

婚姻上の地位とディストレス

大日 義晴
(西武文理大学)

【要旨】

本稿の目的は、婚姻上の地位とディストレスとの関連を検証することをおして、現代日本における結婚の社会的文脈を析出することである。まず、初婚継続男性と未婚男性のディストレスを比べると、一貫して両者の間に差があり、後者の方が高い。離別無配偶男性のディストレスについても、初婚継続男性に比べて高いが、2019年においては両者の間に差が見られなかった。一方、初婚継続女性と未婚女性のディストレスを比べると、1999・2004年においては両者の間に差が見られなかったが、2009・2019年においては後者の方がより高いディストレスを示していた。以上から、男女とも概して有配偶者は無配偶者よりもディストレスが低いこと、また、以前は結婚から得られる心理的メリットは女性よりも男性に大きいと言えたが、近年その性差は縮小しつつあることが確認された。

また、婚姻上の地位がディストレスに与える効果は、地位それ自体ではなく、配偶者のサポートが利用可能であることの意味が大きいことが示唆された。配偶者のサポートは、その他の社会関係から得られるサポートに比べてディストレスに与える影響が大きく、代替することが難しい。かつ有配偶者が配偶者のサポートを得られないことは、ディストレスを高める。以上から、配偶者によるサポート提供はわれわれの社会において強く規範化されており、結婚や配偶者の持つ重要性が大きくゆらいでいないと解釈できる。

キーワード: ディストレス、婚姻上の地位、ソーシャル・サポート、代替可能性、結婚

1. 問題の所在

本稿の目的は、婚姻上の地位と心理的ディストレスとの関連を検証することをおして、現代日本における結婚の社会的文脈を析出することである。

わが国の婚姻件数は、若者人口の減少とともに大幅に減少しており、長期的に減少傾向にある。また、婚姻率も、1970年代前半と比較すると半分程度になっている。この背景要因として、未婚化・晩婚化の進展が指摘される。初婚年齢が上昇して晩婚化が進んでいるのに加え、そもそも結婚しない人の割合も増えており、50歳時点での未婚率¹は、2015年時点で男性の23.37%、女性の14.06%に達している。一方で50歳の有配偶割合は、2015年時点で男性の69.80%、女性の73.88%となっており、2000年時点と比較すると男女ともに10%程

¹ 生涯未婚率と呼ばれることもある。

度低下している（国立社会保障・人口問題研究所 2020）。

大日・菅野（2016）は、われわれの社会において、困ったときに最も頼りにされているのは、男女ともに配偶者であること、ゆえにわれわれの社会は、困りごとがあるときは配偶者に頼ることが規範化されている社会であることを指摘している。しかし未婚化の進展によって、かつてのように誰もが結婚を経験した「皆婚社会」から、必ずしも誰もが結婚するわけではない社会へと姿を変えつつある。このような変化によって、われわれの社会における結婚や配偶者の位置づけは、今後どのように変化していくのだろうか。具体的には、配偶者に依存的な構造を保持したまま、有配偶者と無配偶者の社会的分断が拡大していくのだろうか。それとも、結婚への参入についての社会規範から個人が自由になっていくことを通じて、結婚や配偶者のもつ重要性が相対的に小さくなっていくのだろうか。このような問いについて、理解の一助となりうるのが、結婚とメンタルヘルスに関する研究である。

結婚が個人のメンタルヘルスに与える効果を対象とした一連の研究については、とりわけアメリカにおいて、いわゆるメンタルヘルスの社会学（Sociology of Mental Health）の領域において、膨大な蓄積が存在する。社会学的メンタルヘルス研究の関心は、個人のメンタルヘルスをとおして、当該の対人関係や社会制度の構造的配置を理解しようとするところに置かれる（Pearlin 1989）。

個人のメンタルヘルスについては様々な測定方法が存在するが、その代表的な指標がディストレスである。ディストレスとは個人が経験する不快な主観的状态のことであり、うつ状態、不安な状態、身体的不調など複数の心理状態を統合した概念である（稲葉 2004）。

結婚が、個人のメンタルヘルスにとって有益であるという知見は、1970年代以降の調査研究において、最も一貫しており、頻繁に引用される知見のひとつである（Simon 2014）。多くの調査研究の結果から、2000年代前半ごろまでは、「有配偶者は無配偶者に比べて、低い心理的ディストレスを示す」という仮説は、ほぼ確定的であるとされた。そして、その説明としては、結婚によって、（とりわけ男性において）心理的 well-being が高くなるという利益がもたらされるからだ、という解釈が最も一般的であった。たとえば Kessler & Essex（1982）は、有配偶者が無配偶者よりも心理的 well-being が高いのは、有配偶者がより多くの心理的な資源（ソーシャル・サポート、統制、自尊心など）を有しているからだと説明した。このような説明は、「結婚資源モデル」（Williams & Umberson 2004）と呼ばれる²。結婚によって個人にもたらされる代表的な資源的要因は、①社会的統合／ソーシャル・サポート、②経済的資源、③目的意識や意義、の3つの要因に分類される（Umberson et al. 2013）。

以下では、このうち①に限定して検討する。社会的統合の定義や測定方法は多様であるが、最もシンプルな定義は、ある重要な社会関係の有無である。ここで、ある社会関係があると

² 資源モデル以外に、「ストレスモデル」と「セレクションモデル」というモデルも存在する。ストレスモデルは、結婚の解消という著しいストレーンを経験していないがゆえに、有配偶者は無配偶者に比べて、低い心理的ディストレスを示すと考える。そしてセレクションモデルは、結婚に先行する諸変数（とりわけ先行するメンタルヘルス）にそもそも差異があるため、有配偶者は無配偶者に比べて、低い心理的ディストレスを示すと考える（Umberson et al. 2013）。

き、なぜその社会関係がメンタルヘルスにとって有益なのか、さらなる説明が必要となる。このとき、社会関係の重要な構成要素だとされるのが、ソーシャル・サポート（とりわけ情緒的サポート）である。ソーシャル・サポートは様々な定義が存在するが、「人びとのあいだにおける、心理的な関心、手段的な手助け、情報、評価（自己評価に関する情報）」を指す（House 1981）。そして、有配偶者は無配偶者に比べて、配偶者のサポートを中心に、より多くのソーシャル・サポートを有していることが多くの研究で示されている（Umberson et al. 1996）。

しかし、当然ながら、無配偶者であっても他者からのソーシャル・サポートを得ることは可能なので、有配偶者と無配偶者のメンタルヘルスの差を説明するためには、利用可能なサポートの多寡やサポート・ネットワークの構造の比較はもちろんのこと、配偶者のサポートの独自性や優位性が明らかにされなければならない。つまり、配偶者のサポートがいかに特別であり、その他の社会関係から得られるサポートとどのように質的に異なるのかについても、詳細に検討される必要がある。

また、重要なポイントとして、上述の「結婚は、個人のメンタルヘルスにとって有益である」という仮説には、性差があることがたびたび指摘されている。具体的には、結婚によって得られる心理的メリットは、女性よりも男性に大きいと言えるかどうか、そのメカニズムの検証とともにたびたび学術的関心の対象となってきた。この性差についての理論的説明にはいくつかのバリエーションが存在するが、多くの場合、結婚を通じて獲得される資源（主にソーシャル・サポート）の性差に着目する。すなわち結婚後、配偶者から受け取るサポートには男女間で一貫した差異があること、具体的には、夫が妻から受け取るサポートは、妻が夫から受け取るサポートよりも多いがゆえに、結婚から得られる心理的メリットは男性に大きく女性に小さいことが指摘されている。

2. 先行研究の検討

以下、それぞれの婚姻上の地位とディストレスの関連について概観しよう。まず未婚と有配偶の比較について検討する。2000年以前の研究では、未婚者との比較において、有配偶者の方が、メンタルヘルスが良好であるかどうかについては、必ずしも知見が一貫していなかった。しかし、近年の多くの縦断的研究においては、男女ともに、結婚に移行することは、心理的 *wel-being* を増大させること、心理的ディストレスを低下させることを示している（Frech & Williams 2007; Lamb et al. 2003; Simon 2002; Williams 2003）。これらの研究では、資源モデルの方が、セレクションモデルよりも有力な説明であると支持されている。

次に、離死別無配偶とメンタルヘルスの関係について確認する。多くの横断的研究において、有配偶者は離死別無配偶者よりも、メンタルヘルスが良好であることが示されており、同様に、縦断的データを用いた研究においても、離死別によって大きくメンタルヘルスが悪化することが明らかにされている（馬場ほか 2003; 稲葉 2002; Simon 2002; Umberson et al.

