

a vertebral fracture was defined in terms of the ratio of the anterior height of vertebral body to the posterior height (below 0.75) or the ratio of the center height to the anterior or posterior height (below 0.8). In all cases, the vertebral fractures were evaluated by two groups of radiologists and geriatricians in each institute.

Sex Steroid Assay

The serum levels of testosterone (T) and estradiol (E_2) were measured by mass spectrophotometry (LC-MS/MS). Bioavailable testosterone and estrogen, which includes the free form and the albumin-binding form, were measured by LC-MS/MS (Arai et al. 2010). Serum samples were stored at -70°C until analyzed. For statistical analysis, the values were transformed into logarithmic form, since the values are exponential and the distributions of T and E_2 levels were skewed using the raw data.

Genotype Analysis

We examined four polymorphisms of *CYP19*: rs1062033, a G/C SNP located at around exon 1.2 (at position chromosome 15, 49335230); rs10046, a T/C SNP located in the 3' UTR (at position chr.15, 49290276); rs4775936, a C/T SNP located in the vicinity of exon 1.6 (at position chr.15, 49323314); and rs2470152, a T/C SNP located in intron 1 (at position chr.15, 49382254). These SNPs were identified by searching the National Center for Biotechnology Information (NCBI) database because they are analyzable by the readily available TaqMan assays used for disease association studies (Applied Biosystems). Polymorphisms in genomic DNA were measured by the TaqMan assay. Age, body mass index, and years since menopause were examined in three SNP genotypes among four *CYP19* markers.

Statistical Analyses

Chi-square analysis was used to compare the numbers of osteoporosis, osteopenia, and normal patients by T scores of L2-4 BMD with and without fractures. Similarly, each parameter was compared among the three genotypes in four *CYP19* markers using ANOVA. The correlation between estradiol levels and L2-4 BMD was shown using Pearson's coefficients. The associations between aromatase gene polymorphisms and vertebral fracture risk were compared by Chi-square analysis using SPSS software.

Results

Bone Density Data

There were significantly more women with fractures than without among patients with osteoporosis ($T < -2.5$; $P < 0.05$), and there was no significant increase in fractures among normal patients or those with osteopenia. There were no differences

in the log estradiol (Log E_2) or log testosterone (Log T) values between women with fractures and those without fractures (Table 1).

Relationship Between L2-4 BMD and Estrogen level

Log E_2 levels in postmenopausal women were significantly associated with L2-4 BMD ($r = 0.21$, $p = 0.03$; Fig. 1), whereas log T levels showed no association (data not shown).

Genotype Analysis

When we examined the correlation between the four polymorphisms (rs2470152, rs1062033, rs4775963, and rs10046) and vertebral fractures in postmenopausal women, we found a significant correlation for rs2470152 ($P = 0.04$) but not for the

Table 1 Bone mineral density of postmenopausal women with and without fractures

T score ^a & sex steroids	Women without fractures (137)	Women with fractures (138)	P
$T < -2.5$	18	37	0.015
$-2.5 \leq T < 1.0$	12	13	NS
$-1.0 \leq T$	4	5	NS
Log E_2 (pg/ml)	0.335 ± 0.383	0.327 ± 0.330	NS
Log T (ng/dl)	2.033 ± 0.367	2.067 ± 0.247	NS

^a Bone mineral density was measured in 89 of the 275 subjects
NS not significant

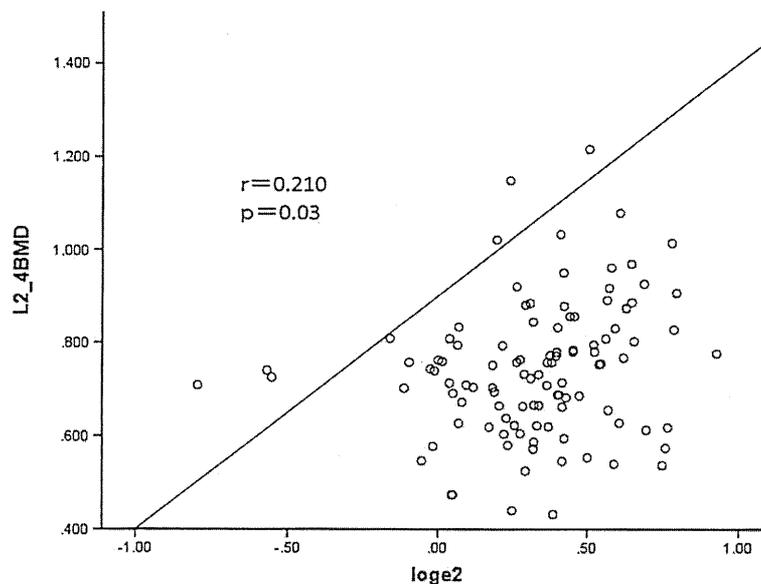


Fig. 1 Correlation between log E_2 and L2-4 BMD in postmenopausal women. Estrogen levels were significantly correlated with L2-4 BMD ($r = 0.21$, $p = 0.03$)

Table 2 Correlation of four *CYP19* SNPs with vertebral fractures

SNP	Genotype	Premenopause		<i>P</i>	Postmenopause		<i>P</i>
		Control (<i>n</i> = 19)	Case (<i>n</i> = 6)		Control (<i>n</i> = 136)	Case (<i>n</i> = 138)	
rs2470152	CC	9	1	0.408	44	47	0.040 ^a
	TC	8	4		56	71	
	TT	2	1		36	20	
rs4775936	CC	5	1	0.712	48	59	0.416
	CT	9	4		68	59	
	TT	5	1		20	20	
rs1062033	CC	4	1	0.693	47	56	0.507
	CG	9	4		64	62	
	GG	6	1		25	20	
rs10046	TT	7	1	0.550	31	26	0.324
	TC	8	4		67	62	
	CC	4	1		38	50	

^a Only rs2470152 polymorphisms of the aromatase gene showed a significant correlation with vertebral fractures (*P* = 0.04)

Table 3 Characteristics of postmenopausal Japanese women and three SNPs of rs2470152

Characteristic	Genotype			<i>P</i>
	CC	CT	TT	
Age (years)	72.8 ± 9.3	73.6 ± 8.3	74.3 ± 6.8	NS
Body mass index (kg/m ²)	22.4 ± 4.6	21.8 ± 4.5	21.1 ± 4.3	NS
Years since menopause	24.2 ± 9.5	24.3 ± 10.3	25.4 ± 11.6	NS
Log <i>E</i> ₂ (pg/ml)	0.302 ± 0.319	0.330 ± 0.280	0.307 ± 0.357	NS
Log <i>T</i> (ng/dl)	2.001 ± 0.347	2.067 ± 0.269	2.050 ± 0.313	NS
L2-4BMD (110)	0.753 ± 0.135	0.739 ± 0.157	0.729 ± 0.118	NS
LT score (89)	-2.6 ± 1.2	-2.6 ± 1.3	-3.3 ± 0.8	NS

NS not significant

other three polymorphisms (Table 2). There were no differences in age, body mass index, or years since menopause among the three SNP types in the four *CYP19* markers (Table 3).

Discussion

We examined the relationship between aromatase-related genes and vertebral fractures by analyzing *CYP19* gene polymorphisms in Japanese women. Among four markers, no differences were found in serum *T* and *E*₂ concentrations in the Japanese postmenopausal women. It is possible that local *E*₂ concentrations are

more important in local tissues rather than serum levels. Bone cells are able to express aromatase and other enzymes required for estrogen synthesis locally (Janssen et al. 1999; Shouzu and Simpson 1998; Watanabe et al. 2004), and aromatase activity in cultured osteoblasts is quantitatively similar to that in adipose stromal cells (Shouzu and Simpson 1998). Thus, estrogen synthesized in bone cells might be important in postmenopausal bone metabolism.

Eriksson et al. (2009) found that genetic variants of rs2470152 in aromatase are associated with E_2 levels, showing that G alleles were correlated with higher serum E_2 levels and BMD in Swedish men than other alleles. Our results, however, showed that the C allele of rs2470152 is associated with vertebral fractures, a finding that suggests that ethnicity, race, and sex differences might influence the results of SNP studies in osteoporosis. The SNP rs2470152 is located in the region of the I.4 promoter (Bulun and Simpson 1994), and it is interesting that the G→A transition of rs2470152 is likely to alter a potential binding site for the binding protein of the transcription factor cAMP response element. The major reason for the discrepancy between our results and those of the Swedish study may be gender differences. The Swedish study focused only on male cohorts. We could not detect any disequilibrium between rs2470152 and the other three markers viewed in HapMap.

