

研究論文・30

成人中・後期における日常苛立ち事と 主観的幸福感

—LSI-K・CES-Dとの関連—

丹下智香子 西田裕紀子 森山 雅子 富田真紀子
安藤富士子 下方 浩史

日本未病システム学会

研究論文・30

成人中・後期における日常苛立ち事と 主観的幸福感

—LSI-K・CES-Dとの関連—

丹下智香子¹⁾ 西田裕紀子¹⁾ 森山 雅子^{1,2)} 富田真紀子^{1,2)}
安藤富士子^{1,3)} 下方 浩史¹⁾

1 目的

平成22年度版高齢社会白書¹⁾によると、2009年にわが国の65歳以上の高齢者が総人口に占める割合(高齢化率)は22.7%で、男女別では男性の5人に1人(20.0%)、女性の4人に1人(25.4%)が高齢者という時代となった。高齢化率は今後も増え続けると推計されており、高齢者の「サクセスフル・エイジング」をサポートすることは社会の重要な課題であると考えられる。

本研究では、サクセスフル・エイジングの心理的な指標である「主観的幸福感」に対して、日々の生活の中で経験される、通常の、慢性的なストレス源となる「日常苛立ち事」が与える影響を探るため、男女別に、成人中・後期における日常苛立ち事体験の年代差の有無、および個別の日常苛立ち事体験が主観的幸福感に与える影響について検討を行う。

2 方法

1. 対象

「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: NLS-LSA)」²⁾の第4次調査(2004.6~2006.7)・第5次調査(2006.7~2008.7)の両方

に参加した2,072名を分析対象とした(内訳は表1参照のこと)。対象者の第5次調査時での年齢は42~88歳に分布し、平均61.4歳(SD=12.2)であった。

なお、NLS-LSAは性および年代ごとに層化無作為抽出された地域住民を対象とした研究である。参加者に対しては事前に調査・検査内容とその継続の意義を説明し、文書による同意を得ている。

2. 調査内容

下記のa), b)を含む自記式質問紙調査を第4次調査と第5次調査、c)を含む面接調査を第5次調査で施行した。

a) LSI-K: 主観的幸福感の肯定的側面の測定尺度として生活満足度尺度K(Life Satisfaction Index K)³⁾を施行した。この尺度は9項目からなり、得点可能範囲は0~9点であった(第5次調査時 $\alpha=0.66$)。

b) CES-D: 主観的幸福感の否定的側面の測定尺度としてうつ病の疫学研究用の自己評価尺度(Center for Epidemiologic Studies Depression Scaleの日本語版)^{4,5)}を施行した。この尺度は20項目からなり、得点可能範囲は0~60点であった(第5次調査時 $\alpha=0.90$)。

c) 日常苛立ち事: 宗像⁶⁾を参考に作成した23項目のチェックリストを用いた。各日常苛立ち事項目について、第4次調査-第5次調査間(平均 2.1 ± 0.1 年)で「問題や心

1) 独立行政法人国立長寿医療研究センター予防開発部 2) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科 3) 愛知淑徳大学健康医療科学部

表1 日常苛立ち事項目総数とLSI-K・CES-DのSpearmanの相関係数(性・年齢群別)

	男性			女性		
	n	LSI-K	CES-D	n	LSI-K	CES-D
59歳以下群	471	-0.34***	0.38***	483	-0.38***	0.36***
60~74歳群	389	-0.25***	0.27***	371	-0.26***	0.33***
75歳以上群	164	-0.36***	0.39***	194	-0.23**	0.26***

注: ** p<0.01 *** p<0.001

配を感じた事」の有無を回答させた。

3. 解析

対象者を性・第5次調査時の年齢により群分けし、以下の解析を行った。①体験した日常苛立ち事項目総数を算出し、これを従属変数、年齢群を独立変数とした分散分析を男女別に行った。②性・年齢群別に、日常苛立ち事項目総数とLSI-K得点、CES-D得点のSpearmanの相関係数を算出した。③性・年齢群別に、第5次調査時のLSI-K得点もしくはCES-D得点を従属変数、各日常苛立ち事体験の有無(体験率5%以上の項目のみを解析に使用)を独立変数、年齢および第4次調査時の当該尺度値を調整変数とする共分散分析を行った。

なお、解析にはSAS 9.1.3を用い、 $p < 0.05$ を統計的有意とした。

3 結果

まず、体験した日常苛立ち事項目総数の分散分析の結果、男女とも年齢群の有意な効果が示された(順に $F = 22.94$, $F = 31.49$, いずれも $p < 0.001$)。Tukey法による下位検定の結果、男女とも59歳以下群が60~74歳群、75歳以上群よりも有意に体験した日常苛立ち事項目総数が多いことが示された(男性: 順に2.28, 1.48, 1.30。女性: 順に2.30, 1.45, 1.14)。

次に、性・年齢群別に日常苛立ち事項目総数とLSI-K得点、CES-D得点の相関係数を算出したところ(表1)、全群とも体験した苛立ち事の数が多いほど主観的幸福感が低い(LSI-K得点が低い/CES-D得点が高い)ことが示された。

さらに、性・年齢群別に各日常苛立ち事体験の有無とLSI-K得点もしくはCES-D得点の関連を検討した共分散分析の結果を表2に示す。「家族の将来」、「家族の健康」、「出費」、「低収入」、「新機器への順応」で全群とも苛立ち

事体験率は5%以上であったが、まず59歳以下群では男女ともに体験群は非体験群よりも有意に主観的幸福感が低い(LSI-K得点が低い/CES-D得点が高い、の片方もしくは両方)ことが示された。しかし、他の年齢層においては体験の効果の有無が混在した結果となった。特に「新機器への順応」については、60~74歳男性群・75歳以上男性群・75歳以上女性群では体験の効果が示されず、60~74歳女性群ではむしろ体験群でLSI-K得点が有意に高かった。

その他の主な結果としては、59歳以下群では男女とも「仕事上の人間関係」、「仕事・家事の量」、「不規則な生活」の体験率が5%以上であるが、いずれも女性群ではこれらの体験は有意な効果を示さず、男性群でのみ主観的幸福感の低下と関連した。また、「毎日の家事・育児」(59歳以下女性群)、「義理の付き合い」(75歳以上女性群)など、特定の群で体験され、主観的幸福感を低下させる苛立ち事も存在していた。

4 考察

本研究の結果から、若い年齢群よりも高齢の群において、報告される苛立ち事体験数は少ないことが示された。Folkmanら⁷⁾は高齢者では報告される苛立ち事経験が少ないことの理由として、再評価などの情緒に焦点を当てた対処を行うことにより、苛立ち事となり得る出来事が「中立化」されている可能性を指摘している。しかしながら本研究では、いずれの年齢群においても苛立ち事体験が多いことは低い主観的幸福感との関連を示した。すなわち、高齢者では苛立ち事の体験数自体は少ないものの、中立化されることなく残された苛立ち事(あるいは対処を行っても「苛立ち事」としての位置づけに留まった体験)の蓄積が、主観的幸福感を下げる方向で影響するものと推測できる。

表2 各日常苛立ち事体験の有無によるLSI-K, CES-Dの共分散分析結果(性・年齢群別)

