

III. 研究成果の刊行に 関する一覧表

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻数	ページ	出版年
西田裕紀子、丹下智香子、富田真紀子、安藤富士子、下方浩史	高齢者における知能と抑うつの相互関係：交差遅延効果モデルによる検討	発達心理学研究	25(1)	76-86	2014
下方浩史	虚弱の危険因子	Medical Rehabilitation	170	121-125	2014
Otsuka R, Tange C, Nishita Y, Kato Y, Imai T, Ando F, Shimokata H	Serum docosahexaenoic and eicosapentaenoic acid and risk of cognitive decline over 10 years among elderly Japanese	Eur J Clin Nutr	68	503-509	2014
安藤富士子、西田裕紀子、下方浩史	喫煙が知能・認知機能に及ぼす影響と抗酸化食品の可能性	Geriatric Medicine	52(7)	793-796	2014
杉浦彩子、内田育恵、中島務、下方浩史	難聴と認知症	Geriatric Medicine	52(7)	781-784	2014
Makizako H, Shimada H, Doi T, Park H, Tsutsumimoto K, Uemura K, Lee S, Yoshida D, Anan Y, Ito T, Suzuki T.	Moderate-Intensity Physical Activity, Cognition and APOE Genotype in Older Adults with Mild Cognitive Impairment.	Annals of Gerontology and Geriatric Research	1(1)	1002	2014
Shimada H, Park H, Makizako H, Doi T, Lee S, Suzuki T.	Depressive symptoms and cognitive performance in older adults.	Journal of Psychiatric Research	57	149-156	2014
Uemura K, Shimada H, Makizako H, Doi T, Tsutsumimoto K, Yoshida D, Anan Y, Ito T, Lee S, Park H, Suzuki T.	Effects of mild and global cognitive impairment on the prevalence of fear of falling in community-dwelling older adults.	Maturitas	78(1)	62-66	2014
Shimada H, Makizako H, Doi T, Yoshida D, Tsutsumimoto K, Anan Y, Uemura K, Lee S, Park H, Suzuki T.	A large, cross-sectional observational study of serum BDNF, cognitive function, and mild cognitive impairment in the elderly.	Frontiers in Aging Neuroscience	6(69)	1-9	2014

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻数	ページ	出版年
Doi T, Shimada H, Makizako H, Tsutsumimoto K, Uemura K, Anan Y, Suzuki T.	Cognitive function and gait speed under normal and dual-task walking among older adults with mild cognitive impairment	BMC Neurology	14(1)	67	2014
Doi T, Makizako H, Shimada H, Tsutsumimoto K, Hotta R, Nakakubo S, Park H, Suzuki T	Objectively measured physical activity, brain atrophy, and white matter lesions in older adults with mild cognitive impairment.	Exp Gerontol	62	1-6	2015
Doi T, Shimada H, Makizako H, Tsutsumimoto K, Hotta R, Nakakubo S, Suzuki T.	Association of insulin-like growth factor-1 with mild cognitive impairment and slow gait speed.	Neurobiol Aging	36	942-947	2015
入谷 敦、森本茂人	臨床各科 差分解説 加齢医学 認知症診療高齢者の急増	日本医事新報	No.4698	60	2014
入谷 敦、森本茂人	特集/高齢者のDECONDITIONINGに対する早期リハビリテーション介入 ---急性期・回復期から生活期までの予防・対策と効果--- 老化とdeconditioning, 認知症に対する対策	Monthly Book MEDICAL REHABILITATION (MB Med)	No.174	17-25	2014
入谷 敦、小泉由美、濱崎優子、奥野太寿生、森田卓朗、森本茂人	高齢者の過降圧は要介護認定・死亡への危険因子	血圧	22	72-73	2015
Iwasa H, Kai I, Yoshida Y, Suzuki T, Kim H, Yoshida H	Information processing speed and 8-year mortality among community-dwelling elderly Japanese	J Epidemiol	24(1)	52-59	2014
Kojima N, Kim H, Saito K, Yoshida H, Yoshida Y, Hirano H, Obuchi S, Shimada H, Suzuki T	Association of knee-extension strength with instrumental activities of daily living in community-dwelling older adults	Geriatr Gerontol Int	14(3)	674-80	2014
大塚礼、加藤友紀、西田裕紀子、丹下智香子、今井具子、安藤富士子、下方浩史	地域在住高齢者における短鎖および中鎖脂肪酸摂取が8年間の認知機能得点低下に及ぼす影響	日本栄養・食糧学会誌			印刷中
下方浩史、安藤富士子、大塚礼	国立長寿医療研究センター・老化に関する長期縦断研究(NILS-LSA)	医学のあゆみ			印刷中

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の 編集者名	書籍名	出版社名	出版地	出版 年	ページ
下方浩史	地域在住高齢者における要介護化の危険因子	長寿科学健康財団	Advances in Aging and Health Research 2014長寿科学研究業績集	長寿科学健康財団	愛知	2014	125-135
原田敦、松井康素、下方浩史	認知症高齢者と骨粗鬆症との関連は	武藤芳照、鈴木みづえ	認知症高齢者の転倒予防とリスクマネジメント(第2版)	日本医事新報社	東京	2014	62-65
下方浩史	老年症候群	一般財団法人長寿社会開発センター	介護支援専門員基本テキスト(7訂)	中央法規	東京	印刷中	

IV. 研究成果の 刊行物・別刷

高齢者における知能と抑うつの相互関係：交差遅延効果モデルによる検討

西田 裕紀子

(独立行政法人国立長寿医療研究センター NILS-LSA 活用研究室)

富田 真紀子

(独立行政法人国立長寿医療研究センター NILS-LSA 活用研究室)

下方 浩史

(名古屋学芸大学大学院栄養科学研究科)

丹下 智香子

(独立行政法人国立長寿医療研究センター NILS-LSA 活用研究室)

安藤 富士子

(愛知淑徳大学健康医療科学部)

本研究では、地域在住高齢者の知能と抑うつの経時的な相互関係について、交差遅延効果モデルを用いて検討することを目的とした。分析対象者は「国立長寿医療研究センター・老化に関する長期縦断疫学研究 (NILS-LSA)」の第1次調査に参加した、65~79歳の地域在住高齢者725名（平均年齢71.19歳；男性390名、女性335名）であった。第1次調査及び、その後、約2年間隔で4年間にわたって行われた、第2次調査、第3次調査において、知能をウェクスター成人知能検査改訂版の簡易実施法 (WAIS-R-SF)、抑うつをCenter for Epidemiologic Studies Depression (CES-D) 尺度を用いて評価した。知能と抑うつの双方向の因果関係を同時に組み込んだ交差遅延効果モデルを用いた共分散構造分析の結果、知能は2年後の抑うつに負の有意な影響を及ぼすことが示された。一方、抑うつから2年後の知能への影響は認められなかった。以上の結果から、地域在住高齢者における知能の水準は、約2年後の抑うつ状態に影響する可能性が示された。

【キーワード】知能、抑うつ、高齢者、交差遅延効果モデル

問題と目的

知能と抑うつは、ともに高齢者のQOL (Quality of Life) に関わる重要な心理的側面である。高齢期の知能は、日常的な問題を解決したり、生産的な活動を行ったり、他者に助言したりする能力と関連する (Newman & Newman, 2009; Baltes & Lang, 1997)。また、高齢者の知的水準は、自分の心身状態の理解やそのマネジメントとも関連し、健康や寿命にも重大な影響を及ぼすことが指摘されている (Gottfredson & Deary, 2004)。一方、高齢期には、家族や親しい知人との死別、社会活動からの引退などの大きな環境の変化を体験する場合が多く、他の年代と比較して抑うつ状態が出現しやすいことが報告されている (Fiske, Wetherell, & Gatz, 2009)。高齢者の抑うつは、身体的な疾患を悪化させるなど身体的健康にも影響し (Baldwin, Chiu, Katona, & Graham, 2002)、自殺の主要な原因にもなっている。すなわち、高齢者における知能の低下や抑うつの罹患を予防することは、社会的にも学術的にも重要な関心事となっている。