1992; Williams 2003; Williams et al. 1992)。また、離死別がメンタルヘルスに与える効果における性差については、必ずしも知見が一貫しない。一般的に、離婚については、女性の方が、男性に比べて負の影響を受けやすいという結果が得られやすく (Aseltine & Kessler 1993; Marks & Lambert 1998)、死別については、男性の方が、女性に比べて負の影響を受けやすいという結果が示されることが多い (Umberson et al. 1992)。

つづいて、再婚とメンタルヘルスの関連についての研究は、初婚との比較と離死別無配偶との比較の2つに大別される。まず、初婚と再婚の差異については、必ずしも知見は一貫していないが、おおむね再婚の方が、メンタルヘルス上の利得が少ないことが指摘されている (Barrett 2000; Hughes & Waite 2009; Marks & Lambert 1998)。また、一般的には、結婚の解消後、再婚に至ることは、無配偶のままであることに比べて、心理的 well-being を改善させる (Hughes & Waite 2009; Williams 2003)。また、再婚がメンタルヘルスに与える正の効果における性差については、女性よりも男性の方に正の効果が大きいことが指摘されることが多いが (Williams 2003; Williams & Umberson 2004)、一方で、性差がないことを示す研究も存在する (Barrett 2000; Simon 2002)。なお、日本の研究では、離婚経験者が再婚すると、男性においては初婚と変わらない心理的メリットが得られるが、女性においてはかえってディストレスが高くなることが示されている (馬場ほか 2003; 稲葉 2002)。

また、婚姻上の地位がディストレスに与える効果については、どのようにソーシャル・サポートが媒介するのか、間接的に検証が試みられている。NFRJ08 データを用いた分析からは、有配偶者は、男女ともに配偶者を中心にサポート・ネットワークを構成している一方で、無配偶者は、配偶者に代わるサポートを獲得しづらい傾向があることが指摘されている (大日 2017)。また、有配偶者を対象としたサポートの有無とディストレスの関連の検証から、1) 配偶者のサポートの効果は非配偶者のサポートの効果よりも大きいこと、2) 男性については、配偶者のサポートが他で代替できない一方で、女性については、非配偶者のサポートが配偶者のサポートを一部代替することから、男性の有配偶者にとって配偶者のサポートが他のサポートに比べて特別な意味を有することが指摘されている (大日 2012)。

以上を踏まえて、本稿では、婚姻上の地位とディストレスとの関連について、ソーシャル・サポートの効果を踏まえて検証をおこなう。あわせて、随時その性差に着目する。はじめに婚姻上の地位がディストレスに与える効果について確認する。その上で、1) (配偶者という関係の保有それ自体が心理的安寧をもたらすのではなく) 配偶者のサポートが利用できる場合に、結婚の心理的メリットを見いだしうるのか。2) 非配偶者のサポートが利用可能であれば、未婚であっても有配偶者と同程度の心理的安寧がもたらされるのか。3) 有配偶者にとって、配偶者のサポートが利用できなくても、非配偶者のサポートが利用可能であれば代替できるのか、について検討を行う。

これらの比較検証に共通した理論的関心は、われわれの社会における結婚や配偶者の位置づけを、個人のディストレスに与える効果を通じて析出することである。結婚や配偶者の重要性は、ここ 20 年間でゆらいでいないと言えるのだろうか、それとも重要性は小さくな

り、相対的に配偶者以外の関係の重要性が増していると言えるのだろうか。

3. データと方法

使用するデータは「全国家族調査 (National Family Research of Japan: NFRJ)」のうち、NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08、NFRJ18 である。後述のとおり、前半の分析ではすべての年齢層（ただし 72 歳以下に限定）を使用し、後半の分析では成人前中期（28 歳～49 歳）に限定して分析をおこなう。

本稿では、従属変数としてディストレスを用いる。ディストレスの指標として CES-D (Center for Epidemiological Studies Depression) 尺度項目を用いる。NFRJ98 の CES-D は 16 項目、NFRJ03、NFRJ08、NFRJ18 は 12 項目から構成される。このうち共通する 11 項目を使用した。なお逆転項目は用いていない。項目は「ふだんは何でもないことをわずらわしいと感じたこと」「家族や友達から励ましてもらっても気分が晴れないと感じたこと」「憂うつだと感じたこと」「物事に集中できなかったこと」「食欲が落ちたこと」「何をするのも面倒と感じたこと」「何か恐ろしい気持ちがあったこと」「なかなか眠れなかったこと」「ふだんより口数が少なくなったこと」「一人ぼっちで寂しいと感じたこと」「悲しいと感じたこと」であり、回答は、全くなかった (=1) / 週に 1～2 日 (=2) / 週に 3～4 日 (=3) / ほとんど毎日 (=4)、の 4 件法である。先行研究では合計得点を用いることが多いが、できる限り欠損ケースを減らすために、本稿では回答者の平均値をディストレス得点として使用した³。なお、CES-D 項目について黙従傾向⁴を示した回答は、分析から除外した。なおディストレスの得点が高いほど、内面的状態が悪いことを示す⁵。

婚姻上の地位については、初婚継続、再婚（離死別有配偶）、離別無配偶、死別無配偶、未婚の 5 カテゴリーを最も細かい分類とし、分析によって複数のカテゴリーを統合して使用している。表 1 は婚姻上の地位について、カテゴリーごとの比率を示したものである⁶。一貫して初婚継続が占める比率が最も高く、それに次いで未婚の占める比率が高い。しかし男女ともに初婚継続が占める比率がここ 20 年で大きく低下していることが分かる。それにとまって、未婚と離別無配偶が占める比率が男女ともに上昇している。再婚と死別については大きな変化は見られない⁷。

主要な変数であるソーシャル・サポートについては、サポートの利用可能性の項目を用いる。NFRJ では、「あなたは、次のような問題で援助や相談相手がほしいとき、どのような人

³ ただし 11 項目のうち無回答が 6 項目以上のケースは分析から除外した。

⁴ すべて 1 と回答、および、すべて 4 と回答したケースを指す。

⁵ ディストレスの記述統計量は以下のとおり。NFRJ98: $M=1.48(SD=0.48)$, NFRJ03: $M=1.45(SD=0.45)$, NFRJ08: $M=1.46(SD=0.48)$, NFRJ18: $M=1.48(SD=0.49)$ 。各項目の内的整合性は高く、正に歪んだ分布である (NFRJ18: $\alpha=.894$, 歪度 1.64, 尖度 3.42)。

