

# 配偶関係、ジェンダーと心身的ディストレス —CESD（うつ的傾向尺度）得点の分析—

・ 清水 新 二

（国立精神神経センター精神保健研究所）

Marital States, Gender and Psychological Distress: An Analysis of CESD Score.

Shinji Shimizu

## 要 約

**問題：**これまでアメリカを中心に多くの研究が、有配偶者は離死別者や独身者よりも低い死亡率と自殺率を示し、またメンタルヘルス一般もより良好であることが報告されている。同様に、これらの保健項目は女性よりも男性においてより良好な傾向が観察されてきた。しかしメンタルヘルスの水準やそのあり様は、大いに文化規定的な側面を内包している。本論ではNFR98のデータを利用してわが国の場合についてこれらの傾向について追試的分析を行うものである。**方法：**ジェンダー、婚姻地位、職業などの個人的属性を独立変数とし、11項目から成るCESD尺度の独自短縮版を使って抑うつ傾向性ならびに肯定的生活感に及ぼす影響を検討した。解析対象数はNFR全サンプルで、男性3323、女性3662、計6985である。**結果：**抑うつ傾向は男性より女性に、高年者より若年者に、高世帯収入より低世帯収入に、有配偶者より独身・離死別者に強かった。ただし、ジェンダー変数との交互作用を絡めてみると、離死別男性は最も強い抑うつ傾向を示し、有配偶女性は同じ女性の他の婚姻カテゴリーのいずれよりも高い心身活動低下の兆候を示すなど、婚姻関係と抑うつ傾向性の関連にはジェンダーによる文脈の相違が大変大きいことが分かった。同様に、男性に比して強い抑うつ傾向が認められるにもかかわらず、肯定的生活感では逆に女性が男性を上回っていた。**考察：**メンタルヘルスや心理的ディストレスの問題では、男女の文脈の差異が大きいことがわかり、従前からの心身医学的アプローチに加えて、ジェンダー的文脈におけるディストレス対処のプロセスへの注目など、社会学的アプローチの課題が大きいことを示唆した。

**キーワード：**婚姻地位、抑うつ傾向、ディストレス

## 1. 問 題

成人男女の職業別死亡率（平成7年年齢調整死亡率、20～64歳、人口千対）をみると、男子で全体3.1で以下高い順に無職14.0、サービス業4.0、農林漁業3.3となってい

る。同様に女子では、全体1.5、保安職4.5、運輸・通信職3.9、管理職2.8となり、職業別死亡率には大きなジェンダー的差異があることが知られている（厚生省，1999）。ちなみに、男子の死亡率に対して女子の場合、無職は2.3、サービス業0.8、農林漁業1.1であり、質的ならびに量的にもジェンダーによる差異が認められる。最も高い死亡率を示す女子の職業”御三家”、すなわち保安職、運輸・通信職、管理職は元来男性的職業であり、したがってこれらの職業に従事する女性の数自体が現時点では相対的に少なく、データの揺れの含みをもった結果であることには留意が必要とされる。本稿の主題ではないものの、たとえば女性管理職の場合、死亡率のみならず自殺率など複数のデータがこの職業における保健問題に関して同様な問題性を示していることから、またたとえマイノリティに見られる問題であったとしても、むしろ家族問題の視点からは”であるからこそ”、今後この問題を取り上げることの意味は大きい。男女共同参画型社会の推進を国是に据えた日本社会にあって、21世紀には女性管理職は少なくとも建前上増加を見るはずであるし、他方で現在圧倒的に少数派の現役女性管理職層の悪戦苦闘が現実にあるからである。

また有配偶、未婚、離別、死別といった配偶関係別にみると、離別と死別が有配偶と未婚を大きく上回る死亡率を示し、さらに女子の場合では死別>離別>未婚>有配偶の死亡率順位パターンは一層明瞭となっている（清水，2000）。

アメリカではこのテーマに関する研究蓄積は豊富で、既にRoss, Mirowsky, Goldstein (1990) はJMF誌1990年のRecade Reviewで多数の論文渉猟をしつつ「結婚は身体的健康、心理的安寧、そして死亡率と相関する。離婚者、別居者、未婚者、死別者に比べて、有配偶者は全般的により安寧であり、このプラスの効果ははっきりしておりしかも一貫している。」と述べている。さらに10年後のDecade Reviewを担当したBooth, Carver, Granger (2000) は、その後の分子生物学や内分泌学の展開成果も取り込んで、たとえば競争や攻撃衝動に作用するテストステロンという男性ホルモンの分泌は未婚時代に多く、結婚後あるいは出産後に低下することに触れ、このテストステロンの強弱が夫婦関係にも影響し、結婚するか否か、離婚に至るか否か、家出・遺棄あるは不倫やDVが生じやすいか否かに可能性にも影響を与えると最新の知見を要約している。他方では、有配偶か否かの要因以上に経済階層的要因の方が死亡率に大きな影響を及ぼし、実際には低い収入層の有配偶者の死亡危険率はオッズ比でみると高収入層の死別者の2.5倍、離別者の2倍、そして高い収入層に属する独身者より60%も高いことも報告されているが（Rogers, 1995）、それはともかくとして20世紀末のこの時点で「有配偶者の全般的安寧」をアプリアリに前提し、その背景にこうした生物学的因子を予測している。われわれ家族社会学者の大多数には荒唐無稽とも思われるこうした最新の生物社会科学（biosocial science）のパーспекティブについて、Boothらはバイアグラ、プロザック、リタリンなどのホルモン代置療法の成果をみれば、家族研究者もこのパーспекティブに基づく理論モデルの展開に十分注意を払うべきだと念を押している。

## 2. 分析課題と分析データ資料

こうした背景を踏まえて、本稿では性差を視野に納めつつ、成人男女の職業別ならびに婚姻地位別を中心にメンタルヘルスの有り様を分析する。本論と同じ系列に属する研究としては既に稲葉（1999）や松岡（1999）の実証研究があるが、本報告ではとりわけ配偶関係に着目する点で若干関心の焦点が異なること、これとの関連で配偶関係ならびにその他の属性変数がそれ自体としてメンタルヘルスに基本的な影響を与えるものか否かを探る予備的報告である。この基本的な変数関係に媒介する多くの変数があるはずだが、敢えて基本的な変数関係だけに着目してことから、「予備的」分析と位置づける。またこの予備的分析が全国サンプルについてなされること、およびメンタルヘルスあるいはディストレスとも呼ばれる精神的健康状況を測定する尺度（CESD）においても稲葉、松岡らの研究（SDS）と相違する。

