

心理学研究

THE JAPANESE JOURNAL OF PSYCHOLOGY

vol.76, No.1 第76巻第1号 2005年4月号別刷 April 2005

心理学研究 2005年 第76巻 第1号 pp. 10-17

原著

友人との死別が成人期の抑うつに及ぼす影響¹⁾

——年齢および家族サポートの調節効果——

福川康之 西田裕紀子 中西千織 坪井さとみ 新野直明²⁾ 安藤富士子 下方浩史
国立長寿医療センター研究所

The effects of bereavement of friends on depression in adulthood:
Age and family support as moderators

Yasuyuki Fukukawa, Yukiko Nishita, Chiori Nakanishi, Satomi Tsuboi, Naoakira Niino,
Fujiko Ando, and Hiroshi Shimokata (*National Institute for Longevity Sciences*)

日本心理学会

THE JAPANESE PSYCHOLOGICAL ASSOCIATION

友人との死別が成人期の抑うつに及ぼす影響¹

——年齢および家族サポートの調節効果——

福川康之 西田裕紀子 中西千織 坪井さとみ 新野直明² 安藤富士子 下方浩史
国立長寿医療センター研究所

The effects of bereavement of friends on depression in adulthood:
Age and family support as moderators

Yasuyuki Fukukawa, Yukiko Nishita, Chiori Nakanishi, Satomi Tsuboi, Naoakira Niino,
Fujiko Ando, and Hiroshi Shimokata (National Institute for Longevity Sciences)

The purpose of this longitudinal study was to examine the moderating effects of age and social support from family members in the relationship between the bereavement of friends and depression. The participants were 1 402 Japanese community-dwelling men and women aged between 40 and 79 years, who had done the baseline and the two-year follow-up surveys of the National Institute for Longevity Sciences-Longitudinal Study of Aging (NILS-LSA). By using hierarchical multiple regression analysis, we detected a significant interaction between age, social support from family members, and the bereavement of friends. Younger participants who were receiving less support from family members after the loss of friends showed significantly higher depression scores.

Key words: bereavement, depression, social support, aging.

The Japanese Journal of Psychology
2005, Vol. 76, No. 1, pp. 10-17

ライフイベントが個人の心理的健康を阻害するストレスとなることは広く知られているが、ストレスのメカニズムにおいて、年齢がどのような役割を果たすかに関しては、十分明らかにされてこなかった (Folkman, Lazarus, Pimley, & Novacek, 1987)。しかし一方で、Pearlin & Lieberman (1979) は、ライフイベントがもたらすストレスの影響には年齢差があることを指摘している。例えば、人は一生のうちに様々なライフイベントを体験するが、このうち、“入学”や“卒業”は主に児童期から青年期にかけて体験するライフイベントであり、“結婚”や“子供の誕生”は成人期に体験するライフイベントである。つまり、ライフイベントの多くは、体験時期が個人の発達段階や年齢と対応している (福川, 2002)。Pearlin &

Lieberman (1979) は、このような観点から、ある年齢の個人には“ありふれた”ライフイベントでも、別の年齢の個人には予想外の特異な体験となるため、より強いストレス状態をもたらすと考えた。

死別は、このような年齢との結びつきが強いライフイベントの一つである。一般に死別体験者は加齢に伴い増大する。例えば配偶者との死別率は、40歳代で1.1% (男性0.5%, 女性1.8%:以下同じ)、50歳代で3.8% (1.6%, 6.0%), 60歳代で11.8% (4.5%, 18.5%)と次第に上昇し、70歳代では29.0% (10.5%, 42.8%)にまで達する (総務省統計局, 2003)。したがって上記の考え方に照らすなら、配偶者との死別のインパクトは高齢者ほど小さくなると仮定できるだろう (Nolen-Hoeksema & Ahrens, 2002)。実際、Mendes de Leon, Kasl, & Jacobs (1994) による大規模縦断研究では、配偶者との死別が、後期高齢群 (75歳以上) よりも前期高齢群 (65歳から74歳) の抑うつと強い関連をもつことが示されている。本邦でも坂口・柏木・恒藤 (1999) が中年群 (40歳から59歳) は高齢群 (60歳以上) に比して、配偶者との死別後、抑うつや不眠などの長期的な心理的不適応が生じることを報告している。

Correspondence concerning this article should be sent to: Yasuyuki Fukukawa, Department of Epidemiology, National Institute for Longevity Sciences, 36-3 Gengo, Morioka-cho, Obu 474-8522, Japan (e-mail: fukukawa@nils.go.jp)

¹ 本研究は、厚生労働科学研究費補助金長寿科学総合研究事業“老化因子と加齢に伴う身体機能変化に関する長期縦断的疫学研究” (課題番号: H14-長寿-004) の一環として行われた。また、本研究の一部は日本心理学会第67回大会で発表された。

² 現所属: 桜美林大学大学院国際学研究科老年学専攻。

これら先行研究の理論的、実践的な知見は、いずれも死別体験と心理的健康との関連における年齢の調節効果 (moderating effect) を示唆するものといえよう。すなわち、年齢段階によって、死別体験が心理的健康に及ぼす影響力が異なる可能性がある。

しかし、これまで検討されてきた死別の対象は、配偶者や親、子供といった親族が中心であった。確かに、親族の死はストレス研究の初期から心理的健康を阻害するライフイベントとされてきた (Holms & Rahe, 1967)。例えば Murrell, Norris, & Hutchins (1984) は、55 歳以上の男女を対象とした大規模な調査を行い、過去 6 カ月間にどのようなライフイベントを体験し、それぞれがどの程度望ましい (あるいは望ましくない) 体験であったかを評定させている。この結果、配偶者との死別は、54 項目のリストのなかで最も望ましくないと評定されたイベントであり、子供や親との死別体験も上位 10 位以内と、配偶者との死別に続く否定的体験であることが示されたのに対して、親友との死別の評定値は 20 位にとどまっていた。しかし一方で、親族との死別の体験者は、全対象の 3% 未満であったのに対して、親友との死別の体験率はおよそ 40% (全項目中の 3 位) であった。このことは、友人との死別が、体験リスクの高いストレス要因となるために、中高年の一般集団の心理的健康を考えると考慮が必要であることを示している。しかしながら友人との死別に関する先行研究は、自殺 (Brent, Perper, Moritz, Allman, Liotus, Schweers, Roth, Balach, & Canobbio, 1993)、自爆テロの犠牲 (Galea, Ahern, Resnick, Kilpatrick, Bucuvalas, Gold, & Vlahov, 2002) など、事故や事件性の強い体験に焦点を当てたものに限られている。

このような研究動向は本邦でも同様である。すなわち、中高年期の死別に関する先行研究では、上記の坂口他 (1999) の報告を含め、配偶者との死別に焦点を当てたものが中心であり、これまで、悲嘆反応 (寺崎・中村, 1998)、不安や不眠症状 (下仲・中里・河合・佐藤・石原・権藤, 1996) などの心理的不健康との関連が報告されている。他方、友人との死別に関しては、脳血管性痴呆 (大國・清水・三戸・早川・由良, 1986) や身体作業能力 (山田・石井・新堀, 2002) との関連が指摘されているものの、心理的健康との関連はもとより、年齢の影響を検討した研究は見当たらない。

ところで、Cohen, Kessler, & Gordon (1995) によれば、一般にライフイベントと不健康との単相関はさほど大きくないことから、イベントと健康との関連を調節する要因 (moderators) を考慮することは、ストレスモデルの予測力を高めるうえでも重要となる。ストレス過程における調節要因は、年齢のような個人の内的要因に限らない。Cohen et al. (1995) は、ライ

フイベントの影響を調節する外的要因の一つとして、個人が社会関係から受ける支援 (ソーシャルサポート) を挙げている。

ソーシャルサポートは、死別体験の影響を和らげる要因として頻りに検討されてきた (Norris & Murrell, 1990)。これまで述べてきたように、死別対象は配偶者などの親族が中心であり、多くの研究が死別後の心理的適応の促進にソーシャルサポートが有効であることを明らかにしている (Dimond, Lund, & Caserta, 1987; Kaunonen, Tarkka, Paunonen, & Laippala, 1999)。本邦でも、岡林・杉澤・矢富・中谷・高梨・深谷・柴田 (1997) が、ソーシャルサポートを多く受ける者は、配偶者との死別による抑うつへの影響が和らげられることを報告している。このように、年齢など個人の内的要因に加えて、死別の影響を緩和する社会的要因の効果を明らかにすることは、死別体験者の心理的健康維持を目的とした介入の可能性を広げることとなる。

そこで本研究では、中高年地域住民の縦断データを用いて、友人との死別が抑うつに及ぼす影響に関して、年齢およびソーシャルサポートの調節効果を検討する。その際、本研究では、家族からのソーシャルサポート (以下、家族サポート) に着目した。家族は、友人や隣人などのネットワーク成員と比べて、サポート源としての重要度が高いことから (Cantor, 1979)、友人との死別に対しても強い抑うつ低減効果が期待される。また、本研究の検討により、死別による友人ネットワークの喪失危機に対して、他の対人ネットワーク (家族) が果たす防護的役割を明らかにすることができると思われる。

本研究の仮説は次の 2 点である。(a) 友人との死別は、体験年齢が若いほど抑うつと強い関連をもつ。(b) 家族サポートを多く受けていれば、友人との死別の抑うつへの影響は小さい。

方 法

調査および対象

本研究の分析データは、国立長寿医療センター研究所による“老化に関する長期縦断疫学研究 (NILS-LSA; Shimokata, Ando, & Niino, 2000)” から得られた。NILS-LSA は、性および年齢により層化無作為抽出された 40 歳から 79 歳の地域住民を対象とした 2 年ごとの追跡調査である。本研究では、NILS-LSA 第 1 次調査 (Wave 1: 1997—2000) および第 2 次調査 (Wave 2: 2000—2002) の両調査に参加した 1 813 名のデータを用いた。ただし、本研究の分析変数に欠損のある者、およびストレス体験 (友人との死別) のリスクがなかった者は分析から除くこととした。NILS-LSA では Kahn & Antonucci (1980) の方法に倣い、