⁶ ディストレスについて欠損値がないサンプルに限定している。

⁷ 国勢調査の結果と比較をおこない、著しい差異がないことを確認した。

表1 婚姻上の地位の比率

	1999年 (NFRJ98)		2004年 (NFRJ03)		2009年 (NFRJ08)		2019年 (NFRJ18)		
	n	%	n	%	n	%	n	%	
男性	初婚継続	2358	80.0	2010	78.5	1690	75.5	860	68.1
	再婚	123	4.2	126	4.9	80	3.6	55	4.4
	離別無配偶	76	2.6	96	3.8	95	4.2	74	5.9
	死別無配偶	52	1.8	54	2.1	43	1.9	8	0.6
	未婚	337	11.4	273	10.7	329	14.7	266	21.1
	合計	2946	100.0	2559	100.0	2237	100.0	1263	100.0
女性	初婚継続	2529	77.7	2317	77.7	1932	73.9	1045	70.6
	再婚	105	3.2	90	3.0	86	3.3	66	4.5
	離別無配偶	140	4.3	169	5.7	193	7.4	133	9.0
	死別無配偶	219	6.7	191	6.4	140	5.4	66	4.5
	未婚	260	8.0	215	7.2	264	10.1	170	11.5
	合計	3253	100.0	2982	100.0	2615	100.0	1480	100.0

や機関を頼りにしますか。それぞれの場合について、あてはまるものに○をつけてください。
 (それぞれ○はいくつでも)」という設問で尋ねている。本稿では、このうち「問題を抱えて、落ち込んだり、混乱したとき」という項目で測定される相談サポートの利用可能性を、既存の研究における情緒的サポートとみなす。設定されている回答カテゴリーについては各調査で若干異なり、たとえば NFRJ18 では「配偶者」、「自分の親」、「自分の兄弟姉妹」、「自分の子ども」、「配偶者の親」、「配偶者の兄弟姉妹」、「子どもの配偶者」、「その他の親族」、「友人や職場の同僚」、「近所（地域）の人」、「専門家やサービス機関」、「誰もいない」であり、この中から利用可能なものが複数回答によって回答される形式がとられている。配偶者のサポートは、頼りにできる人物として「配偶者」が回答されていれば、「配偶者のサポート」があるもの(=1)とみなし、そうでない場合はないもの(=0)とみなした。なお、比較のために、定住家族のサポートとして「親きょうだいサポート」、非親族のサポートとして「友人同僚サポート」を使用した。

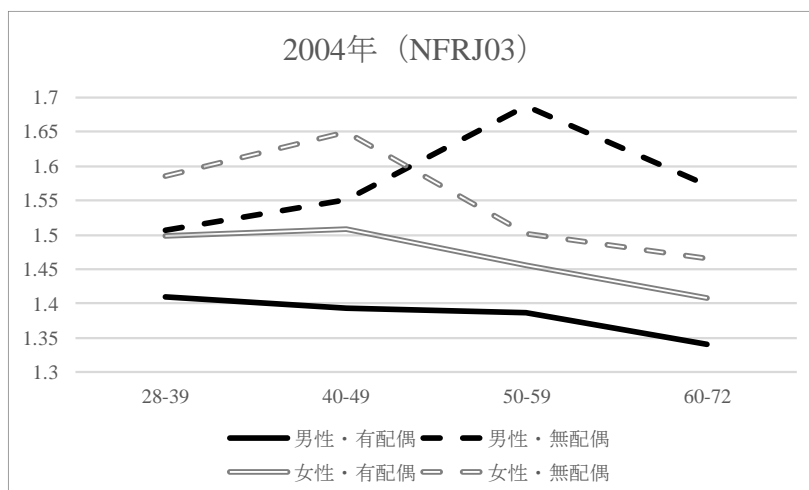
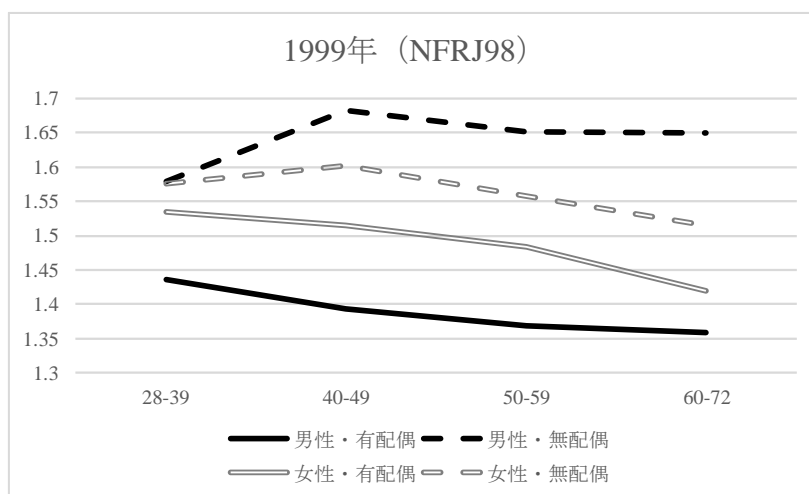
多変量解析で用いる変数としては、回答者の性別（男性ダミー）、年齢、回答者学歴（中高卒、専門・高専・短大・その他、四年制大学以上）、世帯年収、子どもの有無を使用した。

4. 分析

4.1 婚姻上の地位とディストレス

まず、調査年ごとに、男女別・配偶者の有無別のディストレスの平均値を年齢カテゴリー別に比較してみよう（図1）。4時点間における明確な変化を見出すことは困難だが、4時点いずれにおいても、有配偶者と無配偶者の間で、ディストレスの値に差があることが分かる。程度の差こそあれ、男女とも基本的に無配偶者は有配偶者よりもディストレスが高いと言える。1999年においては、男性の方が有配偶者と無配偶者の間の差が大きく、女性の方が有配偶者と無配偶者の間の差が小さい。しかし2009年を見ると、1999年に比べて男性における有配偶者と無配偶者の間の差がかなり小さくなっている。有配偶者・無配偶者それぞれのグループ内における性差もかなり小さくなっている。ただし2019年については、2009年に比べると、有配偶者の中で若干性差が生じているようである。

つづいて、婚姻上の地位をより詳細に分割した上で、ここ20年のディストレスの平均値の変化を確認してみよう（図2）。なお調査年ごとに分散分析をおこない、各婚姻上の地位別のディストレスの平均値の差を比較している（Bonferroni法による多重比較）。まず男女



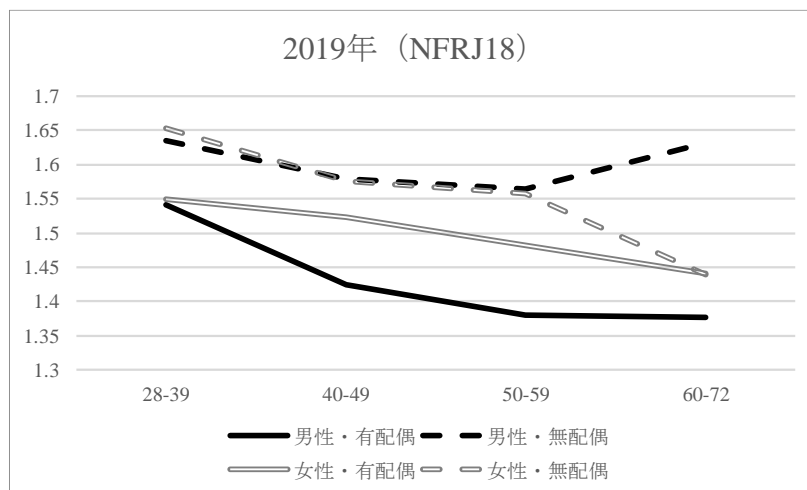
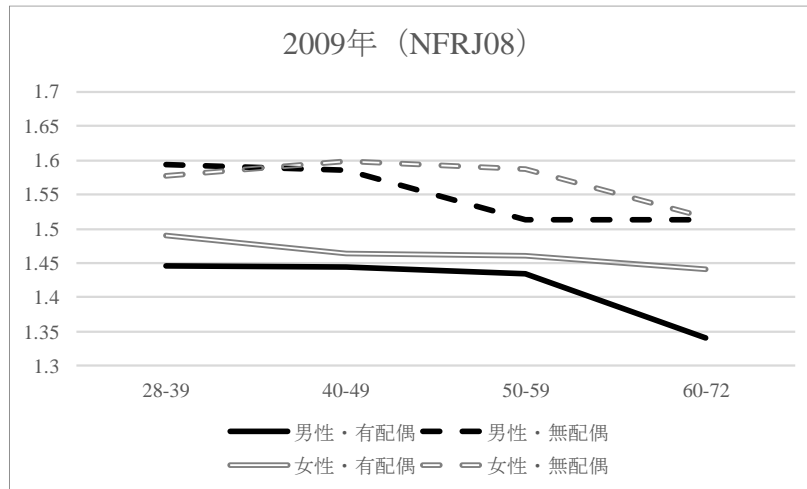


