The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	高齢者を介護する家族のストレスと心理的安寧に関する実証的研究
Author(s)	安部, 幸志
Citation	大阪大学, 2003, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/60
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

博士論文

高齢者を介護する家族のストレスと心理的安寧に関する実証的研究

An empirical study of the stress and psychological well-being among the family of impaired elderly

大阪大学大学院人間科学研究科
人間行動学講座

Department of psychology,
Graduate school of human sciences, Osaka university

安部幸志

Koji Abe

－目次－

第1章　序論
1-1.　介護者の抱える問題とストレス 2
1-2.　介護負担に関する研究 3
1-3.　介護ストレスの緩衝・調節要因 6
1-4.　介護者の心理的安寧 8
1-5.　介護サービスと介護者のストレス 9
1-6.　本研究の目的 11

第2章　属性要因と介護ストレス
2-1.　介護者および被介護者の基本的属性と介護ストレス 14
2-2.　高齢者の全般的な心身の障害と介護者のストレス 28
2-3.　高齢者の問題行動と介護者のストレス 34

第3章　介護者のストレス評価
3-1.　介護ストレス認知評価尺度の作成 43
3-2.　介護ストレス認知評価尺度の妥当性の検討 51
3-3.　介護ストレス評価とストレス反応の因果関係に関する検討 54
3-4.　介護ストレス評価とネグレクト行動の関連 60

第4章　介護ストレスの緩衝・調節要因と心理的安寧
4-1.　介護マスタリー尺度の作成 68
4-2.　介護者のコーピング方略とストレス反応の関連 75
4-3.　介護者の心理的安寧の構造に関する検討 80

第5章　介護サービスに対する評価と介護ストレス
5-1.　在宅介護の継続要因に関する質的分析 88
5-2.　ケアワーカーの支援行動とサービスへの満足度 94
5-3.　介護サービスの評価と介護ストレスの因果関係に関する検討 102

第6章　総合論議
6-1.　介護ストレスに影響を及ぼす要因 112
6-2.　新たな介護ストレスモデルの提示 115
6-3.　臨床に対する提言 119
6-4.　本研究の問題点 122
6-5.　今後の課題 124

第7章　要約 127

引用文献 132
あとがき 143

第1章　序論

「一人で介護をすることは不可能だとわかりました. 家族のいる人は良いけれど1対1で24時間同じ部屋にいると3ヶ月で神経がおかしくなってしまいました. 地域の人たちのやさしさでやっとここまで来ましたが, いつまで続けられるか自信がありません. 母は病院に行くのも施設にはいるのもイヤだといって泣きます.」（本研究に参加した60歳代の女性の記述より）

人口の高齢化とともに, 運動ならびに知的機能障害を有する高齢者が増加し, その結果自立した生活が困難になった者や疾患を有する者の介護に家族が関わる状況が増加している（松岡, 1993; 溝口・飯島・新野・折茂, 1995; Perel, 1998; Rabins, Mace, & Lucas, 1982）. 高齢者を介護することは長期にわたること, 重度化すれば夜中までも介護が必要になること, 四六時中目がはなせないことなど精神的, 身体的に負担の大きい作業である（岡本, 1988; 杉原・杉澤・中谷・柴田, 1998; 杉澤・横山・高橋, 1992; 上田・橋本・高橋・後藤・来島・大塩・水無瀬・青木・中園, 1994）. 近年, 在宅介護に関する社会的意識の高まりとともに, 家族を支えるためのシステムが整えられるようになり, 要介護者とその家族に対するサポートとして, 要介護者本人に対するデイケア, ショートステイ, 入所施設ケアなどのケアサービスが重要になってきている（坂田, 1989）. しかし, これらの社会的整備が進む一方で, 介護者の心理的ケアは我が国においてほとんど行われておらず, その基礎となる実証的なデータも不足している. そこで, まず, 現在までに行われた介護ストレスに関する先行研究と得られた知見について概観する.

1-1. 介護者の抱える問題とストレス

「私の場合は主人の母です. 主人がもう少し私の気持ちをわかって少しはいたわりの言葉を言ってくれると, あるいは私の気持ちを聞いてくれる人（本当にわかってくれる人）が欲しい・・・. 時々夜中に4回も5回も起きて用をするその時悲しい言葉, いやな言葉を母から聞くと大声を出したくなる. 死んだ方がましだと思うことがある. でもその反面, 体の自由がきかない母の気持ちを考えるとこんなこと考えてはいけない, もっと他人の気持ちを考えなくてはと思う.」（本研究に参加した60歳代の女性の記述より）

要介護高齢者を支える家族が介護を継続していくうちに, 精神的・身体的健康が悪化することが多くの研究者によって明らかにされてきた（Cohen, Luchins, Eisdorfer, Paveza, Ashford, Gorelick, Hirschman, Freels, Levy, Semla, & Shaw, 1990; George, 1990; George & Gwyzer, 1986; Miller, Cambell, Farran, Kaufman, & Davis, 1995; Yates, Tennstedt & Chang, 1999）. その中でも, もっともよく観察されるのが, 長期のストレスに晒されることによるうつ気分や抑うつ状態である（Brodaty, & Hadzi-Pavlovic, 1990; Dura, Stukenberg, Kiecolt-Glaser, 1991; Gallagher, Rose, Rivera,Lovett, & Thompson, 1989; Mittelman, Ferris, Shulman, Steinberg, Ambinder, Mackell, & Cohen, 1995; Schulz & Williamson, 1991; Shields, 1992; 手島・岡本・岡村・浅海・佐藤, 1991; Tennstedt, Cafferata, & Sullivan, 1992）. 最近では, うつ状態に加えて, 情緒的消耗や離人化といった燃え尽き症候群に陥る可能性も指摘されている（岡林・杉澤・高梨・中谷・

柴田, 1999）. また, 身体的な疲労度も大きく, 医学的な問題を抱えることも少なくない（Pruchno & Potashnik, 1989; Taylor, Ford, & Dunbar, 1995）. 一方で, 要介護者の状態が悪化しても, 在宅で介護を続け, 精神的・身体的問題が見られない介護者も少なからず存在する（Pearlin, Mullan, Semple, & Skaff, 1990）.

Lazarus & Folkman（1984）が心理的ストレス認知理論を提唱して以来, このような高齢者を介護することによって生じた様々な問題をストレスとして定義し, 介護者のストレスに着目した研究が行われるようになった（新名・矢富・本間, 1991; 和気, 1993; Zarit, 1989）. 心理的ストレス認知理論の基本的概念は, 環境からの刺激を個人が脅威的であると認知・評価したときに, その刺激はストレッサーとなり, 個人に心理的あるいは身体的ストレス反応を引き起こすというプロセスモデルである. 心理的ストレス認知理論では, ストレスプロセスの最終局面として, うつや不機嫌といった情動反応, 不眠や食欲不振などの身体反応, 無気力や思考力低下といった意識・行動反応などがストレス反応として布置されている（Lazarus & Folkman, 1984）.

高齢者の家族介護にストレス反応過程のメカニズムを適用することは, 介護ストレスの発生メカニズムにおける因果関係を明確化し, 変容可能な因子の探索とそれらへの働きかけに対する示唆が得られる点で特に有効である（和気, 1993）. しかし, ストレスプロセスモデルを介護場面にあてはめることに関しては, 幾つか留意しなければならないことがある. まず, ストレスモデルそのものが未だ仮説の段階であり, 諸要因の関連性についても統一した知見は得られていないということである. 高齢者の身体症状あるいは精神症状といったストレッサーが, 主観的負担を増減させる要因であるかどうかという基本的知見に関してさえ, 測定手続き上の違いはあろうが, 見解の一致に至ってないのが現状である（中谷・東條, 1989）. 次に, ストレスプロセスモデルを構成する諸要因の測定に関して, 一定の方法が存在していないことである. 最近では, 構造方程式モデリング（共分散構造分析）を用いて, 諸要因を測定しようとする試みが行われている（岡林他, 1999; Stull, 1996）しかし, その数はわずかであり, モデル全体を構成するのに十分であるとは言えない. ストレスモデルを構成する諸要因について, より洗練された方法を用いて測定ツールを作成することが必要であると考えられる.

このような留意点を踏まえた上で, 介護ストレスに関する研究を概観すると, 主に2つの要因についての研究が進んでいることがわかる. すなわち, 介護者の介護負担と, ストレスを緩衝・調節する要因である.

1-2.　介護負担に関する研究

1-2-1.　介護負担と精神的健康

「在宅で介護という場合はほとんどが妻, 嫁, 娘であることが多いと思われます. そのため働きにでることも出来ず, 収入はなく, 奉仕とか家族愛という名の下に犠牲を強いられていることが多いのです. 兄弟とか姉妹があっても結局は要介護者と同居している者が全負担を担っているのが現状です.」（本研究に参加した50歳代の女性の記述より）

介護者の精神的健康は, 経済的問題や身体的健康よりも, 介護負担による影響が強く（George &

Gwyther, 1986），特に介護負担が重い場合，介護者が　つ気分に陥ることが明らかにされている（Tennstedt et al., 1992）．しかし，介護負担および介護者の抑うつと，高齢者の様々な心身の障害との関連について，必ずしも一致した知見が得られていないことも事実である．例えば，痴呆性疾患による身体機能の低下や様々な精神症状は介護負担に影響を及ぼさず，家族や親族の親密性が大きな影響を及ぼすという報告（Zarit, Todd, & Zarit, 1986）や，同じく要介護者の身体・精神症状と介護負担との関連はないが，続柄や介護サポートとの関連があるという報告（George & Gwyther, 1986）がある．しかし，その一方で，高齢者の身体機能や問題行動と，負担感との有意な相関があることを明らかにした報告もある（中谷，1992; 和気・矢富・中谷・冷水，1994; Yates et al., 1999）．

そこで，新名（1991）は，これらの相反する研究結果が得られた原因として，研究の背景となる理論なしに研究が進められたことをあげ，介護負担感をLazarus & Folkman（1984）のストレス認知理論に基づき，ストレッサーの認知的評価として操作的に位置づけることを提案している．これは，例えば痴呆性疾患が進行し，要介護者の認知障害が悪化することや，高齢化によって食事や排泄などの日常生活上の援助が必要になるといった，介護場面で起こる様々な出来事（ストレッサー）に対して，一義的に介護者に精神的・身体的なストレス症状が発現するのではなく，その出来事が自分にとってどの程度脅威的であるかという個人の判断過程（認知的評価）を経た結果として，ストレス症状が生じることを想定した理論モデルである（Figure 1-1）．

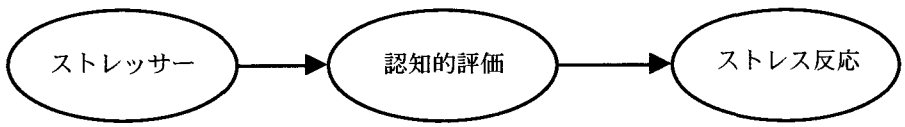

Figure 1-1　理論モデル

現在までに，このLazarus & Folkman（1984）によるストレス認知モデルを参考にし，独自の介護ストレスモデルを構築した研究もいくつか見受けられる．和気他（1994）は，介護負担感をストレッサーとストレス反応の間の媒介要因として位置づけ，対処や社会的支援などを含んだ包括的なモデルを構築している．Lawton, Moss, Kleban, Glicksman, & Rovine（1991）は，介護負担を介護に対する否定的評価として定義し，高齢者の心身の障害の程度は，介護者の否定的評価を増大させ，その結果心理的安寧を損なわせるというモデルを提示している．また，その後，Pruchno, Peters, & Burant（1995）によっても，主介護者，その配偶者及び子供との比較という形でLawton et al.（1991）と同様のモデルが支持されている．Yates et al.（1999）は認知障害と機能障害，そして問題行動を一次ストレッサーとし，それらが介護に費やす時間を増加させ（一次評価），介護者と要介護者との関係や情緒的支援を媒介して，介護負担感（二次評価）に影響を与え，最終的に抑うつにつながるというモデルを示している．

このような介護負担を認知的評価として位置づけた研究は，介護ストレスのメカニズムを解明し，心理的安寧を維持するための援助策を提唱するために有効であると考えられる．しかし，我が国において介護負担をストレスモデルに位置づけ，包括的な検討を行った研究は数少ない．その原因の一つとして，

我が国では, ストレス認知理論を踏まえた上で, 従来の負担感を認知的評価として操作的に定義し, 作成された尺度が見受けられないことが考えられる. 欧米では, そのような操作的定義のもとに, Lawton, Kleban, Moss, Rovine, & Glicksman（1989b）のCaregiving Appraisal Scale（以下, CASと略記する）, あるいはPearlin et al.（1990）の「介護の重荷」尺度などが開発されている. CASは「主観的負担」,「介護の衝撃」,「介護達成感」,「介護満足感」,「伝統的介護のイデオロギー」の6因子から構成されるという仮説をもとに分析され, そのうち「主観的負担」,「介護の衝撃」および「介護満足感」因子の信頼性と妥当性が確認されている（Lawton et al., 1989b）.「介護の重荷」尺度は, 4項目からなる尺度であり, おもに介護者の認知された消耗感や束縛感を測定するものである（Pearlin et al., 1990）. 我が国においても, 介護負担感を介護者の認知的評価として位置づけ, 検討するためには, これらの尺度と同様に, ストレスモデルを前提として, ストレッサーやストレス反応との概念的重複が小さい尺度を開発することが必要であろう.

1-2-2. 介護負担と虐待行動

「在宅で人工呼吸器を夜の就寝時に着装していたため, 吸引他の介護のため夜間に3度位起きています. 3ヶ月, 半年と連続して寝不足状態が続いたため, 時々限界を感じる時があります. そんなとき, 感情が不安定となって怒りっぽく介護者にあたってしまいます.」（本研究に参加した60歳代の男性の記述より）

メディアや政治的関心の高さに関わらず, 介護を必要とする高齢者に対する家族の虐待行動および遺棄・放任行動の発生要因については, いまだ推測の段階であり, その実態は現在までほとんど明らかにされていない（Wolf, 1997）. 我が国では金子（1987）による報告以来, 10年以上にわたって様々な立場から研究が行われてきたが（田中, 1995; 高崎・佐々木・谷口・水野・千葉・矢野・渡辺・他会員一同, 1995; 上田・水無瀬・大塩・橋本・高坂・福間・大西・青木, 1998; 上田, 2000）, その問題定義と概念化の困難さゆえに, 研究報告の数は非常に限られている. 例えば, 田中（1995）は, 在宅介護支援センターを対象とした調査を行い, 相談ケースの中から虐待と考えられるケースを抽出して検討した. その結果, 虐待を受けた高齢者の80％が日常生活上の介護を必要とする者であること, そして, 身体的虐待もさることながら, ネグレクト（世話の怠慢）の割合が非常に高いことを報告している. また, 上田他（1998）は保健・医療・福祉専門職で在宅の要介護高齢者の虐待と思われるケースを担当した者に質問紙調査を行い検討した結果, 心理的・言語的虐待や意図的放任が50％以上を占めており, 虐待の原因として介護負担や介護ストレスが大きく関与していることを報告している. 加えて, 上田（2000）は介護者に直接質問紙調査を行った結果, 不適切処遇の経験のある介護者が32.4％にのぼっており, その発生には憎しみの感情と介護負担が関連していることを報告している.

上田（2000）やCompton, Flanagan, & Gregg（1997）は, 当事者である介護者に直接質問紙調査やインタビュー調査を行っている. このような介護者への直接的な調査は, 間接的な調査よりも, 虐待と介護者の心理状態やストレスなどの内的要因との関連をさらに明確にすることができると考えられる. しかし, 現在までの研究は第三者による観察研究が主であり, 直接介護者に調査を行った研究は数少ない. この

原因としては, 介護者が虐待やネグレクトを自己報告することはほとんどなく, また, たとえ報告を求めたとしても, それが信頼のおけるものかどうか疑問が残ることがあげられよう（Reis & Nahmiash, 1995）. 例えば, 家族による虐待を自己報告で求める尺度として, Straus（1979）によるConflict Tactics Scaleがあるが, この尺度には「叩きのめした」,「銃か刃物で脅した」など暴力に焦点を当てた項目が多く, 回答が非常に歪んでしまう傾向にあるという（Pillemer & Suitor, 1992）. このような, 虐待やネグレクトに関する質問は, 虐待を行っている者を強烈に批判していると解釈されるため, 虐待者は, 事実と異なり社会的に受け入れられる回答をしやすいとされている（Sengstock & Hwalek, 1987）. そこで, Reis & Nahmiash（1995）は, この問題を解決し, 介護者による報告を用いた実証的研究を可能にするために, Caregiver Abuse Screen（以下, CASEと略記する）を作成している. この尺度は, 高齢者への身体的虐待, 心理社会的虐待, ネグレクトを測定することを目的として作成されているが, 具体的な虐待行動について問うものではなく, むしろそれらの行動への感情を測定するものである. このように, 間接的で抵抗感の少ない表現方法を用いて介護者に直接質問を行うことで, 心理統計学的な信頼性と妥当性について検討することが可能となる. また, それによって, 測定できる範囲内における様々な要因との関連を実証的に検討することができ, 虐待やネグレクトの発生を予測し, 予防することにつなげることができると思われる. これまで, 我が国においてそのような試みは行われていないが, 高齢者のQuality of Life（以下, QOLと略記する）を守るためにも, 研究者が積極的に取り組んでいく必要がある.

1-3.　介護ストレスの緩衝・調節要因

介護者のストレスを的確に把握し, それに働きかけるには, 負担感の測定とともに, ストレスを緩衝・調節する役割を果たしている要因を把握することも不可欠である. この緩衝・調節要因に関する研究は大別すると, 3分野に区別することが出来ると思われる. すなわち, 介護者がストレス場面においてどのような働きかけを行っているか（対処方略）, サポートの認知は, ストレス軽減に役立っているのか（社会的支援）, そして介護に対する達成感がどのような役割を果たしているのか（マスタリー）という分野である. 介護者が抱える諸問題を解決するための有用な知見がそれぞれの研究において得られている. 次にそれぞれの分野における研究内容について概観する.

1-3-1.　対処方略に関する研究

「精神的, 身体的, 時間的にゆとりが無くなると介護する人も病気になる恐れがあると思います. それを避けるため姉妹, 配偶者などに交替してもらったり, ショートステイなどを利用してリフレッシュをしています. 休息と気分転換によってまた, 意欲的に介護ができるのです.」（本研究に参加した60歳代の女性の記述より）

介護者が, 介護に拘束されすぎることなく, 精神的健康を維持していくためには, 介護に対する外部資源の拡充とともに, 介護者の対処のあり方が重要である（和気, 1993）. そこで, Quayhagen & Quayhagen（1988）は, 家族介護者を対象に, 対処方略に関する質問紙調査を行い, 問題解決因子, 援助要請因子, 実存的成長因子, 脅威の最小化因子, 空想因子と自責因子という6因子を抽出した. Quayhagen & Quayhagen（1988）の研究では, 介護への対処方略が異なれば, 幸福感やストレスを感じることも異なってくると

いう結果が得られている. 和気（1993）は介護者の対処方略を把握する尺度を作成し, のちに負担感や燃え尽きとの関連を見ている（和気他, 1994）. 和気他の研究では, 対処方略は介護の必要性が高まることに規定され, 負担感と燃えつきとの間の緩衝要因として機能することが明らかにされている. Pruchno & Resch（1989b）は問題焦点型対処方略として手段的対処因子を抽出し, 次に情動焦点型対処方略として, 願望的思考因子, 受容因子, 精神内的因子を抽出している. のちにPruchno, Burant & Peters（1997）は4 次元の尺度を再構成し, 対処方略の違いが, 抑うつに影響を与えることを示している. 最近では, 岡林他（1999）が, 洗練された分析手法を用いて, 欧米と異なり我が国の介護者にとって, 介護から適度に距離を取り, 自分自身の自由になる時間を持つことが精神的に消耗することを防ぐ一つの重要な手段になることを示している.

岡林他（1999）に見られるように, 家族介護者の精神的健康と対処方略との関係は, 欧米における知見がそのまま他の国々に当てはまるとは限らない. 近年では, このようなストレス対処に関する文化差に焦点を当てた研究が増えつつあり, 例えば, Lee & Sung（1998）はアメリカ人の介護者は韓国人の介護者よりも様々な対処方略を用いる傾向にあることを報告している. また, Shaw, Patterson, Semple, Grant, Yu, Zhang, He, & Wu（1997）は, Folkman & Lazarus（1988）の対処方略尺度を翻訳し, 中国人の介護者サンプルとアメリカ人の介護者サンプルとで比較した. その結果, 下位尺度である行動的衝突因子, 認知的回避因子については差がなく, 認知的衝突因子, 行動的回避/社会的支援因子においては, 中国人の方がより広く行き渡っていることが示されたという. 我が国においては, 和気他（1994）や岡林他（1999）によって研究が行われている. これらの尺度は主に介護者の燃え尽きとの関連について検討されており, 一般的な精神的健康の指標（George & Gwyther, 1986）である抑うつや不安との関連については, 未だ十分には明らかにされていない.

1-3-2. 社会的支援に関する研究

「在宅介護で一番大切なことは, 金銭及び介護補助を求めるよりも, 老人介護をしている者に対する理解, 感謝の気持ちです. これは同居している家族はもちろんですが親族, 兄弟が特に理解・感謝が必要だと思います.」（本研究に参加した60歳代の女性の記述より）

新名他（1991）は, 家族介護者の安寧を守り, 長期に渡る介護を続けていくためには, 社会的支援を受けることが重要な要因であるとし, 心理的に支えるようなサポートが, 負担感を緩衝する効果を持つことを明らかにしている. Haley, Roth, Coleton, Ford, West, Collins, & Isobe（1996）は, 社会的支援が介護ストレッサーと負の関連を持ち, 人生満足度と正の関連, 抑うつとは負の関連があることを構造方程式モデリングを用いて示している. これらの研究結果は, 社会的支援が介護者にとって直接的・間接的にストレスを軽減することを示していると考えられる. しかし, 社会的支援を扱う研究の多くは, サポートの広がりや人数などの変容不可な客観的事実を測定し, どのようにすれば介護者がよりよい社会的支援のネットワークを作り上げるのを手助けすることが出来るのか, という介入のための視点に乏しいという指摘もある（Liary & Miller, 1986）.

1-3-3. マスタリーに関する研究

「高齢者の入院中に,介護の講習を10日間受けました.それまでは肋骨を折ったり,腰や手を痛めたりしていましたが,先生に習ったように介護しますと,今まできょとんとしていた高齢者が,言ったとおりに動き,私も手を出して介助することも徐々に減ってきました.」（本研究における調査に参加した70歳代の女性の記述より）

介護に関わる様々な出来事に対する判断は,常に否定的意味を帯びたものではなく,肯定的意味も観察されることがある.Lawton et al.（1989b）は,介護者が負担や負担感といった否定的側面のみを訴えるのではなく,介護に対して肯定的な態度を取る介護者もみられることから,介護負担や満足感,対処努力による効力感などもストレッサーに対する幅広い意味での認知的評価として位置づけている.また,Kinney & Stephens（1989）は,家族が介護を行うことによって,精神的高揚感が生まれることもあると述べている.この精神的高揚感は,介護のプロセスの中で起こるささやかな喜びや慈しみの中で獲得されるという（Lawton et al.,1989b）.

このような介護に対する肯定的評価の中で,もっとも重要視されているのが,「介護マスタリー」である（Yates et al., 1999）.「マスタリー（Mastery）」とは,ある問題に対する解決能力やその予期に関する比較的安定した自己知覚として定義される（Pearlin & Schooler, 1978）.Lawton et al.（1989b）は,この「マスタリー」を介護場面に応用し,「介護マスタリー」を「介護プロセスの中で起こり得る,様々な出来事に対する介護者個人の能力や行動に対する肯定的評価」として定義している.「マスタリー」は,精神的健康の維持や在宅介護の継続,そして被介護者が死亡後,生活に適応していくために非常に重要な役割を果たすとされている（Skaff, Pearlin, & Mullan, 1996）.加えて,介護に関する正しい知識と介護方法を理解し,実践できるよう援助することで,「介護マスタリー」が上昇し,精神的健康の悪化を防ぐことが可能であるとされているが（Li, Seltzer, & Grennberg, 1999）,そのアセスメントを行うための適切な尺度は,未だに開発されていない.探索的な研究としては,Lawton et al.（1989b）が「介護マスタリー」の概念を整理し,これを測定する尺度を開発することを試みているが,抽出した概念構造を検証的因子分析において確認できなかったため,以後の研究では使用されていない.介護マスタリーがLi et al.,（1999）の指摘にあるように,看護・介護職による教育的介入によって変容可能な要因であるならば,ストレスフルな状況下におかれている介護者の精神的健康を維持するためにも,それらに着目した研究が必要であると考えられる.

1-4. 介護者の心理的安寧

「介護を続けるためには,介護者の健康と心の安らぎ,そしてホッと出来る一時の確保が重要です.私宅では老いた親の食事,身の回りの世話に明け暮れているのが現状です.一日としてゆっくりできる状態ではありません.」（本研究に参加した70歳代の男性の記述より）

近年,QOLや心理的安寧に関する研究が盛んになり,否定的心理状態である抑うつや不安だけでなく,満足感や幸福感といった肯定的心理状態にも目を向けようとした研究が増えつつある（石原・内藤・長嶋, 1992）.特に,重篤なストレスに晒されていると考えられる痴呆性老人の介護者やHIV患者のパー

トナーを対象とした研究において, このような心理状態を二つの側面から捉えようとする視点を実際に応用した実証的研究がいくつか見受けられる. Lawton et al.（1991）は, 痴呆性疾患を含む虚弱老人の介護者を対象とし, 否定的感情としてRadloff（1977）によるCenter for Epidemiological Studies Depression（以下, CES-Dと略記する）, 肯定的感情としてBradburn（1969）によるAffect Balance Scale （以下, ABSと略記する）を用いて, 介護者の心理的安寧とその関連要因について検討している. Haley et al.（1996）は, 同じく高齢者の家族介護者を対象とし, 安寧の否定的側面として, CES-D, 肯定的側面として, Wood, Wylie, & Sheafer （1969）によるLife Satisfaction Index - Z（以下, LSI-Zと略記する）を位置づけ, 対処方略との関連について検討している. Pruchno et al.（1995）はLawton et al. （1991）と同じくCES-DとABSを用いて痴呆性疾患を有する高齢者の主介護者およびその配偶者と子供を対象とした調査を行い, 介護が家族全体に及ぼす影響について検討している. また, Folkman（1997）はHIV患者のパートナーを対象として, CES-DおよびABSを用いた調査を行い, これらとコーピングとの関連について検討している.

上記に見られるように, 介護者の心理的安寧を二つの側面から検討した研究においては, 肯定的感情の測定にABSが用いられることが多い. ABSとは, Bradburn（1969）が提唱した感情の二元性仮説に基づいて作成された尺度であり, 否定的感情と肯定的感情をそれぞれ別個の因子として測定することを目的としている. しかし, ABSについて基礎研究の立場から批判がないわけではない. 例えば, Diener & Emmons（1984）は, ABSの項目が状況に特化しすぎており, 広範囲における心理的影響を測定することには必ずしも適していないことや, 天井効果がみられること, 表現があいまいであり, 両義にとれる項目が混在していることなど様々な問題点を含んでいると指摘している. 現在では, このようにABSに対する批判的検討が加えられ, 新しい感情尺度が作成され始めている（小川・門地・菊谷・鈴木, 2000; 寺崎・岸本・古賀, 1992; Watson, Clark, & Tellegen, 1988）.

一方, そのようなBradburn（1969）を初めとする感情研究によって蓄積されてきた肯定的感情に関する基礎的知見と, 心理的満足感との概念的統合やその関連性について検討した研究も見受けられる（古谷野, 1982; 古谷野・柴田・芳賀・須山, 1989; Liang, 1985）. Liang（1985）は, ABSとNeugarten, Havighurst, & Tobin（1961）によるLife Satisfaction Index - A（以下, LSI-Aと略記する）の項目を用いて検証的因子分析を行い, 肯定的感情と満足感との間に共通の概念（心理的安寧）が存在することを明らかにしている. また, 我が国においても, 古谷野他（1989）が, Lawton（1975）によるPhiladelphia Geriatric Center モラールスケール（以下, PGCモラールスケールと略記する）やLSI-Aなどの主観的幸福感・満足度尺度を統合した生活満足度尺度を作成している.

しかし, 上述の感情尺度では, 肯定的感情と否定的感情を網羅して測定することを目的としているため, 項目数が多く, また概念的統合を試みた研究では, 主に高齢者の生活満足度やモラールに焦点を当てているため, 懐古的な項目が含まれており, 介護者を含む様々な年齢層に適用することは難しいと考えられる.

1-5. 介護サービスと介護者のストレス

1-5-1. 介護サービスの利用が介護ストレスに及ぼす影響

「長男の嫁だからするのが当たり前のように思われ, 何の援助もなく負担が多く, 一人で頑張るにも限度があり, ストレスがたまります. どこにもでかけることもできず, 毎日が同じことの繰り返し. いつ

まで続くのか不安になるばかりです.その為には本人に了解してもらって一時的にも施設を利用したいと思います.」（本研究における調査に参加した50歳代の女性の記述より）

介護サービスとストレスとの関係について検討した実証的研究は，デイケアサービスに着目した研究と，他の複合したサービスに着目した研究に区別することができる.

Gottlieb & Johnson（1995）は，デイケアプログラムの利用によって，5ヶ月前の水準と比較すると家族の主観的ストレス，不安，そして身体的症状は減少したが，抑うつに効果はみられなかったことを報告している．また，Guttman（1991）は，Gottlieb & Johnson（1995）と同じく，6ヶ月のデイサービス利用によって，家族のストレスが減少しているが，抑うつには変化がみられなかったことを報告している．Strain, Chappell, & Blanford（1988）は，抑うつではなく家族の人生満足度を結果指標として用い，1年のデイサービス利用によって満足度が上昇したことを明らかにした．しかし，Henry & Capitman（1995）は，デイサービスとストレスに関する全国調査を行った結果，サービスはストレスに対し，有意な効果をもたらしていないことを報告している.

これらのデイケアサービスに関する研究では，ストレスの定義や心理的安寧の定義などが定まっておらず，それぞれの結果を比較することは困難である．そこで，Zarit, Stephens, Townsend, & Greene（1998）は，Pearlin et al.（1990）の介護ストレスモデルを用いて，介護者の主観的な拘束感，負担感，心配事を「ストレス評価」，抑うつ，怒り，ポジティブアフェクトを「心理的安寧」として位置づけ，短期間（3ヶ月）及び長期間（1年）におけるサービスの効果について検討した．その結果，短期間の利用によって，負担感，心配事，抑うつ，不安が減少し，長期間の利用によって，負担および抑うつが減少することを明らかにした.

様々な複合サービスの効果について検討している研究では，デイケアはそのサービスの選択肢の一つである．Lawton, Brody, & Saperstein（1989a）はデイケアや訪問看護，ホームヘルプなどの在宅レスパイトケアを行った実験群と，それらのサービスを積極的に利用することが不可能な地域に在住する統制群を比較する調査を行った．しかし，1年後において，実験群と統制群との間に心理的安寧と介護ストレスに関する違いは見られなかったことを報告している．Montgomery & Borgatta（1989）は，複合したサービスを利用している介護者を実験群，利用していない介護者を統制群とし，1年後における主観的負担の変化の違いを検討したところ，実験群では有意に統制群に比べ負担が減少していた．また，それに続いたKosloski & Montgomery（1993）の研究では，デイケアを利用している群，デイケア以外のレスパイトケアを利用している群，そしてそれらの利用を希望しているが待機している群の3つの群を設定し，6ヶ月後の変化を検討した．その結果，サービスの種類に関わらず，サービス利用群のモラール（全般的な幸福感）は上昇し，主観的負担は減少していた．そして，統制群の設定は行っていないが，Cox（1997）はサービスを利用している介護者を対象に縦断的調査を行い，サービスの利用によって負担が減少したことを報告している．これらの研究では，必ずしも一致した知見が得られているとは言い難いが，いくつかの研究において介護ストレスが減少していることが実証されていることは注目に値する．しかし，我が国においては，そのようなサービスがストレスに及ぼす効果について検討した研究は，ほとんどみられない．社会福祉サービスの目的は，介護者のストレス軽減のみではなく，高齢者の生きがい対策（主にデイサービス）や適切な看護・介護の提供（訪問看護・ホームヘルプ）など多岐にわたるが，それら

と介護ストレスとの関連について検討することが強く求められよう.

1-5-2. 介護サービスの質的評価

「介護に関わるヘルパーさんに対する教育をもっとしていただきたいです. 私は病院へ電車をのりついで二日おきに通っておりますが, 自分たちの仕事を早く片づけたいために食事の時に患者の口へ無理矢理に入れ, 患者さんが歯を食いしばって阻止している様をみたことがあります. 「早く食べ」とか「もういらんの」とかいってお膳を引き上げていくのをみました. その他, ナースコールは手の届かないとこにおき, 呼んでも来てもらえない. 聞いても聞かんふりをしたことがありました. 」本研究における調査に参加した70歳代の女性の記述より）

近年では, サービスを単に利用するだけではなく, その中身やスタッフの行動についても言及されるようになってきた（Zarit, Gaugler, & Jarrott, 1999）. 例えば, サービスの満足度に関する研究（Buono, Busato, Mazzetto, Paccagnella, Aleotti, Zanetti, Bianchetti, Trabucchi, & DeLeo, 1999）や, 介護の質を評価しようとする試み（和気・中野・冷水, 1998）が見受けられるが, これらと介護ストレスとの関連については, ほとんど検討されていない. 我が国においては, 1996年に「高齢者在宅福祉サービス事業者評価」が作成され, ①利用者本位・自己決定, ②残存能力の活用－自立支援, ③サービスの統合性, ④サービスの柔軟性・即応性がサービスの評価基準とされている（全国社会福祉協議会, 1996）. 今後, 高齢者だけでなく, 介護者のケアも考慮に入れたサービス提供を目的とするならば, これらの指標を参考とし, 介護者によるサービスの質的評価尺度の作成を行い, その評価と介護ストレスとの関連を検討することが強く求められる.

1-6. 本研究の目的

本研究では, 以上の議論を踏まえ, 介護者のストレスプロセスと, 介護サービスとの関連について着目する. 本研究では, まず介護者のストレスプロセスをLazarus & Folkman（1984）にもとづきストレッサー, ストレス評価, そしてアウトカムから構成する. また, 介護サービスや社会的支援を介護資源として, Pearlin et al.（1990）にもとづき, ストレス評価やアウトカムに影響をあたえる要因として位置づける（Figure 1-2）. 本研究では, このモデルを用いて, 次の2点を明らかにすることを目的とする.

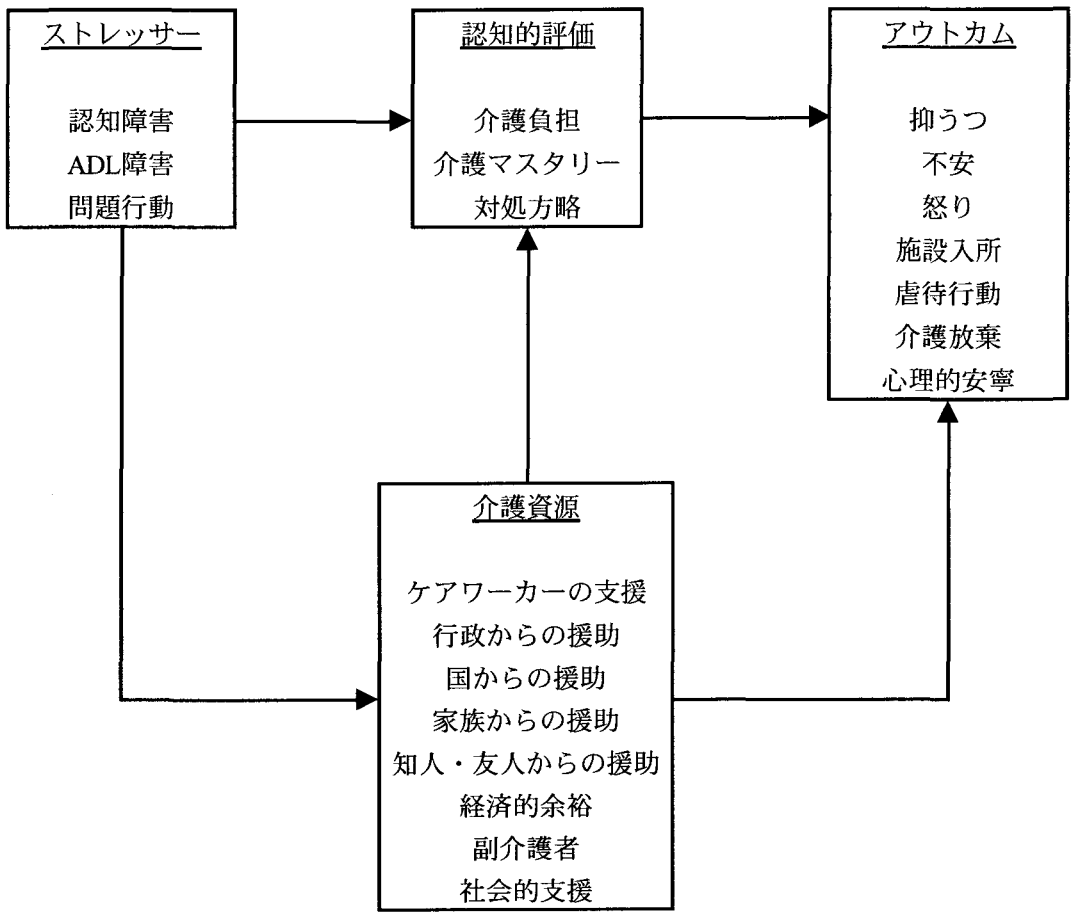

Figure 1-2 介護ストレスプロセスの概念モデル

まず, 第一点として, 介護者のストレスに対する影響要因および介護ストレスプロセスそのものを解明することを目的とする. ストレスに対する影響要因について幅広く検討することは, 介護ストレスを理解する第一歩となるであろうし, ストレスプロセスそのものを検討することは, 今後介護者のストレスを理解し, 介入のための計画を構築する上で重要な研究となると考えられる. 第二点として, 介護サービスの質に対する評価基準を作成し, その評価と介護ストレスとの関連について検討することを目的とする. 評価基準を作成することは, 介護サービスの質に関する基礎的データを蓄積し, 介護ストレスやサービスへの満足度との関連を検討するためにも非常に重要である. このサービスの質に関する評価と介護ストレスとの関連を多角的に検討することで, 介護ストレスを軽減するためのサービスについて, 我が国において初めて実証的な観点からの示唆が得られることになる.

第2章　属性要因と介護ストレス

2-1. 介護者および被介護者の基本的属性と介護ストレス

2-1-1. 目的

本節では, 介護者のストレスと関連する属性要因を明らかにすることを目的とする. 本節では介護者の属性要因として, 性別, 年齢, 続柄, 介護者の教育歴, 副介護者の有無, 仕事の有無, 経済的余裕, 健康状態を取り上げ, 検討を行う.

2-1-2. 方法

対象と測度

1999年度データ

本節では1999年度に行った調査と2001-2002年に行った調査におけるデータを分析する. 1999年度データは, 大分市のデイサービス利用者あるいは訪問看護サービス利用者の家族に対し, "在宅介護に関するアンケート調査"として質問紙調査を行ったものである. その調査では, 質問紙に加え, 調査に対する説明, 調査に対する同意書, 返送用の封筒で構成した配布物を, 施設から直接家族に配布し, 無記名で回答を求めた. 質問紙は698通配布し, 257 通を回収した（回収率36.8％）. そのうち, 「同意しない」と答えた介護者は6 名であった. 本節では251の回答のうち, 著しく欠損値があったものを除いた236名の回答を分析の対象とした.

236名の回答の単純集計結果をTable 2-1およびTable 2-2に示す. 性別については, 介護者の性別および被介護者の性別についてそれぞれ回答するよう求めた. 年齢については, 介護者, 被介護者ともに調査時の実年齢を回答するよう求めた. 続柄については, 介護者から見た被介護者の続柄として実親, 配偶者の親, 配偶者, きょうだい・その他という選択肢を設けた. 介護時間については, 「一日のうち介護に従事する時間はどれくらいですか」という設問に対し, 30分未満, 30分以上90分未満, 90分以上という三つの選択肢から回答するよう求めた.

この1999年度調査ではCES-D（Radloff, 1977）の11項目版（ Kohout, Berkman, Evans, & Cornoni-Huntley, 1993 ）を用いて介護者のストレスを測定した. このCES-Dは, 介護者のストレス反応を測定する尺度として使用頻度が高く, 信頼性・妥当性も十分に検討されている（Gallant & Connell, 1998; Lawton et al., 1989b; Lawton et al., 1991; Miller et al., 1995; Yates et al., 1999）. また, その短縮版に関しても, 我が国の高齢者を対象とした調査において信頼性と妥当性が確認されている（岡林・杉澤・矢富・中谷・高梨・深谷・柴田, 1997）. 本節では各設問に対し, 「ほとんどなかった」, 「ときどきあった」, 「よくあった」の3件法で回答を求めた. 「ほとんどなかった」に1点, 「ときどきあった」に2 点, 「よくあった」に3 点を与え（ポジティブ感情を表す項目は, 逆転項目として処理した）, 各項目の得点を単純加算した. また, 被介護者における心身の障害を測定するために認知障害尺度（厚生省, 1998）と日常生活動作（Activities of Daily Living; 以下ADLと略記する）障害尺度（北島・小山・藤林, 1993）を用いた. 認知障害の程度は, 「毎日の日課を理解することが出来る」, 「生年月日や年齢を答えることができる」など5 項目について, 「できる・できない」の2 件法で測定した. 「できる」に1点, 「できない」に2点を与え, 5 項目の合算得点を用いて認知障害の程度とした. これは点数が高くなるほど認知障害の程度が重いことを示す. ADLの障害は, 北島他（1993）の短縮版ADL尺度（要介護度尺度）を用いて測定した. これは4つの生活分野（移動・食事・入浴・排泄）における支援や介護の必要量を測定するもので, 点

数が高いほど介護量が増えることを示している. 本節では「自立」から「全面的に介助を要する」まで順に1点から4点を与え, 各分野の得点を単純加算し, 総得点を算出した.

このCES-D, 認知障害, ADL障害についてはそれぞれ欠損値処理を行った. 具体的には, CES-Dは4項目以上欠損値が見られた者はCES-D全体の欠損回答として扱ったが, 3項目以下の場合は個人のCES-Dに関する回答の平均値を欠損値に代入した. また, 認知障害およびADL障害は3項目以上欠損値が見られた者は全体を欠損回答として扱ったが, 2項目以下の者はCES-Dと同じく個人得点の平均値を欠損値に代入した.

Table 2-1 1999年度調査における対象者の属性に関する記述統計

		N	%
介護者の性別	男性	43	18.6
	女性	188	81.4
	欠損値	5	
続柄	実親	85	37.4
	配偶者の親	37	16.3
	配偶者	73	32.2
	きょうだい・その他	32	14.1
	欠損値	9	
介護時間	30分未満	40	19.2
	30分以上90分未満	52	25.0
	90分以上	116	55.8
	欠損値	28	
被介護者の性別	男性	80	34.9
	女性	149	65.1
	欠損値	7	

Table 2-2 1999年度調査における対象者の属性に関する記述統計

	Mean	*SD*	範囲
介護者の年齢	58.99	12.96	26-88
CES-D11項目版	18.55	4.20	11-30
被介護者の年齢	80.36	8.61	50-99
認知障害5項目版	6.11	1.66	5-10
ADL障害4項目版	9.46	3.93	4-16

2001-2002年度データ

1999年度データに加え, 本節では2001年から2002年にかけて行った縦断的調査のデータについても分

析を行う. これまで, 我が国で行われた介護ストレスに関する研究は, サンプリングの手続きが一定でなく, 再現性に乏しい研究が多い. 加えて, 対象者から十分な同意を得ずに行っている, 対象者と親しい者が記入を依頼し, 断ることが困難であるなど倫理面での配慮が十分でないものも見受けられる. そこで, 2001年-2002年度調査においてはある程度十分な標本数を確保しつつも, 再現性が高いサンプリング手続きを取ることを試みた. 具体的には2001年10月に大阪府吹田市, 茨木市, 豊中市において介護保険法に基づくサービス事業を行っているすべての施設および事業所に対し, 調査の趣旨説明を郵送し, 調査への参加を募った. その結果, 40施設および事業所から調査参加の意思表示を得られたため, これらの施設および事業所を通じ, 介護サービスを利用している高齢者の家族に調査趣旨書と調査への参加同意書を配布した. この過程において1施設が参加を取りやめ, 4施設では配布が行われなかった. その結果, 36施設を通じ732通が配布され, 同意書を回収したのはそのうち260通であった（回収率35.5%）. その260名に対して質問紙を郵送し, 記入後に返送するよう求めた結果, 239通を回収した（回収率91.9%）. そのうち, 同意から質問紙郵送の間に被介護者が死亡する, 高齢者が質問紙に答えるなど対象外と思われる4名の回答を除き, 235名の回答を分析対象とした.

また, この235名に対しては, 6ヶ月後にあたる2002年6月に追跡調査を行った. この追跡調査では, まず質問紙を配布することを葉書にて通知し, その後に質問紙の郵送を行い, 記入後に返送するよう求めた. その結果, 195名から回答が得られ（回収率83.0%）, そのうち被介護者が半年間で死亡したと回答したのは5名であった.

本節では, まず初回調査における回答について分析を行う. この回答の単純集計結果を示したのがTable 2-3およびTable 2-4である. この調査では, 1999年度調査において使用した項目に加え, 婚姻状態, 職業, 教育歴, 健康状態, 経済的余裕, 副介護者の有無, 社会的支援の有無, 介護拘束度を介護者の属性要因として測定した. また, CES-Dは1999年度調査において使用した11項目版ではなく, Radloff（1977）による原版である20項目版（島・鹿野・北村・浅井, 1985）を用いた.

婚姻状態は, 既婚, 未婚, 死別, 離別の4つの選択肢を設け, その中から一つを選択するよう求めた.

職業の有無としては, なし（パート・アルバイトを含む）, あり（自営業を含む）の二つの選択肢を設定し, 一つを選ぶよう求めた.

教育歴は, 「あなたが最後に出られた学校」として中学校・旧制小学校, 高校・旧制中学校, 専門学校・短大, 大学・大学院の4つの選択肢を設け, 一つを選ぶよう求めた.

健康状態としては「現在のあなたの健康状態」として, 1.　非常によい, 2.　よい, 3.まあまあ, 4.　よくないの4件法で回答を求めた.

経済的余裕は「家庭全体の暮らし向き（経済的余裕）」として, 1.　かなり苦しい, 2.　やや苦しい, 3.普通, 4.やや余裕がある, 5.余裕があるの5件法で回答を求めた.

副介護者の有無は「ご家族の中で介護を手伝ってくれる人の有無」としてなし, ありから一つを選択するよう求めた.

社会的支援は「ご家族や親戚はあなたを力づけたり, 励ましてくれることがありますか」という設問に対し, 1.まったくない, 2.少しはある, 3.いつもそうであるの3件法で回答を求めた.

介護拘束度については, 「ここ最近, あなたは高齢者の方のために, 着替えや食事, 排泄などのお世話をどの程度なさっていますか」という設問に対し, 1. 1日中かかりっきり, 2.ほとんどかかりっきり, 3.か

かりっきりではないが毎日, 4.週に2～5日ぐらい, 5.週に一度くらい, 6.ほとんどしていないの6件法で回答を求めた.