対象者の社会的ネットワークを測定している。そこで Wave 1 でネットワーク員として一人の友人も挙げなかった者を除外した。本研究の最終的な分析対象者は 1402 名、Wave 1 における平均年齢は 57.7 歳 ($SD=10.5$) である。

調査項目

本研究のデータは、死別体験の有無を面接により評定したほかは、すべて自記式調査票により収集した。面接は国立長寿医療センターで行った。調査票は自宅で記入したうえで面接時に持参するよう依頼した。本研究で用いた変数の詳細を以下に示す。

友人との死別体験 Wave 2 で施行したライフイベントチェックリスト (43 項目) への回答から、友人との死別体験の有無を確認した。訓練を受けた面接者が対象者にチェックリストを提示し、Wave 1 参加後に体験したイベントを報告するよう求めた。本研究では、リスト中の項目のうち、“親友の死亡” をチェックした対象者を死別体験あり群とした。統計的分析においては、死別体験者に 1、非体験者に 0 を与えた。

抑うつ Radloff (1977) による Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D) の日本語版 (20 項目: 島・鹿野・北村・浅井, 1985) を用いた。測定は Wave 1, Wave 2 の両時点で行った。各項目について、最近 1 週間の自身の状態について“ほとんどなかった”から“たいていそうだった”の 4 件法で回答させ、順に 0 点から 3 点を与えた (逆転項目については順に 3 点から 0 点を与えた)。得点が高いほど抑うつ傾向が強いことを示す。本研究の対象について、Cronbach の α 信頼性係数を算出したところ、Wave 1 では .87, Wave 2 では .88 となり、いずれも高い内的一貫性を示した。Wave 1 の CES-D 得点と Wave 2 の CES-D 得点との相関係数は .57 ($p<.01$) であった。

家族サポート 野口 (1991) が開発した対人関係の尺度を用いて測定した。本尺度は 12 項目から成るが、このうち否定的対人関係に関する 4 項目を除いて分析に用いた。分析項目は“心配事や悩み事を聞いてくれる人がいますか”、“あなたを元気づけてくれる人はいますか”などの情緒的サポートに関する 4 項目と、“もし仮に、あなたが病気で数日間寝込んだ時に、看病や世話をしてくれる人はいますか”、“留守の時やちょっとした用事を頼める人はいますか”などの道具的サポートに関する 4 項目である。対象者に別居を含む家族全員を想定させ、各項目に該当する人物の有無に関して、Wave 1 では 2 件法 (いない=0, いる=1), Wave 2 では 4 件法 (全くいない=1-何人もいる=4) で回答を求めた。

なお、情緒的ないし道具的といったサポートの機能により、死別体験への効果が異なることが考えられる

が、確認的因子分析を行ったところ、本尺度に関して、Wave 1 と Wave 2 とともに、高い適合度 ($GFI .90$ 以上) をもつ 1 因子構造が認められた。また、NILS-LSA では野口 (1991) の尺度を用いた友人サポートの測定を Wave 2 以降で行っているため、友人サポートの効果は分析できなかった。以上の点から本研究では、家族サポートに関して、調査時期 (Wave 1 および Wave 2) ごとに 8 項目の合計得点を算出し、それぞれの効果を検討することとした。高得点ほど多くの家族サポートを得ていることを示す。Wave 1 と Wave 2 の家族サポート得点の相関係数は .47 であった ($p<.01$)。また、Wave 1 の α 信頼性係数は .81, Wave 2 は .90 となり、いずれも高い内的一貫性を示した。

その他の分析変数 本研究では分析上の共変数として、性 (男性=0, 女性=1), Wave 1 での収入 (家計を同じくする者の合計年収: 150 万円以下=1-同 2000 万円以上=11) および主観的健康度 (単一項目の質問“あなたの健康状態はいかがですか”に対して、“非常に悪い”から“非常に良い”までの 5 件法で回答を求め、順に 1 点から 5 点を与えた) を用いた。さらに、対人関係の構造的側面として、Wave 1 における配偶者の有無 (なし=0, あり=1), 子供 (実子) の数, (配偶者と子供以外の) 他の親戚の数, 友人の数を同じく分析上の共変数として用いた。配偶者の有無は基礎質問票への回答から得られた。子供の数, 他の親戚の数, 友人の数は、上記の社会的ネットワークへの回答に基づいて指標化した。

分析

本研究では、Wave 2 の CES-D 得点を基準変数とした階層的重回帰分析を行った。はじめに、共変数 (性・収入・主観的健康度・配偶者の有無・子供の数・他の親戚の数・友人の数) と Wave 1 の CES-D 得点の影響を調整したうえで、年齢、Wave 1 および Wave 2 の家族サポート、死別体験の各主効果を検討した (モデル 1)。さらに、モデル 1 に年齢、家族サポート (Wave 1 ないし Wave 2) および死別体験間の 1 次の交互作用項を説明変数として加えたモデル (モデル 2) を検討した。最後に、モデル 2 に年齢、家族サポート (Wave 1 ないし Wave 2) および死別体験間の 2 次の交互作用項を説明変数として加えたモデル (モデル 3) を検討した。なお、多重共線性の問題を考慮し、交互作用項の作成に際しては、年齢および家族サポート得点をそれぞれ中心化 (平均値からの偏差に再指標化) して分析に用いた。分析にはすべて統計プログラムパッケージ SAS を使用した。

結 果

対象者の特性

Table 1 は本研究で用いた変数に関する対象者の特性を示す。対象全体のおよそ 16% (224 名) が親友との死別を体験し、死別体験群には、非体験群に比して男性が多く含まれていた ($\chi^2(1, N=1402)=33.46, p<.01$)。また、死別体験群は非体験群に比して、高齢、低収入であることが明らかとなった (それぞれ $t(1400)=-9.15, p<.01; t(1400)=3.08, p<.01$)。他の変数では死別体験の有無による有意差が認められなかった。

年齢・友人との死別・家族サポートと抑うつとの関連

Table 2 に Wave 2 の CES-D 得点を基準変数とした階層的重回帰分析の結果を示す。モデル 1 では、Wave 2 の家族サポートの抑うつ低減効果が有意となった ($\beta=-.13, p<.01$)。しかし、Wave 1 の家族サポートならびに死別体験の効果は有意とならなかった。モデル 2 では、モデル 1 と比較した決定係数の上昇が有意となった ($\Delta R^2=.007, p<.01$)。また死別体験の主効果が有意となり ($\beta=.09, p<.01$)、死別体験者は非体験者に比して Wave 2 の CES-D 得点が高いことが示された。ただしモデル 2 では、年齢×死別体験 ($\beta=-.05, p<.05$) と家族サポート (Wave 2)×死別体験 ($\beta=-.06, p<.05$) の交互作用も有意となった。

そこで、Aiken & West (1991) の Simple Slope Analysis の手法にしたがってこれらの交互作用の詳細を検討した。すなわち、年齢および家族サポート得点の各平均値±1SD の値をそれぞれモデルに代入し、死別体験の効果が年齢や家族サポートの得点により、どのように変化するかを検討した。この結果、年齢×死別体験の効果に関しては、高齢条件 (平均+1SD=68.1 歳) 下の死別体験の効果の推定値(B)は 0.80 で有意でなかったが、若年条件 (平均-1SD=47.2 歳) 下の B (2.50) は 1%水準で有意となり、年齢が若い場合にのみ、友人との死別の抑うつ増大効果が認められた (Figure 1)。同様に、家族サポート (Wave 2)×死別体験の効果に関しては、高家族サポート条件 (平均+1SD=28.6 点) 下の B (0.70) は有意でなかったが、低家族サポート条件 (平均-1SD=20.7 点) 下の B (2.61) は 1%水準で有意となり、Wave 2 の家族サポートが少ない場合にのみ、友人との死別の抑うつ増大効果が認められた (Figure 2)。

さらに、階層的重回帰分析のモデル 3 では、モデル 2 と比較した決定係数の上昇が有意となった ($\Delta R^2=.004, p<.01$)。また、新たに年齢×家族サポート (Wave 2) の 1 次の交互作用 ($\beta=-.06, p<.05$) が

Table 1
友人との死別体験の有無による対象者の特性^{a)}

死別体験	あり	なし ^{b)}
<i>n</i>	224	1178
男性 (<i>n</i> , %)	152 (67.9)	551 (46.8)**
年齢	63.3 (9.9)	56.6 (10.2)**
収入	5.9 (2.5)	6.5 (2.4)**
主観的健康感	3.2 (0.6)	3.2 (0.6)
配偶者あり (<i>n</i> , %)	191 (85.3)	1038 (88.7)
子供の数	1.9 (1.0)	2.0 (0.9)
他の親戚の数	6.0 (3.8)	6.0 (3.7)
友人の数	4.0 (2.5)	3.9 (2.6)
家族サポート (Wave 1)	7.5 (1.3)	7.4 (1.3)
家族サポート (Wave 2)	25.1 (3.8)	24.6 (4.0)
CES-D (Wave 1)	7.2 (5.9)	6.7 (6.3)
CES-D (Wave 2)	7.9 (6.9)	7.3 (6.8)

^{a)} 括弧内は標準偏差 (性および配偶者の有無の構成比を除く)。

^{b)} 性および配偶者の有無の構成比の比較は χ^2 検定, 他の変数の比較は t 検定による。

** $p<.01$

有意となった。加えて、年齢×家族サポート (Wave 2)×死別体験の 2 次の交互作用 ($\beta=.09, p<.01$) の効果が有意となったことから、死別体験と抑うつとの関連は、年齢と Wave 2 の家族サポートとを組み合わせる条件の影響を受けると考えられた。

そこで、Simple Slope Analysis により、有意となった 2 次の交互作用の詳細を検討した。Figure 3 および Figure 4 に、得られた結果を年齢条件別に示した。若年条件下では (Figure 3)、低家族サポートの場合に死別体験の抑うつ増大効果の推定値が有意となり ($B=6.29, p<.01$)、高家族サポートの場合には有意でなかった ($B=0.14$)。これに対して高齢条件下では (Figure 4)、家族サポートが低い場合 ($B=0.82$)、高い場合 ($B=0.30$) の双方で、死別体験の抑うつ増大効果は有意でなかった。したがって、友人との死別は、特に若年低家族サポートの場合に抑うつを高めることが示された。