体験	体験	59歳以下男性群				59歳以下女性群				60~74歳男性群				60~74歳女性群				75歳以上男性群				75歳以上女性群				
		LSI-K		CES-D		LSI-K		CES-D		LSI-K		CES-D		LSI-K		CES-D		LSI-K		CES-D		LSI-K		CES-D		
		平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	平均	SE	
家族の将来	なし	5.32	0.09	5.98	0.33	5.47	0.09	7.75	0.38	5.41	0.09	6.24	0.31	5.21	0.10	7.20	0.39	4.47	0.14	7.50	0.52	4.24	0.14	8.85	0.44	
	あり	4.94	0.10	7.56	0.37	5.10	0.10	7.95	0.43	5.28	0.15	7.01	0.49	5.21	0.16	9.45	0.60	4.65	0.26	9.63	0.93	4.05	0.30	10.98	0.93	
	F値	7.57**		10.16**		6.89**		0.13		0.48		1.76		0.00		9.57**		0.37		3.99*		0.32		4.25*		
家族の健康	なし	5.22	0.09	6.29	0.30	5.53	0.09	7.65	0.37	5.45	0.09	6.47	0.31	5.35	0.10	7.35	0.40	4.56	0.15	7.32	0.54	4.28	0.14	8.94	0.46	
	あり	5.02	0.12	7.40	0.42	4.96	0.11	8.12	0.46	5.19	0.14	6.46	0.49	4.95	0.14	8.89	0.56	4.41	0.24	9.70	0.84	4.00	0.25	10.13	0.81	
	F値	1.92		4.48*		16.35***		0.60		2.28		0.00		5.17*		4.89*		0.28		5.63*		0.94		1.61		
出費	なし	5.25	0.08	6.24	0.27	5.45	0.08	7.55	0.34	5.42	0.08	6.36	0.28	5.26	0.09	7.55	0.34	4.61	0.13	7.67	0.48	4.24	0.13	9.08	0.42	
	あり	4.81	0.15	8.27	0.53	4.90	0.14	8.62	0.56	4.86	0.26	7.47	0.87	4.80	0.25	10.52	0.98	3.75	0.39	11.01	1.45	3.93	0.39	10.52	1.25	
	F値	6.71**		11.64***		11.66***		2.64		4.36*		1.44		2.93		8.15**		4.28*		4.72*		0.58		1.18		
借金・ローン	なし	5.27	0.07	6.38	0.26	5.37	0.07	7.72	0.30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	4.33	0.20	8.84	0.70	4.64	0.23	8.93	0.92	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	19.48***		10.79**		9.12**		1.54		-		-		-		-		-		-		-		-		-
低収入	なし	5.28	0.07	6.35	0.26	5.38	0.07	7.63	0.30	5.45	0.09	6.37	0.29	5.24	0.09	7.61	0.35	4.61	0.13	7.80	0.48	4.28	0.13	9.08	0.43	
	あり	4.46	0.18	8.44	0.62	4.57	0.22	9.67	0.88	5.03	0.18	6.90	0.61	5.04	0.22	9.51	0.87	3.82	0.37	9.90	1.44	3.66	0.36	10.29	1.16	
	F値	17.35***		9.45**		12.36***		4.85*		4.15*		0.60		0.73		4.03*		4.05*		1.89		2.58		0.95		
仕事上の人間関係	なし	5.19	0.08	6.22	0.27	5.33	0.07	7.70	0.30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	4.99	0.17	8.78	0.59	4.98	0.24	9.28	0.97	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	1.10		15.57***		1.99		2.42		-		-		-		-		-		-		-		-		-
家族との人間関係	なし	5.16	0.07	6.48	0.25	5.36	0.07	7.56	0.30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4.25	0.13	9.22	0.41	
	あり	5.04	0.25	8.99	0.87	4.84	0.21	9.99	0.84	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3.56	0.52	9.45	1.71	
	F値	0.23		7.77**		5.66*		7.36**		-		-		-		-		-		-		-		1.63		0.02
親戚関係	なし	5.16	0.07	6.57	0.25	5.32	0.07	8.00	0.30	-	-	5.27	0.08	7.62	0.33	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	5.07	0.25	7.88	0.87	5.15	0.24	6.07	0.99	-	-	4.24	0.33	11.85	1.31	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	0.11		2.06		0.44		3.46		-		-		8.93**		9.82**		-		-		-		-		-
養理の付き合い	なし	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4.22	0.13	9.03	0.41	
	あり	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3.91	0.54	12.56	1.69	
	F値	-		-		-		-		-		-		-		-		-		-		-		0.32		4.12*
毎日の家事・育児	なし	-	-	-	-	5.37	0.07	7.42	0.29	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	-	-	-	-	4.56	0.24	12.35	0.96	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	-		-		10.89**		23.88***		-		-		-		-		-		-		-		-		-
仕事・家事の量	なし	5.27	0.08	6.26	0.26	5.33	0.07	7.82	0.30	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	4.53	0.17	8.80	0.61	5.01	0.22	8.03	0.91	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	15.01***		14.58***		1.87		0.05		-		-		-		-		-		-		-		-		-
不規則な生活	なし	5.21	0.07	6.47	0.26	5.31	0.07	7.82	0.29	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	4.65	0.23	8.56	0.79	5.15	0.27	8.08	1.10	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	5.60*		6.35*		0.37		0.05		-		-		-		-		-		-		-		-		-
新機器への順応	なし	5.23	0.07	6.33	0.26	5.37	0.08	7.63	0.31	5.42	0.09	6.42	0.30	5.14	0.09	7.70	0.36	4.58	0.14	7.70	0.52	4.18	0.13	9.22	0.43	
	あり	4.59	0.20	9.20	0.71	4.97	0.17	8.97	0.71	5.19	0.17	6.62	0.58	5.59	0.20	8.74	0.80	4.33	0.26	9.11	0.97	4.44	0.37	9.32	1.17	
	F値	8.54**		14.15***		4.34*		3.02		1.33		0.09		4.19*		1.35		0.70		1.64		0.44		0.01		
公害	なし	-	-	-	-	-	-	5.36	0.08	6.56	0.27	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	あり	-	-	-	-	-	-	5.60	0.34	4.76	1.13	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
	F値	-		-		-		-		0.48		2.41		-		-		-		-		-		-		-

注1：群ごとに、体験率5%以上の項目についてのみ分析を行った(一は体験率5%未満)。
 注2：年齢および第4次調査時の当該尺度値を調整変数として投入した。表中には最小二乗平均値を記載した。
 注3：*p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

また、個々の苛立ち事体験の主観的幸福感に対する影響を検討した結果、個々の日常苛立ち事から受ける影響は年代や性による差異があり、例えば若い年齢層で主観的幸福感を低下させる体験であっても、高齢層においては必ずしも主観的幸福感の低下につながらないことなどが示唆された。ライフイベント体験と主観的幸福感の関連を扱った研究⁹⁾においても同様の傾向が示されており、過去の人生経験の蓄積などにより「苛立ち事」としての体験しやすさ、および個々の体験が主観的幸福感に与える影響が変化する可能性が推測される。

付 記

本研究の一部は、平成22年度科学研究費補助金(若手研究(B))「サクセスフル・エイジングの心理的側面への直接影響要因およびその緩衝要因の解明(課題番号21730540)」、および平成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縦断研究—予防へのストラテジーの展開(課題番号18109007)」により行われた。

文 献

1) 内閣府政策統括官：平成22年版高齢社会白書(<http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2010/zenbun/22index.html>)、2010.

- 2) Shimokata, H., Ando, F. and Niino, N.: A new comprehensive study on aging—the National Institute for Longevity Sciences, Longitudinal Study of Aging (NLS-LSA). *J. Epidemiol.* 10: S1-S9, 2000.
- 3) 古谷野 亘：老年精神医学関連領域で用いられる測度QOLなどを測定するための測度(2). *老年精神医学雑誌* 7: 431-441, 1996.
- 4) Radloff, L. S.: The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Appl. Psychol. Meas.* 1: 385-401, 1977.
- 5) 島 悟, 鹿野達男, 北村俊則ほか：新しい抑うつ性自己評価尺度について. *精神医学* 27: 717-723, 1985.
- 6) 宗像恒次：燃えつきおよびその関連尺度. *タイプA行動パターン*(桃生寛和, 保坂 隆, 早野順一郎ほか編), pp. 218-235, 星和書店, 東京, 1993.
- 7) Folkman, S., Lazarus, R. S., Pimley, S. et al.: Age differences in stress and coping processes. *Psychol. Aging.* 2: 171-184, 1987.
- 8) 丹下智香子, 西田裕紀子, 森山雅子ほか：成人中・後期におけるライフイベントと主観的幸福感—LSI-K・CES-Dとの関連—. *日本心理学会第74回大会発表論文集*, p. 1132, 2010.