図1 配偶者の有無とディストレス（調査年別）

ともに一貫して初婚継続のディストレスが低いことが分かる。男性については、初婚継続と未婚の間に一貫して差があり、未婚はよりディストレスが高い。また離別無配偶についても初婚継続に比べてディストレスが高いが、離別無配偶のディストレスが年々低下することによって、近年ほど両者の差は小さくなっており、2019年時点では両者に有意差は確認できなかった。また初婚継続と再婚を比べると、再婚は若干ディストレスが高いが、一貫して有意差はなかった。一方女性は、1999年・2004年では、初婚継続と未婚に差が見られなかったが、2009年・2019年は未婚の方が初婚継続に比べてディストレスが有意に高いことが確認できた。また離別無配偶については、一貫して初婚継続に比べてディストレスが高くなっているが、有意な差があったのは2004年・2009年のみであった。再婚については1999年のみ、初婚継続に比べてディストレスが有意に高くなっているが、以後では有意差は見られない。

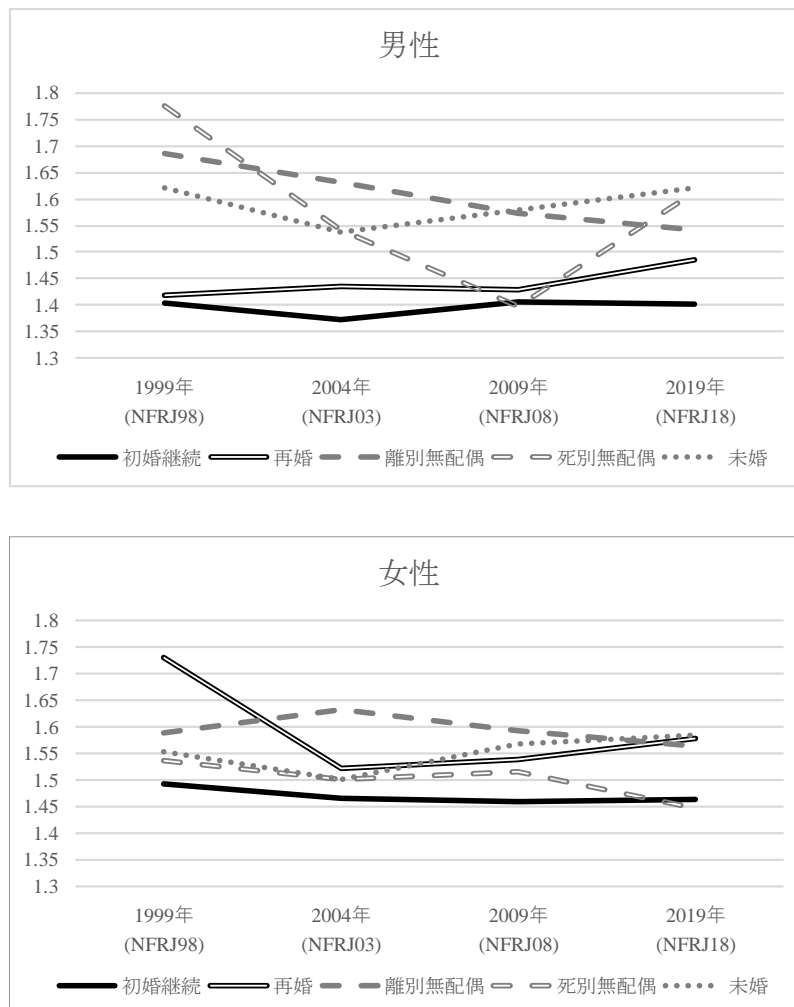


図2 婚姻上の地位とディストレス（男女別）

表2はディストレスを従属変数とした重回帰分析の結果を調査年ごとに示したものである。モデル1は統制変数に加え婚姻上の地位を含めたモデルであり、モデル2は性別（男性ダミー）と各婚姻上の地位の交互作用を追加したモデルである。1999年では、モデル1で再婚、離死別、未婚に、ディストレスに有意な正の効果が示されている。そしてモデル2で、離死別と未婚については性別との有意な交互作用効果が確認された。モデル2において未婚の主効果が消失していることから、女性については未婚であることはディストレスに有意な効果をもたないことが示された。逆に再婚については、女性においてディストレスに正の効果が示された。2004年では、1999年とほぼ同じような結果が示されている。ただし再婚についてはいずれも有意になっていない。2009年では、モデル1で離死別、未婚にそれぞれディストレスに有意な正の効果が示されている。ただし交互作用はいずれも有意になっていない。最後に2019年では、未婚のみがディストレスに有意な正の効果を持つことが示されており、交互作用も有意になっていない（ただし10%水準で男性ダミー×未婚が有意）。

表2 ディストレスを従属変数とした重回帰分析（72歳以下）

	1999年 (NFRJ98)		2004年 (NFRJ03)		2009年 (NFRJ08)		2019年 (NFRJ18)	
	model1	model2	model1	model2	model1	model2	model1	model2
	β	β	β	β	β	β	β	β
(定数)	1.725 ***	1.724 ***	1.681 ***	1.689 ***	1.701 ***	1.704 ***	1.740 ***	1.750 ***
男性	-.063 ***	-.084 ***	-.074 ***	-.100 ***	-.053 ***	-.062 ***	-.035 †	-.056 *
年齢	-.090 ***	-.083 ***	-.087 ***	-.083 ***	-.083 ***	-.081 ***	-.090 ***	-.089 ***
学歴								
中高卒	.009	.006	.000	-.004	-.004	-.006	-.036	-.039
短大高専専門	.003	.004	-.012	-.016	-.029	-.029	-.040	-.043 †
四年制大学以上(ref)								
世帯年収	-.080 ***	-.081 ***	-.082 ***	-.083 ***	-.083 ***	-.083 ***	-.072 **	-.073 ***
婚姻上の地位								
初婚継続(ref)								
再婚[A]	.048 ***	.099 ***	.023	.024	.006	.019	.031	.031
離死別[B]	.084 ***	.044 **	.078 ***	.047 **	.046 **	.040 *	.038 †	.022
未婚[C]	.057 ***	.009	.030 *	-.014	.064 ***	.040 †	.090 ***	.049
男性×[A]		-.068 ***		.000		-.017		-.001
男性×[B]		.072 ***		.054 **		.009		.026
男性×[C]		.067 **		.062 **		.035		.057 †
R^2	.034 ***	.041	.029 ***	.032 ***	.025 ***	.026 ***	.028 ***	.029 ***
Adj. R^2	.032 ***	.040	.028 ***	.030 ***	.023 ***	.023 ***	.025 ***	.025 ***
n	5657	5657	5115	5115	4326	4326	2477	2477

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

以上から、概して有配偶者は無配偶者よりもディストレスが低いことが示唆されたが、その内容は調査年ごとに若干異なっていた。未婚であることは、男性において、一貫してディストレスに正の効果をもつことが示された。なお2004年以前は未婚は男性のみに効果が見られたが、2009年以降は性差が確認できなかった。よって、近年その性差が縮小しつつあることが示唆された。また離死別については、2019年を除き、ディストレスに正の効果を示しており、2004年以前では、とくに男性においてより大きい効果を示した。再婚については、1999年のみ、女性においてディストレスに正の効果を持つことが示された。