ちなみにNFR調査で採用したCESD尺度が測定している「うつ的傾向性」については、従来より女性に多く観察されてきており（Scott, Melin, 1998）、NFR第一次報告書に見られる予備的分析でも同じ結果を得ている（清水・松田, 2000）。年齢別では、若い成人とかなりの高齢者で得点が高いという結果が多い（Newmann, 1989; Gatz, Johansson, Pedersen et al., 1993）。ただし、加齢が抑うつの兆候の発生抑止にどのような役割を持っているのかについて、わかっていることはまだ少ないといわれている（Newmann, 1989）。また一歩踏み込んで「非双極性うつ病」についてみると、初発年齢は20代に、有病率では郡部より都市部に、既婚者より離死別者に高く、性差は時点有病率、期間有病率、生涯有病率ともに男性より女性に高い比率が観察されてきた（前田・佐藤, 1998）。職業別には関連性が簡明でないためか、明確な結論を導き出している研究が少ないようである。

なお今回使用する解析データはNFR98データ（1999年1月実査）であり、本論で使用する変数は、独立変数として問1（性別）、問8-2（対象者の職業）、問16（配偶関係）を主項目とする各種基本属性変数、ならびに従属変数としては問23（CESD関連項目）である。もとよりひとびとのメンタルヘルス全般はあるいはNFRで取り上げたCESD尺度によるうつ的傾向性は、多くの因子によって規定されている。それら多くの因子から、ここでは任意にNFR調査で取り上げられた属性変数を選択したうえでのうつ的傾向性分析であり、したがって本稿で取り上げる変数によってうつ的傾向の全てが決定されるというわけではない。NFR調査で取り上げた属性的因子がうつ的傾向性に影響を与えるとすれば、どのような形でありうるかを問う限定的なものである。

## 3. CESDと解析変数の加工

## (1) CESDについて

CESD (Center of Epidemiologic Studies Depression Scale) は米国精神保健研究所のうつ病疫学研究センターで、一般人口を対象に抑うつ状態を測定するために作成された尺度であり (Radloff, 1977)、全米家族・世帯調査 (National Survey of Families and Households) も含めて現在各国で広く利用されている。欧米では高齢者にまで適用できるようにと簡便な短縮版が作成されている (Kohout, Berkman, Evans et al., 1993; Melchior, Huba, Brown et al., 1993)。しかし、これまでの日本におけるCESDの研究は、対象者が患者であったり (古川・安楽・廣江他, 1996; Furukawa, Anraku, Hiroe et al., 1997)、年齢 (Iwata, Saito, Roberts, 1994; 杉澤・杉澤・中谷他, 1997; 井原, 1993) や職業 (狭間・藤井, 1988; 杉原・杉澤・中谷他, 1998; Iwata, Saito, 1989) が偏っていたりするものがほとんどであり、一般地域住民を対象にした研究はほとんどみられなかった。唯一の試みは、未発表の杉澤 (2000) とこのNFR調査であり、ようやく近年になって緒についたところである。

CESDの因子構造については、欧米の研究では4因子 (抑うつ気分、精神身体的活動の遅延・不満、心理的安寧、対人関係) といわれているが、因子分析の結果は一定ではなく研究によって2~5因子まで因子構造は分かれている。また因子構造について、人種、性別、年齢により差が見られることが問題となり、依然項目の検討が行なわれている (Tran, 1997; Iwata, Umesue, Egashira et al., 1998; Liang, Van Tran, Krause et al., 1989; Stommel, Given, Given et al., 1993)。CESDオリジナル20項目版には入っている対人関係の項目については、回答の分布が歪んでいること等を理由とし、除外したという報告が多い (Gatz, Johansson Pedersen et al., 1993; Stommel, Given, Given et al., 1993; Liang, Van Tran, Krause et al., 1989)。

日本の研究では、心理的安寧を示すポジティブな感情項目が問題にされている。Iwata, Saito, Roberts (1994) は、日本の場合はポジティブな感情の項目は含まない方がいいと報告しているが、文化的な問題からして日本人はポジティブな感情を表現することを抑える傾向があるためである。その結果、ポジティブな感情項目では、精神疾患を持った患者群とコントロール群との差が見られないことになる。Iwata, Umesue, Egashiraら (1998) はポジティブな感情項目を否定的な表現に変えて、例えば「幸せだ」は「幸せではない」と変換した上で比較している。その結果、否定的な表現に変えた項目では患者群がコントロール群に対して有意に高い得点を示し、差がみられるようになったという。つい最近では本報告書にも採録されている菊沢論文が同じNFRデータを使って、日米の国際比較可能性の観点からCESDの2因子モデルの有効性を報告している (菊沢, 2001)。

今回の調査でも、ポジティブな感情項目がネガティブな因子との弱い相関関係を持ったり、因子負荷量自体が低かったりと問題があった。

## (2) 本研究における CESD の再構造化

問 23 の CESD 関連項目については、NFR 第一次報告書において採用した 16 項目全てに関する単純な足し挙げ累積得点（清水・松田，2000）ではなく、再度因子分析を施しその因子構造にしたがって、抑うつ傾向尺度として利用する。元来の 20 項目版から調査票作成の過程での都合上 16 項目に削減した経緯（日本家族社会学向老期保健福祉研究会，1999）もあり、この尺度はうつ傾向の判別スクリーニングバッテリーとしては使用せず、単純に抑うつ傾向のプロフィールを測定する尺度として使うことにした。これ以外の独立変数は、いくつかの変数で回答分布の極端な多寡、偏りを考慮して再コード化して用いた。