これらの介護者の基本的属性に加え, 被介護者の基本属性として, 被介護者の年齢, 痴呆の有無, 要介護度, 認知障害およびADL障害を測定した（Table 2-5およびTable 2-6）. 痴呆の有無は, 痴呆の種類に関わらず痴呆であるという診断がある場合は「あり」, 診断がない場合は「なし」と回答するよう求めた.

要介護度については, 調査時点における最終の介護保険の認定アセスメントの結果を記すよう求めた.

認知障害については1999年度調査において使用した項目に加え,「直前に何をしていたかを思い出すこと」の1項目を加えた6項目を用いた. また, ADL障害についても, 認知障害と同様に1999年度調査において使用した項目に加え,「着替え」および「整容（身じたく）」の2項目を加えた6項目を用いた.

Table 2-3 2001年度調査における対象者の属性に関する記述統計

		N	%
性別	男性	46	19.8
	女性	186	80.2
	欠損値	3	
続柄	実親	98	42.6
	配偶者の親（義理の親）	53	23.0
	配偶者	69	30.0
	きょうだい・その他	10	4.3
	欠損値	5	
婚姻状態	既婚	188	81.4
	未婚	28	12.1
	死別	9	3.9
	離別	6	2.6
	欠損値	4	
職業	なし（パート、アルバイトを含む）	177	76.6
	あり（自営業を含む）	54	23.4
	欠損値	4	
教育歴	中学校・旧制小学校	33	14.3
	高校・旧制中学校	104	45.0
	専門学校・短大	51	22.1
	大学・大学院	43	18.6
	欠損値	4	
副介護者の有無	なし	127	54.7
	あり	105	45.3
	欠損値	3	

Table 2-4 2001年度調査における対象者の属性に関する記述統計

	Mean	*SD*	範囲
年齢（歳）	60.71	10.76	33-91
健康状態	2.62	0.77	1-4
経済的余裕	3.03	0.86	1-5
社会的支援	2.18	0.60	1-3
介護拘束度	3.32	1.28	1-6
CES-D	36.27	10.39	20-77

Table 2-5 2001年度調査における被介護者の属性に関する記述統計

		N	%
性別	男性	74	32.0
	女性	157	68.0
	欠損値	4	
痴呆の有無	なし	146	65.5
	あり	77	34.5
	欠損値	12	
認定された要介護度	要支援	6	2.6
	要介護1	46	19.6
	要介護2	71	30.2
	要介護3	36	15.3
	要介護4	37	15.7
	要介護5	39	16.6

Table 2-6 2001年度調査における被介護者の属性に関する記述統計

	Mean	*SD*	範囲
年齢（歳）	82.06	9.24	54-103
認知障害6項目版	7.75	1.97	6-12
認知障害5項目版	6.28	1.60	5-10
ADL障害6項目版	16.11	5.42	6-24
ADL障害4項目版	10.69	3.60	4-10

分析方法

本節では, 1999年度データおよび2001-2002年度データのそれぞれにおける基本的属性をもとに比較検討を行った. そのうち, 共通する基本的属性に関しては, 両データにおける分析結果を双方とも記した.

2-1-3. 結果

介護ストレスの性差に関する分析

1999年度データと2001-2002年度データにおける介護者の性別をもとに, t検定を用いて介護ストレスの性差について分析した結果をTable 2-7 に示す. 分析の結果, 両データともCES-D得点に関して, 性別による有意差はみられなかった.

Table 2-7 CES-Dの性差に関する分析結果

		N	Mean	*SD*	t-value
1999年度データ[1)]		227			
	男性	43	18.70	3.54	
	女性	184	18.50	4.37	0.08
2001-2002年度データ[2)]		227			
	男性	45	36.83	11.41	
	女性	182	36.16	10.17	0.15

[1)] CES-Dの11項目版を使用し, 3件法で回答を求めた

[2)] CES-Dの20項目版を使用し, 4件法で回答を求めた

介護ストレスの続柄間の比較分析

それぞれの続柄でのCES-D得点を比較するために, 一元配置分散分析を行った（Table 2-8）. まず1999年度データにおいては, CES-D得点に続柄による有意差があることが明らかとなった（$F(3, 219) = 11.86$, $p < .001$）. そこで, 多重比較（Tukey の最小有意差）を行ったところ, 配偶者群が他のすべての群より高得点であることが明らかとなった.

一方で2001-2002年度データにおいては, 続柄間に有意差はみられなかった.

Table 2-8　CES-Dにおける被介護者と介護者の続柄による差に関する分析結果

		N	Mean	*SD*	F-value
1999年度データ[1]		223			
	実親	84	17.67	3.62	
	配偶者の親	37	17.81	4.26	
	配偶者	70	20.79	3.91	
	きょうだい・その他	32	16.69	3.94	11.86*** [3]
2001-2002年度データ[2]		225			
	実親	97	37.14	10.64	
	配偶者の親	52	37.16	10.88	
	配偶者	66	35.03	9.82	
	きょうだい・その他	10	31.60	9.01	1.34

*** $p < .001$

[1] CES-Dの11項目版を使用し, 3件法で回答を求めた

[2] CES-Dの20項目版を使用し, 4件法で回答を求めた

[3] 実親, 配偶者の親, きょうだい・その他 ＜ 配偶者

介護ストレスの年齢層による差に関する分析

介護者の年齢層についても, 続柄に関する検討と同じく, 年齢層を要因とした一元配置分散分析を行った（Table 2-9）. その結果, 1999年度データにおいては, 年齢層によって介護ストレスに有意差があることが明らかとなった（$F(3, 223) = 11.05, p < .001$）. そこで, Tukey の最小有意差検定による多重比較を行ったところ, 60歳以上69歳以下の介護者群が49歳以下の若年介護者群よりCES-D得点が高いことが示された. また, 70歳以上の高齢介護者群は49歳以下, 50歳以上59歳以下の二つの介護者群よりCES-D得点が高いことが示唆された.

一方で, 2001-2002年度データにおいては年齢層によるCES-D得点の差は見られなかった.

Table 2-9 CES-Dの介護者における年齢差に関する分析結果

		N	Mean	*SD*	F-value
1999年度データ[1]		227			
	49歳以下	58	16.53	4.32	
	50歳以上59歳以下	67	18.01	3.40	
	60歳以上69歳以下	49	19.31	4.15	
	70歳以上	53	20.64	3.94	11.05*** [3]
2001-2002年度データ[2]		225			
	49歳以下	30	33.80	9.75	
	50歳以上59歳以下	78	35.65	10.39	
	60歳以上69歳以下	69	37.47	10.88	
	70歳以上	48	36.31	9.28	0.98

*** $p < .001$

[1] CES-Dの11項目版を使用し, 3件法で回答を求めた

[2] CES-Dの20項目版を使用し, 4件法で回答を求めた

[3] 49歳以下 ＜ 60歳以上69歳以下
49歳以下, 50歳以上59歳以下 ＜ 70歳以上

介護ストレスと介護者の教育歴・副介護者の存在・仕事の有無との関連

次に, 2001-2002年度データをもとに, 介護者の教育歴, 副介護者の存在, 仕事の有無をそれぞれ要因とした一元配置分散分析を行った（Table 2-10）. その結果, 教育歴については介護者が最後に卒業した学校によって有意差があることが明らかとなった（$F(3, 222) = 3.55, p < .05$）. また, Tukeyの最小有意差検定による多重比較の結果, 高校・旧制中学校を卒業した介護者群と大学・大学院を卒業した介護者群とのCES-D得点に差があることが示された.

副介護者の存在による分析の結果, 2001-2002年度データにおけるCES-D得点は, 副介護者があると答えた群とないと答えた群の間に有意な差はみられなかった.

仕事の有無に関しては, 二つの群間に有意差がみられ, 仕事があると答えた介護者群の方がCES-D得点は低いことが明らかとなった（$F(1, 224) = 4.62, p < .05$）.

Table 2-10　教育歴・副介護者の存在・仕事の有無とCES-Dに関する分析結果

		N	Mean	*SD*	F-value
教育歴		226			
	中学校・旧制小学校	32	37.80	9.98	
	高校・旧制中学校	102	37.89	10.91	
	専門学校・短大	50	34.86	9.39	
	大学・大学院	42	32.35	8.89	3.55 * [1)]
副介護者の存在		227			
	なし	123	36.98	10.17	
	あり	104	35.49	10.66	1.15
仕事の有無		226			
	なし（パート・アルバイト等を含む）	172	37.08	10.22	
	あり（自営業を含む）	54	33.62	10.65	4.62*

* $p < .05$

[1)] 大学・大学院 ＜ 高校・旧制中学校

介護ストレスと健康状態, 経済的余裕, 社会的支援, 介護拘束度との相関分析結果

同じく, 2001年データをもとに, 介護者の健康状態, 経済的余裕, 家族や親戚からの社会的支援, そして介護拘束度とCES-D得点の相関分析を行った（Table 2-11）. その結果, 健康状態とCES-Dは有意な正の相関がみられた（r = .429, $p < .001$）. また, 経済的余裕と家族や親戚からの社会的支援は有意な負の相関がみられた（経済的余裕　r = -.277, p ＜ .001; 社会的支援　r = -.369, $p < .001$）. 介護拘束度とCES-D得点とは低いながらも有意な負の相関がみられた（r = -.143, $p < .05$）.

Table 2-11 健康状態, 経済的余裕, 社会的支援, 介護拘束度とCES-Dの相関分析結果

	r
健康状態	.429 ***
経済的余裕	-.277***
家族や親戚からの社会的支援	-.369***
介護拘束度	-.143*

* $p < .05$, *** $p < .001$

被介護者の属性要因による介護者のストレスの差

最後に, 2001年データを用いて被介護者の痴呆の有無および要介護度別に介護者のストレスについて検討した（Table 2-12）. 痴呆の有無を要因とした一元配置分散分析によって, 検討した結果, 痴呆の有無による介護者のストレスの有意差はみられなかった. 要介護度についても同じく分散分析をおこなった結果, 介護ストレスについて要介護度による差はみられなかった. 被介護者が要支援状態であると答えた者が少ないため, それらを除外し, 再度検討したところ, 同じく介護度による差はみられなかった（F

（4, 217）＝0.22, n.s.）.

Table 2-12　被介護者の痴呆の有無および要介護度による分析結果

		N	Mean	*SD*	F-value
痴呆の有無		217			
	なし	143	35.67	10.33	
	あり	74	37.98	10.67	2.38
要介護度		228			
	要支援	6	33.50	7.58	
	要介護1	43	36.86	10.13	
	要介護2	68	36.57	11.13	
	要介護3	35	36.45	9.82	
	要介護4	37	36.68	11.40	
	要介護5	39	34.93	9.62	0.26

2-1-4. 考察

介護者の性別と介護ストレスに関する検討

我が国における高齢化問題は, 緊急の課題とされているにも関わらず, 日常生活に支障が現れた高齢者を介護することが家族の生活に与える様々な影響に関する検討は十分にはなされてはいない. 本節では, まず家族介護者の性別に焦点をあて, それらと代表的な介護ストレスであるうつ気分（CES-D）との関連について検討を行った. その結果, 介護ストレスは性別による差がないことが1999年データおよび2001年データ双方ともに確認された. これは一定の性別に介護ストレスが集中するのではなく, 一旦介護を開始したならば, 性別に関わらず, 同程度の負担が襲うことを示唆していると考えられる.

しかしながら, 本調査データにおける分析対象者の80-81%が女性であったことから, 介護を担う役割は, 未だ女性によるものが大きいと考えられる. 近年, 介護負担の概念に関する議論が活発に行われており（荒井・杉浦, 2000; 中谷・東條, 1989; 新名, 1991）, その中で, 介護者の主観的「負担感」と介護を担うという客観的な「負担」が区別して捉えられるようになっている. 仮に介護を行うことによる介護者の主観的「負担感」と, 介護役割を担うという客観的「負担」とを明確に区別するのであれば, これらのデータにおける客観的な「負担」は, 女性の方が明らかに重いということになろう. 現在まで, 介護ストレスに関する研究の多くが主観的「負担」に着目しているが, それらの研究とともに, 介護役割を担うまでのプロセスにおける心理・社会的変化やその関連要因に焦点を当て, 客観的「負担」が生じるメカニズムを解明することも, 今後の重要な課題となると考えられる.

介護者の続柄と介護ストレスに関する検討

1999年度データにおいて続柄別にCES-D得点を比較した結果, 配偶者群がもっとも得点が高いことが明らかとなった. これらは, 配偶者が主介護者である場合, 強い介護ストレスを抱えがちであり, 精神的健康が損なわれている可能性が高いことを示していると考えられる. しかしながら2001年度データにお

いては続柄間の差は有意ではなく，知見の一致がみられなかった．

欧米におけるいくつかの先行研究では，1999年度データの分析結果と同じく抑うつに関して，配偶者群がもっともリスクの高い群であることを明らかにしている．しかし，2001年度データにおいて有意差がみられなかったように，幾つかの研究では続柄間の差がないという報告もある．また，本節においては，続柄として配偶者や実親といったカテゴリーを設定した．しかしながら，夫，妻，嫁などの続柄に加え，長子あるいは次子といった続柄が影響を与えている可能性も考えられる．今後はこのような細かいカテゴリー別に詳細に検討することが知見の同定につながると考えられる．さらに，本節の知見は，適切な統制群を用いた実験的研究によって得られたものではなく，同じような障害を有する高齢者を介護したときに，続柄やそこから生じた家族関係によって抑うつに差が出るのか，身体的症状にみられるように高齢者の心身の障害によって大きく影響されるのか，明確な因果関係を規定することはできない．しかし，幾つかの研究において報告されているように，少なくとも続柄によって家族介護者の精神的健康に何らかの差がある可能性を否定することはできない．高齢者とその家族に対する援助は，現在，社会福祉的な援助が主流であり，家族関係の調整や家族機能の活性化といった家族全体に対する心理学的援助はほとんど行われていない．家族介護者に対する心理学的介入は，保坂・杉山（1999）による探索的な介入以外には，我が国において，ほとんど行われておらず，どのような介入方法が有効か，その基礎となる知見は集積されていない．ストレスの認知や評価，そして対処方法といった要因と共に，家族を中心とした介入方法についても検討することが重要であろう．

介護者の年齢層と介護ストレスに関する検討

介護者が高齢化することは，様々なリソースの変化をもたらし，若年介護者と比較すると高度なストレス状態にあると考えられる（上田他，1994）．そこで，介護者の年齢層と介護ストレスとの関連について分析を行ったところ，1999年度データにおいては，介護者の年齢層が高ければ高いほど，抑うつ傾向にあることが明らかとなった．この知見はBaumgarten, Battisata, Infante-Rivard, Hanley, Becker, & Gauthier（1992）における介護者の抑うつ度は年齢が上昇するにつれて強くなるという報告を支持するものと考えられる．しかしながら，2001-2002年度データにおいては介護者の年齢層による差は有意ではなく，続柄と同じく知見の一致がみられなかった.この原因として，1999年度データと2001-2002年度データでは，性別，続柄，年齢層，そして被介護者における心身の障害はほぼ同程度であるため，サンプリングした地域の差が知見の不一致をもたらしたと考えられる．例えば，地方都市では介護者が高齢化することにより，大都市に居住する介護者よりも資源に近づきにくくなることや，地方都市では子供・孫などが大都市に移り住む傾向にあり，家族からの援助を受けにくくなることなどが考えられよう．しかしながら，たとえ大都市であったとしても，一般的に年齢が高くなれば抑うつ度も高くなることが知られており（島他，1985），介護者が高齢化することによる影響は少なくないと考えられる．また，これらのデータでは少なくとも在宅で介護を継続できる状態にある介護者を対象としており，介護者が高齢化し，自らもADLに問題を抱え，在宅介護から施設介護へ完全に移行した介護者は含まれていない．今後はそれらの介護者自身が問題を抱えたケースについても縦断的に検討することで，介護者が高齢化することの問題をより明確にすることが可能になると考えられる．

教育歴・副介護者の存在・仕事の有無と介護ストレスに関する検討

2001年データにおいて, 介護者の教育歴によって, 介護ストレスに有意な差があることが明らかとなった. そのなかでも, 大学および大学院を卒業したいわゆる高学歴の介護者は他の介護者に比べ, 介護ストレスが低い傾向にあった. これは, 教育程度が高い介護者は, 介護を継続するための経済的準備や介護サービスなどの社会的資源へのアプローチを行っているのではないかと考えられる.

2001年データにおいて, 副介護者が存在する介護者と存在しない介護者はほぼ同数であった. 副介護者が存在することによって, 介護者は一時的に介護から離れ, 自分の時間を持つことができる（土井・尾方, 2000）. したがって, 副介護者が存在する介護者は介護ストレスが低いと考えられたが, 分析の結果, 副介護者の存在と介護ストレスとの関連は有意ではなかった. また, Washio & Arai（1999）も本節と同じく抑うつを介護ストレスとして測定し, 副介護者の存在との関連を検討しているが, 同じく有意な関連を見いだしていない.

しかし, 一方で土井・尾方（2000）は介護ストレスとして介護負担感を測定し, 副介護者との有意な関連を報告している. これらの知見が一致していない原因として, 介護者のストレスを負担や抑うつのみに着目していることがあげられる. 今後は, 副介護者の存在が介護者のストレス全体に及ぼす影響を検討するために, 介護負担や抑うつをも含めた包括的なモデル上での検討を行うことが求められよう.

仕事の有無に関しては, 介護をしながらも仕事を継続している介護者の方が介護ストレスが低いことが明らかとなった. これは, 仕事の時間が介護の息抜きになっていること, 仕事が介護者と社会とのつながりとなり, その中で様々な支援が得られていることが影響していると考えられる. しかし, 仕事をもっている介護者は25％未満であるため, 仕事を継続できる環境にあるために精神的にも健康を維持できているという可能性もある. 仕事を持つことが介護ストレスに対して有用であるならば, 家族が要介護状態になった際に仕事をやめずに継続できるような社会環境の整備が必要である. 今後は, 介護者が仕事に従事することでどのような利益を得ているのか, また仕事を継続できた要因およびやめなければならなかった要因について検討することが求められる.

健康状態・経済的余裕・社会的支援・介護拘束度と介護ストレスに関する検討

2001年データにおいて介護ストレスと介護者の健康状態との相関分析を行ったところ, 有意な正の相関がみられた. これは, 介護者が主観的に自分は健康ではないと考えていることが, 重い介護ストレスに晒されていることと強い関連があることとを示している. 介護者の主観的健康観を介護ストレッサーとする研究（Pruchno et al., 1995）や, 反対に心理学的には結果指標であるとする研究（岡林他, 1997）がある. 本節における分析では, 介護者の主観的健康感が原因指標であるか結果指標であるか明確な区別をすることは困難であるが, 少なくとも介護状態にある者で, 重いストレスを抱えている者の健康が阻害されていることは明らかであるといえよう.

経済的余裕については, 介護ストレスとの間に有意な負の相関がみられた. これは, 経済的に余裕がある介護者ほど介護ストレスが低いことを示している. 介護は身体的労働のみではなく, 様々な経済的出費が必要であり, 経済的負担の重さが客観的ストレッサーとなることも多い（中谷・東條, 1989）. 本節で測定した経済的余裕は主観的な要因であり, この得点が低いことがすなわち経済的に困窮していることを示しているとは言い難い. しかし, 本節における分析結果は, 経済的に十分な余裕を維持することが,

介護者の精神的健康の維持に重要であることを示しており，介護に関わる経済的出費をサポートするような社会的資源の拡充がますます求められよう．

また，介護者に対する家族や親戚からの社会的支援は，介護ストレスと有意な負の相関を示しており，これらのサポート源からの支援が，精神的健康の維持のために重要であることが明らかとなった．Haley et al.（1996）は，介護者に対する社会的支援が対処能力の向上を促し，結果として介護者の心理的安寧を維持していることを報告している．本節における分析は単純な二変量の相関分析であり，社会的支援が介護者の心理的安寧にどのようなメカニズムで効果を与えているのかは明らかにすることができない．今後は，家族や親戚，友人などサポート源ごとに分析を行い，介護ストレスに果たす役割を詳細に検討することが望ましいと考えられる．

介護拘束度は介護ストレスと有意な負の相関を示していた．これは，介護に対する拘束度が低いほど，介護ストレスが低いことを意味している．介護に対する拘束度は被介護者の要介護度だけでなく，家族や親戚からのサポート，副介護者の存在など様々な要因が影響していると考えられ，客観的要因ではなく，一つの認知的評価として捉える研究もみられる（岡林他，1999）．しかしながら，本節では，介護ストレスとの間の相関係数はそれほど高い値ではなく，介護ストレスを説明する要因としては十分ではない．今後は，介護拘束度が果たす役割について，介護ストレスモデルに客観的要因，あるいは認知的評価として布置した上で検討することが必要であろう．

被介護者の痴呆の有無および要介護度と介護ストレスに関する検討

本節では，被介護者の痴呆の有無と介護者のストレスとの関連は有意ではなかった．被介護者に痴呆症状がみられることによって，様々な介護ストレスが生じるとされているが（Zarit, Reeves, & Bach-Peterson, 1980），少なくとも本節における分析結果は，介護ストレスの程度は，単純に痴呆の有無の問題ではないことを示唆している．Lawton et al.（1991）は痴呆の有無だけではなく，その重症度が介護ストレスと関連があることを報告している．今後は，被介護者の心身の障害を捉え，その重症度との関連について検討することが求められよう．また，これまでの研究では痴呆による症状を単一の尺度として検討することが多く，どのような症状が介護ストレスに繋がるか明確な知見は得られていない．包括的な症状のアセスメントと，その中でも特に強い影響を与えている要因について，詳細に検討することが必要であろう．

また，要介護度も同様に介護ストレスとの関連はみられなかった．要介護度が上昇することは，被介護者が様々な介護福祉サービスを受領できることを意味しており，充実したサービスを受けていることによって差がみられないのかもしれない．しかし，要介護認定には介護者の負担や精神的健康といった要因は考慮されていないため，サービスの効果によって差がないとは考えにくいであろう．むしろ，介護者の負担は介護保険によってアセスメントされた結果とは独立して存在しており，経済的余裕や社会的支援など他の要因と強く関連していることを示していると考えられる．今後は，要介護アセスメントの結果ではなく，他の要因と介護ストレスとの関連について探索的に検討していくことが望まれる．

2-1-5.　まとめ

本節では，介護者および被介護者の基本的属性と介護ストレスとの関連について検討した．その結果，

介護者の教育歴, 仕事の有無, 健康状態, 経済的余裕, 家族や親戚からの社会的支援, 介護拘束度は介護ストレスと有意な関連がみられた. 一方で, 介護者と被介護者の続柄および年齢層は, 1999年データにおいて介護ストレスと有意な関連がみられたが, 2001年データでは有意差がみられなかった. また, 介護者の性別, 副介護者の存在, 被介護者の痴呆の有無, 要介護度は介護ストレスと何ら関連がみられなかった. 今後は, これらの要因が介護ストレスをどのように軽減しているのか, 介護ストレスを包括的に捉えたときにどのような役割を担うのか, 詳細に検討していくことが必要であろう.

2-2. 高齢者における全般的な心身の障害と介護者のストレス

2-2-1. 目的

長期間に渡る痴呆性障害を有した高齢者の介護が, 家族の健康や精神状態に何らかの影響を及ぼすことが問題となっている. しかし, 現状において痴呆性障害の治療は困難であり, その問題行動や精神症状ゆえに家族の真摯な努力が報われず, むしろ高齢者から拒否や攻撃を受けることもある（Greene, Smith, Gardiner, & Timbury, 1982）. よって, 痴呆性の心身の障害について早急に多くの人が理解し, 家庭内だけに負担を負わすことなく, 社会的に問題として取り上げていくことが必要である. 特に, お世話に疲れた家族が, 高齢者と共に死を選ぶというような悲劇を生み出さないためにも, 高齢者の症状の変化と, 家族の精神状態に対する周囲の配慮が不可欠である.

しかし, 痴呆性疾患を有する高齢者の症状は多岐にわたり, 心身の障害として括ってしまうと, どのような障害が家族介護者のストレスをもたらすのかという臨床的に有用な知見を見いだすことは出来ない. そこで, 最近では Yates et al.（1999）が, 高齢者の心身の障害を「認知障害」「問題行動」「身体的機能障害」とあらかじめ類型化した分析を試みている. その結果, 家族介護者の精神的健康と有意な相関が見られたのは, 「問題行動」のみであったという. 一方, 我が国では家族介護者のストレスに着目されることはあっても, 未だに, 高齢者の全般的な心身の障害との関連について検討されてはいない. そこで, 本節では, 家族介護者のストレスと高齢者における全般的な心身の障害の程度との関連について検討することを目的とする.

2-2-2. 方法

対象

本節では, 大分市において1999年度に実施した調査データを用いて分析を行う. 本節では調査に対して同意が得られた 251 名のうち, お世話をしている高齢者の年齢が 65 歳以上であり, 記入ミスや記入もれのなかった 202 名を対象に分析を行った. この分析対象となった回答における高齢者の平均年齢は, 81.55歳（$SD = 7.28$）であり, 範囲は65-99歳であった. 高齢者の性別は男性66名（32.7%）, 女性136名（67.3%）であった. また, 介護者の平均年齢は, 58.78歳（$SD = 13.14$）であり, 年齢の範囲は26-88歳であった. 介護者の性別は, 男性37名（18.3%）, 女性165名（81.7%）であった. 家族介護者と高齢者の続柄は, 介護者の実父母79名（39.1%）, 配偶者56名（27.7%）, 配偶者の父母34名（16.8%）, きょうだい・その他33名（16.4%）であった.

測度

介護ストレス

本節では, 家族介護者のストレスを測定するためにCES-D11 項目版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）.本節では各設問に対し, 「ほとんどなかった」, 「ときどきあった」, 「よくあった」の3件法で回答を求めた. 「ほとんどなかった」に1点, 「ときどきあった」に2 点, 「よくあった」に3 点を与え, ①うつ感情, ②身体的症状, ③対人関係, ④ポジティブ感情という 4 つの下位尺度ごとに得点を合算した.

高齢者における全般的な心身の障害

高齢者における全般的な心身の障害を測定するために, 本節では, 前節で使用した認知障害尺度とADL障害尺度に加え, 問題行動尺度を用いた.

問題行動の程度は, 「ひどい物忘れがある」, 「まわりのことに関心がなく, ぼんやりしている」など21項目について, 「ない・ときどきある・ある」の3件法で測定した. それぞれ1点, 2点, 3点を与え, 全項目の得点を合算した. この問題行動の測定方法についても, 認知障害と同じく要介護認定アセスメント方式に準じた（厚生省, 1998）.

分析

本節では, 認知障害, 問題行動, ADL障害, そしてCES-Dの下位尺度を用いて相関分析を行った. 次に相関分析で得られた結果をもとに, 高齢者の心身の障害と家族介護者のストレスとの関係をモデル化し, 構造方程式モデリングを用いて検討した. 以上の分析には, 統計ソフトウェアEQS 5.6（Bentler, 1995）を用いた.

2-2-3. 結果

高齢者の心身の障害と介護ストレスとの関連

Table 2-13 高齢者における心身の障害と介護ストレスとの関連

	高齢者における心身の障害			介護者のストレス		
	認知障害	問題行動	ADL障害	うつ感情	身体的症状	対人関係
高齢者における心身の障害						
認知障害						
問題行動	.62 ***					
ADL障害	.31 ***	.17 *				
介護者のストレス						
うつ感情	.23 ***	.26 ***	.32 ***			
身体的症状	.17 *	.25 ***	.35 ***	.63 ***		
対人関係	.30 ***	.18 **	.17 *	.35 ***	.37 ***	
ポジティブ感情	-.10	-.15 *	-.02	-.27 ***	-.05	-.03

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

高齢者の心身の障害と, 介護ストレスとの関連を見るために, 相関分析を行った（Table 2-13）. 認知障害は, CES-Dのうつ感情, 身体的症状, 対人関係の下位尺度と有意な相関が見られた. また, 問題行動は, うつ感情, 身体的症状, 対人関係, ポジティブ感情の4つの下位尺度すべてと有意な相関が見られた. そして, ADL障害 はうつ感情, 身体的症状, 対人関係, の下位尺度と有意な相関が見られた. 高齢者の心身の障害とCES-Dの下位尺度のほとんどに有意な相関が見られたが, ポジティブ感情は認知障害, ADL障

害と有意な相関が見られなかった. 加えて, ポジティブ感情は身体的症状・対人関係とのCES-Dの下位尺度間での相関も見られなかった.

高齢者における心身の障害と介護ストレスの因果モデル

相関分析の結果を踏まえ,Figure 2-1に示す因果モデルを構築した. これは, 認知障害・問題行動・ADL障害が, 介護ストレスに対し影響を与えるというモデルである. このモデルでは, 先の相関分析の結果から, ポジティブ感情を抑うつの構成要素として適していないと判断し, モデルから除外している. 本モデルは「介護ストレス」を示す潜在変数に対し, 直接影響を与えている認知障害・問題行動・ADL障害の中で, 最も強い影響力を有する観測変数を探索することを目的とした因果モデル（Multiple Indicators MultIple Causes Model ; MIMICモデル）として位置づけることが可能である（豊田, 1992）. モデルの評価には, χ^2値, Goodness of Fit Index（GFI）, Adjusted GFI（AGFI）, Comparative Fit Index（CFI）, Root Mean Square Error of Approximation（RMSEA）を用いた. 分析に用いたデータは, サンプル数が202名と少ないため, χ^2値が棄却されず（$p > .05$）, GFI・AGFI・CFIが.90以上, RMSEAが.05以下であれば, 良いモデルであると判断する（狩野, 1997）.

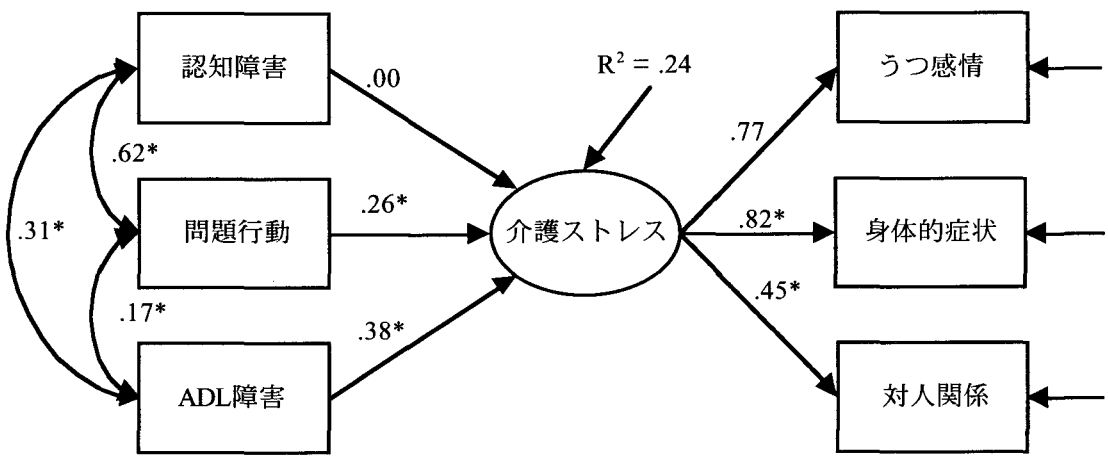

Figure 2-1 高齢者の心身の障害と家族介護者の精神的健康の因果モデル
適合度は, χ^2（6）= 15.09, p = .020, GFI = .977, AGFI = .918, CFI=.969, RMSEA=.087であった. パス上の係数は標準解である. * $p < .05$

構造方程式モデリングによる分析の結果, 介護ストレスに対し問題行動（$\beta = .26, p < .05$）とADL障害（$\beta = .38, p < .05$）が有意に影響を与えていることが示された. しかし, 認知障害は, 介護ストレスとの関連が見られなかった. これは, 認知障害が問題行動およびADL障害との関係を一定にした場合, 直接効果がそれらに吸収されることを示唆するものである. 本モデルの適合度は, GFI・CFIが基準値を上回っており, またAGFIもほぼ基準値に達している（GFI = .977, CFI = .969, AGFI = .918）. カイ二乗値及びRMSEAの値はやや基準値を下回っているが, モデルを積極的に棄却する程ではない（χ^2（6）= 15.09, p = .020, RMSEA = .087）. 基準値を下回った原因の一つに, 認知障害が介護ストレスと関連

が見られなかったことが考えられる. そこで, 認知障害をモデルから除外し, 確認のため再度因果モデルを構築し, 分析を行った.

抑うつの因果モデル2

モデル1から認知障害を除いたモデル（Figure 2-2）を分析した結果, このモデルの適合度はすべての指標において, 十分高いと判断できる値が示された（χ^2（4）= .82, p = .936, GFI = .998, AGFI = .994, CFI = 1.000, RMSEA= .000）.

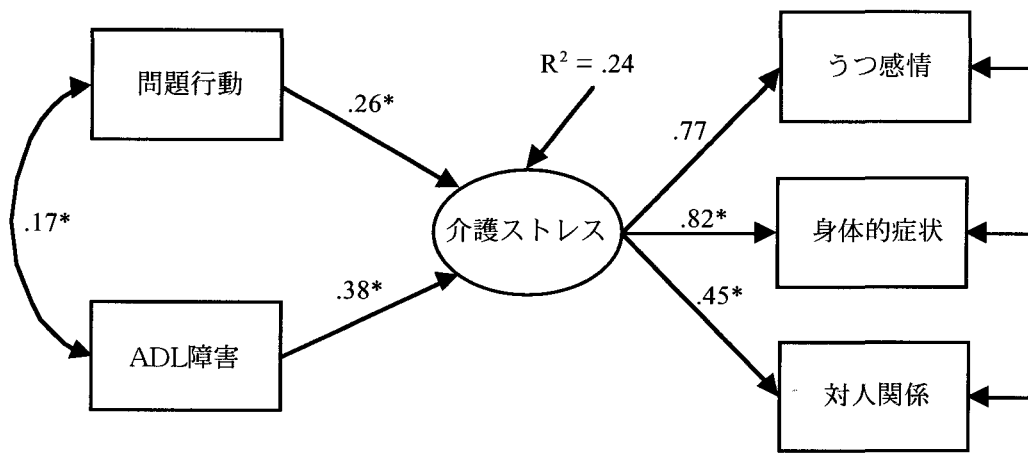

Figure 2-2 高齢者の心身の障害と家族介護者の精神的健康の因果モデル2
適合度は, χ^2（4）= .82, p = .936, GFI = .998, AGFI = .994, CFI = 1.000, RMSEA = .000であった. パス上の係数は標準解である. * p ＜ .05

問題行動と介護ストレスとの関連は, モデル1と同じく弱い正の関連が示された（β = .26, p ＜ .05）. また, ADL障害 と介護ストレスとの関連についても, モデル 1 と同じく正の関連が示された（β = .38, p ＜ .05）. このモデルでは, 問題行動よりも ADL障害 が介護ストレスに対し強い影響を与えている. また, この2 つの要因により, 介護ストレスの 24.3 %の分散が説明されていた.

2-2-4. 考察

本節では, 高齢者の心身の障害と介護ストレスとの関連について検討した. 認知障害・問題行動・ADL障害 と介護ストレスには, 有意な相関が見られた. これは, 認知障害や問題行動が見られるようになると, 意思疎通がスムーズに行かなくなり, 家族は不全感に陥り, ストレスによるうつ状態になる危険性が増すことを示しているのではないかと考えられる. また, ADL が低下し, 様々な生活上の支援が必要になると, 介護に拘束される時間が増大し, 不眠や食欲低下などの身体的なうつ症状をもたらすと考えることができる. 一方で, ポジティブ感情と高齢者の心身の障害との関連は, ほとんど見られず, また他の CES-D の下位尺度とも, うつ感情以外では有意な相関が見られなかった. この理由の一つとして, CES-D の内部構造に原因があるのではないかと考えられる. CES-D の内部構造に言及した研究はほとんどみられないが, 例えば矢富・Liang・Krause・Akiyama（1992）は欧米人サンプルと日本人サンプルに CES-D を実施し, 検証的因子分析を行った結果, 日本人サンプルにおいてポジティブ感情は, 欧米人と異

なり, 抑うつを形成する要因から除外する方がデータをうまく説明することが出来ることを示した. また, Lawton et al.（1991）は, 心理的安寧をネガティブ感情とポジティブ感情に区別し, ポジティブ感情は体を動かす, スポーツを観戦するといった身体的動作に関連した要素に影響されているのではないかと述べている. 本節の結果は, CES-D のポジティブ感情が他の下位尺度から比較的独立しており, 高齢者の心身の障害との関連が見られなかったという点で, 矢富他（1994）やLawton et al.（1991）の研究を支持していると考えられる.

ポジティブ感情以外の CES-D の下位尺度は, 高齢者の心身の障害と有意な相関が見られているが, これらの相関係数の値は決して高くはない. もっとも強い相関が見られたのは ADL障害 と身体的症状であるが, それでも r = .33 であり, 一般的には「弱い相関」として判断される値である. したがって, これらの高齢者の心身の障害のみが介護ストレスをもたらしていると考えることは困難である. むしろ, 介護者の性格や対処行動とともに, ストレスをもたらす一つの要因として高齢者の心身の障害を位置付けることのほうが適当であろう.

構造方程式モデリングによる分析では, ADL障害, 問題行動が有意に影響を与えていたが, 認知障害は介護ストレスとの関連が見られなかった. しかし, この結果は, 必ずしも認知障害が抑うつと無関係であることを示しているのではない. 相関分析において有意であった認知障害と介護ストレスとの関係が, 他の関連によって説明されたことを示している. つまり, 認知障害がもたらす家族介護者のストレスが, ADL の低下や問題行動の増加によって説明される部分と重複しており, それらによって関連が吸収されたと考えられよう. すなわち, 認知障害が高齢者に発生すると, 家族は困惑し, ストレスも高くなる. しかし, 認知障害が単独で見られる場合に加え, 相関分析の結果に示されているように, 加齢や疾病の進行に従い, ADL の低下や問題行動の増加も同時に見られる場合も多い. それらのより重篤で緊急の課題解決に向け, 家族は奔走し, むしろ認知障害単独の影響は問題とされなくなることを意味しているのではないかと思われる.

モデル 1 およびモデル 2 において, 介護ストレスに対しもっとも強い影響を与えていたのは ADL障害 であった. 本節における ADL の低下は, 単純に様々な生活分野における介護量が増加することを意味し, 家族の身体的疲労感をもたらすと考えられる. 一方, 夜中に叫んだり, 徘徊するという問題行動の増加は, 精神的に様々な面に気を配ることが求められ, 家族の情緒的な疲弊をもたらすと考えられる. しかし, 問題行動と ADL障害 との相関が低いことからも示されるように, 介護量の増加と問題行動の増加は必ずしも同時に進行するわけではない. 例えば, ADL が高い高齢者に徘徊が見られたとしても, ADL が低くなり, 寝たきりに近い状態になると徘徊することは不可能である. つまり, 介護者にとって, ADL の低下と問題行動の増加には, それぞれ異なった対応が必要となると考えられよう. 例えば, 和気他（1994）は, 痴呆の介護に関する正しい知識を持つことや, 痴呆であっても, 高齢者の人間的部分への働きかけが可能であるという肯定的な認知を持つことによって, ストレスが緩和されると述べている. このように, 問題行動や認知障害などの痴呆性障害には, 考え方（認知）を変容させるような対処方法が有効に働くと思われるが, ADL の低下は, 単純に介護量の増加を意味しているため, 介護スキル・介護能力の向上といった実践的な対処が不可欠である. 本節における分析結果を, 他の介護者へ一般化することは難しいが, 認知的な対処では不十分な, 毎日の介護による単純作業の蓄積にこそ, 介護ストレスをもたらす危険性が潜んでいると考えることが出来よう.

介護ストレスをもたらす要因として, 本節では高齢者の全般的な心身の障害を中心に検討した. しかし, 家族が介護ストレスによる抑うつに陥るまでには様々なプロセスが考えられ, 決して本節で取り上げた外的要因だけで説明することはできないであろう. 例えば, Pruchno et al.（1997）は介護者の抑うつには外的要因よりむしろ対処行動が影響していることを示し, Gallant & Connell（1998）は, 介護者の内的要因, 特に自己効力感が影響していることを示している. 本節において構築したモデルでは, 内的要因について検討することが不可能であるが, 今後内的要因を含めたモデルを構築し, 詳細に検討していく必要があると思われる.

2-2-5. まとめ

本節では, 介護者の評価にもとづき, 高齢者の認知障害, ADL障害, 問題行動と介護ストレスとの関連について検討した. まず, 相関分析を行ったところ, すべての障害と介護ストレスとの間に有意な相関が観察された.次に, 介護ストレスを従属変数, 高齢者における全般的な障害を独立変数とし, MIMICモデルを用いて最も強い影響力を有する高齢者の障害を探索的に検討した.その結果, ADL障害がもっとも強い影響力を有しており, 次に問題行動が有意な影響力を与えていた.認知障害はMIMICモデルにおいては有意な関連を有していなかった.今後は, ADL障害や問題行動に着目したケアを行うことが, 介護ストレスを軽減することにつながると考えられる.しかしながら, 認知障害も他の障害と有意な相関がみられたため, これらの障害を総合的に判断し, 適切なケアを行うことが求められる.

2-3. 高齢者の問題行動と介護者のストレス

2-3-1. 目的

痴呆性疾患による高齢者の問題行動は, 疾病や施設への入所, そして予後を予測する主要な因子である（Teri, 1997）. 問題行動とは, 目的もなく周囲を歩き回ったり, 物を盗られたと作話をしたり, 暴力をふるうなどといった痴呆による行動面の障害であり, 近年, それらの増加が, 介護する家族にとって, 重篤なストレスとなることが明らかになりつつある（Asada, Kinoshita, Morikawa, Motonaga & Kakuma, 1999; Pruchno & Resch, 1989a; Schulz, O'Brien, Bookwala & Fleissner, 1995; Teri & Wagner, 1992）. 例えば, Schulz et al.（1995）は, 近年における問題行動と介護者とのストレスの関連を検討した実証的研究をレビューし, 問題行動は他の痴呆性疾患による症状より, 介護者のストレスと強い関連があることを報告している. しかし, 痴呆性疾患による問題行動は, 認知障害とともに痴呆の一つの症状とみなされており, それらの実証的研究においても, 厳密な区別はなされていない（Teri, 1997）. 加えて, 問題行動を評価する信頼性および妥当性が十分に確立された尺度が少ないため, 介護者のストレスと問題行動の関連を検討した実証的データの蓄積が, 重要かつ緊急の研究課題であるとされている（溝口・飯島・江藤・石塚・折茂, 1993）. そこで, 本節では痴呆性疾患による高齢者の問題行動を類型化し, 介護者のストレスとの関連について検討することを目的とする.

問題行動の評価

痴呆性疾患による問題行動は, 高齢者介護の場では日常的にみられるものでありながら効果的な対応は困難であり, 処遇上の大きな課題である（朝田・吉岡・森川・小山・北島・川崎・木之下・浅香, 1994）. 近年, 欧米を中心に, このような痴呆性疾患による問題行動を評価する尺度が開発されつつある（Baumgarten, Becker & Gautheier, 1990; Ryden, 1988; Patel & Hope 1992; Finkel, Luons & Anderson, 1992, Finkel, Luons & Anderson, 1993; Logsdon, Teri, Weiner, Gibbons, Raskind, Peskind, Grundman, Koss, Thomas & Thai, 1999; Victoroff, Nielson & Mungas, 1997; Gauthier, Baumgarten & Becker, 1996; 朝田他, 1994; Teri & Truax, 1994; 筒井・中嶋, 2000）. これらの中でも, 問題行動が多次元であることが確認されたものとしては, Teri & Truax（1994）によるRevise Memory and Behavior Problem Checklist（以下, RMBPCと略記する）, 朝田他（1994）による問題行動評価票, 筒井・中嶋（2000）による要援護高齢者問題行動指標がある.

RMBPCは, 介護者のストレスと問題行動に関する情報を提供するための尺度であり, 24項目から構成される. それぞれの項目に対し, 過去2週間以内にそのような行動がみられたか, そしてそれによって苦痛を感じたか, 介護者による評価を求めるものである. それゆえ, RMBPCは問題行動の所在と介護者の苦痛を同時に評価することが可能である（Teri, 1997）. また, RMBPCは三つの下位尺度を有しており, それぞれ「抑うつ」,「混乱」, そして「記憶関連症状」と命名されている（Teri & Wagner, 1992）.

朝田他（1994）による問題行動評価票は, 過去1ヶ月以内における個々の問題行動の頻度を評価するもので, 痴呆の中核症状とされる認知機能障害は測定対象に含まれていない. そのため, 項目数は15と少なく, 簡便な使用が可能である. また, 問題行動評価票にはRMBPCと同じく三つの下位尺度があり, それぞれ「介護者に向かう行為」,「一人で没頭する行為」, そして「分化した行為」と命名されている.

筒井・中嶋（2000）による要援護高齢者問題行動指標は, 介護認定アセスメントにその一部が取り入

れられており, 最近の高齢者の行動について, 13項目を使用し回答を求めるものである. また, この指標は, 朝田他（1994）による問題行動評価票と同じく, 検証的因子分析を用いた構成概念妥当性の検討が行われており,「感情統制困難」,「徘徊」,「物の異常認知」,「被害的幻想妄想」,「無気力健忘症状」の5因子を一次因子とし, さらに「要援護高齢者の問題行動」を二次因子とする二次因子モデルとして構成されている.

これらの尺度のように, 因子構造モデルの妥当性について検討し, 吟味することは, 問題行動と介護ストレスとの関連を明らかにするうえで非常に重要であると考えられる. また, 介護保険制度において, 問題行動を有する高齢者の介護給付をどのように考えるべきかを検討する上でも, これらの因子構造に関するデータの蓄積が求められていると考えられよう（筒井・中嶋, 2000）. そこで, 本節では, RMBPCや問題行動評価票などの独自に開発された高齢者の問題行動を評価する尺度ではなく, 介護認定アセスメントに使用される項目を用いて, 先行研究の因子構造との対応を検討しつつ, 調査データに適する因子構造を抽出することを第1の目的とした. そして, それらの抽出された因子と, 介護者の代表的なストレス指標である抑うつ（Schulz et al., 1995; George & Gwyther, 1986）との関連を分析し, いかなる問題行動が介護者のストレスに影響を与えているか検討することを第2の目的とした.

2-3-2. 方法

対象

本節では, 1999年度に大分市において実施した調査データを用いて分析を行う. 本節では調査に対して同意が得られた 251 名に対し,「高齢者の方に以下のような痴呆の症状はみられますか」という設問を設け, それら問題行動を測定する尺度に対して, 1項目でも障害があると回答し, かつ記入もれや記入ミスのなかった139名を分析の対象とした. この分析対象となった回答における高齢者の平均年齢は, 81.31歳（$SD = 8.49$）であり, 性別は男性50名（36.0％）, 女性89名（64.0％）であった. また, 家族介護者の平均年齢は, 59.17歳（$SD = 12.79$）であり, 性別は男性24名（17.3％）, 女性115名（82.7％）であった. 家族介護者と高齢者の続柄は, 介護者の実父母54名（38.8％）, 配偶者39名（28.0％）, 配偶者の父母26名（18.7％）, きょうだい・その他20名（14.5％）であった.

測度

痴呆による高齢者の問題行動

問題行動の程度として, 要介護認定アセスメントにおいて用いられている「ひどい物忘れがある」,「まわりのことに関心がなく, ぼんやりしている」などの21項目を用いた（厚生省, 1998）. これらの項目に対し,「ない・ときどきある・ある」の 3 件法で回答を求めた. 回答には,「ない」に 1 点,「ときどきある」に 2 点,「ある」に 3 点を与え, 得点が高くなるほど問題行動の症状が増加していると解釈した.