4.2 ソーシャル・サポートとディストレス

以下では婚姻上の地位とディストレスの関係を媒介する変数として、ソーシャル・サポートに着目する。そして有配偶者と無配偶者両方を対象とし、配偶者のサポートとその他のサポートの効果と比較する。定位家族（親きょうだい）のサポートを用いるため、親生存の可能性が高い28歳以上49歳以下の成人前中期に限定して分析をおこなう。併せて、無配偶者のうち、定位家族から生殖家族という主たるサポート源の移行が未経験である未婚者の

みに限定し、離死別無配偶者は除外した。また配偶者の有無やライフステージの影響を受けにくい友人同僚サポートも使用する。なお有配偶者（とりわけ中年期以降）にとっては、自分の子どもも主要なサポート源となりうるが、本稿では無配偶者を含めて比較をおこなうため扱わない。

はじめに、調査年ごとに、男女別・配偶者の有無別の相談サポートの利用可能性の平均値を比較してみよう（表 3）。まず有配偶者について見ると、男女ともに配偶者が、他のサポート源に比べて、最も利用可能性の高いサポート源であると言える。また、先行研究では配偶者のサポートが男女で非対称に交換されること、すなわち有配偶の女性が男性から受け取るサポートは、男性が女性から受け取るサポートよりも少ないことが指摘されているが、本稿の分析においても、一貫して女性よりも男性の方が配偶者のサポート利用可能性が高いことが確認できた（有意差あり）。くわえて、おおむね近年の調査ほど、男女ともに配偶者のサポートの利用可能性が増大しており、男女ともに 2019 年が最も高い比率を示していることが分かる。次に親きょうだいのサポート利用可能性については、大きな性差が確認できる。具体的には、有配偶女性にとって親きょうだいは利用可能性が高いサポート源であり、とりわけ近年の調査ほど、利用可能な比率が大きくなっており、ここ 20 年で 20 ポイント以上高くなっている。一方有配偶男性にとっては、配偶者に次ぐ主要サポート源の 1 つではあるものの、その割合は配偶者の半分以下である。1999 年から 2009 年までは上昇傾向がみられたが、2019 年で若干低下している。さいごに友人同僚のサポートについては、まず有配偶男性にとっては、配偶者に次いで利用可能性の高いサポート源であり、2009 年を除いて親きょうだいよりも比率が高い。4 時点を比較すると、2009 年は若干比率が高いが、大きな変化は見られない。有配偶女性にとって友人同僚のサポートは、男性よりも 10 ポイント以上利用可能性が高い。1999 年においては親きょうだいとの差は小さく、友人同僚の方が若干高い比率を示していたが、2019 年時点では、20 ポイント以上その差が開いている。

つづいて未婚者について見てみよう。当然、配偶者は非該当項目となっている。ただし、

表 3 相談サポートの利用可能性（49 歳以下）

	1999年 (NFRJ98)		2004年 (NFRJ03)		2009年 (NFRJ08)		2019年 (NFRJ18)		
	有配偶者 (n=1094)	未婚者 (n=296)	有配偶者 (n=857)	未婚者 (n=221)	有配偶者 (n=711)	未婚者 (n=264)	有配偶者 (n=377)	未婚者 (n=191)	
男性									
	配偶者	85.0	-	87.6	-	85.8	-	89.4	-
	親きょうだい	29.9	58.8	32.3	62.9	41.4	68.2	35.5	66.0
	友人同僚	36.4	59.8	36.5	62.9	41.2	54.5	38.7	47.1
女性									
	有配偶者 (n=1315)	未婚者 (n=206)	有配偶者 (n=1211)	未婚者 (n=169)	有配偶者 (n=941)	未婚者 (n=205)	有配偶者 (n=518)	未婚者 (n=124)	
	配偶者	78.3	-	77.2	-	79.5	-	84.0	-
	親きょうだい	46.2	59.8	59.3	59.8	63.7	78.0	69.3	62.1
	友人同僚	47.6	77.5	47.5	72.8	54.9	76.6	48.8	66.1

その代わりに親きょうだい・友人同僚が主要なサポート源になっていることが分かる。親きょうだい、友人同僚に関する数値については、調査年ごとのばらつきが大きく、一貫した傾向を読み取ることは難しい。まず親きょうだいについては男女ともにおおむね 6 割程度が利用可能となっている。男女ともに 2009 年は他の調査年に比べて比率がやや高くなっている。性差についてばらつきがあり、一貫した結果は得られていない。次に友人同僚については、男性よりも女性の方が一貫して利用可能と回答する比率が高い。男性について見ると、1999 年・2004 年においては、親きょうだいとほぼ同じ割合を示していたが、2009 年・2019 年ではその比率が低下している。女性について見ても、最も比率が高いのは 1999 年であり、2019 年においては 10 ポイント以上低下している。

以上を要約すると、有配偶者にとっては、男女ともに配偶者が最も主要なサポート源であること、有配偶者にとっての親きょうだいサポートの利用可能性には性差があり、とりわけ近年、女性の親きょうだいの比率が高まっていること、未婚者にとっては親きょうだい・友人同僚が主要なサポート源となっていること、などが確認された。

4.3 配偶者のサポートの代替可能性

つづいて、個人の心理状態への影響という意味合いにおいて、配偶者のサポートについてより詳しく検討する。とりわけ、配偶者のサポートとそれ以外のサポートがいかに質的に異なるのかという点に注視し、比較検討をおこなう。以下では、有配偶者・未婚者それぞれにとって、各サポートの利用可能性が、ディストレスとどのように関連しているか見ていこう。

はじめに図 3 は、有配偶者を、配偶者のサポートが利用可能な場合と利用不可の場合に分けて、ディストレスを比較したものである。併せて、未婚者もグラフに加えている。まず男性について見ていこう。どの調査年においても、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用可能なグループは、一貫してディストレスが最も低いことが分かる（すべての調査年で他の 2 グループと有意差あり）。一方、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用不可のグループは、配偶者のサポートが利用可能なグループと比べて高いディストレスを示す。興味深いことに、1999 年を除き、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用不可のグループは、未婚者よりもむしろディストレスが高くなっていることが分かる（ただし有意差があるのは 2009 年のみ）。つづいて女性についても男性とほぼ同様の構造を読み取ることができ、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用可能なグループは、最もディストレスが低くなっており、配偶者のサポートが利用不可のグループおよび未婚者と比べて大きな差があった（すべての調査年で他の 2 グループと有意差あり）。そして男性と同じく、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用不可のグループは、未婚者よりもむしろディストレスが高くなっている（有意差があるのは 1999 年、2004 年、2009 年）。

以上の結果から、婚姻上の地位がディストレスに与える効果は、配偶者の有無という地位それ自体ではなく、保有している社会関係が何らかの資源をもたらしうるか否か、すなわち配偶者のサポートが利用可能であることの意味が大きいことが示唆された。言い換えると、