ここでは CESD 関連項目を因子分析した結果と、これに基づく抑うつ傾向尺度について簡単に触れておく。まず「この 1 週間の心身状態」に関する 16 項目の該当比率を男女別に示す（図 1）。次にこの 16 項目を主因子法による因子分析にかけた結果を示すと、表 1 のとおり固有値 1 以上の基準で 3 軸が抽出された。16 項目短縮版との相違や尺度翻訳上の問題もあってか、先行研究の結果（Radloff, 1977; 島・鹿野・北村他, 1985; Iwata, Saito, Roberts, 1994; Iwata, Umesue, Egashira et al., 1998）とは少なからず異なる結果であった。そこで因子負荷量（.40 以上）や内的一貫性を考慮して表 2 のような 2 因子尺度を構成し、Radloff のオリジナル尺度に依拠しつつ第 1 因子を「心身活動低下」、第 2 因子を「否定的感情」と命名した。これを「抑うつ傾向尺度」として用いることにした。なお論議の多い肯定的感情（positive affect）4 項目については（Iwata, Umesue, Egashira et al., 1998）信頼性係数が低く（ $\alpha = .5301$ ）、今回は因子としては取り上げないことにした。また表 1 中の「仕事が手につかなかった」は、同程度の負荷量をもって 2 つの因子に関連しているため、これを今回の尺度構成項目から外すことにした。ただし比較的負荷量が高かった「毎日が楽しい」と「生活について不満なく過ごせた」の 2 項目は独自に肯定的生活感（positive life sense: PLS）項目として利用試行する。したがって、以下の分析における従属変数は 1) 11 項目からなる抑うつ傾向尺度（以下 DP S、下位尺度をそれぞれ心身活動低下尺度（SRAS）ならびに否定的感情尺度（NAS））と、2) 積極的肯定感「毎日が楽しい」（以下「楽しい」ないしは PLS1 と略）それに 3) 消極的肯定感の「生活について不満なく過ごせた」（以下「不満なく」ないしは PLS2 と略）の PLS 2 項目を加えた三つである。

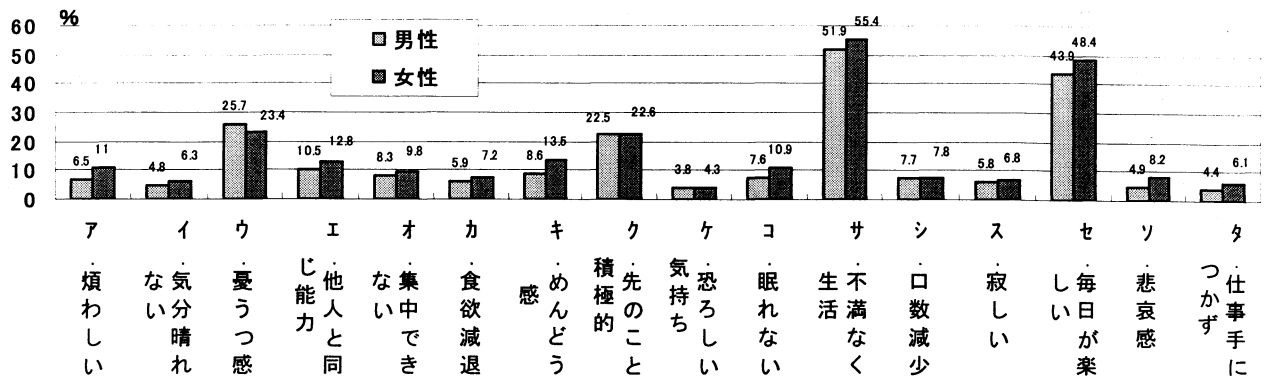


図1：この1週間の心身状態（しばしばあり出現率）

表1：因子分析結果（16項目）

	第一因子	第二因子	第三因子
(ア) ふだんは何でもないことを煩わしいと感じた	0.720	0.229	0.001
(イ) 励ましてもらっても気分が晴れない	0.615	0.362	-0.032
(ウ) 憂うつだと感じた	0.674	0.374	-0.034
(エ) 他の人と同じ程度の能力があると思った	0.162	0.077	0.362
(オ) 物事に集中できなかった	0.634	0.295	0.044
(カ) 食欲が落ちた	0.443	0.319	0.010
(キ) 何をするのも面倒と感じた	0.659	0.269	-0.043
(ク) これから先の事について積極的に考えた	0.181	0.321	0.299
(ケ) 何か恐ろしい気持ちがあった	0.309	0.551	-0.003
(コ) なかなか眠れなかった	0.354	0.408	-0.025
(サ) 生活について不満なく過ごせた	-0.086	-0.076	0.559
(シ) ふだんより口数が少なくなった	0.407	0.505	-0.005
(ス) 一人ぼっちで寂しいと感じた	0.198	0.582	-0.062
(セ) 「毎日が楽しい」と感じた	-0.251	-0.163	0.556
(ソ) 悲しいと感じた	0.317	0.675	-0.055
(タ) 仕事が手につかなかった	0.457	0.458	-0.026

表 2：因子分析結果（11 項目）

	第一因子	第二因子
(ア) ふだんは何でもないことを煩わしいと感じた	0.724	0.238
(ウ) 憂うつだと感じた	0.669	0.389
(キ) 何をするのも面倒と感じた	0.657	0.283
(オ) 物事に集中できなかった	0.623	0.293
(イ) 励ましてもらっても気分が晴れない	0.607	0.380
(カ) 食欲が落ちた	0.438	0.322
(ソ) 悲しいと感じた	0.312	0.672
(ス) 一人ぼっちで寂しいと感じた	0.181	0.610
(ケ) 何か恐ろしい気持ちがあった	0.317	0.532
(シ) ふだんより口数が少なくなった	0.392	0.507
(コ) なかなか眠れなかった	0.349	0.415

信頼性係数： 第一因子  $\alpha=.8490$ ； 第二因子  $\alpha=.7617$ ； 全項目  $\alpha=.8812$

#### 4. 結果

NFR 第一次報告書でも触れたように、抑うつ傾向には男子よりも女子に強く出るといふ男女差が認められる。ちなみに表 3 のごとく、因子得点の平均値をもとにした T 検定の結果もこのことを確認している。

そこでこの性別変数を基本変数として据え、性別変数との交互作用の影響にも注意しながら、基本的な属性変数との関連性を中心にみてみることにする。

##### (1) 概況

先ず表 4 によって抑うつの傾向総合得点 (DPS) を中心に見ると、学歴と職業は学歴が性差との間で交互作用を示す以外は主効果は認められなかった。反対に年齢と世帯収入は主効果を示しつつも、性差との交互作用はなく、それぞれ独立の影響を与えている。他方配偶関係では、主効果を示すとともに性差との交互作用がみられる。しかしこれまで一貫して主効果を示してきた性差が配偶関係との間では主効果を消失させ、強い交互作用効果のみを示すことが注目される。

次いで下位尺度の心身活動低下得点 (SRAS) ならびに否定的感情得点 (NAS) をみると、新たに職業が SRAS に対して主効果を見せ、反対に学歴との間で NAS における性差の主効果が消失している。また抑うつ傾向得点で注目された配偶関係が SRAS との間では主効果を見せていない。本稿で注目する配偶関係および職業との関連で言えば、配偶関係は