介護者のストレス

介護者のストレスを測定するために, 代表的な抑うつ尺度であるCES-D（Radloff, 1977）の11項目版を用いた（Kohout et al., 1993）. 本節では各設問に対し,「ほとんどなかった」,「ときどきあった」,

「よくあった」の3件法で回答を求めた.「ほとんどなかった」に1点,「ときどきあった」に2点,「よくあった」に3点を与え（ポジティブ感情を表す項目は,逆転項目として処理した）,各項目の得点を単純加算した.

分析

本節では,まず,痴呆による高齢者の問題行動を類型化するために,介護者による報告をもとに,探索的因子分析を行った.次に,得られた問題行動の構造を検証するために,構造方程式モデリングソフトEQS 5.6（Bentler, 1995）を用いて検証的因子分析を行った.最後に,それらの分析で得られた問題行動の構造と介護者のストレスとの関連について相関分析を用いて検討した.

2-3-3. 結果

痴呆性高齢者における問題行動の探索的分析

問題行動を測定する21項目に対して,各項目の分布を算出し,歪度,歪度から明らかに偏りが見られる2項目（「周囲が迷惑しているのに性的行動がある」,「食べられないものを口に入れる」）を除外した.次に,それ以外の19項目に対し,Stepwise Exploratory Factor Analysis（以下,SEFAと略記する; Kano & Harada, 2000）を用いて探索的因子分析を行った.因子の抽出方法は最尤法を指定し,プロマックス回転を行った.因子数を2から5に設定し,それぞれ分析を行ったところ,因子数を4と設定したときに解釈可能な因子構造が観察された.そこで,それぞれの因子に含まれる項目について検討したところ,第4因子が「ひどい物忘れがある」,「まわりのことに関心がなく,ぼんやりしている」という項目から構成されることが示唆された.これらの項目は,介護上問題となる行動の一つではあるが,高齢者における認知障害の状態を端的に表している可能性も高く,この因子は問題行動ではなく,「記憶関連症状」として解釈されると思われた.そこで,これらの項目を因子分析の対象から除外し,再度因子数を3に設定し分析を行った.その結果,明確な因子構造が観察されたため,適合度指標を参考に,データをより適切に表現するよう項目選択を行った.

これらの過程を経た探索的因子分析の結果をTable 2-13 に示す.本調査データにおいては,3因子が抽出され,それぞれの因子の解釈と命名は,次のように行った.まず,第1因子は,「一人で外に出たがり目が離せない」,「目的もなく動き回る」といった項目から構成されており,高齢者の認知障害にともなう徘徊行動や混乱行動を示す因子として解釈し,「徘徊・混乱行動」因子と命名した.第2因子は,「暴言や暴行を行う」,「大声を出す」といった項目から構成されており,主に痴呆にともなう意識障害や情動・人格障害による興奮行動や攻撃的行動を示す因子として解釈し,「興奮・攻撃行動」因子として命名した.そして第3因子は,「物を盗られてなどと被害的になる」,「しつこく同じ話をしたり,不快な音を出す」といった項目から構成されており,高齢者の認知障害にともなう行動障害の中でも,精神的混乱や作話行動を示す因子として解釈し,「妄想・せん妄行動」と命名した.

Table 2-13 痴呆による問題行動の探索的因子分析結果

項目	因子負荷量			共通性
	F1	F2	F3	
徘徊・混乱行動（α=.84）				
一人で外に出たがり目が離せない（V1）	.875	-.018	-.019	.731
目的もなく動き回る（V2）	.706	-.100	.189	.635
物や衣類を壊したり,破いたりする（V3）	.626	.141	-.130	.379
外出すると病院,施設,家などに一人で戻れなくなる（V4）	.549	-.014	.076	.355
「家に帰る」等と言い,落ち着きがない（V5）	.534	.113	.294	.682
夜間不眠あるいは昼夜の逆転がある（V6）	.442	.117	.036	.282
興奮・攻撃行動（α=.83）				
暴言や暴行を行う（V7）	-.014	.922	.061	.903
大声を出す（V8）	.004	.772	.016	.613
助言や介護に抵抗する（V9）	.121	.580	.011	.422
妄想・せん妄行動（α=.77）				
物を盗られてなどと被害的になる（V10）	-.026	.053	.731	.554
しつこく同じ話をしたり,不快な音を出す（V11）	-.019	.024	.629	.397
作話をし,周囲に言いふらす（V12）	.143	.037	.555	.463
実際にないものが見えたり,聞こえたりする（V13）	.230	.036	.458	.429
固有値	5.74	1.40	1.02	
寄与率（%）	44.2	10.8	7.9	
累積寄与率（%）	44.2	55.0	62.8	

痴呆性高齢者における問題行動の検証的分析

探索的因子分析の結果に準じて,さらに解釈を容易にするために,それぞれの項目と抽出された因子との対応が一義的であり,誤差相関が無相関であるモデルを作成し,構造方程式モデリングを用いて,最尤法による検証的因子分析を行った（Figure2-3）.

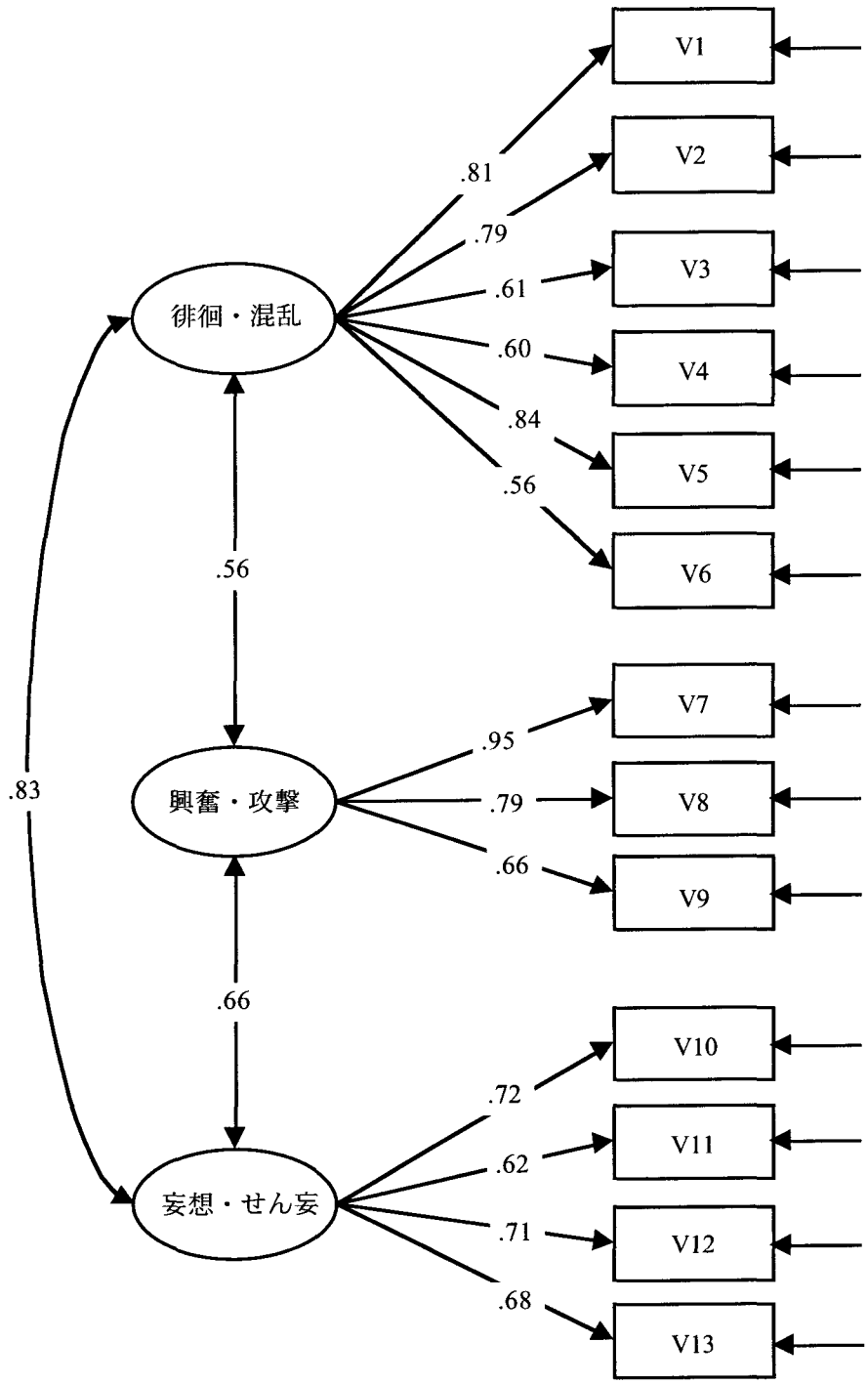

Figure 2-3　痴呆による高齢者の問題行動の検証的因子分析結果
すべてのパスは p <.05 で有意である. パラメータ上には標準解を示した.
モデルの適合度は, χ^2 (62) = 69.59, p = .237, CFI = .990, GFI = .929, AGFI = .896, RMSEA= .031であった.

分析の結果, このモデルの適合度は χ^2 (62) = 69.59, p =.237, CFI= .990, GFI= .929, AGFI= .896, RMSEA= .031 であった. このモデルにおいて, すべての因子間相関は有意な正の関連があり, 「徘徊・混

乱行動」と「興奮・攻撃行動」の相関は.56,「興奮・攻撃行動」と「妄想・せん妄行動」は.66, そして「徘徊・混乱行動」と「妄想・せん妄行動」は.83であった.

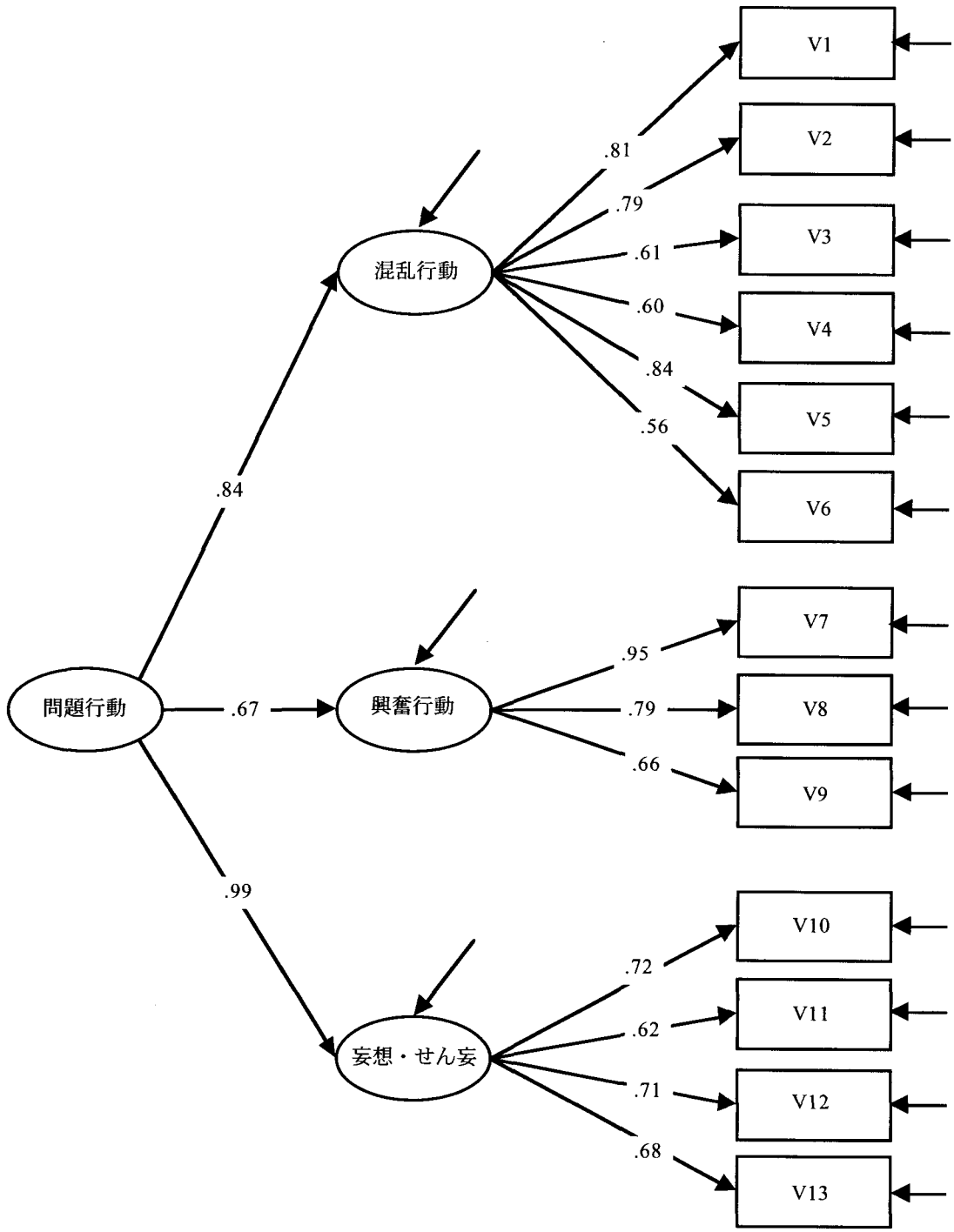

Figure 2-4　痴呆による高齢者の問題行動の2次因子分析結果

すべてのパスは $p < .05$ で有意である. パラメータ上には標準解を示した.
モデルの適合度は, χ^2 (62) = 69.59, p = .237, CFI = .990, GFI = .929, AGFI = .896, RMSEA = .031であった. モデルを識別するために, V1, V7, V10 をリファレンス・インディケーターとした.

さらに, これらの3因子から「問題行動」という上位の因子が存在することを仮定し, 上述の分析と同じく構造方程式モデリングを用いて, 最尤法による2次因子分析を行った（Figure 2-4）. 2次因子分析モデルにおいては, モデルを識別するため, 各因子に属する項目のうち, 探索的因子分析においてもっとも因子負荷量が大きい項目をリファレンス・インディケーターとした. 分析は正常に収束し, 適合度はχ^2（62）= 69.59, p =.237, CFI = .990, GFI = .929, AGFI = .896, RMSEA = .031であった. このモデルにおいて, 2次因子である「問題行動」と各下位尺度との関連は（以下の数値は標準化因果係数）,「徘徊・混乱行動」が.84,「興奮・攻撃行動」が.67, そして「妄想・せん妄行動」が.99であった.

痴呆性高齢者における問題行動と家族のストレスとの関連

上記の分析によって抽出された因子と家族のストレスとの関連について, 介護者および高齢者の性別と年齢を統制変数とした偏相関分析を行った. 本分析においては, それぞれの因子における素点を合算した因子得点を用いた. それぞれの因子得点については,「徘徊・混乱行動」がM = 8.32（SD = 3.02）,「興奮・攻撃行動」がM = 3.96（SD = 1.52）,「妄想・せん妄行動」がM = 5.55（SD = 3.74）であった. 分析の結果,「徘徊・混乱行動」と介護者の抑うつとの間には有意な関連がみられた（r = .25, p <.01）, また, 同じく介護者の抑うつと「興奮・攻撃行動」との間にも有意な正の関連がみられた（r = .23, p <.01）. そして,「妄想・せん妄行動」と介護者の抑うつとの間には, 有意傾向がみられた（r = .15, p < .10）.

2-3-4. 考察

問題行動の評価について

本節では, 介護者の評価にもとづき, 痴呆性疾患による高齢者の問題行動を類型化し, 介護者のストレスとの関連について検討を行った. まず, 探索的因子分析の結果「徘徊・混乱行動」,「興奮・攻撃行動」,「妄想・せん妄」の三つの因子が抽出された. これらの因子と, 朝田他（1994）やTeri & Truax（1994）, そして筒井・中嶋（2000）の研究において抽出された因子との対応について論じると,「徘徊・混乱行動」は, 問題行動評価票（朝田他, 1994）の「一人で没頭する行為」因子, RMBPC（Teri & Truax, 1994）の「混乱」因子, 要援護高齢者問題行動指標（筒井・中嶋, 2000）の「徘徊」因子と対応すると考えられる.「興奮・攻撃行動」因子は, 興奮や攻撃が介護者に向かうことから考えると, 問題行動評価票（朝田他, 1994）の「介護者に向かう行為」因子, 要援護高齢者問題行動指標（筒井・中嶋, 2000）の「感情統制困難」因子と対応すると考えられる. そして,「妄想・せん妄」因子は, 要援護高齢者問題行動指標（筒井・中嶋, 2000）の「被害的幻想妄想」因子と対応すると考えられる.

本節における問題行動の因子構造については, 筒井・中嶋（2000）と同じく, これらの一次因子と, 二次因子である「問題行動」によって構成されるというモデルを採用した. 本節で示された二次因子の「問題行動」は,「記憶関連症状」を除外することによって, 認知障害との重複を極力なくし, 徘徊や興奮など高齢者の行動面に発現した症状によって構成されているとみなすことができよう. このように, 問題行動と認知障害の概念を明確に区別し, それぞれを異なる変数として扱うことによって, 介護者のストレスとの関連や, 痴呆の発生メカニズムについてより詳細に検討することが可能になると思われる.

また, 本節においては, 2項目が偏りのために因子分析から除外された. これらの項目は介護者にとっ

て大きなストレスの原因となる行動と推測されるが, 回答の偏りが大きく, アセスメントの項目としては必ずしも適切でない恐れがある. 筒井・中嶋（2000）も,「食べられない物を口に入れる」ことが「よくある」高齢者は2782名中, わずか2.1%しかみられなかったことを報告している. 今後, アセスメントや, 介護者のストレスとの関連を検討する際に, これらの項目については, 十分に配慮する必要があると考えられる.

問題行動と介護者のストレスとの関連について

本節では, 介護者の抑うつがそれぞれの年齢や性別との関連がみられる恐れもあることから（Schulz et al., 1995）, これらを統制した上で, 介護者の抑うつと問題行動との偏相関分析を行った. その結果, すべての因子が問題行動と有意あるいは有意傾向の関連があることが明らかとなった. 朝田他（1994）によれば, 問題行動の類型の中で, 暴言や暴力などの「介護者に向かう行為」は介護者の精神的健康を悪化させるが, 徘徊や異食行為などの「一人で没頭する行為」は精神的健康と有意な相関はみられなかったという. しかし, 本節では, それらと対応する因子である「興奮・攻撃行動」因子,「徘徊・混乱行動」因子ともに, 介護者の抑うつと有意な相関がみられている. 介護者のストレスの中でも, 抑うつは多くの規定因が存在し, 本節で示した問題行動以外にも, 高齢者の機能障害, 日常生活動作障害, 認知障害, 介護者自身に関わる要因として, 介護者の性別, 年齢, 負担感, 社会的支援, そして対処方略が関わっていることが知られている（Schulz et al., 1995）. 本節では, これらの変数のうち, 介護者および高齢者の性別と年齢を統制し分析を行ったため, 朝田他（1994）とは異なる結果が得られたと考えることができよう. 今後, 問題行動と介護者のストレスとの関連を同定するためには, これらすべての要因を統制するか, あるいはLazarus & Folkman（1984）によるストレス認知理論を利用したGaugler, Davey, Pearlin, & Zarit（2000）のように, より複雑なモデルを用いて縦断的に検討することが求められる. 本節ではそのような複雑なモデルの構築には至らなかったが, 今後, 介護者のストレス軽減策について検討するためにも, 問題行動がストレスに及ぼす影響について, 多角的に検討する必要があると思われる.

2-3-5. まとめ

本節では, 介護者の評価にもとづき, 高齢者の痴呆性疾患による問題行動を類型化し, 介護ストレスとの関連について検討した. まず, 問題行動として測定した項目に対し, 因子分析を行った結果,「徘徊・混乱行動」,「興奮・攻撃行動」,「妄想・せん妄」の3因子が抽出された. そして, これらの因子得点と介護ストレスとの間に有意な関連が観察され, 介護ストレスを軽減するために, 高齢者の問題行動に焦点を当てたケアが必要であることが示唆された. 今後は, 介護者だけでなく, 医師やケアワーカーによる専門的な問題行動の評価を用いて, より多角的に問題行動と介護ストレスとの関連について検討することが必要である.

第3章　介護者のストレス評価

3-1. 介護ストレス認知評価尺度の作成

3-1-1. 目的

これまで, 介護者の精神的健康を主にアウトカムとして測定し, 様々な要因との関連を検討してきた. 近年では, 前章で検討したような精神的健康に加え, 介護負担を介護ストレスとして測定し, 関連要因を検討する研究が増加しつつある（Lawton et al., 1991; Pruchno et al., 1995; Yates et al., 1999）. しかしながら, 第1章で概観したように, 介護負担を介護ストレスとして捉えることについては様々な議論があり（中谷・東條, 1989）, 介護者の負担感がストレスに対する認知や評価なのか, それとも精神的健康と同じくアウトカムの一種なのか, 十分な議論はされていない. その原因として, 我が国において, これまでの介護負担感尺度が有していた問題点を踏まえた上で, 介護者のストレスに対する認知や評価を測定する尺度が作成されていなかったことが考えられる.

そこで, 本節では, 何らかの介護の必要がある虚弱高齢者や, 痴呆性疾患によって要介護状態となった高齢者の家族介護者を対象とし, 介護ストレッサーによって生じた様々な消耗感や束縛感を新名（1991）およびLawton et al.（1989b）と同じく, 介護に対する認知および評価として操作的に定義づけ, その測定尺度を作成することを目的とする. また, Figure 3-1 に示した介護ストレスモデルに準じて, 高齢者における心身の障害を「介護ストレッサー」, 介護者の精神的健康を「ストレス反応」として定義し, これらの関連をモデル化した上で検討する.

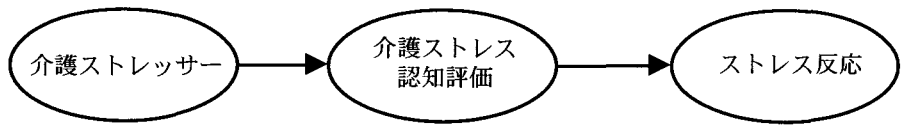

Figure 3-1　介護ストレスモデル

3-1-2. 方法

対象

本節では, 1999年度に大分市において実施した調査データを用いて分析を行う. 本節では, 調査に対して同意が得られた251 の回答のうち, 5項目からなる認知障害の尺度と, 4項目からなるADL障害尺度のそれぞれに対し, 1項目でも障害があると回答した介護者を対象に分析を行った. 最終的に分析に用いたのは, 記入もれや記入ミスのある回答を除いた176名である. この分析対象となった回答における要介護者の平均年齢は, 80.20歳（$SD = 8.86$）であり, 男性65名（36.9％）, 女性111名（63.1％）であった. また, 介護者の年齢は28 - 88歳であり, 平均年齢は, 59.24歳（$SD = 13.11$）であった. 性別は, 男性34名（19.3％）, 女性142名（80.7％）であった. また, 要介護者と介護者の続柄は, 実父母63名（35.8％）, 配偶者58名（33.0％）, 配偶者の父母29名（16.5％）, きょうだい・その他25名（14.7％）, であった.

測度

介護ストレス認知評価

本節では, 主観的なストレス認知を評定するため, 既存の尺度の問題点を考慮した上で項目を収集, 編

集した. ここでの既存の尺度の問題点とは, 要介護者の心身の障害や経済的負担など「第三者によって観察することができる負担」が尺度に含まれており, その原因が介護によるものか, 一般的な状態や反応であるのか明確に峻別できないことである（中谷・東條, 1989; Vitalino et al., 1991）. 具体的には, まずCAS（Lawton et al., 1989b）, Multidimensional Caregiving Strain Index （以下, MCSIと略記する）（Stull, 1996）, Caregiver Burden Inventory （以下, CBIと略記する）（Novak & Guest, 1989）, Cost of Care Index （以下, CCIと略記する）（Kosberg & Cairl, 1986; 溝口他, 1995）, 主観的負担感尺度（中谷・東條, 1989）, 介護負担評価票（新名他, 1991）, 家族介護Maslach Burnout Inventory（中谷, 1992）など既存の介護負担感尺度や介護ストレス反応尺度の項目を収集した. 次に, 明らかに上述の問題点が含まれていると考えられる項目を除外した上で, 残存した項目を介護状況にその原因が帰属した表現になるように編集し, 分析に用いることにした. これらの項目は, 主に「介護による身体的消耗・疲労感」, 「介護による社会生活の拘束感」, 「介護による時間的束縛感」に分類することができるように思われたため, 介護ストレス認知評価は, この3次元により構成されると仮定した. 項目の選択と分類は筆者を含む, 心理学を専攻する大学院生3 名によって行われた. 質問文は20 項目からなり, 「あてはまらない・あまりあてはまらない・ややあてはまる・あてはまる」の4件法で回答を求めた. 回答には, 順に「あてはまらない」に1 点, 「あまりあてはまらない」に2 点, 「ややあてはまる」に3 点, 「あてはまる」に4 点を与えた. 回答の得点が高くなるにつれ, 消耗感や疲労感の原因を介護に帰属しており, 介護をストレスと考えている程度も高いと解釈する.

介護ストレッサー

本節では, 介護ストレッサーを測定するために, 要介護認定アセスメントに用いられている認知障害尺度（厚生省, 1998）とADL障害尺度（北島他, 1994）を用いた. 認知障害の程度は, 「毎日の日課を理解することが出来る」, 「生年月日や年齢を答えることができる」など5 項目について, 「できる・できない」の2 件法で測定した. 「できる」に1点, 「できない」に2点を与え, 5 項目の合算得点を用いて認知障害の程度とした. ADLの障害は, 4つの生活分野（移動・食事・入浴・排泄）における支援や介護の必要量を測定するものである. 本節では「自立」から「全面的に介助を要する」まで順に1点から4点を与え, 各分野の得点を単純加算し, 総得点を算出した.

ストレス反応

ストレス反応の測定には, CES-D の11 項目短縮版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）. 本節では各設問に対し, 「ほとんどなかった」, 「ときどきあった」, 「よくあった」の3件法で回答を求めた. 「ほとんどなかった」に1点, 「ときどきあった」に2 点, 「よくあった」に3 点を与え（ポジティブ感情を表す項目は, 逆転項目として処理した）, 各項目の得点を単純加算した.

基本的属性

基本的属性として, 性別, 年齢, 要介護者との続柄を測定した. 性別は2値によるダミー変数を作成した. 年齢は, 調査時点の実年齢を測定した. 続柄については, 要介護者が実父母, 配偶者, 配偶者の父母, きょうだい・その他との選択肢を設け, きょうだい・その他をリファレンスとしてダミー変数を作成した.

分析方法

本節では, 介護ストレス認知評価に対し, 探索的因子分析を用いて仮定した因子が再現されるかどうか検討した. 次に, 介護ストレス認知評価とストレッサーおよびストレス反応との関連を相関分析を用いて検討した. 最後に, ストレス認知とストレッサーおよびストレス反応との包括的分析を構造方程式モデリングを用いて行った. 構造方程式モデリングによる分析にはEQS5.6（Bentler, 1995）を使用した.

3-1-3. 結果

記述統計

要介護者の心身の障害と介護者のストレス反応に関する記述統計をTable 3-1に示す. 要介護心身の障害に関わる変数の平均と標準偏差は, 認知障害がM= 1.26（SD = 1.73）, ADL障害がM= 10.42（SD = 3.48）であった. 介護者のストレス反応を示すCES-D得点は, M= 18.93（SD = 4.17）であった. これらの変数は, 特に問題とされるような解答の偏りはみられなかった.

Table 3-1 ストレッサーおよびストレス反応の記述統計および信頼性係数

変数	Mean	*SD*	範囲	尖度	歪度	α
ストレッサー						
認知障害	1.26	1.73	0 - 5	1.03	-0.43	.87
ADL障害	10.42	3.48	4 - 16	0.15	-1.03	.90
ストレス反応						
CES-D	18.93	4.17	11 - 30	0.36	-0.44	.78

介護ストレス認知評価尺度の構造

介護ストレスに対する認知および評価として収集された20項目に対して, まず冗長性を排除するために, 項目間相関を算出した. その結果, .70以上の相関がみられた組み合わせを列挙し, 項目内容が類似していることを確認した上で, どちらかの項目を削除した. 次に, 因子数を3に設定し, 最尤法・プロマックス回転（斜交）による因子分析を行った. その結果, 3因子では解釈可能な結果を得ることができなかったため, 再度因子数を2として分析を行った. 次に, 因子負荷が低い項目や両因子に高い因子負荷を有する項目, そして極端に共通性が低い項目を除外し, 最終的に12項目を選択した（Table 3-2）. 因子の解釈と命名は次のように行った.

Table 3-2　介護ストレス認知評価項目の因子分析結果

項目	因子負荷量 F1	因子負荷量 F2	共通性
社会的拘束感（α=.907）			
介護のために，自分が好きなときに外出できない	.864	-.062	.681
介護によって，旅行などを楽しむことをあきらめなければならなかった	.854	-.102	.627
介護のために仕事やいろいろなスケジュールが変わってしまった	.725	.140	.675
介護のために，自分のやりたいことが出来る時間が少なくなった	.644	.181	.598
介護のために自分の時間が制約されているような気がする	.599	.265	.634
介護をしているので，他のことをする余裕がなくなっていると思う	.571	.269	.596
身体的消耗感（α=.906）			
介護でくたくたになった感じがする	-.097	.841	.612
朝起きて，また今日も１日介護かと思うと疲れを感じる	-.003	.798	.633
介護を続けることは，私の体にとって良くないと思う	.109	.780	.730
私の体の調子は，介護によって悪くなったように思う	.096	.759	.678
介護することで疲れを感じている	.302	.545	.600
介護は，私の健康に悪い影響を与えている	.328	.499	.568
固有値	7.10	1.25	
寄与率（%）	59.2	10.4	
累積寄与率（%）	59.2	69.6	

第1因子は，「介護のために自分が好きなときに外出できない」や，「介護によって旅行などを楽しむことをあきらめなければならなかった」など社会的拘束感として収集した項目と，「介護のために自分のやりたいことができる時間が少なくなった」や「介護のために自分の時間が制約されているような気がする」など時間的束縛感として収集した項目によって構成された．よって，第1因子は介護に拘束されることによって，個人の全般的な社会活動が阻害されることを意味していると解釈し，「社会的拘束感」として命名した．第2因子は，「介護でくたくたになった感じがする」「朝起きて，また今日も1日介護かと思うと疲れを感じる」など身体的消耗感として収集した項目によって構成された．よって，第2因子は，「身体的消耗感」と命名した．各因子の信頼性は，社会的拘束感が α = .907，身体的消耗感が α = .906であり，尺度全体の信頼性は α = .937であった．因子分析によって抽出された因子間の相関は，.643であった．

ストレッサーおよびストレス反応との関連

Table 3-3　介護ストレス認知評価とストレッサーおよびストレス反応との相関

変数	介護ストレス認知評価	
	社会的拘束感	身体的消耗感
ストレッサー		
認知障害	.193 *	.246 **
ADL障害	.384 ***	.372***
ストレス反応		
CES-D	.453 ***	.564 ***

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

介護ストレッサーである認知障害とADL障害, そしてストレス反応との関連を見るために, 各因子ごとに項目得点を合算して相関分析を行った（Table 3-3）. 各因子の合算した得点の平均と標準偏差は, 社会的拘束感因子がM = 18.23（SD = 4.88）であり, 身体的消耗感が因子がM = 15.53（SD = 5.35）であった. 相関分析の結果, 社会的拘束感と認知障害およびADL障害間に, 有意な正の相関がみられ, 身体的消耗感と認知障害およびADL障害においても, 同じく有意な正の相関がみられた. また, これらの2因子とCES-Dにおいては, 両因子とも有意な正の相関がみられた.

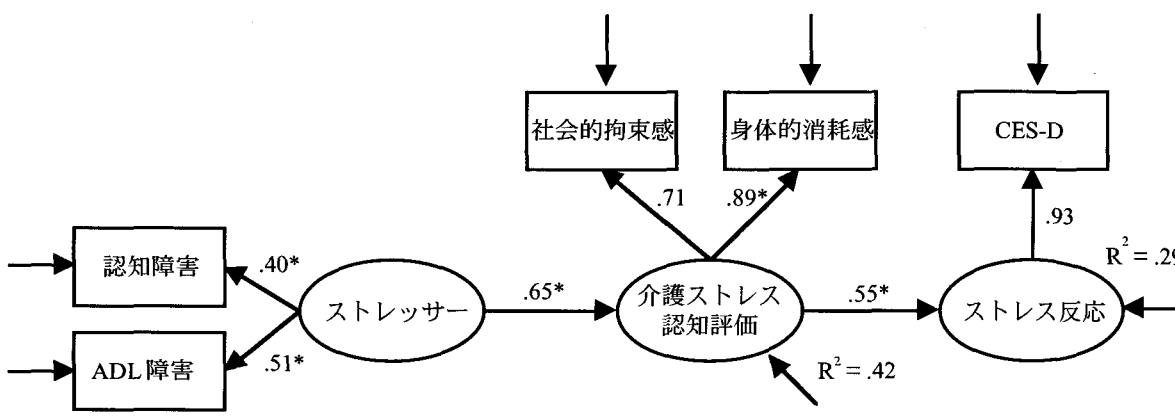

Figure 3-2　介護ストレス認知評価とストレッサーおよびストレス反応との関連

モデルの主要なパス上に標準解を示した. 統制変数は省略した. モデルの適合度指標は, χ^2 (4) = 5.055, p = .282, CFI= .998, GFI= .994, AGFI= .921, RMSEA= .039, AIC = -2.945　であった. モデルを識別するために, ストレッサーの分散およびCES-Dの誤差分散を固定し, 社会的拘束感をリファレンス・インディケーターとした. * p < .05

次に, これらの介護ストレス認知評価とストレッサーおよびストレス反応との因果関係を確かめるため, 構造方程式モデリングによる分析を行った. 推定方法は最尤法を指定し, 統制変数として, 介護者の年齢, 性別, 続柄を用いた. 分析には, ストレス認知理論の理論モデルに基づき, 「社会的拘束感」と「身体的消耗感」の上位概念として「介護ストレス認知評価」, CES-Dの上位概念として「ストレス反応」を表す潜在変数を導入した. 本節では, 介護ストレス認知評価とストレス反応との概念的弁別性を明ら

かにするために, ストレス認知理論に基づいた基本的モデル（Figure 3-2）と, モデル上におけるストレス反応と介護ストレス認知評価を単純に置換し, ストレッサーが直接ストレス反応に影響を与え, その結果ストレス反応が介護ストレスに対する認知や評価を形成するというパスによって表現したモデルを構築し, それぞれ分析を行った.

分析の結果, 基本的モデルの適合度はχ^2（4）= 5.055, p=.281, CFI = .998, GFI = .994, AGFI = .921, RMSEA = .039, AIC = -2.945であり, ストレス反応と介護ストレス認知評価の因果を逆転させたモデルの適合度は, χ^2（4）= 16.656, p=.002, CFI = .976, GFI = .982, AGFI = .755, RMSEA = .135, AIC = 8.656であった. モデルの適合度を総合的に判断すると, 基本的モデルの方がデータへの適合度が高く, 本調査データには, 認知的評価を媒介要因としたモデルが適していることが明らかとなった. 基本的モデルにおける変数間の関連をFigure 3-2に示すと, このモデルにおいては, ストレッサーを示す潜在変数と介護ストレス認知評価との間に, 有意な正の関連があることが明らかとなった（β=.649, p＜.05）. また, 介護ストレス認知評価とストレス反応においても有意な正の関連があることを示す結果が得られた（β=.545, p＜.05）. 本モデルでは, 介護ストレス認知評価は分散の42％が説明されており, ストレス反応は分散の29％が説明されていた.

3-1-4. 考察

介護ストレス認知評価の構造

従来から, 介護ストレスに関する研究の混乱が指摘されており,（中谷, 1992; 和気他, 1994）その原因の一つとして, 介護負担に対する理論的, 概念的な整理が十分に行われておらず, ストレッサーやストレス反応を含めた複合的な概念として扱われてきたことがあげられよう. そこで, 本節では, 介護負担感を介護ストレスの認知的評価として操作的に定義した上で, 従来の介護負担感尺度の問題点を考慮し, 新たな尺度を作成することを試みた. まず, 介護ストレス認知評価が身体的消耗感, 社会的制約感, 時間的束縛感の3次元から構成されると考え, 因子分析を行った. しかし, 分析の結果, 3因子解は支持されず, 介護ストレス認知評価は「社会的拘束感」および「身体的消耗感」の2因子から構成することが適当であることが明らかとなった.

このうち, 社会的拘束感因子は, 介護者の社会的な孤立感や, 介護に時間を束縛されることによる, 社会生活そのものへの影響を示している項目によって構成された. すなわち, 社会的拘束感因子は, CAS（Lawton et al., 1989b）の「介護の衝撃」因子, CBI（Novak & Guest, 1989）の「発達的側面からみた負担」因子, CCI（Kosberg & Cairl, 1986）の「介護者の個人的社会的制約」因子, MCSI（Stull, 1996）の「社会的制約感」因子に相当する因子であると考えられる.

身体的消耗感因子は, 自らの健康の悪化を介護に原因帰属した認知的評価を含む内容となった. この因子は, 従来「介護疲れ」と言われている身体的な消耗感を示している項目によって構成され, CAS（Lawton et al., 1989b）における「主観的負担」因子, CBI（Novak & Guest, 1989）における「身体的負担」因子, CCI（Kosberg & Cairl, 1986）における「介護者の心身の健康」因子, MCSI（Stull, 1996）における「身体的拘束感」因子に相当する因子であると考えられる.

尺度の信頼性および妥当性に関しては, まず各因子および尺度全体の一貫性をクロンバックのα係数を用いて算出したところ, 高い値を示した. また, 尺度の妥当性に関しては, 先行研究から収集した項目

の内容的妥当性を吟味し，その上で尺度作成の手続きのもとで分析を行い，解釈可能な因子構造を得た．こうしたことから，本節で作成した介護ストレス認知評価尺度は，本調査データにおける信頼性および因子的妥当性は高いと考えることができよう．

しかし，本尺度には，いくつかの検討すべき問題点も残されている．その一つに，高い因子間相関が見られたことをあげることができよう．従来介護負担に関する研究においては，どのような側面に負担感を抱いているのかを評価することが重要であり，負担を多次元的に評価することのできる測度が求められてきた（新名，1991）．本節も介護に対する主観的評価は多次元的構造であると仮定し，分析を行った．統計的にはこれらの因子の区別を行うことが可能であったが，相関係数から判断すると，これらの因子間に共通する部分は大きいと思われる．また，本尺度では従来の介護負担感尺度に共通して観察される項目に着目したため，介護による情動の変化や介護意欲の減退といった感情に関わる因子や項目は含まれていない（Kosberg & Cairl, 1986; 中谷・東條，1989）．今後は，再検査法を用いた信頼性の確認や，検証的因子分析を用いた因子的妥当性，そして介護負担に関する既存の尺度との関連を分析することによる基準関連妥当性の検討とともに，そのような介護による感情的側面への影響にも着目する必要があろう．

介護ストレス認知評価とストレッサーおよびストレス反応との関連

本節で作成した介護ストレス認知評価尺度は，介護ストレッサーである認知障害およびADL障害と有意な正の相関がみられた．これは要介護者の身体的，精神的症状が増大すれば，ストレスとして感じられる程度も高くなることを意味しており，妥当な結果であると考えられる．要介護者の身体的，精神的症状と介護者の負担との関連については，身体・精神症状を正確に捉えることの困難さゆえに，必ずしも一致した知見が得られているわけではないが（中谷・東條，1989），少なくとも本節で作成した尺度は，介護者の心身の障害と相関がみられないことが報告されている幾つかの尺度より，ストレスモデルにおける「認知的評価」として位置づけるのに適していると考えられる．また，本調査データでは，介護ストレス認知評価との関連は，認知障害より，ADL障害の方が若干強いという結果が得られた．これは様々な生活上の支援が必要となり，それに比例して介護に拘束される時間が長くなることが，結果として認知障害よりも，介護者にとってストレスとして感じてしまうことを示していると考えられる．しかし，認知障害の程度も，ADL障害より低い値とはいえ，介護ストレス認知評価と有意な相関がみられたことから，これらは介護ストレッサーとして総合的に判断することが重要であると思われる．

構造方程式モデリングにおいて，ストレッサーの増大が介護者のストレス認知を形成し，その結果うつ状態に至るという基本的モデルと，ストレッサーの増大によって，介護者がうつ状態に陥り，その結果，介護者の負担感が生じるという逆の因果を仮定したモデルを比較したところ，本調査データにおけるモデルの適合度は，基本的モデルの方が明らかに高かった．これまで，ストレス理論に導かれて作成されたCAS（Lawton et al., 1989b）や介護の重荷尺度（Pearlin et al., 1990）は，操作的定義によってのみ認知的評価として位置づけられており，うつ状態やその他の精神的健康の悪化によって，ストレス認知が形成されるという因果の方向が逆である可能性を否定することができなかった．しかし，本節によって作成された介護ストレス認知評価尺度は，この二つのモデルのデータ説明率を比較検討した結果，情動的ストレス反応が高じた結果として位置づけるより，ストレッサーとストレス反応を媒介する「認知的評価」として位置づけることが適当であることが示唆されたと考えられよう．つまり，この結果は，認知障害や

ADLの低下などのストレッサーが増大した際に, 介護者自身にとってそれほどストレスフルではないといった評価を行うことが可能であれば, うつ状態に陥る危険性は低くなることを示唆していると考えられる. しかし, 本節における因果モデルは正確には相関関係を示しているものであり（Pruchno et al., 1995）, 本節における分析結果のみで, これらの因果関係を同定することは困難である. 今後, 介護ストレス認知評価尺度を用いた追試や縦断的調査デザインによる因果関係の検証が強く求められる.

3-1-5. まとめ

本節では, 介護ストレス認知評価尺度を作成し, 介護ストレッサーおよびストレス反応との関連について検討した. その結果, 介護ストレス認知評価尺度の信頼性と因子的妥当性は高いことが明らかとなったが, 尺度の妥当性およびストレス反応との因果関係については, さらに検討が必要であることが示唆された. 今後は, 尺度の基準関連妥当性について検討するとともに, 縦断的調査デザインを用いて, 介護ストレッサーやストレス反応を含むストレスモデルの因果関係について詳細に分析することが必要である.

3-2. 介護ストレス認知評価尺度の妥当性の検討

3-2-1. 目的

本節の目的は, 介護者のストレス認知を測定する尺度である介護ストレス認知評価尺度の基準関連妥当性について検討することである. 前節で開発した介護ストレス認知評価尺度は, その内容的妥当性および因子的妥当性は高いと考えられるが, 基準関連妥当性については検討していない. そこで, 本節では, 介護者のストレスに関する研究でもっとも多く使用されているZarit介護負担感尺度（Arai, Kudo, Hosokawa, Washio, Miura, & Hisamichi, 1997）を用いて基準関連妥当性について検討する.

3-2-2. 方法

対象

本節では2001-2002年における吹田市, 茨木市, 豊中市における家族介護者調査のデータを用いて分析を行う. 本節では, 初回調査のデータ（N= 260）のうち, 介護ストレス認知評価尺度と, Zarit介護負担感尺度日本語版（Arai et al., 1997）に回答した49名（男性13名, 女性36名, 平均年齢59.9歳（SD = 12.0））を対象に分析を行った.

測度

介護ストレス認知評価尺度

本節では, 前節で開発した介護ストレス認知評価尺度を用いた. .回答方法は前節と同じく「あてはまらない・あまりあてはまらない・ややあてはまる・あてはまる」の4件法である. 回答には, 順に「あてはまらない」に1 点, 「あまりあてはまらない」に2 点, 「ややあてはまる」に3 点, 「あてはまる」に4 点を与えた. 分析に用いたデータでは, 「社会的拘束感」の内的一貫性は α=.93, 「身体的消耗感」の内的一貫性は α=.95 であった.

介護負担感尺度

本節では, Arai et al.（1997）によるZarit介護負担感尺度（Zarit et al., 1980）の日本語版を用いて介護負担感を測定する. この尺度では, 「患者さんは必要以上に世話を求めてくると思いますか」, 「介護のために自分の時間が十分にとれないと思いますか」など22項目について「思わない・たまに思う・時々思う・よく思う・いつもそう思う」の5件法で測定し, それぞれ1点から5点を与えるものである.

本節では22項目の単純加算得点に加え, Arai et al.（1997）が示したように, その中の1項目である「全体を通してみると, 介護するということはどれだけ自分の負担になっていると思いますか」という項目を分析に用いることにする. この項目はa single global rating of burdenと呼ばれ, Arai et al.（1997）がZarit介護負担感尺度の日本語版を作成する際, 全体得点との相関を求め, 妥当性の傍証とした項目である.

本節では, 上記のZarit介護負担感尺度に加え, 家族の介護への拘束度および要介護度を基準関連妥当性の検証に使用する. 介護への拘束度とは, 「ここ最近, あなたは高齢者のために着替えや食事, 排泄などのお世話をどの程度なさっていますか」という項目に対し, 1.　一日中かかりっきり～6.ほとんど介

護していないの6件法で回答を求めるものである. 要介護度は以前の介護保険における認定アセスメントの結果をそのまま記すように介護者に求めた. これは要介護度1から5までの5段階で認定されるものであり, 一般的に介護度が高いほど障害が重く, 介護に手間がかかることを示している.

3-2-3. 結果

記述統計結果

まず, 本分析に用いたデータでは, 介護ストレス認知評価尺度の平均と標準偏差は, 「社会的拘束感」がM=18.05（SD = 5.10）, 「身体的消耗感」がM = 15.12（SD = 5.76）であった. また, Zarit介護負担感尺度の平均と標準偏差はM = 40.59（SD = 16.62）であり, a single global rating of burdenの平均と標準偏差はM = 3.49（SD =1.10）であった. 要介護度と介護拘束度の平均と標準偏差は, それぞれM = 2.90（SD = 1.33）, M = 3.10（SD = 1.07）であった.

相関分析結果

それぞれの尺度を用いて相関分析を行った結果をTable 3-4に示す. まず, 介護拘束度と「社会的拘束感」の間に有意な相関がみられた（r = -.30, p ＜ .05）. しかし, 「身体的消耗感」と介護拘束度, そして「社会的拘束感」および「身体的消耗感」と要介護度との間には有意な相関はみられなかった.

しかし, Zarit介護負担感尺度と「社会的拘束感」（r = .71, p ＜ .001）および「身体的消耗感」（r = .77, p ＜ .001）との間には有意な強い相関がみられた. 加えて, a single global rating of burdenと呼ばれる項目と「社会的拘束感」および「身体的消耗感」の間にも有意な強い相関がみられた（社会的拘束感 r = .66, p ＜ .001; 身体的消耗感 r = .76, p ＜ .001）.

Table 3-4 介護ストレス認知評価尺度と他の尺度との相関分析結果

	介護ストレス認知評価尺度	
	社会的拘束感	身体的消耗感
介護拘束度	-.298*	-.192
要介護度	.280	.182
Zarit介護負担感		
総得点	.709***	.765***
a single global rating of burden	.665***	.756***

* p ＜ .05, *** p ＜ .001

3-2-4. 考察

本節では, 介護ストレス認知評価尺度の妥当性を検証することを目的として分析を行った. 本節では, 介護者の負担を測定する尺度として使用されることが多いZarit介護負担感尺度に加え, 単一の指標で介護者がどれだけ介護に拘束されているかを測定する介護拘束度および要介護認定アセスメントの結果である要介護度を分析に用いた. その結果, まず介護拘束度は介護ストレス認知評価尺度の下位尺度で

ある「社会的拘束感」との有意な相関がみられた. これは, 実際に家族が介護に拘束され, 一日の時間を取られることが, 介護によって社会的に拘束されているという認知と関連していることを示しており, 介護ストレス認知評価尺度の妥当性を示唆していると考えられる. また, この介護拘束度は「身体的消耗感」とは有意な相関がみられなかった. これは介護に拘束されるという概念と, 身体的に消耗感を感じているという概念を区別して捉える必要性を示しており, 介護ストレス認知評価尺度の弁別性を傍証していると考えられる.