CYP19 SNPs (rs10046) were found to be associated with differences in E_2 levels in the European Prospective Investigation of Cancer-Norfolk (EPIC-Norfolk) cohort study (Dunning et al. 2004). SNP rs10046 explains 1.6% of the variance in the $E_2:T$ ratio; however, this SNP is not associated with breast cancer risk (Dunning et al. 2004). The rs10046, a T/C SNP located in the 3' UTR, 19 nucleotides downstream from the translation terminus, has been reported to be associated with increased levels of aromatase mRNA expression in tumors (Gruber et al. 2002). In our study, rs10046 was correlated with neither serum E_2 levels nor vertebral fractures. The *CYP19* genotypes demonstrated higher mRNA levels at the rs1062033 locus in postmenopausal osteoporosis. *CYP19* is regulated in a different manner and in different tissues by a hormonally controlled promoter or adipose stromal cell promoter (Mahendroo et al. 1993; Harada et al. 1993). Genetic polymorphisms of *CYP19* might be involved in other processes, such as mRNA stabilization, transcription enhancement, or the post-translational regulation of expression. Neither SNP 1062033 nor rs4775936 was significantly correlated with either serum E_2 levels or vertebral fractures.

We could not detect lower levels of bioavailable serum E_2 by LC-MS/MS in rs2470152; however, another group has shown differences in E_2 levels as measured by RIA according to *CYP19* genotype in a study that included both premenopausal and postmenopausal women (Somner et al. 2004). The discrepancy between the two studies seems to be due to the assay systems used. Bioavailable estrogen levels in postmenopausal women are more relevant than total estrogen levels, which include E_2 bound by sex hormone-binding globulin (SHBG), for bone metabolism. Despite the absence of differences in estrogen levels among the various genotypes, we found that vertebral fracture rates are associated with the *CYP19* genotype in postmenopausal Japanese women in this study. There is much evidence for the role of aromatase activity in bone homeostasis (Miyaura et al. 2001; Oz et al. 2000), and, as previously described, the pharmacological inhibition of aromatase is also associated

with a decrease in BMD and increased risk of fractures (Eastell and Hannon 2005). This indicates that aromatase in local tissues plays roles, both physiologically and pathologically, in bone metabolism.

In conclusion, we provide statistical evidence that the C allele in rs2470152 of the *CYP19* gene is associated with an increased risk of vertebral fractures in postmenopausal Japanese women. Further studies are necessary to detect functional SNPs that induce differences in bone metabolism. Furthermore, we need more participants to detect differences in E_2 levels based on the *CYP19* SNPs of aromatase genes.

Acknowledgment This work was supported by the Japanese Osteoporotic Foundation with funds donated by Eli Lilly, Japan, in 2008.

References

- Arai S, Miyashiro Y, Shibata Y, Kashiwagi B, Tomaru Y, Kobayashi M, Watanabe Y, Honma S, Suzuki K (2010) New quantification method for estradiol in the prostatic tissues of benign prostatic hyperplasia using liquid chromatography–tandem mass spectrometry. *Steroids* 75:13–19
- Bulun SE, Simpson ER (1994) Competitive reverse transcription polymerase chain reaction analysis indicates that levels of aromatase cytochrome P450 transcripts in adipose tissue of buttocks, thigh and abdomen of women increase with advantage age. *J Clin Endocrinol Metab* 78:428–432
- Dunning AM, Dowsett M, Healey CS, Tee L, Luben NL, Folklerd E, Novik KL, Kelemen L, Ogata S, Pharoah PDP, Easton DF, Day NE, Ponder BAJ (2004) Polymorphism associated with circulating sex hormone levels in postmenopausal women. *J Natl Cancer Inst* 96:936–945
- Eastell R, Hannon R (2005) Long-term effects of aromatase inhibitors on bone. *J Steroid Biochem Mol Biol* 95:151–154
- Enjuanes A, Garcia-Giralt N, Supervia A, Nogues X, Ruiz-Gaspas S, Bustamante M, Mellibovsky L, Grinverg D, Balcells S, Diez-Perez A (2006) A new SNP in a negative regulatory region of the *CYP19A1* gene is associated with lumbar spine BMD in postmenopausal women. *Bone* 38:738–743
- Eriksson AL, Lorentzon M, Vandenput L, Labrie F, Linderson M, Syvanen A, Orwoll ES, Cummings SR, Zmuda JM, Ljunggren O, Karlsson MK, Mellstrom D, Ohlsson C (2009) Genetic variations in sex steroid-related genes as predictors of serum estrogen levels in men. *J Clin Endocrinol Metab* 94:1033–1041
- Gruber CJ, Tschugguel W, Schneeberger C, Huber JC (2002) Mechanisms of disease: production and actions of estrogens. *N Engl J Med* 346:340–352
- Haiman CH, Dossus L, Setiawan VW, Stram DO, Dunning AM, Thomas G, Thun MJ, Albanes D, Altshuler D, Ardanaz E, Boeing H, Buring J, Burt N, Calle EE, Chanock S, Clavel-Chapelon F, Colditz GA, Cox DG, Freigelson HS, Hankinson SE, Hayes RB, Henderson BE, Hirshhorn JN, Hoover R, Hunter DJ, Kaaks R, Kolonel LN, Marchand LL, Lenner P, Lund E, Panico S, Peeters PH, Pike MC, Riboli E, Tjonnelland A, Travis R, Trichopoulos D, Wacholder S, Ziegler (2007) Genetic variation at the *CYP19A1* locus predicts circulating estrogen levels but not breast cancer risk in postmenopausal women. 67:1893–1897
- Harada N, Utsumi T, Takagi Y (1993) Tissue-specific expression of the human aromatase cytochrome P-450 gene by alternative use of multiple exons I and promoters, and switching of tissue-specific exons I in carcinogenesis. *Proc Natl Acad Sci USA* 90:11312–11316
- Hong X, Hsu Y, Terwedow H, Arguelles LM, Tang G, Liu X, Zhang S, Xu X (2007) *CYP19A1* polymorphisms are associated with bone mineral density in Chinese men. *Hum Genet* 121:491–500
- Janssen JMMF, Bland R, Hewison M, Coughtrie MWH, Sharp S, Arts J, Pols HAP, van Leeuwen JPTM (1999) Estradiol formation by human osteoblasts via multiple pathways: Relation with osteoblast function. *J Cell Biochem* 75:528–537
- Mahendroo MS, Mendelson CR, Simpson ER (1993) Tissue-specific and hormonally controlled alternative promoters regulate aromatase cytochrome P450 gene expression in human adipose tissue. *J Biol Chem* 268:19463–19470

- Masi L, Becherini L, Gennari L, Amedei A, Colli E, Falchetti A, Farci M, Silvestri S, Gonnelli S, Brandi ML (2001) Polymorphism of the aromatase gene in postmenopausal Italian women: distribution and correlation with bone mass and fracture risk. *J Clin Endocrinol Metab* 86:2263–2269
- Miyaura C, Toda K, Inada M, Ohshiba T, Matsumoto C, Okada T, Ito M, Shizuta Y, Ito A (2001) Sex and age-related response to aromatase deficiency in bone. *Biochem Biophys Res Commun* 280:1062–1068
- Olson SH, Bandera EV, Orlow I (2007) Variants in estrogen biosynthesis genes, sex steroid hormone levels, and endometrial cancer: a HuGE review. *Am J Epidemiol* 165:235–245
- Oz OK, Zerwekh JE, Fisher C, Graves K, Nanu L, Millsaps R, Simpson ER (2000) Bone has a sexually dimorphic response to aromatase deficiency. *J Bone Miner Res* 15:507–514
- Rinanco JA, Zarrabeitia MT, Valero C, Sanudo C, Hernandez JL, Amado JA, Zarabeitia A, Gonzalez-Macias J (2005) Aromatase gene and osteoporosis relationship of ten polymorphic loci with bone mineral density. *Bone* 36:917–925
- Shouzu M, Simpson ER (1998) Aromatase expression of human osteoblast-like cells. *Mol Cell Endocrinol* 139:117–129
- Somner J, McLellan S, Cheung J, Mak YT, Frost ML, Knapp KM, Wierzbicki AS, Wheeler M, Fogelman I, Ralston SH, Hampson GN (2004) Polymorphisms in the P450c17 (17-hydroxylase/17, 20-Lyase) and P450 c19 (aromatase) genes: association with serum sex steroid concentrations and bone mineral density in postmenopausal women. *J Clin Endocrinol Metab* 89:344–351
- Sowers MR, Wilson AL, Kardina SR, Chu J, Ferrell R (2006) Aromatase gene (*CYP19*) polymorphisms and endogenous androgen concentrations in a multiracial/multiethnic, multisite study of women at midlife. *Am J Med* 119:S23–S30
- Watanabe M, Simpson ER, Pathirage N, Nakajin S, Clyne CD (2004) Aromatase expression in the human fetal osteoblastic cell line SV-HFO. *J Mol Endocrinol* 32:533–545

原著論文

地域高齢者における年収および暮らし向きと 心理的健康指標との関連

藤原佳典・小林江里香・深谷太郎・西真理子・斉藤雅茂
野中久美子・稲葉陽二・福島富士子・星 旦二・新開省二

[原著論文]

地域高齢者における年収および暮らし向きと心理的健康指標との関連

藤原佳典^{*1}・小林江里香^{*1}・深谷太郎^{*1}・西真理子^{*1}・斉藤雅茂^{*2}・野中久美子^{*1}
 稲葉陽二^{*3}・福島富士子^{*4}・星 旦二^{*5}・新開省二^{*1}