考 察

本研究では、中高年地域住民の大規模縦断データを用いて、友人との死別が抑うつに及ぼす影響に関して、年齢および家族サポートの調節効果を検討した。本研究から得られた知見を以下で考察する。

友人との死別体験における年齢の調節効果

死別体験と年齢の交互作用から、先行研究 (Mendes de Leon et al., 1994; 坂口他, 1999) と同様

Table 2
Wave 2 の CES-D 得点を基準変数とした階層的重回帰分析

説明変数	モデル1		モデル2		モデル3	
	B	β	B	β	B	β
性 (男性)	-0.39	-.03	-0.36	-.03	-0.33	-.02
収入	-0.13	-.05	-0.13	-.05	-0.14	-.05*
主観的健康感	-0.99	-.09**	-0.99	-.09**	-0.96	-.09**
CES-D (Wave 1)	0.56	.52**	0.57	.52**	0.57	.52**
配偶者 (あり)	0.98	.05*	0.95	.05	1.04	.05*
子供の数	-0.04	-.01	-0.05	-.01	-0.07	-.01
他の親戚の数	0.03	.02	0.03	.02	0.03	.01
友人の数	0.03	.01	0.03	.01	0.03	.01
年齢	-0.02	-.03	-0.00	-.00	0.00	.01
家族サポート (Wave 1)	0.01	.00	-0.15	-.03	-0.15	-.03
家族サポート (Wave 2)	-0.22	-.13**	-0.16	-.10**	-0.16	-.09**
死別体験 (あり)	0.59	.03	1.65	.09**	1.89	.10**
年齢×死別体験			-0.08	-.05*	-0.13	-.09**
家族サポート (Wave 1)×死別体験			0.50	.04	0.81	.07
年齢×家族サポート (Wave 1)			0.01	.01	0.02	.03
家族サポート (Wave 2)×死別体験			-0.24	-.06*	-0.42	-.10**
年齢×家族サポート (Wave 2)			-0.01	-.03	-0.01	-.06*
年齢×家族サポート (Wave 1)×死別体験					-0.04	-.04
年齢×家族サポート (Wave 2)×死別体験					0.03	.09**
R ²		.353**		.360**		.364**
ΔR^2				.007**		.004**

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

に、死別体験の抑うつに対する影響は年齢が若いほど強いとの結果が得られた。高齢者にとっては、親しい人物との死別は低年齢者に比して必然的な出来事であるため、従来、高齢期の死別体験は、ストレスサーとしての強度は小さいと考えられてきた (Nolen-Hoeksema & Ahrens, 2002)。本研究でも、死別体験群

の平均年齢は非体験群よりも有意に高かったことから、高齢者ほど死別を体験しやすいことが示唆された。したがって、本研究の結果は、先行研究における理論的・実証的知見をとともに支持するものといえよう。本研究ではさらに、友人との死別が心理的健康に及ぼす影響が、配偶者などの親族との死別と同様に、

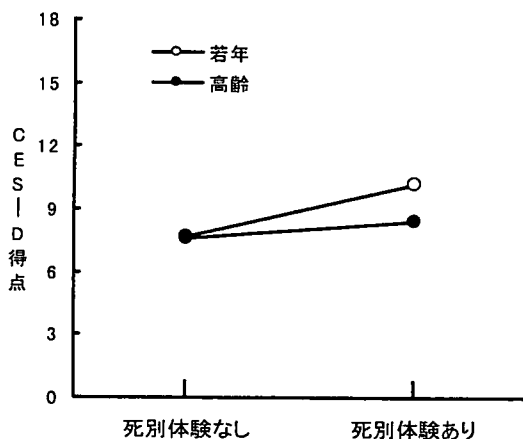


Figure 1. 死別体験が抑うつに及ぼす影響と年齢の調節効果。

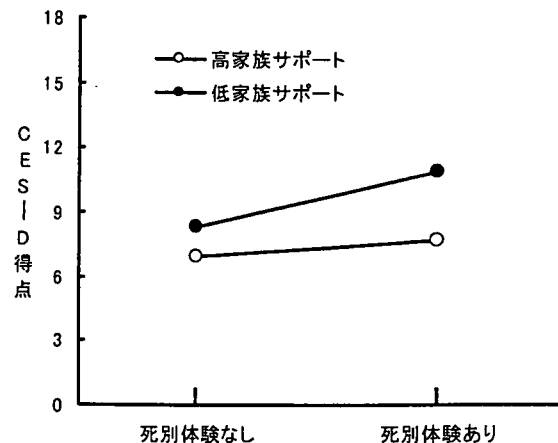


Figure 2. 死別体験が抑うつに及ぼす影響と家族サポート (Wave 2) の調節効果。

年齢によって調節されることが確認された。この点で、本研究の結果は死別体験の影響の年齢差に関する従来の知見を拡張するものである。

死別体験に対する高齢者の心理的頑健性については、他の要因も関係するかもしれない。例えば、Kato, Asukai, Miyake, Minakawa, & Nishiyama (1996) は、阪神淡路大震災による心的外傷後ストレス障害に関する調査から、高齢者は低年齢者に比して被災後の心理的再適応が早いことを見出した。Kato et al. (1996) はこの理由の一つとして、高齢者は戦争による被災体験を過去にもつことを挙げている。このように、先行体験が“予防接種 (inoculation)”となつて、後に同種のストレスを体験した際の情緒的反応を和らげる可能性がある (Knight, Gatz, Heller, & Bengtson, 2000)。したがって、本研究で友人との死別による抑うつ増大効果が高齢条件で認められなかったのは、死別が高齢者にとって心理社会的に必然であるだけでなく、彼らが実際に多くの死別体験をもつことによると考えられる。これに対して寺崎・中村

(1998) は、核家族化が進行した今日、肉親の死を目の当たりにする機会が失われ、死に対する精神的対応や準備教育が不十分となる傾向を指摘している。死別体験が心理的健康に及ぼす影響の年齢差には、このような社会環境の変化も背景要因として考慮する必要があるといえよう。

友人との死別体験における家族サポートの調節効果

ストレス体験下の個人が、対人資源を活用することで体験前と同等の心理的健康を維持できるという機制は、サポートのストレス緩衝効果 (stress-buffering effect) として知られている (Cohen & Wills, 1985)。本研究では友人との死別体験に対する家族サポートの効果について、サポートを受けた時期 (Wave 1/Wave 2) を区別して検討した。この結果、若年条件下において、死別後 (Wave 2) の家族サポートの緩衝効果が有意となった。岡林他 (1997) は、配偶者との死別に対するサポートの緩衝効果を検討し、死別体験前よりも体験後に与えられるサポートに抑うつ軽減効果が認められたことを報告している。したがって、本研究の結果は、死別体験に際して精神的健康を維持するうえでは、死別前に築かれた人間関係よりも、死別後に得られる支援がとりわけ重要である、との岡林他 (1997) の主張を支持するものといえる。これは、死別体験者へのサポートが、彼らの適応援助に有効であることを示唆する知見といえよう。

本研究における他の興味深い知見は、死別対象 (友人) とは異なる対人関係のカテゴリ (家族) から受けるサポートに緩衝効果が認められた点である。死別は、死別対象から生前受けていたサポートの損失をもたらすが、他の対人資源から受けるサポートがこの損失を補えば、死別による心理的不健康は生じない可能性がある (Stroebe, Stroebe, Gergen, & Gergen, 1982)。そうであれば、本研究の結果は、家族サポートが、死別により失われた友人サポートを補うことで抑うつを軽減したことになるだろう。しかしながらこれまで、家族と友人など、異なるネットワークの成員間では、与えるサポートの機能や効果が異なることが指摘されてきた (Crohan & Antonucci, 1989)。したがって本研究の結果は、サポートの提供者とサポートの機能との対応は、従来考えられてきたよりも柔軟で、ある対人関係のカテゴリが、他のカテゴリの機能を担う場合もあることを示唆するものといえよう。もちろん本研究では、友人との死別に対する家族サポートの緩衝効果を検討するに留まったため、このような対人関係の相互性を十分明らかにすることはできなかった。例えば、ある友人との死別の影響は、他の友人からのサポートによっても緩和されるかもしれない。あるいは、本研究とは反対に、家族との死別に対する友人サポートの効果についても検討する必要があるだろう。このよう

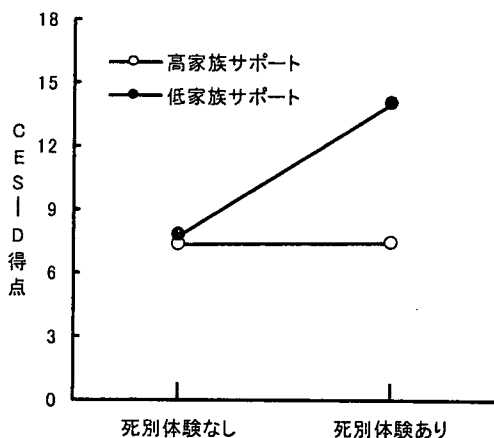


Figure 3. 若年条件における家族サポート (Wave 2) および死別体験と抑うつとの関連。

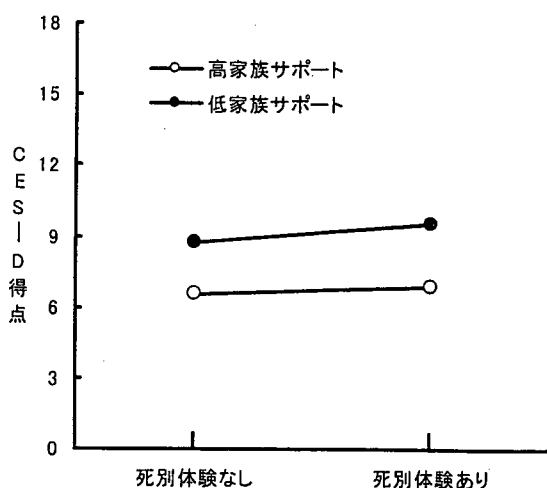


Figure 4. 高齢条件における家族サポート (Wave 2) および死別体験と抑うつとの関連。

に、死別対象とサポート源との多様な組み合わせを考慮して、ストレス緩衝効果を総合的に検討することは、死別体験において対人関係が果たす役割の詳細を明らかにするうえで重要と思われる。