ところで、地域在住の高齢者を対象とした多くの先行研究において、知的能力と抑うつとの横断的な関連が見出されており、高齢期における認知機能の低さと、抑

うつの高さや抑うつ状態の出現とは相互に密接に関わっていることが報告されている (e.g., Baune, Susslow, Arold, & Berger, 2007; Ganguli, Du, Dodge, Ratcliff, & Chang, 2006)。さらに最近では、高齢期における知的能力と抑うつの関連のメカニズムの解明に向けて、経時的な因果関係を検討する縦断的な検討も行われている。特に、高齢者の抑うつがその後の認知機能の低下のリスク因子となるかどうかに着目した縦断研究は多く行われているが、その結果は一貫していない。例えば、Köhler et al. (2010) は、60歳以上の地域在住高齢者を対象とする6年間の追跡調査を行い、ベースラインの抑うつはその後6年間の認知機能の低下を招くことを明らかにしている。Barnes, Alexopoulos, Lopez, Williamson, & Yaffe (2006) も、65歳以上の高齢者を対象とした6年間の追跡調査において、抑うつが6年後の認知機能の障害を引き起こす可能性を指摘している。同様に、Wilson, Mendes, Bennett, Bienias, & Evans (2004)、西田・丹下・富田・安藤・下方 (2012) においても、高齢者の抑うつがその4~8年後の認知機能や知能の低下のリスク因子となる可能性が示されている。しかしながら、Ganguli et al. (2006) は、67歳以上の地域在住高齢者を対象とした縦断調査の結果から、抑うつがその後の認知

機能の低下に及ぼす影響は確認できなかったことを報告し、Vinkers, Gussekloo, Stek, Westendorp, & van der Mast (2004), Dufouil, Fuhrer, Dartigues, & Alperovitch (1996)においても、抑うつと認知機能との横断的な関連は頑健であるものの、抑うつがその後の認知機能低下に及ぼす縦断的な影響は認めていない。さらに着目すべきは、これらの文献では、逆の因果関係、すなわち、認知機能の低さがその後の抑うつ状態に及ぼす影響に関する言及や追加の解析がなされていることである。例えば、Vinkers et al. (2004) は、85 歳の地域在住高齢者を対象とした 4 年間の縦断データを用いて、「抑うつがその後の認知機能に影響を及ぼす」という仮説に加えて、「認知機能がその後の抑うつに影響を及ぼす」という仮説も検討している。その結果、後者のみ、すなわち、ベースラインにおける認知機能の低さがその後 4 年間の抑うつの増大に有意な影響を及ぼすという結果が認められたことを報告し、高齢者が認知機能の低下を自覚することにより、抑うつが生じる可能性を指摘している。また、Dufouil et al. (1996) も、65 歳以上の健常高齢者を対象とした 3 年間の縦断データを用いた解析から、最初に想定した結果と逆の因果関係、すなわち、認知機能の低さは 3 年後の抑うつ出現のリスク因子となるという結論を得ている。

これらの知能と抑うつの因果関係に関する結果の混在に関して、Perrino, Mason, Brown, Spokane, & Szapocznik (2008) は、70 歳以上の地域在住高齢者を対象とした縦断データを用いて、抑うつがその後の認知機能に影響するのか、あるいは認知機能がその後の抑うつに影響するのかを明らかにするために、双方向の因果関係を同時に含む交差遅延効果モデル (Finkel, 1995) を検討し、認知機能からその後の抑うつへの有意な影響のみを認めている。また、Bielak, Gerstorf, Kiely, Anstey, & Luszcz (2011) も、認知機能と抑うつの経時的な関連は、抑うつからその後の認知機能へ、あるいは認知機能からその後の抑うつへという、単一の方向でモデルを設定できる単純なものではないと指摘し、認知機能と抑うつの経時的な変化を同時に組み込んだ Dual Change Score Model (McArdle & Hamagami, 2001) を用いた検討を行い、抑うつからその後の認知機能低下へのより強い影響を見出している。このような知的な能力と抑うつの経時的な相互関係を明らかにするための試みは、高齢者の QOL を脅かす重要な心理的侧面である知的な能力の低下と抑うつ状態が、どのように相互に関わり合いながら進行していくかを理解する一助として有意義であり (Bielak et al., 2011)，抑うつから知能低下への單一方向の影響のみを検討した西田ほか (2012) でも、今後の課題として、知能と抑うつが双方向に影響を及ぼし合う可能性をモデルに取り込んで相互関係を分析する必要性が

強調されている。しかしながら、上述の文献以外には先行の知見がほとんどなく、本邦でも研究が蓄積されていない。

そこで本研究では、地域在住の高齢者を対象とした縦断データを用いた交差遅延効果モデル (Finkel, 1995) により、知能と抑うつの経時的な相互関係について検討する。交差遅延効果モデルは、縦断データを用いて 2 つの変数が双方向に影響を及ぼし合う可能性をモデルに取り込んだ上で、因果関係を分析する統計的手法であり (Finkel, 1995)，その有用性が指摘されている (岡林, 2006; 高比良・安藤・坂元, 2006)。今回は、抑うつから 2 年後の知能への影響、知能から 2 年後の抑うつの影響の双方向の因果関係をモデルに組み込むことにより、それらの経時的な相互関係について明らかにすることを試みる。なお、高比良ほか (2006) は、2 時点のデータがあれば交差遅延効果モデルを用いることは可能だが、測定時点を追加することにより、変数間の因果関係に関してより精度の高い推定を引き出すことができると指摘している。従って、本研究では、2 年間隔で 3 回行われた 4 年間の縦断調査のデータを用いることにする。

また、先行研究では、知的な能力の評価の仕方が多様であり、その選択の基準について明示されていないことが多い。特に、地域在住高齢者を対象とする場合、知的な能力の測定法を選択する際には、以下の点に留意する必要がある。例えば、Dufouil et al. (1996) では、知的な能力を評価する際に、認知機能障害のスクリーニングテストである Mini Mental State Examination (MMSE: Folstein, Folstein, & McHugh, 1975) を用いている。しかしながら、MMSE のような基本的な認知機能を測定する検査の測定値は天井効果を示す傾向があり、地域在住高齢者の知的な能力の個人差を正確に捉えることは難しいと指摘されている (Tucker-Drob, Johnson, & Jones, 2009)。また、Perrino et al. (2008) は、認知機能を連続変量として捉えるか、あるいは cut-off point によるカテゴリを用いるかによって結果が異なる可能性を指摘し、地域在住者を対象とする研究では、より小さな変化を評価するために連続変量として扱うことが望ましいと述べている。これらの点を考慮して、今回、知的な能力の評価には、「知能とは、目的的に行動し、合理的に思考し、効果的に環境を処理する個人の総体的能力である」と定義 (Wechsler, 1944, p.3) し、その明確な理論的原理に基づき標準化された知能検査である、ウェクスター成人知能検査改訂版 (品川・小林・藤田・前川, 1990) の簡易実施法 (WAIS-R-SF; 小林・藤田・前川・大六, 1993) を用いる。WAIS-R-SF は、健常高齢者を含む成人の無作為抽出サンプルを用いて正規分布を示すように標準化 (品川ほか, 1990) されていることから、知的な能力の個人差を評価しやすく、地域在住の高齢者を

対象とする本研究に適していると考えられる。

方 法

1. 分析対象者

本研究のデータは、「国立長寿医療研究センター・老化に関する長期縦断疫学研究 (National Institute for Longevity Sciences-Longitudinal Study of Aging : NILS-LSA)」の一部である。NILS-LSAは、国立長寿医療研究センター近隣の2自治体の住民台帳から、年齢と性により層化無作為抽出された地域住民を対象とした、老化と老年病に関する学際的な縦断研究である (Shimokata, Ando, & Niino, 2000)。第1次調査 (Wave 1) は1997年11月～2000年4月にかけて、40歳～79歳の中高年者2267名を対象として行われた。その後、第2次調査 (Wave 2: 2000年4月～2002年5月)、第3次調査 (Wave 3: 2002年5月～2004年5月) と、約2年間隔の追跡調査が行われている。なお、調査の実施にあたっては、独立行政法人国立長寿医療研究センター倫理委員会の承認と、全対象者の「調査への参加の文書による同意」を得ている。

本研究では、Wave 1に参加した65歳～79歳の高齢者816名のデータを用いた。ただし、Wave 1で認知症の既往を報告した者(3名)及び、Wave 1の抑うつ、知能検査、教育歴、年収のデータに欠損のある者(各11名、4名、6名、67名)は分析から除くこととした。従って、最終的な分析対象者数は、725名(平均年齢71.19, SD3.88: 男性390名・女性335名)である。分析対象者の基本属性をTable 1に示す。

追跡調査であるWave 2、Wave 3には、それぞれ533名(Wave 1からの平均追跡年数2.05, SD0.11)、418名(Wave 1からの平均追跡年数4.08, SD0.18)が参加した。なお、Wave 2に参加しなかった192名のうち、その理由が死亡による者は14名、Wave 3に参加しなかった307名のうち、その理由が死亡による者は37名であった。また、Wave 2・Wave 3に少なくとも1回参加した者(553名)と、Wave 1のみに参加した者(172名)において、基本属性を比較すると、年齢、性において有意な相違があり、2回以上の参加者はWave 1のみの参加者よりも年齢が若く($t(723)=4.18, p<.001$)、その割合は女性よりも男性が高かった($\chi^2(1)=6.47, p<.05$)。一方、教育歴、年収と、追跡調査への参加状況には、関連が認められなかった($\chi^2(3)=2.34, ns$; $\chi^2(3)=2.53, ns$)。