*1 東京都健康長寿医療センター研究所社会参加と地域保健研究チーム、*2 日本福祉大学地域ケア研究推進センター
 *3 日本大学法学部、*4 国立保健医療科学院、*5 首都大学東京大学院都市環境科学研究科都市システム科学専攻

抄録

健康を規定する社会的因子における経済状況を客観的な年収と主観的な暮らし向きでみた場合の心理的健康との関連を比較検討した。埼玉県和光市在住の65歳以上住民9,800人より無作為抽出した2,528人に対して、郵送調査を実施し、70.1%の有効回答を得た。多重ロジスティックモデルにおいて「抑うつ傾向あり」と「将来への不安強い」を従属変数とした場合には、独立変数の基準カテゴリー300万円以上に対してそれ以下のオッズ比はおおの有意であった。次に暮らし向きを追加投入した結果、基準カテゴリー「ややゆとりあり以上」群に比べて、「どちらともいえない」群、「やや苦勞以下」群のオッズ比はともに有意であったが年収区分の有意差は消失した。「健康度自己評価低い」を従属変数とした場合には、暮らし向きが「やや苦勞以下」群のオッズ比のみ有意であった。高齢者においては年収区分よりも主観的な暮らし向きのほうが心理的健康指標と強い関連を示す可能性が示唆された。

Key words : 抑うつ傾向, 将来不安, 健康度自己評価, 年収, 暮らし向き

老年精神医学雑誌 23 : 211-220, 2012

序 論

かつて、一億総中流社会といわれていたわが国において、「格差社会」というキーワードがマスメディアをにぎわすようになって久しい。一方では、バブル経済崩壊後の1990年代後半から、年間自殺者が3万人を超え、緊喫に解決すべき社会問題となっている。

とりわけ、失業や事業破綻、それに伴う多重債務、家庭生活の崩壊など社会経済的理由による中高年男性の自殺が深刻化している。そのなかで65歳以上高齢者の自殺死亡率は、近年、低下傾向を示しているものの、老年人口の増加により、

高齢者の自殺者数は依然として自殺者全体の3割弱を占めている。

他方、高齢者の抱く生活上の課題として、健康や介護の問題とともに経済的な不安は大きい。こうした背景から所得、職業階層、学歴、就業状況といった社会経済的因子が健康における不平等(inequality in health)へ及ぼす影響について公衆衛生的課題として最近注目されている。とくに、社会医学領域の研究においては、社会疫学(social epidemiology)と称し1990年以降、欧米を中心に数々のエビデンスが集積されてきた¹⁾。最近のメタ分析により所得、年齢、性別にかかわらず、所得格差が大きい地域ほど、死亡のリスクが高まることが明らかになった¹⁰⁾。

しかし、調査対象国の違いによって、これらの関連は異なるとの報告もみられる。たとえば、日英の比較研究において、イギリスでは年齢を問わ

(受付日 2011年3月23日)

Yoshinori Fujiwara, Erika Kobayashi, Taro Fukaya,
 Mariko Nishi, Masashige Saito, Kumiko Nonaka,
 Yoji Inaba, Fujiko Fukushima, Tanji Hoshi, Shoji Shinkai
 *1 〒173-0015 東京都板橋区栄町 35-2

ず一貫して所得と死亡率の間に負の関連がみられたが、日本では生産年齢層でのみ関連が認められ高齢者では関連がみられなかった¹⁷⁾。

近年、わが国における3.2万人の大規模コホート研究AGESプロジェクトでは所得階層別に抑うつ群の割合を比較したところ、最低所得層と最高所得層の間では男性で6.9倍、女性で4.9倍もの格差がみられたと報告されている²⁰⁾。個人の属性や地域レベルでの等価所得を統制したあとも地域レベルでみた世帯間の所得格差の代表的指標であるジニ係数が高い地域では住民の健康度自己評価が低く、信頼感も低下するとの報告もある²¹⁾。しかし、わが国でのこの種の研究は緒に就いたばかりである。とりわけ、多様な生活背景を有する大都市高齢者に関する研究はきわめて少なく²²⁾、知見の蓄積が求められる。

世界保健機関（WHO）も、社会経済的状態による健康状態の格差の拡大に関心を示し、さまざまな取り組みを行っているが、健康の格差を規定する収入や所得といった経済的要因の位置づけについては、必ずしも十分には明らかになっていない¹⁶⁾。

たとえば絶対的、客観的な所得階層の格差が要因か、あるいは暮らし向きと格差といった主観的な要因のいずれが、健康格差をもたらす主要因であろうか。

いずれにせよ貧困層は地域社会、周囲のソーシャルサポートや保健医療等公的サービスからも孤立する傾向にある¹⁴⁾。こうした状況から健康を損ない、さらに健康を損なったが故に離職や医療・介護費の負担を余儀なくされ、ますます社会的に孤立するという悪循環が想定される。

本研究ではまず、わが国の高齢者においても絶対的・客観的な所得階層の格差と心理的健康との間に独立した関連があることを検証する。次いで、暮らし向きと格差といった主観的な要因を投入することにより、これらの関連が弱まるとの仮説を設定する。

この仮説を検証することは、保健医療福祉サービスへの経済的支援や高齢者の就労・有償活動の

促進といった高齢者施策上の意義があるだけでなく、臨床現場においては経済的困窮等多難なライフイベントに遭遇しやすい高齢患者の心理的ストレスを緩和する手立てを提示するうえでも重要と考える。

そこで本研究では、首都圏住宅地の地域高齢者を対象に健康を規定する社会的因子（social determinants of health）における経済状況を絶対的、客観的な年取と主観的な暮らし向きで比較した場合の心理的健康指標へのインパクトを明らかにすることを目的とした。

I. 対象および方法

1. 対象

1) 調査対象者と方法

分析には埼玉県和光市の65歳以上の住民を対象として2008年度に実施した「シニア世代の安全・安心な暮らしに関する調査」のデータの一部を使用した。対象者には、和光市長寿あんしん課より調査協力の依頼を行い、調査票の返送先は同課となっていた。また、対象者本人が回答することを原則とした。

本調査については、2008年2月に市が実施した介護予防スクリーニング調査において対象となった65歳以上2,600人のなかで、2008年7月1日現在、和光市に住民票のあった2,528人を対象とした。スクリーニング調査の対象者は、2007年12月5日現在の65歳以上の介護保険被保険者から、同市外居住者、施設入居者、要介護2以上の人を除く9,800人より、エリア別の高齢者人口比率に合うように抽出されたものである¹⁸⁾。本調査の対象者のうち、郵送法で実施した2月のスクリーニング調査に返送があった対象者には、今回の調査についても、2008年7～8月にかけて、郵送による調査票配布・回収を行い、スクリーニング調査において未回収であった対象者については、その地区を担当する民生委員が同年8～9月にかけて調査票を配布した。後者については、一部、必要に応じて民生委員が聞き取り調査を実施したが、大部分は、対象者本人が記入した調査票を郵

送で返送するか、民生委員が回収したものである。以上の方法により1,773人(70.1%)の有効回答があった。

なお、すべての分析対象とするすべての項目において、欠損値がなかった1,435人を解析対象とした。

2) 倫理的配慮

調査の実施にあたっては、東京都老人総合研究所(現・東京都健康長寿医療センター研究所)倫理審査委員会の承認を得た(平成20年5月20日)。調査対象者に対しては、調査の趣旨と個人情報の保護および協力は任意である旨を明記した依頼文書を送付しており、回答をもって同意が得られたものとした。市には、回答者個人が特定できないかたちでの集計結果のみ報告した。

3) 使用した変数

質問項目は①基本属性として、性、年齢、修学年数、配偶者の有無、同居家族の有無、②経済的指標として、年収については「あなたの昨年1年間の税込み収入はいくらですか(配偶者ありの場合は合計:年金や仕送りなど含む)」と尋ね、120万円未満、120~179万円、180~299万円、300~499万円、500~999万円、1000万円以上に区分し選択肢を与えた。本研究では暮らし向きを主観的な経済状態や家計の状況と定義した。「あなたの世帯の、今の暮らし向きは?」と尋ね、「非常にゆとりあり」「ややゆとりあり」「どちらともいえない」「やや苦労」「非常に苦労」に区分し選択肢を与えた。

③心理的健康指標として、抑うつについては、15項目版の高齢者抑うつ尺度(Geriatric Depression Scale; GDS)^{19,20)}を使用し、15点中6点以上を「抑うつ傾向あり」とした。将来への不安感については、「あなたは、今後の生活について、次のようなことでどのくらい不安がありますか」として、防犯、災害、経済、交遊、健康などにかかわる8項目について、不安の程度を「おおいに不安」から「不安はない」の4段階の選択肢で尋ね、順に3~0点を与えた。因子分析の結果、一因子構造を呈し、信頼性係数が $\alpha = 0.87$ と高いこと