次に, 要介護度は介護ストレス認知評価尺度の両下位尺度とも有意な相関がみられなかった. これは, 要介護度の認定アセスメントは被介護者の身体的状況に焦点をあてており, 介護ストレスが考慮された結果ではないことを示していると考えられる. 現在のところ, 要介護認定に介護ストレスに関する項目は含まれておらず, 今後の対応が強く求められる.

介護ストレス認知評価尺度とZarit介護負担感尺度との関連については, 「社会的拘束感」, 「身体的消耗感」とも強い相関がみられた. Zarit介護負担感尺度は客観的・主観的負担感の明確な区別を提示していないという問題点があるが（中谷・東條, 1989）, 介護負担を測定する尺度として国際的に使用されている尺度である（荒井・杉浦, 2000）. そのため, 介護ストレス認知評価尺度を開発する際に項目収集の対象となったCAS（Lawton et al., 1989b）, MCSI（Stull, 1996）, CBI（Novak & Guest, 1989）, CCI（Kosberg & Cairl, 1986）, 主観的負担感尺度（中谷・東條, 1989）, そして介護負担評価票（新名他, 1991）にも間接・直接的に影響を与えている.

Zarit介護負担感尺度の構成概念は「負担」に着目したものでストレス認知ではないが, 介護ストレス認知評価尺度と概念的に類似した点は大きく, これらの間に強い相関がみられたことは, 介護ストレス認知評価尺度の基準関連妥当性を示していると考えられる.

しかしながら, 介護ストレス認知評価尺度の介護ストレスモデルにおける役割については, 未だ明確とはなっていない. 介護ストレス認知評価尺度の作成過程において, ストレス反応と置換したモデルについて検討したが, そのモデルはあくまでも簡便的に因果関係について検討しているモデルである. 今後は, この介護ストレス認知評価尺度とストレス反応との概念的な峻別をはかることを目的とした実証的な研究が展開することが望まれよう.

3-2-5. まとめ

本節では, 介護ストレス認知評価尺度の基準関連妥当性について検討した. Zarit介護負担感尺度, 介護拘束度, 要介護度との相関分析の結果, 介護ストレス認知評価尺度は介護者の介護に対する負担やストレスを評価する尺度として十分な妥当性を備えていることが明らかとなった. 今後は, 介護ストレス認知評価尺度とストレス反応との概念的な峻別を行うことによって, 介護者のストレス反応ではなく, ストレス評価を簡便に測定できる尺度として有用であることが示唆されよう.

3-3. 介護ストレス評価とストレス反応の因果関係に関する検討

3-3-1. 目的

本節の目的は, 前節で開発した介護ストレス認知評価尺度のストレスモデルにおける因果関係を検証することである. これまで, 介護ストレス研究は多くの場合横断的データを用いて検討されており, ストレッサー, ストレス評価, そしてストレス反応間における因果関係について縦断的データを用いてモデルを提示した研究はほとんどみられない. 前節の研究では横断的データを用いて仮想的に二つのモデルを作成し, 因果関係について検討しているが, その確証には至っていないと考えられる. そこで, 本節では縦断的データを用いて因果関係の確証に着目した分析を行うことにより, 介護ストレス認知評価尺度のストレスモデルにおける妥当性について検討を加える.

3-3-2. 方法

対象

本節では2001-2002年に吹田市, 茨木市, 豊中市で行った家族介護者調査のデータを用いて分析を行う. 本節において分析の対象としたのは2001年度に実施した初回調査と, 6ヶ月後の再調査に回答した者のうち, 介護ストレッサー, ストレス評価, ストレス反応の項目に著しい欠損が見られない173名である. この分析対象となった者が介護している高齢者の平均年齢は82.27歳（$SD = 9.25$）であり, 男性60名（34.7%）, 女性113名（65.3%）であった. また, 介護者本人の平均年齢は60.33歳（$SD = 10.78$）であり, 男性33名（19.1%）, 女性140名（80.9%）であった. 分析に際して, 項目の欠損がある回答に対しては, それぞれの尺度における個人平均を算出した上で点数を代入した.

測度

介護ストレッサー

介護ストレッサーとして, 本節では被介護者の認知障害（厚生省, 1998）とADL障害（北島他, 1994）を測定した. 認知障害は介護保険の認定アセスメントに用いられている項目に「直前に何をしていたか思い出すことができる」という1項目を加えた. この1項目を加えた認知障害尺度の信頼性は初回調査において $\alpha = .84$, 追跡調査において $\alpha = .87$であったため, 十分高い値であると考え, 合算した得点を分析に用いた. ADL障害については, 北島他（1994）のADL尺度に加えて, Mahoney & Barthel（1965）のBarthel IndexやLawton & Brody（1969）のPhysical Self-maintenance Scale, Kempen & Suumeijer（1990）のGroningen Activity Restriction Scaleにも使用されている着替えおよび整容（身支度）の項目を用いた. これらの2項目は, 北島他（1994）によって冗長性が高いと判断され, 短縮版ADL尺度からは除外されている項目であるが, 本節においては, より信頼性を高めるために採用した. 本節では, それぞれの項目に対し, 被介護者が自立して行える場合は1, やや時間がかかっても一人で行える場合は2, 一部介助を要する場合は3, 全面的に介助を要する場合は4を選択するよう求めた. ADL障害の初回調査における内的一貫性は $\alpha = .94$であり, 追跡調査においてもほぼ同値であった（$\alpha = .94$）. そのため, 分析には, 全項目の素点を単純加算した得点をADL障害得点として使用した.

ストレス評価

本節では前節で開発した介護ストレス認知評価尺度を用いた. 本節で使用したデータにおいて, 介護ストレス認知評価尺度の下位尺度である「社会的拘束感」の内的一貫性は初回調査では $\alpha = .91$, 追跡調査では $\alpha = .92$であった. 「身体的消耗感」の内的一貫性は初回調査では $\alpha = .93$であり, 追跡調査においてもほぼ同値であった（$\alpha = .93$）. そのため, それぞれの得点を合算した得点を尺度得点として分析に使用した.

ストレス反応

本節では, 介護者のストレス反応としてCES-D（Radloff, 1975）を用いた. 本節では前節と異なり, CES-Dの20項目版を用いた. この20項目版は, 11項目版と同じように4つの下位尺度を有しており, 「憂うつだ」や「よく眠れなかった」などの項目に対し, この一週間のあいだにそのようなことが, 0. ほとんどなかった（あったとしても一日も続かなかった）, 1. 少しはあった（週のうち1-2日）, 2. ときどきあった（週のうち3-4日）, 3. たいていそうだった（週のうち5-7日）の4件法で回答を求める尺度である. 本節で用いたデータにおける内的一貫性は初回調査では α=.90, 追跡調査において $\alpha = .90$であったため, 十分な信頼性を有していると判断し, 単純加算した得点を分析に使用した.

分析

本節ではストレスモデルにおけるストレッサー, ストレス評価そしてストレス反応の因果関係を検証するために, cross-lagged effectsモデルによる分析を行う. Cross-lagged effects モデルとは初回調査時点の変数の値が初回調査から追跡調査のあいだにおける両変数の変化に影響を及ぼすか否かを検討するモデルである（Aartsen, Smits, van Tilburg, Knipscheer, & Deeg, 2002; 岡林, 2000）. 本節における分析モデルはFigure 3-3に示すように, 初回調査のストレッサー, ストレス評価, ストレス反応の潜在変数間に相関を認め, 追跡調査におけるストレッサー, ストレス評価, ストレス反応の撹乱変数間に相関を認めたモデルである. このモデルにおいては, MacCallum, Wegner, Uchino, & Fabrigar（1993）に従い, 初回調査の認知障害と追跡調査の認知障害, 初回調査の社会的拘束感と追跡調査の社会的拘束感などと, それぞれ対応する測定変数の誤差間に相関を認めた. この分析によって, 初回調査における変数間の関連を統制した後に, 因果関係の方向性について検討し, ストレス評価がストレッサーとストレス反応の媒介要因として適切であるか否か検証することが可能となる. 分析にはEQS5.6（Bentler, 1995）を使用した.

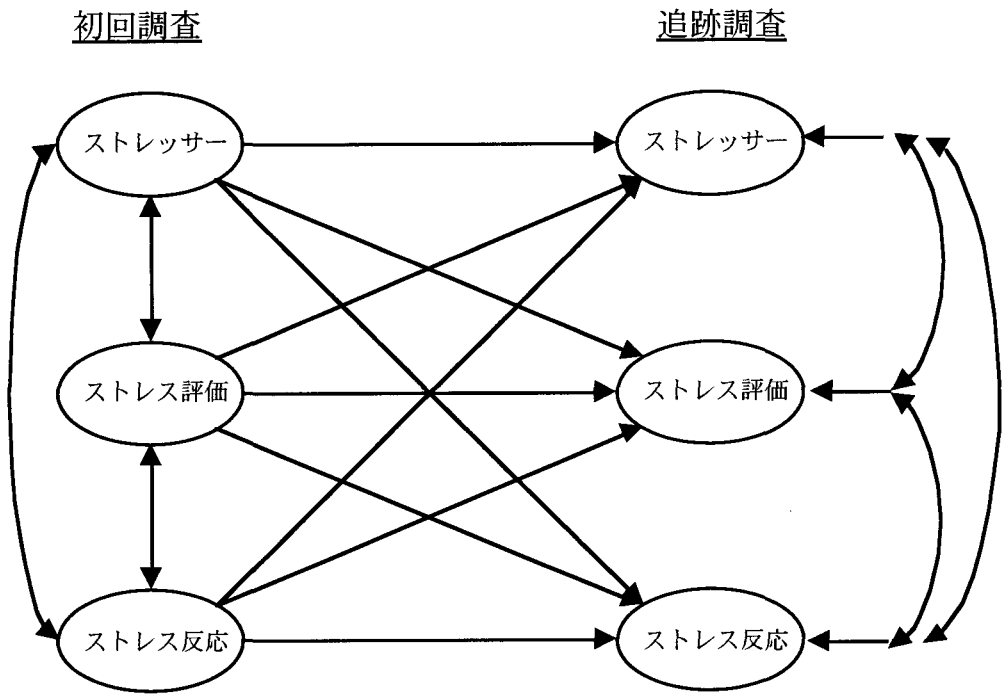

Figure 3-3 Cross-lagged effects モデルによる因果分析

3-3-3. 結果

初回調査と追跡調査における各得点の変化

Table 3-5 初回調査と追跡調査における変数間の差

	初回調査		追跡調査		
	Mean	*SD*	Mean	*SD*	t-value
ストレッサー					
認知障害	7.85	2.00	7.95	2.13	1.35
ADL障害	16.73	5.23	17.14	5.39	2.31 *
ストレス評価					
社会的拘束感	18.40	4.72	17.97	5.23	-1.41
身体的消耗感	14.94	5.17	14.97	5.38	0.09
ストレス反応					
CES-D	36.01	10.29	37.46	10.43	2.53*

* $p < .05$

まず, モデルに含まれる各変数の初回調査と追跡調査間の変化を検討するために, t検定を行った. その結果, ADL障害の得点において, 初回調査と追跡調査間に有意な差があり, 障害が6ヶ月の間に若干悪化していることが示唆された. また, CES-D得点においても, 初回調査と追跡調査間に有意な差がみられた. つまり, 初回調査時点より, 介護者のストレス反応が強くなっていることを示している.

測定モデルの分析

次に，モデルに含まれる変数の測定モデルにおける関連を検討するために，検証的因子分析モデルを構築し，分析を行った．この分析においては，CES-Dの誤差分散を固定し，潜在変数を単一の変数で表したため，因子負荷量は1.0である．分析の結果，因子負荷量が.40以下の変数はみられず，適合度はχ^2（18）= 20.82, p = .289, CFI= .998, GFI= .976, AGFI= .927, RMSEA= .031であった．

Table 3-6 測定モデルの分析結果

	変数	因子負荷量
初回調査		
	ストレッサー	
	認知障害	.621
	ADL障害	.741
	ストレス評価	
	社会的拘束感	.789
	身体的消耗感	.943
	ストレス反応	
	CES-D	1.000
追跡調査		
	ストレッサー	
	認知障害	.613
	ADL障害	.760
	ストレス評価	
	社会的拘束感	.737
	身体的消耗感	.959
	ストレス反応	
	CES-D	1.000

因子負荷量は，最尤法による標準解である．分析の際，対応する各測定変数の誤差項間にそれぞれ相関を認めている．適合度はχ^2（18）= 20.82, p = 289, CFI = .998, GFI = .976, AGFI = .927, RMSEA = .031であった．

Cross-lagged effectsモデルの分析

Cross-lagged effects モデルの分析の結果，モデルの適合度はχ^2（18）= 20.82, p = .289, CFI= .998, GFI= .976, AGFI= .927, RMSEA= .031であった．まず，初回調査時における各変数間の相関は，ストレッサーとストレス評価が r = .35（p < .05），ストレス評価とストレス反応が r = .67（p <.05），ストレッサーとストレス反応が r = .20（p <.05）でそれぞれ有意な相関が見られた．また，追跡調査時における各変数

の撹乱変数間の相関は, ストレッサーとストレス評価が r = .20 （n.s.）, ストレス評価とストレス反応が r = .44（p <.05）, ストレッサーとストレス反応が r = .22（n.s.）であった.

初回調査のストレッサー, ストレス評価, ストレス反応と追跡調査におけるそれぞれの変数との関連をTable 3-7 に示す. 初回調査におけるストレッサーが有意な影響を与えていたのは追跡調査時におけるストレッサーのみであった（β=.981, p < .05）. しかし, 初回調査におけるストレス評価は, 追跡調査時におけるストレス評価（β=.758, p < .05）およびストレス反応（β=.159, p < .05）の双方に有意な影響を与えていた. そして, 初回調査時におけるストレス反応は追跡調査時のストレス反応のみに有意な影響を与えていた（β=.644, p < .05）

Table 3-7 介護ストレス評価の縦断的データにおける因果分析

パラメータ			B	β	*SE*	t-value
初回調査		追跡調査				
ストレッサー	→	ストレッサー	1.331	.981	.258	5.163
	→	ストレス評価	0.273	.070	.296	0.924
	→	ストレス反応	0.099	.009	.731	0.136
ストレス評価	→	ストレッサー	-0.047	-.035	.079	-0.603
	→	ストレス評価	2.971	.758	.458	6.492
	→	ストレス反応	1.713	.159	.855	2.004
ストレス反応	→	ストレッサー	0.002	.013	.006	0.264
	→	ストレス評価	0.003	.008	.030	0.099
	→	ストレス反応	0.656	.644	.071	9.179

t-value > | 1.96 |, p < .05

3-3-4. 考察

本節では, 介護ストレスモデルに含まれる変数間の因果の方向性を検証するために, 縦断的データに対し, cross-lagged effectsモデルを適用した分析を行った. まず, 初回調査におけるストレッサーは追跡調査時におけるストレッサーのみに有意な影響を与えており, ストレス評価およびストレス反応には何ら影響を与えていなかった. これは, ストレッサー自体の変化がストレス評価やストレス反応の変化には影響を及ぼさないことを示す. つまり, 前節で検討したように, ストレッサーそのものの値は, その時点で介護者が介護を行うことをストレスとして感じているかどうか, そしてその結果としてのうつ気分には影響をしているが, 中長期的にはそれらの予測要因としては必ずしも適していないことを示唆していると考えられる.

一方で介護ストレス評価は, ストレッサーには有意な影響を与えていなかったが, 追跡調査時におけるストレス評価だけでなく, ストレス反応にも有意な影響を与えていることが明らかとなった. これは, 介護をストレスとして捉えていることの度合いが中長期的に介護者のストレス評価を予測するだけでなく, 介護者のうつ気分をも予測できる要因であることを示していると考えられる. しかしながら, 初回

調査時のストレス評価が追跡調査時のストレス反応に及ぼす影響は強くはなく，単純にストレス評価のみを測定すれば介護者のうつ気分を予測しうることはできないと思われる．

ストレス反応は追跡調査時におけるストレッサーおよびストレス評価に有意な影響を与えておらず，追跡調査時のストレス反応にのみ有意な影響を与えていた．これは，前節で検討したように，ストレス反応はストレス評価に影響を与える要因ではなく，Lazarus & Folkman（1984）が示したようにストレス評価がストレス反応に影響を与える要因であることを示していると考えられる．

本節の問題点と課題

本節におけるデータは6ヶ月という間隔で測定しているため，各変数間の相関が非常に強い．特にストレッサー間の相関は強く，初回調査と追跡調査時でほとんど変化がみられないことを示唆している．おそらく介護状態における高齢者の障害は長期的に低下するものであって，6ヶ月という期間では変化を測定することが困難であったと考えられる．ストレッサーは，前節および本節で示したようにストレス評価やストレス反応に影響を及ぼす要因であるため，このストレッサーの変化がモデルを構成する他の要因に及ぼす影響は大きいと予測できる．よって，今後このストレッサーの変化をも測定しうるような長期的な縦断的調査を行い，その変化を捉えた上でストレス評価とストレス反応との因果関係およびその方向性を確認していく作業が必要になると思われる．

3-3-5.　まとめ

本節では，介護ストレス認知評価尺度と介護ストレッサーおよびストレス反応との因果関係を解明することを目的として，縦断的データに対しcross-lagged effectsモデルによる分析を試みた．その結果，介護ストレッサーは介護ストレス認知評価尺度およびストレス反応に対する先行要因として有意ではないことが示された．しかし，介護ストレス認知評価尺度は，ストレス反応に対する有意な先行要因であることが明らかとなった．よって，介護者の抑うつを防ぐためには，介護者のストレス認知に着目し，アセスメントを行うことが重要となることが示唆された．今後，介護者の抑うつを防ぐ方略を発展させるためにも，介護ストレスに対する認知に焦点をあてた研究の増加と発展が強く求められる．

3-4. 介護ストレス評価とネグレクト行動の関連

3-4-1. 目的

現在まで, 虐待やネグレクトの因果関係を説明するために, 様々な理論的モデルが提唱されている（Wolf, 1997）. 例えば, 介護者の性格要因を重視する心理学的モデルや, 介護負担やストレスを重視する状況的モデル, そして, 子供の頃に親から暴力的な接し方をされたゆえに, 被介護者に対しても同じように接してしまうという社会的学習理論モデルなど様々である（Wolf, 1997; Decalmer & Glendenning, 1997）. これらの理論モデルのうち, どのモデルが虐待やネグレクトの説明に適しているかはほとんど明らかにされておらず, 実証的研究の蓄積が求められている.

Steinnmetz（1988）は, ストレスと虐待との関連について実証的に検討した最初の研究者であり, パス解析を用いて検討した結果, 高齢者の様々な問題行動や介護負担が媒介変数としての主観的ストレスを増加させ, 結果として虐待をもたらすというモデルを構築している. また, Paveza, Cohen, Eisdoefer, Freels, Semla, Ashford, Gorelick, Hirschman, Luchin, & Levy（1992）は, 虐待やネグレクトと抑うつとの間に有意な関連があることを報告している. しかしながら, ストレスや介護負担および抑うつと, 虐待やネグレクトとの関連を個別に検討しても, それらの因果関係を明確にすることは不可能であり, 一定の理論的背景をもとに, モデルを構成する要因との関連を多角的に分析することが必要と考えられる.

そこで, 本節では, ネグレクトを「潜在的に介護の怠慢や放任, 放棄を示す行動であり, 被介護者の不利益につながる行為」と操作的に定義し, その測定尺度を「潜在的ネグレクト行動」と名付けた上で作成することを第1の目的とする. また, Lazarus & Folkman（1984）におけるストレス認知理論に準じたモデルを構築し, ストレッサーとストレス評価およびストレス反応と潜在的ネグレクト行動との関連について多角的に検討することを第2の目的とする.

3-4-2. 方法

対象

本節では, 1999年度に行った調査データを用いて分析を行った. 本節では, 調査に対して同意が得られた251 の回答のうち, a）社会福祉サービス利用者本人が65歳以上であり, b）高齢者にわずかでも認知障害がみられるか, あるいは何らかの支援, 介護が必要な状態であると答えた家族を対象に分析を行った. 最終的に分析に用いたのは, 記入もれや記入ミスのある回答を除いた173 名である. この分析対象となった介護者の年齢は28 - 88歳であり, 平均年齢は, 59.02歳（SD = 13.11）であった. 性別は, 男性34名（19.7%）, 女性139名（80.3%）であった. また, 要介護者と介護者の続柄は, 実父母62名（35.8%）, 配偶者56名（32.4%）, 配偶者の父母29名（16.8%）, きょうだい・その他26名（15.0%）であった. 被介護者である高齢者の平均年齢は, 80.16歳（SD = 8.89）であり, 性別は男性63名（36.4%）, 女性110名（63.6%）であった.

測度

潜在的ネグレクト行動

家族介護者の潜在的ネグレクト行動を測定する尺度は未だ作成されていないため, 本節において作成を試みた. まず, 既存の尺度でネグレクトが項目に混在しているCASE（Reis & Nahmiash, 1995）,

Johnson（1981）による虐待とネグレクトのスクリーニングのためのプロコトル, H.A.L.F.（Health states, Attitudes towards aging, Living arrangements, and Finaces）（Ferguson & Beck, 1983）から本節の目的に合致すると思われる項目を抽出した. 次に, 我が国における虐待に関する報告において, ネグレクトとして分類している行動を収集した（上田他, 1998; 上田, 2000; 高崎他, 1995）. それらの項目に対し, 倫理的な配慮を加え, 間接的で抵抗感の少ない表現にするために, 心理学を専攻する大学院生3名と精神科医1名によって項目を編集し, 調査に使用する項目を決定した.

介護ストレッサー

本節では, 介護ストレッサーを測定するために, 要介護認定アセスメントに用いられている認知障害尺度（厚生省, 1998）とADL障害尺度（北島他, 1994）を用いた. 認知障害の程度は,「毎日の日課を理解することが出来る」,「生年月日や年齢を答えることができる」など5 項目について,「できる・できない」の2 件法で測定した.「できる」に1点,「できない」に2点を与え, 5 項目の合算得点を用いて認知障害の程度とした. ADLの障害は, 4つの生活分野（移動・食事・入浴・排泄）における支援や介護の必要量を測定するものである. 本節では「自立」から「全面的に介助を要する」まで順に1点から4点を与え, 各分野の得点を単純加算し, 総得点を算出した.

ストレス評価

介護者のストレスに対する評価を測定するために, 前節で作成した介護ストレス認知評価尺度を用いた.この尺度は, 介護者が介護をどの程度ストレスとして認知, あるいは評価しているかを測定するものである. 本節では,「あてはまらない・あまりあてはまらない・ややあてはまる・あてはまる」の4件法で回答を求め,「あてはまらない」に1 点,「あまりあてはまらない」に2 点,「ややあてはまる」に3 点,「あてはまる」に4 点を与えた.

ストレス反応

ストレス反応の測定には, CES-D の11 項目短縮版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）. 本節では各設問に対し,「ほとんどなかった」,「ときどきあった」,「よくあった」の3件法で回答を求めた.「ほとんどなかった」に1点,「ときどきあった」に2 点,「よくあった」に3 点を与え（ポジティブ感情を表す項目は, 逆転項目として処理した）, 各項目の得点を単純加算した.

介護者の基本的属性

基本的属性として, 介護者の年齢, 介護者の性別, そして被介護者との続柄を測定した. 性別は二値によるダミー変数を作成した. 年齢は, 調査時における実年齢を測定した. 続柄については,「あなたにとって要介護者はどのような関係にあたりますか」との質問を設け, 実父母, 配偶者, 配偶者の父母, きょうだい・その他の4つの選択肢から回答を求め, きょうだい・その他をリファレンスとしてダミー変数を作成した.

分析方法

本節では, まず, 潜在的ネグレクト行動の出現頻度を検討した後に, 探索的因子分析によって概念の抽出を試みる. 次に, 抽出された因子モデルに対し, 検証的因子分析を用いてモデルと実際のデータとの適合度を検討する. 最後に, 潜在的ネグレクト行動 とストレス認知理論における諸変数との関連を検討するために構造方程式モデリングを用いて分析を行う. 上記の分析にはEQS5.6（Bentler, 1995）を使用した.

3-4-3. 結果

記述統計

被介護者の心身の障害, 介護者のストレス評価, そして介護者のストレス反応に関する記述統計をTable 3-8 に示す. 被介護における心身の障害に関わる変数の平均と標準偏差は, 認知障害がM = 1.26（SD = 1.73）, ADL障害がM = 10.42（SD = 3.48）であった. 介護者のストレス評価に関しては,「社会的拘束感」がM = 10.42（SD = 3.48）,「身体的消耗感」がM = 10.42（SD = 3.48）であった. また, 介護者のストレス反応を示すCES-D 得点は, M = 18.93（SD = 4.17）であった.

Table 3-8 ストレス関連の変数における記述統計結果

変数	Mean	*SD*	範囲	尖度	歪度	α
ストレッサー						
認知障害	1.25	1.72	0 - 5	-0.42	1.03	.86
ADL 障害	10.39	3.50	4 - 16	-1.04	0.17	.90
ストレス評価						
社会的拘束感	18.21	4.87	6 - 24	-0.39	-0.69	.91
身体的消耗感	15.48	5.32	6 - 24	-1.00	0.04	.90
ストレス反応						
CES-D	18.84	4.11	11 - 30	-0.45	0.35	.78

潜在的ネグレクト行動の分析

潜在的ネグレクト行動に関する記述統計を算出した結果をTable 3-9に示す. これらの項目の中で,「介護がめんどくさいと感じる」,「要介護者を傷つけてしまうようなことを言ってしまうことがある」項目について,「あてはまる」および「ややあてはまる」と答えた介護者が50%を超えていた. また,「可能な範囲で介護の手を抜いたことがある」についても, 45%を超えていた.「要介護者に変わったことがあってもあまり気にしない」項目については,「あてはまらない」と答えた介護者が50%を超えたが, 全項目において出現頻度が5%以下であるカテゴリーはなく, 極端な偏りはみられないと判断できる. そこで, これらの項目に対し, 因子分析を用いて概念の抽出を試みた.

Table 3-9 潜在的ネグレクト行動 の頻度

項目	あてはまらない	やや あてはまらない	やや あてはまる	あてはまる
するべき介護をしないことがある	83 (48.0%)	34 (19.7%)	43 (24.9%)	13 (7.5%)
介護が, めんどくさいと感じることがある	32 (18.5%)	29 (16.8%)	74 (42.8%)	38 (22.0%)
要介護者を無視して, しゃべらないことがある	67 (38.7%)	35 (20.2%)	48 (27.7%)	23 (13.3%)
要介護者を傷つけるようなことを言ってしまうことがある	49 (28.3%)	33 (19.1%)	72 (41.6%)	19 (11.0%)
要介護者に変わったことがあってもあまり気にしない	99 (57.2%)	42 (24.3%)	18 (10.4%)	14 (8.1%)
可能な範囲で介護の手を抜いたことがある	54 (31.2%)	36 (20.8%)	66 (38.2%)	17 (9.8%)
要介護者の要求を無視したことがある	73 (42.2%)	44 (25.4%)	41 (23.7%)	15 (8.7%)

まず, 最尤法を用いて探索的因子分析を行ったところ, 固有値が, 3.38, .86, .80, .70と減少していたことから, 1因子構造であるとみなした（寄与率48.2%）. また, 因子負荷量の極端に小さい項目が見受けられなかったため, 作成した7項目の上位概念として「潜在的ネグレクト行動」を示す潜在変数を導入し, 誤差項が無相関であるモデルを構築したうえで, モデルと実際のデータとの適合度を検討するために検証的因子分析を行った（Table 3-10）. その結果, 1因子モデルの適合度は, χ^2（14）= 22.030, p = .079, CFI = .975, GFI = .964, AGFI = .927, RMSEA = .060であった. また, 尺度の内的一貫性は α = .81であった.

Table 3-10 潜在的ネグレクト行動の因子分析結果

項目内容	因子負荷量
要介護者を無視して, しゃべらないことがある	.789
要介護者の要求を無視したことがある	.731
要介護者を傷つけるようなことを言ってしまうことがある	.678
するべき介護をしないことがある	.675
可能な範囲で介護の手を抜いたことがある	.635
介護が, めんどくさいと感じることがある	.475
要介護者に変わったことがあってもあまり気にしない	.369
固有値	3.38
寄与率（%）	48.2
信頼性係数（α）	.813

適合度指標: χ^2（14）= 22.030 , p = .079, CFI = .975, GFI = .964, AGFI = .927, RMSEA = .060

次に, 潜在的ネグレクト行動の素点を合算して尺度化を行い（M= 15.06, SD = 4.89）, ストレス認知理論における諸変数との関連を構造方程式モデリングを用いて検討した. 推定方法は最尤法を指定し, 統

制変数として, 介護者の年齢, 性別, 続柄を用いた. 本節では, 前節において得られたモデルの分析結果に従い, ストレッサーからストレス評価, およびストレス評価からストレス反応への関連を設定した. 加えて, それぞれの潜在変数と「潜在的ネグレクト行動」を示す潜在変数との関連を検討するために, ストレッサー, ストレス評価, そしてストレス反応から直接の影響を示すパスを導入し, モデルを構築した（Figure 3-4; 簡略化のために, 統制変数と観測変数およびその誤差は省略した.）. モデルの構築にあたり, ストレッサーやストレス評価を構成する個々の観測変数と潜在的ネグレクト行動との直接の関連を想定したモデルや, ストレッサーと潜在的ネグレクト行動との直接効果のみで, ストレス評価やストレス反応とは関連を想定しないモデル, 逆にストレス評価やストレス反応と潜在的ネグレクト行動との直接効果のみでストレッサーとの関連を想定しないモデルを複数構築して, 比較検討することも考えられたが, 本節ではストレス認知理論のモデルを構成する要素との関連を検討することが主目的であるので, Figure 3-4に示したモデルのみ検討した.

分析の結果, モデルの適合度はχ^2（6）＝6.578, p＝.362, CFI＝.999, GFI＝.993, AGFI＝.925, RMSEA＝.024であった. モデルにおける変数間の関連は, ストレッサーとストレス評価（β＝.608, p＜.05）, ストレス評価とストレス反応（β＝.560, p＜.05）において有意な正の関連があることが明らかとなった. そして, ストレッサーおよびストレス反応と潜在的ネグレクト行動との間には有意な関連はみられなかった. しかしながら, ストレス評価と潜在的ネグレクト行動は有意な正の関連を示した（β＝.509, p＜.05）. 本モデルでは, ストレス評価は分散の38%, ストレス反応は分散の31%, そして潜在的ネグレクト行動は分散の26%が説明されていた.

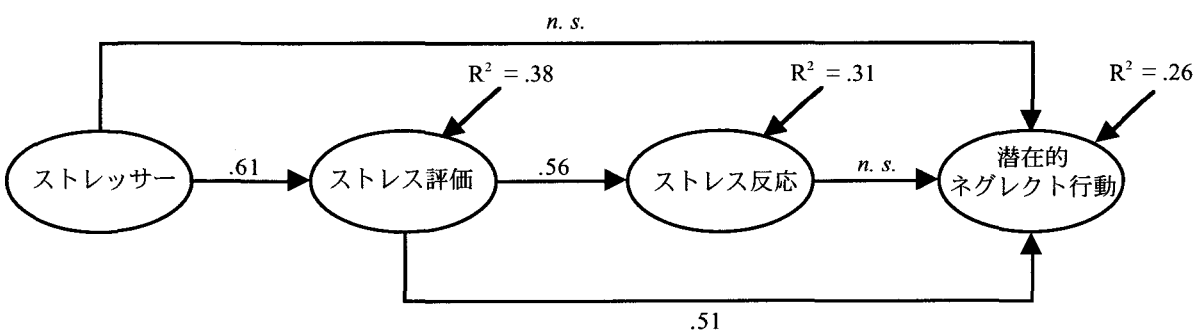

Figure 3-4　潜在的ネグレクト行動 と介護ストレスの因果モデルにおける分析結果

主要なパラメータ上に標準解を示した. 統制変数, 観測変数とその誤差は省略した. モデルの適合度指標は, χ^2（6）＝6.578, p＝.362, CFI＝.999, GFI＝.993, AGFI＝.925, RMSEA＝.024であった. ストレッサーの下位尺度における因子負荷量は, 認知障害が.378, ADL.障害が .538であり, 認知的評価の下位尺度における因子負荷量は社会的拘束感が.703, 身体的消耗感が.883であった.

3-4-4. 考察

潜在的ネグレクト行動尺度について

本節では, ネグレクトを測定するための尺度を作成し, ストレス理論に位置づけ検討することを目的として分析を行った. 尺度作成のために, 本節では, ネグレクトを「潜在的に介護の怠慢や放任, 放棄を示す行動であり, 被介護者の不利益につながる行為」として操作的に定義したが, その定義やネグレク

トの範疇について, 未だ統一的な見解は確立されておらず（上田, 2000; Wolf, 1988）, 今後さらに様々な観点から検討することが必要である. 特に, ネグレクトといっても, 個々のケースによりその類型や重症度は異なり, 本節によって作成した尺度だけでネグレクトの実態をすべて捉えるというわけにはいかないであろう. しかしながら, 重症化した虐待はその修復が難しく, 早期に発見し, 対応することの必要性が指摘されていることからも（上田, 2000）, 本節のように心理統計学的な信頼性と妥当性を確認できる方法を用いて, 様々な要因との関連を検討することは意義深いと思われる.

まず, 各項目の出現頻度を分析した結果, 「あてはまる」および「ややあてはまる」との回答が50%を超えた項目が存在しており, 介護の怠慢や放任が決して珍しいことではないことが明らかとなった. 「あてはまる」と答えた者が実際にネグレクトを行っているかどうか, 本調査データからは峻別できないが, 少なくとも介護の手を抜いたり, 要介護者を無視したりする介護者は, 上田（2000）の報告における出現頻度と同じく, 30%程度は存在すると考えられよう.

次に, それらの項目に対し因子分析を行った結果, 1因子が抽出された. その1因子モデルのデータへの適合度は, p 値が.05以上, CFIとGFIおよびAGFIが.90以上, RMSEAが.08以下という基準を満たしており, モデルの適合度は十分に高いと考えられる. また, 内的一貫性も.80以上であり, これらの項目における心理統計学的な信頼性と妥当性は高いと考えられよう. 現在までに作成されているいくつかの虐待やネグレクトを測定する尺度では, 分布の偏りが大きいことに加え, 心理統計学的な信頼性や妥当性に関してほとんど検討されておらず（Reis & Nahmiash, 1995）, 様々な要因との関連を検討することが困難であった. 本節において作成した尺度は, 表現が間接的であるためネグレクトの実態をすべて捉えることは困難であるが, 項目数が少ないため簡便に使用でき, 今後の研究には十分耐えうる尺度であると考えられる.

潜在的ネグレクト行動と介護ストレスとの関連

本節では, ネグレクトを規定する要因を明らかにするために, Lazarus&Folkman（1984）のストレス認知理論にもとづき, ストレッサー, ストレス評価, そしてストレス反応と, 潜在的ネグレクト行動との関連を想定したモデルを構築し, 分析を行った. 本節で分析したモデルと実際のデータとの適合度は, 検証的因子分析の結果と同じく, 適合度の一般的基準を満たしており, モデルの評価は十分に高いものと考えられる.

上田他（1998）の報告では, 介護ストレッサーであるADLの低下と放任との関連がみられたが, 本節では, 介護ストレッサーとネグレクトとの直接の関連はなく, むしろ介護ストレッサーの上昇に伴うストレス評価（介護負担感）の上昇がネグレクトの発生に関連していることが示唆された. 近年における介護者の心理に着目した研究では, 高齢者における心身の障害が悪化することより, それを「どう捉えるか」, あるいは「ストレスとして考えるかどうか」が介護者におけるストレス反応の出現を予測することが明らかになりつつある（Lawton et al., 1991; Pruchno et al., 1995）. ネグレクトの介護ストレスモデルにおける位置づけについて, 本節結果のみで議論することはできないと思われるが, 抑うつ（Lawton et al., 1991; Gallant & Connell, 1998; Yates et al., 1999）や燃え尽き（岡林他, 1999; 中谷, 1992）などと同じく, 介護ストレスプロセスにおけるアウトカム指標として位置づけるのであれば, そこに至るまでの過程, 特にストレス評価が重要であることが本節結果によって示唆されたと考えられる.

また, 抑うつ状態になると, 介護への意欲や介護能力が低下するため（Tenennstedt et al., 1992）, ネグレクトと抑うつとの直接の関連が予想されたが, 本節では, Paveza et al.（1992）による報告と異なり, 抑うつとネグレクトには有意な関連がみられなかった. 我が国では他に比較検討しうる実証的研究が行われていないため, ネグレクトと抑うつとの因果関係を同定することは不可能である. しかし, 本節結果は, ネグレクトを防ぐためには, 抑うつ状態そのものを改善させるような対処療法的介入より, 介護者の介護に対する考え方・とらえ方やストレス評価を低減させるような予防的介入が適していることが示唆していると考えられる.

本節の限界

虐待やネグレクトの発生要因は, 家族関係やその歴史など, 単純な方法では把握不可能な要素を多く含んでいる（上田他, 1998）. また, その発生も一義的に生じるのではなく, 多くの要因が複雑に絡み合い, 虐待やネグレクトに発展していくと考えられる. そのため, 本節のような質問紙調査では把握できない部分が大きく, むしろその把握できない部分が虐待やネグレクトの発生に大きく関与している可能性も考えられる. しかしながら, 虐待やネグレクトを発見するためには専門的なトレーニングが必要であり（Wolf, 1988）, 簡便な尺度を用いて, 様々な要因との関連を段階的に検討していくことは重要であると考えられる.

また, 本節では何らかの介護サービスを利用し, かつ質問紙調査に協力した介護者を対象として分析をしている. 適切な介護サービスを利用させないことは, 介護怠慢の一種であると考えられ, 本研究で定義したネグレクトの概念に当てはまるが, それらの介護者はデータにほとんど含まれていないと思われる. 今後は, 調査に参加しなかった者に対する訪問調査や面接調査を行い, 本節で検討したデータとの比較検討を行うことが必要であろう.

本節で示した結果は横断的調査におけるデータを分析したものであり, ネグレクトがストレス認知理論のモデル上でどのように位置づけられるのか, 明確にすることは困難である. 今後, これらの因果関係をより明確にし, ストレス評価やストレス反応との概念的な峻別を進めるためにも, 長期に渡る縦断的研究が強く求められる.

3-4-5. まとめ

本節では, 介護者によるネグレクト行動を測定し, 介護ストレッサー, ストレス評価, ストレス反応との関連について検討することを目的とした. 分析の結果, ネグレクト行動に対しては, ストレス評価のみが有意な影響を与えていることが示唆された. 本節のみでネグレクト行動の規定因について論じることは困難であるが, 介護者が感じているストレスや負担感が, 介護者の虐待的な行動の一因となっていることが推測された. 今後は, 介護者の自己評価のみではなく, 専門家による客観的な評価を用いて, より詳細にネグレクトを代表とする虐待行動と介護ストレスとの関連について検討することが強く求められる.

第4章　介護ストレスの緩衝・調節要因と心理的安寧

4-1. 介護マスタリー尺度の作成

4-1-1. 目的

本節では, Lawton et al.（1989b）の定義に準じて,「介護マスタリー」を「介護プロセスの中で獲得した介護者個人の能力や介護行動そのものに対する肯定的評価」と操作的に定義し, その測定尺度を作成することを第1の目的とする. 次に, Lazarus & Folkman（1984）を理論的基盤としたLawton et al.（1991）およびPruchno et al.（1995）の研究に準じて,「介護マスタリー」を介護ストレッサーとストレス反応との媒介要因としてモデルに位置づけ, それらとの関連について検討することを第2の目的とする.

4-1-2. 方法

対象

本節では, 1999年度に実施した調査データを用いて分析を行った. 本節では, 調査に対して同意が得られた251 の回答のうち, a）社会福祉サービス利用者本人が65歳以上であり, b）高齢者にわずかでも認知障害がみられるか, あるいは何らかの支援, 介護が必要な状態であると答えた家族を対象に分析を行った. 最終的に分析に用いたのは, 記入もれや記入ミスのある回答を除いた166 名である. この分析対象者の内訳は, 男性30名（18.1%）, 女性136名（81.9%）であり, 平均年齢は59.65（$SD = 13.21$）であった. また, 利用者本人と介護者の続柄については, 介護者の実父母62名（37.3%）, 配偶者50名（30.1%）, 配偶者の父母29名（17.5%）, きょうだい・その他25名（15.1%）であった.

この分析対象となった家族が介護している高齢者は, 男性59名（35.5%）, 女性107名（64.5%）であり, 平均年齢は81.43（$SD = 7.32$）であった.

測度

介護マスタリー

介護マスタリーを測定するために, Lawton et al.（1989b）が探索的に作成した項目を中心に, Pearlin & Schooler（1978 ）の「マスタリー」項目, Pearlin, Mullan, Semple, & Skaff（1990）の「介護能力」項目から, 介護者のマスタリーを評価するのにふさわしいと思われる項目を収集した. これらの収集された項目の中から, 筆者を含む心理学を専攻する大学院生3 名によって, 同一内容の項目を除外し, 文化的側面を考慮した上で, 本節における介護マスタリーの操作的定義である「介護プロセスの中で獲得した介護者個人の能力や介護行動そのものに対する肯定的評価」に即すよう項目を編集した. 最終的に調査に用いたのは, 16 項目である. これらの項目に対し,「あてはまる・ややあてはまる・あまりあてはまらない・あてはまらない」の4 件法で回答を求めた. 各選択肢には,「あてはまる」に3 点,「ややあてはまる」に2 点,「あまりあてはまらない」に1 点,「あてはまらない」に0 点を与えた. つまり, 回答の得点が高いことは, 介護者が自らの介護能力や介護そのものに価値を見いだし, 肯定的に考えている程度が高いと解釈する.

介護ストレッサー

本節では, 介護ストレッサーを測定するために, 要介護認定アセスメントに用いられている認知障害

尺度（厚生省, 1998）とADL障害尺度（北島他, 1994）を用いた. 認知障害の程度は,「毎日の日課を理解することが出来る」,「生年月日や年齢を答えることができる」など5項目について,「できる・できない」の2件法で測定した.「できる」に1点,「できない」に2点を与え, 5項目の合算得点を用いて認知障害の程度とした. ADLの障害は, 4つの生活分野（移動・食事・入浴・排泄）における支援や介護の必要量を測定するものである. 本節では「自立」から「全面的に介助を要する」まで順に1点から4点を与え, 各分野の得点を単純加算し, 総得点を算出した.

ストレス反応

ストレス反応の測定には, CES-D の11項目短縮版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）. 本節では各設問に対し,「ほとんどなかった」,「ときどきあった」,「よくあった」の3件法で回答を求めた.「ほとんどなかった」に1点,「ときどきあった」に2点,「よくあった」に3点を与え（ポジティブ感情を表す項目は, 逆転項目として処理した）, 各項目の得点を単純加算した.

基本的属性

介護者の基本的属性として, 性別, 年齢, そして要介護者との続柄を測定した. 年齢は, 調査時における実年齢を測定し, 続柄は, 要介護者が実父母, 配偶者, 配偶者の父母, きょうだい・その他との選択肢を設けて測定した.

分析方法

本節では, 介護マスタリーの項目に対し, 調査データに即した因子構造を得るため, SEFA（Kano & Harada, 2000）を用いて探索的因子分析を行い, その結果を参考にして検証的因子分析を行った. 次に, ストレッサーおよびストレス反応との関連を検討するために, 介護マスタリーをストレッサーおよびストレス反応の媒介要因として位置づけた上で, 構造方程式モデリングを行った. 上記の検証的因子分析および因果モデルの分析には, EQS5.6（Bentler, 1995）を使用した.

4-1-3. 結果

記述統計

Table 4-1 ストレッサーおよびストレス反応に関する記述統計結果

変数	Mean	*SD*	範囲	歪度	尖度
ストレッサー					
認知障害	1.23	1.70	0 - 5	1.07	-0.32
ADL障害	10.40	3.55	4 - 16	0.15	-1.10
ストレス反応					
CES - D	18.87	4.19	11 - 30	0.40	-0.39

Table 4-1に, ストレッサーおよびストレス反応に関する記述統計量を示す. 認知障害の平均と標準偏差はM= 1.23（SD= 1.70）であり, 分析対象となった家族が介護する高齢者においては, 日課や日付を忘れるといった見当識障害は軽い傾向にあることが示唆された. しかし, 分布の偏りを算出したところ, ADL障害, CES-Dと同じく, 分析に支障をきたすような大きな偏りはみられなかった.

介護マスタリーの構造

まず, 各項目の分布を算出し, 平均値, 歪度, 尖度から明らかに偏りが見られると考えられる3項目を除外した. また, 各項目の相関係数を算出したところ, .70以上の相関がみられる項目の組み合わせはなかった. よって, これらの項目の冗長性は低いと判断した.

次に, 記述統計によって選択した13 項目に対し, SEFA（Kano & Harada, 2000）を用いて探索的因子分析を行った. 因子の抽出方法は最尤法を指定し, プロマックス回転を行った. 探索的因子分析においては, 因子数の決定が一つの問題となっているが, SEFAは因子数を可変的に設定し, その中でデータをよりよく表す因子数や項目を選択することが可能なツールである. 本節では因子数を1から3に設定し, それぞれ分析を行った. その結果, 解釈可能性がもっとも高く, 適合度の基準値に近い値が得られたのは2因子解であった. そこで, 因子負荷量が小さい項目やデータの適合性を著しく損ねている項目を除外し, 本調査データをよりよく表す変数の組み合わせを選択した. そしてその変数選択の結果を参考として, 各観測変数と因子との対応が一義的であり, 誤差相関が無相関であるモデルを作成し, 最尤法による検証的因子分析を行った（Table 4-2）.

Table 4-2 介護マスタリー尺度の因子構造

項目	因子負荷量
介護役割への達成感（α = .819）	
自分の介護はうまくいっていると思う	.803
今までの介護を振り返ってみると, 私の介護は適切であったように思う	.770
全体としてみれば私は良い介護者である	.755
私は要介護者のために必要なことを行っている	.678
私は介護することは価値のあることだと思う	.460
介護に関する対処効力感（α = .751）	
私は、要介護者が求めていることを把握することが出来る	.785
私は介護が困難な状況においても, 何をすればよいか分かっている	.696
介護に関わる問題を, 自分はうまく処理できていると思う	.608
私は要介護者がどのように感じているか手に取るようにわかる	.590
私は、要介護者のために何をすれば良いかよくわからない（逆転項目）	-.422

適合度: χ^2（34）= 37.07, p = .329, CFI = .994, GFI = .957, AGFI = .930, RMSEA = .024

検証的因子分析の結果, モデルの適合度は, χ^2（34）= 37.07, p = .329, CFI = .994, GFI = 957, AGFI = .930, RMSEA = .024であった. それぞれの因子の解釈と命名については, 第1因子は自分の介護行動に対する肯定的評価を示す「介護役割への達成感」, 第2因子は介護者個人の介護能力に対する肯定

的評価を示す「介護に関する対処効力感」と命名した.

また, 検証的因子分析における「介護役割への達成感」因子と「介護に関する対処効力感」因子の相関は, .793であった. 各因子の信頼性を算出したところ, 「介護役割への達成感」因子の内的一貫性は α = .819, 「介護に関する対処効力感」因子の内的一貫性は α = .751であった. また, 介護マスタリー尺度全体の内的一貫性は α=.860であった.