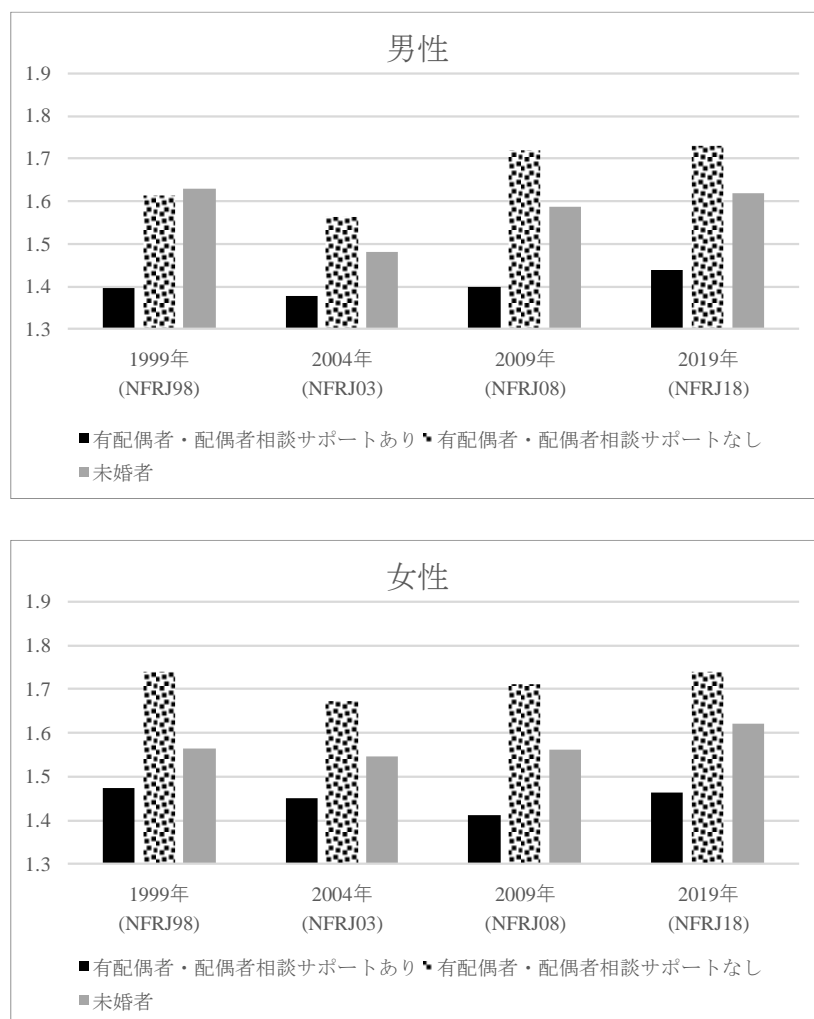


図3 有配偶者と未婚者のディストレス① (49歳以下)

配偶者がいるにもかかわらずサポートが利用できないことは心理的にネガティブな効果をもたらすことが示された。さらに興味深いことに、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用不可のグループは、一部を除き、未婚者よりもむしろディストレスが高くなっていた（ただし2019年は男女ともに有意差なし）。両者は「配偶者のサポートが利用できない」という点では共通するが、その欠如の効果は有配偶者により大きいと言える。

未婚者についても、身近な社会関係のサポートを利用可能な場合と利用不可の場合がありうるため、以下では両者を区別する。図4は未婚者のうち定位家族（親きょうだい）のサポートを利用可能なグループと利用不可のグループのディストレスの比較であり、図5は未婚者のうち非親族（友人同僚）のサポートを利用可能なグループと利用不可のグループのディストレスを比較したものである。それぞれ、有配偶者のうち配偶者のサポートを利用可能なグループもグラフに加えている。これらの図から確認しうるのは、配偶者のサポートの代替可能性についてである。すなわち、無配偶者であっても主要なサポート源のサポートが

利用できる場合に、利用できない場合に比べてディストレスが低く、かつ配偶者のサポートを利用可能な有配偶者と同程度のディストレスを示すようなら、配偶者のサポートは非配偶者のサポートで代替できると言える。

はじめに、未婚者にとっての定位家族（親きょうだい）のサポートの効果を見てみよう。未婚者のうち定位家族のサポートが利用可能なグループが、利用できないグループに比べてディストレスが低く、かつ有配偶者（配偶者のサポート利用可能）と同程度のディストレスを示しているのは、2019年の男性のみであった。すなわち2019年の男性に限って、定位家族のサポートが配偶者のサポートを代替していると言えるだろう。

つづいて、未婚者にとっての非親族（友人同僚）のサポートの効果を見てみよう。定位家族と同様に、2019年の男性において、未婚者のうち非親族のサポートが利用可能なグループが、利用できないグループに比べてディストレスが低く、かつ有配偶者（配偶者のサポート利用可能）と同程度のディストレスを示していた。すなわち、2019年の男性に限って、

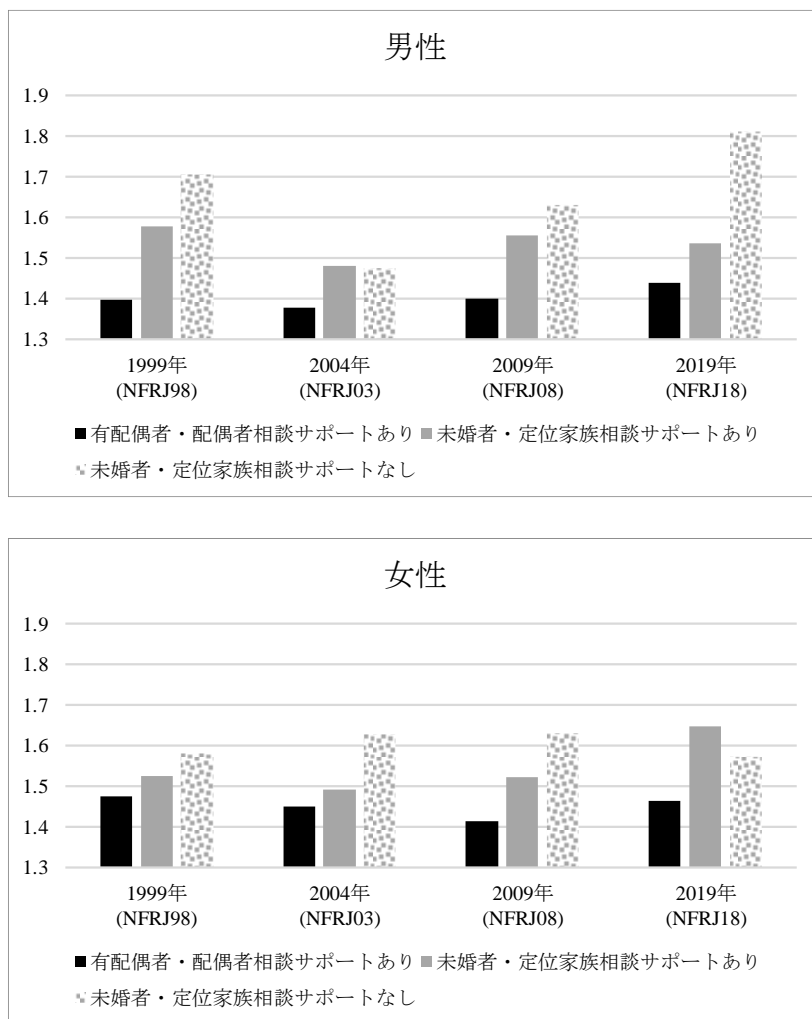


図4 有配偶者と未婚者のディストレス②（49歳以下）

非親族のサポートが配偶者のサポートを代替していると言える(なお1999年および2019年の女性については10%水準で非親族のサポートによる代替効果が確認できた)。

以上の分析から、未婚者について、定位家族や非親族といった主要なサポート源からのサポートが利用可能であることによって、配偶者のサポートと同程度の効果があるとは言えないこと、すなわち未婚者にとって、配偶者のサポートの欠如はその他のサポートで代替しがたいことが示された。ただし2019年の男性に限っては、一部代替可能であることが示唆された。

さいごに、有配偶者にとっての、配偶者のサポートの代替可能性を確認してみよう。表4はディストレスを従属変数とした重回帰分析の結果を調査年ごとに示したものである。分析は49歳以下の有配偶者に限定している。モデル1は統制変数に加え配偶者のサポートの有無と非配偶者のサポートの有無を含めたモデルであり、モデル2は配偶者のサポートと定位家族(親きょうだい)のサポートの交互作用、および配偶者のサポートと非親族(友人同僚)のサポートの交互作用を追加したモデルである。まず各調査年において一貫して配偶