から、8項目の得点を合計し24点満点とした。上位約1/2が該当する16点以上の対象者を不安高群とした¹¹⁾。健康度自己評価については「とても健康」「まあまあ健康」「あまり健康でない」「健康でない」の4段階の選択肢に対して順に4~1点を与えた。

④その他の指標として、高齢者の総合的な健康指標である高次生活機能については老研式活動能力指標^{3,15)}を尋ねた。

2. 分析方法

まず、年収区分間および暮らし向き区分間において、抑うつ、将来への不安感、健康度自己評価の3つの心理的健康指標に有意差が認められるかどうかを調べた。カテゴリー変数については χ^2 検定、連続変数については一元配置分散分析を用いた。

次に、年収区分ならびに、暮らし向きと3つの心理的健康指標の関連について共変量を性、年齢、修学年数、配偶者の有無、同居家族の有無、老研式活動能力指標総得点として、一要因共分散分析を行った。

さらに年収区分および暮らし向き区分が3つの心理的健康指標に及ぼす独立した関連を明らかにするために、各心理的健康指標をそれぞれ2群に統合し、優れた群を基準カテゴリーとした多重ロジスティック回帰分析を用いた。最初に年収区分のみ強制投入した(モデルI)。次に、暮らし向き区分も追加して強制投入した(モデルII)。その際に、いずれも、性、年齢、修学年数、配偶者の有無、老研式活動能力指標総得点を共変量として投入した。

本研究におけるデータの集計・分析はすべてSPSS(PASW)18.0を用いた。

II. 結 果

表1に年収区分と暮らし向き別にみた対象者の特徴を示した。

年収区分が上がるほど、男性、低年齢、修学年数が長い、老研式活動能力指標の下位3尺度および総得点が高い、健康度自己評価が優れている、

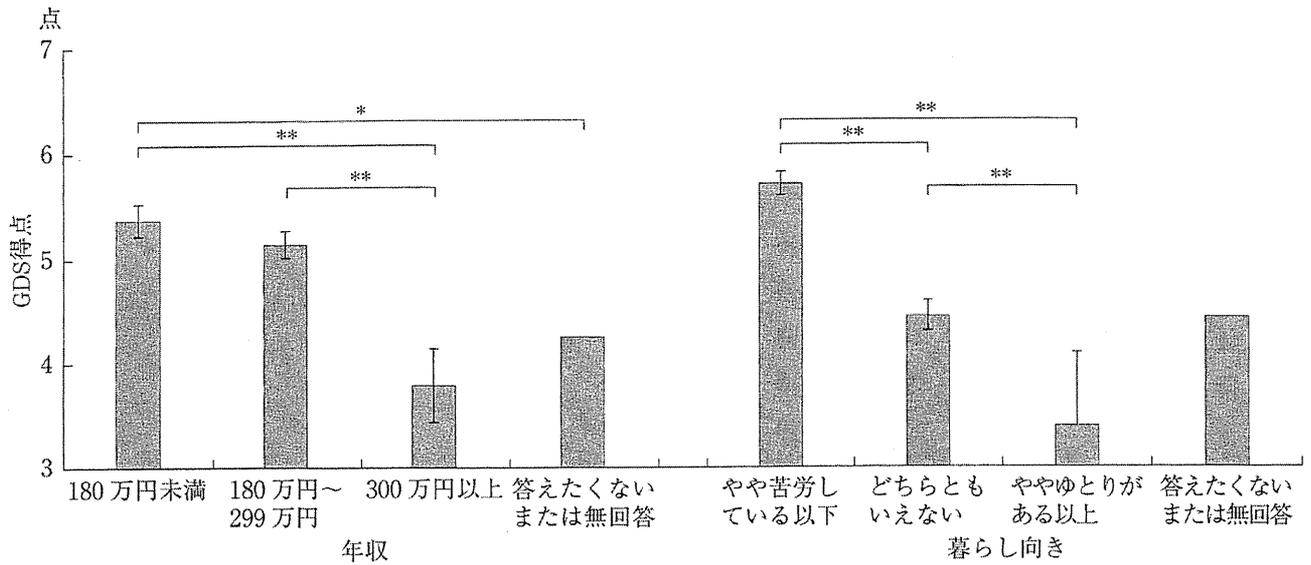
表1 年取区分と暮らし向き別にみた対象者の特徴

		年取 (n = 1,435)								p 値*	
		n	120万未満 156	120~179万 133	180~299万 352	300~499万 367	500~999万 137	1000万以上 53	答えたくない 168		無回答 69
性	男性		23.7%	40.6%	56.0%	61.3%	66.4%	73.6%	32.7%	27.5%	< .001
年齢	歳	平均 ± SD	74.8 ± 6.9	73.8 ± 5.7	73.0 ± 6.0	72.4 ± 5.6	70.7 ± 4.9	71.9 ± 6.2	72.1 ± 5.6	76.0 ± 6.8	< .001
修学年数	1年上昇ごと	平均 ± SD	9.9 ± 2.7	10.7 ± 3.6	11.6 ± 3.5	12.4 ± 3.0	12.7 ± 3.1	13.3 ± 3.3	11.1 ± 2.8	9.9 ± 2.7	< .001
同居者	あり		80.1%	75.2%	82.7%	94.8%	97.8%	96.2%	92.3%	92.8%	< .001
配偶者	あり		45.5%	51.1%	69.9%	90.7%	92.0%	86.8%	73.8%	75.4%	< .001
老研式活動能力指標	手段的自立	平均 ± SD	4.1 ± 1.6	4.3 ± 1.4	4.6 ± 1.1	4.7 ± 0.9	4.9 ± 0.5	4.9 ± 0.3	4.6 ± 1.1	4.1 ± 1.5	< .001
	知的能動性	平均 ± SD	3.1 ± 1.2	3.3 ± 1.0	3.5 ± 0.9	3.7 ± 0.7	3.8 ± 0.5	3.8 ± 0.6	3.4 ± 1.0	3.1 ± 1.2	< .001
	社会的役割	平均 ± SD	2.8 ± 1.4	2.8 ± 1.4	3.0 ± 1.2	3.3 ± 1.0	3.6 ± 0.8	3.8 ± 0.4	3.3 ± 1.1	2.7 ± 1.3	< .001
	総得点	平均 ± SD	10.0 ± 3.6	10.3 ± 3.2	11.1 ± 2.7	11.8 ± 2.1	12.3 ± 1.3	12.4 ± 1.1	11.3 ± 2.8	10.0 ± 3.4	< .001
健康度自己評価	あまり健康でない 以下	2点以下	25.2%	28.1%	21.6%	19.3%	10.8%	9.1%	25.2%	30.4%	.001
GDS	抑うつあり	6点以上	39.6%	47.4%	38.7%	24.5%	15.3%	7.5%	34.7%	30.4%	< .001
将来への不安得点	不安大きい	16点以上	64.7%	70.7%	53.9%	46.1%	33.6%	24.5%	57.6%	54.5%	< .001

		暮らし向き (n = 1,435)						p 値*	
		n	非常に 苦勞している 122	やや 苦勞している 311	どちらとも いえない 621	やや ゆとりがある 326	非常に ゆとりがある 39		無回答 16
性	男性		43.6%	52.5%	48.5%	50.2%	54.9%	31.3%	.365
年齢	歳	平均 ± SD	72.2 ± 5.8	73.0 ± 5.7	72.8 ± 5.8	72.6 ± 6.5	75.2 ± 7.0	75.8 ± 6.3	< .001
修学年数	年	平均 ± SD	10.8 ± 2.9	11.2 ± 3.4	11.4 ± 3.3	12.5 ± 3.1	11.3 ± 3.2	10.5 ± 3.2	< .001
同居者	あり		84.4%	86.5%	88.6%	91.1%	92.3%	88.4%	.246
配偶者	あり		70.5%	71.4%	76.7%	74.8%	69.2%	68.8%	< .001
老研式活動能力指標	手段的自立	平均 ± SD	4.4 ± 1.3	4.5 ± 1.1	4.6 ± 1.2	4.7 ± 1.0	4.4 ± 1.2	4.1 ± 1.8	.202
	知的能動性	平均 ± SD	3.3 ± 1.0	3.4 ± 0.9	3.5 ± 0.9	3.6 ± 0.8	3.6 ± 0.9	3.4 ± 1.1	< .001
	社会的役割	平均 ± SD	2.7 ± 1.3	3.0 ± 1.3	3.2 ± 1.2	3.4 ± 1.0	3.3 ± 1.0	3.1 ± 1.3	< .001
	総得点	平均 ± SD	10.3 ± 2.8	10.9 ± 2.8	11.3 ± 2.7	11.8 ± 2.4	11.4 ± 2.6	10.6 ± 3.8	< .001
健康度自己評価	あまり健康でない 以下	2点以下	38.0%	26.3%	20.0%	13.6%	17.2%	21.4%	< .001
GDS	抑うつあり	6点以上	52.1%	41.3%	32.1%	16.0%	12.8%	43.8%	< .001
将来への不安得点	不安大きい	16点以上	80.2%	64.4%	53.4%	30.5%	20.5%	68.8%	< .001