ストレッサーおよびストレス反応との関連

次に, 認知障害, ADL障害の上位概念として「ストレッサー」, 介護役割への達成感と介護に関する対処効力感の上位概念として「介護マスタリー」, CES - Dの上位概念として「ストレス反応」を表す潜在変数を導入したモデルを構築し（Figure 3-4）, 構造方程式モデリングによる分析を行った. 本節では, ストレス反応を一つの観測変数で構成するために, 誤差項に信頼性係数を投入した.

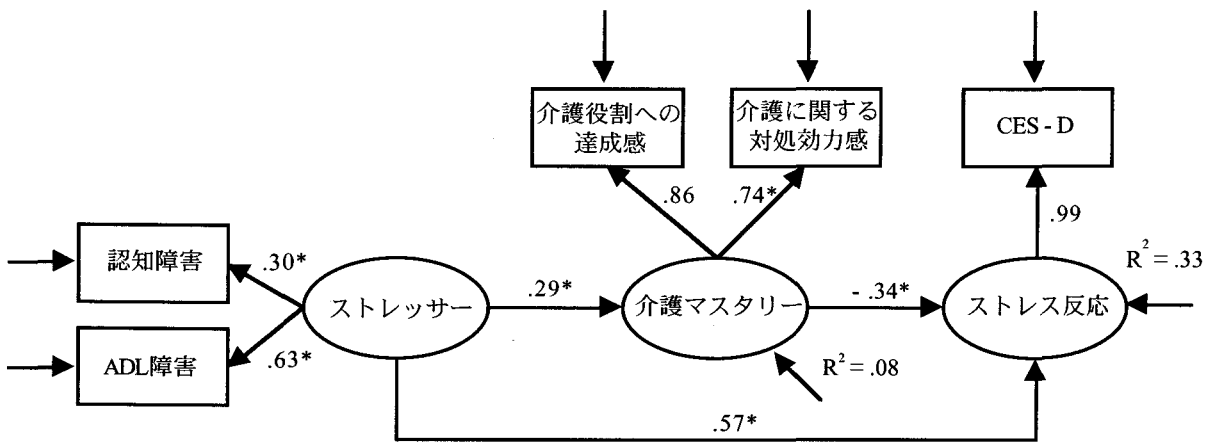

Figure 4-1　構造方程式モデリングによる分析結果

モデルの適合度は, χ^2 (3) = 5.36, p = .147, CFI = .980, GFI = .987, AGFI = .936, RMSEA = .069であった. 主要なパラメータ上に標準解を示した. モデルを識別するため, ストレッサーの分散およびCES - Dの誤差を固定し, 介護役割への達成感をリファレンス・インディケーターとした.* p < .05

構造方程式モデリングの結果, モデルの適合度は, χ^2 (3) = 5.36, p = .147; CFI = .980, GFI = .987, AGFI = .936, RMSEA = .069 であった. 主要なパラメーターであるストレッサーと介護マスタリー, そしてストレス反応との関連をTable 4-3に示す. 本モデルにおいて, ストレッサーとストレス反応とは, 有意な正の関連が示された. また, ストレッサーは介護マスタリーと有意な正の関連を示した. そして, 介護マスタリーは, ストレス反応と有意な負の関連があることが示唆された. 本モデルでは, 介護マスタリーの8%の分散が説明されており, ストレス反応は分散の33%が説明されていた.

Table 4-3　介護マスタリーとストレッサーおよびストレス反応との関連

パラメータ	B	β	*SE*	t-value
ストレッサー → 介護マスタリー	0.712	.286	.357	1.994
ストレッサー → ストレス反応	2.380	.572	.744	3.201
介護マスタリー → ストレス反応	-0.565	-.338	.237	-2.386

t-value ＞ | 1.96 | , p ＜ .05

4-1-4. 考察

本節では, 2点の目的から分析を行った. 第1は, 介護マスタリーの構造を検証することであり, 第2は, 介護マスタリーとストレス反応の関連を検討することであった.

まず, 第1の目的のために, 介護マスタリーの構造を抽出した後に, 検証的因子分析によって, その構造の妥当性を検討した. その結果, モデルの適合度は, χ^2値, CFI, GFI, AGFI, RMSEAのいずれも基準を上回っており（狩野, 1997）, 「介護役割への達成感」と「介護に関する対処効力感」の両因子からなる構造が, 少なくとも本調査データにおいては妥当であり, 両因子の信頼性も十分であることが明らかとなった.

それぞれの因子に含まれる項目から解釈すると, 本節で得られた「介護役割への達成感」因子は, 介護者としての自らの役割に対する肯定的評価と, 介護そのものへの肯定的評価を含む内容になった. 例えば, 「今までの介護を振り返ってみると, 私の介護は適切であったように思う」項目は, 介護者としての自分に対する肯定的評価である. また, 「私は介護することは価値のあることだと思う」項目は, 介護行動に対する肯定的評価と考えられる. この「介護役割への達成感」因子は, Lawton et al.（1989b）が抽出した「介護マスタリー」と内容的に対応しており, 介護という非常にストレスフルな状況においても, 介護者としての自分を肯定的に評価することが可能であり, それが重要であることを示唆していると考えられる.

「介護に関する対処効力感」因子は, 「私は要介護者が求めていることを把握できる」項目や, 「私は介護が困難な状況においても, 何をすればよいかわかっている」項目など, 介護を通じて獲得した技能や能力に対する肯定的評価を示す項目によって構成された. この因子は, Pearlin et al.（1990）の「介護能力」尺度と内容的に対応しており, 専門家による, 介護に関する知識や技能に関する教育的介入によって向上されることが期待されよう（Li et al., 1999; Yates et al., 1999）. また, これらの因子間に高い相関が観察されたことから, 「介護役割への達成感」と「介護に関する対処効力感」に共通する部分は大きいと考えられ, 「介護マスタリー」として, 一括して扱うことが可能であると思われる.

第2の目的のために, 構造方程式モデリングによって, ストレッサー及びストレス反応と介護マスタリーとの関連を検討した. その結果, モデルの適合度は良好であり, 直接的には, 介護マスタリーはストレッサーと正の関連があり, ストレス反応とは負の関連があることが示唆された. また, 介護マスタリーをストレッサーとストレス反応との媒介要因としてモデルを俯瞰すると, 介護マスタリー

を媒介しているにもかかわらず, ストレッサーとストレス反応には依然として直接的な強い関連があることが示唆された.

まず, ストレッサーと介護マスタリーが正の関連を示したことは, 介護者が, 被介護者の認知障害の悪化やADLの低下といったストレス状況に絶え間なく対処を行わなければならない状況におかれていることによって, 自らの介護役割を受容し, 介護や介護行動に対して肯定的な見方も可能になっていること, そして介護能力・技能の向上を促すことを示していると考えられる. しかし, ストレッサーと介護マスタリーとの因果の関連は弱く, 他の様々な要因が媒介していることが推測されよう. 例えば, 介護ストレッサーと対処方略との関連を検討した研究において, 岡林他（1999）は, 介護ストレッサーが上昇すると, 公的支援の追求や介護役割の積極的受容といった対処方略をとる傾向が強まることを報告している. 我が国では介護者の対処方略に関する研究がいくつか見受けられるが（中谷, 1992; 岡林他, 1999; 和気他, 1994）, 介護マスタリーと対処方略との関連は, いまだ検討されていない. しかし, 介護ストレッサーとそのような対処方略との間に正の相関が観察されていることは, 介護マスタリーの形成に個々の介護者の対処方略の差異が関わっている可能性があることを示唆していると考えられる.

また, ストレス反応と負の関連を示したことは, 介護マスタリーが介護者の抑うつを防ぐ重要な役割を有していることを示していると考えられる. つまり, 精神的健康を維持するためには, ストレッサーの増大に伴い, 自らがそれまで行ってきた介護や, 頑張ってきた自分に対する価値を認め, 介護能力や技能を肯定的に評価することが重要であると考えることができよう（Toseland & Smith, 1990）. しかし, 介護マスタリーは, モデルの全体的な構成から考えると, ストレッサーとストレス反応との媒介要因としては十分でなく, 介護マスタリーを高めることが可能であれば, 必ず精神的健康が維持できるというわけではない. Lawton et al.（1991）やPruchno et al.（1995）の研究において提示されたモデルのように, 介護負担感や心理的安寧をモデルに組み込み, さらに多角的に検討することが必要であると思われる.

本節の限界

本節において提示したモデルでは, 介護マスタリーは, モデルに組み込まれた変数によって僅か10％の分散が説明されているのみであった. つまり, 残りの90％を説明する要因は, 本節では明らかにはされていないことになる. 今後は, 本節でモデルに組み込まれた変数以外の要因について検討することが必要である.

例えば, これまで検討してきたように, 介護マスタリーはストレッサーの増大に伴って上昇するという側面を持っているが, 在宅介護を継続するためには, 家族のサポートや, 様々な福祉サービスといった社会的支援が重要であり, それらのサポートによって直接あるいは間接的に介護マスタリーが上昇したとも考えることができる（Li et al., 1999）. 加えて, 介護マスタリーが介護プロセスにおける様々な困難への対処を通じて獲得された自己知覚であるならば（Lawton et al.,1989b）, 介護者の対処方略（岡林他, 1999; 和気他, 1994）との関連について明らかにすることが必要であろう.

また, 本節で得られた知見のうち, 特徴的なものに, 介護ストレッサーと介護マスタリーとの間に正の関連が観察されたことがあげられる. その原因として, 本節の対象者は, 少なくとも調査時点に

おいて, 在宅で介護を継続しており, 郵送調査に協力した介護者に限定されているため, 高齢者ケア施設への入所をすでに行った介護者や, 身体的・精神的健康の悪化のために調査に協力不可能であった介護者などと比べて, 全体的に介護マスタリーが高い傾向にあったとも考えられる. 今後, それらの介護者に対する追跡調査や訪問調査などを行い, 本節において得られた結果と比較検討することが求められる.

4-1-5. まとめ

本節では, 介護マスタリーの構造を明らかにした上で, ストレス反応に対する影響について検討した. 因子分析の結果, 介護マスタリーは「介護役割への達成感」と「介護に関する対処効力感」の2因子から構成され, ストレッサーと有意な正の関連, ストレス反応と有意な負の関連があることが示唆された. よって, 介護マスタリーはストレッサーとストレス反応を媒介する役割を有しており, ストレス反応を軽減する要因の一つであることが示唆された. 今後は, 介護マスタリーを獲得する過程や影響要因について詳細に検討することが求められる.

4-2. 介護者のコーピング方略とストレス反応の関連

4-2-1. 目的

これまで, 家族介護者の精神的健康に研究の焦点があてられることが多かったが（Schulz et al., 1995）, その精神的健康を維持する要因の一つである対処方略については, まだまだ研究の数は少ない（Aldwin & Revenson, 1987; Haley, Levine, Brown, & Bartolucci, 1987; 岡林他, 1999）. その中でも, 我が国における介護者の対処方略に関する研究は数少なく, どのような対処が介護ストレスに有益であるかほとんど知られていない. 加えて, 近年, アジア諸国においては, 介護ストレスに対して, 欧米とは異なる対処方略が有益であるという知見が増えつつある（Lee & Sung, 1998; Shaw et al., 1997）. 我が国における研究でも, 介護者の燃え尽き症候群に対しては, 欧米とは異なり, 逃避型の対処方略が有効であることが報告されている（岡林他, 1999）. しかし, これまで, 我が国において介護者の代表的なストレス反応であるうつ気分と対処方略に焦点をあてた研究は行われておらず, 基礎的なデータの蓄積が強く求められている. そこで, 本節では, Haley et al.（1996）, Knight, Silverstein, McCallum, & Karner（2000）, 岡林他（1999）を参考として, 我が国における介護者の対処方略が果たす役割について論じるために, 対処方略をストレッサーとストレス反応（うつ気分）の媒介要因として位置づけ, 包括的に検討することを目的とする.

4-2-2. 方法

対象

本節では, 1999年度調査におけるデータを用いて分析を行った. 本節で分析の対象となったのは, サービス利用者本人が65歳以上であり, なんらかの障害を有していると回答した介護者166名である. この分析対象となった介護者の平均年齢と標準偏差は 平均年齢59.45歳（$SD = 13.33$）であった. また, 男性が33名（19.9%）, 女性が133名（80.1%）であった. 被介護者の平均年齢と標準偏差は, 平均年齢80.28歳（$SD = 8.74$）であり, 男性が63名（38.0%）, 女性が103名（62.0%）であった. 介護者と被介護者との続柄は, 実親が60名（36.1%）, 配偶者が56名（33.7%）, 配偶者の親が27名（16.3%）, きょうだい・その他が23名（13.9%）であった.

測度

対処方略

家族介護者特有の対処スタイルを測定するためには, 介護者用に開発された尺度を使用する必要がある. 日本では, 和気（1993）が家族介護者向けの対処方略尺度をLazarus & Folkman（1984）を参考にして作成しており, それを発展させた尺度もみうけられる（岡林他, 1999）. しかしながら, 和気（1993）の尺度は信頼性が十分ではなく, さらなる検討が必要とされている. そこで, 本節では和気（1993）の尺度を参考にして, いくつか表現をあらため, 新たに項目を作成した.

介護ストレッサー

本節では, 介護ストレッサーを測定するために, 要介護認定アセスメントに用いられている認知障害尺度（厚生省, 1998）とADL障害尺度（北島他, 1994）を用いた. 認知障害の程度は,「毎日の日課を理解することが出来る」,「生年月日や年齢を答えることができる」など5項目について,「できる・できない」の2件法で測定した.「できる」に1点,「できない」に2点を与え, 5項目の合算得点を用いて認知障害の程度とした. ADLの障害は, 4つの生活分野（移動・食事・入浴・排泄）における支援や介護の必要量を測定するものである. 本節では「自立」から「全面的に介助を要する」まで順に1点から4点を与え, 各分野の得点を単純加算し, 総得点を算出した.

ストレス反応

ストレス反応の測定には, CES-Dの11項目短縮版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）. 本節では各設問に対し,「ほとんどなかった」,「ときどきあった」,「よくあった」の3件法で回答を求めた.「ほとんどなかった」に1点,「ときどきあった」に2点,「よくあった」に3点を与え（ポジティブ感情を表す項目は, 逆転項目として処理した）, 各項目の得点を単純加算した.

分析

本節では, 対処方略を測定する項目の反応分布を検討したのちに, 正規分布が確認された項目に対して因子分析を行う. 次に, 抽出された因子構造をもとに, ストレッサーとストレス反応との間の媒介変数としてモデル上に位置づけ, 構造方程式モデリングによってその効果について検討する. 分析には構造方程式モデリングソフトウェアEQS5.6（Bentler, 1995）を用いた.

4-2-3. 結果

対処方略の因子分析

まず, それぞれの項目の分布について検討したところ, 4項目における分布に偏りがみられた. そこで, これらの項目を削除した上で, 残った12項目に対し, 最尤法, プロマックス回転による因子分析を行った. その結果, 3因子が抽出された. 次に, 因子負荷量が複数の因子に属している項目や極端に因子負荷量が低い項目を除外して検証的因子分析を行った. 検証的因子分析においては, 探索的因子分析で抽出された因子を尊重し, 因子構造を乱す項目や適合度を低める項目を削除して, 単純因子構造を構築した. その結果, Table 4-4に示すように, 情緒的対処型, 情報・支援追求型, 気晴らし型の3因子からなる構造によって, データをうまく説明することができた（χ^2（11）= 20.98, p = .034, CFI = .956, GFI = .966, AGFI = .912, RMSEA = .074）.

Table 4-4 対処方略の検証的因子分析結果

項目	因子負荷量
情緒的対処型（α=.70）	
とにかく努力する以外にないと思う	.793
介護することは仕方のないことだと思う	.677
情報・支援追求型 （α=.67）	
介護に役立つ情報を集める	.723
役所の福祉課や医師などの専門家に相談する	.649
介護の大変さを家族やまわりの人に訴える	.511
気晴らし型 （α=.66）	
気晴らしや気分転換をする	.982
先のことについてあまり深く考えないようにする	.496

適合度: χ^2 （11） = 20.98, p = .034, CFI = .956, GFI = .966, AGFI = .912, RMSEA = .074

次に, これらの因子構造を保持した上で, ストレッサーとストレス反応の媒介要因として位置づけ, 構造方程式モデリングによる分析を行った（Figure 4-2）. その結果, このモデルの適合度はχ^2 （23） = 39.91, p = .016, CFI = .946, GFI = .953, AGFI = .887, RMSEA = .067であった. このモデルにおいて, ADL障害と情緒的対処型の間に有意な関連がみられた. また, 認知障害, ADL障害ともに, 対処方略を媒介するだけでなく, ストレス反応に直接影響を及ぼしていることが示唆された. 対処方略は, 互いの影響を統制した上で, 情緒的対処がストレス反応に対し正の影響を与えていることが明らかとなった.

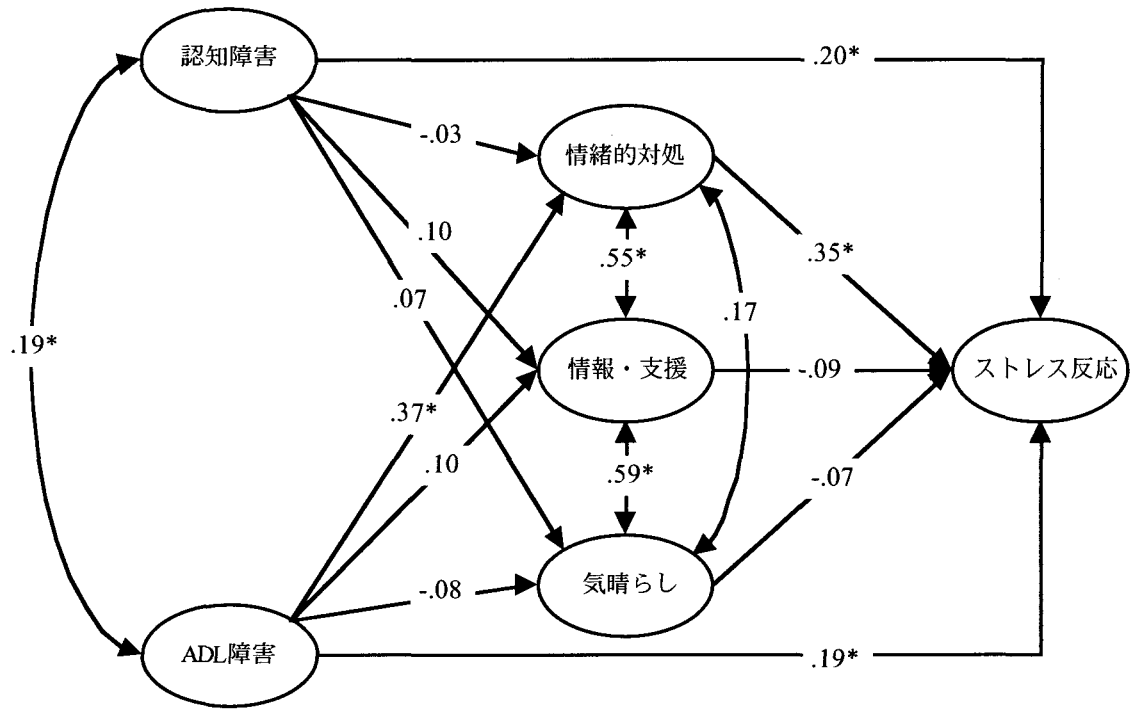

Figure 4-2 構造方程式モデリングによる分析結果
適合度は，χ^2（23）＝39.91，p ＝.016, CFI = .946, GFI = .953, AGFI = .887, RMSEA = .074であった．パス上には標準解を示した．* p ＜.05

4-2-4. 考察

本節では，介護者の対処方略を明らかにしたうえで，ストレッサーおよびストレス反応との関連について検討した．これまでの多くの研究において，問題解決が可能な事態に対しては問題解決型の対処スタイルが有効であり，それができない場合には，精神分析的な観点から自我防衛としての回避型の対処方略が有効であることが示されてきた（Lazarus, 1993）．本節においても，介護という問題解決不可能なストレッサーに対して，回避型の一種である情緒的対処が有意な関連を示したのは，自我防衛としての認知の変容が起こりやすいことを示していると考えられる．また，本節においては，従来精神的健康の維持に肯定的な影響を有することが報告されていた問題解決型（Haley et al., 1985; Haley et al., 1996）の一種である情報・支援追求型とストレス反応との関連は見られなかった．これは，現在，我が国では介護保険法が施行され，介護者の多くは，情報の収集や相談を行っていると思われるが，それらの対処は精神的健康の維持にはつながりにくいことを示していると考えられる．しかし，情報・支援追求型の対処は他の二つの対処方略どちらとも有意な相関があることが確認された．情報や支援の追求を含む，問題解決型の対処方略は心理的ストレス対処モデルの中で中心的な役割を果たすと言われている（Lazarus & Folkman, 1984）．加えて，対処は一つの対処だけを行うものではなく，様々な対処を組み合わせて行うことも知られている．そのため，本節における分析では示されなかったが，問題焦点型の対処方略は本節で得られたモデルの中で情緒的対処型の対処と気晴らし型の対処をつなぐ役割を果たしていると考えることができる．

これまで，岡林他（1999）は，我が国の介護者は，被介護者から距離を取ったり，気分転換をすること

によって, ストレスを低減させていることを報告しているが, 本節ではその知見が支持されなかった. しかしながら, 近年, 欧米においても解決不可能なストレスに対して必ずしも問題解決型の対処が有効ではないことが明らかになりつつあり, この気晴らし型に代表されるような, 一旦距離を置く対処方略が着目されつつある（Shaw et al., 1997）. 本節では気晴らし型の対処方略が2項目によって構成されたため, どのような気晴らしが精神的健康の維持に有効であるか, 検討の余地が残されている. 今後は, いたずらに問題解決を促進させ, 状況に疲弊するよりは, 介護者が介護から離れ, 自分のための時間を作るというような対処方略をより具体的に測定し, 抑うつや燃え尽き症状などのストレス反応との関連を検討することが必要であろう. 例えば, 我が国ではデイサービスやショートステイなど, 家族が介護から一旦距離を置くことにつながる介護サービスの利用と介護ストレスとの関連について, 実証的な検討はほとんど行われていない. 今後, より具体的な対処方略について検討するために, これらのサービスの利用がもたらす効果について, 様々な観点から検討することが求められる.

4-2-5. まとめ

本節では, 対処方略をストレッサーとストレス反応との媒介要因として位置づけた上で, 対処方略が果たす役割について検討した. まず, 因子分析を行った結果, 対処方略として, 「情緒的対処型」, 「情報・支援追求型」, 「気晴らし型」の3因子が抽出された. また, 構造方程式モデリングによる分析の結果, 「情報・支援追求型」と「気晴らし型」の対処方略はストレス反応と有意な関連を示さなかった. しかし, 「情緒的対処型」は, ストレス反応と有意な正の関連があることを示した. これらの結果と欧米における知見とはいくつかの点で差異がみられるため, 今後, 我が国の文化やサービス体制などの独自性を踏まえた上で, さらなる検討を行うことが必要である.

4-3. 介護者の心理的安寧の構造に関する検討

4-3-1. 目的

本節では, 家族介護者の心理的安寧の肯定的側面をLawton（1983）に準じて,「個人の生活や営みの状態に対する主観的かつ肯定的な認知および評価」として操作的に定義し, それを「心理的安寧感」とした上で, その測定尺度を作成することを目的とする. そのため, まず様々な尺度から上記の操作的定義に合致する項目を収集・編集し, 尺度を構成する. 次に, その信頼性について検討するとともに, 高齢者における心身の障害や介護者の代表的なストレス反応である抑うつとの関連を分析し, 尺度の妥当性について検討する.

4-3-2. 方法

対象

本節では, 1999年度調査におけるデータを用いて分析を行った. 本節で分析の対象となったのは, 認知障害, ADL障害, そして問題行動に関する項目の1項目でも障害があると回答し, かつ欠損値がない家族介護者171名である. この分析の対象者となった家族介護者の性別は, 男性33名（19.3%）, 女性138（80.7%）名であり, 平均年齢は58.5歳（$SD = 13.28$）であった. また, 介護の対象となる高齢者の性別は, 男性61名（35.7%）, 女性110名（64.3%）であり, 平均年齢は80.3歳（$SD = 8.7$）であった.

測度

心理的安寧感

本節では, 心理的安寧感を測定する項目を作成するために, Table 4-5に示した肯定的感情尺度, 心理的安寧尺度, 主観的QOL尺度などから項目を収集した.

Table 4-5 収集した尺度とその項目数

尺度名	下位尺度	項目数
Affect Balance Scale	Positive Affect	5
Life Satisfaction Index Z		13
Philadelphia Geriatiric Center Morale Scale	Lonely Dissatisfaction	6
Mental Health Inventory	General Positive Affect	4
Psychological General Well-Being Index	PositiveWell-being	4
Positive State of Mind		6

まず, Bradburn（1969）のABSからPositive Affectを測定する5項目を収集した. 次に, Wood et al.,（1969）によるLSI-Zの13項目, PGCモラールスケール（Lawton, 1975）からLonely Dissatisfactionを測定する6項目, Mental Health Inventory（Veit & Ware, 1983）からGeneral Positive Affectを表す4項目, Psychological General Well-Being Index（以下, PGWBと略記する; Revicki, Leidy, & Howland, 1996）からPositive Well-Beingを表す4項目, そしてHorowitz, Adler, & Kegeles,（1988）によるPositive State of Mind（以下, PSOMと略記する）の6項目を収集した. これらの項目のうち,「主観的」かつ「肯定的」に個人の生活

や営みを評価する内容であり，人生を回顧するような表現を含まない項目のみを編集対象とした．編集は筆者を含む心理学専攻の大学院生3名によって行われた．具体的には，例えば「幸せであった」と「幸福を感じた」のように同じ内容を表していると考えられる場合や，類似した表現を用いている項目を一つにまとめた．また，回答方法としては，PGWBやPSOMと同じく，最近一週間以内にそのようなことを感じたことが「ほとんどなかった」「ときどきあった」「よくあった」の3件法を用いた．つまり，これらの項目が測定するのは個人における心理的安寧の状態であり，性格特性や人生回顧を含まないことを示す．本節では，各回答に対し，「ほとんどなかった」に1点，「ときどきあった」に2点，「よくあった」に3点を与えた．

高齢者における心身の障害

高齢者における心身の障害を測定するために，本節では，前節で使用した認知障害尺度とADL障害尺度に加え，問題行動尺度を用いた．

問題行動の程度は，「ひどい物忘れがある」，「まわりのことに関心がなく，ぼんやりしている」など21項目について，「ない・ときどきある・ある」の3件法で測定した．それぞれ1点，2点，3点を与え，全項目の得点を合算した．この問題行動の測定方法についても，認知障害と同じく要介護認定アセスメント方式に準じた（厚生省，1998）．

ストレス反応

ストレス反応の測定には，CES-Dの11項目短縮版を用いた（Radloff, 1977; Kohout et al., 1993）．本節では各設問に対し，「ほとんどなかった」，「ときどきあった」，「よくあった」の3件法で回答を求めた．「ほとんどなかった」に1点，「ときどきあった」に2点，「よくあった」に3点を与え（ポジティブ感情を表す項目は，逆転項目として処理した），各項目の得点を単純加算した．

分析

本節では心理的安寧感を構成する項目について検討するために，まずそれぞれの項目分析を行い，歪度と尖度を算出する．次に，因子的妥当性を検討するために，因子分析を行う．信頼性については，尺度全体の内的一貫性を示すクロンバックのα係数を算出するとともに，項目 - 尺度間相関について検討する．最後に，尺度の妥当性を検討するために，介護者の基本属性と高齢者における心身の障害および介護者のストレス反応との関連について分析を行う．

4-3-3.　結果

心理的安寧感尺度の記述統計と因子分析

Table 4-6　心理的安寧感の記述統計結果

項目	ほとんどなかった	ときどきあった	よくあった	Mean	*SD*	歪度	尖度
幸せだと感じた	66 (38.6%)	81 (47.4%)	24 (14.0%)	1.75	0.69	0.36	-0.85
生活に充実感があった	55 (32.2%)	74 (43.3%)	42 (24.6%)	1.92	0.75	0.13	-1.21
物事が順調に進んでいると思った	50 (29.2%)	82 (48.0%)	39 (22.8%)	1.94	0.72	0.10	-1.06
満足した生活を送った	46 (26.9%)	80 (46.8%)	45 (26.3%)	1.99	0.73	0.01	-1.12
平和な毎日を送った	30 (17.5%)	73 (42.7%)	68 (39.8%)	2.22	0.73	-0.37	-1.03

心理的安寧感の各項目に対する記述統計をTable 4-6に示す. それぞの項目の出現頻度について検討すると,「よくあった」との回答率がもっとも低いのは「幸せだと感じた」という項目であった. また,「よくあった」との回答率がもっとも高く, 肯定的方向への偏りがみられたのは「平和な毎日を送った」という項目であった. しかし, 歪度と尖度を算出し, 検討した結果, すべての項目において大きく偏りを示す値は見られなかった.

Table 4-7　心理的安寧感尺度の因子分析結果

項目	因子負荷量	共通性
幸せだと感じた	.720	.526
生活に充実感があった	.854	.688
物事が順調に進んでいると思った	.793	.575
満足した生活を送れた	.881	.709
平和な毎日を送った	.814	.631
固有値	3.64	
寄与率（%）	72.7	

次に, この5項目に対し, 因子数を1に設定し, 最尤法による因子分析を行った（Table 4-7）. その結果, 各項目における因子負荷量は, すべて.40以上であり, 寄与率は72.7％であった. また, この5項目のデータに対する適合度は, χ^2（5）=28.18, $p < .001$, CFI = .966, GFI = .938であった.

Table 4-8 心理的安寧感尺度の内的一貫性

項目	項目を削除したときのα	項目-尺度間相関
幸せだと感じた	.902	.681
生活に充実感があった	.873	.822
物事が順調に進んでいると思った	.890	.745
満足した生活を送れた	.872	.826
平和な毎日を送った	.888	.748
クロンバックのα	.906	

また, この5項目の内的一貫性について検討するために, クロンバックのα係数を算出した（Table 4-8）. その結果, クロンバックのαは, .91であった. また, それぞれの項目を削除した時のαおよび項目-尺度間相関を算出したところ, 内的一貫性が著しく低下する項目はみられなかった.

心理的安寧感と属性, 高齢者における心身の障害, ストレス反応との関連

Table 4-9 心理的安寧感と属性, 高齢者の障害, ストレス反応との関連

変数		心理的安寧感 Mean	心理的安寧感 *SD*	F-value	
性別					
	女性（*N* = 138）	10.05	3.05		
	男性（*N* = 33）	8.91	3.09	3.71*	
年齢					
	49歳以下（*N* = 48）	10.58	3.37		
	50～59歳（*N* = 48）	9.92	2.91		
	60～69歳（*N* = 32）	9.41	3.50		
	70歳以上（*N* = 43）	9.21	2.46	1.77	
認知障害					
	なし（*N* = 111）	10.13	3.10		
	あり（*N* = 63）	9.30	2.93	2.96†	
ADL障害					
	低度（*N* = 89）	10.34	3.21		
	高度（*N* = 85）	9.29	2.81	5.18*	
問題行動					
	なし（*N* = 37）	11.05	2.97		
	低度（*N* = 41）	9.44	2.93		
	中度（*N* = 60）	9.72	3.00		
	高度（*N* = 36）	9.19	3.14	2.83*	なし ＞ 高度
ストレス反応（CES-D）					
	低度（*N* = 122）	10.93	2.74		
	高度（*N* = 49）	7.10	2.01	78.20***	

†$p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

介護者の心理的安寧感と基本属性, 高齢者の心身の障害, そしてストレス反応による差異について分散分析を用いて検討した（Table 4-9）. まず, 介護者の性別については有意差がみられ, 男性介護者より, 女性介護者における心理的安寧感が高いことが示唆された（$F(1, 169) = 3.71, p < .05$）. 年齢については40歳以下, 50から59歳, 60から69歳, 70歳以上というカテゴリーを作成し, それぞれの得点の差異について検討したが, 有意差は見られなかった.

高齢者の心身の障害については, 認知障害が見られない介護者群と見られない群とに群化し, それぞれの得点を比較した結果, 心理的安寧感の得点は傾向差がみられた（$F(1, 169) = 2.96, p < .10$）.

ADL障害も同様に中央値により障害低群と障害高群とに分割し，得点を比較した結果，有意差があることが明らかとなった（F（1, 169）= 5.18, p <. 05）．問題行動については，得点範囲が広いため，4分位値を用いて分割し，それぞれの群間において得点を比較した結果，有意差があることが明らかとなった（F（3, 167）= 2.83, p <. 05）．Tukey 法による多重比較の結果，問題行動がないと答えた介護者群が，高度と答えた介護者群より心理的安寧感が有意に高いことが示唆された．最後に，介護者のストレス反応をKohout et al.（1993）に準じて，CES-Dの9点以下（得点率27％以下）を低度，10点以上を高度として群化し，それぞれにおける心理的安寧感の得点について検討した．その結果，ストレス反応得点が低度の介護者群は高度の群より，心理的安寧感が有意に高いことが明らかとなった（F（1, 169）= 78.20, p < .001）．

4-3-4. 考察

心理的安寧感尺度の構成と信頼性

本節では，「個人の生活や営みに対する主観的かつ肯定的な認知や評価」を心理的安寧感として定義した上で項目を収集し，新しい尺度の作成を試みた．Diener & Emonns（1985）は，ABSの問題点として，特定の行動や感情の生起を表現している項目が多数を占めているため（例えば，「あなたのことを誰かがほめたり，賞賛したりしたので光栄に思った」），単に経験していないことによる偏りが見られることを指摘している．そのため，本節で作成した作成した項目は，具体的な表現を避け，できるだけ幅広い理解が得られるように編集を加えた．その結果，少なくとも本調査データにおける分析の結果，すべての項目において問題とされるような偏りはみられなかった．

次に，これらの項目に対し1因子を設定して因子分析を行ったところ，すべての因子負荷量が.40を超えており，またモデルを受容するに十分な適合度を有していた．そのため，本節で作成した項目はデータに対して1次元の因子構造を有しており，因子的妥当性は高いと考えることができる．

また，これらの項目から成る尺度の信頼性については，本調査データにおける尺度全体の α 係数，および項目-尺度間の相関も高いことから，尺度の内的一貫性は十分高いと考えることができる．しかし，これらの結果は本データのみにて得られたものであり，信頼性について正確に検討するためには，他地域における追試や再検査法による研究が必要であろう．その際，心理的安寧感は，たとえ短期間であっても，個人の生活に何らかの変化が生じたり，ストレス事態に遭遇することによって影響を受けると考えられるため，　ストレッサーの変化を捉え，それらを統制した上で信頼性を検討することが必要である．

心理的安寧感尺度の妥当性

本節ではこの尺度の妥当性を検討するために，介護者の属性，高齢者における心身の障害，そしてストレス反応との関連について検討した．まず，属性については，年齢差はみられなかったが，性差があることが明らかとなった．この結果は，女性介護者の方が男性介護者よりも，ストレスフルな状況においても心理的安寧を維持できることを示していると考えられる．しかし，様々な実証的研究においては，男性よりも女性における心理的安寧が低い傾向にあることが報告されている（Pinquart & Sorensen, 2001）．また，我が国において介護者の心理的安寧に関する研究はほとんど行われていないため，本節における結

果のみで, 性差について結論づけることは不可能であろう. 今後は, 基礎的なデータを蓄積しつつ, 現在介護を行っていない者との比較検討や（Rose-Rogo, Strauss, & Smith, 1998）, 縦断的データを用いた分析が必要であろう.

次に, 高齢者における心身の障害との関連については, 認知障害の程度により傾向差, ADL障害および問題行動の程度により有意差がみられた. この結果は, 高齢者の障害が重く, 介護が困難である状況ほど介護者の心理的安寧感が低いことを示唆しており, 尺度が介護者の心理的安寧を測定していることの妥当性を示していると考えられる.

また, ストレス反応との関連については, ストレス反応得点低度群と高度群とで, 心理的安寧感の得点に差があることが示された. Folkman（1997）はHIV患者のパートナーの心理的状態を縦断的に検討した結果, 測定時における否定的・肯定的感情の間には強い相関がみられるが, その変化については明らかな違いがあることを報告している. 具体的には, 患者の死が予期できる状態になることや患者が死亡することなどの強いストレスに晒された時, パートナーの抑うつ度は高まるが, 肯定的感情は比較的維持される傾向にあったことを示している. 本節における結果から心理的安寧感の縦断的変化を予測することは不可能であるが, 測定時点において, ストレス反応得点によって差が見られたことは, Folkman（1997）の知見を部分的に支持していると考えられる.

本節の問題点

本節では妥当性を検討するために, 高齢者における心身の障害や介護者のストレス反応との関連について検討した. しかし, 本節では既存の尺度を編集した項目を用いているため, 同じ内容が含まれていると考えられる尺度との関連については検討しておらず, 基準関連妥当性については十分に確認できていない. 今後は, 他の生活満足度尺度や肯定的感情尺度, そしてモラールスケールとの関連および類似性について, さらに詳細に検討していくことが望まれるであろう.

我が国では, 甚大なストレスに晒されている人間のうつや不安などの精神医学的な問題に関する実証的研究は蓄積されつつあるが, 主観的・心理的安寧の肯定的側面に着目した研究はほとんどない. 個人がそれぞれの生活に満足し, 平和な状態を送るための方略を画策することが研究目的であるならば, 心理的安寧の肯定的側面を測定し, その関連要因について検討することの意義は大きい. 今後, 介護に限らず, 様々な状況を対象として, 個人の心理的安寧に着目した研究が増加することが期待される.

4-3-5. まとめ

本節では介護者の心理的安寧感を測定する尺度を作成し, その信頼性と妥当性について検討した. 分析の結果, 本調査データにおける尺度の内的一貫性は十分であり, 高い信頼性を有していることが示唆された. また, 因子分析による因子的妥当性, 高齢者における心身の障害および介護者のストレス反応を用いた分散分析による測定概念妥当性の検討の結果, 心理的安寧感尺度は一応の妥当性を有していることが示された. 本尺度は項目数も少なく簡便に使用できるため, 今後, 本尺度を用いて介護者の心理的安寧に関する検討をさらに積み重ねていくことが望まれる.

第5章　介護サービスに対する評価と介護ストレス

5-1. 在宅介護の継続要因に関する質的分析

5-1-1. 目的

高齢者の介護は家族に様々な負担を与えることが知られている（Zarit et al., 1980）. そのため, 介護に身体的・精神的に疲弊した家族は在宅での介護を中止し, 施設への入所方法について模索するようになることが多い（Zarit & Whitlatch, 1992）. しかし, 現在でも多くの家族が高齢者を在宅で介護しており, それを支えるためのサービス体制も整備されつつある.

しかしながら, 現状では, 在宅で介護を継続するための要因について, データを用いた検討は十分に行われていない（Gaugler, Zarit, & Pearlin, 1999; Gaugler, Edwards, Femia, Zarit, Stephens, Townsend, & Greene, 2000; Zarit & Whitlatch, 1992）. 特に, 我が国では, サービスの直接の利用者である高齢者や実際の介護者の意見や見解をまとめた研究は行われておらず, 基礎的資料が不足している. そこで, 本節では, 介護者の意見や見解といった質的データを分析し, 在宅で介護を継続するための条件について検討することを目的とした.

5-1-2. 方法

対象

本節では, 2001年に行われた介護サービスと家族のケアに関する調査のデータを用いて検討を行った. 本節では第2章で分析対象となった235名のうち, 介護継続要因として自由記述欄に回答した172名を分析の対象とした. この172名のうち, 男性は31名（18.0%）, 女性は140名（81.4%）, 不明が1名（0.6%）であった. また, 年齢は平均59.71歳（$SD = 10.21$）であった.

被介護者の性別は男性50名（29.1%）, 女性120名（69.8%）, 不明が2名（1.2%）であり, 年齢は平均82.08歳（$SD = 9.19$）であった.

記述データ

本節においては, 介護継続要因に関するステートメントを得るために,「在宅で介護をつづけるために, もっとも重要だと思われることはどのようなことですか？」という設問に対し, 自由記述で回答するよう求めた.

分析

本節では質的データを分析するために, Table 5-1に示した手続きを用いた. まず, ステップ1として, 二人の研究者にそれぞれステートメントからカテゴリーを抽出するよう求めた. それぞれの研究者は異なる専門（高齢者心理と介護者心理）の研究者であり, それぞれ独立して判断を行うよう求めた. このステップ1によって, 異なる視点から抽出された二つのカテゴリー群が得られることになる. 次に, ステップ2では, ステップ1に参加しなかった研究者であり, 質的データをカテゴリー化する作業経験を有する研究者によって, 二つのカテゴリー群の統合化が行われた. その統合されたカテゴリーをもとに, ステップ3では介護や看護の臨床経験のある専門家によってカテゴリーの検証を行った. 具体的には, それぞれ

のステートメントに対し，抽出されたカテゴリーのうち，どのカテゴリーがもっとも当てはまるか，それぞれの専門的視点から判断するよう求めた．このステップ3においても，異なる背景を持った専門家二人がそれぞれ完全に独立して判断するよう求めた．ステップ4では，ステップ3におけるカテゴリー判断をもとに一致係数 κ を求め，カテゴリーが専門家間で完全に一致したステートメントのみをそれぞれのカテゴリーに属するステートメントとした．

Table 5-1 質的分析におけるカテゴリー化の手続き

ステップ1（各研究者は独立して判断を行う）
研究者によるカテゴリーの抽出（高齢者心理を専門とする）
研究者によるカテゴリーの抽出（介護者心理を専門とする）
ステップ2
研究者によるステップ1にて抽出されたカテゴリーの統合（ステップ1を担当した者を除く）
ステップ3（各専門家は独立して判断を行う）
臨床経験のある専門家による統合されたカテゴリーの検証（看護を専門とする）
臨床経験のある専門家による統合されたカテゴリーの検証（ソーシャルワークを専門とする）
ステップ4
ステップ3の結果をもとにした統計的手続きによるカテゴリーの決定

5-1-3. 結果

介護継続要因に関するステートメントに関する質的分析

介護継続要因に関するステートメントに対する探索的カテゴリー抽出においては（ステップ1），二人の研究者から，それぞれ，6および10カテゴリーが抽出された．次に，カテゴリーの統合（ステップ2）においては，それぞれのカテゴリー名，内容，属する項目から判断が行われ，8カテゴリーが分類された．すなわち，「家族介護者の精神的・身体的健康問題」，「サービス体制に関する問題」，「家族介護者と周囲との人間関係上の問題」，「被介護者（高齢者）の問題」，「政策に関する問題」，「ケアワーカーに関する問題」，「住宅環境の問題」，「経済的問題」である．これらのカテゴリーに対し，臨床経験のある専門家による各ステートメントの判断が行われ，その一致率と完全一致した記述数をTable 5-2 に示す．「家族介護者の精神的・身体的健康問題」はもっとも完全一致した記述数が多いカテゴリーであり，κ = .55 であった．「サービス体制に関する問題」の一致率は κ = .58 であり，記述数もかなり多かった．「家族介護者と周囲との人間関係上の問題」の一致率は，κ = .63 であり，完全一致した記述数もやや多かった．「被介護者（高齢者）の問題」の一致率は κ = .48 と低い値であったが，完全一致した記述数は全体からみると中程度であった．「政策に関する問題」の一致率は κ = .53 であり，完全一致した記述数は全体の10％にも満たないものであった．また，「ケアワーカーに関する問題」も一致率は κ = .52 であるが，記述数は少なかった．さらに，「住宅環境の問題」の一致率は κ = .76 ともっとも高い値であったが，出現数は非常に少なかった．「経済的問題」とされたカテゴリーの一致率は κ = .57 であったが，このカテゴリーに関する記述数も非常に少なかった．

Table 5-2 介護継続要因に関する分類結果[1)]

カテゴリー	完全一致記述数	κ
家族介護者の精神的・身体的健康問題	66	.548
サービス体制に関する問題	37	.580
家族介護者と周囲との人間関係上の問題	28	.627
被介護者（高齢者）の問題	20	.478
政策に関する問題	15	.532
ケアワーカーに関する問題	12	.516
住宅環境の問題	5	.760
経済的問題	5	.569

1) 複数回答

カテゴリーにおける記述内容

それぞれのカテゴリーに属するステートメントについて記す. まず,「家族介護者の精神的・身体的健康問題」とは, 介護者の精神的健康および身体的健康が維持されることや介護ストレスに関するステートメントである. 例えば,「介護する者の心身の健康. 介護者が心身ともに健康であるときは痴呆言動を受け入れ, 対応できるが, 不健康なときはいらいらして, 言っても理解できない要介護者に言葉で従うように言ってしまい, 口論になる」という記述や,「介護によるストレスを発散できる時間（介護を忘れて自由に過ごせる時間）をかならず取ること」という記述である.

「サービス体制に関する問題」とは, サービスの時間的制限や緊急時の対応に関するステートメントである. 例えば,「仕事を持っている私には, どの時間にヘルパーさんや看護師さんに来てもらったらよいのか, デイサービスとの組み合わせが難しい」という記述や,「介護者が一番助けて欲しい時に, 長い待ち時間を要することなくサービスを受けられるようになること」という記述である.

「家族介護者と周囲との人間関係」とは, 介護者と家族・親族・友人・知人・地域の住民との人間関係に関するステートメントである. 例えば,「家族の協力と理解. 同居・別居の違いにこだわらず, みんなが自分のできることを分担して支え合うことが大切だと思う. 実際にしている仕事量や時間ではなく, それぞれができることをせいいっぱいして, 互いにゆとりを生み出していくこと」という記述や,「介護自体より, 配偶者や姉妹との人間関係で疲れている. 他の親族と連絡を取り合い, 今何が必要かなどの意志疎通を明確にしておく必要がある」という記述である.

「被介護者（高齢者）の問題」とは, 被介護者のサービスに対する理解やADLおよび痴呆などの心身の障害に関する状況に関するステートメントである. 例えば,「本人の持っている能力が低下しないようにする（できる限り本人にさせる）」という記述や,「要介護者がサービスの利用が家族の者の負担を少なくするということを理解し, 納得の上でデイサービスなどを利用すること」という記述である.

「政策に関する問題」とは, 家族への金銭給付制度や行政の施策に関するステートメントである. 例

えば,「在宅介護に関する現金補助制度」や「公的補助など介護する者が倒れてしまわないよう助けてくれる制度を充実させてほしい」などの介護者に金銭給付を求めるものや,「当事者の考えを聞いて,よい意見があれば採用してほしい」,「いろいろな選択肢があることが介護する側にももっとわかりやすくする必要がある」などの記述である.

「ケアワーカーに関する問題」とは,ヘルパーの技術的資質に関する問題や介護に取り組む態度に関するステートメントである.これは「患者が何らかの形で不満の残らないよういたわりや優しさのある動作,言葉遣いを十分考慮していただけたら.『これはできない』『その仕事は私たちのする範囲内ではない』といって帰る人もおり,この感覚では信頼関係は成り立たないと思います」という記述や,「利用者と介護者とヘルパーとのコミュニケーションが最も大切.心のケアがされてない場合もあり,相性もあるのでしょうが,仕事で割り切られると辛いときもある」という記述である.

「住宅環境に関する問題」とは,介護を行うために適した住宅環境に関するステートメントである.例えば,「家の中の段差をなくし,玄関のところに手すりが必要」という記述や,「介護しやすいへの改造や介護器具などを整えること」という記述である.

「経済的問題」とは,介護に関連する出費や年金生活者が抱える経済的な問題に関するステートメントである.例えば,「年金生活者が介護をしている場合は,通院の時の交通費などが多くなるため,経済的負担が多く生活が苦しくなる.高齢者の通院のための交通費が安くなればうれしい」という記述や,「サービスを利用するには先立つ費用がいる.少額とはいえ,限度額いっぱい使っても安いという人たちと払えない人たちがいる」という記述である.