2. 分析項目

知能(全調査) 個別面接により、ウェクスラー成人知能検査改訂版(品川ほか, 1990)の簡易実施法(WAIS-R-SF; 小林ほか, 1993)を実行した。WAIS-R-SFは、高齢あるいは疾患があるなど、受検者のさまざまな状況から正規に実施することが困難な場合に、少数の検

Table 1 分析対象者(N=725)の基本属性

年齢 (Wave 1) ^a	71.19±3.88
性 ^b	
男性	390(53.79)
女性	335(46.21)
教育歴 ^b	
小学校・新制中学校	353(48.69)
旧制中学校・新制高校	252(34.76)
専修学校・短大・専門学校	77(10.62)
大学・大学院	43(5.93)
年収 (Wave 1) ^b	
~3,500,000	262(36.13)
3,500,000～6,490,000	257(35.45)
6,500,000～9,990,000	115(15.86)
10,000,000～	91(12.55)

注. ^a平均±SD, ^b人数(%)を示す。

査を用いた短時間の施行により、成人の知的水準を総合的に把握できるように標準化された方法である。簡易実施法には、2下位検査法、3下位検査法、4下位検査法があるが、本研究では4下位検査法を用いて、「知識」、「類似」、「絵画完成」、「符号」の検査を実施して各粗点を求めた。得点範囲は「知識」が0～29点、「類似」が0～28点、「絵画完成」が0～21点、「符号」は0～93点である。これらの下位検査は、各々が異なる知的能力を測定しながら、個人の全体的能力を反映する(Wechsler, 1997/2006)ことから、今回の分析では、4下位検査の粗点を観測変数とし、「知能」という潜在変数を構成することを試みる。なお、WAIS-R-SFでは、知能指数(IQ: Intelligence Quotient)の推定が可能である(小林ほか, 1993)。しかしながら、適用年齢の上限が74歳であり分析対象者の年齢を網羅していないこと、縦断データにおけるIQは推定する際に用いる年齢群の移行による影響を受けやすいことなどから、本研究ではIQを用いずに、潜在変数を仮定することとした。面接は、検査の訓練を受けた臨床心理士あるいは心理学専攻の大学院生、大学院修了生が行った。

抑うつ(全調査) 自記式の調査票により、Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D; Radloff, 1977)の日本語版20項目(島・鹿野・北村・浅井, 1985)への回答を求めた。CES-Dは、米国国立精神衛生研究所において、一般の成人を対象とする疫学研究のために開発された抑うつ尺度である。各項目の評定は「ほとんどなかった」から「たいていそうだった」の4

件法で、順に0点から3点として得点化した（逆転項目については、3点から0点とした）。なお、CES-Dは「身体的症状」、「うつ感情」、「ポジティブ感情（の弱さ）」、「対人関係」の4下位尺度（各7項目、7項目、4項目、2項目）から構成される。分析の際には、下位尺度得点として当該項目の合計得点を算出し、それらを観測変数として「抑うつ」という潜在変数を構成することとする。各下位尺度の得点範囲は「身体的症状」が0~21点、「うつ感情」が0~21点、「ポジティブ感情」が0~12点、「対人関係」が0~6点であり、得点が高いほど、その下位領域における抑うつの傾向が強いことを示す。なお、Wave 1におけるCronbachの α 係数は、「身体的症状」が.80、「うつ感情」が.79、「ポジティブ感情」が.64、「対人関係」が.57であった。

基本属性（Wave 1） 自記式の調査票により、年齢（歳）、性（男性=1、女性=2）、教育歴（小学校・新制中学校=1、旧制中学校・新制高校=2、専修学校・短大・専門学校=3、大学・大学院=4）、年収（150万円以下=1~2,000万円以上=11）について、回答を求めた。

結果

分析には統計プログラムパッケージSAS（Ver. 9.1.3）とAMOS（Ver. 19.0）を用い、 $p < .05$ を統計的有意とした。

1. 知能と抑うつの基礎統計量

全ての調査時点における、知能の下位検査得点及び抑うつの下位尺度得点の平均値と標準偏差をTable 2に示す。

知能の下位検査得点、抑うつの下位尺度得点は、Wave 1からWave 3にかけて、比較的安定した数値を示していた。さらに、知能と抑うつの経時変化を確認するために、潜在成長曲線モデルを用いた分析を行った。まず、知能の下位検査得点を観測変数として、「知能（Wave 1）」、「知能（Wave 2）」、「知能（Wave 3）」という潜在変数を構成し、それに対する「切片」と「傾き」の平均値を推定すると、「切片」は13.137（SE.182, $p < .001$ ）、「傾き」は-.078（SE.038, $p < .05$ ）であった（RMSEA=.089, CFI=.938）。次に、抑うつの下位尺度得点により、「抑うつ（Wave 1）」、「抑うつ（Wave 2）」、「抑うつ（Wave 3）」という潜在変数を構成し、同様の分析を行ったところ、「切片」は3.073（SE.112, p

Table 2 知能と抑うつの基礎統計量、平均（SD）

変数	Wave 1	Wave 2	Wave 3
知能			
知識	12.76(5.46) n=725	13.73(5.43) n=532	13.51(5.60) n=416
類似	10.94(5.62) n=725	11.51(5.36) n=532	11.05(5.23) n=416
絵画完成	9.36(3.71) n=725	9.79(3.73) n=532	10.38(3.42) n=415
符号	38.99(10.42) n=725	38.79(9.99) n=530	39.82(10.39) n=414
抑うつ			
身体的症状	3.07(3.18) n=725	2.97(3.17) n=523	2.98(3.28) n=412
うつ感情	1.90(2.66) n=725	1.78(2.54) n=527	1.78(2.38) n=407
ポジティブ感情 ^{a)}	2.73(2.59) n=725	2.87(2.71) n=527	3.01(2.76) n=417
対人関係	0.33(0.74) n=725	0.33(0.81) n=527	0.33(0.79) n=414

注。^{a)}逆転項目の処理を行っているため、ポジティブ感情の「弱さ」を示す値である。
得点範囲は以下のとおりである。

知能：知識 0~29、類似 0~28、絵画完成 0~21、符号 0~93

抑うつ：身体的症状 0~21、うつ感情 0~21、ポジティブ感情 0~21、対人関係 0~6

Table 3 分析変数間の相関係数 (Wave 1)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 年齢											
2. 性	.01										
3. 教育歴	-.03	-.13***									
4. 年収	-.05	-.14***	.11***								
知能											
5. 知識	-.02	-.28***	.49***	.11**							
6. 類似	-.07	-.10*	.48***	.10**	.62***						
7. 絵画完成	-.13***	-.28***	.22***	.09*	.43***	.43***					
8. 符号	-.25***	-.09*	.42***	.12**	.45***	.45***	.38***				
抑うつ											
9. 身体的症状	.09*	.10**	-.03	-.09*	-.09*	-.05	-.15***	-.13***			
10. うつ感情	.04	.07	-.04	-.12**	-.08*	-.04	-.10**	-.13***	.70***		
11. ポジティブ感情 ^{a)}	.01	.06	-.13***	-.06	-.15***	-.12**	-.13***	-.15***	.35***	.35***	
12. 対人関係	.10*	-.03	-.04	-.08*	-.14***	-.11**	-.11***	-.11**	.49***	.51***	.27***

注. ^{a)}逆転項目の処理を行っているため、ポジティブ感情の「弱さ」を示す値である。

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

<.001), 「傾き」は .151 ($SE=.063$, $p < .05$) と推定された ($RMSEA=.093$, $CFI=.912$)。このように、知能では負の傾き、抑うつでは正の傾きが有意であったことから、Wave 1 から Wave 3 にかけて、知能は低下し、抑うつは上昇する傾向が示された。しかしながら、各々の傾きの値は切片と比較して低く、知能と抑うつの 4 年間の変化は、0 ではないが、非常に小さいと推測される。

なお、分析対象者のうち、追跡調査である Wave 2・Wave 3 のいずれかにも少なくとも 1 回参加した者 (553 名) と、Wave 1 のみに参加した者 (172 名) において、Wave 1 の得点を比較すると、2 回以上の参加者は Wave 1 のみの参加者よりも、全ての知能の下位検査得点が高かった (知識 : $t(723)=4.38$, $p < .001$; 類似 : $t(723)=3.91$, $p < .001$; 絵画完成 : $t(723)=6.60$, $p < .001$; 符号 : $t(723)=4.98$, $p < .001$)、全ての抑うつの下位尺度得点が低かった (身体的症状 : $t(723)=3.99$, $p < .001$; うつ感情 : $t(723)=4.00$, $p < .001$; ポジティブ感情 : $t(723)=2.43$, $p < .05$; 対人関係 : $t(723)=4.48$, $p < .001$)。また、CES-D のカットオフポイント (Radloff, 1977; 島ほか, 1985) を用いて、16 点以上を「抑うつ有り」、15 点以下を「抑うつ無し」に分類すると、「抑うつ有り」の対象者の割合は、Wave 1 で 15.59%, Wave 2 で 11.70%, Wave 3 で 14.93% であった。