研究論文・29

地域在住中高年者のアミノ酸摂取量が抑うつに及ぼす影響に関する縦断的研究

加藤 友紀 大塚 礼 今井 具子 安藤富士子
下方 浩史

日本未病システム学会

地域在住中高年者のアミノ酸摂取量が抑うつに及ぼす影響に関する縦断的研究

加藤 友紀¹⁾ 大塚 礼¹⁾ 今井 具子^{1,2)} 安藤富士子^{1,3)}
 下方 浩史¹⁾

1. 背景および目的

抑うつは、日常生活における活力やQOLの低下を引き起こし、自殺者の増加につながる深刻な問題の1つである。平成10年より、常に自殺者は年間3万人を超えており、特に中高年(40歳以上)の自殺者は自殺者全体の72%をも占め¹⁾、働き盛りの中年男性における自殺者割合が高いことが報告されている。

近年、経口摂取した栄養素と脳内物質や脳機能との関連が多数報告され、抑うつとアミノ酸との関連が見出されている。ラットで芳香族アミノ酸摂取量の低下が意欲、情動などを担う神経伝達物質であるドーパミンや前駆体の脳内濃度を減少させたこと²⁾や、うつ病患者では前頭葉におけるグルタミン酸塩/グルタミン量とGABA(γ -アミノ酪酸)量が減少していること³⁾などが報告されており、アミノ酸摂取量が抑うつに影響を与えていると考えられる。一方、高齢者では加齢に伴う嗜好の変化や、咀嚼力低下などにより、たんぱく質摂取量が低下し、これに伴うアミノ酸摂取量の低下が、抑うつの要因の1つである可能性がある。

本研究では中高年者のアミノ酸摂取量と抑うつとの関連に着目し、食事やサプリメントから経口摂取したアミノ酸が2年後の抑うつにどのような影響を与えるかを明らかにすることを目的とした。

2. 方法

1. 対象

対象は、「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)」⁴⁾の第4次調査(2004~2006年:以下4W)と第5次調査(2006~2008年:以下5W)の両調査に参加した地域在住中高年者である。NILS-LSAは年齢および性別で層化無作為抽出された地域住民を対象とした縦断的コホート調査であり、国立長寿医療研究センター倫理委員会の了承のもとに参加同意の得られた者を対象として行われている。

本研究では下記の検査を完了し、認知障害を有する可能性のある者を除外した(MMSE \geq 24)1,880名(男性926名,女性954名)を対象とした。4Wでの年齢は40~85歳に分布し、平均年齢および標準偏差は58.8 \pm 12.0歳であった。

2. 調査項目

抑うつ検査には、抑うつのスクリーニング検査であるCES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale; 20項目, 得点範囲0~60点)^{5,6)}を用いた。得点により、抑うつである可能性がある群を「抑うつ有群(CES-D \geq 16)」, 可能性がない群を「抑うつ無群(CES-D \leq 15)」とした2群に分けた。

1) 独立行政法人国立長寿医療研究センター予防開発部 2) 東海学園大学人間健康学部管理栄養学科 3) 愛知淑徳大学健康医療科学部スポーツ・健康医科学科

アミノ酸は「日本食品アミノ酸組成表」⁷⁾に記載されている18種のアミノ酸について検討した。アミノ酸とたんぱく質、エネルギー摂取量は、4Wで行った3日間の食事秤量記録調査⁸⁾から「五訂増補食品成分表」と、独自に構築した「NILS食品アミノ酸成分表」および「NILS栄養補助食品成分表」を用いて1日平均摂取量を算出した。各アミノ酸およびたんぱく質摂取量は、それぞれ3分位で分け、摂取量の少ない方よりT1群(少量摂取群)、T2群(中等量摂取群)、T3群(多量摂取群)とした。

3. 解析方法

対象者のうち、4Wで「抑うつ有群(CES-D \geq 16)」であった260名を除いた1,620名(男性825名、女性795名、58.5 \pm 11.9歳)を解析対象者とした。

5W時の抑うつの有無に対する、4Wの各アミノ酸摂取量またはたんぱく質摂取量(3分位)の影響を、年齢、総摂取エネルギーを調整した多重ロジスティック回帰分析を用いて性別に検討した。解析はSAS 9.1.3を用いた。

3. 結果

男女別の1日当たりのアミノ酸およびたんぱく質摂取量の平均値を表1に示した。WHO/FAO/UNU発表の必須アミノ酸必要量⁹⁾を不足した者もいなかった。5Wで「抑うつあり」と判定されたのは全体で7.3%(119名)であり、男性では6.2%(51名)、女性では8.6%(68名)であった。抑うつに対して有意な関連を示したアミノ酸は、男性で必須アミノ酸のスレオニン、ヒスチジンと、非必須アミノ酸のアルギニン、アスパラギン酸、グリシンの5種類であった。T1群に対するT3群のオッズ比(95% CI)はそれぞれスレオニン0.42(0.18~0.96)、ヒスチジン0.34(0.15~0.80)、アルギニン0.42(0.18~0.95)、アスパラギン酸0.43(0.19~0.98)、グリシン0.41(0.18~0.91)であった(図1)。また女性では、ヒスチジンの1種のみ、T1群に対するT2群のオッズ比(95% CI)が2.15(1.14~4.05)であった。

4. 考察および結論

本研究で検討した18種のアミノ酸のうち、男性でスレオニン、ヒスチジン、アルギニン、アスパラギン酸、グリシンの5種の多量摂取群は少量摂取群に比べて、抑うつ発症のリスクが低かった。男性ではアミノ酸摂取により抑うつのリスクが低下する可能性が考えられた。一方、

表1 男女別の1日当たりのたんぱく質およびアミノ酸摂取量

(単位:g)

	略記	男性	女性
		n=825	n=795
たんぱく質	総量	85.3 \pm 15.8	71.2 \pm 13.2
動物性たんぱく質	動物性	45.9 \pm 13.2	36.5 \pm 10.5
植物性たんぱく質	植物性	39.3 \pm 8.1	34.3 \pm 6.5
イソロイシン*	Ile	3.6 \pm 0.7	3.0 \pm 0.6
ロイシン*	Leu	6.3 \pm 1.2	5.3 \pm 1.0
バリン*	Val	4.2 \pm 0.8	3.5 \pm 0.7
アラニン	Ala	4.1 \pm 0.8	3.3 \pm 0.7
グリシン	Gly	3.6 \pm 0.7	2.9 \pm 0.6
プロリン	Pro	4.8 \pm 1.0	4.2 \pm 0.8
フェニルアラニン*	Phe	3.7 \pm 0.7	3.1 \pm 0.6
チロシン	Tyr	2.8 \pm 0.5	2.3 \pm 0.5
トリプトファン*	Trp	1.0 \pm 0.2	0.8 \pm 0.2
メチオニン*	Met	1.9 \pm 0.4	1.6 \pm 0.3
シスチン	Cys	1.3 \pm 0.2	1.1 \pm 0.2
アスパラギン酸	Asp	7.4 \pm 1.5	6.2 \pm 1.3
グルタミン酸	Glu	14.7 \pm 2.7	12.6 \pm 2.2
ヒスチジン*	His	2.7 \pm 0.7	2.2 \pm 0.5
アルギニン	Arg	4.8 \pm 1.0	3.9 \pm 0.8
リジン*	Lys	5.3 \pm 1.2	4.3 \pm 1.0
セリン	Ser	3.8 \pm 0.7	3.2 \pm 0.6
スレオニン*	Thr	3.2 \pm 0.6	2.6 \pm 0.5