5-1-4. 考察

本節では,家族が在宅において介護を継続するための要因を抽出し,その内容について検討した.まず,介護継続のために重要な要因として,独立した研究者によって自由記述からカテゴリーの抽出を行った.そのカテゴリー数は研究者により異なったが,双方の研究者とも5以上のカテゴリーを抽出した.この結果は,Cohen, Gold, Shulman, Wortley, McDonald, & Wagon（1993）やColerick & George（1986）と同じく,介護継続要因が非常に多岐にわたっており,少数の要因のみが関係しているのではないことを示していると考えられる.

次に,各カテゴリーの信頼性を検討するために,本節では異なる専門の研究者によってカテゴリーの検証を行い,κ係数を算出して信頼性の傍証とした.一部のカテゴリーにおいてκ係数が十分でないものも見受けられるが,これらの手続きを行うことによって,本節で抽出されたカテゴリーが一応の信頼性を有していることが示唆されたと考えられる.

それぞれのカテゴリーの解釈については,まず「家族介護者の精神的・身体的健康問題」はもっとも記述数が多かったカテゴリーであり,Arai & Washio（1999）やGaugler et al.（2000）の報告と同じく,介護者のストレスや心理的安寧が在宅から施設へと移行する上で非常に重要な要因であることを示していると考えられる.さらに,これらの記述において,介護ストレスを発散させることや心理的ケアの必要性が示唆されたことは注目に値する.現在,我が国では介護者に対する心理的ケアは十分に行われておらず,介護ストレスを発散させるような機会がほとんどないことが示唆される.今後,高齢者の希望に

合わせ, 在宅での介護を推進していくのであれば, 介護者の心理的・身体的健康をどのようにすれば維持できるのか, 様々な観点からさらなる検討を行っていくことが強く求められよう.

次に, 「家族介護者と周囲との人間関係上の問題」は, 家族が介護とは直接の関係がない人間関係が, 在宅介護を継続することを促進したり, 阻害することを示している. 介護者と周囲の人間関係が良好であり, 十分な支援が得られるのであれば, 在宅での介護を継続する促進要因として作用するが, 人間関係が悪化し, 支援が得られなくなると, 反対に阻害要因として作用するのではないかと考えられる. これらの問題は, 我が国に限らず, 他のアジア諸国にも広く見られる問題であり（Lee & Sung, 1998; Youn, Knight, Jeong, & Benton, 1999）, 欧米とアジア諸国での介護役割への捉え方に相違点があることが示唆される.

「被介護者（高齢者）の問題」は, 本人がサービスに対する抵抗を感じることや日常生活動作に関する記述である. 本人がサービス利用に抵抗感を感じることは, 高齢者が新しい環境に適応することの困難さを示していると考えられ, 家族がデイサービスやショートステイへの参加を促すことは困難であろう. しかし, 高齢者がサービスを利用しない場合, 介護者は一日中介護に拘束されるため, 気分転換や気晴らしをする時間がほとんどなくなり, ストレスが高まっていくことを意味する. また, ADLの低下は, これまでに検討してきたように, 介護ストレスに対する規定因の一つである. よって, これらの高齢者における拒否行動や障害に関する記述は, 間接的に介護ストレスと関連する要因として解釈することができよう.

「サービス体制に関する問題」や「ケアワーカーに関する問題」は, 直接的にサービスの中身や質について言及した記述である. 特に, 「ケアワーカーに関する問題」は, 一人一人のワーカーに帰属する事柄であるが, ケアワーカーとしての教育が充実し, 柔軟な対応を望む記述が多かったことを考慮すると, この問題はむしろ介護に関連する教育機関や業界に対する要望に近いものとして解釈できよう. 加えて, 高齢者本人が快適に日常生活を送るために住宅環境の改善を要因としてあげた「住宅環境の問題」も, 介護サービスでは賄うことのできない要因に関する要望の一つとして考えられる.

「経済的問題」のカテゴリーは, 「住宅環境の問題」と同じく, 介護サービスでは賄うことのできない費用に関する記述や経済的に余裕がない家庭への配慮を求める記述から構成された. これらの記述数は少なかったが, 経済的負担という側面から現状の介護サービスにおける問題点を記述したものとして解釈できる.

「政策に関する問題」のカテゴリーは, 現状の介護サービスにおける問題点を踏まえ, 行政の施策に対する提言に近い記述で構成されたカテゴリーである. このカテゴリーは, 個々のケアワーカーや事業所だけでなく, 制度や政策に関する問題が在宅介護の継続と深い関わりを持っていることを意味している. これらの問題は実際に提供されるサービスの体制とも深い関わりがあり, 制度や政策に介護者の意見を反映させ, よりよいサービスを提供することが, 在宅での介護を継続することにつながるのではないかと考えられる.

これらの要因をまとめて提示したものがTable 5-3である. 「サービス体制に関する問題」, 「政策に関する問題」, 「ケアワーカーに関する問題」, 「住宅環境の問題」, 「経済的問題」は, 介護サービスに内包される問題であったり, 関連が強い要因であると考えられる. また, 「家族介護者の精神的・身体的健康問題」, 「家族介護者と周囲との人間関係」, 「被介護者（高齢者）の問題」は, これまでに検討し

てきたように, 介護ストレスと深い関わりを持つ問題であると考えられる. これらのうち, 介護サービスに関連する要因を改善していくためには, サービスそのものや福祉政策に対する高齢者や介護者の意識や満足度を調査し, どのような要因が影響するのか, 実証的な観点から検討することが必要であろう. 一方, 介護者・被介護者に関連する要因を解決するためには, 周囲の人間との関係を良好な状態に保つ方法やそれも含めた介護ストレスを軽減する方法を探索していく必要がある. 介護ストレスを軽減することは在宅にて介護を継続するための重要な要因とされているが（Arai & Washio, 1999）, 介護ストレスを軽減する要因を介護サービスの観点から検討した報告は多くはない（Zarit et al., 1998）. 今後は, どのようなサービスを提供することが介護ストレス軽減に繋がるか, 実証的な視点から分析していくことが求められる.

Table 5-3 介護継続要因の分類と今後の課題

介護サービスに関連する要因	介護者・被介護者に関連する要因
サービス体制に関する問題	家族介護者の精神的・身体的健康問題
政策に関する問題	家族介護者と周囲との人間関係
ケアワーカーに関する問題	被介護者（高齢者）の問題
住宅環境の問題	
経済的問題	
↓	↓
介護サービスに対する意識・満足度	介護ストレスの軽減

5-1-5. まとめ

本節では在宅における介護継続要因を明らかにするために, 在宅にて介護を行っている介護者を対象とした調査を行った. 172名の介護者から得られた自由記述によるデータを分析したところ, 次の2点が明らかとなった.

1）在宅にて介護を継続するために重要な要因として, 8つのカテゴリーが質的分析を通じて得られた. すなわち, ①家族介護者の精神的・身体的健康問題, ②サービス体制に関する問題, ③家族介護者と周囲との人間関係, ④被介護者（高齢者）の問題, ⑤政策に関する問題, ⑥ケアワーカーに関する問題, ⑦住宅環境の問題, ⑧経済的問題である.

2）このうち, もっとも記述数が多かったのは「家族介護者の精神的・身体的問題」であった. また, 記述数はそれほど多くはないが, 様々な種類の社会的要因がカテゴリーとして抽出された.

これらの結果から, 介護者は自らの精神的・身体的健康が在宅にて介護を継続する上でもっとも重要であると考えていることが示唆された. また, 現代においては, 介護を続けることは家族や高齢者だけの問題ではなく, 様々な社会的要因が影響していることが示唆された.

5-2. ケアワーカーの支援行動とサービスへの満足度

5-2-1. 目的

これまでの研究結果から, 在宅において高齢者を介護することが家族介護者に様々な影響を与えることが明らかとなった. また, 我が国では, 多くの高齢者は在宅にて生活を続けることを望むが, 家族に対する様々な影響がそれを困難にしていることが前節の分析から示唆された. 加えて, 介護者の精神的・身体的健康や被介護者の障害といった要因とともに, 介護サービスに関連した社会的要因も抽出された. 介護者のサービスに対する満足感は介護サービスを継続して使用することに繋がり, その結果, 在宅にて介護を継続し, 介護者の精神的・身体的健康を維持することにつながる（Zarit et al., 1998）. しかしながら, 介護サービスのどのような要因がサービスへの満足度と関連があるのかは, 未だ明らかにされていない.

Jarrott, Zarit, Stephens, Townsend, & Greene （1999）は, 介護サービスに対し介護者がどのような評価を行っているのかを探るために, 介護サービスへの満足度尺度を作成した. この尺度は介護サービスの様々な側面への満足度を評価するものであるが, デイケアのみに特化しているため, 我が国の現状である複合したサービス利用には適用することが困難である. また, このような満足度尺度には, 幾つかの問題点が内在しているという. 例えば, 自己記入方式での満足度調査では, 非常に高い満足度が報告され, 偏りのために心理統計学的な処理を行うことができないこと（Henry & Capitman, 1995; Rothman, Hedrick, Bulcroft, Erdly, & Nickinovich, 1993; Ruggeri, Dall'Agnola, Agostini, & Bisoffi, 1994）や, 他の事業所から提供されるケアについて知ることがほとんどないため, その質を比較することができないことがあげられる（Jarrott et al., 1999）. また, これまでの研究の多くは満足度を1項目で測定しており, サービスの多面的な評価が行われることはほとんどなかった. そのため, 多次元からなるサービスへの満足度尺度が介護サービスだけでなく, 他の分野においても作成されはじめている（Kristjansen, 1993; Morita, Chihara, & Kashiwagi, 2002）.

これらのサービスへの満足度尺度には, サービスに関するコストやケアが行われる場所と自宅との距離, デイケアが行われる回数など客観的かつ社会的要因と深い関連があると考えられる項目が含まれている. これらの項目は, 単にサービスを利用することができるかどうか, コストは低いかどうか, 距離が近いかどうかということに影響されると考えられ, 現状のサービスに反映させるためには, 政策の転換が求められる. しかし, 実際に現在利用している高齢者やその家族にとっては, 様々な困難を伴う政策の転換ではなく, 本人や家族の意見を反映した, よりよいサービスへの即時改善が必要であろう. 介護サービスに対する評価を測定する際, そのような即時改善が可能な要因に着目することによって, より実際的な提言を行うことが可能となると考えられる.

介護サービスにおいては, 訪問看護師, ケアマネージャー, 介護福祉士, ヘルパーなどのケアワーカーが実際の介護を提供することが多い. それらのケアワーカーの役割を大別すると, その対象, 内容ともに二種類ずつあると考えられる. まず, その対象は高齢者本人に向けられるものと家族介護者に向けられたものがあると思われる. つまり, ケアワーカーは, 高齢者本人のケアを行うだけでなく, 高齢者がよりよい状態で生活できるようその環境の整備も行わなければならない. その中でも, 在宅において家族介護者が高齢者のQOLに与える影響は大きく, 介護者のストレスは結果として高齢者のQOLを阻害する危

険性がある（上田他, 1998）. そのため, 介護者に対する援助を行うことは, 間接的に高齢者のよりよいQOLを目指した援助を行っていることになる. また, ケアワーカーの役割を「高齢者やその家族に対する支援や援助を行うこと」として操作的に定義し, 広義のソーシャル・サポートとして捉えたときに, その内容は大きく二種類に区別することが可能である. 例えば, 福岡・橋本（1997）やVaux（1988）によれば, ソーシャル・サポートは大きく「情緒的サポート」と「手段的・道具的サポート」に分類できることを報告しており, これに従えば, 介護者や高齢者をなぐさめる, 元気づけるなどの行動は「情緒的サポート」であり, 具体的なケアをしたり, 食事の用意をすることは「道具的・手段的サポート」と考えることができる. これらのサポートを拡充することは, 政策の転換などの手続きを必要とせず, 即時に行うことが可能である. しかしながら, これらケアワーカーの支援行動に関する研究はこれまでに行われておらず, 援助行動に対して, 介護者がどのような評価を行うのかについてもほとんど知られていない. そこで, 本節の目的は, これらケアワーカーの支援行動を類型化し, 信頼性のある方法で測定することである. また, ケアワーカーの支援行動を介護サービスに対する満足度を規定する要因として位置づけ, 満足度にどの程度影響を与えているのか検討する.

5-2-2. 方法

対象

本節では, 2001年度調査において, ケアワーカーの支援行動に含まれる項目に著しい欠損値がみられなかった201名の回答を分析の対象とした. 分析対象者となった介護者の平均年齢と標準偏差は平均59.97歳（*SD*=10.44）であり, 男性38名（18.9%）, 女性163名（81.1%）であった. また, 被介護者と介護者の続柄は, 介護者からみて, 実親が90名（44.8%）, 配偶者の親が47名（23.4%）, 配偶者が53名（26.3%）, きょうだい・その他が10名（5.0%）, そして無回答が1名（0.5%）であった. この分析対象となった者が介護する高齢者の平均年齢と標準偏差は, 平均82.35歳（*SD*=9.16）であり, 男性60名（29.8%）, 女性138名（68.7%）, 無回答3名（1.5%）であった.

測度

ケアワーカーの支援行動

本節では, ケアワーカーの支援行動を評価するために, 「高齢者に対する行動」, 「家族介護者に対する行動」を区別した上で, Vaux（1988）および福岡・橋本（1997）の分類に従い, 「情緒的支援行動」と「道具的・手段的支援行動」に関する項目を作成した. 具体的には, まず, ソーシャル・サポート尺度（福岡・橋本, 1997; 金・嶋田・坂野, 1998）およびサービスの満足度尺度（Jarrot et al., 1999; Kristjansen, 1993; Morita et al., 2002; Ruggeri et al., 1994）から項目を収集した. 次に, それらの収集した項目の中から, 金銭の受領や政策に関する項目などを除外した. 最後に, 介護場面に即した内容となるように項目を編集し, 22項目を調査に使用することとした. また, 調査においては, その22項目に加え, サービスそのものに対する直接的な効果を測定する項目を3項目加えた. 項目内容をTable 4-4に示す. それぞれの下位尺度における項目数は, 「高齢者に対する道具的支援行動」が6項目, 「高齢者に対する情緒的支援行動」は5項目, 「介護者に対する道具的支援行動」は6項目, そして「介護者に対する情緒的支援行動」として

の5項目である. それぞれの項目に対し, ここ最近でまったくない, あるいは今まで一度もない場合は1, 今までに少しはあった, あるいは最近少しはそのようなことがあるなら2, ここ最近で時々そのようなことがあるなら3, たいていそうだった, いつもそうであるなら4を選択するよう求めた. また, いくつかの施設を利用している場合は, 全体を総合的なサービスとして判断するよう求めた.

Table 5-4 ケアワーカーの支援行動および直接効果に対する評価として収集された項目

項目
高齢者に対する道具的支援行動
サービスに高齢者の希望を積極的に取り入れようとしている
高齢者の自立に向けた努力がなされている
担当の職員は, 高齢者に何か問題が起こったとき、駆けつけてくれる
担当の職員は, 高齢者が求めていることを十分に把握している
高齢者のプライバシーがよく守られている
担当の職員は, ちょっとしたことでも, できるだけ高齢者の好みに沿うようにしている
高齢者に対する情緒的支援行動
職員はいつも高齢者の気持ちを大切にしている
担当の職員は, 高齢者に対してとてもやさしく接している
担当の職員は, 高齢者を精神的に支えようとしている
職員は、高齢者に対して, どんなときも理解や思いやりを示している
高齢者が辛いときや悲しいとき, そばによって話をきいてくれる
介護者に対する道具的支援行動
ヘルパーや看護婦が, 私に介護しやすいような工夫を教えてくれる
担当の職員は, 病気についてわからないことがあれば、私に丁寧に教えてくれる
ケアマネージャーなどが, 福祉に関するむずかしい手続きを私にわかりやすく伝えてくれる
担当の職員は, 家族が介護のことで困ったとき、すぐに相談に乗ってくれる
家族にできないことは, 担当の職員がすぐに代わってやってくれる
担当の職員は, 私に自分の経験にもとづいて、介護に関する助言をしてくれる
介護者に対する情緒的支援行動
担当の職員は, 私の気持ちのことを十分に考えてくれている
担当の職員は, いつも私にやさしく接してくれる
私に対する担当職員の思いやりを感じる
担当の職員は, 私が辛いときや苦しいときに共感してくれる
担当の職員は, 私の辛さや苦しみを理解しようとしている
サービスの直接効果に対する評価
サービスのおかげで, 自分のこころに余裕ができた
サービスのおかげで, 自分のために使える時間ができた
サービスのおかげで, 自分や家族がくつろげるようになった

介護サービスに対する満足度

本節では, 介護サービスに対する満足度として, 「全般的な満足度」と「満たされないニード」を測定した. 「全般的な満足度」は, 介護・福祉サービスに対する考えとして, 非常に不満である場合は1, 満足していない場合は2, どちらとも言えない場合は3, 満足している場合は4, 非常に満足している場合は5を選択するよう求めた. 「満たされないニード」とは, 一般的な満足度評価の回答が歪んでしまう傾向にあることから, 満足度ではなく, 改善すべき点が残っているかどうかを測定するものである（Morita et al., 2002）. この方法によって測定された「改善すべき点」は, サービス利用者の意見を反映しやすく, また天井効果がみられにくいという利点を備えている. 本節では, 今後のサービスにおける改善点について, 改善すべき点が非常に多くあると思う場合は1, 改善すべき点がいくつかあると思う場合は2, どちらともいえない場合は3, 改善すべき点はほとんどないと思う場合は4, 現状で改善すべき点は全くないと思う場合は5を選択するよう求めた. これらの満足度に関する項目の平均と標準偏差は, 「全般的な満足度」が$M = 3.58$（$SD = 0.86$）, 「満たされないニード」は$M = 2.56$（$SD = 0.92$）であった.

5-2-3. 結果

ケアワーカーの支援行動の因子分析結果

まず, ケアワーカーの支援行動として収集した項目に対する回答の偏りを算出したところ, 問題となるような偏りはみられなかった. よって, それらの項目に対して, EQS（Bentler, 1995）を用いた検証的因子分析を行った. 本節では, それぞれの因子名および因子構造をすでに決定しており, たとえ因子に属する項目が少数であっても, それぞれの因子は項目内容を十分に反映しているという仮定のもとで分析を行った. そのため, 4因子構造からなるモデルを構築した後に, LM検定を用いて, 他の因子や項目との相関が高く, データへの適合度を低下させている項目を一つずつ除外していくという方法を用いた. その結果, それぞれの因子に属する項目が3項目あるいは2項目となったところで, AGFIやp値は満足のいくものではないが, CFI, GFIともに基準値である.90を超える値が得られたため, この結果を最終解とした（Table 5-5）.

それぞれの因子の信頼性は, 「高齢者に対する道具的支援行動」因子がα=.71, 「高齢者に対する情緒的支援行動」因子がα=.87, 「介護者に対する道具的支援行動」因子がα=.75, 「介護者に対する情緒的支援行動」因子がα=.81であった. それぞれの下位尺度間の因子間相関は, r = .628 - .879であった.

Table 5-5　ケアワーカーの支援行動に対する検証的因子分析結果

項目	因子負荷量
高齢者に対する道具的支援行動（α=.710）	
サービスに高齢者の希望を積極的に取り入れようとしている	.750
高齢者の自立に向けた努力がなされている	.720
担当の職員は, 高齢者に何か問題が起こったとき、駆けつけてくれる	.540
高齢者に対する情緒的支援行動（α=.867）	
職員はいつも高齢者の気持ちを大切にしている	.930
担当の職員は, 高齢者に対してとてもやさしく接している	.820
介護者に対する道具的支援行動（α=.751）	
ヘルパーや看護婦が, 私に介護しやすいような工夫を教えてくれる	.780
担当の職員は, 病気についてわからないことがあれば、私に丁寧に教えてくれる	.760
ケアマネージャーなどが, 福祉に関するむずかしい手続きを私にわかりやすく伝えてくれる	.610
介護者に対する情緒的支援行動（α=.814）	
担当の職員は, 私の気持ちのことを十分に考えてくれている	.850
担当の職員は, いつも私にやさしく接してくれる	.800

適合度: χ^2（29）= 89.58, p ＜.001, CFI = .943, GFI = .923, AGFI = .854

ケアワーカーの支援行動と介護サービスに対する満足度の関連

ケアワーカーの支援行動とサービスへの満足度の関連について検討するために, ケアワーカーの支援行動の4因子モデルの上位因子として「ケアワーカーの支援行動」を表す潜在変数, そして「介護サービスに対する満足度」を表す潜在変数を導入したモデルを構築した（Figure 5-1）.

構造方程式モデリングによる分析の結果, モデルの適合度はχ^2（49）=120.80, p＜.001, CFI = .942, GFI =.905, AGFI = .849, RMSEA = .086であった. このモデルにおいて,「全般的支援・援助行動」を表す潜在変数は,「サービスへの満足度」を表す潜在変数に対し, 有意な正の影響を与えていた（β=.461, p＜.05）. また,「サービスへの満足度」は「全般的支援・援助行動」により分散の21％が説明されていた.

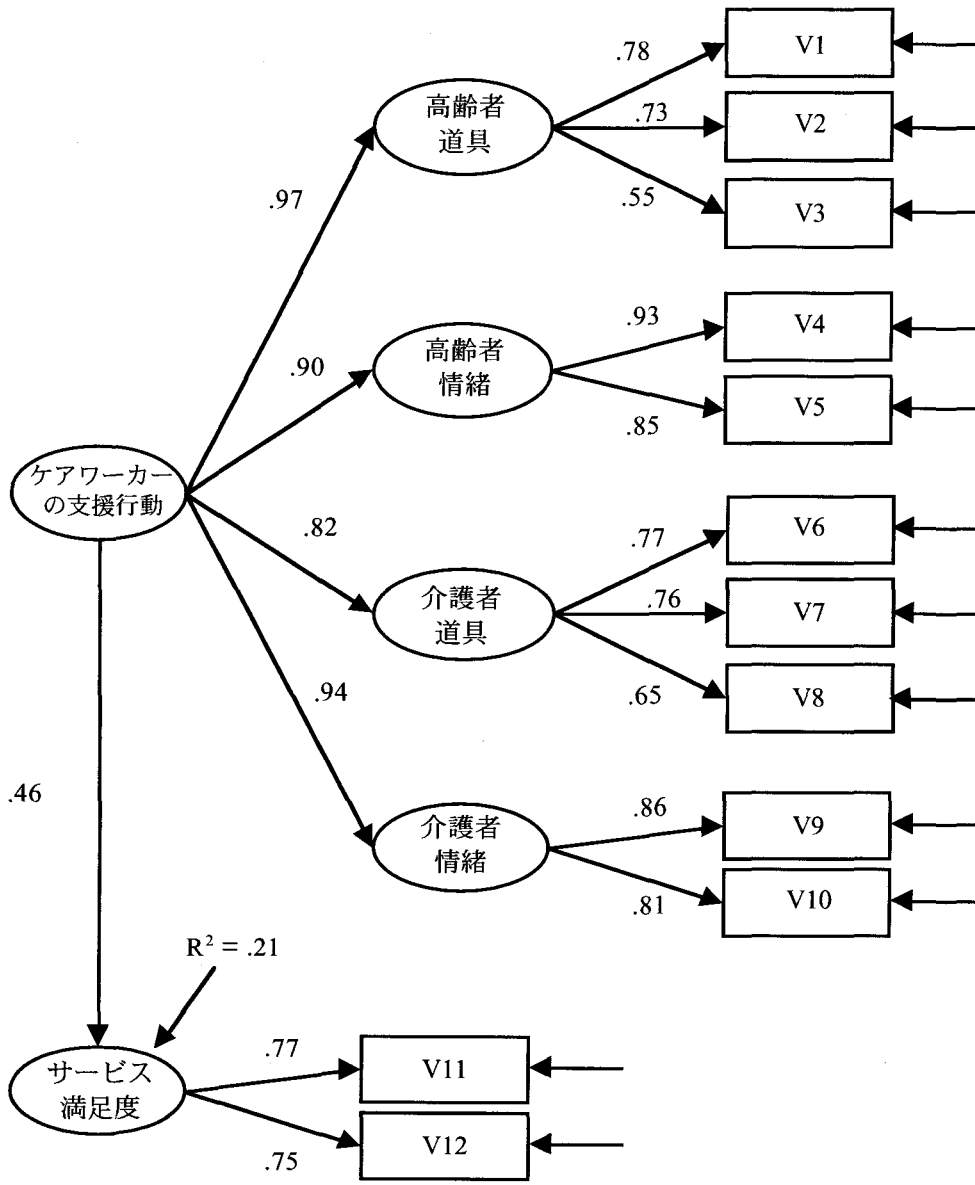

Figure 5-1 ケアワーカーの支援行動と介護サービスに対する満足度の関連

適合度は, χ^2（49）=120.80, p ＜ .001, CFI = .942, GFI = .905, AGFI = .849, RMSEA = .086であった. 支援行動に関する項目はTable 5-5に示した項目に対応している. 満足度に関する項目は, V11がサービスに対する全般的満足度, V12が満たされないニードに関する項目である.

5-2-4. 考察

本節の目的は, 介護サービスにおいて実際的かつ即時に変容可能な要因であるケアワーカーの行動を, 社会的支援に関する知見における「情緒的サポート」, 「道具的サポート」の枠組みで捉え, 信頼性の高い方法で測定するための尺度を作成することであった. まず, 本節では尺度項目を準備するために, 介護や医療サービスの質を測定するとされている尺度（Jarrot et al., 1999; Kristjansen, 1993; Morita et al., 2002）から項目を収集した. 介護や医療サービスの質を捉える際, そのコストや立地などに加え, 医療者の行動も重要な構成要因とされることが多い（Morita et al., 2002）. しかしながら, それらの尺度項目に

はケアワーカーの行動としては必ずしも適さない行動が含まれているため，本節ではほとんどの項目を新たに作成した．これらの項目については，他のケアワーカーの行動を測定する尺度が存在しないため，基準関連妥当性について検討することは困難である．しかしながら，検証的因子分析において，少なくともいくつかの指標で基準値を上回ったことから，因子的妥当性については，十分に備えていると考えられる．

本節では作成した尺度に類似した尺度がないために，ケアワーカーの支援行動が増加することによって，「サービスに対する満足感」が上昇するというモデルを構築し，構成概念妥当性の傍証とすることを試みた．その結果，ケアワーカーの支援行動は，サービスに対する満足感と有意な関連を示しており，作成した尺度は，サービスに対する満足度の影響要因の一つとして妥当であることが示唆された．

これまで，介護や医療サービスの質を測定する尺度では，その測定概念があまりに多岐に渡っているため，どのような要因に対し，誰が，どのような変化を起こすことによって，患者や家族によい影響を与えられるのか明確な方向性を示すことは困難であった．本節で作成した尺度は，すべてケアワーカーの行動であるため，何らかの変化を求める際，国や地方行政がサービスそのものを変化させるような政策転換を行う必要はない．むしろ，ケアワーカー自身や事業所単位で，ケアの方向性を転換させることがサービスへの高い満足度を生むことを意味している．このサービスへの高い満足度は，利用頻度の増加につながり，多くの場合，それが介護ストレスや被介護者の症状の緩和につながるという（Zank & Shacke, 2002; Zarit et al., 1998）．介護サービスの満足度を結果指標とした研究は少ないが，本節で示したように，規定因として変容可能な要因を指定し，その関連を検討することが重要であると考えられる．

しかしながら，本節で作成した尺度には幾つかの問題点が残されている．まず，「高齢者に対する情緒的支援行動」および「介護者に対する情緒的支援行動」因子においては，それぞれ2項目という少数項目にて構成されているにも関わらず，高い内的一貫性が観察された．加えて，すべての因子間で.60以上の因子間相関が観察された．これは項目内容が類似していることや，それぞれの因子間での類似性が高いことが原因として考えられよう．今後は，本尺度をもとにして，項目内容をさらに発展させた新しい尺度を作成することが求められよう．また，本節で測定したケアワーカーの支援行動はあくまでも家族の主観的な評価であり，ケアワーカーが実際に行った支援行動との関連は不明である．今後は家族の主観的評価に加え，実際にサービスを利用している高齢者の評価，そしてケアワーカーの実際の援助行動に対する客観的評価を併せて測定する必要があろう．

介護サービスの質に対する評価や，サービスへの満足度に関する研究は未だ始まったばかりである．今後，高齢者本人や家族介護者がよりよい生活を送るためにも，サービス利用を促進する要因として，これらに着目した研究の増加が望まれる．

5-2-5. まとめ

本節では，介護サービスの質を測定するための一方略として，ケアワーカーの支援的行動を位置づけ，それを測定する尺度の作成を試みた．その結果，「高齢者に対する道具的支援行動」，「高齢者に対する情緒的支援行動」，「介護者に対する道具的支援行動」，「介護者に対する情緒的支援行動」の4因子構造からなる尺度が作成された．また，これらの因子の上位概念として「ケアワーカーの支援行動」をモ

デルに導入し, 介護サービスへの満足度との関連を検討したところ, 有意な正の関連がみられた.

以上の結果から, 本節で作成した尺度は十分な信頼性と妥当性を備えていることが示唆された. 今後は, 高齢者本人や介護者の主観的な評価に加え, ケアワーカーの行動に対する客観的な評価を行い, 介護サービスの質や満足度について, より総合的に検討することが求められる.

5-3. 介護サービスの評価と介護ストレスの因果関係に関する検討

5-3-1. 目的

近年, 介護サービスの利用が家族介護者のストレスに及ぼす効果に関する報告が増えつつある（Gottlieb & Johnson, 1995; Guttman, 1991; Strain et al., 1988; Henry & Capitman, 1995; Zarit et al., 1998）. しかし, それらの多くは, サービスの利用そのものに着目しており, 具体的なサービスの内容との関連はほとんど検討されていない. また, 我が国では介護保険法が施行され, 要介護として認定されれば, 少額でデイケアやショートステイなどのサービスを利用することが可能となっている. 現状では, それらサービスの利用時間は要介護度に規定されており, たとえ長時間にわたる利用が家族のストレスを軽減することが明らかであっても, 希望どおりに長時間サービスを利用することや, 施設に入所することは困難である.

そのため, 我が国においては, 介護サービスの利用時間や利用期間などの量的問題ではなく, サービスの質的問題に着目し, 介護ストレスに及ぼす影響について検討することが必要と思われる. 現在, その重要性について指摘されてはいるが（Zarit et al., 1999）, 介護サービスの質と介護ストレスとの関連を検討した研究はほとんど行われていない. その原因としては, 介護サービスの質を測定することが非常に困難であることと, 介護サービスの質を介護者のストレスや心理的安寧に対しどう位置づけるべきか, 概念的な整理がつけられていないことがあげられよう.

介護サービスの質に関しては, 前節に示したように, 行政や国などの政策的な問題に影響される問題と, ケアワーカーの行動に代表される実際的・具体的な問題があげられる. Figure 5-2（Figure 1-2 再掲）は, Pearlin et al.（1990）のモデルを参考とした概念モデルである. このモデルにおいて, ケアワーカーの支援や行政・国からの援助は, 家族や友人からの援助と同じく,「介護資源」として, ストレスに対する認知的評価やアウトカムに影響を与えていることを仮定している. しかし, このモデルは未だ仮定の段階であり, ケアワーカーの支援や行政・国からの援助などが介護ストレスプロセスに及ぼす影響はほとんど明らかになっていない.

そこで, 本節は, この概念モデルに基づき, 介護サービスにおけるケアワーカーの支援行動を介護資源として位置づけ, 介護者のストレスプロセスを構成する要因との関連について検討することを目的とした. 本節では, これまでの研究に基づき, 介護ストレスプロセスにおける要因間の因果は明瞭であるとした上で, ケアワーカーの支援・援助的行動が及ぼす影響について, 幾つかのモデルを作成し, 探索的に検討する.

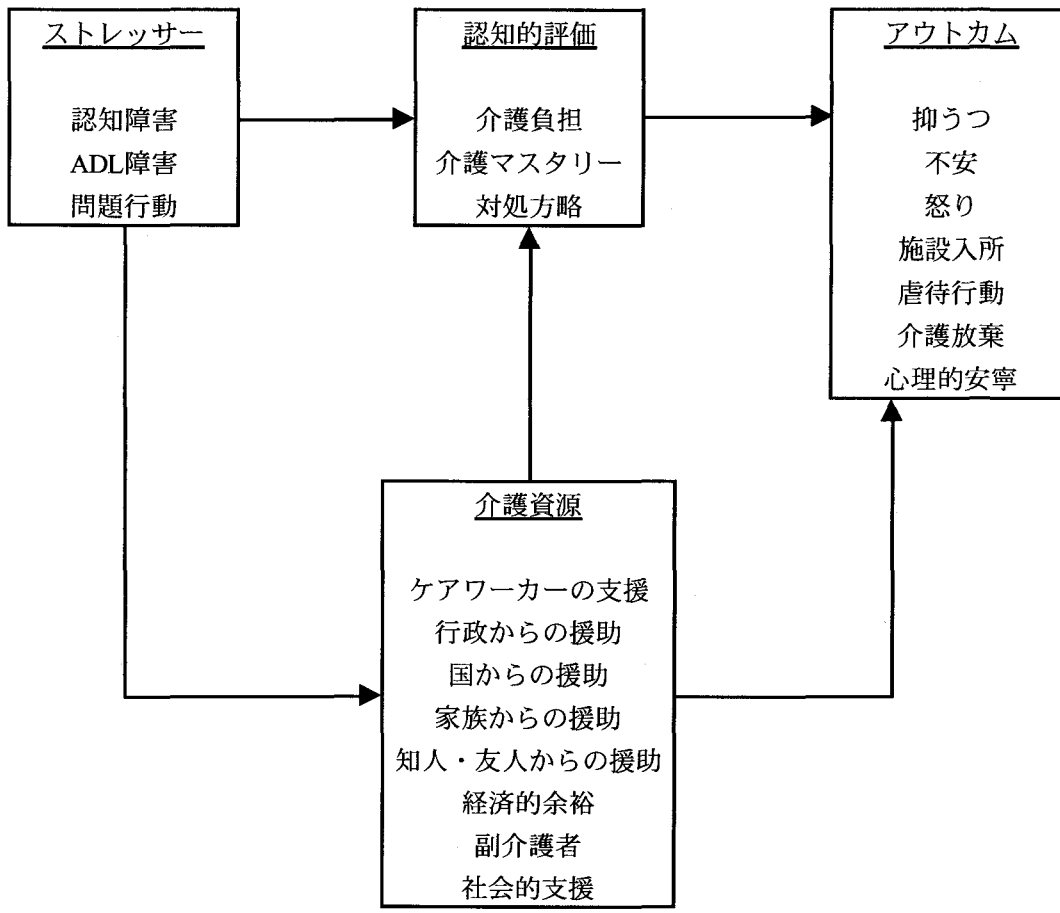

Figure 5-2 介護ストレスプロセスの概念モデル（Figure 1-2 再掲）

5-3-2. 方法

対象

本節では, 2001年度調査において, Table 5-6に含まれる項目に著しい欠損値がみられなかった201名の回答を分析の対象とした. 分析対象となった介護者の平均年齢と標準偏差は平均59.97歳（SD =10.44）であり, 男性は38名（18.9％）, 女性は163名（81.1％）であった. 被介護者と介護者の続柄は, 介護者からみて, 実親90名（44.8%）, 配偶者の親47名（23.4%）, 配偶者が53名（26.3％）, きょうだい・その他が10名（5.0%）, そして無回答が1名（0.5％）であった. この分析対象となった者が介護する高齢者の平均年齢と標準偏差は平均82.35歳（SD = 9.16）であった. そのうち, 男性は60名（29.8%）, 女性は138名（68.7%）, 無回答は3名（1.5％）であった.

測度

介護ストレッサー

介護ストレッサーとして, 本節では被介護者の認知障害（厚生省, 1998）とADL障害（北島他, 1994）を測定した. 認知障害は介護保険の認定アセスメントに用いられている項目に「直前に何をしていたか思い出すことができる」という1項目を加えた. この1項目を加えた認知障害尺度の内的一貫性は α =

.82であり, 十分高い値であると考え, 合算した得点を分析に用いた. ADL障害については, 北島他（1994）のADL尺度に着替えおよび整容（身支度）の項目を加えたものを用いた. これらの2項目は, 北島他（1994）によって冗長性が高いと判断され, 短縮版ADL尺度からは除外されている項目であるが, 本節においては, より信頼性を高めるために採用した. 本節では, それぞれの項目に対し, 被介護者が自立して行える場合は1, やや時間がかかっても一人で行える場合は2, 一部介助を要する場合は3, 全面的に介助を要する場合は4を選択するよう求めた. このADL障害尺度の内的一貫性は $\alpha = .95$であり, 十分高い値であると考えられたため, 全項目の素点を単純加算した得点分析に使用した.

ストレス評価

ストレス評価を測定するために, 第3章で作成した介護ストレス認知評価尺度を用いた. この尺度は, 介護者が介護をどの程度ストレスとして認知あるいは評価しているかを測定するものである. 本節では,「あてはまらない・あまりあてはまらない・ややあてはまる・あてはまる」の4件法で回答を求め,「あてはまらない」に1点,「あまりあてはまらない」に2点,「ややあてはまる」に3点,「あてはまる」に4点を与えた. 本節で使用したデータにおいて, 介護ストレス認知評価尺度の下位尺度である「社会的拘束感」の内的一貫性は $\alpha = .91$,「身体的消耗感」の内的一貫性は $\alpha = .93$であったため, それぞれの得点を合算した得点を尺度得点として分析に使用した.

ストレス反応

介護者の代表的なストレス反応であるうつ気分をストレス反応として測定した. 本節ではCES-D（Radloff, 1977）を用い, 各項目内容に示されていることがこの1週間の間にまったくなかったか, あったとしても1日も続かない場合は1, 少しはあった場合は2, ときどきあった場合は3, たいていそうだった場合は4を選択するよう求めた. 分析には, ポジティブ感情に関する項目は逆転項目として処理した上で, 素点を単純加算した得点をCES-D得点とした.

ケアワーカーの支援行動

前節で作成した尺度を用いて, ケアワーカーの支援行動を測定した. この尺度は,「高齢者に対する道具的支援行動」,「高齢者に対する情緒的支援行動」,「介護者に対する道具的支援行動」, そして「介護者に対する情緒的支援行動」の4因子から構成された尺度である. 本節では, 前節と同じく, それぞれの項目に記述したケアワーカーの支援行動が, ここ最近でまったくないか, 今まで一度もない場合は1, 今までに少しはあった, あるいは最近少しはそのようなことがあるなら2, ここ最近で時々そのようなことがあるなら3, たいていそうだった, いつもそうであるなら4を選択するよう求めた. それぞれの因子の信頼性は, 前節で示されたように十分高い値であったため, 各因子ごとに素点を合算して因子得点を算出した.

サービスの効果に対する直接的評価

サービスに対する直接的な評価を測定するために,「サービスのおかげで, 自分のこころに余裕ができた」,「サービスのおかげで, 自分のために使える時間ができた」,「サービスのおかげで, 自分や家

族がくつろげるようになった」の3項目を用いた. . それぞれの項目に対し, ここ最近でまったくないか, 今まで一度もない場合は1, 今までに少しはあった, あるいは最近少しはそのようなことがあるなら2, ここ最近で時々そのようなことがあるなら3, たいていそうだった, いつもそうであるなら4を選択するよう求めた. これらの項目の内的一貫性はα=.85であったため, 信頼性は高いと判断し, 素点を合算し, 介護者のサービスが及ぼす直接的な効果に対する評価得点とした.

分析

本節では, まずそれぞれの変数の相関分析を行い, 変数間の関連を明らかにしたうえで, 概念モデルにもとづいた分析を行う. 具体的には, ケアワーカーの支援行動を介護ストレスプロセスモデルにおける資源の一つとして位置づけ, ストレス評価やストレス反応にどのような影響を及ぼすのか検討する. また, ケアワーカーの支援行動と介護ストレッサーとの関連を明らかにするために, これらの間に関連があるモデルと, 関連を想定しないモデルを作成し, データに対する適合性の観点から比較検討する. これらの分析には, EQS5.6（Bentler, 1995）を用いた.

Table 5-6 モデルに含まれる変数の記述統計量

変数	Mean	*SD*	α
ストレッサー	7.78	1.95	.82
認知障害	16.52	5.41	.95
ADL障害			
ストレス評価			
社会的拘束感	18.26	4.85	.91
身体的消耗感	14.91	5.18	.93
ストレス反応			
CES-D	35.92	9.83	.90
ケアワーカーの支援行動			
高齢者に対する道具的支援	8.62	2.67	.71
高齢者に対する情緒的支援	6.50	1.65	.87
介護者に対する道具的支援	8.63	2.63	.75
介護者に対する情緒的支援	6.90	1.48	.81
サービスの効果に対する直接的評価			
サービス効果の評価	9.00	2.50	.85

5-3-3.　結果

相関分析結果

まず, ストレッサー, ストレス評価, ストレス反応とケアワーカーの支援行動との相関分析を行った（

Table 5-7）. その結果,「介護者に対する道具的支援行動」とCES-Dとの間に有意な負の相関がみられた（r = -.15, $p < .05$）. しかしながら, 他の変数間には何ら関連がみられなかった.

一方で, ケアワーカーの支援行動とサービスの効果に対する直接的評価との間には, すべての下位尺度において有意な正の相関がみられた.

Table 5-7　相関分析結果

変数	ケアワーカーの支援行動			
	高齢者に対する支援		介護者に対する支援	
	道具的支援	情緒的支援	道具的支援	情緒的支援
ストレッサー				
認知障害	.06	.03	-.04	.00
ADL障害	.11	-.02	.00	-.09
ストレス評価				
社会的拘束感	-.01	-.01	-.06	.07
身体的消耗感	-.02	-.06	-.10	-.01
ストレス反応				
CES-D	-.05	-.07	-.15 *	-.03
ケアワーカーの支援行動				
高齢者に対する道具的支援	-	.65 ***	.63 ***	.55 ***
高齢者に対する情緒的支援	.65 ***	-	.67 ***	.71 ***
介護者に対する道具的支援	.63 ***	.67 ***	-	.66 ***
介護者に対する情緒的支援	.55 ***	.71 ***	.66 ***	-
サービスの効果に対する直接的評価				
サービス効果の評価	.40***	.42 ***	.55 ***	.49 ***

* $p < .05$, *** $p < .001$

介護ストレスプロセスモデルとケアワーカーの支援行動との関連

本節では, 介護ストレスプロセスを表現するために, 介護ストレッサー, ストレス評価, ストレス反応を表す潜在変数を導入し, 介護ストレスプロセスモデルを構築した. これらの因果関係においては, これまでの研究結果から, ストレッサーからストレス評価, ストレス評価からストレス反応への影響を表すパスによって構成し, ストレッサーからストレス反応へのパスは導入しなかった.

この介護ストレスモデルに対し, ケアワーカーの支援行動を資源として位置づけ, さらにサービスの効果に対する評価をそれらの行動から影響される要因として位置づけた. これは, ケアワーカーの支援行動が増加することが, サービスに対する肯定的かつ直接的な評価と関連があることを意味している.

本節では, Figure 5-3に示したように, ケアワーカーの支援行動およびサービスの効果に対する直接評価と介護ストレスプロセスモデルとの関連をa, b, c, d, e, fのパスによって関連を検討した. まず, aのパスは介護ストレッサーとケアワーカーの支援行動の関連を示す. これは, 高齢者の障害が重くなり, ストレッ

サーが増大することによって, 支援行動が増加することを仮定したパスである. b, cのパスは, ケアワーカーの支援行動とストレス評価およびストレス反応の関連を示したもので, 支援行動の増加が, 直接ストレスプロセスに影響を与えることを仮定したパスである. dのパスはケアワーカーの支援行動とサービス効果の評価との関連を示したパスである. このパスは, ケアワーカーの支援行動の増加がサービス効果に対する評価に影響を与えることを仮定したパスである. e, fのパスは, サービスの効果に対する直接的な評価とストレス評価およびストレス反応との関連を示したパスである. これらのパスは, サービスが, 自らや家族にとって良い効果があると評価することが, ストレス評価やストレス反応を軽減することを仮定したパスである.

これらのパスを設定した後に, すべてのパスを含むモデルと, ケアワーカーの支援行動からストレス評価およびストレス反応へのパスを除外したモデル, そしてケアワーカーの支援行動とストレッサーとの相関を除外したモデルをそれぞれ構築し, 構造方程式モデリングによる分析を行った.

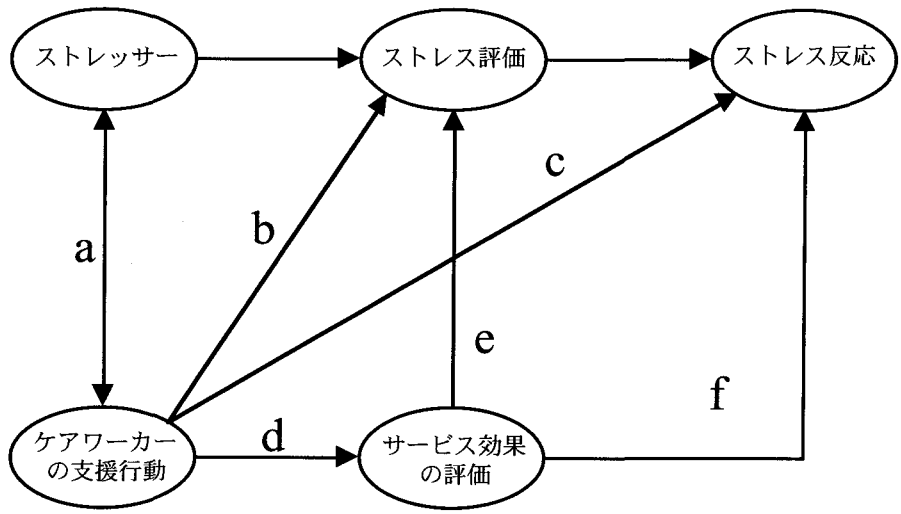

Figure 5-3 分析に使用したモデルと仮説パス

それぞれのモデルを分析した結果, 得られた適合度についてまとめたものがTable 5-8 である. このうち, χ^2値が有意とならなかったモデルはなかったため, 他の適合度指標を参考に比較検討すると, d, e, f のパスのみを残したモデルが, 他のモデルよりやや良好であった. よって, ケアワーカーの支援行動とストレッサーとの関連, そして同じくケアワーカーの支援行動からストレス評価およびストレス反応へのパスを除外したモデルを最終モデルとした.

Table 5-8 構造方程式モデリングにおけるモデルの適合度の比較

モデルに含まれるパス	χ^2	df	p-value	CFI	GFI	AGFI	RMSEA	AIC
a, b, c, d, e, f	59.94	29	.001	.963	.946	.898	.073	1.949
a, d, e, f	64.91	31	.000	.960	.943	.898	.074	2.912
d, e, f	64.95	32	.001	.961	.943	.901	.072	0.948

最終モデルにおける推定値をTable 5-9 に示す. このモデルにおいて潜在変数間のパスはすべて有意であり, ストレッサーからストレス評価, ストレス評価からストレス反応, ケアワーカーの支援行動からサービス効果に対する直接評価へのパスは正の関連を示していた. サービス評価からストレス評価, そしてサービス効果に対する直接評価からストレス反応へのパスは負の関連を示していた. それぞれの従属変数については, ストレス評価は分散の19%, ストレス反応は分散の44%, サービス効果の直接評価は分散の33%が説明されていた.