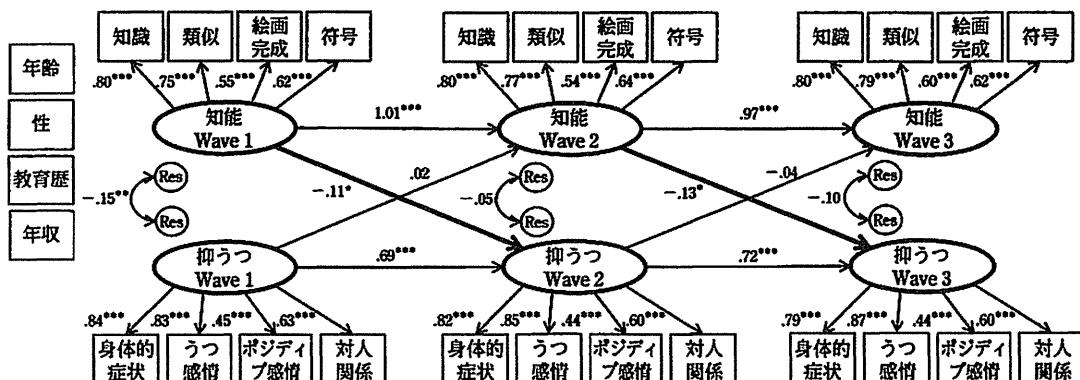
2. 基本属性、知能と抑うつの相関関係

Wave 1 における、基本属性、知能の下位検査、及び

抑うつの下位尺度の単相関行列を Table 3 に示す。年齢は、知能の 2 下位検査と有意な負の相関、抑うつの 2 下位尺度と有意な正の相関を示した。性は、知能の全ての下位検査と有意な負の相関、抑うつの 1 下位尺度と有意な正の相関を示した。教育歴は、知能の全ての下位検査と有意な正の相関、抑うつの 1 下位尺度と有意な負の相関を示した。年収は、知能の全ての下位検査と有意な正の相関、抑うつの 2 下位尺度と有意な負の相関を示した。さらに、知能と抑うつでは、「類似」と「身体的症状」及び「うつ感情」以外の組み合わせにおいて、有意な負の相関が示された。全ての基本属性が知能、抑うつのいずれかの下位検査、下位尺度と有意な相関を示したことから、以下では、これらの基本属性を調整して解析を行うこととした。

3. 知能と抑うつの経時的な相互関係

抑うつがその後の知能に影響するのか、あるいは知能がその後の抑うつに影響するのかを明らかにするために、双方向の因果関係を含む交差遅延効果モデル (Finkele, 1995) を検討した。今回の分析モデルの特徴は以下の通りである (Figure 1 参照)。(1) WAIS-RF の 4 下位検査得点 (知識・類似・絵画完成・符号) を観測変数として「知能」という潜在変数を、CES-D の 4 下位尺度得点 (身体的症状・うつ感情・ポジティブ感情・対人関係) を観測変数として「抑うつ」という潜在変数を構成した。その際、各潜在変数から観測変数への影響を示



注：標準偏回帰係数を示す。観測変数間の誤差相関、調整変数（年齢・性・教育歴・年収）からのパスは省略した。

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

Figure 1 知能と抑うつの交差遅延効果モデル (Full モデル)

す非標準化係数には、3 時点における等値制約を課した。潜在変数間の相関係数を資料に示す。(2)「知能」から 2 年後の「抑うつ」、「抑うつ」から 2 年後の「知能」への双方向の経時的な因果関係を設定した。その際、同一観測変数の各時点間における誤差相関と、各時点の潜在変数間の誤差相関をモデルに組み込んだ。(3) 基本属性（年齢・性・教育歴・年収）から「抑うつ」及び「知能」に対する影響を設定することにより、これらの基本的な属性を調整した。

なお、モデルを構築する際には、Perrino et al. (2008), Fukukawa et al. (2004) を参考にした。また、分析の際は、追跡調査における欠損値を考慮して、完全情報最尤推定法による推定を行った。完全情報最尤推定法は、観測されたデータを全て用いて情報を有効に利用する推定法であり、推定値のバイアスがなく、漸近効率がよい（他の方法よりも真値からの 2 乗誤差が小さい）ことから、多くの欠損値を含む場合に有効な手法である（莊島・清水、2004）。

Figure 1 に、「知能」と「抑うつ」の双方向の因果関係を組み込んだ交差遅延効果モデル (Full モデル) の結果を示す。適合度は、 $CFI=.970$, $RMSEA=.034$ であり、モデルが全体として妥当であることが示された。モデルの特徴を以下に示す。まず、基本属性から「知能」、「抑うつ」に対する影響では、年齢から「知能」の Wave 1 と Wave 3 ($\beta = -.098, p < .01 ; \beta = -.072, p < .001$)、性から「知能」の Wave 1 ($\beta = -.173, p < .001$)、教育歴から「知能」の Wave 1 と Wave 2 ($\beta = .575, p < .001 ; \beta = -.068, p < .05$)、年収から「抑うつ」の Wave 1 ($\beta = -.108, p < .01$) への標準偏回帰係数が有意であった（図中省略）。また、全ての時点において、知能、抑うつとともに、観測変数の因子負荷量は .40

以上の有意な係数を示した。さらに、「知能」の Wave 1 から Wave 2, Wave 2 から Wave 3 への係数は高い値を示しており、各 2 年間で非常に安定していると推測された。なお、「知能」の Wave 1 から Wave 2 へのパスにおける標準偏回帰係数は 1 を超えていた。室橋 (2006) は、単方向のパスは、値の絶対値が 1 を超える場合があると説明している。今回のモデルでは多重共線性が認められなかったことから、1.01 という標準偏回帰係数は、従属変数「知能 (Wave 2)」に対して、独立変数「知能 (Wave 1)」が非常に高い予測精度を持つことにより、生じた結果であると推測される。

「知能」から 2 年後の「抑うつ」、「抑うつ」から 2 年後の「知能」という交差パスに着目すると、「知能 (Wave 1) → 抑うつ (Wave 2)」、「知能 (Wave 2) → 抑うつ (Wave 3)」の係数が有意であり ($\beta = -.11, p < .05 ; \beta = -.13, p < .05$)、「知能」は 2 年後の「抑うつ」に負の影響を及ぼすことが示された。しかしながら、「抑うつ (Wave 1) → 知能 (Wave 2)」、「抑うつ (Wave 2) → 知能 (Wave 3)」の係数はいずれも有意ではなかった ($\beta = .02, ns ; \beta = -.04, ns$)。

4. 「知能→抑うつ」モデル、「抑うつ→知能」モデルの検討

次に、Perrino et al. (2008), 高比良ほか (2006), Fukukawa et al. (2004) を参考に、知能からその後の抑うつへの影響と、抑うつからその後の知能への影響を比較するために、以下の検討を行った。(1)「抑うつ」から 2 年後の「知能」への係数を 0 に制約し、「知能」から 2 年後の「抑うつ」の係数のみを推定する「知能→抑うつ」モデルを検討した。その際、「知能」→「抑うつ」の Wave 1 から Wave 2, Wave 2 から Wave 3 の係数に等値制約を課し、「知能」から 2 年後の「抑うつ」への影響

Table 4 「知能→抑うつ」モデル、「抑うつ→知能」モデルとFullモデルの比較

モデル	CFI	RMSEA	AIC	χ^2	$\Delta\chi^2$ vs Full モデル
「知能→抑うつ」モデル	.970	.034	811.808	$\chi^2(304)=551.808^{***}$	$\chi^2(3)=2.496ns$
「抑うつ→知能」モデル	.969	.034	821.615	$\chi^2(304)=561.615^{***}$	$\chi^2(3)=12.303^{**}$
Full モデル	.970	.034	815.312	$\chi^2(301)=549.312^{***}$	—

注. CFI=comparative fit index; RMSEA=root mean square error of approximation;

AIC=akaike information criterion

「知能→抑うつ」モデルでは、「知能」→「抑うつ」のWave 1からWave 2, Wave 2からWave 3の係数に等値制約を課し、「抑うつ」→「知能」の係数を0に制約した。一方、「抑うつ→知能」モデルでは、「抑うつ」→「知能」のWave 1からWave 2, Wave 2からWave 3の係数に等値制約を課し、「知能」→「抑うつ」の係数を0に制約した。