表 3 : 性別因子平均得点検定

	N	平均値	S D	T 検定
抑うつ的傾向尺度 (DPS)				
男子	3135	-.1142	1.2697	.000
女子	3423	.1046	1.3881	
心身活動低下尺度 (SRAS)				
男子	3135	-8.117E-02	.8277961	.000
女子	3423	7.434E-02	.8808213	
否定的感情尺度 (NAS)				
男子	3135	-3.308E-02	.7506890	.001
女子	3423	3.030E-02	.8459852	
「楽しい」 (PLS 1)				
男子	3250	1.4025	1.0877	.001
女子	3558	1.4907	1.0680	
「不満なく」 (PLS 2)				
男子	3245	1.5606	1.2412	.001
女子	3565	1.6617	1.1830	

情緒的領域においてより強い影響を及ぼし、職業は心身兆候領域において影響することがあるといえる。

さらに肯定的生活感 (PLS) に関しては、学歴を除く全変数がPLSに対して全面的に主効果を示した。この内最も一貫した関連性パターンを示すのは、配偶関係と職業である。この両者とも積極的な肯定的生活感であるPLS1および消極的な肯定的生活感PLS2の双方に強い影響を与えているが、性差との関連で両者は対照的に異なり、前者が性差の主効果並びに性差との交互作用効果共に一貫して確認し得たのに対して、後者の職業は逆に性差は一切効果を示さなかった。肯定的生活感には本稿で取り上げた属性変数の多くがそれぞれ独自にあるいは性別との交互作用を伴って影響を及ぼしていることが窺われる。

## (2) 具体的関連性

### (a) 年齢・世帯収入



DPS、SRAS、NASともNASの70歳代女子を例外として、ほぼ全般的に若年に高く高年になるに従い得点が低くなる。冒頭に記した一般的傾向と軌を一にする結果である。PLS

表4：性別と各属性変数との2元配置分散分析結果一覧  
(因子平均得点に基づく)

	抑うつ傾向得点 (DPS)	心身活動低下得点 (SRAS)	否定的感情得点 (NAS)	「楽しい」 (PLS1)	「不満なく」 (PLS2)
	有意確率	有意確率	有意確率	有意確率	有意確率
年齢	.000***	.000***	.020*	.000***	.037*
性差	.000***	.000***	.000***	.014*	.001***
×	.164	.547	.032*	.022*	.370
学歴	.108	.092	.314	.091	.000***
性差	.000***	.000***	.058	.017*	.001***
×	.010**	.001***	.279	.033*	.680
職業	.266	.039*	.536	.000***	.000***
性差	.000***	.000***	.002**	.440	.127
×	.110	.420	.134	.662	.778
世帯収入	.000***	.020*	.000***	.000***	.000***
性差	.000***	.000***	.001***	.002	.000***
×	.863	.236	.070	.822	.080
配偶関係	.000***	.056	.000***	.000***	.000***
性差	.312	.937	.108	.000***	.000***
×	.000***	.000***	.000***	.009**	.008**

得点では、「毎日が楽しい」との積極的肯定では高年ほど高い得点になっているが、消極的肯定の生活感「不満なく過ごせた」では20-30歳代の高さも目立つ。世帯収入との関連ははっきりしており、男女とも収入が多いほどDPS, SRAS, NASとも得点低く、PLS2項目はこれと符合して高くなっている。ただしDPSでは、女子の最低平均得点を示した800万円以上群(.007329)でさえ、男子の最高平均値得点を示した400万円未満群(-.03013)よりも高い抑うつ得点となっている。このように世帯収入も年齢も、主効果のみで交互作用効果を示さない性差による独自の影響(女性>男性)があることにも目配りしておく必要がある。

### (b) 学歴

学歴はDPS、SRAS、NASに対して主効果も持たず、性別との交互作用効果のみが影響を及ぼしている。男子の場合特に抑うつ傾向に違いは見られないが、女子の場合では専門・短大卒が中・高卒に比べて高い抑うつ得点となっている。PLSに対しては1項目のみ主効果を認め、「不満なく過ごせた」では学歴の高さに即して得点が上昇していた。

交互作用効果では「毎日が楽しい」では大卒女子が女子専門・短大卒ならびに男子大卒と男子高卒を有意に上回り、その高さが顕著であるのに対して、男子大卒はこれらの中で最低得点を示し、積極的生活肯定感に対する大卒の効果が男女ではまったく異なっていた。つまり、学歴と性差との関連でいえば、大卒男子は世帯収入が一定以上確保されているのでもなければ、「毎日が楽しい」と感じられる体験から最も遠いところにいるという傾向性を窺うことができる。

### (3) 職業、配偶関係別分析

次に本稿がとりわけ関心を示す職業と配偶関係についてみる。職業は抑うつ傾向に対してはSRASを除き主効果も性差との交互作用効果も示さなかったことが特徴である反面、PLSに対しては主効果を示す。他方配偶関係は、ほぼ全般的にそれも性差との交互作用効果を含めて影響力を持っている。

#### (a) 職業と抑うつ傾向

唯一有意な関連性を見せたのはSRASに対する主効果であるが、職種別に最も高いSRAS因子平均得点を示したのは「販売・サービス」の.05167で、以下「事務・営業」.04444、「専門・技術」.03831、「技能」-.02416、「農林漁業」-.1330217、「管理」-.1759278であった。したがって、心身の活動低下が最も少ないのが管理職と農林漁業職ということになる。ところが性別にみると、男子では「管理」職がやはり最も低いSRAS得点であり続けるのに対して、女性の場合は、SRAS因子平均得点が最も高いのは「管理」職であり、「農林漁業」は変わらず最も低い得点のままであった。職業と性別に関するこの特異な関連性パターン（“女性管理職パターン”と呼ぶ）は、有意な水準ではないにしても抑うつ傾向得点（DPS）および否定的感情得点（NAS）の双方においても同様に観察されている。どうやら「女性管理職」には特異な産業メンタルヘルス上の問題がありそうである。

職業と性差に交互作用が認められなかったことに加え、女性管理職者が絶対的に少数であるため、推計学的に意味のある事実として確認することはできないながら、男性管理職者とは正反対の女性管理職者のこの異常な女性管理職パターンは冒頭の女性管理職者の高い死亡率傾向と符合する点もあり、注目される。