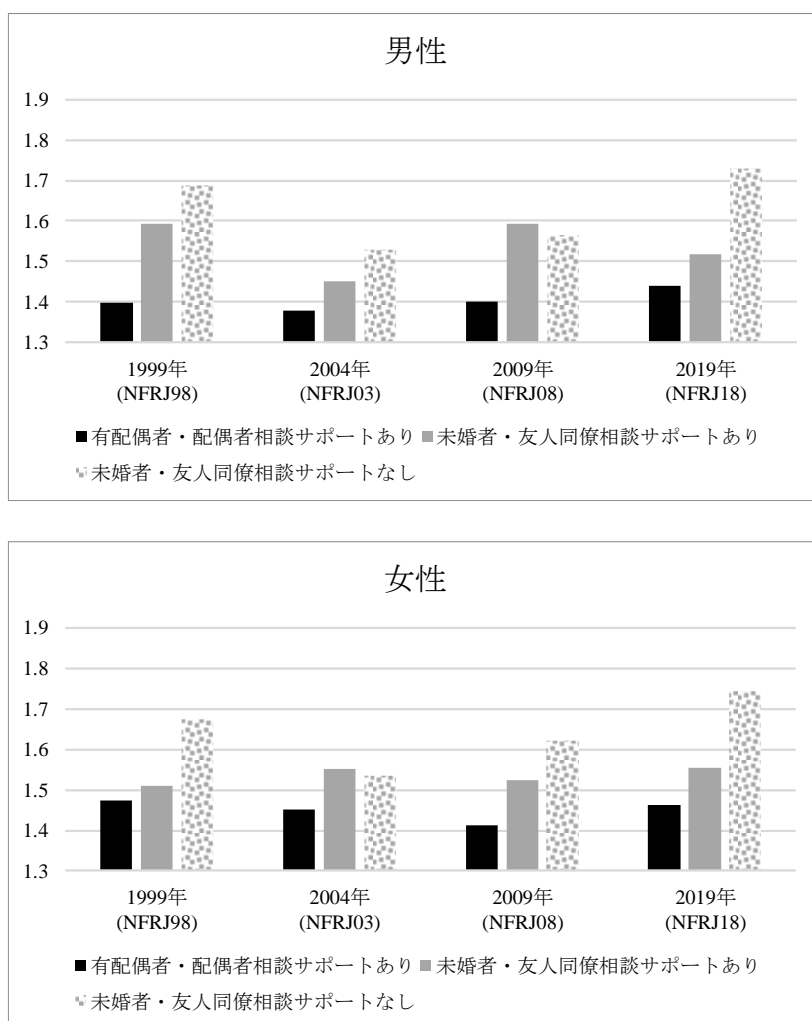


図5 有配偶者と未婚者のディストレス③ (49歳以下)

者のサポートが、ディストレスに対して強い負の効果を有することがわかる。言い換えると、有配偶者が、配偶者のサポートを期待できない場合、きわめて高いディストレスを示すことが示唆される。つづいてモデル2の交互作用については、1999年、2004年、2009年について有意な効果がみられた。これは、非配偶者のサポートの効果が、配偶者のサポートの有無によって変化することを意味している。具体的には、配偶者のサポートがないときに、非配偶者のサポートがディストレスを軽減する効果を持つこと、すなわち、配偶者のサポートの一部を代替していることが示唆される（2004年については10%水準で有意）。ただしこの非配偶者のサポートの効果は、配偶者のサポートの効果に比べるとずっと小さい。なお、配偶者にとって代わるサポート源については一貫性がみられなかった。また、2019年については、交互作用が確認できなかった。

以上から、有配偶者にとって配偶者のサポートは、その他の社会関係から得られるサポートに比べてディストレスに与える影響が大きいこと、また配偶者のサポートがないときに非配偶者のサポートで一部について代替することが可能だが、配偶者のサポートの効果に比べるとずっと小さく、すべてを代替することは難しいことが示唆された。

表4 ディストレスを従属変数とした重回帰分析（49歳以下の有配偶者）

	1999年 (NFRJ98)		2004年 (NFRJ03)		2009年 (NFRJ08)		2019年 (NFRJ18)	
	model1	model2	model1	model2	model1	model2	model1	model2
	β	β	β	β	β	β	β	β
(定数)	1.880 ***	2.030 ***	1.827 ***	1.901 ***	1.875 ***	1.995 ***	2.030 ***	2.104 ***
男性	-.082 ***	-.086 ***	-.106 ***	-.107 ***	-.048 †	-.050 †	-.027	-.029
年齢	-.038 †	-.040 †	-.037	-.037	-.040	-.042	-.038	-.035
学歴								
中高卒	.008	.007	-.014	-.014	-.024	-.023	-.061	-.061
短大高専専門	.025	.022	-.005	-.005	-.047	-.047	-.040	-.039
四年制大学以上(ref)								
世帯年収	-.049 *	-.050 *	-.009	-.009	-.068 *	-.070 *	-.025	-.025
再婚	.080 ***	.081 ***	.013	.010	.003	.004	.036	.036
子どもあり	-.028	-.029	-.011	-.011	.022	.023	-.078 *	-.076 *
配偶者相談サポート[A]	-.199 ***	-.330 ***	-.190 ***	-.262 ***	-.250 ***	-.358 ***	-.193 ***	-.258 ***
親きょうだい相談サポート[B]	.007	-.044	-.038	-.090	-.083 **	-.231 ***	-.032	-.111
友人同僚相談サポート[C]	.026	-.197 ***	.009	-.097 †	-.011	-.114 †	-.045	-.131
[A]×[B]		.033		.048		.171 *		.087
[A]×[C]		.256 ***		.119 *		.110		.094
R^2	.068	.078	.053	.055	.082	.087	.051	.051
Adj. R^2	.064	.073	.048	.049	.076	.079	.039	.039
n	2202	2202	1913	1913	1469	1469	814	814

† $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

5. 結論と考察

本稿の分析から、男女ともに概して有配偶者は無配偶者よりもディストレスが低いことが示された。2004年以前については、有配偶者と無配偶者のディストレスの差は、女性よりも男性においてより顕著であり、結婚から得られる心理的メリットは女性よりも男性により大きいと言えた。しかし2009年以降、その性差は縮小しつつあることが確認された。

男性については、2004年以前は有配偶者と無配偶者の間で、ディストレス上において大きな分断が見られた。しかし2009年以降一部変化が見られ、離別無配偶と初婚継続の差は小さくなりつつある。ただし未婚と初婚継続の間には一貫してディストレスの差異が確認できた。女性については、2004年以前では、初婚継続と未婚に差が見られなかったが、2009年以降は、未婚の方が初婚継続に比べてディストレスが高いことが確認できた。以上から、近年の未婚化・晩婚化の進展を踏まえて、今後は男女ともにとりわけ未婚と初婚継続の間の、ディストレス上の分断をめぐる社会状況とその背景について、より注視していく必要があるだろう。

また、以上のような婚姻上の地位がディストレスに与える効果は、地位それ自体ではなく、配偶者のサポートが利用可能であることの意味が大きいことが示唆された。配偶者のサポートは、その他の社会関係から得られるサポートに比べて、はるかに利用可能性が高い。くわえて配偶者のサポートはディストレスに与える効果が大きく、非配偶者のサポートで代替することが難しい。かつ有配偶者にとって、配偶者のサポートが得られない場合は、男女ともにディストレスが大きく増大する。以上から、配偶者によるサポート提供は、今日においても依然重要な意味を持っており、結婚や配偶者の持つ重要性は大きくゆらいでいないと解釈できるだろう。ただし2019年の男性に限っては、たとえ未婚であっても、定位家族や非親族のサポートが利用可能であることによって、配偶者のサポートの効果を一部代替しうることが示唆された。今後は、各サポートの利用状況自体の変化とそれらのサポートが有する効果の質的な変化について注視する意義があるだろう。