Table 5-9 最尤法による最終モデルの推定値

パラメータ	B	β	*SE*	t-value
ストレッサー　→　ストレス評価	1.182	.325	.338	3.501
ストレス評価　→　ストレス反応	1.540	.569	.179	8.616
ケアワーカーの支援行動　→　サービス評価	1.446	.579	.170	8.517
サービス効果の評価　→　ストレス評価	-0.400	-.275	.103	-3.877
サービス効果の評価　→　ストレス反応	-0.864	-.219	.222	-3.886

t-value $>|1.96|$, $p<.05$

5-3-4. 考察

ケアワーカーの支援行動と介護ストレスとの関連

介護サービスを利用することは, 家族介護者のストレスを軽減するための一つの手段である（Zarit et al., 1998）. 我が国では介護保険法が施行され, 幅広くサービスを利用することが可能となったが, 多くの介護者は未だに介護ストレスに悩まされている. そこで, 本節は介護ストレスを軽減する「介護資源」として, サービスの利用そのものではなく, サービスにおける「ケアワーカーの支援行動」を位置づけ, 分析を行った.

まず, 変数ごとに相関分析を行ったところ, ケアワーカーの支援行動は, ストレッサー, ストレス評価, そしてストレス反応の介護ストレスモデルに含まれる変数との関連がほとんどみられなかった. 唯一「介護者に対する道具的支援」は, ストレス反応であるCES-D得点と負の関連がみられたが, 非常に低い値であった. 一方で, ケアワーカーの支援行動は, サービス効果に対する評価と強い関連があることが明らかにされた. つまり, ケアワーカーの支援行動が増加することは, 必ずしも介護ストレスを直接軽減すると

は限らないが, 少なくとも, サービスに対する肯定的な評価をもたらすと考えられる.

次に, この結果をもとにして, 介護ストレスモデルとケアワーカーの支援行動およびサービスの効果に対する評価との関連について, いくつかのモデルを構築し, 分析を行った. その結果, ケアワーカーの支援行動は, ストレッサー, ストレス評価, ストレス反応との関連がなく, サービスの効果に対する評価に対してのみ影響を与えているというモデルが, データに対する適合度がもっとも高いことが示された. このモデルは, 相関分析の結果と同じくケアワーカーの支援行動は直接的に介護ストレスに対し影響を与えていないが, サービス効果に対する評価を媒介して, ストレスプロセスに影響を与えていることを意味したモデルである. つまり, 介護ストレスを軽減するためには, サービスを利用することで, 精神的にも身体的にも何らかの利益があったと介護者が感じることが必要であり, その効果に対する評価は, ケアワーカーの行動に左右されることを示唆していると考えられる.

ケアワーカーの支援行動をもとにした介入

これまで, 社会的支援をサポートの有無やネットワークの視点から捉え, 介護ストレスモデルにおける役割について検討した研究はあるが（Haley et al., 1996）, 実際にケアワーカーが提供できるサポートとして限定した上で検討した研究は行われていない. しかしながら, Liary & Miller（1986）が指摘したように, 多くの研究では, どうすれば患者や家族がサポートを得られるようになったり, そのネットワークを作ることが出来るのか, という実際の介入に対する寄与が十分ではない. 本節では, 介護資源の中でも, ケアワーカーの支援行動に限定したため, 具体的なサポートが介護ストレスに及ぼす影響について, 詳細に検討することが可能であったと考えられる.

ケアワーカーの行動は他の社会的支援と異なり, 非常に変化しやすい要因である. ケアワーカーごとに行動は異なるであろうし, たとえ同じケアワーカーであっても, 時間帯や時期によっても異なると考えられる. また, 本節で示したケアワーカーの支援行動は, 介護者の主観的な評価であるため, 専門家からみたときの客観的な評価とは異なる恐れもある. しかしながら, 介護者や高齢者に対する行動を主観的に捉えたときに, 支援行動が増加することは, 間接的に介護ストレスを軽減することが本節において明らかとなった. よって, 今後は, ケアワーカーの行動を高齢者や介護者にとって, より支援的であるという評価が得られるように変えていくことが求められるであろう. しかし, そのためには, 本人だけでなく, 仕事仲間や事業所単位での努力が必要である. また, ケアワーカーの心理的余裕をもたらすために, 収入や待遇などを地方行政が主導して改善していくことも必要であろう. このような介護資源を拡充する方略は, 本節結果からは明確にすることはできないため, 今後, ケアワーカーの支援行動に着目し, 行動を変容させるための要因について, 心理面だけでなく, 社会的な側面からも検討していくことが求められる.

5-3-5.　まとめ

本節では, ケアワーカーの支援行動と介護ストレスとの関連について検討した. 分析の結果, ケアワーカーの支援行動は, 介護ストレスと直接的な関連はなかったが, 介護サービスの効果に対する評価を高め, その評価がストレス軽減へとつながることが明らかとなった. この結果から, ケアワーカーの行動は

他の介護資源より変化を起こしやすい要因であるため, 介護ストレスを軽減する方略として, ケアワーカーの支援行動に着目することの重要性が示唆された. 今後は, ケアワーカーの支援行動に対する客観的評価と, 行動を変容するために必要な要因について検討することが必要であろう.

第6章　総合論議

6-1. 介護ストレスに影響を及ぼす要因

本研究では,介護ストレスに影響を及ぼす要因について,様々な観点から分析を行った.そこで,これらの分析結果をまとめ,介護ストレスの影響要因について検討し,介護ストレスプロセスを構成している要因について考察する.

6-1-1. 属性要因

本研究では,介護ストレスに影響を与える要因について検討するために,まず介護者および被介護者の属性要因との関連について検討した（Table 6-1）.

Table 6-1 属性と介護ストレスに関する分析結果のまとめ

	関係の有無[1)]
性別	×
続柄	△
年齢	△
教育歴	○
副介護者の有無	×
仕事の有無	○
主観的健康状態	○
経済的余裕	○
社会的支援	○
拘束時間	○
認知障害	○
ADL障害	○
問題行動	○
徘徊・混乱行動	○
興奮・攻撃行動	○
妄想・せん妄行動	○

[1)] 1999年データと2001年データどちらとも有意な関連がみられなかった場合は×,片方のデータのみ有意な場合は△,どちらのデータにおいても有意であった場合は○を示した

分析の結果,性別および副介護者の有無は介護ストレスと関連はなかった.しかし,その他の属性要因はどちらかのデータ,あるいはどちらのデータにおいても有意な関連がみられた.これまでにも多くの研究において,属性と介護ストレスとの関連について検討されているが（Schulz et al., 1995）,属性要因について結論づけられるような結果は得られていない.本研究においても,分析結果から属性要因につ

いて結論づけることは困難である. しかしながら, 介護者に対処方法や時間的余裕を与えると思われる, 教育歴や社会的支援が介護ストレスに影響を与えていたのは注目に値する. 現在, 欧米では介護者のストレスを軽減するために様々な介入が行われているが（Bourgeois, Schulz, & Burgio, 1996; Hinrichsen & Niderehe, 1994）, その中でも, 心理教育的介入の効果について報告されることが多い（Sorensen, Pinquart, & Duberstein, 2002）. 多くの場合, 心理教育的介入は被介護者の心身の障害に関する情報や, それらに対処するためのリソースやサービスに関する情報を提供している（Chiverton & Caine, 1989; Schultz, Smyrnios, Schultz, & Grbich, 1994; Ostwald, Hepburn, Caron, Burns, & Mantell, 1999）. 本研究で明らかにされたように, 教育歴や社会的支援は, 介護者の心理的・時間的余裕を生み, これらのリソースやサービスに対するアプローチを可能としていると考えることができる.

一方で, 社会的支援の一つである副介護者の有無は, 介護ストレスと何ら関連がなく, 社会的支援の種類やリソースによって, 介護ストレスとの関係も異なることが示唆された. 今後は, 単にサポートを得ているという認知だけでなく, どのような立場の人間から, どれくらいの頻度で, どの程度のサポートを受給しているのかということと, 介護ストレスとの関連について詳細に検討していくことが求められる.

また, 被介護者の様々な心身の障害は, いずれも介護ストレスと有意な関連がみられた. これまで, 介護ストレスと高齢者における心身の障害との関連は一貫した結果が得られておらず, それら以外の要因が影響している可能性が示唆されてきた（中谷・東條, 1989; Schluz et al., 1995）. しかし, 近年では本研究で示したように, 高齢者の障害を認知障害, ADL障害, 問題行動と区別して測定し, 介護ストレスとの関連を検討することによって, 高齢者の障害が介護ストレスに大きく影響していることが支持されてきている（Haley et al., 1996）. 今後は, 介護ストレスを捉える際に, できるだけ多くの観点から多角的に高齢者の障害を測定し, ストレスに大きく影響を与えている障害を突き止めることが必要である. そして, その障害に対して重点的に治療を行ったり, リハビリテーションを行うことによって, 根本的な介護ストレス解消に発展していくことが強く求められる.

6-1-2. 介護者の心理的要因

本研究では, 介護者の心理的要因として, ストレスの認知的評価, そしてストレスに対する対処に焦点をあてて検討を行ってきた. ストレスに対する認知的評価は一つの側面や概念から構成されるものではないため, 様々な分析方法を用いて検討したが, その中で, ストレッサーは一貫して認知的評価と関連を有していた. また, 認知的評価もアウトカムの一つである抑うつと一貫して関連があることが示唆された. 一方で, ネグレクト行動は当初アウトカムの一つとして設定していたが, 同じアウトカム概念を構成する抑うつと何ら関係が見受けられず, これらは抑うつや肯定的感情などの「心理的アウトカム」とは異なる「行動的アウトカム」として捉える必要性が示唆された.

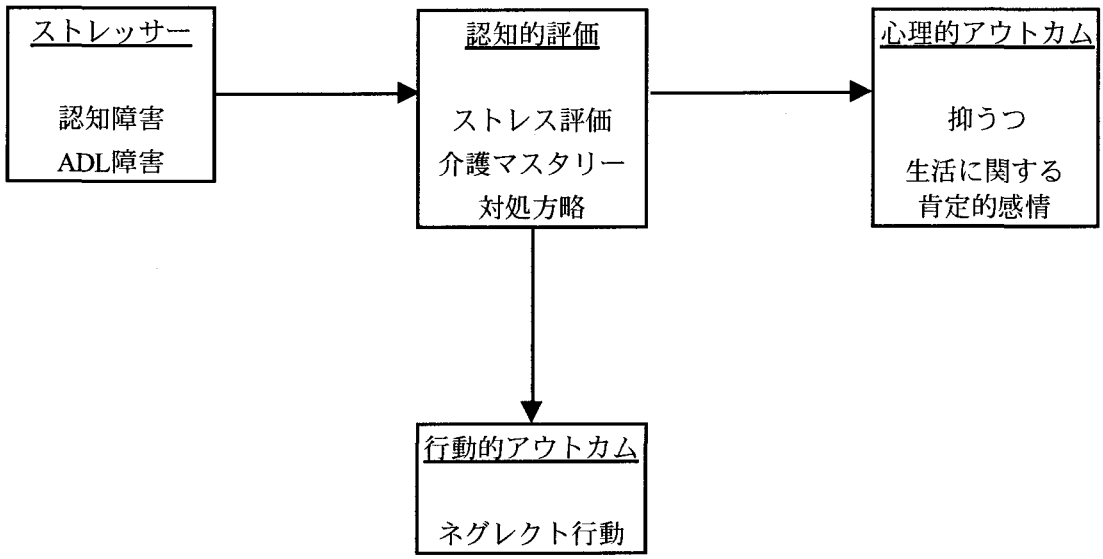

Figure 6-1 介護者の心理的要因に関する分析のまとめ

これらの結果をまとめたものがFigure 6-1である. まず, ストレッサーは認知的評価に対し, 直接的な影響を与えている. つまり高齢者の障害が重くなれば, ストレス評価や, 介護マスタリー, そして対処の必要性も増大する. しかし, 介護ストレス認知評価尺度に関する分析結果から明らかにされたように, ストレッサーは直接的にアウトカムに影響を及ぼすのではなく, ストレス評価に代表される認知的評価を媒介して影響を与えていると考えられる. また, 認知的評価は, ストレッサーから影響を受ける傍ら, 心理的アウトカムと行動的アウトカムの双方に影響を与えている. 本研究で, 抑うつとネグレクト行動との間に関連がみられなかったことから, これらのアウトカムはそれぞれ独立に存在しており, 見かけ上の相関はあっても, 実際には認知的評価を介した関係にあると思われる.

6-1-3　介護サービスに対する評価と介護ストレス

介護サービスに関する評価の一つである, ケアワーカーの支援行動やサービス効果に対する評価は, 本研究において多角的に検討した結果, ストレッサーおよびアウトカムとは関係がなく, ストレス評価とのみ関連が観察された. これを図示したものがFigure 6-2である.

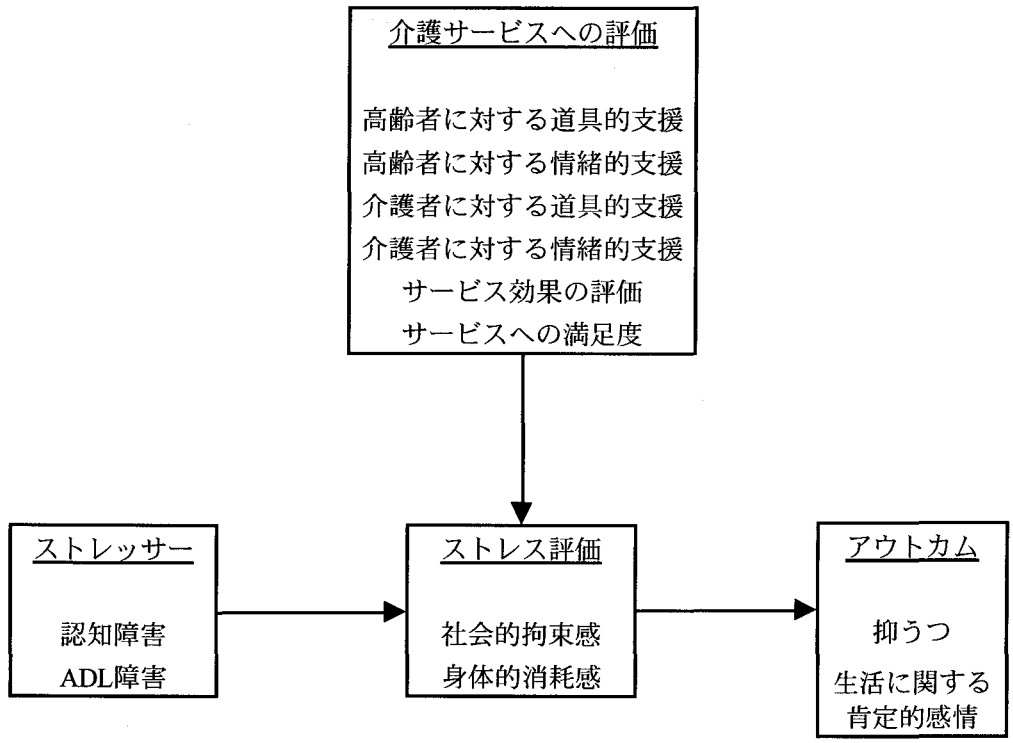

Figure 6-2 介護サービスと介護ストレスに関する分析のまとめ

このFigure 6-2では, 先のFigure 6-1と同じく, ストレッサーはストレス評価に影響を与えるが, アウトカムとは直接の関係はなく, ストレス評価が媒介要因として機能していることを示したモデルである. ケアワーカーの支援行動やサービス効果の評価は, このストレスプロセスの核となるストレス評価に影響を与えている. つまり, 支援・援助行動が, よりストレスフルな評価やその反対にストレスではないという評価を介護者にもたらしているということを示している.

社会的支援に関する研究では, サポートが必ずしもストレス軽減に繋がるものばかりではなく, 対人関係などはむしろストレッサーとして働くものがあることが報告されている（橋本, 1999）. また, ストレッサーを一次的・二次的に区別して捉えた坂口・柏木・恒藤（1999）や坂口（2000）においても, 経済的問題や日常生活上の困難に加え, 家族関係の悪化や周囲との人間関係のような対人的側面が抽出されている. 介護者にとっても, ケアワーカーや家族・親戚との人間関係という側面が通常の介護ストレッサーに加え, ストレス評価に影響を与えていると考えられる.

6-2.　新たな介護ストレスモデルの提示

前節において, 二つのモデルを提示した. 第一のモデルは, 介護ストレスモデルのアウトカムとして, これまでのように抑うつや肯定的感情といった「心理的アウトカム」と, ネグレクトや虐待行動, そして施設入所の決定などの「行動的アウトカム」を区別して捉えることの重要性を訴えるものであった. 第二のモデルは, これまで社会的支援の欠如や二次的ストレッサーとして捉えられてきた要因が, スト

レッサーとは独立して存在し, 介護ストレスプロセスに異なる方向から影響を与えることを意味したモデルであった. これらのモデルは本研究において, すでに実証されたモデルであるが, これらのモデルを繋ぐ統合的モデルについては検討が行われていない. しかしながら, これらのモデルにおける因果の方向性はほぼ検証されていると考えられ, 新たにこれらのモデルを統合した新しい介護ストレスモデルを提案することは可能と思われる.

そこで, 本研究では, これまでの議論を踏まえた上で, 最後に新しい介護ストレスの仮説モデルを提案したい. この仮説モデルは, ストレスのプロセスが交差しているモデルであるため, Crossing Stress Process Model（交差ストレスプロセスモデル）と名付けたモデルである（Figure 6-3）.

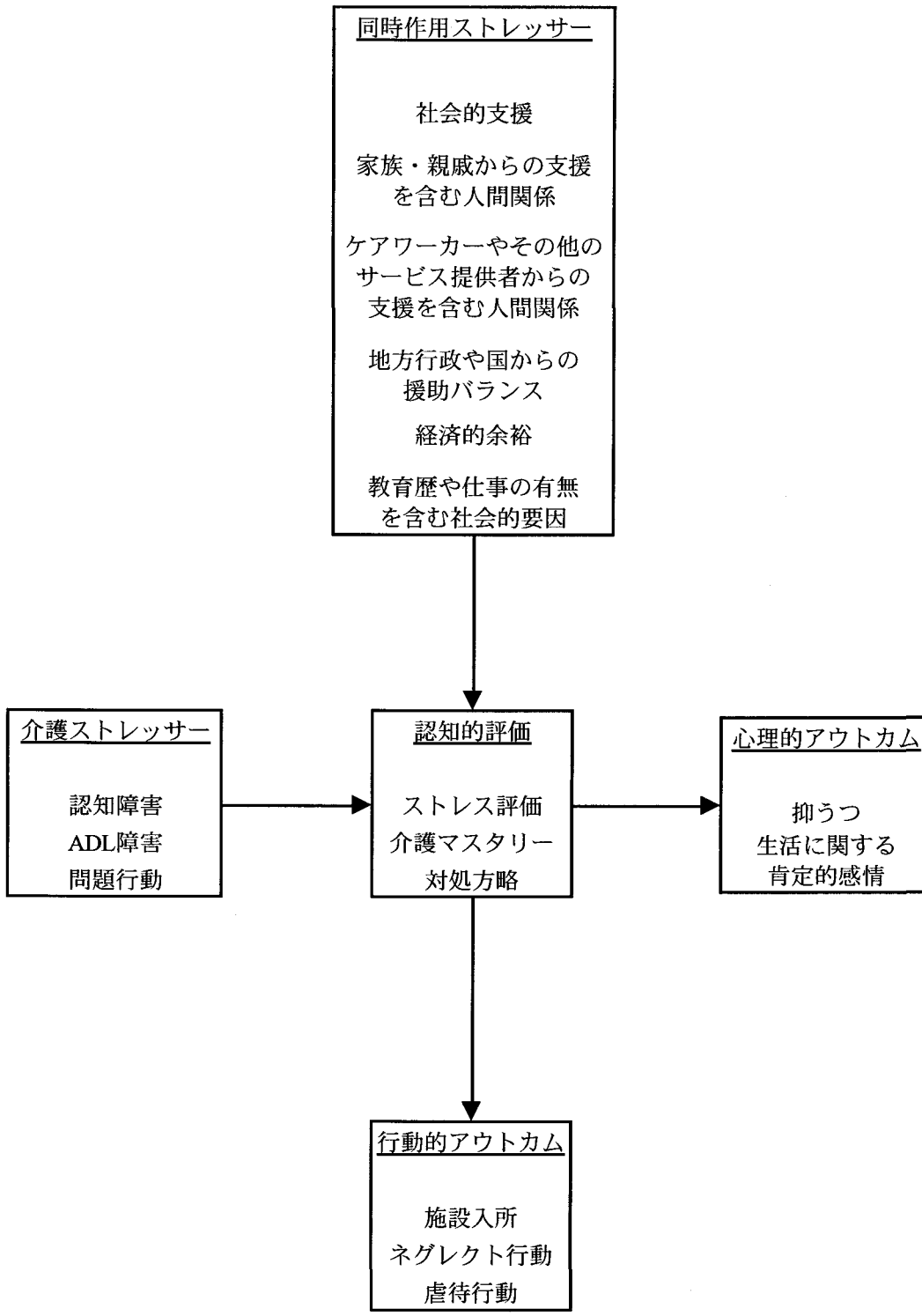

Figure 6-3　新しい介護ストレスプロセスの仮説モデル; Crossing Stress Process Model

このモデルは, 介護ストレッサー, 認知的評価, 心理的アウトカムという横軸のプロセスと, 同時作用ストレッサー, 認知的評価, 行動的アウトカムという縦軸のプロセスによって構成されている.

介護ストレッサーは, これまで多くの研究で使用されてきたストレッサーと同じく, 高齢者における心身の障害から構成した. 認知障害やADL障害, そして問題行動などが増加することがストレスとして

の評価や, 介護マスタリーの上昇, そして対処の必要性をもたらしていることを意味する.

認知的評価は, 本研究で示したように, 介護ストレッサーの上昇によって生じた社会的拘束感や身体的消耗感に加え, ストレッサーとの絶え間ない対処によって生まれた介護役割に対する達成感や効力感, そして, 情緒的対処や情報・支援の追求, 気晴らしなど, ストレッサーの上昇に立ち向かうために行った対処方略から構成される. この認知的評価はこの仮説モデルの中核であるが, 本研究においても, すべてのストレッサー, 心理的・行動的アウトカムと十分な関係がみられたわけではない. しかし, 認知的評価をモデルの中心とすることで, ストレッサーが上昇しても精神的な健康を維持している介護者や, 高齢者が亡くなるまで在宅で介護を続ける介護者を説明することができる. また, それらのストレッサーが上昇することだけではなく, 介護者本人の捉え方や対処の方法が様々なアウトカムに影響を与えていると仮定することで, 認知や行動の変容といった心理学的介入を行うことができるのである. 認知的評価は, 未だ概念化されたばかりであり, 抑うつや肯定的感情以外の心理的アウトカムや行動的アウトカムとの関連についてはまだまだ十分に明らかになったとは言えない. しかし, 介護者の精神的・身体的健康の維持や, 高齢者が望まない施設入所, そして虐待行動を防止するためにはこの認知的評価に着目した研究が増加することが強く望まれよう.

心理的アウトカムは, 介護者の抑うつ感情や生活に関する肯定的感情などから構成され, 認知的評価によって規定される要因である. また, 行動的アウトカムは, 高齢者が望まない施設入所や, ネグレクト行動, そして虐待行動などの行動として現れたアウトカムを意味する. 本研究において, これらのアウトカム間の関連は, 抑うつとネグレクト行動に限ってはみられなかった. また, Gaugler, Leach, Clay, & Newcomer（submitted paper）は施設入所と抑うつとは何ら関連がなく, 介護負担とのみ関連がみられたという報告があるため, この仮説モデルでは施設入所を含めた行動的アウトカムと心理的アウトカムには関連がなく, それぞれ独立したアウトカムとしてモデル上に布置した. これらアウトカム間の関連について報告した研究は少なく, 心理的・行動的アウトカムをそれぞれ区別して捉えた研究もみられない. しかしながら, これらを介入方法の違いという視点から捉えると, 明らかに異なるアウトカムとして考えることができる. つまり, 心理的アウトカムに対しては, カウンセリングや精神療法などの心理学的介入に加え, 抑うつや不安に対する医学的治療も介入方法として有効であると考えられる. ところが, 行動的アウトカムに対しては, このような介入方法の効果は非常に低いか, まったく効果がみられないと思われる. 例えば, 高齢者が望まない施設入所を防ぐためには, 介護者の抑うつ症状を軽減するような介入より, 介護サービスをうまく利用し, 適度に高齢者と距離を取ることができるような環境へ変容していくことが望ましいであろう. 同様に, ネグレクト行動や虐待行動が観察された場合は, 介護者の心理状態に焦点をあてた介入を行うよりも, 人権保護の観点から高齢者を一旦避難させることや, 介護者以外の家族や親族による介護へ全面的に交替し, 場合によっては法的な手段に訴えるといった介入方法が適していると考えられよう. これらのアウトカムを区別して捉えることによって, それぞれのアウトカムに応じた介入の必要性が認識され, よりそれぞれの状況に即した介入が行われるようになることが期待されよう.

同時作用ストレッサー（simultaneous active stressor）とは, 家族・親戚との対人関係やサービス提供者からの支援行動, 地方行政や国からの援助, そして経済的余裕や教育歴を含めた社会的要因など, 高齢者の障害が生起することと同時（simultaneous）に生起するが, それらとは独立に作用（action）する要素

によって構成されたストレッサーである. ここで, これまで介護資源として捉えられてきた社会的支援や対人関係をストレッサーとして位置づけたのは, これらの支援が十分に存在するときには介護資源としてストレス軽減に働くが, 十分ではないときは, むしろストレスの原因となると考えたためである. これらの要因は, 高齢者が何らかの疾患を有したり, 虚弱になることによって介護が必要な状態になると, 顕在化してくる要因である. しかしながら, これらの要因は, 一旦顕在化した後は高齢者の疾患が進行することやADLの低下とはほぼ無関係である. 例えば, 高齢者の認知障害が進行しても, 介護者と家族・親戚との人間関係がそれまでよりさらに悪化することは少ないであろう. 介護者の多くが女性であるように, 介護役割を誰が担うかといった介護開始の際に生起する問題には家族関係が作用していると思われるが, その関係は認知障害やADL障害が進行しても維持されると考えられる. 同じく, サービス提供者からの支援や援助も, どの市区町村に住居があるのか, そしてどの施設を利用できるのか, という問題であり, 介護ストレッサーの増大とはほぼ無関係であると思われる. また, 同時作用ストレッサーは, 介護者の属性要因をも含んでいる. 本研究では検討することができなかったが, 介護者の社会的地位や経済的余裕だけでなく, 文化差や人種といった高齢者における心身の障害とは無関係の属性要因もこの同時作用ストレッサーに包有することが可能であると考えられる. 文化差や人種といった要因は, これまで高齢者における心身の障害と同じストレッサーとしてモデル上に位置づけられ, 検討されてきた（Haley et al., 1996; Lawton, Rajagopal, Brody, & Kleban, 1992）. しかし, 文化や人種によって高齢者における心身の障害が進行する速度が有意に異なるということは考えにくく, 社会的支援や人間関係と同じく同時作用ストレッサーの一つとしてモデルに位置づけることがふさわしいと考えられる. 今後, この同時作用ストレッサーをストレスモデルの新たなる起因としてモデル上に位置づけることで, 文化や人種による差異を単に記述的に理解するだけでなく, ストレスプロセス全体を概観した上で, 文化や人種がどのような作用を及ぼすのか, 包括的に検討することが可能となると思われる.

6-3. 臨床に対する提言

本研究では, 介護ストレスをどのようにすれば軽減できるのか, どのような資源を有していれば抑うつに代表されるようなストレス症状に陥ることを防ぐことができるのかについて, 様々な観点から検討してきた. これらの結果は非常に複雑であるために, 実際の介護者やケアワーカーなどの現場にいる者にとって, 現実味が少なく, ストレス対処のための実践とはつながりにくいかもしれない. そこで, 本研究の知見をもとに, 実践的な介入方略について検討していくことにする.

6-3-1. 介護者に向けて

介護者のストレスを軽減するためには, まず, 介護者自身が自分のストレスに気づくことが必要である. 「憂うつ」であったり, 「さびしい」という気持ちが一週間のうち何日も続くようであれば, 介護ストレス症状が現れ始めているのかもしれない. そのような時は, まず, 「介護すること」や「高齢者をお世話すること」を自分がどう捉えているのか, そしてどのような態度を取っているのか, 確認することが望ましいであろう. 本研究では, 介護ストレスの様々な症状に影響するのは, 本人の考え方や捉え方であることを示した. つまり, 「介護はいやだなぁ」とか「毎日介護のおかげで疲れるなぁ」という考え

方や捉え方がストレス症状をもたらす大きな原因となっていると考えられる. このような考え方や捉え方は, 高齢者の障害が悪化することによって増大するために, 防ぎようがないと思えるかもしれない. しかし, 障害が悪化したとき, 反対にこれらの考え方や捉え方まで悪い方向へと進まないようにできれば, ストレス症状を防ぐことができるのである. 例えば, 本研究において, 「介護マスタリー」という概念がストレス症状を軽減する要因の一つであることが明らかとなった. この概念は, 自らの介護に対し, 「よくできたなぁ」とか「がんばっている」という達成感を感じ, 自分を「良い介護者」として評価するということを意味した概念である. 現実的に, 高齢者の障害が悪化すると, 様々な介護が必要になる. 朝から晩まで日常生活上必要な介護に追い回され, 夜には徘徊や叫び声によって悩まされることは大きなストレスとなろう. しかし, 多くの介護者は日々の介護を確実に「がんばっている」のであり, 「良い介護者」なのである. 自分自身が介護に対し, 否定的な見方しかできなくなっているのであれば, もう一度自分が行ってきた介護を見直し, 「がんばっている」ことを認識する作業を行うことによって, ストレス症状を予防し, 介護を続けることが可能となると考えられる.

本研究では, 家族からの社会的支援や仕事の有無といった要因も介護ストレスを軽減することが明らかとなった. 現在, 家族がいない場合や遠方に住んでいる場合, 家族から十分な支援を受け取ることは難しいかもしれない. このような場合, 家族以外からの社会的支援が必要であり, その代表が介護サービスとなるであろう. 高齢者, 介護者双方に介護サービスに対する抵抗感がある場合はサービスを導入することは難しいが, 単に介護サービスはおむつ替えや体位交換, 食事の用意などの道具的な援助を行うだけではない. 家族や高齢者に対して, 励ましを行ったり, やさしい言葉をかけたりする情緒的な援助も行っているのである. また, 介護サービスの導入は, 仕事をするということと同じく, 社会とのつながりを持つということでもある. 介護者と高齢者, そして他の家族との関係だけで介護問題を捉えるのではなく, 常に社会とのつながりを維持し, たとえ家族が援助してくれなくても, 援助が得られるところを探し, アプローチしていくことが, 最終的にストレス軽減につながると考えられる.

6-3-2. 高齢者に向けて

高齢者にとって, 介護者は自らが生活していくためのかけがえのない存在である. 特に, ADLが低下し, 外出することが困難になった場合, 高齢者の生活は介護者によって決まるといっても過言ではないであろう. しかし, 本研究では, その高齢者が介護サービスを利用することを嫌がったり, 拒否したりすることがあるという報告がみられた. 介護サービスを利用しないということは, 家族に介護が集中することを意味する. 高齢者自身が介護者の介護負担やストレスに気づくことは難しいかも知れない. しかし, たとえ高齢者と家族の間に良い人間関係を築いていたとしても, 介護という緊張状態に四六時中おかれることは, 家族にとって大きなストレスとなるのは, 疑いのない事実である. 現在, 都市部において介護サービスを提供している事業所の数は少なくない. その中には, 高齢者が望むようなサービスを提供している事業所が必ずあると思われる. 一つや二つの事業所から提供されたサービスのみで介護サービス全体を判断することなく, 他の事業所に相談してみることや, 自分が納得できるようなサービスになるよう高齢者側から改善を求めていくという主体的な行動が必要であろう. これらの行動は, 認知障害が進行した場合では非常に困難な行動であるため, 障害に気づいたら, 初期段階から何らかの方法でサービス利用の方略を立てることが望ましい. 死を迎えるその時まで, 自らのQOLと家族のQOLを維持できるよ

うな働きかけが,家族と共に安心して過ごす時間を作りだし,安寧に過ごすことを可能にするのではないかと考えられる.

6-3-3. ケアワーカー,施設および事業所に向けて

本研究では,ケアワーカーの支援行動が増加することが,介護サービスに対する満足度を高めるだけでなく,サービスの効果に対する評価も高めることが明らかとなった.介護サービスに対する満足度を高め,継続してサービスを利用してもらうことはほとんどの介護施設や事業所にとって経営的な目標となろう.また,それが家族のストレスを軽減し,高齢者のQOLを高めるのであれば,ケアワーカー自身や施設および事業所が本研究の限界を踏まえた上で,ケアワーカーの支援行動に着目する必要があろう.例えば,本研究で検討したケアワーカーの支援行動は介護者の主観的な評価であるため,実際には十分すぎるほどの支援を行っているケアワーカーでも,「ほとんどそのようなことはなかった」と評価されることや,その反対に,実際にはほとんど何もしていないにも関わらず「いつも支援をしてくれる」と評価された可能性もある.そこで,介護サービスを提供している事業所や施設が,「励ましや支えとなるような声かけを行ったかどうか」,「家族に具体的な介護方法の手ほどきをしたかどうか」などのチェックリストを作成し,評価を行っていくことが必要であろう.また,このような評価に加えて,それぞれの市区町村の住民やオンブズマンによる客観的評価を行うことによって,介護サービスにおけるよりよい支援行動が確立されるものと考えられる.

介護サービスの質やサービスに対する満足度を規定する要因は,これまでほとんど明らかにされていなかった.ケアワーカーの支援行動は,介護サービスという包括的なサービスの中の一部分でしかないが,サービスに対する満足度を左右する大きな要因である.介護という人間対人間のサービスにおいて,経済的援助や家族関係を円滑にするような援助はできなくても,自らのサービスにおける支援行動を変えることは,今すぐにでも出来ることである.高齢者や家族のためだけでなく,客観的アセスメントを用いて,自らの行動を見直し,よりよい支援となるよう少しずつ努力することで,ケアワーカー,施設および事業所にとっても好ましい結果が得られることにつながると思われる.

6-3-4. 行政に向けて

介護保険は市区町村によって提供されているため,それぞれの行政における介護サービスに対する考え方や取り組み方が,施設や事業所の提供するサービスに影響すると考えられる.例えば,介護者のストレスのアセスメントを行い,それに基づいたケアプランを作成するようケアマネージャーを指導したり,前節で取り上げた,ケアワーカーの支援行動に対する客観的評価を行政主導で行えば,各施設や事業所も介護ストレスやサービスへの満足度に着目するようになろう.しかしながら,現在のところ,我が国では介護ストレスに対する行政の取り組みは非常に遅れており,要介護認定アセスメントにおいてもほとんど考慮されていない.また,介護サービスに対する満足度に影響する要因についても,行政主導で変えることが出来る要素があるにも関わらず,客観的なアセスメントが行われていないため,高齢者や介護者の意見が反映されることは少ない.本研究で示したように,介護者のストレスに対する考え方や,ケアワーカーの支援行動に対する評価は,様々なアウトカムに影響する.これらを行政主導でアセスメント

し, そのデータを複数施設において共有することで, 介護者のストレス症状を予防したり, ネグレクト行動を防止したりすることができる可能性は高い. 行政が, 高齢者だけでなく家族も共にアセスメントするシステムを構築し, よりよいケアの方法を模索していくことで, 高齢者と家族の心理的安寧を維持できるような地域社会へと発展していくことが強く望まれる.

6-4. 本研究の問題点

本研究では, 様々な観点から介護ストレスについて検討し, 多くの関連要因を明らかにすることができたが, その過程において, 研究上の問題点も少なからず示唆された. 次に, 本研究の問題点について検討する.

6-4-1. 対象者の問題

本研究では, 1999年度の大分市調査と2001年および2002年度の吹田・茨木・豊中市調査におけるデータを用いて分析を行っており, 個々のデータは200名以上の対象者を集めることが出来た. しかし, これらの対象者はそれぞれの地域を代表するようなサンプリングの結果得られたものではなく, すでに訪問介護・看護サービスや施設サービスを利用している介護者のみである. 本来ならば, 経済的理由やサービスへの抵抗感などによって, サービスを利用していない高齢者・家族も相当数存在するが, 本研究ではそれらの高齢者・家族はまったく含まれていないことになる. サービスを利用しないということは, 高齢者の障害が比較的軽く, サービスが必要ないというケースも考えられるが, それ以外の利用したくてもできないというケースでは, 本研究の対象者よりも甚大なストレスに晒されていると推測することができる.

6-4-2. 測定方法の問題

本研究では, すべての調査を質問紙による郵送法で行った. この方法は経済性に優れ, 実施が簡便であるという利点を有しているが, 回答の信頼性については改善の余地が残されている. 具体的には, 対象者が質問内容を本当に理解したのかどうか確認することができないため, 理解度が低い対象者からは適切な回答を得られない恐れがある. 個人的な体験では, 2001年度に最初の吹田・茨木・豊中市調査を行ったときにも, 高齢期の対象者から「内容が難しいので研究に参加しない」という内容の電話をいただいた. 幸いにもこのような電話は一件のみであったが, 他にも質問内容の理解が十分でない対象者がおそらく存在していたと考えられる.

加えて, 本研究では, 高齢者における心身の障害を, 介護者による報告に依拠しており, 信頼性の面で大きな問題があると考えられる. 介護者による報告は, 毎日の生活の中で感じていることを反映しており, 高齢者の障害をもっとも正確に捉えているとも考えられるが, 記憶や認知の障害などについては, 生活の中では見られないものもあり, より専門的なアセスメントが求められよう. また, 介護者が共に生活をしているために, 一般的な基準と比較し, より障害を過小に推定したり, その反対に過大に捉えているケースも考えられる. 家族によるアセスメントがどれだけ正確なのか, 本研究データからは知りうることができないが, 専門家によるアセスメントを加えることによって, より正確に高齢者の障害を捉える

ことが必要である.

6-4-3. 施設入所の問題

本研究では重要なアウトカムの一つである, 施設入所を適切に捉えることができなかった. 近年アメリカでは, 高齢者が施設に入所することが介護ストレスにどのような影響を与えているのか, またその反対に介護ストレスが施設入所にどのような影響を与えているのか, ということに焦点を当てた研究が増加しつつある（Gaugler et al., 1999; Gaugler et al., 2000; Gaugler et al., submitted paper）. しかし, 我が国では施設に入所したとしても, 何ヶ月かの後に再度在宅に戻ることを約束して入所することや, 他の施設にすぐに移動することがあるため, アメリカにおける施設入所とは異なる意味合いを持っている. また, 施設数も十分でないため, 介護ストレスに疲弊した結果として施設入所を選ぶのではなく, 運が良いか単に待機人名簿の順番が回ってきたため施設入所に至っているのが現実である. ある程度サンプル数が多くなれば, 施設入所の経緯を含めた検討を行い, 介護ストレスとの関連を明らかにすることができたかもしれないが, 本研究のサンプル数ではそれらの検討を行うことは不可能であった. 欧米では, 例えばGaugler et al.（submitteed paper）が7000人以上の高齢者とその家族を対象とした縦断的調査を行い, 介護負担や抑うつと施設入所との関連について検討している. 今後, 我が国においてもそのようなサンプルが得られるような調査を行い, 介護ストレスと施設入所との関連を詳細に検討することが必要であろう.

6-4-4. 欠損値の問題

本研究における分析では, 欠損値を含む回答をすべて除外するか, 個人平均を代入したデータを用いている. 近年では, 高齢者がこのようなアンケート調査の際に回答を欠損することには何らかの意味があり, その出現を予測する研究が行われている（杉澤・岸野・杉原・柴田, 1999）. 本研究においても, 2001年度調査に協力したが, 追跡調査には協力しなかった者の属性や心理的特徴について検討することは可能である. また, それらの欠損値を含んだ分析を行うことで, より豊かな知見が得られる可能性もある. 例えば, どのような特徴を持った介護者が調査から欠測していくのかが明らかになれば, その特徴に配慮した調査デザインを組むことが可能となるであろうし, 一つ一つの項目が持つ役割や意味についても深い知見を得ることができる. 特にサービスに関する項目については, サービス利用がデイサービスのみで, その内容を良く理解していないために答えられないという者が存在していた. これらは分析から除外せざるを得なかったが, サービスに関する理解が十分でないということが欠損値に反映されていると解釈すれば, これらを含めた分析に取り組むことが必要であろう.

6-4-5. 調査期間の問題

通常, 高齢者介護は非常に長い期間続くストレス事態である. その長い期間の中で, 介護者は介護を辛く感じたり, 喜びや満足感を感じたりしながら対処を行っていると考えられる. 本研究では縦断的調査をわずか6ヶ月という期間で行ったため, 初回調査と追跡調査のデータにほとんど変化がみられず, 高齢者の障害が変化することによって生じる心理的問題については検討することが不可能であった. これま

で, 幾つかの研究では6ヶ月という期間で縦断的調査が行われているが（Zarit et al., 1998）, 心理的変化やその揺れを捉えるためには, さらに長期間に渡る継続的な観察が必要であろう. また, 本研究では調査を開始する以前の介護については測定しておらず, 高齢者に痴呆や寝たきりとなる疑いが現れた時のショックについても測定していない. このような時の悩みや苦しみこそもっとも大きく, 高いストレスが観察される恐れもある. この問題には調査デザインの問題も含まれるが, 縦断的調査の期間を広げるだけでなく, 介護を始める以前の高齢者の家族をも含めた長期間の追跡調査が, 介護者の生活に対する影響を捉えるためには必要となるであろう.

6-4-6. 文化差の問題

最後に, 介護に関する考え方や捉え方の文化差に関する問題があげられる. 欧米だけでなく, 我が国においても様々な外国人が生活している. しかし, 本研究ではそのような外国人の参加はみられず, 日本人のみのデータを検討しているに過ぎない. 今後, 多様化する社会の中で, 日本に生活する外国人の問題はますます大きくなってくると考えられる. それに伴い, 欧米と我が国の相違点だけでなく, 我が国において生活している外国人と日本人の介護に関する考え方や捉え方の差異も明らかにする必要がある. 日本で高齢化し, 日本で死を迎える外国人高齢者とその家族にとってよりよい介護環境を提供するためにも, 介護ストレスの文化差や環境へのアプローチの差異について検討する必要があろう.

6-5. 今後の課題

本研究における様々な分析や検討は, 同時に今後の介護ストレス研究に大きな課題を残したと考えられる. 介護ストレスに関する研究は今後もますます発展していくと考えられるが, 本研究において残された課題を乗り越えていくことによって, さらに高齢者や介護者にとって有益な知見が得られると考えられる. 最後に, 本研究が残したそれらの課題について検討する.

6-5-1. 研究体制の構築

本研究における問題点の多くは, サンプリングや調査デザインに関する事柄である. これらを解決するためには, より洗練されたデザインを採用し, 全国的なサンプリングを行う必要がある. しかしながら, 現実的には, 全国の介護者を無作為に抽出し, 調査を行うことは莫大な資金, 時間, 要員が必要である. そこで, 今後の課題の第一として, より効率的な研究体制の構築があげられる. 例えば, 介護に関する研究の中心となることを期待して設立された高齢者痴呆介護・研修センターは現在わずか三カ所であるが, このセンターを多施設共同研究が可能となる程度まで数を増やすことである. かなりの数の施設が研究に参加することは, 全国サンプリングに劣らないデータの質が保障されることにつながる. そのように質・量共に十分なデータが確保することが可能となれば, より臨床的な価値のある研究を行うことができると思われる. 現在まで, 我が国における介護者の研究はほとんどが数カ所の施設のデータを扱ったものであり, 多施設に渡る研究はほとんどない. 今後, 介護サービスの質や支援・援助行動に関する研究をさらに発展させる時に, 数カ所の施設のみを対象としたのであれば, 同じサービス, 同じケアワーカーが援助しているために, 検討する意味が薄れてしまう. 本研究でも2001年度調査に参加したのは36施設

であるが, まだまだ数が少なく, 我が国の介護サービスにおける支援・援助行動の抽出には至っていないと考えられる. 今後, 介護に関する研究・研修センターを各市区町村に設立し, 研究の飛躍的な増加が希望される.

6-5-2. 調査協力体制の構築

第二に, 施設側の調査に対する受け入れ体制である. 本研究で行われた調査はどの施設も比較的協力的であったが, 調査に対する可否の連絡がまったくない施設も存在した. そればかりでなく, 一旦調査に協力したが, 家族介護者に質問紙をまったく配布しなかった施設もあった. 加えて, 少数の施設における回収率は非常に低く, 調査そのものの信頼性を揺らがせる原因となった. これらの原因は, 本調査において, 施設に対する説明が十分ではなかったことを示していると思われる. しかし, 施設側の調査に対する協力体制についても改善の余地があると考えられる. ほとんどの施設では, 調査に関する審議は行われず, 施設長か事務長の一任で調査協力の可否が決定されている. 本研究では調査を行う際, 研究計画書を郵送しているが, その計画書に関する問い合わせは一つもなかった. 今後, 高齢者介護に着目した研究が増加したとき, このように施設長か事務長のみに一任するのではなく, 何らかの委員会を設け, 計画書を審議し, 疑問点があれば研究者と調整することが必要であろう. もし, それぞれの施設においてそのような委員会を設けることが不可能であれば, 第一の課題で述べたように, まず研究センターを設立し, そこに委員会を設け, その委員会において研究計画を審議することが求められよう.

6-5-3. データの質の向上

第三に, 本研究の問題点の一つである, データの質の向上が課題としてあげられる. 郵送による質問紙では, 欠損値の出現やその意味について検討することが困難である. また, 調査に対する協力姿勢についても測定することができず, 意識化できていないストレスや精神的問題について検討することが不可能である. 欧米における介護者の研究では, 郵送法ではなく, ほとんどが構造化面接である. その面接中において, 質問紙の内容にとらわれない発言を集め, ストレスについて質的に検討した研究もある（Stein, Folkman, Trabasso, & Richards, 1997）.介護サービスの質についても, ある程度知識をもった調査担当者が構造化面接を行うことで, 介護者が意識化できていないサービスの問題点を抽出できる可能性もある. 今後は, データの質を向上させ, 表面化していない問題を測定するためにも, 郵送法から構造化面接による調査へと調査方法を展開していかなければならないであろう.

6-5-4. ストレスによる身体的影響

第四に, 本研究では主に介護ストレスによる精神的健康や主観的な安寧感に焦点をあてており, 身体的な影響については検討していない. 近年, 介護ストレスによる影響は介護者の心理・精神のみならず, 身体の健康にも及ぶことが報告されつつある. 例えば, Cacioppo, Poehlmann, Kiecolt-Glaser, Malarkey, Burleson, Berntson, & Glaser（1998）やKiecolt-Glaser, Dura, Speicher, Trask, & Glaser（1991）は介護ストレスとNatural Killer細胞との関連を報告しており, Vitalino, Scanlan, Siegler, McCormick, & Knopp（1998）は介護ストレスと高血圧のリスクとの関連について報告している. 今後, ストレスと介護者の健康に

ついてさらなる検討を加えていくためには, 心理・精神に与える影響だけではなく, このような身体的な影響にも目を向ける必要があろう.

6-5-5. 研究の増加と教育体制の充実

第五に, 介護に関する研究の増加と研究者数の増加, そして教育体制の充実があげられる. 我が国で心理学の視点から介護ストレスを主に研究している者はまだまだ数が少なく, 分野も確立していない. 分野を確立し, 研究に関する情報を積極的に交流することで, 研究が飛躍的に発展する可能性がある. 加えて, 現在のところ介護者の心理を専門的に教育する機関がないため, 系統的な知見の整理に基づく幅広い視点を有した人材の育成は行われていない. 今後, 介護者の心理やそのストレスを軽減することが社会的急務であるならば, 介護ストレスを理解する能力を培い, 様々な社会的資源に関する知識を養い, 地域に還元できる力を持った人材を育んでいくことが将来を見据えた課題となると考えられる.