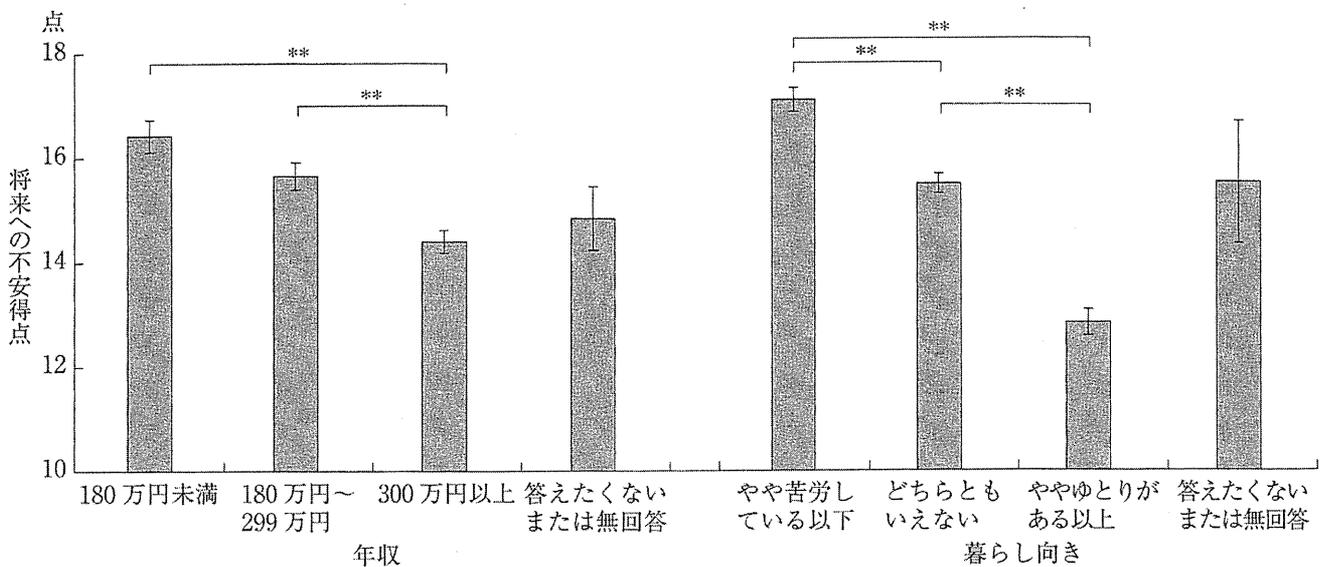
GDS ; Geriatric Depression Scale. SD ; 標準偏差

* χ^2 検定または分散分析



性, 年齢, 修学年数, 配偶者の有無, 同居者の有無, 老研式活動能力指標総得点を調整した一要因共分散分析. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

図1 年収区分別および暮らし向き別にみた抑うつ (Geriatric Depression Scale)



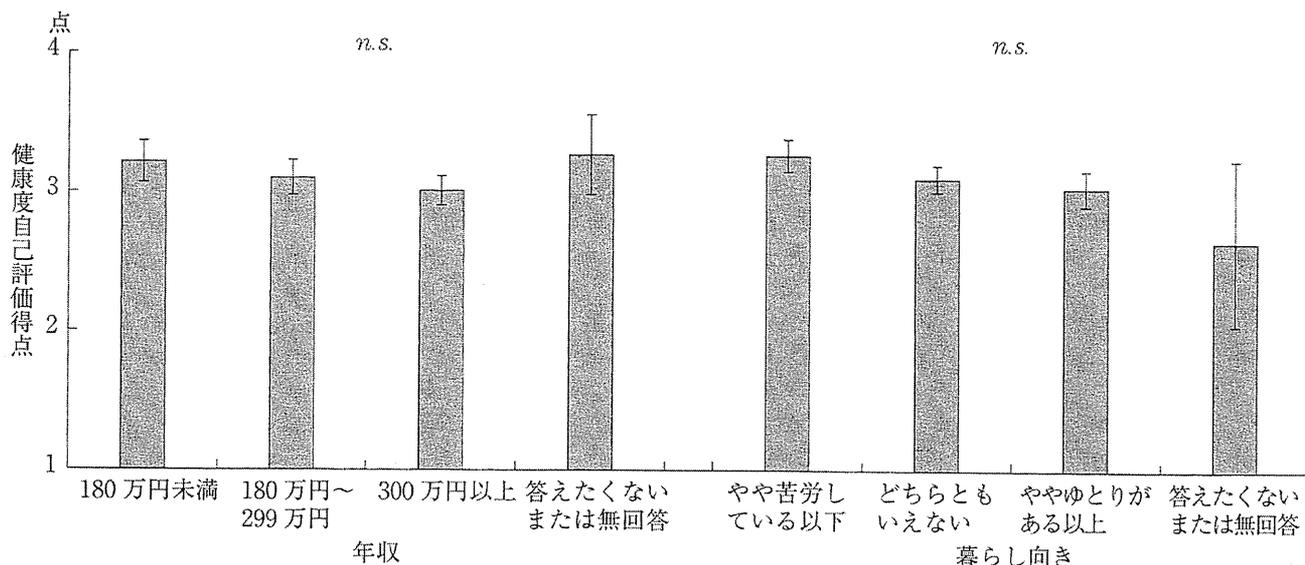
性, 年齢, 修学年数, 配偶者の有無, 同居者の有無, 老研式活動能力指標総得点を調整した一要因共分散分析. ** $p < 0.01$

図2 年収区分別および暮らし向き別にみた将来への不安

抑うつ傾向なし, 将来への不安感が少ない者の割合が有意に増加した. 同様に, 性, 同居者あり, 老研式活動能力指標の手段的自立を除く変数と暮らし向きの間には有意な関連がみられた.

年収区分別ならびに暮らし向き区分別にみたGDS, 将来への不安, 健康度自己評価の得点の差異を性, 年齢, 修学年数, 配偶者の有無, 同居者の有無, 老研式活動能力指標総得点を調整した一

要因共分散分析により評価した. GDSおよび将来への不安感得点とともに, 180万円未満および180～299万円と300万円以上で有意差がみられ, 「やや苦勞」「どちらともいえない」「ややゆとりあり」の各カテゴリー間で有意差がみられた (図1, 図2). 健康度自己評価得点は, 年収区分間および暮らし向き区分間ともに有意差がみられなかった (図3).



性、年齢、修学年数、配偶者の有無、同居者の有無、老研式活動能力指標総得点を調整した一要因共分散分析。

図3 年収区分別および暮らし向き別にみた健康度自己評価

さらに、「抑うつ傾向あり」(GDS 6点以上)、「将来への不安強い」(将来への不安得点16点以上)と、「健康度自己評価低い」(健康度自己評価得点、あまり健康でない:2点以下)に年収と暮らし向きが関係しているかを調べるために、多重ロジスティック回帰分析(上記、共変量を調整、年収、暮らし向きを順に強制投入)による検討を行った。表2に、「抑うつ傾向あり」「将来への不安強い」と「健康度自己評価低い」を従属変数として、暮らし向きおよび年収区分ごとのオッズ比、95%信頼区間を示した。

「抑うつ傾向あり」を従属変数とした場合には、モデルIにおいて、300万円以上を基準カテゴリーにした180万円未満のオッズ比は1.94(95%信頼区間1.33-2.84)で有意であったが、モデルIIにおいて、暮らし向きを追加投入した結果、基準カテゴリー「ややゆとりあり以上」群に比べて、「どちらともいえない」群、「やや苦勞以下」群のオッズ比は、それぞれ2.25(95%信頼区間1.52-3.32)、3.08(95%信頼区間2.03-4.67)であったが年収区分の有意差はみられなくなった。「将来への不安強い」を従属変数とした場合には、モデルIにおいて、基準カテゴリー300万円以上に対して180～299万円、180万円未満のオッズ比は

おのおの1.53(95%信頼区間1.08-2.15)、2.34(95%信頼区間1.65-3.30)で有意であったが、モデルIIにおいて、暮らし向きを追加投入した結果、「ややゆとりあり以上」群に比べて、「どちらともいえない」群、「やや苦勞以下」群のオッズ比は、それぞれ2.27(95%信頼区間1.66-3.11)、4.74(95%信頼区間3.32-6.78)であったが年収区分の有意差はみられなくなった。「健康度自己評価低い」を従属変数とした場合には、モデルIIにおいて「ややゆとりあり以上」群に比べて、「やや苦勞以下」群のオッズ比は、2.41(95%信頼区間1.48-3.95)であった

Ⅲ. 考 察

本研究の結果から年収区分の基準カテゴリーが300万円以上の群に対してそれ以下のカテゴリーでは「抑うつ傾向あり」と「将来への不安強い」が有意に増大することが示された。しかし、多重ロジスティック回帰モデルにおいて暮らし向きを追加投入した結果、年収区分と上記の2つの心理的健康指標との関連の有意性は消失した。一方で、基準カテゴリーが「ややゆとりあり以上」群に比べて、「どちらともいえない」群、「やや苦勞以下」群において、上記の2指標は有意に増悪した。