*:必須アミノ酸

(平均値 \pm SD)

女性では、ヒスチジンの中等量摂取群は少量摂取群に比べて、抑うつ発症のリスクが高かった。また、男女ともに、これまでに報告されている芳香族アミノ酸やグルタミン酸摂取量は抑うつ発症のリスクと有意な関連を示さなかった。

男女で異なる結果となったヒスチジンは、鰹、鯖、鰯や鮭といった背の青い魚に多く含まれるアミノ酸であり、エネルギー摂取量と負の相関を有する報告¹⁰⁾や長期間(8 weeks)の摂食制限によりヘモグロビンや血清鉄濃度が減少したとの報告¹¹⁾はあるが、抑うつとの関連を検討した報告はなく、過不足についても不明である。本研究

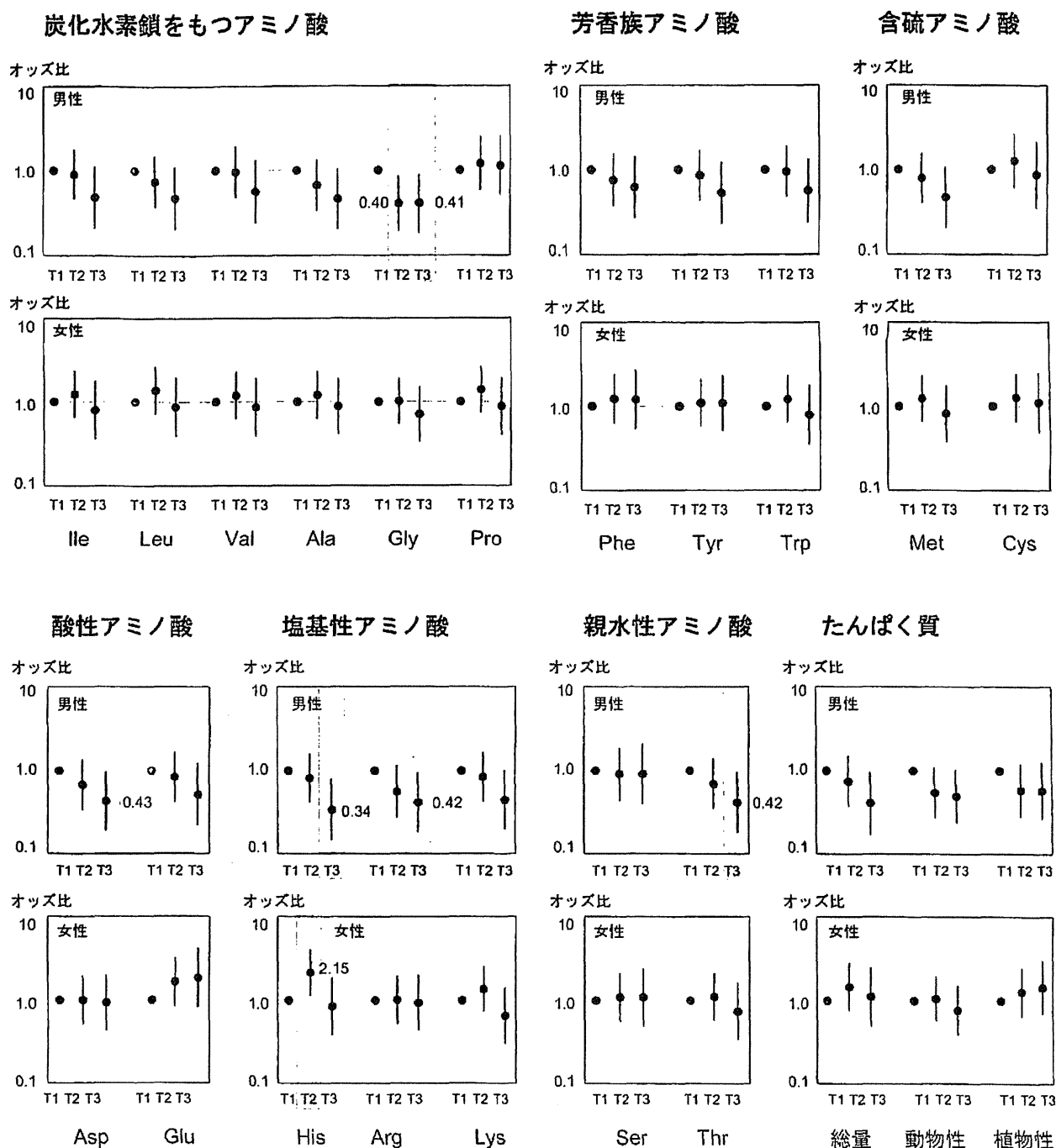


図1 18種のアミノ酸摂取量およびたんぱく質摂取量による抑うつのおッズ比 (男性：上段、女性：下段)

で有意差が認められた5種のアミノ酸の経口摂取量と抑うつとの関連についての報告はわれわれの知る限りない。

今後は抑うつとアミノ酸摂取量との関連を検証する研究が必須である。また各アミノ酸で抑うつに対する閾値

が異なる可能性があり、抑うつに対するアミノ酸摂取量の量的関係についても検討していきたい。

謝 辞

調査に参加し、ご協力いただいた皆様およびスタッフの皆様
様に心から感謝いたします。

本研究の一部は文部科学省科学研究費補助金若手研究(B)
「中高年者のアミノ酸摂取と抑うつに及ぼす影響に関する大
規模長期縦断疫学研究(21790599)」の助成を受けて実施した
ものです。

文 献

- 1) 警察庁：平成21年中における自殺の概要資料，2010年5月 (<http://www.npa.go.jp/toukei/index.htm>).
- 2) McTavish, S. F. B., Cowen, P. J. and Sharp, T. : Effect of a tyrosine-free amino acid mixture on regional brain catecholamine synthesis and release. *Psychopharmacology* 141 : 182-188, 1999.
- 3) Hasler, G., van der Veen, J. W., Tuminis, T. et al. : Reduced prefrontal glutamate/glutamine and γ -aminobutyric acid levels in major depression determined using proton magnetic resonance spectroscopy. *Arch. Gen. Psychiatry* 64 : 193-200, 2007.
- 4) Shimokata, H., Ando, F. and Niino, N. : A new comprehensive study on aging—the National Institute for Longevity Sciences, Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). *J. Epidemiol.* 10(suppl. 1) : S1-S9, 2000.
- 5) Radloff, L. S. : The CES-D Scale : A self-report depression scale for research in the general population. *Appl. Psychol. Meas.* 1 : 385-401, 1977.
- 6) 島 悟, 鹿野達男, 北村俊則ほか : 新しい抑うつ性自己評価尺度について. *精神医学* 27 : 717-723, 1985.
- 7) 科学技術庁資源調査会編 : 改訂 日本食品アミノ酸組成表, 大蔵省印刷局, 東京, 1986.
- 8) Imai, T., Sakai, S., Mori, K. et al. : Nutritional Assessments of 3-Day Dietary Records in National Institute for Longevity Sciences - Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). *J. Epidemiol.* 10(suppl. 1) : S70-S76, 2000.
- 9) 日本アミノ酸学会翻訳小委員会訳 : タンパク質・アミノ酸の必要量—WHO/FAO/UNU合同専門協議会報告—, p. 113, 医歯薬出版, 東京, 2009.
- 10) Okubo, H., Sasaki, S. : Histidine intakes may negatively correlate with energy intake in human : a cross-sectional study in Japanese female students aged 18 years. *J. Nutr. Sci. Vitaminol.* 51 (5) : 329-334, 2005.
- 11) Cho, E. S., Anderson, H. L., Wixom, R. L. et al. : Long-term effects of low histidine intake on men. *J. Nutr.* 114 (2) : 369-384, 1984.