### (b) 職業と肯定的生活感 (PLS)

PLSとの関連で職業変数は性差との交互作用効果を示さないが、単独でPLSの2項目に有意な影響を及ぼしている。PLS1の「毎日が楽しい」は管理職の1.5541を筆頭に、以下農林漁業1.5521、専門・技術1.5420、販売・サービス1.4479、事務・営業1.4457、そして最下位に技能職の1.3366が続く。

男女別にみると、男子管理職が第1位であるのに対して、女性管理職は最下位であるという、上記の”女性管理職パターン”がここでも再度確認された。同時に女性では専門・技術職が「毎日楽しい」と最も関連する職種であり、生活感覚上女性にとって管理職はなお厳しい一方、専門・技術職は比較的肯定的な生活感覚を持ちやすい職種であることが推測される。しかし推計学的観点からは、この点についてはなお仮説の域を出ず、今後研究手法を変えてさらに追求される必要がある。その場合、分析サンプル数の確保などを目的によくなされる「専門・管理職」というカテゴリー化は、やむを得ない面を認めつつも質的妥当性の点から問題点がありそうだとの問題意識は保持すべきだろう。

PLS2の「不満なく」では以上とは違って、専門・技術職が最も高い平均得点(1.8445)を示し、次いで管理職1.8062、事務・営業1.7255、農林漁業1.5723、販売・サービス1.5310、そしてここでも技能職が最下位で1.4425であった。性差との交互作用効果はなかったものの、男女別では管理職は男子では1位、女子でも3位であった。

### (c) 配偶関係と抑うつ傾向

配偶関係変数は心身活動低下得点(SRAS)を例外として、抑うつ総合得点(DPS)、否定的感情得点(NAS)、「楽しい」(PLS1)、「不満なく」(PLS2)の全ての従属変数に対して主効果ならびに性差との交互作用効果を示した。

DPSおよび下位尺度とも「有配偶」が低い得点を示すことでほぼ共通しており、未婚>離死別>有配偶の順で抑うつ傾向得点が高くなる。このように配偶関係の影響が強く、さらに性差との交互作用が強く出るため、これまで一貫して抑うつ傾向への影響を示すと思われてきた性差の主効果は攪乱、消失してしまう。そして性差の影響は配偶関係との交互作用効果としてのみ影響することが明らかとなった。

図2によって具体的な交互作用効果の関連性を抑うつ傾向得点(DPS)の場合についてみれば、男女とも有配偶が最も低い抑うつ傾向得点を示すことに変わりはないものの、主効果と相違して男子離死別者の抑うつ傾向得点が男子未婚者のそれを上回り、かつ性差の一般的傾向と相違して男子の離死別と未婚の両群では、女性を上回って男性の方に高い抑うつ傾向得点が出ている。一方対照的に、配偶者がいる男子の抑うつ傾向得点は最もかつ顕著に低く、他の5つの配偶関係×性差タイプすべてと有意な差を示した。

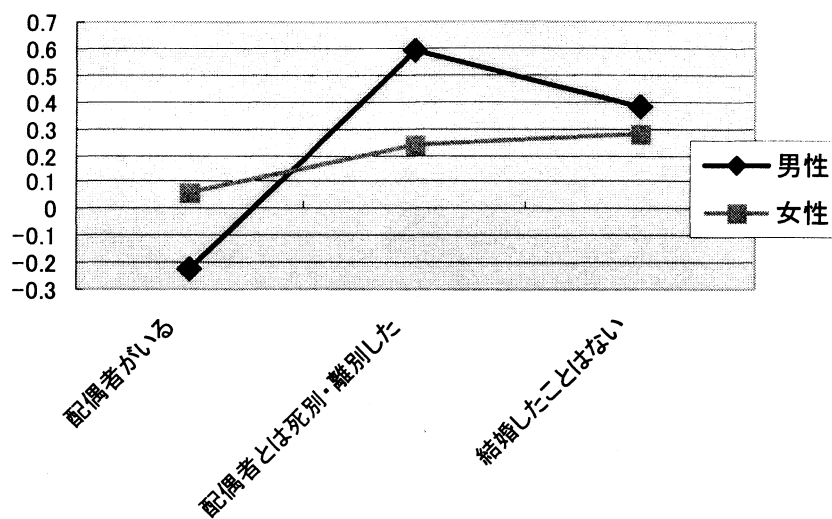


図 2：性別・配偶関係別 DPS

かくして男性非有配偶者の動向によって、一般には女性に高く男性に低く出る抑うつ傾向は、ここでは性差の主効果を失ったのであった。配偶関係との関連でいう限り、日本の男性が離死別や未婚である場合より抑うつ傾向を体験しやすい傾向がある一方、女性では配偶関係タイプの相違による抑うつ傾向の差はないといえる。特徴的なことは、日本では有配偶男性の顕著な抑うつ傾向の低さである。

ただし下位尺度の心身活動低下得点 (SRAS) に注目すると、有配偶女性の顕著な心身活動低下傾向の強さが特徴として浮かび上がる。その結果、上記の未婚>離死別>有配偶のパターンが崩れ、代わりに女性の間では有配偶>未婚>離死別のパターンが現れることが判明した (図3参照)。特に有配偶男性との間では有意な水準で、対照的な心身活動低下得点を結果している。有意な水準ではないものの、同性離死別者や未婚者と比べても、最も安定していると考えられてきた有配偶関係にありながら日本の有配偶女性は心身の兆候としての活動低下をより多く体験している。同性離死別者や未婚者よりは否定的感情 (NAS) を体験することが少ないながら、反対に心身の兆候としての活動低下については逆の傾向にあるともいえる。有配偶女性の場合、ストレスを心 (感情・情緒) で現す代わりに、より身体や不定愁訴行動で現しやすいのかもしれない。