展 望

本研究で得られた知見を解釈するうえでは、以下の点にも留意する必要がある。すなわち、友人との死別体験の主効果は、階層的重回帰分析におけるモデル 1 では認められず、交互作用項を投入したモデル 2 ではじめて認められた。このことは、友人との死別が、ストレスサとして強度が小さいことを示すかもしれない。しかしながら、Figure 3 に示したように、若年・低家族サポート条件における友人との死別体験者の抑うつ得点は 14 点を超え、これは臨床レベルの抑うつ状態を判定する際に広く用いられている CES-D 尺度のカットオフポイント (16 点) に迫るものであった。したがって友人との死別は、若年齢かつ低家族サポートの場合には、心理的健康を阻害する強いストレスサになると考えられる。

他方、本研究では、年齢や家族サポートの要因を考慮することで、友人との死別が心理的健康に及ぼす影響を明らかにすることができたが、他の要因の調節効果も検討の余地があるだろう。なかでも、性別は、死別体験の影響を調節する重要な個人要因とされている (Gallagher, Thompson, & Peterson, 1981)。また、死別体験は心理的健康を阻害するだけでなく、身体疾患の罹患率や死亡率を高める可能性が指摘されている (Charlton, Sheahan, Smith, & Campbell, 2001)。心理的側面以外への影響もあわせて検討すれば、死別体験の実相が一層明らかになるだろう。このように、死別体験と関連する調節要因の働きを考慮し、また、死別が影響を及ぼす様々な側面を検討することは、死別に伴うストレス過程の理解に役立つだけでなく、死別体験者へのケアに関する具体的方略を論じるうえでも有用と思われる。

引用文献

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Brent, D. A., Perper, J., Moritz, G., Allman, C., Liotus, L., Schweers, J., Roth, C., Balach, L., & Canobbio, R. (1993). Bereavement or depression? The impact of the loss of a friend to suicide. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *32*, 1189-1197.
- Cantor, M. H. (1979). Neighbors and friends: An overlooked resource in the informal support system. *Research on Aging*, *1*, 434-463.
- Charlton, R., Sheahan, K., Smith, G., & Campbell, I. (2001). Spousal bereavement: Implications for health. *Family Practice*, *18*, 614-618.
- Cohen, S., Kessler, R. C., & Gordon, L. U. (1995). Strategies for measuring stress in studies of psychiatric and physical disorders. In S. Cohen, R. C. Kessler & L. U. Gordon (Eds.), *Measuring stress: A guide for health and social scientists*. New York: Oxford University Press. pp. 3-26.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, *98*, 310-357.
- Crohan, S., & Antonucci, T. (1989). Friends as a source of social support in old age. In R. G. Adams & R. Blieszner (Eds.), *Older adult friendship: Structure and process*. Newbury Park, CA: Sage. pp. 129-146.
- Dimond, M., Lund, D. A., & Caserta, M. S. (1987). The role of social support in the first two years of bereavement in an elderly sample. *Gerontologist*, *27*, 599-604.
- Folkman, S., Lazarus, R. S., Pimley, S., & Novacek, J. (1987). Age differences in stress and coping processes. *Psychology and Aging*, *2*, 171-184.
- 福川康之 (2002). 老年期と心理学的ストレス 小杉正太郎 (編著) ストレス心理学 川島書店 pp. 166-176.
- (Fukukawa, Y. (2002). Psychological stress in later life. In S. Kosugi (Ed.), *Stress psychology*. Tokyo: Kawashima Shoten. pp. 166-176.)
- Galea, S., Ahern, J., Resnick, H., Kilpatrick, D., Bucuvalas, M., Gold, J., & Vlahov, D. (2002). Psychological sequelae of the September 11 terrorist attacks in New York City. *New England Journal of Medicine*, *28*, 982-987.
- Gallagher, D. E., Thompson, L. W., & Peterson, J. A. (1981). Psychosocial factors affecting adaptation to bereavement in the elderly. *International Journal of Aging and Human Development*, *14*, 79-95.
- Holms, T. H., & Rahe, R. H. (1967). The social adjustment rating scale. *Journal of Psychosomatic Research*, *11*, 213-218.
- Kahn, R. L., & Antonucci, T. C. (1980). Convoys over the life course: Attachment, roles and social support. In P. B. Baltes & O. G. Brim, Jr. (Eds.), *Life-span development and behavior*. New York: Academic Press. pp. 253-286.
- Kato, H., Asukai, N., Miyake, Y., Minakawa, K., & Nishiyama, A. (1996). Post-traumatic symptoms among younger and elderly evacuees in the early stages following the 1995 Hanshin-Awaji earthquake in Japan. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *93*, 477-481.
- Kaunonen, M., Tarkka, M. T., Paunonen, M., & Laippala, P. (1999). Grief and social support after the death of a spouse. *Journal of Advanced Nursing*, *30*, 1304-1311.
- Knight, B. G., Gatz, M., Heller, K., & Bengtson, V. L.

- (2000). Age and emotional response to the Northridge earthquake: A longitudinal analysis. *Psychology and Aging*, *15*, 627-634.
- Mendes de Leon, C. F., Kasl, S. V., & Jacobs, S. (1994). A prospective study of widowhood and changes in symptoms of depression in a community sample of the elderly. *Psychological Medicine*, *24*, 613-624.
- Murrell, S. A., Norris, F. H., & Hutchins, G. L. (1984). Distribution and desirability of life events in older adults: Population and policy implications. *Journal of Community Psychology*, *12*, 301-311.
- 野口裕二 (1991). 高齢者のソーシャルサポート——その概念と測定—— 社会老年学, *34*, 37-48. (Noguchi, Y. (1991). Social support in elderly: The concept and measurement. *Social Gerontology*, *34*, 37-48.)
- Nolen-Hoeksema, S., & Ahrens, C. (2002). Age differences and similarities in the correlates of depressive symptoms. *Psychology and Aging*, *17*, 116-124.
- Norris, F. H., & Murrell, S. A. (1990). Social support, life events, and stress as modifiers of adjustment to bereavement by older adults. *Psychology and Aging*, *5*, 429-436.
- 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. (Okabayashi, H., Sugisawa, H., Yatomi, N., Nakatani, Y., Takanashi, K., Fukaya, T., & Shibata, H. (1997). The impact of conjugal bereavement and the buffering effect of social support on the health of elderly people. *Japanese Journal of Psychology*, *68*, 147-154.)
- 大國美智子・清水忠彦・三戸秀樹・早川和生・由良晶子 (1986). 老年期痴呆の発症や増悪に関する危険因子についての研究 日本公衆衛生雑誌, *33*, 17-27. (Okuni, M., Shimizu, T., Mito, H., Hayakawa, K., & Yura, A. (1986). Study on the risk factors involved in the outbreak or aggravation of senile dementia. *Nippon Koshu Eisei Zasshi*, *33*, 17-27.)
- Pearlin, L. I., & Lieberman, N. A. (1979). Social sources of emotional distress. *Research in Community and Mental Health*, *1*, 217-248.
- 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.
- 坂口幸弘・柏木哲夫・恒藤 暁 (1999). 老年期における配偶者との死別後の精神的健康と家族環境 老年精神医学雑誌, *10*, 1055-1062. (Sakaguchi, Y., Kashiwagi, T., & Tsuneto, S. (1999). Psychological health and family environment in elderly widow(er)s. *Japanese Journal of Geriatric Psychiatry*, *10*, 1055-1062.)
- 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. (Shima, S., Shikano, T., Kitamura, T., & Asai, M. (1985). New self-rating scales for depression. *Seishin Igaku*, *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*, *10*, S1-S9.
- 下仲順子・中里克治・河合千恵子・佐藤眞一・石原治・権藤恭之 (1996). 中高年期に体験するストレスフル・ライフイベントと精神的健康 老年精神医学雑誌, *7*, 1221-1230. (Shimonaka, Y., Nakazato, K., Kawaai, C., Sato, S., Ishihara, O., & Gondo, Y. (1996). Stressful life events and mental health in later life. *Japanese Journal of Geriatric Psychiatry*, *11*, 1221-1230.)
- 総務省統計局 (2003). 日本統計年鑑 財団法人日本統計協会 (Statistics Bureau: Ministry of Public Management, Home Affairs, Posts and Telecommunications (2003). *Japan statistical yearbook*. Tokyo: Japan Statistical Association.)
- Stroebe, W., Stroebe, M. S., Gergen, K., & Gergen, M. (1982). The effects of bereavement on mortality. In J. R. Eiser (Ed.), *Social psychology and behavioral medicine*. Chichester, England: Wiley. pp. 527-560.
- 寺崎明美・中村健一 (1998). 配偶者喪失による高齢者の悲嘆とそれを左右する要因 日本公衆衛生雑誌, *45*, 512-525. (Terasaki, A., & Nakamura, K. (1998). Factors influencing grief due to bereavement among elderly widows and widowers. *Nippon Koshu Eisei Zasshi*, *45*, 512-525.)
- 山田 孝・石井良和・新堀正親 (2002). “作業に関する自己評価”により、友人との死別体験を引きずっていることが明らかになった高齢障害者に対する援助 作業行動研究, *6*, 49-50. (Yamada, T., Ishii, Y., & Shinhorii, M.)