*** $p<.001$, ** $p<.01$, ns=not significant

が、Wave 1からWave 2, Wave 2からWave 3の時点で同等であると仮定した。(2)「知能」から2年後の「抑うつ」への係数を0に制約し、「抑うつ」から2年後の「知能」の係数のみを推定する「抑うつ→知能」モデルを検討した。その際、「抑うつ」→「知能」のWave 1からWave 2, Wave 2からWave 3の係数に等値制約を課し、「抑うつ」から2年後の「知能」への影響が、Wave 1からWave 2, Wave 2からWave 3の時点で同等であると仮定した。(3)「知能→抑うつ」モデルと「抑うつ→知能」モデルを、Full モデルと比較した。その際、 χ^2 値の差による検定を行った。

「知能→抑うつ」モデル、「抑うつ→知能」モデルの適合度指標、及びFull モデルとの比較を行った結果をTable 4に示す。双方のモデルにおいて、適合度は良好な値を示した。しかしながら、特に「知能→抑うつ」モデルは、「抑うつ→知能」モデル、Full モデルと比較してAICが低かったこと、 χ^2 値の差を用いた検定の結果、より制約の少ないFull モデルと同等の適合が認められたことから、相対的に当てはまりのよい良好なモデルであると判断された。「知能」から2年後の「抑うつ」への係数は有意な値を示した(Wave 1 → Wave 2, Wave 2 → Wave 3ともに、 $\beta=-.12$, $p<.01$)。

一方、「抑うつ→知能」モデルは、AICが最も高く、Full モデルの χ^2 値と比べて有意に高い χ^2 値を示したことから、相対的にモデルの適合が低いことが明らかになった。「抑うつ」から2年後の「知能」への係数は、有意ではなかった(Wave 1 → Wave 2, Wave 2 → Wave 3ともに、 $\beta=-.00$, ns)。

考 察

本研究では、地域在住高齢者の縦断データを用いて、知能と抑うつの経時的な相互関係について検討を行った。その結果、「知能」は2年後の「抑うつ」に負の影響を及ぼすことが示された。しかしながら「抑うつ」か

ら2年後の「知能」への影響は認められなかった。

これまで、多くの先行研究において知的能力と抑うつとの横断的な関連が報告してきた(e.g., Baune et al., 2007; Ganguli et al., 2006)が、因果関係に関する研究の結果は混在していた(e.g., Barnes et al., 2006; Bielak et al., 2011; Dufouil et al., 1996; Ganguli et al., 2006; Köhler et al., 2010; Perrino et al., 2008; Vinkers et al., 2004; Wilson et al., 2004)。本研究は、双方向の経時的な因果関係を同時に組み込んだ交差遅延効果モデルを用いて検討することにより、知能からその後の抑うつに対する有意な影響を見出し、地域在住の高齢者における知能の水準が、約2年後の抑うつを予測する可能性を示した点で有意義であると言える。

これまでにも、知能はサクセスフル・エイジングを支える資源であり(Baltes & Langs, 1997)、高齢期の知能は心理的健康に対して重要な影響をもたらすと指摘してきた(Shifren, Park, Bennett, & Morrell, 1999)。そのメカニズムは、以下の点から説明することができる。例えば、Vinkers et al. (2004)は、高齢者自身の知能低下への気づきそのものが、機能喪失に対する心理的反応としての抑うつを引き起こす可能性があると指摘している。また、高齢者にとって、自分が自立して生活を送ることができるかどうかは、重要な関心事である。従って、知能が低下することにより、生活を統制することに難しさを感じたり、以前のように日常的な問題を解決することができないことを実感したりすることは、抑うつの兆候を発達させ、深刻にする可能性があると推測される(Bierman, Comijs, Jonker, & Beekman, 2007; Perrino et al., 2008)。一方、高齢者の知能の低さが認知的な歪みをもたらす危険性に着目する文献もある。すなわち、高い知能を有することは、ネガティブなライフイベント(疾病や対人関係など)について、ポジティブ・ネガティブの両側面から、多面的に考えることを可能にする(Shifren et al., 1999)。しかしながら、知能が低い場合に

は、ネガティブな次元にのみ焦点づけてしまうことにより、その後、抑うつ状態を引き起こす危険があると報告されている (Shifren et al., 1999; Zwahr, Park, & Shifren, 1999)。さらに、高齢者の知能の低さは、行動の計画を立てて、遂行する能力とも関連することから、余暇の活動や対人関係を制限する可能性があり、それが抑うつに影響する可能性も指摘されている (Fisher, Segal, & Coolidge, 2003)。本研究で確認された結果は、このような知能から抑うつへの影響のメカニズムを反映していると考えられ、今後は、知能からその後の抑うつへの影響の間に、日常生活動作 (ADL: Activity of Daily Living) や認知スタイル、余暇の活動状況等の媒介変数を組み込んだモデルの検討が必要であると考えられる。

一方、今回の交差遅延効果モデルでは、抑うつがその後の知能に及ぼす有意な影響は認められなかった。これまでの高齢者を対象とした縦断研究では、抑うつがその後の知能を低下させるという報告がある (Köhler et al., 2010; Barnes et al., 2006; Wilson et al., 2004)。一方で、抑うつから知能への影響はないとする文献 (Ganguli et al., 2006; Vinkers et al., 2004; Dufouil et al., 1996; Perrino et al., 2008) もあり、それらの結果は混在していた。この状況を考慮すると、双方向の因果関係を考慮した場合には、抑うつが2年後の知能の低さの直接的なりスク因子にならない可能性を示す本研究の結果は意義深いと考えられる。しかしながら、今回の結果に関しては、主に研究デザインの点から以下のようにも推察されることから、解釈には慎重になるべきであろう。まず、今回のモデルでは「知能」の Wave 1 から Wave 2, Wave 2 から Wave 3 への係数がいずれも高値を示し (Figure 1), 潜在成長曲線モデルを用いた検討においても、「知能」の変化を示す傾きの値は小さく、約2年の間隔で評価された4年間の知能の変化は非常に少ないと推測された。この点に関して、中高年者の知能の変化はゆっくりと進行するために、2, 3年間の短い研究期間で捉えることは難しい可能性 (Schaie & Willis, 2002) が指摘されている。本研究では、知能低下の個人差の大きい高齢者 (Schaie, 2005; Wilson et al., 2002) を対象としているが、彼らは地域在住者であり、複数回の施設型の調査に参加することが可能であることからも、比較的健康度の高い集団と言える。従って、そのような高齢者における知能の低下を捉えたり、その個人差に影響する因子を検討するためには、さらに調査の間隔を広げた長期的な追跡が必要となる可能性がある。実際に、抑うつの高さがその後の知能を低下させるという可能性を示唆する報告は、本研究よりも長期的な追跡を行っている研究によるものであった (Köhler et al., 2010; Barnes et al., 2006; Wilson et al., 2004)。交差遅延効果モデルの限界として、タイムラグの適切さを評価できない点が指摘されていること

からも (Piccinin, Muniz, Sparks, & Bontempo, 2011)、本研究で示された、抑うつはその後の知能の低さに影響しないという結果は、2年という比較的短い間隔での因果関係モデルを検討したものであることに、留意が必要である。

また、本研究では、各々の調査の時点における抑うつの状態を連続変量で扱っている。従って、今回の結果は、一時点における抑うつの相対的な高さが、その後の知能の低さには影響しないことを示すものである。しかしながら、一時的な抑うつではなく、慢性的な抑うつこそが知能の低下に関連するという報告がある (Köhler et al., 2010)。また、本研究のベースラインでは、約16%の高齢者が臨床的なカットオフポイントにより「抑うつ有り」に分類されており (結果の1.)、この数値は、先行研究をレビューして、地域在住の高齢者の抑うつの罹患率が約15%であると報告した、Blazer (2003) とほぼ一致していた。このような臨床的に定義される抑うつ罹患が、その後の知能の低下に影響を及ぼす可能性もある (Wilson et al., 2004)。従って、今後は、抑うつの持続性や抑うつ罹患の可能性を組み込んだモデルの解析を行う必要があると考えられる。