表2 抑うつ、将来への不安感、健康度自己評価と年収および暮らし向きとの関連 (多重ロジスティックモデル)

	抑うつ傾向 あり (GDS 6 点以上)				将来への不安 強い (16 点以上)				健康度自己評価 低い (あまり健康でない: 2 点以下)			
	モデル I		モデル II		モデル I		モデル II		モデル I		モデル II	
	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.
比較カテゴリー / 基準カテゴリー	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.	OR	95% C.I.
性	0.75	0.56-1.00	0.79	0.59-1.06	1.54	1.19-1.98	1.71	1.32-2.23	0.87	0.61-1.25	0.92	0.64-1.33
年齢	1.01	0.99-1.04	1.02	1.00-1.05	0.99	0.96-1.01	1.00	0.97-1.02	1.03	1.00-1.06	1.03	1.00-1.07
修学年数	0.95	0.91-0.99	0.95	0.91-1.00	0.96	0.92-1.00	0.97	0.93-1.01	0.97	0.92-1.03	0.98	0.93-1.04
配偶者	0.86	0.71-1.03	0.90	0.75-1.09	0.85	0.72-1.00	0.90	0.76-1.07	0.84	0.67-1.07	0.88	0.69-1.12
同居者	0.60	0.36-0.98	0.63	0.38-1.04	0.71	0.45-1.12	0.76	0.47-1.23	0.73	0.39-1.40	0.78	0.41-1.50
老研式活動能力指標	0.76	0.72-0.81	0.93	0.90-0.96	0.91	0.86-0.96	0.91	0.86-0.97	0.74	0.70-0.80	0.75	0.70-0.80
総得点												
年収	0.99	0.69-1.42	0.88	0.61-1.27	1.53	1.08-2.15	1.28	0.90-1.82	0.98	0.62-1.57	0.87	0.55-1.40
	1.94	1.33-2.84	1.34	0.89-2.00	2.34	1.65-3.30	1.36	0.94-1.98	0.99	0.61-1.60	0.73	0.44-1.22
暮らし向き			2.25	1.52-3.32			2.27	1.66-3.11			1.49	0.93-2.37
			3.08	2.03-4.67			4.74	3.32-6.78			2.41	1.48-3.95

GDS: Geriatric Depression Scale, 95% C.I.: 95% 信頼区間, OR: オッズ比, 各変数を強制投入した。

以上から、高齢者においては年収区分よりも主観的な暮らし向きのほうが心理的健康指標と強い関連を示すとの筆者らの仮説は支持された。

国民生活選好度調査 (内閣府) によると「収入や財産の不平等が少ないこと」という社会の課題に対して、「あまり、または、ほとんど満たされていない」とする回答率は、1978 年の 40.7% から 2005 年の 55.1% へ上昇傾向にある。また、世の中はしだいに暮らしよい方向に向かっているかについて尋ねたところ、「まったく向かっていない」と回答した人の割合は、2005 年の 24.4% から 2008 年には 40.5% と増加している。所得格差は国民の認識のなかに着実に定着してきていることがうかがわれる。

本研究結果からも、所得や暮らし向きの違いが、抑うつや将来への不安感の増悪と関連があることが示されたことから、高齢者の心理的健康を維持するうえで、経済状況を考慮することの重要性が確認された。

しかしながら、高齢期における所得と健康指標との関連性については、調査対象地域の社会文化的背景や医療福祉サービスなどの諸要因を考慮しつつさらなる議論を要する¹³⁾。高齢期にはその関連性が小さくなるとする報告がある一方、所得が低い者においては健康に好ましくない生活習慣や環境などの悪影響が、長期にわたり継続・蓄積されるため、高齢期には所得と健康指標との関連は強まるとの指摘もある²⁾。本研究結果からは年齢の影響を統制しても年収区分および暮らし向きと心理的健康指標の関連は有意であった (表 2)。

所得など社会経済的要因が劣悪であることが死亡など健康状態の悪化に至る機序についても諸説があるが、住環境など劣悪な物質的環境、肥満や喫煙などの好ましくない生活習慣、自己負担額の増大により医療・介護サービスの利用が抑制されること、ソーシャルサポートの授受が乏しいこと、さらには、失業など心理的ストレスに曝されることが媒介要因であるとの仮説に集約される¹²⁾。本研究では、紙幅の制約上、生活環境や健康習慣について尋ねることはできなかったが、高齢者の健

健康の総合指標である高次生活機能について老研式活動能力指標^{3,15)}を用いて年取や暮らし向きとの関連を分析した。その結果、老研式活動能力指標は年取や暮らし向きと有意な関連を認めた(表1)。次に、老研式活動能力指標をはじめ主要な交絡要因を統制しても年取区分の一部および暮らし向きと「抑うつ傾向あり」と「将来への不安強い」の2つの心理的健康指標の関連は有意であった(表2)。高齢者は経済状況と心理的健康指標との関連において総合的な健康度の優劣のみでは説明しつくせない要因が媒介する可能性が示唆された。たとえば、前述の仮説のとおり、高齢者本人の経済状況が悪化すると医療・介護サービス利用の自己負担額が増大することへの不安から、その利用が抑制されることもその一因かもしれない。

一方、本研究結果において、健康度自己評価は、 χ^2 検定では暮らし向きおよび年取と有意な関連がみられたが、交絡要因統制後は有意な関連はみられなかった。健康度自己評価は高齢者の生命予後や障害の発生を予測する指標として知られるが、経済状況との関連がみられなかった理由は不明である。等価収入と幸福感、生活満足度、健康度自己評価との関連を構造的に分析した首都圏ニュータウンにおける大規模コホート研究によると、健康度自己評価と等価収入の関連は「生活満足度」「幸福感」を介した間接効果のほうが直接効果よりも大きいことが示された²⁾。抑うつや不安感に比べて、健康度自己評価は高次生活機能等交絡要因の影響が大きいため経済状況との直接的な関連は不明確なのかもしれない。

本研究の限界として、横断分析であるため因果関係が不明瞭である点が挙げられる。つまり、貧困であることが原因となり、抑うつ症状を呈したのか、あるいは、抑うつ症状が原因となり離職した場合や抑うつ症状の原因となるような傷病や死離別といったストレスフルなイベントが潜在し医療費や生活費の負担が増大した結果、暮らし向きの悪化を助長した可能性もある。

WHOによると、健康とは、身体的、精神のおよび社会的に完全に良好な状態であり、単に疾病

が存在しないことではないと定義されている。この定義は、健康概念の要因として身体的要因と精神的要因に加え、社会関係要因が提示されたことで注目されていた。しかし、わが国においては、再生医療はじめ先端医療に関する研究が脚光を浴びるなか、社会経済的要因と健康の関連への関心は、社会全体はいうに及ばず、研究者においても十分向けられているとはいえない。その背景のひとつには社会経済的介入によるアプローチは政策的な側面が大きいために、一部の臨床家や研究者の努力や熱意により実現させることが困難であるという理由がなからうか。

本研究では、絶対的な所得格差と主観的な経済状況と心理的健康指標との関連についての一定の知見を得ることはできたものの、他者と比較した相対的な所得水準も、人々の健康に影響を及ぼすと考えられている。このような仮説を相対所得仮説¹⁰⁾と呼ぶ。つまり、絶対的貧困者が多くだけでなく貧富の差が大きい地域ほど住民の健康水準が低いという仮説である。

相対所得仮説によると、所得格差が大きい地域ほど、人々の信頼、規範、ネットワークといった社会関係資本と称される、ソーシャルキャピタルが乏しく、住民同士の信頼感や連帯意識が希薄になるため健康への悪影響をもたらすとされる^{8,9)}。

同仮説を踏まえて社会保障制度の見直し等の制度・政策上の課題を整理する際には、個人レベル要因としての絶対的所得や暮らし向きを調整したうえで、集団レベル要因としての所得格差が大きい地域に居住することの個人の健康への影響をマルチレベル分析や共分散構造分析等の洗練された統計解析手法を用いて定量的・構造的に分析すべきと考える。

そのためには、今後わが国においては、まずは、地域性や対象者の属性などを踏まえた多数のコホート研究からのデータを蓄積することが求められる。それと同時に、相対所得格差の弊害を緩衝すべく地域づくりの視点からソーシャルキャピタルの醸成を目指す社会介入実験^{4~6,21)}に備えることが重要であろう。

本研究は、平成20-22年度厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業「行政と住民ネットワークの連携による孤立予防戦略の検証」(H20-政策一般-012, 研究代表:藤原佳典)の助成を受けて実施したものである。本調査の実施において多大なご協力をいただいた和光市民の皆様および、東内京一氏(和光市保健福祉部長寿あんしん課)に感謝申し上げます。