—2003. 8. 11 受稿, 2004. 9. 18 受理—

中高年者における歩行動作の特徴

Gait characteristics in middle-aged and elderly adults

道用 亘*	小坂井 留美*	安藤 富士子*
下方 浩史*	布目 寛幸**	池上 康男**
Wataru DOYO*	Rumi KOZAKAI*	Fujiko ANDO*
Hiroshi SHIMOKATA*	Hiroyuki NUNOME**	Yasuo Ikegami**

PURPOSE: This research was to describe the kinematic and kinetic characteristics of walking in community-dwelling middle-aged and elderly Japanese. Sex differences and relationships between walking variables and age were estimated. **METHODS:** Subjects were community-dwelling males and females (n=2075) aged 40—82yrs who participated in the 2nd wave examination of the NILS-LSA (National Institute for Longevity Sciences — Longitudinal Study of Aging). The subjects were asked to walk over force platforms (at 1200Hz) while being videotaped at 60Hz. They were asked to walk with two paces; comfortable and brisk walking. Direct linear transformation method was used to obtain 3-dimensional coordinates of feet, shanks, thighs and torso. Walking velocity, step length, step frequency, temporal components (support time, swing time, cycle duration, single support time, double support time) and motions at lower extremities (total ranges of flexions and peak torques at hip, knee and ankle joints in sagittal plane) during 1 cycle of walking were calculated. Student t-test and Pearson's correlation coefficients were utilized to assess the sex differences and relationship between walking variables and age. Statistical analyses were performed on SAS (SAS Institute Inc, Cary, NC, USA) version 8.2. **RESULTS:** Student t-test showed that sex differences were observed in almost all the variables ($p < 0.01$, $p < 0.001$) except walking velocity and peak torque at knee extensor in late stance during comfortable walking and double support time at late stance and total range of flexion at knee during brisk walking. Pearson's correlation coefficients showed that walking velocity, step length, step frequency, total ranges of flexions at hip and ankle, peak torques at hip extensor, knee flexors and ankle plantar flexor in both sexes during both walking were negatively correlated with age ($p < 0.01$, < 0.001). Also it showed that stance time, double support time, peak torques at hip flexor and knee extensors were positively correlated with age. **CONCLUSION:** Walking patterns in middle-aged and elderly adults were showed in this study. Sex differences and relationships between walking variables and age were observed in this population. Further research should center the association among the walking variables, the effect of other characteristics of samples on the walking pattern and age related-changes in elderly adults.

緒 言

歩行動作はヒトのADL評価やQOL維持・向上に有用で最も基本的な移動運動である。特に中高年者において、歩行能力の維持、向上は自立した生活を営む上で究めて重要であり、不可欠な日常動作である。中高

年者の歩行動作を運動学的・運動力学的に記述・評価することは、歩行能力に関する基礎的資料を得ることができると考えられ、今日まで様々な先行研究が報告されている。

Murray MP, et al.⁸⁾ は20—87歳の成人男性64名における歩行の速度、歩幅、1サイクルの時間成分、下肢関

* 国立長寿医療センター・疫学研究部
** 名古屋大学総合保健体育科学センター
* Department of Epidemiology, National Institute for Longevity Sciences
** Research Center of Health, Physical Fitness and Sports, Nagoya University

節角度変位等を記述し、それら歩行変量と年齢との関係について報告している。Winter DA, et al.¹⁵⁾ は15名の高年者の歩行を記録し、若年群の歩行データベースと比較検討したところ、高年者は歩幅の減少、両脚支持時間の増加、推進期におけるパワーの減少を行っており、そのような歩行中の適応は dynamic balance が低下していることに関連があると示唆している。DeVita P, and Hortobagyi T.¹¹⁾ は同速度で歩行した若年群と高年群を比較し、高年男女は歩行中の膝関節伸展トルクおよび仕事量ならびに足関節トルクおよび仕事量は減少するが、股関節伸展トルクおよび仕事量は増加したことを示した。

このように歩行動作と年齢との関係は力学的情報の記述から検討されているが、必ずしも一致した知見が得られていない。例えば歩行中の股関節角度範囲に関して、Murray MP, et al.⁸⁾ は高年群ほど低値を示したことを報告しているが、Oberger T, et al.⁹⁾ は若年群と高年群に差がないことを報告している。このような知見の相違は、若年者と高年者の少数の対象による比較、被検者の高年群は体力レベルに優れている、測定精度に相違があるなど、対象の特性や測定環境に偏りがあることが原因と考えられる。また歩行動作の先行研究では性別ごとに分類して評価するなど、男性と女性の歩行動作を比較した研究は少ない。性別に歩行動作の特徴を記述し、性差を検討することにより、中高年者の歩行能力の制限因子を評価できるかもしれない。

以上のように中高年者の歩行動作の特徴や制限因子を明らかにするためには、無作為抽出した大規模サンプルに対してその歩行動作を高い精度により記述し、性差や年齢との関連を記述することが必要であると考えた。したがって本研究の目的は1) 地域在住中高年者の歩行動作を3次元映像解析法により記述し、2) 性差および年齢との関連を検討することである。

方 法

1. 対象者

対象は国立長寿医療センター・疫学研究部が行なう「老化に関する長期縦断疫学調査 (NILS-LSA)」の第2回調査に参加した40—82歳の地域住民男女2075名であった。身体的特性を表1に示す。

2. 課題

対象は左右の第5中足骨頭、足関節外顆、膝関節中心、大転子中央と上前腸骨棘とを結ぶ線上で大転子から1/3の点、肩峰点の計10個のマーカを貼付された。その後中央にフォースプレート2台を設置した10mの

木製歩行路上を通常歩行および速歩行を行なった。検者が通常歩行は「普段通りに」、速歩行は「走らない程度にできるだけ速く」歩行するよう対象に指示した。

3. 測定方法

歩行における1サイクルの動作を4台のカメラにより60Hzで (Vicon140, Oxford Metrics)、2台のフォースプレートより1200Hzで (9286, Kistler) 記録し、3次元映像解析法 (DLT法) により体幹、大腿、下腿、足部の3次元空間座標データおよび反力データを算出した。得られた3次元空間座標データおよび反力データはDIFF変換を行ない (臨床歩行分析研究会)、2次のバターワース型ローパスフィルターにより遮断周波数5Hzおよび10Hzで平滑化した。

4. 分析項目

データ分析は、歩行中における右脚の踵接地から爪先離地までの支持期、爪先離地から再度踵接地する直前までの遊脚期、両期間を合わせた1サイクルの区間において行なった (図1)。歩行速度 (m/秒) は体幹および左右下肢の質量中心における並進速度の1サイクルの平均値を算出した。歩幅 (m) は進行方向における左右の足部の3次元空間座標値から求めた。歩調 (Hz) は歩行速度を歩幅で除して算出した。歩行の時間成分 (秒) は支持期、遊脚期、1サイクル時間、単脚支持時間、両脚支持時間である。支持時間は右足がフォースプレートに接地している時間を算出した。遊脚時間は爪先離地から踵接地直前までの時間を足部の3次元空間座標および反力データより算出した。単脚支持時間は支持時間から支持期後半の両脚支持時間を2倍した値を減した値により推定した。両脚支持時間は左右の足が同時に接地した支持期後半の値のみ反力データより算出した。下肢関節角度範囲 (度) は1サイクルにおける股・膝・足関節角度運動の最大値から最小値を減することにより算出した (図2)。下肢関節ピークトルク (Nm) は支持期における股・膝・足関節トルクのピーク値を求めた。股関節は伸展/屈曲ピークトルク、膝関節は支持期前半の屈曲/伸展ピークトルク、支持期後半の屈曲/伸展ピークトルク、足関節は底屈ピークトルクである (図3)。尚、下肢関節角度範囲および下肢関節ピークトルクは矢上面の運動を算出した。

5. データ分析および統計処理

性差を Student-t 検定、年齢との関連をピアソンの相関係数により算出した。すべての検定は SAS 統計パッケージ ver.8.2 を用いて行なった。

中高年者における歩行動作の特徴

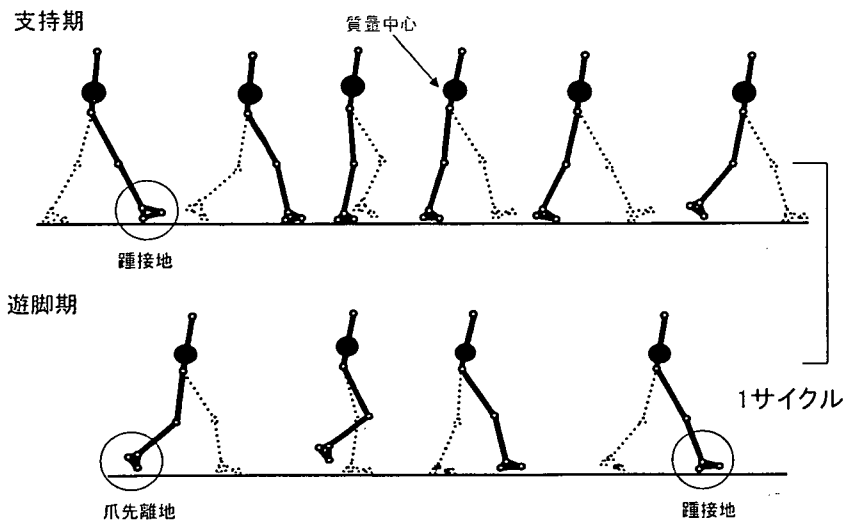


図1 データ分析区間 (歩行のサイクル)