現在、日本は5人に1人が65歳以上という超高齢社会を迎えており、2035年には3人に1人が65歳以上の高齢者となる社会が到来すると推計されており (内閣府, 2012)，高齢者が知能を維持しながら、抑うつに罹患することなく生活するための基礎的なデータを蓄積することは、社会的にも学術的にも有用である。その点で、本研究の強みは、先行研究 (ほとんどが抑うつかる知能へ、あるいは知能から抑うつへという、単一方向の検討であった) の結果が一貫していなかった、知能と抑うつの相互関係について、知能と抑うつを繰り返し測定した大規模縦断データを用いて、双方向の因果関係の検討を行ったことであろう。さらに、今回示された、知能が約2年後の抑うつに影響を及ぼす可能性があるという結果からは、以下の重要な示唆を得ることができる。例えば、Bierman et al. (2007) は、認知機能の水準と抑うつの関連を検討し、重度 (poor) や疾患 (Alzheimer's disease) のレベルではなく、平均 (average) から中程度 (moderate) の認知機能低下を示す高齢者の抑うつが最も高くなる傾向があることを示している。すなわち、知的能力は、特に、初期の緩やかな低下において、抑うつに大きな影響を及ぼす傾向があると考えられる。本研究では、認知症既往のない地域在住者を対象としており、今回の解析モデルは、追跡調査にも参加した、より心身状態の健康な高齢者の特徴を反映している。この点を考慮すると、本研究で得られた結果は、知的能力が比較的良好な集団における、相対的な知能の低さや知能の初期の低下が、その後の抑うつを増大する可

能性を示していると言えよう。従って、地域在住の高齢者における、これらの緩やかな知能の低下に対して、その維持・向上を目指すための介入プログラムを実施することは、抑うつ予防にとって有効であると考えられる。また、知能を構成する側面には、情報処理の能力など、加齢によるネガティブな影響を受けやすい能力が含まれる (Kaufman & Lichtenberger, 1999)。高齢者自身がその事実を受け入れ、知能低下への対処法として、補償をともなう選択的最適化 (selective optimization with compensation : SOC ; Baltes, 1997), すなわち、従来よりも狭い領域を探索したり (選択), その狭い領域で適応の機会を増やしたり (最適化), 機能の低下を補う新たな方法や手段を獲得したり (補償) できるような支援を行うことも、高齢者の抑うつの軽減に対して効果的であると考えられる。

本研究の限界としては、以下の点が挙げられる。第一に、今回用いた追跡データには欠損値が多く含まれている。死亡により、追跡調査に参加しなかった高齢者が存在すること、Wave 1のみの参加者よりも、追跡調査にも参加した高齢者において、知能が高く、抑うつが低かったことを考慮すると、今回の結果には脱落効果 (Schaie, 2005) が含まれており、より健康な心身状態の高齢者の特徴が反映されている可能性に留意する必要がある。従って、知能の著しい低下を示す高齢者における知能と抑うつの相互関係については、今後の検討が必要である。第二に、本研究では WAIS-R-SF の 4 下位検査、CESD-D の 4 下位尺度を観測変数とし、「知能」、「抑うつ」という潜在変数に集約したモデルの検討を行った。しかしながら、知能の側面によって、抑うつの相互関係の様相が異なる可能性がある。また、抑うつに関しても、個々の特徴的な症状により、知能との相互関係が異なるかもしれない。従って、今後は、知能、あるいは抑うつの包括的な傾向だけではなく、各々の側面や内容も考慮に入れた検討が必要である。第三に、本研究では、知能の水準が 2 年後の抑うつに影響を及ぼすことが示されたが、今回の交差遅延効果モデルでは、知能、抑うつの相対的順位における関係が明らかになったに過ぎない。すなわち「知能の低下がその後の抑うつを増大させるかどうか」、あるいは「高い知能がその後の抑うつを軽減するのか、低い知能がその後の抑うつを増大させるのか」については、検証することができなかった。今後は、知能と抑うつの個人内変化を指標として組み込んだモデル、例えば、2 変数の差分スコア間の先行-遅行の因果関係を検証する Dual Change Score Model (McArdrle & Hamagami, 2001)などを用いた、より詳細な検討が望まれる。

文 献

- Baldwin, R.C., Chiu, E., Katona, C., & Graham, N. (2002). *Guidelines on depression in older people: Practicing the evidence*. London: Martin Dunitz.
- Baltes, P.B. (1997). On the incomplete architecture of human ontogeny: Selection, optimization, and compensation as foundation of developmental theory. *American Psychologist*, 52, 366–380.
- Baltes, M.M., & Lang, F.R. (1997). Everyday functioning and successful aging: The impact of resources. *Psychology and Aging*, 12, 433–443.
- Barnes, D.E., Alexopoulos, G.S., Lopez, O.L., Williamson, J.D., & Yaffe, K. (2006). Depressive symptoms, vascular disease, and mild cognitive impairment: Findings from the Cardiovascular Health Study. *Archives of General Psychiatry*, 63, 273–280.
- Baune, B.T., Suslow, T., Arolt, V., & Berger, K. (2007). The relationship between psychological dimensions of depressive symptoms and cognitive functioning in the elderly: The MEMO-Study. *Journal of Psychiatric Research*, 41, 247–254.
- Bielak, A.A.M., Gerstorf, D., Kiely, K.M., Anstey, K.J., & Luszcz, M. (2011). Depressive symptoms predict decline in perceptual speed in older adulthood. *Psychology and Aging*, 26, 576–583.
- Bierman, E.J.M., Comijs, H.C., Jonker, C., & Beekman, A.T.F. (2007). Symptoms of anxiety and depression in the course of cognitive decline. *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 24, 213–219.
- Blazer, D.G. (2003). Depression in late life: Review and commentary. *Journals of Gerontology Series A: Medical Sciences*, 58, 249–265.
- Dufouil, C., Fuhrer, R., Dartigues, J.F., & Alperovitch, A. (1996). Longitudinal analysis of the association between depressive symptomatology and cognitive deterioration. *American Journal of Epidemiology*, 144, 634–641.
- Finkel, S.E. (1995). *Causal analysis with panel data*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Fisher, B.M., Segal, D.L., & Coolidge, F.L. (2003). Assessment of coping in cognitively impaired older adults: A preliminary study. *Clinical Gerontologist*, 26, 3–12.
- Fiske, A., Wetherell, J.L., & Gatz, M. (2009). Depression in older adults. *Annual Review of Clinical Psychology*, 5, 363–389.
- Folstein, M.F., Folstein, S.E., & McHugh, P.R. (1975).

- "Mini-mental state": A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychosomatic Research*, 12, 189-198.
- Fukukawa, Y., Nakashima, C., Tsuboi, S., Kozakai, R., Doyo, W., Niino, N., Ando, F., & Shimokata, H. (2004). Age differences in the effect of physical activity on depressive symptoms. *Psychology and Aging*, 19, 351-346.
- Ganguli, M., Du, Y., Dodge, H.H., Ratcliff, G.G., & Chang, C.H. (2006). Depressive symptoms and cognitive decline in late life: A prospective epidemiological study. *Archives of General Psychiatry*, 63, 153-160.
- Gottfredson, L.S., & Deary, I.J. (2004). Intelligence predicts health and longevity, but why? *Current Directions in Psychological Science*, 13, 1-4.
- Kaufman, A.S., & Lichtenberger, E.O. (1999). *Essentials of WAIS-III assessment*. New York: John Wiley & Sons.
- 小林重雄・藤田和弘・前川久男・大六一志. (1993). 日本版 WAIS-R 簡易実施法. 東京: 日本文化科学社.
- Köhler, S., van Boxtel, M.P.J., van Os, J., Thomas, A.J., O'Brien, J.T., Jolles, J., Verhey, F.R.J., & Allardcye, J. (2010). Depressive symptoms and cognitive decline in community-dwelling older adults. *Journal of the American Geriatrics Society*, 58, 873-879.
- McArdle, J.J. & Hamagami, F. (2001). Latent difference score structural models for linear dynamic analyses with incomplete longitudinal data. In L.M. Collins & A.G. Sayer (Eds.), *New methods for the analysis of change. Decade of behavior* (pp.139-175). Washington, DC: American Psychological Association.
- 室橋弘人. (2006). 1 を超える標準解. 豊田秀樹 (編). 共分散構造分析 (疑問編) (pp.144-145). 東京: 朝倉書店.
- 内閣府. (2012). 平成 24 年版高齢社会白書. 東京: 印刷通販.
- Newman, B.M., & Newman, P.R. (2009). Later adulthood (60-75years). In B.M. Newman & P.R. Newman (Eds.), *Development through life: A psychological approach* (10th ed., pp.492-527). Wadsworth, OH: Cengage Learning.
- 西田裕紀子・丹下智香子・富田真紀子・安藤富士子・下方浩史. (2012). 高齢者の抑うつはその後の知能低下を引き起こすか: 8年間の縦断的検討. *老年社会科*, 34, 370-381.
- 岡林秀樹. (2006). 発達研究における問題点と縦断データの解析方法. *ノーソナリティ研究*, 15, 76-86.
- Perrino, T., Mason, C.A., Brown, S.C., Spokane, A., & Szapocznik, J. (2008). Longitudinal relationships between cognitive functioning and depressive symptoms among Hispanic older adults. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 63, 309-317.
- Piccinin, A.M., Muniz, G., Sparks, C., & Bontempo, D.E. (2011). An evaluation of analytical approaches for understanding change in cognition in the context of aging and health. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 66, 36-49.
- 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.
- Schaie, K.W. (2005). *Developmental influences on adult intelligence: The Seattle Longitudinal Study*. New York: Oxford University Press.
- Schaie, K.W., & Willis, S.L. (2002). *Adult development and aging* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Shifren, K., Park, D.C., Bennett, J.M., & Morrell, R.W. (1999). Do cognitive processes predict mental health in individuals with rheumatoid arthritis? *Journal of Behavioral Medicine*, 22, 529-547.
- 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.
- Shimokata, H., Ando, F., & Niino, N. (2000). A new comprehensive study on aging: The National Institute for Longevity Sciences, Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). *Journal of Epidemiology/ Japan Epidemiological Association*, 10, S1-S9.
- 品川不二郎・小林重雄・藤田和弘・前川久男. (1990). WAIS-R 成人知能検査法. 東京: 日本文化科学社.
- 莊島宏二郎・清水武. (2004). 縦断データにおける欠測値に対する対処法: 現在のソフトウェア状況を考慮して. *発達心理学研究*, 15, 101-102.
- 高比良美詠子・安藤玲子・坂元章. (2006). 縦断調査による因果関係の推定: インターネット使用と攻撃性の関係. *ノーソナリティ研究*, 15, 87-102.
- Tucker-Drob, E.M., Johnson, K.E., & Jones, R.N. (2009). The cognitive reserve hypothesis: A longitudinal examination of age-associated declines in reasoning and processing speed. *Developmental Psychology*, 45, 431-446.
- Vinkers, D.J., Gussekloo, J., Stek, M.L., Westendorp, R.G.J., & van der Mast, R.C. (2004). Temporal relation between depression and cognitive impairment in old age: Prospective population based study. *British Medical Journal*, 329, 881-884.
- Wechsler, D. (1944). *The measurement of adult intelligence*