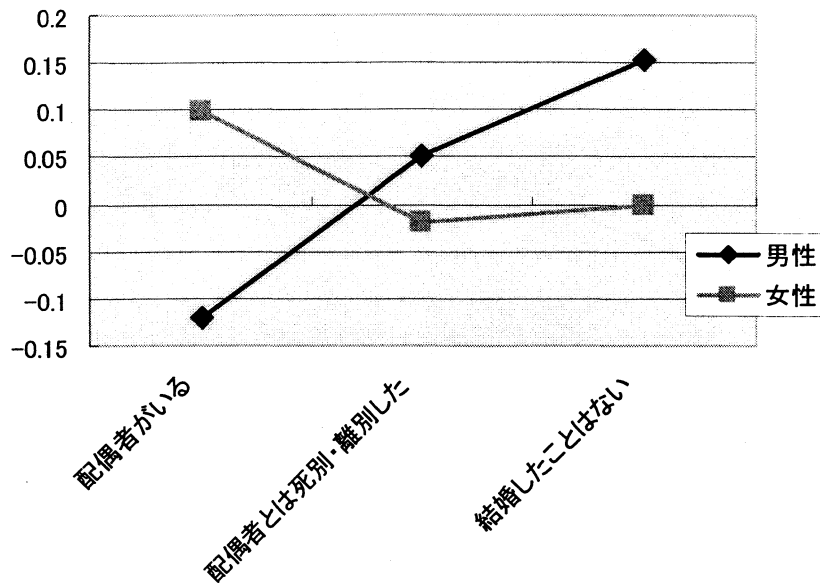


図3：性別・配偶関係別SRAS

ただ、未婚者は若年層にまた離死別者は比較的高年層に多く見られるという、配偶関係には年齢要因が大きな介在要因として絡んでいる。そこで念のため、年齢をコントロールするために年齢を共変量とした共分散分析をおこなった。その結果、上述の結果に変わりはない。

(d) 配偶関係と肯定的生活感 (PLS)

次に肯定的生活感に関する結果を概況から述べれば、抑うつ傾向ほどには性差が背後に押しやられないのがこの肯定的生活感である。PLS 2項目ともに配偶関係だけでなく性差も主効果をもち、女子が男子を上回る肯定的生活感を持っている。さらにまた両者の交互作用効果も全て推計学的な意味のある形で影響を及ぼしていた。

PLS1の「楽しい」は配偶関係の主効果および性別との交互作用効果ともども有配偶>離死別>未婚の有意なパターンを示したが、PLS2の「不満なく」では配偶関係の主効果のみが有配偶>離死別>未婚のパターンで、性別との交互作用効果では男女とも有配偶>未婚>離死別という少々異なるパターンであった。女性は全体的に男性よりも高いPLS水準にあり、いずれの配偶関係においても男性よりも高い肯定的生活感を示していた。

抑うつ傾向での女性>男性と異なる、肯定的生活感での女性>男性の差異については後段で考察を加える予定である。

## 5. 考察

### (1) 配偶関係とディストレス

これまでの多くの研究によって、未婚者、離死別者は有配偶者に比してより高い抑うつ傾向や不安、その他の心理的ディストレスを有することがほぼ一貫して報告されてきた (Gore, Mangione, 1983; Gove, Hughes, Style, 1983; Kessler, Essex, 1982; Ross, Mirowsky, Goldsteen, 1990)。その背景要因についても、より健康なものが結婚生活に入りやすいからだとする選択仮説、他者との共同生活による人間関係や社会的紐帯が孤独や心理的ディストレスを減少させるとみるデュルケム流の社会的統合説、これと似ているがより質的な関係性に注目して結婚が情緒的サポートを提供することで心理的ディストレスを防止、対処する効果があるとみる情緒的サポート説などが提起されてきた (Ross, 1995)。

日本の有配偶女性は、比較上同性離死別者や未婚者よりも否定的感情 (NAS) を体験することが少ないと言えるものの、反対に心身の兆候としての活動低下 (SRAS) についてははるかに多くの体験をしている。ストレスを心 (感情・情緒) で現す代わりにより身体や不定愁訴行動で現しやすいついてはいいだろう。中国や日本では心身兆候によってこの問題を表現しやすいとも言われてきたこととも一致する。さらに女性有配偶は男性離死別者ならびに未婚者以上に高いSRAS得点であった。したがって抑うつ傾向の側面から言えば、確かに男性に比して女性は悪いメンタルヘルス状態にあるともいえるが、反面肯定的生活感では女性が男性を上回っていた。ストレスやディストレスなどのメンタルヘルス問題を論じるときに、ある種類の尺度が測定しているのはトータルなメンタルヘルスの一側面であるという当たり前のことを再確認しておきたい。

さらに配偶関係との関連でいう限り、日本の男性が離死別や未婚である場合、女性以上に抑うつ傾向を体験しやすい傾向があることも明らかになった。テストステロンの関与に注目するのであれ (Booth, Carver, Granger, 2000)、女性を主とする情緒的ケア提供の非対称的構造に着眼するのであれ (稲葉, 1998)、女性に比して男性の方が結婚からより多くのものを得やすい現在の結婚・家族システムの特徴が逆照射されて浮かび上がってくる結果であった。

### (2) 性差とディストレス

本稿では執筆時間との関係でソーシャル・サポート・ネットワーク (問30) との関連性まで分析を進めることはなかった。しかし同時にこの変数分析に向けての興味深い仮説的示唆を引き出すことができたように思われる。Kessler, McLerd, Wethington (1985) のケアコスト仮説 (女性は男性に比して友人らとネットワーク関係の出来事により影響を受けてストレスを経験することが多い。これは女性がケアする役割を文化社会的に内面化

しているため、ネットワーク上の他者の生活イベントにも共感的、感情移入的に受け止めるためである)、ならびにソーシャルサポートは概して女性の方に多く広い、とのアメリカにおける先行研究知見をあわせ稲葉(1998)は次のように述べている。「女性の方がストレスラーも多いが、サポートも多い。すなわち、ストレスを経験しやすいがその状態に対処するための資源にも恵まれている、」、「逆に男性はストレスを経験することは少ないが、問題が生じたときには対処するための資源に恵まれていない」(pp.36-37)。今回の分析はこの稲葉の指摘とほぼ一致する結果を示していた。ただし異なるのは、女性の方がストレスラーが多いだけでなく、実際にディストレスが多かったという結果を得たことである。今回の結果から言えば、女性はストレスラーへの対処のみならずディストレスやその他の生活ストレスへの対処においても男性を上回るものが観察されることである。すなわちディストレス得点の高さにもかかわらず、肯定的生活感をより多く体験しているのが女性であるという結果であった。稲葉が同時に言及しているもうひとつのアイデンティティ関連ストレスラー仮説(Thoits, 1991)は、特定の役割や領域へのアイデンティティやコミットメントが強いほどその領域でのストレスラーの与える影響は甚大になると見る。多くの男性にとって主観的に一番重要なアイデンティティ領域は職域に集中しているとの仮定に立てば、家族、親族、地域など女性のアイデンティティ領域は相対的に分散しているといえよう。とすれば、女性は分散したアイデンティティ領域の分ストレスラーとの遭遇は確率的に多い(ケアコスト仮説)といえる一方で、一極集中型の男性に比してストレスラーは相対的に弱い(アイデンティティ関連ストレスラー仮説)と考えられる。加えて役割や関心が分散していることは、可能性としてソーシャルサポート資源の多元化をも意味する可能性が考えられ、直接効果であれ緩衝効果であれ、アイデンティティ領域の分散化はストレスラーならびにディストレスに対する対処機能として作用し得るというもうひとつの側面も見逃せない。