文 献

- 1) Berkman LF, Kawachi I : Social Epidemiology. Oxford U.P., New York (2000).
- 2) 坊迫吉倫, 星 且二 : 都市在宅高齢者における等価収入と幸福感・生活満足感・主観的健康感の構造分析. *社会医学研究*, **27** (2) : 45-51 (2010).
- 3) 藤原佳典, 新開省二, 天野秀紀, 渡辺修一郎ほか : 自立高齢者における老研式活動能力指標得点の変動. *日本公衛誌*, **50** : 360-367 (2003).
- 4) Fujiwara Y, Sakuma S, Ohba H, Nishi M, et al. : Intergenerational health promotion program for older adults "REPRINTS" ; The experience and its 21 months effects. *Journal of Intergenerational Relationship*, **7** : 17-39 (2009).
- 5) 藤原佳典, 渡辺直紀, 西真理子, 大場宏美ほか : 高齢者による学校支援ボランティア活動の保護者への波及効果 ; 世代間交流型ヘルスプロモーションプログラム "REPRINTS" から. *日本公衛誌*, **57** : 458-466 (2010).
- 6) Glass TA, Freedman M, Carlson MC, Hill J, et al. ; 2004 ; Experience Corps : Design of an intergenerational program to boost social capital and promote the health of an aging society. *J Urban Health*, **81** : 94-105 (2004).
- 7) Ichida Y, Kondo K, Hirai H, Hanibuchi T, et al. : Social capital, income inequality and self-rated health in Chita peninsula, Japan ; A multilevel analysis of older people in 25 communities. *Soc Sci Med*, **69** : 489-499 (2009).
- 8) 稲葉陽二, 藤原佳典 : 少子高齢化時代におけるソーシャル・キャピタルの政策的意義 ; 高齢者医療費の視点からの試論. *行動計量学*, **37** (1) : 39-52 (2010).
- 9) Kawachi I, Kennedy BP, Lochner K, Prothrow-Stith D : Social capital, income inequality, and mortality. *Am J Public Health*, **87** : 1491-1498 (1997).
- 10) Kawachi I, Kennedy BP : Prosperity and health. *The Health of Nations ; Why Inequality is Harmful to Your Health*, 45-48, The New Press, New York (2002).
- 11) 小林江里香, 藤原佳典, 深谷太郎, 西真理子ほか : 孤立高齢者におけるソーシャルサポートの利用可能性と心理的健康 ; 同居者の有無と性別による差異. *日本公衛誌*, **58** : 446-456 (2011).
- 12) 近藤克則 : 健康格差社会 ; 何が心と健康を蝕むのか. 医学書院, 東京 (2005).
- 13) 近藤克則 (編) : 検証「健康格差社会」介護予防に向けた社会疫学の大規模調査. 医学書院, 東京 (2007).
- 14) Kondo N, Sembajwe G, Kawachi I, van Dam RM, et al. : Income inequality, mortality, and self rated health ; Meta-analysis of multilevel studies. *BMJ*, http://www.bmj.com/cgi/reprint/339/nov10_2/b4471 (2009).
- 15) Koyano W, Shibata H, Nakazato K, Haga H, et al. : Measurement of Competence ; Reliability and validity of the TMIG-Index of Competence. *Arch Gerontol Geriatr*, **13** : 103-116 (1991).
- 16) Marmot M, Wilkinson RG (eds.) : Social Determinants of Health. 2nd ed., Oxford U.P., New York (2006).
- 17) Nakaya T, Dorling D : Geographical inequalities of mortality by income in two developed island countries ; A cross-national comparison of Britain and Japan. *Soc Sci Med*, **60** (12) : 2865-2875 (2005).
- 18) 斉藤雅茂, 藤原佳典, 小林江里香, 深谷太郎ほか : 首都圏ベッドタウンにおける世帯構成別にみた孤立高齢者の発現率と特徴. *日本公衛誌*, **57** (9) : 785-795 (2010).
- 19) Sheikh JI, Yesavage JA : Geriatric Depression Scale (GDS) ; Recent evidence and development of a shorter version. *Clinical Gerontologist*, **5** (1/2) : 165-173 (1986).
- 20) 矢富直美 : 日本老人における老人用うつスケール (GDS) 短縮版の因子構造と項目特性の検討. *老年社会科学*, **16** (1) : 29-36 (1994).
- 21) 吉井清子, 近藤克則, 平井 寛, 松田亮三ほか : 日本の高齢者 ; 介護予防に向けた社会疫学的大規模調査 - 高齢者の心身健康の社会経済格差と地域格差の実態. *公衆衛生*, **69** : 145-148 (2005).

Cross-sectional relationships between social determinants of health

— Annual income or subjective economic status and psychological variables —

Yoshinori Fujiwara^{*1}, Erika Kobayashi^{*1}, Taro Fukaya^{*1}, Mariko Nishi^{*1}, Masashige Saito^{*2},
Kumiko Nonaka^{*1}, Yoji Inaba^{*3}, Fujiko Fukushima^{*4}, Tanji Hoshi^{*5}, Shoji Shinkai^{*1}

* 1 *Research Team for Social Participation and Community Health, Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology*

* 2 *Research Promotion Center for Community Care, Nihon Fukushi University*

* 3 *College of Law, Nihon University*

* 4 *National Institute of Public Health*

* 5 *Urban Environment Sciences, Tokyo Metropolitan University*

The purpose of this study was to explore cross-sectional relationships between social determinants of health such as annual income or subjective economic status and psychological variables. A questionnaire survey was distributed to 2,528 randomly selected from a total of 9,800 community-dwellers aged 65 years and over in Wako City, Saitama Prefecture in 2008. 1,773 (70.1%) people responded to the self-administered questionnaire which assessed annual income, subjective economic status, age, gender, years of schooling, family members, higher-level functional capacity (Tokyo Metropolitan Institute of Gerontology Index of Competence), and psychological variables such as Geriatric Depression Scale, anxiety about the future, and self-rated health.

Multiple logistic regression models adjusted for compound factors demonstrated that depressive mood and stronger anxiety about the future were significantly associated with annual incomes of '-1,799,999 yen' and/or '1,800,000-2,999,999 yen', compared to '3,000,000 yen-'. After the additional entry of subjective economic status, they were associated with 'bad' and 'average' compared to 'good'; on the other hand, association with annual income came to be not significant. Poor self-rated health was associated with bad economic status.

In conclusion, subjective economic status was more strongly associated with psychological variables, compared to objective economic status such as annual income.

Key words : depressive mood, anxiety about the future, self-rated health, annual income, subjective economic status

同居者のいる住民基本台帳上の 一人世帯高齢者の特性

斉藤雅茂*1, 藤原佳典*2, 小林江里香*2, 深谷太郎*2,
西真理子*2, 新開省二*2

抄録

住民基本台帳から判断される一人世帯のうち、実際には同居者がいる(名目独居)高齢者の基本属性および心理的健康を分析した。調査は、2008年7月～2009年3月にかけて埼玉県和光市で行われ、そのうち、一人世帯調査における名目独居と実質独居、一般世帯調査における一般同居の2,644人について分析した。名目独居と実質独居および一般同居を従属変数にした二項ロジスティック回帰分析、および、3群間での心理的健康に関する差の検定を行った。分析の結果、①性別や年齢、生活機能、収入にかかわらず、名目独居は婚姻状態と当該地域の居住年数において実質独居と一般同居と顕著な違いがあること、他方で、②同居者のいる高齢者のなかでも孤立傾向にある高齢者ほど名目独居に該当しやすいという関連はないこと、③名目独居は一般同居と同程度に将来への不安は少ないが、実質独居と同程度に健康度自己評価は低く、抑うつ感が高い傾向にあることが確認された。

Key words : 住民基本台帳, 一人世帯高齢者調査, 名目独居, 抑うつ, 婚姻状態

老年社会科学, 33(4):527-537, 2012

I. 目 的

日本の人口は、2005年をピークにして減少傾向にあると同時に高齢化がいつそう進み、2055年には高齢人口比率が40.5%に達する¹⁾。なかでも独居高齢者が急増しており、1980年には88万人であったのが2005年には386万人(約4.4倍)になり、2030年には717万にも上ると推計されている²⁾。この背景には、生涯未婚者の増加や長寿に伴う寡婦期間の長期化、核家族化を背景にした高齢者自身の独居志向の高まりなどが考えられる。海外でも独居高齢者の増加は指摘されている³⁾が、日本ではまもなく高齢者世帯のなかで独居者がもっと

も多くを占める社会となり、社会的な関心はいつそう高まることが予想される。

独居の高齢者は、国内に限らず女性が圧倒的に多い⁴⁾。また、同居者のいる高齢者と比べると、独居高齢者のほうが生活満足度⁵⁾や主観的な健康度^{6,7)}が低く、抑うつ傾向にあり⁶⁾、経年的にみると認知機能が低下しやすく⁸⁾、認知症発症リスクが高い⁹⁾といった知見が得られている。近年、社会的な問題になっている「孤立死」との関連では、家族に看取られない死は独居者に限らない¹⁰⁾が、死後から発見まで15日以上要した高齢者は独居者、なかでも男性独居者で顕著に多い¹¹⁾ことも確認されている。また、調査対象として独居高齢者は追跡時に脱落しやすいことが国内外で報告されている^{12,13)}。