地域在住中高年男性における定年退職後の 就労と知能に関する縦断的検討

西田裕紀子 丹下智香子 森山 雅子 富田真紀子
安藤富士子 下方 浩史

日本未病システム学会

地域在住中高年男性における定年退職後の 就労と知能に関する縦断的検討

西田裕紀子¹⁾ 丹下智香子¹⁾ 森山 雅子^{1,2)} 富田真紀子^{1,2)}
安藤富士子^{1,3)} 下方 浩史¹⁾

1. 背景と目的

定年退職は人生後半期の節目となる重大なライフイベントであり、定年退職後をどのように過ごすかは、個人の心身の状態に大きな影響を与える¹⁾。特に、「定年退職後も働き続けるかどうか」ということは、知的な能力の保持などにも関連する重要な選択であると推測される。そこで本研究では、定年退職後の就労の有無が、定年退職の前後2年間における知能の変化に与える影響について、縦断的に検討する。なお、今回は、長期継続雇用を前提とする仕事に就く可能性が高く、定年退職を経験する割合の高い男性²⁾に焦点を当てることとする。

2. 方法

1. 対象

2年間隔で行われた「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2次調査(2000~2002)、第3次調査(2002~2004)、第4次調査(2004~2006)、第5次調査(2006~2008)、第6次調査(2008~2010)に少なくとも1回参加した中高年男性1,968名のうち、(a)第3次調査~第6次調査のいずれかで過去2年以内の定年退職経験を報告し、(b)その2年前の調査(定年退職前)にも参加していた、定年退職男性189名(平均年齢62.15±3.36歳)。NILS-LSAは、年齢および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縦断的コホート調査であり、独立行政法人国立長寿医療研究センター倫理委員会の手承の下に「調査への参加の文書による同意」の得られた者を対象として行われている³⁾。

2. 変数

1) 定年退職後の就労の有無

自記式の調査票により、定年退職後の就労の有無について回答を求め、定年退職後無職群と定年退職後有職群に分類した。

2) 知能

定年退職前と定年退職後に行われた2回の個別面接において、ウェクスラー成人知能検査改訂版の簡易実施法(WAIS-R-SF)⁴⁾を施行し、①一般的事実や語彙などの知識量を測定する「知識」、②論理的範疇的思考力を測定する「類似」、③視覚的長期記憶の想起と照合の能力を測定する「絵画完成」、④情報処理の速さと正確さを測定する「符号」の得点(粗点)を求めた。

3) 基本属性

自記式の調査票により、①過去2年以内の定年退職経験を報告した年齢、②教育年数、③定年退職前の調査時点における世帯年収(350万円未満、350万~549万円、550万~999万円、1000万円以上)に関する情報を収集した。

3. 解析

1) 定年退職後の就労の有無と基本属性との関連

定年退職経験を報告した年齢、教育年数については、

1) 独立行政法人国立長寿医療研究センター予防開発部 2) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科 3) 愛知淑徳大学健康医療科学部

表1 対象者の基本属性(定年退職後の就労の有無別)

	定年退職後 無職群	定年退職後 有職群	検定
定年退職経験(過去2年以内)を 報告した年齢 ^a	63.88±4.34	61.20±2.15	p<0.001 ^c
教育年数 ^a	12.53±2.88	12.78±3.16	n.s. ^c
定年退職前の世帯年収 ^b			
350万円未満	6 (8.96)	4 (3.28)	
350万～549万円	15(22.39)	12(9.84)	
550万～999万円	26(38.81)	55(45.08)	p<0.05 ^d
1000万円以上	19(28.36)	51(41.80)	

注1) ^a平均±S.D., ^bn(%)を示す。

注2) ^ct検定, ^dフィッシャーの正確確率検定による。

注3) 定年退職後無職群では、世帯年収を「わからない」と回答した者が1名いた。

定年退職後無職群、定年退職後有職群における差があるかどうかを検討するためにt検定を行った。一方、定年退職前の世帯年収については、定年退職後無職群、定年退職後有職群別に頻度を集計し、フィッシャーの正確確率検定を行った。

2) 定年退職後の就労の有無と知能の変化

目的変数として「知識」、「類似」、「絵画完成」、「符号」の各得点、説明変数として定年退職後の就労の有無(定年退職後無職群・定年退職後有職群)、調査時点(定年退職前・定年退職後)およびその交互作用項、調整変数として基本属性(定年退職経験を報告した年齢・教育年数・定年退職前の世帯年収)を投入した混合モデルを検討した。その際、被験者効果を変量効果として投入した。また、誤差共分散行列として一次の自己回帰を設定することで、定年退職前の測定値の影響を調整して解析を行った。

1)、2)ともに、解析にはSAS release 9.1.3を使用し、 $p<0.05$ を統計的有意とした。

3. 結果

1. 定年退職後の就労の有無と基本属性との関連

定年退職前の基本属性を定年退職後の就労の有無別に示す(表1)。定年退職経験を報告した年齢は、定年退職後有職群よりも定年退職後無職群の方が高かった。教育年数では定年退職後の就労による有意な差はみられなかった。一方、世帯年収では、定年退職後の就労により回答傾向に有意な偏りが認められ、定年退職後無職群で

は定年退職後有職群よりも「350万円未満」、「350～549万円」を選択する割合が高く、定年退職後有職群は定年退職後無職群よりも「550～999万円」、「1000万円以上」の選択率が高かった。

2. 定年退職後の就労の有無と知能の変化

「知識」を目的変数とした混合モデルを検討した結果、定年退職後の就労と調査時点の主効果およびその交互作用はすべて有意ではなかった($F=0.34$, n.s.; $F=2.20$, n.s.; $F=0.74$, n.s.)。「類似」を目的変数とした場合にも、定年退職後の就労と調査時点の主効果およびその交互作用はすべて有意ではなかった($F=1.57$, n.s.; $F=0.25$, n.s.; $F=1.30$, n.s.)。同様に「絵画完成」を目的変数とした場合にも、定年退職後の就労と調査時点の主効果およびその交互作用は有意ではなかった($F=0.51$, n.s.; $F=2.63$, n.s.; $F=0.49$, n.s.)。一方、「符号」を目的変数にした場合、定年退職後の就労、調査時点の有意な主効果は認められなかったが($F=2.66$, n.s.; $F=0.68$, n.s.)、定年退職後の就労と調査時点の交互作用が有意であった($F=5.31$, $p<0.05$)。そこで定年退職後の就労別に調査時点の効果を検討した結果、定年退職後有職群では、定年退職前よりも定年退職後の「符号」得点が有意に高く($p<0.01$)、定年退職後無職群では、定年退職前と定年退職後の得点に有意な差は認められなかった(図1)。

4. 考察

定年退職後の就労の有無は、定年退職した年齢や、定年退職前の世帯年収と関連することが示された。定年退

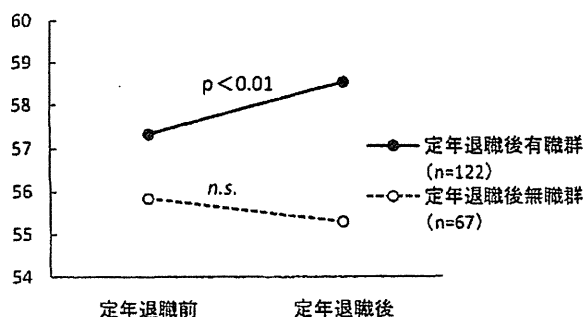


図1 定年退職前後の「符号」得点

注) 定年退職後の就労の有無別に、定年退職を報告した年齢と教育年数、定年退職前の世帯年収を調整した最小二乗平均値を示す。

職後も仕事を続ける男性は、定年退職時の年齢が比較的若く、定年退職前の世帯年収が高い傾向にあったことから、これらの基本属性は、定年退職後の就労継続を促す規定因になっていると考えられる。そのほかにも定年退職前の職種や、子どもの教育費や生活費に対する負担の大きさなど、多くの要因が定年退職をした後も仕事をもつという選択に関連していると推測され、今後も検討が必要である。