これら双方の仮説が正しいとすれば、以上の帰結として男性が遭遇するストレスラーは甚大な影響になりやすい傾向がある一方、女性では日常的苛立ち事(daily hassle)は頻繁であるもののストレスラーの甚大性は相対的に弱いことが想定される。男性に比して女性が常態的にディストレスを感じやすいこと、同時に対処資源面において女性の方が有利でありそうなこと、男性はストレスラーが危機的ストレス状況に向かいやすいこと、などが理解しやすくなる。今回の調査結果でも、抑うつ傾向得点(DPS)は男性より女性に高く、他方肯定的生活感(PLS)も女性に高かった。うつ精神状況と深い関連性を示す自殺は圧倒的に男性に多く、女性であってもキャリア志向と考えられる女性管理職者には高い死亡率と自殺率が観察されている。これらの知見、現象はとりあえず上記のような仮説的解釈的枠組みをとると、理解がしやすいように思われ、今後フォローしてみる価値のありそうな有力な仮説と思われる。

### (3) 公開データ分析における分析変数の制約性

以上の抑うつ傾向性分析は、調査時点の「この1週間」の心の状態に関する質問への回答を従属変数とするものであった。良かれ悪しかれメンタルヘルス調査とは、例えば「この1週間」「この1年間」など幅はあるものの、ある時点に関する心の状態を問うことから始まる。当然ある期間の心の状態は、収入や職業、配偶関係さらには性差などの個人的属性によって影響を受ける部分と、質問がなされる比較的直前の状況、出来事などによって大いに影響を受ける部分がある。たとえば本稿でとり上げたDPSが現在（この1週間）時点での抑うつ傾向を測定しているのに対して、基本独立変数の有配偶変数では「離死別」カテゴリーはその出来事が生じた時期を不問にしたまま有配偶変数に組み込まれている。死別時期はライフイベント調査項目から算出できるものの、離別は算出不能であったため、今回は離死別のタイミングを考慮した分析は不可能となった。自らが関心を持つ仮説を検証するための自前のオリジナル調査データではなく、既存の公開データ利用の際の一つの、しかしかなり広範な制約性である。

本来であれば、DPSの分析はこの半年あるいはせいぜいこの1年内くらいのライフイベントとの関連性において（統制変数として組み込むなり独立変数として）みるべきなことはいうまでもなからう。この意味で稲葉（1999）や松岡（1999）が試みたように、この1ヶ月間における悩み・負担感を問うている問21のストレイン変数との関連性が注目される。ただこの変数にしても、非有配偶者ならびに専業主婦を含む今回の調査では、用意されたストレイン変数には相当数の非該当が出ている。稲葉にみられる処理のように、非該当をストレインなしとみなす工夫や知恵が公開データ利用の際には大いに必要とされよう。

特定の仮説検証にあたっての公開データ利用の制約性のもうひとつの個人的事例は、冒頭でも触れた女性管理職該当者のサンプルが少ないことである。このカテゴリーに属する対象者が少ないのは、元々絶対数が少ないからであるが、全国サンプル調査ではおそらくあと20年くらいは検証に付すことが困難なテーマであろうか。男女共同参画型社会を展望するとき、大変重要で関心を引く仮説検証課題と考えるが、かような特殊な仮説検証はやはり自前のデータ収集によってしか不可能であろう。公開データでなく自前データによっても、数量的研究と共にインテンシブな事例的研究が望まれる例である。

### 結 語

ディストレスと肯定的生活感が共存しうる（とりわけ女子において）という今回の研究知見は、メンタルヘルスやディストレスに関する論議に対して重要な示唆を与えているように考えられる。とはいえそれは以下に述べるように重要ではあるがあまりにも当たり



前のことであり、しかしまたこの当たり前のことが往々看過されてきたことも事実だからである。それは人々はディストレスを抱えながらも、それでもなんとか肯定的な感情を保持して日々の生活を送っているという、複層的ではあるが単純な現実である。考えてみれば、人々の日常生活の多くはそうしたものだろうし、たとえ精神のバランスを崩した場合でもそうである。「病む」という生活用語はこの複層性を含むものであったはずである。カウンセリングや治療といった専門的相談援助活動に深く関与していると、次第にこの単純な事実が視野から薄れ、加えて「診断」という二分法的医学モデルによってディストレスあるいは症状と生活における肯定的感情までもが二分されてしまう。

したがってメンタルヘルスやディストレスあるいは精神障害の場合でさえ、この問題を考えていくにあたっては、疾病の側面のみならず問題対処の側面や過程にまで射程を伸ばすことが、あるいは少なくともチャンネルを開いておくことが重要と言わざるを得ない。疾患を抱えた人々のケアは、より緊急であり、かつ個人にとってはより深刻である。他方ある生活上の出来事や日々の問題から心理的ディストレスが許容水準以上に重荷になっている人々の問題性は、より広範であり、かつ社会にとって根源的といえよう。

こう考えてみると、心理的ディストレスの構造、発生を疾病とその治療（医学）のプロセスからだけでなく、対処とその支援の側面から、それも社会の有り様や社会的背景も問題枠組みの中に位置づけて検討することがディストレスの社会学研究課題といえるのである。ちなみに医学では成人病を生活習慣病と言い換えて、既にその一步を踏み出し始めているし、家族・地域援助論においても原因論よりは対処問題に焦点を合わせるレジリエンシー・モデル（弾性回復力モデル）が注目され始めている。

## 文 献

Booth, A., Carver, K. and Granger, D., 2000, "Biosocial Perspective on the Family," Journal of Marriage and the Family, 62, 1018-1034.

古川 壽亮・安楽一隆・廣江隆弘・高橋清・北村俊則・平井利幸・高橋清久・飯田真,  
1996, 「精神科初診患者における大うつ病の自記式調査票による評価」, 『精神科診断学』, 7 (1) , 107-108.

Furukawa, T., Anraku, K., Hiroe, T., Takahashi, K., Kitamura, T., Hirai, T., Takahashi, K., & Iida, M., 1997, "Screening for depression among first-visit psychiatric patients: Comparison of different scoring methods for the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale using receiver operating characteristic analyses," Psychiatry and Clinical Neurosciences, 51, 71-78.