なお、サポートがディストレスに与える効果に対する解釈としては、各々のサポートが、個人の生活上で生じるさまざまなニーズに対応する内容を持っているためにディストレスを低減させると考える、マッチングモデルが代表的である。ただしこの説明モデルでは、上述の分析結果のうち、有配偶者のうち配偶者のサポートが利用不可のグループは、未婚者よりもむしろディストレスが高くなっていることについて十分説明することができない。これは、配偶者のサポートが「ない」ことのもつ意味が、有配偶者と無配偶者と異なっていることを意味している。別の解釈としては、配偶者がいるにもかかわらず、配偶者のサポートが利用できないことそれ自体がストレスとなり、ディストレスを増大させていることが考えられる。これはサポートの文脈モデルと呼ばれるもので、サポートの提供が規範化されているほど、そのサポートの欠如がサポートの受け手に心理的不満を生むと考えるモデルである(稲葉 1998)。文脈モデルによる解釈にしたがうならば、有配偶者にとって配偶者

のサポートの欠如がディストレスを増大させることや、配偶者のサポートが非配偶者のサポートで代替されないことは、配偶者によるサポート提供がわれわれの社会において強く規範化されていることを意味する。そして、配偶者のサポートが他の社会関係のサポートに比して、特別で独自の意味を有しているのであれば、結婚や配偶者のもつ意味はここ 20 年で大きく変化していないと言えるだろう。今後は、ソーシャル・サポートとディストレスの関係について、理論的整理と分析手法の精緻化が目指される必要がある。

[付記]

NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブより「家族についての全国調査（第 1 回全国家族調査，NFRJ98）」（日本家族社会学会全国家族調査委員会）、「家族についての全国調査（第 2 回全国家族調査，NFRJ03）」（日本家族社会学会全国家族調査委員会）「家族についての全国調査（第 3 回全国家族調査，NFRJ08）」（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けた。

[備考]

NFRJ18 の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

[文献]

- Aseltine, R. H. & Kessler, R. C., 1993, "Marital disruption and depression in a community sample," *Journal of Health and Social Behavior*, 34: 237-51.
- 馬場康彦・近藤克則・末盛慶, 2003, 「結婚と心理的健康——背景としての社会経済的地位」『家計経済研究』 58: 77-85.
- Barrett, A. E., 2000, "Marital Trajectories and Mental Health," *Journal of Health and Social Behavior*, 41(4): 451-64.
- 大日義晴, 2012, 「配偶者サポートの独自性——NFRJ08 データを用いた計量分析」『家族社会学研究』 24(2): 189-99.
- , 2017, 「インフォーマル・サポートの類型——潜在クラスモデルを用いた記述的分析」『社会福祉』 57: 19-30.
- 大日義晴・菅野剛, 2016, 「ネットワークの構造とその変化——『家族的关系』への依存の高まりとその意味」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 69-90.
- Frech, A. & Williams, K., 2007, "Depression and the psychological benefits of entering marriage," *Journal of Health and Social Behavior*, 48(2): 149-63.
- House, J. S., Landis, K. R. & Umberson, D., 1988, "Social relationships and health," *Science*,

- 241(4865): 540-45.
- Hughes, M. E. & Waite, L.J., 2009, "Marital biography and health at mid-life," *Journal of Health and Social Behavior*, 50(3): 344-58.
- 稲葉昭英, 1998, 「ソーシャル・サポートの理論モデル」松井豊・浦光博編『人を支える心の科学』誠信書房, 151-75.
- , 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』5(32): 69-84.
- , 2004, 「ストレス研究の諸概念」石原邦雄編『家族のストレスとサポート』放送大学教育振興会, 46-71.
- Kessler, R. C. & Essex, M., 1982, "Marital status and depression: The importance of coping resources," *Social Forces*, 61: 484-507.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2020, 『人口統計資料集 2020』人口問題研究資料第 342 号.
- Lamb, K. A., Lee, G. R., & DeMaris, A., 2004, "Union Formation and Depression: Selection and Relationship Effects," *Journal of Marriage and Family*, 65(4): 953-62.
- Marks, N. F., & J. D. Lambert., 1998, "Marital status continuity and change among young and midlife adults: Longitudinal effects on psychological well-being," *Journal of Family Issues*, 19: 652-86.
- Pearlin, L. I., 1989, "The Sociological Study of Stress," *Journal of Health and Social Behavior*, 30(3): 241-56.
- Simon, R. W., 2002, "Revisiting the relationships among gender, marital status, and mental health," *American Journal of Sociology*, 107: 1065-96.
- , 2014, "Twenty years of the sociology of mental health: The continued significance of gender and marital status for emotional wellbeing," Robert J. Johnson, R. Jay Turner, Bruce G. Link eds., *Sociology of Mental Health: Selected Topics from Forty Years 1970s-2010s*, New York: Springer, 21-51.
- Umberson, D., Chen, M. D., House, J. S., Hopkins, K. & Slaten, E., 1996, "The Effect of Social Relationships on Psychological Well-Being: Are Men and Women Really So Different?," *American Sociological Review*, 61: 837-57.
- Umberson, D., Thomeer, M. B., & Williams, K., 2013, "Family status and mental health: recent advances and future directions," C. S. Aneshensel et al. eds., *Handbook of Sociology of Mental Health, Second Edition*, New York: Springer, 405-32.
- Umberson, D., Wortman, C.B. & Kessler, R. C., 1992, "Widowhood and depression: explaining longterm gender differences in vulnerability," *Journal of Health and Social Behavior*, 33(1): 10-24.
- Williams, D. R., Takeuchi, D. T. & Adair, R. K., 1992, "Marital Status and Psychiatric Disorders among Blacks and Whites," *Journal of Health and Social Behavior*, 33: 140-57.
- Williams, K., 2003, "Has the future of marriage arrived? A contemporary examination of gender,

marriage, and psychological well-being,” *Journal of Health and Social Behavior*, 44(4): 470-487.

Williams, K. & Umberson, D., 2004, “Marital status, marital transitions, and health: a gendered life course perspective,” *Journal of Health and Social Behavior*, 45(1): 81-98.

Marital Status and Psychological Distress

Yoshiharu DAINICHI

Bunri University of Hospitality

This study aimed to discern the social context of marriages in modern Japan by identifying the connections between peoples' marital status and their experienced psychological distress. The principal findings of our analysis are as follows: First, we confirmed that there is a consistent difference between men in their first marriage and those who were never married, with the latter demonstrating higher levels of distress. While divorced men, who have not remarried, also show higher levels of distress than those in their first marriage, no difference was found between these two groups in 2019. Conversely, no difference was found between women in their first marriage and those who were never married in either 1999 or 2004; however, we confirmed that the latter shows higher levels of distress than the former in either 2009 or 2019. These findings confirm that, among both men and women, those with a spouse generally show lower levels of distress than those without one, while the gender differences observed in the psychological benefits of marriage— which were previously greater for men than for women— have decreased in recent years.

Our findings also suggest that the availability of spousal support, rather than marital status itself, is highly significant in terms of the effects of marital status on peoples' distress, as described above. Spousal support has a greater influence on a person's distress than support from other social relationships and cannot be easily substituted. Further, the increase in distress experienced by those with a spouse who do not receive spousal support could be an indication that receiving it has been firmly established as a norm in Japanese society, meaning that the importance of marriage and one's spouse remains relatively unchanged in this context.

Key words and phrases: distress, marital status, social support, substitutability, marriage