さらに、定年退職後の就労が定年退職前後の変化に及ぼす影響は、知能の側面によって異なり、情報処理の速さと正確さを反映する「符号」の変化にのみ影響することが示された。これまでに、情報処理能力は加齢に伴って低下しやすい知能の側面であること⁵⁾、情報処理能力の低下はほかの知能の側面の低下を引き起こす可能性があること⁶⁾が指摘されており、中高年期において情報処理能力を保持するためには何が効果的なのかについて、関心が集まっている。定年退職後の高齢者の雇用促進を目指す最近の社会状況²⁾を考慮しても、本研究で得られた定年退職後に仕事をもつことが個人の情報処理能力の向上に役立つという結果は注目に値する。一方、知能の

側面の中でも、一般的な知識力や論理的思考力、視覚的長期記憶の保持に対しては、就労以外の過ごし方が寄与する可能性がある。定年退職期の知能を向上させるための過ごし方を明らかにするためには、学習活動や社会活動、趣味などの幅広い生活スタイルを考慮に入れた、さらに長期的な検討を行う必要があるだろう。

付 記

本研究は、平成22年度科学研究費補助金萌芽研究「定年退職期の生活構造の変化と心理的健康に関する学際的縦断研究(課題番号19653072)」および平成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縦断研究—予防へのストラテジーの展開(課題番号18109007)」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。

文 献

- 1) 西田厚子, 堀井とよみ, 筒井裕子ほか: 自治体定年退職者の退職後の生活と健康に関する実証研究. 人間看護学研究 4: 75-86, 2006.
- 2) 独立行政法人労働政策研究・研修機構: 定年退職者の働き方の選択—条件変更との取引—(<http://www.jil.go.jp/institute/research/2010/066.htm>), 2010.
- 3) Shimokata, H., Ando, F. and Niino, N.: A new comprehensive study on aging—the National Institute for Longevity Sciences. Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). J. Epidemiol. 10: S1-S9, 2000.
- 4) 小林重雄, 藤田和弘, 前川久男ほか: 日本版WAIS-R簡易実施法, 日本文化科学社, 東京, 1993.
- 5) 西田裕紀子, 丹下智香子, 森山雅子ほか: 地域在住中高年者の知能—8年間の経時変化—. 日本心理学会第73回大会発表論文集: p. 1059, 2009.
- 6) Salthouse, T.A.: The processing-speed theory of adult age differences in cognition. Psychol. Rev. 103: 403-428, 1996.

研究論文・6

自覚的健康度(SRH)が知能に及ぼす影響
—地域在住中高年者における8年間の縦断的検討—

安藤富士子 西田裕紀子 丹下智香子 森山 雅子
富田真紀子 下方 浩史

日本未病システム学会

研究論文・6

自覚的健康度(SRH)が知能に及ぼす影響 —地域在住中高年者における8年間の縦断的検討—

安藤富士子^{1,2)}
富田真紀子²⁾

西田裕紀子²⁾
下方 浩史²⁾

丹下智香子²⁾

森山 雅子²⁾

1 緒言

自覚的健康度(SRH)は、高齢者のADL低下や死亡の予測因子として有用であることが報告されている^{1,2)}。一方、加齢に伴う知能の低下や認知症の発症は高齢期のQOLの大きな阻害要因であり、その関連要因として食生活や運動習慣、知的活動や社会参加、喫煙や飲酒などの生活習慣や高血圧症、糖尿病、高脂血症などの生活習慣病などが挙げられている³⁾。SRHはこれら多数の要因を集約する要因として、加齢に伴う知能変化の単純かつ優れた予測因子となる可能性がある⁴⁾が縦断的な研究は限られている。

本研究では地域在住中高年者からの無作為抽出者を対象とした8年間の継続調査結果を用いてSRHが知能に及ぼす影響について検討した。

2 対象および方法

対象は「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)⁵⁾」参加者である。NILS-LSAは愛知県大府市ならびに知多郡東浦町在住の初回調査時40~79歳までの中高年者からの性・年代層化無作為抽出者で、調査への参加同意の得られた者を対象とした老化や老年病に関する縦断疫学研究であり、所属機関倫理委員会の承認を得て行われている。第1次調査は1997~2000年に行われ、以後2年ごとにほぼ同一の項目に関して追跡調査が行われている。

本研究ではNILS-LSAの第1次、第2次(2000~2002年)、第3次(2002~2004年)、第4次(2004~2006年)、第5次調査(2006~2008年)のすべてに参加した初回調査時40~79歳の男女1,205人(56.3±9.6歳、男性620人、女性585人)を対象とした。

SRHは第1次調査において自記式質問票を用いて「あなたの健康状態はいかがですか」という質問に対し5件法(大変よい、よい、普通、悪い、大変悪い)で回答を求めた。知能の指標としては第1次調査から第5次調査の各調査において、ウェクスラー成人知能検査改訂版簡易実施法(Wechsler Adult Intelligence Scale-Revised Short Form: WAIS-R-SF)⁶⁾を用いて4つの下位尺度(知識、類似、絵画完成、符号)得点を測定した。

統計解析には、SAS 9.1.3を用いた。対象を第1次調査のSRHによりSRH良好群(大変よい、よい)とSRH非良好群(普通、悪い、大変悪い)の2群に分類し、知能の各下位尺度得点(粗点)を目的変数、第1次調査時のSRHと調査時期(time)の主効果および交互作用を説明変数、性、年齢と一次自己回帰を調整変数とした混合モデルで、第1次調査時のSRHがその後の知能の推移に与える影響について検討した。すなわちモデル全体での主効果、交互作用の検討のほか、各調査時期のSRH 2群間の得点の比較および各SRH群内での調査時期間での得点比較(Tukeyの多重比較による)を行った。p<0.05を統計的有意とした。

1) 愛知淑徳大学健康医療科学部 2) 独立行政法人国立長寿医療研究センター予防開発部

表1 知能に対する自覚的健康度・調査時期の作用(主効果, 交互作用のF値)

	知識	類似	絵画完成	符号
自覚的健康度(SRH)主効果	15.65****	7.74**	17.95****	10.54**
調査時期(time)主効果	22.44****	6.83****	31.50****	10.79****
SRH*time交互作用	0.92	2.87**	0.24	1.22