6-5-6. 新たな視点の構築

最後に, 介護ストレスに囚われない, 新たな視点を構築することを課題としてあげたい. 介護者を取り巻く環境は常に変化しており, 介護保険がより現実に即した形になり, 介護サービスの質が劇的に向上する可能性も考えられなくはない. 本研究は介護ストレスに着目し, ストレスを介護者の心理における中核と見なした. しかし, 介護者の心理はストレスのみで占められているわけではなく, サービスの向上によってストレスから解放される可能性もある. また, 高齢者と家族の歩む道を見つめるとき, 介護ストレスという概念では説明できないことも存在するであろう. よって, 高齢者と家族を支えるための心理学的研究を発展させていくためには, 介護ストレスという概念に囚われない新たな視点を構築していく必要があると考えられる. どのような社会であっても, どのような地域であっても, どのような人間であっても, 確実に老いと死はやってくる. 死を迎えるその時まで, 高齢者と家族に寄り添い, 幸福に生活できる 支えとなるような研究が強く求められる.

第7章　要約

本研究は, 我が国において, 心身に障害を持つ高齢者を介護する家族のストレスを実証的手法を用いて多角的に検討したものである. 本研究は6章から構成されている.

第1章　序論

第1章では, 在宅において高齢者を介護する家族の抱える悩みと生活に与える影響について, 内外の文献を概観した. その結果, 介護者の抱える様々な負担をLazarus & Folkman（1984）のストレス認知理論に依拠し, 「介護ストレスに対する認知的な評価」として捉えることの必要性が示唆された. また, 介護者のストレス事態に対する肯定的な評価や対処方略などの研究が少ないため, 現在のところ一貫した結果が得られていないことが明らかとなった. 加えて, 介護者による高齢者虐待やネグレクト行動に関する実証的研究はほとんど行われておらず, その原因や心理的要因との関連について調査することが急務であることが示された.

また, 現在, 我が国では介護保険法が施行され, 様々な介護サービスが高齢者に提供されている. そこで, 介護サービスと介護ストレスに関する文献を概観したところ, 欧米では, 近年, デイサービスや施設入所などが介護ストレスに及ぼす影響に焦点をあてた研究が増加していることが示唆された. しかし, それらの研究においても, サービスの回数や利用そのものに着目した研究が多く, サービスの質やその評価に関する研究はほとんど行われていない. そこで, 介護サービスの質を評価し, 介護ストレスとの関連について検討することが必要であると考えられた. これらの議論をもとに, 本研究の目的として, ①介護者のストレスに対する影響要因およびストレスプロセスそのものを解明し, ②介護サービスの質に関する評価方法を提案し, それが介護ストレスに及ぼす影響について検討することの二点を設定した.

第2章　属性要因と介護ストレス

第2章では, 介護者および高齢者の属性要因と介護ストレスとの関連について検討した. 本研究では, 介護者の属性要因として, 介護者の性別, 高齢者との続柄, 年齢, 教育歴, 副介護者の存在, 仕事の有無, 健康状態, 経済的余裕, 家族や親戚からの社会的支援, 介護拘束時間, 被介護者の属性要因として痴呆の有無, 要介護度を測定し, 介護ストレスとの関連について1999年度のデータと2001年度のデータを用いて分析を行った. その結果, 性別については両データとも介護ストレスとの関連がみられなかったが, 続柄, 年齢についてはデータによって関連があるものとないものに分かれ, 知見が一致しないことが示された. また, 2001年度データのみで測定した仕事の有無, 健康状態, 経済的余裕, 社会的支援, 介護拘束時間は, いずれも介護ストレスと有意な関連があることが明らかとなった. しかし, 被介護者の属性要因として測定した痴呆の有無や要介護度と介護ストレスとの関連はみられず, 高齢者における心身の障害をより詳細に測定する必要があることが示唆された. そこで, 高齢者における心身の障害をHaley et al.（1996）と同じく「認知障害」, 「ADL障害」, 「問題行動」の三つの側面から捉え, 介護ストレスとの関連について検討したところ, これらの障害はすべて介護ストレスと有意な相関があることが観察された.

第3章　介護者のストレス評価

第3章では, 介護ストレスを捉える上で中核となる概念である介護ストレスに対する認知的評価につ

いて検討した. まず, これまで「介護負担」として捉えられてきた要因を「介護ストレスに対する認知的な評価」として操作的に定義し, 介護ストレス認知評価尺度の作成を試みた. 因子分析の結果, この尺度は「社会的拘束感」と「身体的消耗感」の2因子から構成され, 代表的な介護ストレスであるうつ気分とも有意な相関があることが明らかとなった. また, この尺度は高齢者における心身の障害や他の基準となる尺度との相関も高いことが明らかとなったため, 信頼性および妥当性が非常に高い尺度であることが示唆された.

次に, 近年問題となっている家族の介護遺棄について検討するために, ネグレクトに繋がると考えられる行動を「潜在的ネグレクト行動」と定義し, 尺度化を試みた上で, 介護ストレスとの関連について検討した. その結果, 「潜在的ネグレクト行動」は介護ストレッサーやうつ気分とは何ら関係がなく, 介護ストレスに対する認知評価とのみ有意な関連が見られた. これは, ネグレクト行動を予測し, 予防するためには, 介護者のストレス評価をアセスメントし, 対策を講じることの必要性を示すものと考えられる.

第4章　介護ストレスの緩衝・調節要因と心理的安寧

第4章では, 介護ストレスの緩衝・調節要因である介護マスタリーとコーピング方略, そして介護者の心理的安寧について新しい立場から検討した. まず, 介護者は, 必ずしも介護に対し否定的な想いのみを抱いているだけではなく, 介護を長期間継続することによって様々な側面を学び, 人間として成長することもあるという立場から, 「介護マスタリー」尺度の開発を試みた. 因子分析の結果, 介護マスタリー尺度は「介護役割への達成感」と「介護に関する対処効力感」の2因子から構成され, ストレス反応との関連を分析した結果, この介護マスタリーを高めることがストレス反応を軽減し, 心理的安寧を維持することにつながることが示唆された.

また, 介護者のコーピングがストレス反応に与える影響について, 岡林他（1999）を参考に介護ストレッサーとストレス反応の媒介要因としてモデルに布置した上で検討したところ, 岡林他（1999）と同じく, 我が国の介護者では, 問題解決型の対処が有効ではないことが観察された. 今後は, いたずらに介護に向かっていくのではなく, 我が国の社会や文化的背景に即した対処方法について検討することが必要であることが示唆された.

介護者の心理的安寧として, これまでは抑うつに代表される精神的健康に着目されることが多かった. しかし, 精神的に健康なことがすなわち心理的に安寧であることを意味するとは限らない. 介護者の心理的安寧について検討するためには, 精神的健康に加えて, 幸せを感じることや平和な毎日を送っていることなど, より生活と密着した肯定的感情を測定することが重要である. そこで, 生活や営みの状態に関連した主観的な安寧感を測定する「心理的安寧感」尺度の作成を試みた. その結果, この「心理的安寧感」は信頼性・妥当性ともに十分高い値であることが示唆された. 今後は本尺度を用いて, 介護者の心理的安寧を否定的な側面ばかりではなく, 肯定的な側面からも検討することが期待される.

第5章　介護サービスに対する評価と介護ストレス

第5章では, まず高齢者の望みの一つである, 在宅での介護を継続可能としている要因について介護者

の自由記述を探索的に分析した. その結果,「家族介護者の精神的・身体的問題」,「サービス体制に関する問題」,「家族介護者と周囲との人間関係上の問題」,「被介護者（高齢者）の問題」,「政策に関する問題」,「ケアワーカーに関する問題」,「住宅環境の問題」,「経済的問題」の8カテゴリーが分類された. これらは大別すると, 介護サービスに関連する要因と介護者・被介護者に関連する要因に分類されると考えられ, これらと関連が深いと思われるサービスへの満足度や介護ストレスを捉えることの重要性が改めて示唆された.

次に, その在宅介護の継続を可能にさせている介護サービスの質について検討するために,「ケアワーカーによる支援行動」を社会的支援に関する研究の知見を踏まえ, 情緒的側面と道具的側面に区別し, 新たな尺度の開発を試みた. この尺度開発においては, 予め「高齢者に対する道具的支援」,「高齢者に対する情緒的支援」,「介護者に対する道具的支援」,「介護者に対する情緒的支援」の4因子モデルを設定し, このモデルに適合するよう項目選択を行った. その結果, モデルに合致することが確認された項目が選択され, これらの項目から「ケアワーカーによる支援行動尺度」が構成された. この尺度と介護サービスに対する満足度との関連は有意であり, この尺度が介護サービスの質を評価する測度として適切であることが示唆された.

最後に, この「ケアワーカーによる支援行動」が介護ストレスに及ぼす影響について, いくつかのモデルを構築した上で検討した. その結果,「ケアワーカーによる支援行動」は,「サービスのおかげで楽になった」などのサービスが与える「効果」に対する評価に影響しており, その「効果」に対する評価が, 介護ストレスに対する評価に影響しているというモデルが分析によって支持された. このモデル上において,「ケアワーカーによる支援行動」は直接介護ストレスに影響を与えてはいないが, サービスの「効果」に対する評価を上昇させ, その結果介護ストレスを軽減していることが示唆された.

第6章　総合論議

第6章では, これまで本研究にて得られた知見をまとめ, 介護ストレスプロセスの新たなモデルを提示するとともに, 本研究で得られた知見から, 臨床に向けて提言を行った.

まず, 介護者の心理的要因に関する知見を概観すると, 介護ストレッサーは介護ストレス評価に影響を与えているが, うつ気分に代表される心理的アウトカム（ストレス反応）やネグレクト行動に代表される行動的アウトカムには直接影響を与えてはいない. 介護ストレス評価は, それらの要因間をつなぐ役割を担っており, この介護ストレスモデルの中心的な存在であることが示唆された.

次に, 介護サービスの質に関する知見を概観すると, ケアワーカーの支援行動やサービス効果に対する評価は, 介護ストレッサーである, 認知障害やADL障害の増加とは関連がないことが示唆された. 加えて, ケアワーカーの支援行動とサービス効果に対する評価は, 心理的アウトカムとも関連がなく, 介護ストレス評価のみに影響しているという限定された役割をストレスモデル上で担っていると考えられた.

そこで, これらの心理的要因に関するモデルと, 介護サービスの質に関するモデルを統合し, 新しい仮説モデルとして, Crossing Stress Process Modelを提案した. これは, 通常の介護ストレッサー, ストレス評価, 心理的アウトカム（ストレス反応）というプロセスモデルに, ネグレクトや高齢者虐待, 施設入所などの「行動的アウトカム」と「同時作用ストレッサー」を加えたモデルである.「同時作用ストレッ

サー」とは, ケアワーカーの支援行動に代表される社会的支援や家族・親戚からの支援であり, これまでは社会資源としてモデルに位置づけられてきた. しかしながら, これらが十分でない場合, 逆にストレスを高めてしまう要因にもなると考え, ストレッサーとしてモデル上に位置づけた. 今後, 介護ストレスのメカニズムを解明するためには, この「同時作用ストレッサー」に着目し, その役割について, 詳細に検討する必要があると考えられる.

さらに, 本研究において得られた知見を踏まえて, 介護者, 高齢者, ケアワーカーと施設および事業所, そして行政に対して, 実践に関する提言を行った. 介護者には, 自らのストレスに気づくこと, 高齢者にはサービスを効率的に利用する意識を持つこと, ケアワーカーと施設および事業所には自らの支援行動に対する評価を行うこと, そして行政には介護サービスに対する満足度やその質をチェックする体制を構築することを提案した.

本研究は, 介護ストレスプロセスの解明とサービスの質との関連について検討することを目的としたが, いくつかの課題が残されている. その中でも, サンプリングに関しては, 特定の施設や市区町村のみで調査を行うのではなく, 全国規模で調査を行うことが必要であると考えられる. また, 介護ストレスに関する研究はまだまだ数が少なく, 知見の同定には至ってない部分も多い. さらに活発な議論を行い, 知見を現場に還元していくためにも, 介護者の心理やストレスに着目した研究のさらなる増加と発展が強く希望される.

引用文献

Aartsen, M.J., Smits, C.H.M., van Tilburg, T., Knipscheer, K.C.P.M., & Deeg, D.J.H. 2002 Activity in older adults: cause or consequence of cognitive functioning? A longitudinal study on everyday activities and cognitive performance in older adults. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences,* **57B**, P153-162.

Aldwin, C.M., & Revenson, T. A. 1987 Does coping help? A reexamination of the relation between coping and mental health. *Journal of Personality and Social Psychology*, **53**, 337-348.

Arai,Y., Kudo, K., Hosokawa, T., Washio, M., Miura, H., & Hisamichi, S. 1997 Reliability and validity of the Japanese version of the Zarit caregiver burden interview. *Psychiatry and Clinical Nerosciences*, **51**, 281-287.

荒井由美子・杉浦ミドリ 2000 家族介護者のストレスとその評価法. 老年精神医学雑誌, **11**, 1360-1364.

Arai, Y., & Washio, M. 1999 Burden felt by family caring for the elderly members needing care in southern Japan. *Aging & Mental Health*, **3**, 158-164.

朝田隆・吉岡充・森川三郎・小山秀夫・北島英治・川崎光洋・木之下徹・浅香昭雄 1994 痴呆患者の問題行動評価票（TBS）の作成. 日本公衆衛生雑誌, 41, 518-527.

Asada, T., Kinoshita, T., Morikawa, S., Motonaga, T., & Kakuma, T. 1999 A prospective 5-year follow-up study on the behavioral disturbance of community-dwelling elderly people with Alzheimer disease. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, **13**, 202-208.

Baumgarten, M., Battista, R.N., Infante-Rivard, C., Hanley, J.A., Becker, R., & Gauthier, S. 1992 The psychological and physical health of family members caring for an elderly person with dementia. *Journal of Clinical Epidemiology*, **45**, 61-70.

Baumgarten, M., Becker, R., & Gautheier, S. 1990 Validity and reliability of the dementis behavior disturbance scale. *Journal of American Geriatric Society*, **38**, 221-226.

Bentler, P. M. 1995 EQS; Structural equations program manual. CA: Multivariate Software Inc.

Bourgeois, M. S., Schulz, R., & Burgio, L. 1996 Interventions for caregivers of patients with Alzheimer s disease; A review and analysis of content, process, and outcomes. *International Journal of Aging and Human Development*, **43**, 35-92.

Bradburn, N. M. 1969 *The structure of psychological well-being*. Chicago, IL: Aldine.

Brodaty, H., & Hadzi-Pavlovic, D. 1990 Psychosocial effects on carers of living with persons with dementia. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, **24**, 351-361.

Buono, M.D., Busato, R., Mazetto, M., Paccagnella, B., Aleotti, F., Zanetti, O., Bianchetti, A., Trabucchi, M., & DeLeo, D. 1999 Community care for patients with Alzheimer s disease and non-demented elderly people: use and satisfaction with service and unmet needs in family caregivers. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, **14**, 915-924.

Cacioppo, J.T., Poehlmann, K.M., Kiecolt-Glaser, J.K., Malarkey, W.B., Burleson, M.H., Berntson, G.G., & Glaser, R. 1998 Cellular immune responses to acute stress in female caregivers of dementia patients and matched controls. *Health Psychology*, **17**, 182-189.

Chiverton, P., & Caine, E.D. 1989 Education to assist spouses in coping with Alzheimer s disease: A controlled

trial. *Journal of the American Geriatirc Society*, **37**, 593-598.

Cohen, C.A., Gold, D.P., Shulman, K.I., Wortley, J.T., McDonald, G. & Wagon, M. 1993 Factors determining the decision to institutionalize dementing individuals: A prospective study. *The Gerontologist*, **33**, 714-720.

Cohen, D., Luchins, D., Eisdorfer, C., Paveza, G., Ashford, J.W., Gorelick, P., Hirschman, R., Freels, S., Levy, P., Semla, T., & Shaw, H. 1990 Caring for relatives with Alzheimer s disease: The mental health risks to spouses, adults children, and other family caregivers. *Behavior, Health, and Aging*, **1**, 171-182.

Colerick, E.J. & George, L.K. 1986 Predictors of institutionalizationnamong caregivers of patients with Alzheimer s disease. *Journal of the American Geriatrics Society*, **34**, 493-498.

Compton, S.A., Flanagan, P., & Gregg, W. 1997 Elder abuse in people in dementia in northern Ireland: Prevalence and predictors in cases referred to a psychiatry of old age service. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, **12**, 632-635.

Cox, C. 1997 Findings from s statewide program of respite care: A comparison of service users, stoppers, and nonusers. *The Gerontologist*, **37**, 511-517.

Declamer, P., Glendenning, F. 1997 *The mistreatment of elderly people*. 2nd ed., Sage, London.

Dienner, E., & Emmons, R. A. 1984 The independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, **47**, 1105-1117.

土井由利子・尾方克巳 2000 痴呆症状を有する在宅高齢者を介護する主介護者の精神的健康に関する研究. 日本公衆衛生雑誌, **47**, 32-46.

Dura, J.R., Stukenberg, K.W., & Kiecolt-Glaser, J.K. 1991 Anxiety and depressive disorders in adult children caring for demented parents. *Psychology and Aging*, **6**, 467-473.

Ferguson, D., & Beck, C. 1983 H.A.L.F. - a tool to assess elder abuse within the family. *Geriatric Nursing*, **4**, 301-304.

Finkel, S.I., Luons, J.S., & Anderson, R.L. 1992 Reliability and validity of the Cohen-Manfield agitation inventory in institutionalized elderly. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, **7**, 487-490.

Finkel, S.I., Luons, J.S., & Anderson, R.L. 1993 A brief agitation rating scale （BARS） for nursing home elderly. *Journal of American Geriatric Society*, **41**, 50-52.

Folkman, S. 1997 Positive psychological states and coping with severe stress. *Social Sciences and Medicine*, **45**, 1207-1221.

Folkman, S. & Lazarus, R. S. 1988 *Manual for the Ways of Coping Questionnaire-Research Edition.* Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

福岡欣治・橋本宰 1997 大学生と成人における家族と友人の知覚されたソーシャルサポートとそのストレス緩和効果. 心理学研究, **68**, 403-409.

Gallagher, D., Rose, J., Rivera, P., Lovett, S., & Thompson, L.W. 1989 Prevalence of depression in family caregivers. *The Gerontologist*, **29**, 449-456.

Gallant, M. P., & Connell, C. M. 1998 The stress process among dementia spouse caregivers: Are caregivers at risk for negative health behavior change. *Research on Aging*, **20**, 267-297.

Gaugler, J. E., Davey, A., Pearlin, L. I., & Zarit, S. H. 2000 Modeling caregiver adaptation over time: the longitudinal impact of behavior problems. *Psychology and Aging*, **15**, 437-450.

Gaugler, J.E., Edwards, A.B., Femia, E.E., Zarit, S.H., Stephens, M.A.P., Townsend, A., & Greene, R. 2000 Predictors of institutionalization of cognitively impaird elders: Family help and the timing of placement. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **55B**, P247-255.

Gaugler, J.E., Leach, C.R., Clay, T., & Newcomer, R.C. submitted paper Dementia and the older African-American: pathways to institutionalization. *Journal of the American Geriatrics Society.*

Gaugler, J.E., Zarit, S.H., Pearlin, L.I. 1999 Caregiving and institutionization: Perceptions of family conflict and socioemotional support. *International Journal of Aging and Human Development*, **49**, 1-25.

Gauthier, S., Baumgarten, M., & Becker, R. 1996 Dementia Behavior Disturbance Scale. *International Psychogeriatrics*, **8（suppl. 3）**, 325-327.

George, L. K. 1990 Caregiver stress studies-there really is more to learn. *The Gerontologist*, **26**, 580-581.

George, L. K., & Gwyther, L. P. 1986 Caregiver well-being: A multidimensional examination of family caregivers of demented adults. *The Gerontologist*, **26**, 253-259.

Gottlieb, B. H., & Johnson, J. 1995 *Impact of day care program on family caregivers of persons with dementia.* Guelph, Ontario: Gerontology Reserch Centre, University of Guelph.

Greene, J. G., Smith, R., Gardiner, M., & Timbury, G. C. 1982 Measuring behavioural disturbance of elderly demented patients in the community and its effects on relatives: A factor analytic study. *Age and Aging*, **11**, 121-126.

Guttman, R. 1991 *Adult day care for Alzheimer s patients: impact on family caregivers*. New York: Garland.

Haley, W. E., Levine, E. G., Brown, S. L., & Bartolucci, A. A. 1987 Stress, appraisal, coping, and social support as predictors of adaptational outcome among dementia caregivers. *Psychology and Aging*, **2**, 323-330.

Haley, W. E., Roth, D. L., Coleton, M. L., Ford, G. R., West, C. A. C., Collins, R. P., & Isobe, T. L. 1996 Appraisal, coping, and social support as mediators of well-being in black and white family caregivers of patients with Alzheimer's disease.*Journal of Consulting and Clinical psychology*, **64**, 121-129.

橋本剛 1999 成人における対人関係の肯定的／否定的側面と精神的健康の関連. 健康心理学研究, **12（2）**, 24-36.

Henry, M. E., & Capitman, J. A. 1995 Findings satisfaction in adult day care: analysis of national demonstration of dementia care and respite services. *Journal of Applied Psychology*, **14**, 302-320.

Hinrichsen, G.A., & Niderehe, G. 1994 Dementia management strategies and adjustment of family members of older patients. *The Gerontologist*, **34**, 95-102.

Horowitz, M., Adler, N., & Kegeles, S. 1988 A scale for measuring the occurrence of positive states of mind: A preliminary report. *Psychosomatic Medicine*, **50**, 477-483.

保坂隆・杉山洋子 1999 在宅介護者への構造化された介入の効果. 老年精神医学雑誌, **10**, 955-961.

石原治・内藤佳津雄・長嶋紀一 1992 主観的尺度に基づく心理的な側面を中心としたQOL評価表作成の試み. 老年社会科学, **14**, 43-51.

Jarrott, S. E., Zarit, S. H., Stephens, M. A. P., Townsend, A., & Greene, R. 1999 Caregiver satisfaction with adult

day service programs. *American Journal of Alzheimer s Disease*, **14**, 233-244.

Johnson, D 1981 Abuse of the elderly. *Nursing Practitioner*, Jan-Feb, 29-34.

金子義彦 1987 老人虐待. 星和書房

狩野裕 1997 AMOS, EQS, LISRELによるグラフィカル多変量解析. 現代数学社

Kano, Y. & Harada, A. 2000 Stepwise variable selection in factor analysis. *Psychometrika*, **65**, 7-22.

Kempen,G.I., & Suumeijer, T.P. 1990 The development of a hierarchical polychotomous ADL-IADL scale for noninstitutionalized elderly. *The Gerontologist*, **30**, 497-502.

Kiecolt-Glaser, J.K., Dura, J.R., Speicher, C.E., Trask, O.J., & Glaser, R. 1991 Spousal caregivers of dementia victimes: Longitudinal changes in immunity and health. *Psychosomatic Medicine*, **53**, 345-362.

金外淑・嶋田洋徳・坂野雄二 1998 慢性疾患患者におけるソーシャルサポートとセルフ・エフィカシーの心理的ストレス軽減効果. 心身医学, **38**, 318-323.

Kinney, J.M., & Stephens, M. P. 1989 Hassles and uplifts of giving care to a family member with dementia. *Psychology and Aging*, **4**, 402-408.

北島英治・小山秀夫・藤林慶子 1993 老人の「日常生活動作能力（ADL）」と「基本的介護必要度」に関する簡易スケールの作成. 社会老年学, **38**, 58-63.

Knight, B.G., Silverstein, M., McCallum, T.J., & Karner, T. X. 2000 A sociocultural stress and coping model for mental health outcomes among African American caregivers in Southern California. *Journals of Gerontology: Psychological Sciences*, **55B**, P142-P150.

Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J. 1993 Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, **5**, 179-193.

Kosberg, J. I., & Cairl, R. E. 1986 The cost of care index: A case management tool for screening informal care providers. *The Gerontologist*, **26**, 273-278

Kosloski, K., & Montgomery, R. J. V. 1993 The effects of respite on caregivers of Alzheimer s patients: One year evaluation of the Michigan model respite program. *Journal of Applied Gerontology*, **12**, 4-17.

厚生省高齢者ケアサービス体制整備検討委員会（監） 1998 介護支援専門員標準テキスト. 長寿社会開発センター

古谷野亘 1982 モラール・スケール: 生活満足度および幸福度尺度の共通次元と尺度間の関連性. 老年社会科学, **4**, 142-154.

古谷野亘・柴田博・芳賀博・須山靖男 1989 生活満足感尺度の構造－主観的幸福感の多次元性とその測定－. 老年社会科学, **11**, 99-115.

Kristjansen, L. J. 1993 Validity and reliability testing of the FAMCARE scale: Measuring family satisfaction with advanced cancer care. *Social Science and Medicine*, **36** 693-701.

Lawton, M. P. 1975 The Philadelphia Geriatric Center morale scale: A revision. *Journal of Gerontology*, **30**, 85-89.

Lawton, M. P. 1983 Environment and other determinants of well-being in older people. *The Gerontologist*, **23**, 349-357.

Lawton, M.P., & Brody, E.M. 1969 Assessment of older people: Self-maintaining ans instrumental activities of

daily living. *The Gerontologist*, **9**, 179-186.

Lawton, M. P., Brody, E. M., & Saperstein, A. R. 1989a A controlled study of respite services for caregivers of Alzheimer s patients. *The Gerontologist,* **29**, 8-16.

Lawton, M. P., Kleban, M. H., Moss, M., Rovine, M., & Glicksman, A. 1989b Measuring caregiving appraisal. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **44**, P61-P71.

Lawton, M. P., Moss, M., Kleban, M. H., Glicksman, A., & Rovine, M. 1991 A two-factor model of caregiving appraisal and psychological well-being. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **46**, 181-189.

Lawton, M. P., Rajagopal, D., Brody, E., & Kleban, M. H. 1992 The dynamics of caregiving for a demented elder among black and white families. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, **47**, 156-164.

Lazarus, R. S. 1993 Coping theory and research: Past, present, and future. *Psychosomatic Medicine*, **55**, 234-247.

Lazarus, R. S., & Folkman, S. 1984 *Stress, appraisal, and coping*. New York, Springer.

Lee, Y. -R., & Sung, K. -T. 1998 Cultural influences on caregiving burden: Cases of Koreans and Americans. *International Journal of Aging and Human Development*, **46**, 125-141.

Li, L. W., Seltzer, M. M., & Grennberg, J. S. 1999 Change in depressive symptoms among daughter caregivers: An 18-month longitudinal study. *Psychology and Aging*, **14**, 206-219.

Liang, J. 1985 A structural integration of the Affect Balance Scale and the Life Satisfaction Index A. *Journal of Gerontology*, **40**, 552-561.

Liary , M. R., & Miller, R. S. 1986 *Social psychology and dysfunctional behaviour.* New York. Springer. 安藤清志・渡辺浪二・大坊郁夫訳 『不適応と臨床の社会心理学』 誠信書房, 1989.

Logsdon, R.G., Teri, L., Weiner, M.F., Gibbons, L.E., Raskind, M., Peskind, E., Grundman, M., Koss, E., Thomas, R.G., & Thai, L.J. 1999 Assessment of agitation in Alzheimer s disease: The agitated behavior in dementia scale.Alzheimer s disease cooperative study. *Journal of the American Geriatric Society*, **47**, 1354-1358.

MacCallum, R.C., Wegner, D.T., Uchino, B.N., & Fabrigar, L. R. 1993 The problem of equivalent models in applications of covariance structure analysis. *Psychological Bulletin*, **114**, 185-199.

Mahoney, F.I., & Barthel, D.W. 1965 Functional evaluation: the Barthel index. *Maryland State Medical Journal*, **14**, 61-65.

松岡英子 1993 在宅要介護老人の介護者のストレス. 家族社会学研究, **5**, 101-112.

Miller, B., Campbell, R. T., Farran, C.J., Kaufman, J.E., & Davis, L. 1995 Race, control, mastery, and caregiver distress. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, **50B**, S374-382.

Mittelman, M. S., Ferris, S. H., Shulman, E., Steinberg, G., Ambinder, A., Mackell, J. A., & Cohen, J. 1995 A comprehensive support program: Effects on depression in spouse-caregivers of AD patients. *The Gerontologist*, **35**, 792-802.

溝口環・飯島節・江藤文夫・石塚彰映・折茂肇 1993 DBDスケール（Dementia Behavior Disturbance Scale）による老年期痴呆患者の行動異常評価に関する研究. 日本老年医学会誌, **30**, 835-840.

溝口環・飯島節・新野直明・折茂肇 1995 Cost of Care Indexを用いた老年患者の介護負担度の検討. 日本老年医学雑誌, **32**, 403-409.

Montgomery, R. J. V., & Borgatta, E. F. 1989 The effects of alternative support strategies on family caregiving. *The Gerontologist*, **29**, 457-464.

Morita, T., Chihara, S., & Kashiwagi, T. 2002 A scale to measure satisfaction of bereaved family receiving inpatient palliative care. *Palliative Medicine*, **16**, 141-150.

中谷陽明 1992 在宅障害老人を介護する家族の“燃えつき”－“Maslach Burnout Inventory”適用の試み－. 社会老年学, **36**, 15-26.

中谷陽明・東條光雄 1989 家族介護者の受ける負担:負担感の測定と要因分析. 社会老年学, **29**, 27-36.

Neugarten, B.L., Havighurst, R.J., & Tobin, S.S. 1961 The measurement of the life satisfaction. *Journal of Gerontology*, **16**, 134-143.

新名理恵 1991 在宅痴呆性老人の介護負担感. 老年精神医学雑誌, **2**, 754 - 762

新名理恵・矢富直美・本間昭 1991 痴呆性老人の在宅介護者の負担感に対するソーシャル・サポートの緩衝効果. 老年精神医学雑誌, **2**, 655-663.

Novak, M., & Guest, C. 1989 Application of a multidimensional caregiver burden inventory. *The Gerontologist*, **29**, 798-803.

小川時洋・門地里恵・菊谷麻美・鈴木直人 2000 一般感情尺度の作成. 心理学研究, **71**, 241-246.

岡林秀樹 2000 高齢者の援助とサポート. 西川正之（編）援助とサポートの社会心理学. 北大路書房 p26-38.

岡林秀樹・杉澤秀博・高梨薫・中谷陽明・柴田博 1999 在宅障害高齢者の主介護者における対処方略の構造と燃えつきへの効果. 心理学研究, **69**, 486-493.

岡林秀樹・杉澤秀博・矢富直美・中谷陽明・高梨薫・深谷太郎・柴田博 1997 配偶者との死別が高齢者の健康に及ぼす影響と社会的支援の緩衝効果. 心理学研究, **68**, 147-154.

岡本多喜子 1988 「在宅痴呆性老人」の介護者の悩み. 老年社会科学, **10**, 75-80.

Ostwald, S.K., Hepburn,K.W., Caron, W., Burns, T., & Mantell, R. 1999 Reducing caregiver burden: A randomized psychoeducational intervention for caregivers of persons with dementia. *The Gerontologist*, **39**, 299-309.

Paveza, G.J., Cohen, D., Eisdoefer, C., Freels. S., Semla, T., Ashford, J.W., Gorelick, P., Hirschman, R., Luchin, D., & Levy, P. 1992 Severe family violence and Alzheimer’s disease: Prevalence and risk factors. *The Gerontologist*, **32**, 493-497.

Patel, V., & Hope, R.A. 1992 A rating scale for aggressive behavior in the elderly - the RAGE. *Psychological Medicine*, **22**, 211-221.

Pearlin, L. I., Mullan, J. T., Semple, S. J., & Skaff, M. M. 1990 Caregiving and the stress process: An overview of concepts and their measures. *The Gerontologist*, **30**, 583-594.

Pearlin, L. I., & Schooler, C. 1978 The structure of coping. *Journal of Health and Social Behavior*, **19**, 2-21.

Perel, V. D. 1998 Psychosocial impact of Alzheimer disease. *Journal of the American Medical Association*, **279**, 1038-39.

Pillemer, K., & Suitor, J. 1992 Violence and violent feelings: What causes them among family caregivers. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, **47**, S165-S172.

Pinquart, M. & Sorensen, S. , 2001 How effective are psychotherapeutic and other psychosocial interventions with older adults? A meta-analysis. *Journal of Mental Health and Aging*, **7**, 207-243.

Pruchno, R. A., Burant, C. J., & Peters, N. D. 1997 Coping strategies of people living in multigenerational households: Effects on well-being. *Psychology and Aging*, **12**, 115-124.

Pruchno, R. A., Peters, N. D., & Burant, C. J. 1995 Mental health of coresident family caregivers: Examination of a two-factor model. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **50**, P247-P256.

Pruchno, R. A., & Potashnik, S. L. 1989 Caregiving spouses: Physical and mental health in perspective. *Journal of the American Geriatrics Society*, **37**, 697-705.

Pruchno, R. A., & Resch, N. L. 1989a Aberrant behaviors and Alzheimer's disease: Mental health effects of spouse caregivers. *Journal of Gerontology*, **44**, 177-182.

Pruchno, R. A., & Resch, N. L. 1989b Mental health of caregiving spouses: Coping as mediator,moderator, or main effect?. *Psychology and Aging*, **4**, 454-463.

Quayhagen, M. P., & Quayhagen, M. 1988 Alzheimer's stress: Coping with caregiving role. *The Gerontologist*, **28**, 391-396.

Rabins, P. V., Mace, N. L., & Lucas, M. J. 1982 The impact of dementia on the family. *Journal of the American Medical Association*, **248**, 333-335.

Radloff, L. S. 1977 The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, **1**, 385-401.

Reis, M., & Nahmiash, D. 1995 Validation of the Caregiver Abuse Screen（CASE）. *Canadian Journal of Aging*, **14（supply 2）**, 45-60.

Revicki, D.A., Leidy, N.K., & Howland, L. 1996 Evaluationg the psychometric characteristics of the Psychological General Well-Being Index with a new response scale. *Quality of Life Research*, **5**, 419-425.

Rose-Rogo, S.K., Strauss, M.E., & Smith, K.A. 1998 Differences in the perceived well-being of wives and husbands caring for persons with Alzheimer s disease. *The Gerontologist*, **38**, 224-230.

Rothman, M. L., Hedrick, S. C., Bulcroft, K. A., Erdly, W. W., & Nickinovich, D. G. 1993 Effects of VA adult day health care on health outcomes and satisfaction with care. *Medical Care*, **31**, SS38-SS49.

Ruggeri, M., Dall'Agnola, R., Agostini, C., & Bisoffi, G. 1994 Acceptability, sensitivity and content validity of WECS and VSSS in measuring expectations and satisfaction in psychiatric patients and their relatives. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, **29**, 265-276.

Ryden, M.B. 1988 Aggressive behavior in persons with dementia who live in the community. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, **2**, 342-355.

坂口幸弘 2000 配偶者との死別における二次的ストレッサーと心身の健康との関連. 健康心理学研究, **14（2）**, 1-10.

坂口幸弘・柏木哲夫・恒藤暁 1999 家族の死に関連して生じるストレッサー:「二次的ストレッサー」に関する探索的検討. 家族心理学研究, **13**, 77-86.

坂田周一 1989 痴呆性老人の家族介護者の介護継続意思. 社会老年学, **29**, 37-43.

Schulz, R., & Williamson, G.M.. 1991 A 2-year longitudinal study of depression among Alzheimer s caregivers. *Psychology and Aging,* **6**, 569-578.

Schulz, R., O Brien, A.T., Bookwala, J., & Fleissner, K. 1995 Psychiatric and physical morbidt effects of dementia caregiving: Prevalence, correlates, and causes. *The Gerontologist,* **35**, 771-791..

Schultz, C.L., Smyrnios,K.X., Schultz,N.C., & Grbich, C.F. 1994 Longitudinal outcomes of psychoeducational support for family caregivers of elderly dependent persons. *Austaralian Psychologist*, **28**, 21-24.

Sengstock, M.C., & Hwalek, M. 1987 A review and analysis of measures for the identification of elder abuse. *Journal of Gerontological Social Work,* **10**（**3/4**）, 21-36.

Shaw, W.S., Patterson, T. L., Semple, S.J., Grant, I., Yu, E.S.H., Zhang, M.y., He, Y., & Wu, W.y. 1997 A cross-cultural validation of coping strategies and their association with caregiving distress. *The Gerontologist,* **37**, 490-504.

Shields, C.G. 1992 Family interaction and caregivers of Alzheimer s disease patients: Correlates of depression. *Family Process*, **31**, 19-33.

島　悟・鹿野達男・北村俊則・浅井昌弘 1985 新しい抑うつ性自己評価尺度について. 精神医学, **27**, 717-723.

Skaff, M. M., Pearlin, L. I., & Mullan, J. T. 1996 Transitions in the caregiving career: Effects on sense of mastery. *Psychology and Aging*, **11**, 247-257.

Sorensen, S., Pinquart, M., & Duberstein, P. 2002 How effective are interventions with caregivers ? An updated Meta-Analysis. *The Gerontologist*, **42**, 356-372.

Stein, N., Folkman, S., Trabasso, T., & Richards, T.A. 1997 Appraisal and goal processes as predictoes of psychological well-being in bereaved caregivers. *Journal of Personality and Social Psychology*, **72**, 872-884.

Steinmetz, S. K. 1988 *Duty bound: Elder abuse and family care.* Newbury Park, CA: Sage Publications.

Strain, L. A., Chappell, N. L., & Blanford, A. A. 1988 Changes in life satisfaction among participants of adult day care and their informal caregivers. *Journal of Gerontological Social Work*, **11(3/4)**, 115-129.

Straus, M.A. 1979 Measuring intrafamily conflict and violence: The conflict tactics （CT）scale. *Journal of Marriage & Family*, **41**, 75-88.

Stull, D. E. 1996 The multidimensional caregiver strain index（MCSI）: Its measurement and structure. *Journal of Clinical Geropsychology,* **2**, 175 - 196.

杉原陽子・杉澤秀博・中谷陽明・柴田博 1998 在宅要介護老人の主介護者のストレスに対する介護期間の影響. 日本公衆衛生雑誌, **45**, 320-335.

杉澤秀博・岸野洋久・杉原陽子・柴田博 1999 全国高齢者に対する縦断調査における項目欠測の出現: 初回調査と追跡調査の比較. 日本公衆衛生雑誌, **46**, 1048-1059.

杉澤秀博・横山博子・高橋正人 1992 特別養護老人ホーム入所者の家族のメンタルヘルスに関する研究. 社会老年学, **35**, 10-18.

高崎絹子・佐々木明子・谷口良美・水野敏子・千葉由美・矢野章子・渡辺アサ子・他会員一同 1995 老人の虐待と支援に関する研究（1）- 埼玉県市町村保健婦に対する実態調査から -. 保健婦雑誌,

51 966-977

田中荘司 1995 老人虐待の調査実態からみえてきたもの. 保健婦雑誌, **51**, 517-523.

Taylor, R., Ford, G., & Dunbar, M. 1995 The effects of caring on health: A community-based longitudinal study. *Social Science and Medicine*, **40**, 1407-1415.

Tennstedt, S., Cafferata, G. L., & Sullivan, L.1992 Depression among caregivers of impaired elders. *Journal of Aging and Health*, **4**, 58-76.

Teri, L. 1997 Behavior and caregiver burden: Behavioral problems in patients with Alzheimer disease and its association with caregiver distress. *Alzheimer Disease and Associated Disorders*, **11** (**supply 4**) , S35-S38.

寺崎正治・岸本陽一・古賀愛人 1992 多面的感情状態尺度の作成. 心理学研究, **62**, 350-356.

Teri, L., & Truax, P. 1994 Assessment of depression in dementia patients: Association of caregivers mood with depression ratings. *The Gerontologist,* **34**, 231-234.

Teri, L. & Wagner, A. 1992 Alzheimer s disease and depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **3**, 379-391.

手島睦久・岡本多喜子・岡村清子・浅海奈津実・佐藤路子 1991 在宅脳血管障害患者の介護者の抑うつ状態とその規定要因. 社会老年学, **33**, 26-37.

Toseland, R.W., & Smith, G.C. 1990 Effectiveness of individual counseling by professional and peer helpers for family caregivers of the elderly. *Psychology and Aging*, **5**, 256-263.

豊田秀樹 1992 SASによる共分散構造分析 東京大学出版会

筒井孝子・中嶋和夫 2000 「要介護認定」における認定アセスメント項目の妥当性に関する研究: 要援護高齢者問題行動指標の交差妥当化. 厚生の指標, **47** (**4**) , 3-7.

上田照子 2000 在宅要介護高齢者の家族介護者による不適切処遇の実態とその背景. 日本公衆衛生雑誌, **47**, 264-274.

上田照子・橋本美知子・高橋祐夫・後藤博文・来島安子・大塩まゆみ・水無瀬文子・青木信雄・中園直樹 1994 在宅要介護老人を介護する高齢者の負担に関する研究. 日本公衆衛生誌, **41**, 499-506.

上田照子・水無瀬文子・大塩まゆみ・橋本美知子・高坂祐夫・福間和美・大西早百合・青木信雄 1998 在宅要介護高齢者の虐待に関する調査研究. 日本公衆衛生雑誌, **445**, 437-448..

Vaux, A. 1988 *Social support:Ttheory, research, and intervention.* New York: Prager.

Veit, C.T., & Ware, J.E. 1983 The structure of psychological distress and well-being in general populations. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **51**, 730-742.

Victoroff, J., Nielson, K., & Mungas, D. 1997 Caregiver and clinician assessment of behavioral disturbance: The California Dementia Behavior Questionnaire. *International Psychogeriatrics*, **9**, 155-174

Vitalino, P. P., Scanlan, J.M., Siegler, I.C., McCormick, W.C., & Knopp, R.H. 1998 Coronary heart disease moderates the relationship of chronic stress with the metaboloc syndrome. *Health Psychology*, **17**, 520-529.

Vitaliano, P. P., Young, H. M., & Russo, J. 1991 Burden: A review of measures used among caregivers of individuals with dementia. *The Gerontologist*, **31**, 67-75.

和気純子 1993 在宅障害老人の家族介護者の対処（コーピング）に関する研究. 社会老年学, **37**, 16-26.

和気純子・中野いく子・冷水豊 1998 在宅要介護高齢者の家族（在宅）介護の質の評価－家族（在宅）介護評価スケールの開発とその適用－. 社会保障研究, **33**, 392-402.

和気純子・矢富直美・中谷陽明・冷水豊 1994 在宅障害老人の家族介護者の対処（コーピング）に関する研究（2）. 社会老年学, **38**, 23-34.

Washio & Arai 1999 Depression among caregivers of the disabled elderly in southern Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, **53**, 407-412.

Watson, D., Clark, L.A., & Tellegen, A. 1988 Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, **54**, 1063-1070.

Wolf, R.S. 1988 Elder abuse: Ten years later. *Journal of the American Geriatric Society*, **36**, 758-762.

Wolf, R.S. 1997 Elder abuse and neglect: Causes and consequences. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, **30**, 153-174.

Wood, V., Wylie, M.L., & Sheafer , B. 1969 An analysis of a short self-report measure of life satisfaction: Correlation with a rater judgement. *Journal of Gerontology*, **24**, 47-58.

Yates, M. E., Tennstedt, S., & Chang, BH. 1999 Contributors to mediators of psychological well-being for informal caregivers. *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **54B**, 12-22.

矢富直美・Jersey Liang・Neal Krause・Hiroko Akiyama 1993 CES-Dによる日本老人のうつ症状の測定. 社会老年学, **37**, 37-47.

Youn, G., Knight, B.G., Jeong, H.S., & Benton, D. 1999 Differences in familism values and caregiving outcomes among Korean, Korean American, and White American dementia caregivers. *Psychology and Aging*, **14**, 355-364.

Zank, S., & Shacke, C. 2002 Evaluation of geriatric day care units: Effects on patients and caregivers., *Journal of Gerontology: Psychological Sciences*, **57B**, P348-57.

Zarit, S. H. 1989 Do we another "Stress and Caregiving" study? *The Gerontologist*, **29**, 147.

Zarit, S.H., Gaugler, J.E., & Jarrott, S.E. 1999 Useful services for families: Reserch findings and directions. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, **14**, 165-181.

Zarit, S. H., Reeves, K. E., & Bach-Peterson, J. 1980 Relatives of the impaired elderly: Correlates of feelings of burden. *The Gerontologist*, **20**, 649-655.

Zarit, S. H, Stephens, M. A. P., Townsend, A., & Greene, R. 1998 Stress reduction for family caregivers: Effects of adult day care use. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, **53B**, S267-277.

Zarit, S. H., Todd, P. A., & Zarit, J. M. 1986 Subjective burden of husbands and wives as caregivers: A longitudinal study. *The Gerontologist,* **26**, 260-266.

Zarit, S.H., & Whitlatch, C.J. 1992 Institutional placement: Phases of the transition. *The Gerontologist,* **32**, 665-672.

全国社会福祉協議会 1996 高齢者在宅福祉サービス事業評価基準. 全国社会福祉協議会

あとがき

介護ストレスを研究し，かつそれをテーマとした博士論文を提出するなど，10年前の私からは想像もつかないことでした．私は，大学を出て中学か高校の社会科の教師になることを夢見ており，実家の九州に戻って慎ましく生活しようとの計画を立てていたのです．しかし，そこに祖母の痴呆とその介護という問題が起こりました．母は毎日介護に拘束され，悩み，苦しんでいたと思います．離れた場所に住む私や，父はその介護のことを「当たり前」のことのように考え，十分なケアを行っていませんでした．母は，その後介護ストレスに苦しんだ後，脳腫瘍になり，死を迎えました．私は，大学を休んで介護を行い，その母と祖母に接しているうちに，「家族の視点から医療や福祉の問題をみつめること」，「医学の発展のみではなく，患者や家族のためになる研究」を行ってみたいと考えるようになりました．この研究にも，そのような私の気持ちが随所に反映されていると思います．今後，この研究がそのような悩みや苦しみを抱えている方々のお役に立てれば，これ以上の喜びはありません．

本研究の調査は大分県と大阪府で行っています．多くの施設関係者の方，そしてアンケートにお答えいただいた介護者の方のご協力がなければ，本研究は存在し得なかったと思います．皆様に感謝申し上げるとともに，健康でお過ごしになられることを心からお祈り申し上げます．

本研究を執筆するにあたり，様々な先生方に指導をいただきました．大阪大学大学院人間科学研究科教授柏木哲夫先生からは，研究を行う機会を与えていただくと同時に，様々な有形無形のサポートをいただきました．同じく，大阪大学大学院人間科学研究科助教授恒藤暁先生からは，研究に関する具体的な示唆をいただきました．また，大阪大学大学院人間科学研究科助手平井啓先生からは，研究の進め方や統計解析のことなど，多くのご指導をいただきました．先生方に心から感謝を申し上げます．

大阪大学大学院人間科学研究科臨床死生学研究室の先輩である坂口幸弘さんのアドバイス，そして，大橋明さんの励ましがなければ，この研究が完成することはありませんでした．冬の日本海を見ながらお二人に指導していただいたことは，きっと忘れることはないと思います．また，同じ臨床死生学研究室の大学院生の皆さんにも，様々な形で支援していただきました．共同で調査を行い，ご迷惑をおかけした村田静枝さんを始め，臨床老年行動学研究室学部生の皆様にも厚くお礼申し上げます．

最後になりましたが，今も見守ってくれている父，そして亡くなった母と祖母にも想いが伝わるように，心からお礼を言いたいと思います．ありがとうございました．

平成14年12月24日　吹田キャンパスにて

大阪大学大学院人間科学研究科

安部幸志