他方で、Victorら¹⁴⁾は、独居高齢者の急増に伴ってステレオタイプ的に社会的なネグレクトや孤立・孤独の問題に言及されるが、1人で暮らすことが真にネガティブな経験として評価されるべきか

受付日：2011.4.18 / 受理日：2011.8.29

*1 Masashige Saito : 日本福祉大学地域ケア研究推進センター

*2 Yoshinori Fujiwara, Erika Kobayashi, Taro Fukaya, Mariko Nishi, Syoji Shinkai : 東京都健康長寿医療センター研究所

*1 〒460-0012 愛知県名古屋市中区千代田5-22-35 名古屋キャンパス北館7階

については慎重な検討が必要であると指摘している。実際に、独居高齢者であっても、互恵的で信頼できる近隣関係がある女性は満足感や安心感をもっていること¹⁵⁾や、独居に至るまでの経緯によって孤立状態に陥るリスクが大きく異なること¹⁶⁾が報告されている。高齢期に1人でいることに関するライフコースを通じた詳細な研究の必要性がすでに指摘されているように¹⁷⁾、今後、国内においても独居高齢者のなかでの多様性を踏まえた調査研究の蓄積がいつそう必要になるものと考えられる。

しかし、住民基本台帳に基づいて独居高齢者を把握することは必ずしも容易でなく、実際には同居者がいるが台帳上は一人世帯である（以下、名目独居）高齢者の存在が避けられない。このため、調査時点での同居者の有無を確認せずに、台帳上の一人世帯をすべて独居と扱った分析では、本当の独居者像を歪めることになる。1992年に大阪府河内長野市で実施された調査では住民基本台帳上の一人世帯高齢者の3割程度が名目独居であったと報告している¹⁸⁾。同様に、2007年に東京都板橋区で実施された独居高齢者調査では回答者の29.9%が名目独居に該当していた¹⁶⁾。民生委員等によって日々更新される本当の独居高齢者に関する独自名簿が作成されていない限りは、独居高齢者を対象にした調査には、こうした名目独居は必ず存在する。とくに大都市では民生委員の定員割れがしばしば報道されており、民生委員による名簿作成が困難である可能性が高い。このため、とくに大都市では、調査実施に際して、名目独居をどのように扱うかは事前に検討すべき重要な課題と考えられる。

これまで独居高齢者を対象にした調査において名目独居は、本来の調査対象ではないために分析から除外されるのが一般的であった。たとえば、内閣府が2002年に実施した「一人暮らし高齢者に関する意識調査¹⁹⁾」では、調査員訪問時に同居者が確認された人々は調査不能ケースとして扱われている。しかし、これまでのところ、名目独居者の特性を扱った研究の蓄積がきわめて乏しく、調査

で把握された名目独居を無条件でサンプルロスとして扱うのが適切であるのかについては必ずしも十分な検討はなされていない。

名目独居にはさまざまなケースが考えうるが、多くは世帯併合に伴う届出の不備・忌避によって生じると考えられている¹⁸⁾。高齢期に世帯併合が必要となるのは主に配偶者を喪失した後のため、名目独居に該当する高齢者の主要な婚姻状態は、実際の独居者（実質独居）だけでなく、全高齢者世帯を対象にする調査で把握される同居者のいる高齢者（一般同居）とも異なることが予想される。また、配偶者喪失後の世帯併合に際しては、子ども等の世帯を呼び寄せるケースも考えられるが、子ども等に呼び寄せられる、いわゆる「呼び寄せ高齢者²⁰⁾」のほうが一般的である。その結果として、名目独居者の当該地域の居住年数は比較的短く、同居者がいることによって実際の独居者とは異なる住居形態になっていると考えられる。

他方で、周囲からの情報不足によって行政への届出の不備が生じているとすれば、孤立傾向にある高齢者ほど名目独居者に該当しやすく、それと関連して低所得者や生活機能の自立度が低い人が多い可能性がある。また、同居者のいる高齢者であっても配偶者喪失に伴う悲嘆の影響²¹⁾や、他者との交流頻度が少なく活動能力が低い高齢者ほど孤独感が強く²²⁾、呼び寄せを含む高齢期の望まない転居が心身にネガティブな影響を及ぼす^{20, 23)}といった知見を考慮すると、上記の相違から名目独居は一般同居と比べて心理的健康面でハイリスクな状態であることが予想される。

従来はサンプルロスとしてのみとらえられた名目独居に該当する高齢者の基本属性が実質独居だけでなく一般同居とも異なり、さらに心理的健康面において実質独居と類似して望ましくない状態にあるとすれば、実際には独居者でなくとも調査対象としては無視すべきではない。また、調査に協力した回答者の情報を1件でも多く活用するという意味でも名目独居の特性を改めて検討することの意義はあると考えられる。そこで、本研究で

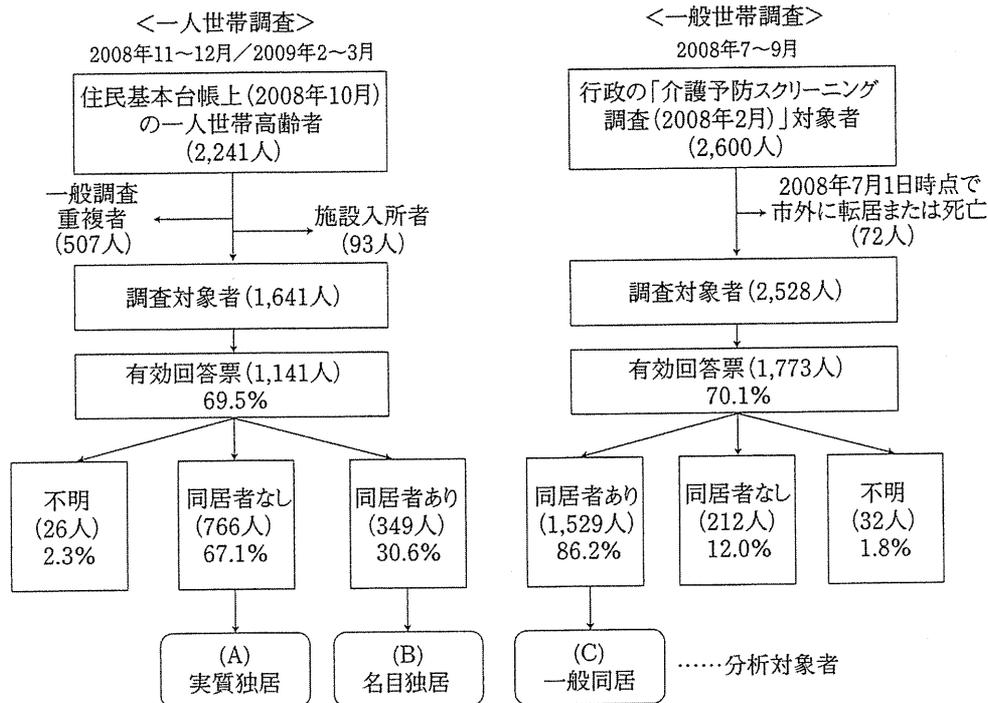


図1 分析対象者のフローチャート

は、高齢者の一人世帯調査で把握された名目独居に焦点を当て、「実質独居」と「一般同居」を対照にして名目独居高齢者の基本特性および心理的健康度の相違について分析した。

Ⅱ. 方法

1. 使用したデータ

1) 調査の概要

埼玉県和光市において、世帯類型にかかわらず抽出された高齢者標本に対する調査(一般世帯調査)と、住民基本台帳上の一人世帯の高齢者全数を対象とする調査(一人世帯調査)を実施した。一般世帯調査は、2008年7~9月にかけて、同年に行政が実施した介護予防スクリーニング調査の対象となった65歳以上2,600人のうち、2008年7月1日時点で本市に住民票がある2,528人を対象にして行われた。郵送法と民生委員による訪問配布・回収を併用し、1,773人の回答が得られた(回収率: 70.1%)。一人世帯調査は、2008年11~12月および2009年2~3月にかけて、2008年10月1日時点の住民基本台帳上の65歳以上の一人世帯2,241人

のうち、一般世帯調査の対象者と施設入居者を除いた1,641人を対象にして郵送法によって行われた。未回収者への再送を経て、最終的には1,141人の回答が得られた(回収率: 69.5%)。

2) 分析対象者

ここでは、一人世帯調査において、「現在、いっしょに住んでいる(同じ敷地内に住んでいる)人」の続柄を複数回答でたずね、いっしょに住んでいる人はいないと回答した人を「実質独居」、何らかの人と同居していると回答した人を「名目独居」に分類した。また、一般世帯調査において、同様に何らかの人と同居していると回答した人を「一般同居」とした(図1)。分析対象者の総数は2,644人であり、そのうち、実質独居は766人、名目独居は349人、一般同居は1,529人であった。分析対象者の59.3%が女性、平均年齢は74.0歳であった。また、一人世帯調査における名目独居の割合は30.6%であった。

3) 倫理的配慮

調査は、実施機関の倫理審査委員会の承諾を受けて行われた(平成20年5月20日, 受付・承認番