性、年齢、一次自己回帰を調整した混合モデルによる。*: p<0.05, **: p<0.01, ****: p<0.0001

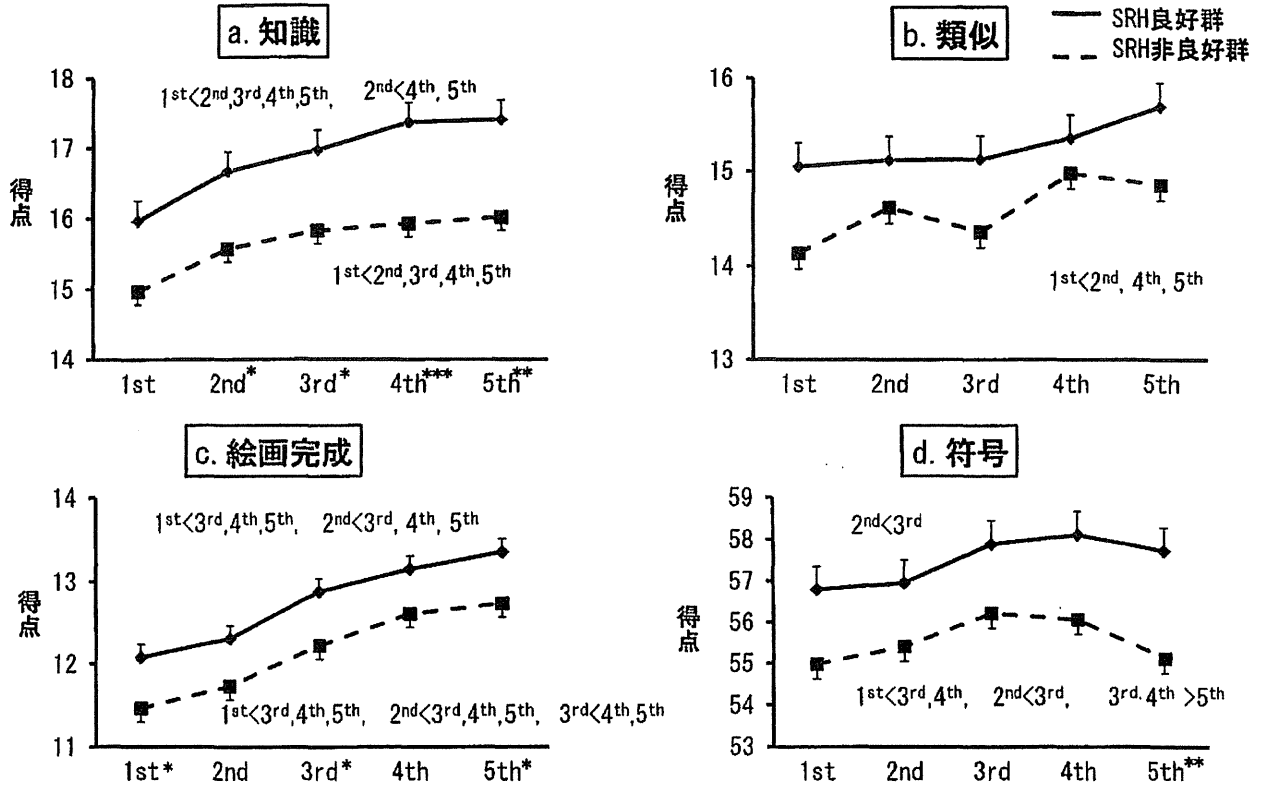


図1 自覚的健康度と知能(8年間の縦断変化)

NILS-LSAの第1次調査時の自覚的健康度(SRH)良好群(実線)と非良好群(点線)のWAIS-R-SF下位尺度(知識、類似、絵画完成、符号)の8年間の経時的変化を示した(性、年齢、一次自己回帰を調整した混合モデルによるlsmeans±S.E.)。1st: 第1次調査, 2nd: 第2次調査, 3rd: 第3次調査, 4th: 第4次調査, 5th: 第5次調査。横軸のアスタリスク(*)は各調査時期における2群間の有意差を表している(*: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001)。グラフ中の不等号は各群内での調査時期間の多重比較(Tukey)の結果を表している。

3 結果

第1次調査時でのSRH良好群は357人(29.6%), 非良好群は848人(70.4%)であった。4つの下位尺度すべてで調査時期(time)とSRHの主効果を認め、SRH良好群では非良好群よりも得点が高かった(表1)。「知識」は、第1次調査ではSRHによる有意な得点差を認めなかったが、第

2次調査以降SRH良好群で有意に得点が高く、得点差は経時的に開く傾向にあった(図1 a)。「類似」では調査時期とSRHの交互作用を認めた(表1)が、調査時期との一定の方向性をもった傾向は認められなかった(図1 b)。「絵画完成」ではSRH良好群、非良好群ともに経時的に得点が増える傾向を示した(図1 c)。「符号」では第5次調査においてSRH良好群の方が有意に得点が高かった。

また、SRH良好群では経時的に得点が低下しないのに対し、SRH非良好群では第3次、第4次調査に比べて第5次調査では得点が低下した(図1d)。

4 考察および結語

WAIS-R-SFの4つの下位尺度「知識」、「類似」、「絵画完成」、「符号」は、それぞれ「一般的な事実や事柄に関する知識量」、「論理的抽象的思考」、「視覚的長期記憶の想起と照合」、「情報処理のスピードと正確さ」を表すと考えられている⁷⁾。今回の結果から、横断的にみると中高年者の知能、少なくともWAIS-R-SFで測定される知能の下位尺度に対してはSRHが有意に関連しており、SRHが高い者では知能得点が高いことが明らかとなった。また、第1次調査時のSRHの影響は8年後の知能得点にも影響を与えていた。SRHは特に「知能」と「符号」とに大きく影響を与え、SRHが優れない者では、知識を経時的に保持・増進する能力が低く、情報処理能力が早く衰えることが示唆された。

知識量を継続的に保つには、知識の繰り返しのインプットや積極的な知的活動が必要と考えられ、また、素早く的確に情報を処理するためには、集中力や運動機能も必要となる⁸⁾。高齢者では痛みや疾患などで集中力が低下することが知られており、さらに身体的活動や知的活動の低下などSRH低下に関連している様々な要因が、縦断的な知能低下に関係している可能性があると考えら

れた。

文 献

- 1) Moody-Ayers, S. Y., Mehta, K. M., Lindquist, K. et al. : Black-white disparities in functional decline in older persons : the role of cognitive function. *J. Gerontol. A. Biol. Sci. Med. Sci.* 60(7) : 933-939, 2005.
- 2) Helmer, C., Barberger-Gateau, P., Letenneur, L. et al. : Subjective health and mortality in French elderly women and men. *J. Gerontol. B. Psychol. Sci. Soc. Sci.* 54(2) : S84-S92, 1999.
- 3) 下方浩史, 安藤富士子 : リスク集積と認知症. *循環器科* 64(6) : 552-558, 2008.
- 4) Frisoni, G. B., Fratiglioni, L., Fastbom, J. et al. : Mild cognitive impairment in the population and physical health : data on 1,435 individuals aged 75 to 95. *J. Gerontol. A. Biol. Sci. Med. Sci.* 55(6) : M322-M328, 2000.
- 5) Shimokata, H., Ando, F. and Niino, N. : A new comprehensive study on aging—the National Institute for Longevity Sciences, Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). *J. Epidemiol.* 10(Suppl 1) : S1-S9, 2000.
- 6) 小林重雄, 藤田和弘, 前川久男ほか : 日本語版WAIS-R簡易実施法, 日本文化社, 東京, 1993.
- 7) Kaufman, A. S. : Assessing adolescent and adult intelligence. 3rd edition, pp. 369-411, Wiley, New Jersey, 2005.
- 8) 安藤富士子, 西田裕紀子, 下方浩史 : 認知機能の加齢変化—国立長寿医療センター研究所・老化に関する長期縦断疫学研究(NILS-LSA)より. *日本抗加齢医学会雑誌* 6(1) : 16-22, 2010.

Original Research

Decreased Salt Intake in Japanese Men Aged 40 to 70 Years and Women Aged 70 to 79 Years: An 8-Year Longitudinal Study

REI OTSUKA, PhD; YUKI KATO, PhD, RD; TOMOKO IMAI, PhD, RD; FUJIKO ANDO, MD, PhD; HIROSHI SHIMOKATA, MD, PhD

ABSTRACT

Background It is not known whether salt intake decreases over time in the same population. This study attempts to describe salt intake for 8 years according to age groups, and examines whether salt intake changes over time in community-dwelling middle-aged and elderly Japanese subjects.

Methods Data were collected as part of the National Institute for Longevity Sciences Longitudinal Study of Aging. Participants included 544 men and 512 women who participated in and completed all nutrition surveys from the first (1997-2000) to fifth (2006-2008) study waves. Each study wave was conducted for 2 years; in individuals, the entire follow-up period was 8 years. Salt and energy intake were calculated from 3-day diet records with photographs. The mixed-effects regression model was used for analysis of repeated measures of salt intake.