Gatz, M., Johansson, B., Pedersen, N., Berg, S., & Reynolds, C., 1993, "A Cross-National Self-Report measure of Depressive Symptomatology," International Psychogeriatrics, 5(2),

- 147-156.
- Gore, S. and Mangione, T., 1983, "Social Roles, Sex Roles, and Psychological Distress," Journal of Health and Social Behavior, 24, 330-332.
- Gove, W., Hughes, M. and Style, C., 1983, "Does Marriage Have Positive Effects on the Psychological Well-being of the Individual?" , Journal of Health and Social Behavior, 24, 122-131
- 狭間直己・藤井薫, 1988, 「医学生におけるCES-D Scale」, 『社会精神医学』, 11 (3), 293.
- 井原一成, 1993, 「地域高齢者の抑うつ状態とその関連要因に関する疫学的研究」, 『日本公衛誌』, 40(2), 85-94.
- 稲葉昭英, 1998, 「ジェンダーとストレス」, 『季刊家計経済研究』, 37, 32-40.
- 稲葉昭英, 1999, 「有配偶女性のディストレスの構造」, 石原邦男編, 『妻たちの生活ストレスとサポート関係』, 東京都立大学都市研究所, 87-119.
- Iwata, N. & Saito, K., 1989, "Psychometric properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale of Japanese Workers," Japanese Journal of Industrial Health, 31, 20-21.
- Iwata, N., Saito, K., & Roberts, R. E., 1994, "Responses to a Self-Administered Depression Scale Among Younger Adolescents in Japan," Psychiatry Research, 53, 275-287.
- Iwata, N., Umesue, M., Egashira, K., Hiro, H., Mizoue, T., Mishima, N., & Nagata, S. 1998, "Can positive affect items be used to assess depressive disorders in the Japanese population?" Psychological Medicine, 28, 153-158.
- Kessler, R. and Essex, M., 1982, "Marital Status and Depression: The Importance of Coping Resources," Social Forces, 61, 484-507.
- Kessler, R., McLeod, J. and Wethington, E., 1985, "The Cost of Caring: A Perspective on the Relationship Between Sex and Psychological Distress," in Sarason, I. and Adams, J. (eds.), Social Support: Theory, Research and Application, Martinus Nijhoff, 491-506.
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., & Cornoni-Huntley, J., 1993, "Two Shorter Forms of the CES-D Depression Symptoms Index," Journal of Aging and Health, 5(2), 179-193.
- 菊澤佐江子, 2001, 「自己報告ディストレス尺度構造の日米比較」, 『家族社会学研究』, 12 (2), 247-259.
- 厚生省, 1999, 『平成7年度人口動態職業・産業別統計』.
- Liang, J., Van Tran, T., Krause, N., & Markides, K. S., 1989, "Generational Differences in the Structure of the CES-D Scale in Mexican Americans," Journal of Gerontology: Social Sciences, 44(3), S110-120.
- 前田雅也・佐藤新, 1998, 「疫学」, 広瀬徹也・樋口輝彦編, 『気分障害』, 中山書店,

21-41.

- 松岡英子, 1999, 「有配偶女性のディストレスとその規定要因」, 石原邦男編, 『妻たちの生活ストレスとサポート関係』, 東京都立大学都市研究所, 151-177.
- Melchior, L. A., Huba, G. J., Brown, V. B., & Reback, C. J., 1993, "A Short Depression Index for Women," Educational and Psychological Measurement, 53, 1117-1125.
- Newmann, J. P., 1989, "Aging and Depression," Psychology and Aging, 4(2), 150-165.
- 日本家族社会学会向老期保健福祉研究会, 1999, 『壮年期から初期高齢期への移行過程における保健福祉に関する研究事業研究報告書』.
- Radloff, L. S., 1977, "The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population," Applied Psychological Measurement, 1(3), 385-401.
- Rogers, R., 1995, "Marriage, Sex, and Mortality," Journal of Marriage and the Family, 57, 515-526.
- Ross, C., 1995, "Reconceptualizing Marital Status as a Continuum of Social Attachment," Journal of Marriage and the Family, 57, 129-140.
- Ross, C., Mirowsky, J. and Goldstein, K., 1990, "The Impact of the Family on Health: The Decade in Review," Journal of Marriage and the Family, 52, 341-360.
- Scott, B., & Melin, L., 1998, "Psychometric properties and standardized data for questionnaires measuring negative affect, dispositional style and daily hassles. A nation-wide sample." Scandinavian Journal of Psychology, 39, 301-307.
- 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(6), 717-723.
- 清水新二, 2000, 「現代家族の危機とノーマライゼーション」, 清水新二編, 『家族問題—危機と存続—』, ミネルヴァ書房, 292-313.
- 清水新二・松田苑子, 2000, 「家族に関する意識と健康意識」, 日本家族社会学会全国調査(NFR)研究会編, 『家族生活についての全国調査(NFR98)』, 101-107.
- Stommel, M., Given, B. A. Given, C. W., Kalaian, H. A., Schulz, R., & McCorkle, R., 1993, "Gender Bias in the Measurement Properties of the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D)," Psychiatry Research, 49, 239-250.
- 杉原陽子・杉澤秀博・中谷陽明・柴田博, 1998, 「在宅要介護老人の主介護者のストレスに対する介護期間の影響」, 『日本公衛誌』, 45(4), 320-335.
- 杉澤あつ子, 2000, 「The Center for Epidemiologic Studies Depression (CES-D) Scale 得点の分布—日本人成人の全国代表標本について—」, (未発表論文)
- 杉澤あつ子・杉澤秀博・中谷陽明・前田大作・柴田博, 1997, 「地域高齢者における身体疾患と抑うつ症状」, 『厚生指標』, 44(1), 44-48.
- Thoits, P., 1991, "On Merging Identity Theory and Stress Research," Social Psychology

Quarterly, 54, 101-113.

Tran, T. V. , 1997, "Exploring the Equivalence of Factor Structure in a Measure of Depression Between Black and White Women: Measurement Issues in Comparative Research," Research on Social Work Practice, 7(4), 500-517.

文部省科学研究費基盤研究 (A) : 10301010

家族生活についての全国調査 (NFR98) 報告書 No. 2-4

# 現代日本の家族意識

Family Consciousness in the Contemporary Japan

清水新二編

2001年6月

日本家族社会学会  
全国家族調査 (NFR) 研究会