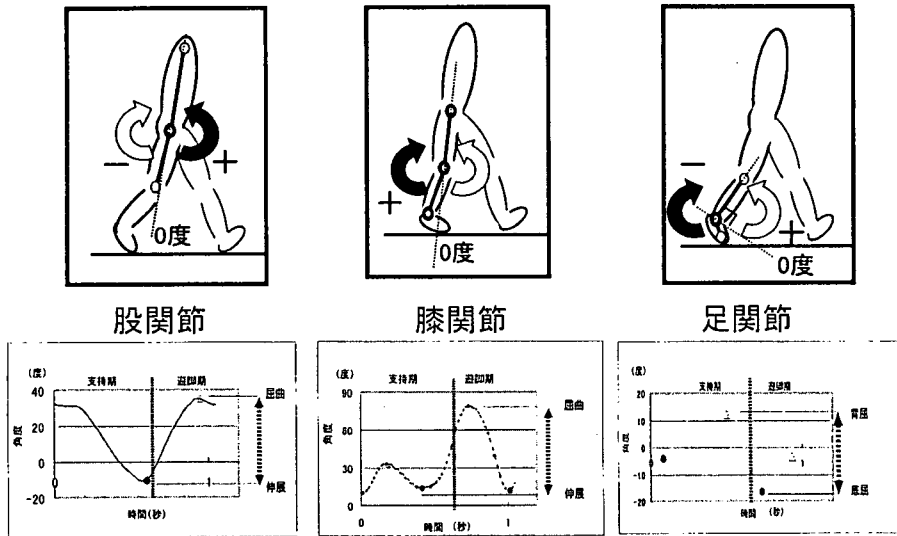


図2 下肢関節角度範囲

股関節

hex : 伸展ピークトルク
hfx : 屈曲ピークトルク

膝関節

kfx1 : 屈曲ピークトルク(前半)
kex1 : 伸展ピークトルク(前半)
kfx2 : 屈曲ピークトルク(後半)
kex2 : 伸展ピークトルク(後半)

足関節

apx : 底屈ピークトルク

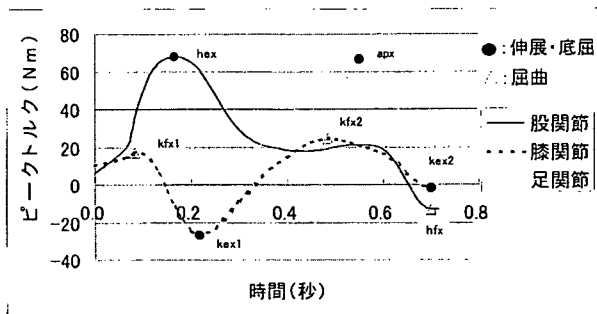


図3 下肢関節ピークトルク (支持期)

結 果

対象者の特性

対象者の身長、体重ともに有意な性差が認められた ($p < 0.001$)。また男女とも身長、体重とも年齢との間に有意な負の相関が認められた ($p < 0.001$)。結果を表 1、2 に示す。

速度・歩幅・歩調

通常歩行時の速度は男性 $1.43 \pm 0.18\text{m/秒}$ 、女性 $1.42 \pm 0.18\text{m/秒}$ 、速歩行時の速度は男性 $1.86 \pm 0.25\text{m/秒}$ 、女性 $1.75 \pm 0.24\text{m/秒}$ であり、通常歩行時に有意な性差は認められなかったが、速歩行時に有意な性差が認められた ($p < 0.001$)。通常歩行時および速歩行時の歩幅、歩調においても有意な性差が認められた。結果を表 3、4 に示す。また通常歩行時における速度と年齢との間の相関係数は男性 -0.27 、女性 -0.44 、速歩行時における速度と年齢との間の相関係数は男性 -0.44 、女性 -0.56 であり、男女とも有意な負の相関が認められた ($p < 0.001$)。通常歩行時および速歩行時の歩幅、歩調においても、男女とも年齢との間に有意な負の相関が認められた。結果を表 5、6 に示す。

時間成分

通常歩行時の両脚支持時間は男性 $0.144 \pm 0.020\text{秒}$ 、女性 $0.138 \pm 0.020\text{秒}$ 、速歩行時の両脚支持時間は男性 $0.116 \pm 0.018\text{秒}$ 、女性 $0.114 \pm 0.018\text{秒}$ であり、速歩行時に有意な性差は認められなかったが、通常歩行時に有意な性差が認められた ($p < 0.001$)。通常歩行時および速歩行時の支持時間、遊脚時間、1 サイクル時間、単脚時間においても有意な性差が認められた。結果を表 3、4 に示す。また通常歩行時における両脚支持時間と年齢との間の相関係数は、男性 0.15 、女性 0.26 、速歩行時の両脚支持時間と年齢との間の相関係数は、男性 0.30 、女性 0.38 であり、男女とも有意な正の相関が認められた ($p < 0.001$)。通常歩行時の支持時間、速歩行時の支持時間、両脚支持時間、1 サイクル時間、単脚支持時間においても、男女とも年齢との間に有意な正の相関が認められた。結果を表 5、6 に示す。

下肢関節角度範囲

通常歩行時の股関節角度範囲は男性 $45.6 \pm 4.6\text{度}$ 、女性 $44.5 \pm 4.7\text{度}$ 、速歩行時の股関節角度範囲は男性 $50.3 \pm 5.6\text{度}$ 、女性 $47.3 \pm 5.1\text{度}$ であり、通常歩行時および速歩行時ともに有意な性差が認められた ($p < 0.001$)。

表 1 対象者の特性 (Student t 検定)

	男性		女性		p<
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
n (人)	1070		1005		-
年齢 (歳)	59.3	± 11.4	59.3	± 11.2	n.s.
身長 (cm)	165.1	± 6.5	152.1	± 5.9	0.001
体重 (kg)	63.1	± 9.4	52.7	± 8.1	0.001

平均値±標準偏差

表 2 男女別にみた身体的特性と年齢との関係 (ピアソンの相関係数)

年齢	男性	p<	女性	p<
身長	-0.52	0.001	-0.51	0.001
体重	-0.36	0.001	-0.22	0.001

中高年者における歩行動作の特徴

通常歩行時の膝・足関節角度範囲、速歩行時の足関節角度範囲においても、有意な性差が認められた。結果を表3、4に示す。また通常歩行時における股関節角度範囲と年齢との間の相関係数は男性-0.10、女性-0.13、速歩行時における股関節角度範囲と年齢との間の相関係数は男性-0.12、女性-0.15であり、通常歩行時および速歩行時ともに、男女とも有意な負の相関が認められた ($p<0.05$, $p<0.01$, $p<0.001$)。通常歩行時および速歩行時の足関節角度範囲においても、男女とも年齢との間に有意な負の相関が認められた。結果を表5、6に示す。

下肢関節ピークトルク

通常歩行時の足関節底屈ピークトルクは男性 $86.6 \pm 18.0\text{Nm}$ 、女性 $66.8 \pm 13.1\text{Nm}$ 、速歩行時の足関節底屈ピークトルクは男性 $87.3 \pm 20.3\text{Nm}$ 、女性 $64.4 \pm 13.4\text{Nm}$ であり、通常歩行時および速歩行時ともに有意な性差が認められた ($p<0.001$)。通常歩行時の股関節伸展/屈曲ピークトルク、膝関節屈曲/伸展(前半)ピークトルク、膝関節屈曲(後半)ピークトルク、速歩行時の股関節伸展/屈曲ピークトルク、膝関節屈曲/伸展(前半)ピークトルク、膝関節屈曲/伸展(後半)ピークトルクにおいても、有意な性差が認められた。

表3 男女別にみた通常歩行時の歩行変量 (Student t 検定)

		男性		女性		p<
歩行速度	(m/秒)	1.43	± 0.18	1.42	± 0.18	n.s.
歩幅	(m)	0.72	± 0.07	0.67	± 0.06	0.001
歩調	(Hz)	1.99	± 0.16	2.14	± 0.16	0.001 *
時間成分 (秒)						
支持時間		0.654	± 0.050	0.621	± 0.049	0.001
遊脚時間		0.377	± 0.034	0.357	± 0.045	0.001
1サイクル時間		1.034	± 0.068	0.979	± 0.077	0.001
単脚支持時間		0.365	± 0.032	0.345	± 0.031	0.001
両脚支持間(支持期後半)		0.144	± 0.020	0.138	± 0.020	0.001
下肢関節角度範囲 (度)						
股関節		45.6	± 4.6	44.5	± 4.7	0.001
膝関節		65.2	± 4.8	64.3	± 5.2	0.01
足関節		32.4	± 7.4	34.7	± 7.7	0.001 *
下肢関節ピークトルク (Nm)						
股関節	伸展	88.1	± 23.1	74.1	± 22.5	0.001
	屈曲	- 28.5	± 8.6	- 24.9	± 7.5	0.001
膝関節	屈曲(前半)	29.7	± 9.8	23.1	± 8.3	0.001
	伸展(前半)	- 25.6	± 22.3	- 19.6	± 17.3	0.001
	屈曲(後半)	26.4	± 14.1	22.0	± 11.8	0.001
	伸展(後半)	- 4.6	± 5.2	- 4.1	± 5.8	n.s.
足関節	底屈	86.6	± 18.0	66.8	± 13.1	0.001

1) 平均値±標準偏差

2) 下肢関節ピークトルクの股関節屈曲、膝関節伸展は負の値ほど大きいことを示す

3) n.s.は有意でないことを示す

4) * は男性より女性が有意に大きいことを示す

結果を表3、4に示す。また通常歩行時における足関節底屈ピークトルクと年齢との間の相関係数は、男性-0.36、女性-0.32、速歩行時における足関節底屈ピークトルクと年齢との間の相関係数は、男性-0.36、女性-0.32であり、通常歩行時および速歩行時ともに、男女とも有意な負の相関が認められた ($p < 0.001$)。通常歩行時の股関節伸展/屈曲ピークトルク、膝関節屈曲/伸展(前半)ピークトルク、膝関節屈曲(後半)ピークトルク、速歩行時の股関節伸展/屈曲ピークトルク、膝関節伸展(前半)ピークトルク、膝関節屈曲/伸展

(後半)ピークトルクにおいても、男女とも年齢との間に有意な正の相関が認められた。結果を表5、6に示す。

考 察

速度、歩幅、歩調

本研究において、男性より女性の方が速歩行時の速度、通常歩行時および速歩行時の歩幅は小さかった。小坂井ら⁷⁾は、速度、歩幅ともに女性の方が早期に加

表4 男女別にみた速歩行時の歩行変量 (Student t 検定)