Results Mean age and salt intake for study participants at first participation in the survey were 56.5 ± 9.3 years and 12.8 ± 3.3 g/day in men and 55.8 ± 9.4 years and 10.6 ± 2.5 g/day in women, respectively. Mean energy intake decreased in men and women in all age groups from the first to fifth study waves. Eight-year longitudinal data showed that salt intake decreased in men. In stratified analyses by age, mean salt intake in men decreased 0.08 g/year among 40- to 49-year-olds, 0.09 g/year among 50- to 59-year-olds, 0.16 g/year among 60- to 69-year-olds, and 0.14

g/year among 70- to 79-year-olds. For women, mean salt intake decreased 0.08 g/year among 70- to 79-year-olds ($P=0.098$). After adjusting for energy intake, salt intake was decreased among 60- to 69-year-old men ($P=0.049$) and increased among 50- to 59-year-old women ($P=0.015$).

Conclusions Absolute salt intake was decreased among all age groups from 40 to 70 years in men and from 70 to 79 years in women. An increased focus on reducing energy intake resulted in only a modest decrease in salt intake. Although we observed a decline, salt intake still exceeded recommended levels. Efforts that focus on salt reduction are needed to address this important public health problem.

J Am Diet Assoc. 2011;111:844-850.

Japanese have a higher salt intake than Westerners, and a high prevalence of hypertension (1-3). Sodium intake among Japanese and US participants in the International Study of Macro- and Micronutrients and Blood Pressure study (age range 40 to 59 years) was 4,651 mg/day and 3,660 mg/day (salt intake as converted using sodium intake of 11.8 g and 9.3 g), respectively (1). These intakes are above the current World Health Organization recommendation of <2,000 mg/day (4).

Excessive salt intake has adverse effects on blood pressure, and lower salt intake is recommended to prevent hypertension not only in Japan but also in other countries (5,6).

The National Nutrition Survey in Japan indicated that trends in salt intake among subjects aged 1 year and older gradually decreased from 14.0 g/day in 1975 to 11.0 g/day in 2005 (7). However, that survey was a cross-sectional study, and subjects were selected randomly at several survey districts every year (7). Thus, it is unknown if salt intake in the same population decreased over time.

Food consumption and nutrient intake among Japanese have changed markedly during the past 5 decades. For example, Westernization of the Japanese diet has led to decreased consumption of carbohydrates and increased consumption of fat and meat (7,8). In addition, diet differences by age have been reported (9,10). For example, fat density (per 1,000 kcal energy intake) tends to decline as subjects get older (10). To understand trends in salt intake among Japanese subjects, it is essential to examine longitudinal data by age group. To the best of our knowledge, there are no data from prospective cohort

R. Otsuka is a general manager of preventive nutrition, Y. Kato is a researcher, and H. Shimokata is head, Department for Development of Preventive Medicine, National Center for Geriatrics and Gerontology, Aichi, Japan. T. Imai is a professor, Department of Food Science and Nutrition, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Kyoto, Japan. F. Ando is a professor, Department of Health and Medical Sciences, Aichi Shukutoku University, Aichi, Japan.

Address correspondence to: Rei Otsuka, PhD, Department for Development of Preventive Medicine, National Center for Geriatrics and Gerontology, 35 Gengo, Morioka-cho, Obu, Aichi 474-8511, Japan. E-mail: otsuka@ncgg.go.jp

Manuscript accepted: December 1, 2010.

Copyright © 2011 by the American Dietetic Association.

0002-8223/\$36.00

doi: 10.1016/j.jada.2011.03.020

studies that focus on salt intake among Japanese subjects.

Our study attempts to describe the salt intake for 8 years according to age groups categorized according to the age at first participation of the study, and to examine the trends in salt intake over time in community-dwelling middle-aged and elderly Japanese subjects.

METHODS

Study Participants

Data for this survey were collected as part of the National Institute for Longevity Sciences Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). In this project, the normal aging process has been assessed using detailed questionnaires and medical checkups, anthropometric measurements, physical fitness tests, and nutrition examinations. Details of the study of NILS-LSA are reported elsewhere (11). The initial survey of NILS-LSA involved 2,267 men and women aged 40 to 79 years, including almost 300 men and 300 women for each decade of life. Participants included were sex- and decade age-stratified random samples living in Obu-shi and Higashiura-cho, Aichi Prefecture, Japan. They have been followed every 2 years from the first study wave (November 1997 to April 2000), second study wave (April 2000 to May 2002), third study wave (May 2002 to May 2004), fourth study wave (June 2004 to July 2006), and fifth study wave (July 2006 to July 2008). Each study wave was conducted for 2 years; the total length of the first through fifth waves was 10 years. However in individuals the entire follow-up period was 8 years.

When participants could not be followed-up (eg, they transferred to another area, dropped out for personal reasons, or died), new age- and sex-matched subjects were randomly recruited. All study waves included nearly 1,200 men and 1,200 women. Among them, 621 men and 585 women participated in all five study waves. Some participants (77 men and 73 women) did not complete nutrition surveys from the first to fifth study wave at least one time. Thus, this study includes 544 men and 512 women who participated and completed in all nutritional surveys from the first to fifth study wave.

Age groups were categorized according to age at first participation of the study (November 1997 to April 2000). During an 8-year follow-up from the first to fifth study wave, most participants (446 men and 417 women) changed age groups. Among them, 39 men and 36 women changed age groups from 70 to 79 years to 80 to 89 years. To simplify the analysis, age groups categorized at first participation were used in all analyses.

Written informed consent was obtained from all participants. The Ethics Committee of the National Center for Geriatrics and Gerontology had already approved all procedures of the NILS-LSA.

Nutrition Assessments

Nutritional intakes were assessed by a 3-day diet record. The diet record was completed over 3 continuous days (2 weekend days and 1 weekday) (12). Foods, including seasonings, were weighed separately on a scale before cooking or portion sizes were estimated. Participants used a

disposable camera to take photographs of meals before and after eating. Registered dietitians used the photographs to complete missing data, and telephoned participants to resolve any discrepancies or obtain further information when necessary. The averages of the 3-day food and 119 nutrient intakes were calculated, and food was divided into 18 groups according to the fifth edition of the Standard Tables of Food Composition in Japan and other sources (12). Mean salt intake (grams/day) and energy intake (kcal/day) calculated from the 3-day dietary record were used in this study.

Other Measurements

Blood pressure was measured by an automated sphygmomanometer (BP-203RVII, Omron Colin, Tokyo, Japan) after participants had been comfortably seated for at least 5 minutes. Weight and height were measured under a fasting state to the nearest 0.1 kg and 0.1 cm, respectively, with subjects wearing light clothing and no shoes. Body mass index was calculated as weight/height² (kg/m²).

Statistical Analyses

All statistical analyses were conducted with Statistical Analysis System (version 9.1.3, 2006, SAS Institute, Cary, NC) and were done separately by sex. Participants were categorized into four age groups (40 to 49, 50 to 59, 60 to 69, and 70 to 79 years) according to age at first participation.

Comparisons between continuous variables were performed by analysis of variance and trend test. Linear regression models were constructed using the PROC GLM procedure to examine the association between age groups and energy or salt intake.

For analyses of repeated measures of salt intake, the mixed-effects regression model (Proc Mixed) was used. This method is a generalized form of linear regression analysis that allows for repeated measures on each participant while accounting for the considerable variation across participants in overall average salt intake. To estimate the main effects of salt intake by study wave, age group and the interaction of study wave×age group were substituted into the model. Each study wave was conducted for 2 years; the entire follow-up period for each participant was 8 years.

To eliminate the effects of total amounts of food intake on salt intake, a subsequent model included energy intake into covariates in the mixed-effects regression analyses. In addition, linear changes in salt intake over 8 years for each age group were estimated according to the slope of salt intake (grams/day) and the interception based on the mixed-effects regression analyses. Linear changes in energy-adjusted salt intake by age group were also estimated according to the slope of salt intake (grams/day) and the interception.

All reported *P* values were two-sided. A *P*<0.05 was considered statistically significant, and a *P*<0.1 was considered marginally statistically significant.

RESULTS

Mean (standard deviation) age, average daily dietary intake from 3-day diet records, body mass index, and blood