- (3rd ed.). Baltimore, OH: The Williams & Wilkins Company.
- Wechsler, D. (2006). 日本版 WAIS-III 理論マニュアル (日本版 WAIS-III 刊行委員会, 訳編). 東京: 日本文化科学社.
- Wechsler, D. (1997). *Technical manual for the Wechsler Adult Intelligence Scale-Third Edition/Wechsler Memory Scale-Third Edition*. Lyndhurst, NJ: NCS Pearson.)
- Wilson, R.S., Beckett, L.A., Barnes, L.L., Schneider, J.A., Bach, J., Evans, D.A., & Bennett, D.A. (2002). Individual differences in rates of change in cognitive abilities of older persons. *Psychology and Aging*, 17, 179–193.
- Wilson, R.S., Mendes, L.C.F., Bennett, D.A., Bienias, J.L., & Evans, D.A. (2004). Depressive symptoms and cognitive decline in a community population of older persons. *Journal of Neurology, Neurosurgery, and Psychiatry*, 75, 126–129.
- Zwahr, M., Park, D., & Shifren, K. (1999). Judgments about estrogen replacement therapy: The role of age, cognitive abilities, and beliefs. *Psychology and Aging*, 14, 179–191.

付記

本研究は、平成22年度科学研究費補助金基盤研究(S)「中高年者のこころの健康についての学際的大規模総合研究—予防へのストラテジーの展開(課題番号18109007)」、及び平成24年度科学研究費学術研究助成基金助成金(若手研究(B))「中高年期における知能の経時変化とその維持・向上に有効な年代別ストラテジーの構築(課題番号23730640)」により行われた。

NILS-LSAにご参加いただいている愛知県大府市ならびに東浦町の住民の皆様に感謝いたします。

資料 潜在変数「知能」、「抑うつ」間の相関係数

	知能 (Wave 1)	知能 (Wave 2)	知能 (Wave 3)	抑うつ (Wave 1)	抑うつ (Wave 2)	抑うつ (Wave 3)
知能 (Wave 1)	—					
知能 (Wave 2)	.970	—				
知能 (Wave 3)	.964	.992	—			
抑うつ (Wave 1)	-.178	-.156	-.182	—		
抑うつ (Wave 2)	-.210	-.201	-.232	.703	—	
抑うつ (Wave 3)	-.235	-.236	-.249	.522	.739	—

注. Full モデル(結果の3.)の下で計算された潜在変数の相関係数を示す。

Nishita, Yukiko (National Center for Geriatrics and Gerontology), Tange, Chikako (National Center for Geriatrics and Gerontology), Tomida, Makiko (National Center for Geriatrics and Gerontology), Ando, Fujiko (Aichi Shukutoku University) & Shimokata, Hiroshi (Nagoya University of Arts and Sciences). *The Reciprocal Relationship between Intelligence and Depressive Symptoms among Japanese Elderly Adults*. THE JAPANESE JOURNAL OF DEVELOPMENTAL PSYCHOLOGY 2014, Vol.25, No.1, 76–86.

This study examined the reciprocal relationship between intelligence and depressive symptoms over time, in an elderly Japanese sample. Participants (age range=65–79; N=725) were from the first wave of the National Institute for Longevity Sciences Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). They were tested three times and followed for about 4 years. Depressive symptoms were assessed using the Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D) and intelligence was assessed by the Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised Short Forms (WAIS-RSF). Structural equation modeling with a cross-lagged panel design showed that intelligence was related to subsequent depressive symptoms at every time point, such that poorer cognitive functioning was related to higher depressive symptoms. However, depressive symptoms were unrelated to subsequent intelligence. These findings suggest that intellectual ability may predict depressive symptoms in community-dwelling Japanese elderly adults.

[Keywords] Intelligence, Depression, Elderly adults, Cross-lagged panel design

2013.2.1 受稿, 2013.11.6 受理

MEDICAL DETERMINATION

No.170 増大号
2014.5

高齢者のフレイル(虚弱)と リハビリテーション

◆編集

国立長寿医療研究センター部長

近藤 和泉

全日本病院出版会





特集／高齢者のフレイル(虚弱)とりハビリテーション

虚弱の危険因子

下方浩史*

Abstract 地域在住高齢者の虚弱の危険因子を見出し、予防対策に資することを目的に研究を行ってきた。無作為抽出された地域住民3,000人以上の6年間の追跡調査データから虚弱の危険因子について検討した。解析の結果、運動能力を中心に多くの指標が有意な要因として抽出されたが、特に、慢性疾患や抑うつの予防、十分に運動して、歩行能力や体力を保つことが虚弱の予防には重要であることが確認することができた。また、地域在住の全高齢者を対象とした行政データからの解析では、生活機能全般の障害が虚弱の最大のリスクであり、次いで運動機能障害、うつ状態、栄養状態の不良の順でリスクが大きいことが明らかになった。虚弱の要因として老年症候群が重要である。老年症候群は、高齢者に特有の、あるいは高頻度にみられる諸症状であり、老年症候群の多くの症候が重積して虚弱を引き起こす。運動介入や栄養の単独の介入では虚弱の予防は難しい。高齢者に対しての生活全般的サポートによる対応が望まれる。

Key words : 虚弱(frailty), 高齢者(aged person), 危険因子(risk factor), 体力(physical fitness), 老化(aging)

はじめに

日本人の平均寿命は年々長くなり、高齢者、特に後期高齢者の人口が急増している^[1,2]。しかし、高齢になるほど虚弱となり、自立生活ができなくなつて要支援・要介護となる者は増加する。一方で少子化が進み、今後は若い労働力が不足していくことが予想される。要支援・要介護となるような高齢者の虚弱を早期に見出して、その対策を行うことは高齢化が急速に進行する我が国において急務である。本稿では、地域住民のコホート追跡調査の解析からの結果を中心に、高齢者の虚弱の危険因子を明らかにし、その予防法を探る。

国立長寿医療研究センター・老化に関する 長期縦断疫学研究

我々は1997年11月に「国立長寿医療研究セン

ター・老化に関する長期縦断疫学研究(NILS-LSA)」を開始した^{[3]-[5]}。この研究は高齢化社会に対応し、地域住民の加齢変化を、医学・心理学・運動生理学・形態学・栄養学などの広い分野にわたっての調査を、詳細にかつ同一個人に対して長期にわたって実施し、老化や老年病の成因や危険因子を解明することを目的としている。1日の検査人数は7名で、毎日年間を通して詳細な老化に関連する検査を行ってきた。2000年4月に2,267名の基礎集団が完成し、以後は2年ごとに検査を繰り返し実施し、2012年7月に第7次調査を終了した。対象は調査開始時40~79歳の地域住民から無作為に選ばれた男女である。追跡中の脱落者については、同じ人数の新たな補充を行うとともに、集団全体の年齢が高くならないように、40歳の男女を新たに加えて、定常状態として約2,400人の集団の追跡を行ってきた。抽出によって選定された者を説明会に招いて、検査の目的や方法などを十分に説明し、インフォームドコンセントを得たうえで検査を実施した。検査および調査はほ