		男性		女性		p<
歩行速度	(m/秒)	1.86 ± 0.25	1.75 ± 0.24	0.001		
歩幅	(m)	0.80 ± 0.07	0.71 ± 0.07	0.001		
歩調	(Hz)	2.33 ± 0.24	2.48 ± 0.24	0.001 *		
時間成分 (秒)						
支持時間		0.553 ± 0.056	0.537 ± 0.050	0.001		
遊脚時間		0.345 ± 0.039	0.323 ± 0.043	0.001		
1サイクル時間		0.901 ± 0.082	0.862 ± 0.082	0.001		
単脚支持時間		0.323 ± 0.039	0.309 ± 0.033	0.001		
両脚支持間(支持期後半)		0.116 ± 0.018	0.114 ± 0.018	n.s.		
下肢関節角度範囲 (度)						
股関節		50.3 ± 5.6	47.3 ± 5.1	0.001		
膝関節		63.6 ± 5.4	63.0 ± 5.5	n.s.		
足関節		33.7 ± 6.7	36.1 ± 7.1	0.001 *		
下肢関節ピークトルク (Nm)						
股関節	伸展	109.7 ± 25.0	93.8 ± 25.6	0.001		
	屈曲	- 39.3 ± 13.4	- 32.5 ± 10.6	0.001		
膝関節	屈曲(前半)	36.3 ± 12.7	28.3 ± 9.7	0.001		
	伸展(前半)	- 29.0 ± 29.8	- 24.7 ± 19.6	0.001		
	屈曲(後半)	30.0 ± 16.1	22.5 ± 12.6	0.001		
	伸展(後半)	- 6.4 ± 7.9	- 5.2 ± 7.1	0.01		
足関節	低屈	87.3 ± 20.3	64.4 ± 13.4	0.001		

1) 平均値±標準偏差

2) 下肢関節ピークトルクの股関節屈曲、膝関節伸展は負の値ほど大きいことを示す

3) n.s.は有意でないことを示す

中高年者における歩行動作の特徴

齢低下が出現することを報告している。本研究の女性における小さい速度、歩幅は加齢低下の影響があったのかもしれない。男性より女性の歩調が大きいことは先行研究の結果と一致した¹¹⁾。また、速度、歩幅と年齢との間に負の関連が認められたことは先行研究の結果^{1) 2) 3) 4) 7) 8) 10) 15)}と一致しており、顕著な中高年者の歩行動作の特徴であると考えられる。さらに通常歩行時および速歩行時とも歩調と年齢との間に負の関連が認められた。Himann JE, et al.⁴⁾は、19—102歳の438名の対象において加齢に伴う歩調の低下を示しており、

本研究の結果を支持すると考えられる。歩調と年齢の関連は認められないという本研究の結果と異なる先行研究も報告されているが、対象が少数であり、体力レベルが優位であるため²⁾、本研究の結果と異なると考えられる。

時間成分

本研究において、通常歩行時および速歩行時ともに支持時間、遊脚時間、1サイクル時間、単脚支持時間は男性より女性の方が低値を示した。通常歩行時の両

表5 男女別にみた通常歩行時の歩行変量と年齢との関係（ピアソンの相関係数）

年齢	男性	p<	女性	p<
歩行速度	- 0.27	0.001	- 0.44	0.001
歩幅	- 0.31	0.001	- 0.43	0.001
歩調	- 0.08	0.05	- 0.17	0.001
時間成分				
支持時間	0.12	0.001	0.25	0.001
遊脚時間	- 0.04	n.s.	0.03	n.s.
1サイクル時間	0.04	n.s.	0.18	0.001
単脚支持時間	- 0.01	n.s.	0.05	n.s.
両脚支持間(支持期後半)	0.15	0.001	0.26	0.001
下肢関節角度範囲				
股関節	- 0.10	0.05	- 0.13	0.01
膝関節	- 0.12	0.01	- 0.07	n.s.
足関節	- 0.12	0.01	- 0.26	0.001
下肢関節ピークトルク				
股関節 伸展	- 0.12	0.01	- 0.17	0.001
股関節 屈曲	0.24	0.001	0.27	0.001
膝関節 屈曲(前半)	- 0.29	0.001	- 0.26	0.001
膝関節 伸展(前半)	0.08	0.01	0.08	0.01
膝関節 屈曲(後半)	- 0.23	0.001	- 0.27	0.001
膝関節 伸展(後半)	0.06	n.s.	0.10	0.01
足関節 低屈	- 0.36	0.001	- 0.32	0.001

n.s. は年齢と有意でないことを示す

脚支持時間は男性より女性の方が低値を示したが、速歩行時に性差が認められなかった。このことは1) 絶対値のみ評価していること、2) 女性の歩調が大きいことに起因すると考えられ、今後1サイクルあたりの相対値(%)も検討することが必要であろう。また、通常歩行時および速歩行時ともに、支持時間、両脚支持時間と年齢との間に正の関連が認められたことは先行研究の結果と一致したと考えられる^{10) 15)}。Winter DA¹⁵⁾は高年者における両脚支持時間の増加は、安全で安定

した歩行パターンを行なうための適合であることを示唆している。古市ら¹⁰⁾は、両脚支持期に後方の足から前方の足に体重を移動させるため、両脚支持時間の増加は体幹の不安定な期間を減少させると考察している。両脚支持時間と年齢の間に正の関連が認められたことは、本研究の高年者が歩行中の姿勢保持の不安定さを補償するため、両脚支持時間を増加させた可能性がある。今後、加齢変化に関する詳細な分析が必要であると考えられる。

表6 男女別にみた速歩行時の歩行変量と年齢との関係(ピアソンの相関係数)

年齢	男性	p<	女性	p<
歩行速度	- 0.41	0.001	- 0.56	0.001
歩幅	- 0.36	0.001	- 0.44	0.001
歩調	- 0.20	0.001	- 0.35	0.001
時間成分				
支持時間	0.29	0.001	0.40	0.001
遊脚時間	0.04	n.s.	0.09	0.05
1サイクル時間	0.22	0.001	0.31	0.001
単脚支持時間	0.13	0.001	0.17	0.001
両脚支持間(支持期後半)	0.30	0.001	0.38	0.001
下肢関節角度範囲				
股関節	- 0.12	0.001	- 0.15	0.001
膝関節	0.01	n.s.	0.00	n.s.
足関節	- 0.21	0.001	- 0.23	0.001
下肢関節ピークトルク				
股関節 伸展	- 0.20	0.001	- 0.23	0.001
屈曲	0.30	0.001	0.30	0.001
膝関節 屈曲(前半)	- 0.27	0.001	- 0.33	0.001
伸展(前半)	- 0.00	n.s.	0.16	0.001
屈曲(後半)	- 0.28	0.001	- 0.25	0.001
伸展(後半)	0.09	0.05	0.10	0.05
足関節 低屈	- 0.36	0.001	- 0.32	0.001

n.s. は年齢と有意でないことを示す

下肢関節角度範囲

本研究において、男性より女性の股関節角度範囲は小さいことを示したが、足関節角度範囲は女性が大きい値を示した。また、通常歩行時および速歩行時ともに、股・足関節角度範囲と年齢との間に負の関連が認められた。DeVita P. and Hortobagyi T¹⁾ は若年群と高年群を同速度で歩行させた際、若年群と比較し、高年群の足関節角度範囲は小さいが、股関節角度範囲は大きくすることが可能であると示唆している。本研究の股関節角度範囲と年齢との間に負の関連が認められたことは、高年者に股関節機能の低下が認められることを示唆するものであり、先行研究の結果と異なると考えられる。この知見の相違は、先行研究における高年群の健康度、体力レベルが優位なことに起因する¹⁾と推察される。膝関節角度範囲は通常歩行時のみ有意な性差が認められたものの、顕著な年齢との関連は認められなかった。

下肢関節ピークトルク

本研究において、通常歩行時の膝関節伸展ピークトルク（後半）を除いたすべてのピークトルクは男性より女性の方が小さかった。また通常歩行時の膝関節伸展ピークトルク（後半）および速歩行時の膝関節伸展ピークトルク（前半）を除いたすべてのピークトルクは、男女とも年齢が高くなるほど、運動が小さくなることを示したことは先行研究の結果と一致した¹¹⁾。植松¹⁴⁾や Judge OJ. et al.⁶⁾ は若年者と比較して歩行中の高齢者の足関節底屈トルクが低下することを示している。Shultz AB¹³⁾ は筋力に関する先行研究を検討し、25—30歳の若年群と60—85歳の高年群の足関節底屈筋力を比較したところ、若年群より高年群が低値を示し、男性より女性の方が低値を示したことを報告している。本研究の対象において、歩行中の足関節底屈ピークトルクと年齢の間に負の関連が認められたことは、高年者の足関節底屈筋力低下に関連する可能性が推察され、今後、対象の筋機能との関連を評価する必要があると考えられる。

まとめ

本研究において3次元映像解析法を用いて歩行動作

記録した結果、中高年者の運動学的・運動力学的歩行パターンが示された。また中高年者の歩行パターンは性差および年齢に関連することが認められた。今後、歩行変量間の関連、対象の背景因子の影響、加齢変化を評価することにより、さらに中高年者の歩行動作の特徴や機序が明らかにできると考えられる。

参考文献

- 1) DeVita P. and Hortobagyi T. Age causes a redistribution of joint torques and powers during gait. *J Appl Physiol* 88: 1804-1811, 2000.
- 2) 淵本隆文. 高齢者の歩行能力を評価することの意義。—バイオメカニクスの視点から— *日本生理人類学雑誌* 5(2): 25-30, 2000.
- 3) 古市照人, 江藤文夫, 原田孝. 老年者の姿勢と歩行. *老化と疾患* 7(2):13-19, 1994.
- 4) Himann JE. et al. Age-related changes in speed of walking. *Med Sci Sports Exerc* 20: 161-166, 1988.
- 5) 星川保, 宮下充正, 松井秀治. 歩および走における歩幅と歩数に関する研究. *体育学研究* 16(3):157-162, 1971.
- 6) Judge OJ, Davis III RB, Ounpuu S. Step Length Reduction in Advanced Age: the Role of Ankle and Hip Kinetics. *J Gerontol* 51A(6): M303-M312, 1996.
- 7) 小坂井留美, 下方浩史, 矢部京之助. 加齢に伴う歩行動作の変化. *JJBSE* 5(3): 162-167, 2001.
- 8) Murray MP, Drought AB, and Clarkson BH. Walking Patterns in Healthy Old Men. *J Gerontol* 24: 169-178, 1969.
- 9) Oberg T, Karsznia A, and Oberg K. Joint angle parameters in gait: reference data for normal subjects, 10-79 years of age. *J Rehabil Res Dev* 31: 199-213, 1994.
- 10) Ostrosky KM. et al. A comparison of gait characteristics in young and old subjects. *Phys Ther* 74(7): 637-644, 1994.
- 11) Prince F. et al. Gait in the elderly. *Gait and Posture* 5: 128-135, 1997.
- 12) Riley PO, DellaCroce U. and Kerrigan, DC. Effect of age on lower extremity joint moment contributions to gait speed. *Gait and Posture* 14: 264-270, 2001.
- 13) Shultz AB. Muscle Function and Mobility Biomechanics in the Elderly: An Overview of Some Recent Research. *J Gerontol* 50A: 60-63, 1995.
- 14) 植松光俊. 高齢者の歩行中の関節モーメント. 関節モーメントによる歩行分析 *臨床歩行研究会編*, 1997, pp167-180.
- 15) Winter DA. et al. Biomechanical walking pattern changes in the fit and healthy elderly. *Phys Ther* 70(6): 340-347, 1990.

(2004年11月19日受付)

CLINICAL INVESTIGATION

Relationship Between Astigmatism and Aging in Middle-aged and Elderly Japanese

Kazuko Asano¹, Hideki Nomura¹, Makiko Iwano¹, Fujiko Ando²,
Naoakira Niino², Hiroshi Shimokata², and Yozo Miyake³

¹Department of Ophthalmology, Chubu National Hospital, Obu, Japan;

²Department of Epidemiology, National Institute for Longevity Sciences, Obu, Japan;

³Department of Ophthalmology, Nagoya University, School of Medicine, Nagoya, Japan

Abstract

Purpose: To study the effect of aging on astigmatism in adult Japanese.

Methods: Measurements of refractive errors and keratometry were performed on 2161 randomly selected subjects (aged 40–79 years). The relation between age and the net value in diopters (D) of astigmatism was evaluated with a trend test. The relation between age and the polar value was also examined by linear regression analysis.

Results: The mean (\pm SD) value of total and corneal astigmatism was -0.97 ± 0.72 D and -0.86 ± 0.63 D, respectively, and the net value of both increased with age (P trend < 0.001). The prevalence of either type of astigmatism also increased with age, according to the Cochran-Mantel-Haenszel test ($P < 0.0001$ for total and $P < 0.01$ for corneal astigmatism). The prevalence of against-the-rule astigmatism increased with age for either type of astigmatism ($P < 0.0001$ for total, $P < 0.0001$ for corneal). According to the analysis of polar values by age, the regression coefficient (\pm SE) for total and corneal astigmatism was -0.024 ± 0.002 ($P < 0.0001$) and -0.028 ± 0.002 ($P < 0.0001$), respectively. There was no statistical difference between these two regression coefficients.

Conclusions: The prevalence of astigmatism increases and the axis turns to against-the-rule with age. The result of the linear regression analysis indicates that the age-related change in astigmatism is mainly associated with changes in the cornea. **Jpn J Ophthalmol** 2005;49:127–133 © Japanese Ophthalmological Society 2005

Key Words: against-the-rule, aging, astigmatism, cornea, polar value

Introduction

Recently, with an increase in the elderly population, a larger number of older persons are considered to be visually impaired.^{1–4} In addition, visual function is associated with physical and psychosocial functions such as cognitive function and the independence of older persons.^{5–9} Some authors have indicated that cognitive impairment and a decline in intelligence are associated with poor visual acuity among older persons.^{10–13} Liou et al.¹⁴ and our group¹⁵ have

reported that the most frequent cause of visual impairment in daily living for this group of the population is undercorrected refractive error. Many previous reports stated that the refractive errors in the older population are related to increased hypermetropia and astigmatism.^{16–20} Numerous authors have indicated that a change from with-the-rule to against-the-rule astigmatism occurs with aging.^{17,21–29} The influence of the age-related astigmatic change on visual acuity in daily living is considered to be important, because many older people tend to have decreased vision due to undercorrected astigmatism.

The causes and the process of the shift in the axis with aging are not clear. In order to clarify them, Naeser³⁰ conducted an analysis of polar values to assess astigmatic data. As McKendrick and Brennan have reported,¹⁶ astigmatism is a common refractive anomaly, described clinically as a

Received: July 2, 2004 / Accepted: September 6, 2004

Correspondence and reprint requests to: Kazuko Asano, Department of Ophthalmology, Chubu National Hospital, 36-3 Gengo, Morioka-cho, Obu 474-8522, Japan
e-mail: kasano@nils.go.jp

bivariate quantity consisting of an astigmatic net value and an axis. Previously, numerous authors have investigated the astigmatic value and the axis separately. However, they could not clarify the causes of the astigmatic change with age in their studies. The polar value is a combined index of the value and axis of the astigmatism. Gudmundsdottir et al.¹⁷ used the polar value method to analyze the causes of the astigmatic change. Although the polar value method may be useful for elucidating the cause of the shift in the axis in astigmatism, there have been few studies using this method to determine the cause. Especially in Japan, despite a rapid increase in the elderly population, few epidemiological studies on the astigmatism of residents in small communities, including the elderly, have been carried out. There have been only a few clinically based cross-sectional studies, mainly on middle-aged and elderly outpatients.^{31,32} In the present study, using the analysis of polar values, we investigated the relation between age and astigmatism in middle-aged and elderly residents of two small communities in Aichi Prefecture. Our study was based on the guidelines of the Longitudinal Study of Aging of the National Institute for Longevity Sciences (NILS-LSA).^{33,34}

Subjects and Methods

The subjects were 2267 residents aged 40 to 79 years who participated in the first wave examination of NILS-LSA from November 1997 to April 2000. The participants were age- and sex-stratified random selections from resident registrations in cooperation with the local governments: Obu City and Higashiura Town, Aichi Prefecture, Japan. The number of residents aged 40 to 79 years was 31 386 in Obu City and 19 852 in Higashiura Town. Details of the study purpose and design and examination procedures have been described elsewhere.³⁴ The Ethical Committee of the Chubu National Hospital approved all procedures used for the study, and documents of informed consent were obtained from all participants in this study. Of these 2267 participants, 2161 subjects (men: $n = 1086$, women: $n = 1075$) without a history of cataract surgery were assessed in this study. The mean (\pm SD) age of the subjects was 58.7 ± 10.8 years, and there was no significant age difference by sex.

Measurements of refractive errors and keratometry were performed for each eye by using an autorefractometer (ARK-700A, Nidek, Gamagori, Japan). The negative correcting cylindrical power in diopters (D) measured by autorefractor was defined as the value of total astigmatism, which comprised both lenticular and corneal astigmatism.^{17,31} The cylindrical power (D) measured with a keratometer was defined as the value of corneal astigmatism.^{17,31}

Based on a previous study,³⁵ the net values of astigmatism were divided into three groups: <0.5 D, ≥ 0.5 D to <2.0 D, and ≥ 2.0 D. As described by Kamiya,³¹ we also classified astigmatism as with-the-rule astigmatism, when the axis of the negative correcting cylindrical power was within the range of 0° – 29° or 150° – 180° , and as against-the-rule astig-

matism, when it was in the range of 60° – 119° ; otherwise, the astigmatism was considered to be oblique astigmatism.

We also calculated the polar value for each participant by using the method described by Naeser.³⁰ The polar value method describes astigmatism in the context of the with-the-rule or against-the-rule concept. Each net astigmatism value of the maximal power M (magnitude of net astigmatism in diopters) in the meridian α (meridian of net astigmatism in degrees) can be divided into two dioptric components: a with-the-rule component projected on the 90° meridian and an against-the-rule component projected on the 180° meridian. The former figure has the dioptric value $M \sin^2 \alpha$, and the latter, $M \cos^2 \alpha$. The polar value of net astigmatism is defined as the difference between these magnitudes: $M(\sin^2 \alpha - \cos^2 \alpha)$. This value represents a combined index of the value and axis of the astigmatism. It also incorporates the balance between the with- and against-the-rule components for any given value of net astigmatism. A positive value indicates with-the-rule astigmatism, and a negative value, against-the-rule astigmatism. We investigated the relation between age and the polar value by using linear regression analyses of both total and corneal astigmatism.

Data were analyzed with the Statistical Analysis System (SAS) release 6.12.³⁶ In the analysis, we divided the total age range into four age groups by decades, ranging from 40–49 to 70–79 years, as has been done by other authors.^{21,22,32,34} The data of 17 subjects (total astigmatism) and 44 subjects (corneal astigmatism) were excluded, since measurements of their astigmatism were impossible. The age group difference for the net value (D) of astigmatism was estimated with a trend test. The Cochran-Mantel-Haenszel test was also used to compare the prevalence of astigmatism by age group. Statistical significance was inferred at $P < 0.05$.

Results

In the right eye, the mean (\pm SD) values of total astigmatism and corneal astigmatism were -0.97 ± 0.72 D and -0.86 ± 0.63 D, respectively. In the left eye, the respective values were -0.96 ± 0.73 D and -0.85 ± 0.70 D. The mean net value of total astigmatism was statistically higher than that of corneal astigmatism in both eyes. The differences between the right eye and the left eye were not statistically significant by the paired t test ($P < 0.0001$ for either total or corneal astigmatism). Therefore, only the results for the right eye are shown in the present study. Values for men and women were combined, since there were no significant sex differences (Student t test, $P < 0.001$ for either total or corneal astigmatism). The mean value of total and corneal astigmatism by age group is shown in Table 1. The net value of total astigmatism was statistically higher than that of corneal astigmatism in the 60s and 70s age groups (paired t test, $P < 0.001$). The net value of either type of astigmatism increased with age (P trend < 0.001).

The prevalence of total and corneal astigmatism by age group is shown in Fig. 1. For total astigmatism, the preva-