* Hiroshi SHIMOKATA,〒470-0196 愛知県日進市岩崎町竹ノ山57 名古屋学芸大学大学院栄養科学研究科、教授

とんどすべて施設内に設けた専用の検査センターで行った。朝9時～夕方4時までの間に分刻みでスケジュールを組み、頭部MRI検査や心臓および頸動脈超音波断層検査、骨密度測定、腹部CT検査などの最新の機器を利用した医学検査のみならず、詳細な生活調査、栄養調査、運動機能調査、心理検査など広汎で学際的な、しかも精度の高い調査・検査を実施した。

要支援・要介護化の危険因子について、NILS-LSA の第4次調査から第7次調査までの6年間に調査に参加した40歳以上の地域在住中高年者3,126人(男性1,567人、女性1,559人)を対象とした。平均年齢は、男性 58.4 ± 13.2 歳、女性 58.9 ± 13.5 歳である。

今回の検討に用いた測定項目は、以下の通りである。

(1) 背景要因：喫煙習慣(調査時点での喫煙の有無)、高血圧症、心疾患、脂質異常症、糖尿病、脳卒中既往歴、自覚的健康度(「とても良い」、「良い」、「普通」、「悪い」、「とても悪い」の5段階)、血圧、抑うつ(center for epidemiologic studies depression scale : CES-Dで16点以上を抑うつありとした⁶⁾)、認知機能(mini mental state examination : MMSEで23点以下を認知機能障害ありとした⁷⁾)。

(2) 体格：BMI、大腿中部周囲長、下腿周囲長、上腕周囲長、体脂肪率(DXA法)

(3) 身体活動：余暇身体活動量、総身体活動量、1日歩数

(4) 体力：握力、開眼片脚立ち、閉眼片脚立ち、全身反応時間、脚伸展パワー、上体起こし、膝伸展筋力、普通歩速度、速歩速度

(5) 栄養摂取量：総エネルギー摂取量、蛋白質、ビタミンD、イソロイシン、ロイシン、バリン、アルギニン(写真撮影を併用した3日間の秤量食事記録法により栄養素の摂取量を算出した)、血清アルブミン

(6) 身体機能：SF36のphysical performance項目⁸⁾。具体的な項目は、以下の通りである。軽度：

体を前に曲げる、100m以上歩く、中等度：適度の運動、階段を1階上まで登る、数100m以上歩く、高度：階段を数階上まで登る、激しい運動、少し重い物を運ぶ、1km以上歩く。これらの項目による得点が75点以下は要支援・要介護となる程度のADLの障害があると判定される。Physical performanceが75点以下となる6年間のリスクを各種要因について、一般推定方程式(GEE)で性別・年齢を調整して推定し、オッズ比を計算した(表1)。

喫煙はADLの低下とは有意な関連はみられなかった。高血圧症、心疾患、脂質異常症、糖尿病、脳卒中の有無は疾患有する群でADLが低下するリスクは高かった。自覚的健康度は、「良い」群に比べ「悪い」、「普通」の群はADL低下のリスクが有意に高かった。オッズ比は3.2と高い値であった。血圧は有意な結果とならなかった。抑うつはある群に比べてない群で有意にADL低下のリスクが低くなっていた。認知機能は認知機能低下がない群でADL低下のリスクが下がっていた。

余暇活動量、総活動量、1日の歩数の身体活動指標は、いずれも高いほどADL低下のリスクを下げていた。体力の指標では、握力、開眼片脚立ち、閉眼片脚立ち、全身反応時間、脚伸展パワー、上体起こし、膝伸展筋力、普通歩速度、速歩速度と体力指標すべてで成績が悪いとADL低下のリスクとなっていた。

BMIは高くなるほどADL低下のリスクを上げていた。DXAで測定した体脂肪率は高いほどADL低下のリスクが高かった。肥満はADLの低下の要因になっていたが、大腿中部周囲長、下腿周囲長、上腕周囲長はADL低下との関連が認められなかった。エネルギー摂取量、蛋白質摂取量、ビタミンD摂取量、イソロイシン摂取量、ロイシン摂取量、バリン摂取量、アルギニン摂取量、血清アルブミンの栄養の指標はすべてADL低下の関連しており、数値が低いとADL低下のリスクとなっていた。

表 1. 生活習慣、背景要因などと ADL の低下との関連

項目		オッズ比	95%信頼区間	p 値
喫煙	吸う vs 吸わない	1.070	0.796-1.437	NS
高血圧症	あり vs なし	1.564	1.324-1.846	<0.0001
心疾患	あり vs なし	1.768	1.329-2.352	<0.0001
脂質異常症	あり vs なし	1.266	1.055-1.521	0.0014
糖尿病	あり vs なし	1.739	1.321-2.291	<0.0001
脳卒中	あり vs なし	2.428	1.702-3.463	<0.0001
自覚的健康度	普通・悪い vs 良い	3.198	2.659-3.846	<0.0001
収縮期血圧	10 mmHg ごと	1.031	0.990-1.074	NS
拡張期血圧	10 mmHg ごと	1.008	0.939-1.081	NS
抑うつ	CES-D 15 以下 vs 16 以上	0.468	0.391-0.560	<0.0001
認知機能	MMSE 24 以上 vs 23 以下	0.702	0.530-0.930	0.0136
BMI	1 kg/m ² ごと	1.080	1.045-1.116	<0.0001
大腿中部周囲長	1 cm ごと	0.999	0.995-1.002	NS
下腿周囲長	1 cm ごと	0.993	0.980-1.005	NS
上腕周囲長	1 cm ごと	1.004	0.985-1.023	NS
体脂肪率(DXA)	10% ごと	1.782	1.470-2.160	<0.0001
余暇身体活動量	100,000METS · min/y ごと	0.518	0.408-0.658	<0.0001
総身体活動量	100,000METS · min/y ごと	0.569	0.467-0.693	<0.0001
歩数	1,000 歩ごと	0.812	0.783-0.843	<0.0001
握力	10 kg ごと	0.377	0.307-0.462	<0.0001
閉眼片脚立ち	10 秒ごと	0.942	0.923-0.962	<0.0001
閉眼片脚立ち	10 秒ごと	0.815	0.721-0.923	0.0012
全身反応時間	0.1 秒ごと	1.371	1.256-1.496	<0.0001
脚伸展パワー	10 W ごと	0.947	0.937-0.957	<0.0001
上体起こし	1 回／分ごと	0.926	0.904-0.948	<0.0001
膝伸展筋力	10 kg ごと	0.522	0.455-0.599	<0.0001
普通歩速度	1 m/分ごと	0.019	0.011-0.031	<0.0001
速歩速度	1 m/分ごと	0.944	0.937-0.951	<0.0001
総エネルギー摂取量	100 kcal/日ごと	0.940	0.918-0.963	<0.0001
蛋白質摂取量	10 g/日ごと	0.870	0.824-0.919	<0.0001
ビタミン D 摂取量	5 µg/日ごと	0.943	0.891-0.997	0.0379
イソロイシン摂取量	1 g/日ごと	0.763	0.678-0.858	<0.0001
ロイシン摂取量	1 g/日ごと	0.854	0.797-0.915	<0.0001
バリン摂取量	1 g/日ごと	0.790	0.714-0.873	<0.0001
アルギニン摂取量	1 g/日ごと	0.827	0.756-0.904	<0.0001
血清アルブミン	1 g/dl ごと	0.725	0.604-0.869	0.0005

SF36 physical performance が 75 点以下となる 6 年間のリスクを各種要因について、一般推定方程式 (GEE) で性別・年齢を調整し全対象者で推定し、オッズ比を計算した。

NS : not significant

ADL 低下や虚弱の予防には多くのアプローチがあるが、NILS-LSA の解析から慢性疾患や抑うつの予防、十分に運動して、歩行能力や、体力を保つことが重要であることが確認することができた。

東浦町介護予防研究

愛知県東浦町の 2009 年 4 月 1 日現在の 65 歳以上全住民を対象として、3 年半後の 2012 年 10 月 1 日現在の要支援・要介護情報から、基本チェック

リストの各項目や生活機能評価が、その後に要支援・要介護となるかを予測できるかという検討を行った。基本チェックリストは厚生労働省地域支援事業実施要綱に基づくもので、65 歳以上の高齢者を対象に要介護の原因となりやすい生活機能低下の危険性がないかどうかという視点で、運動、口腔、栄養、物忘れ、うつ症状、閉じこもり等の全 25 項目について、「はい」「いいえ」で記入する質問表である⁹。2009 年度には、東浦町では基本チェックリストを、65 歳以上の人口 9,374 人のう