慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

| Title | 女性の就業と家族生活ストレーン：女性の就業は誰の利益か？ |
| :---: | :---: |
| Sub Title | Women＇s labor force participation and family life strain ：who gets the benefit？ |
| Author | 西村，純子（Nishimura，Junko） |
| Publisher | 三田哲學會 |
| Publication year | 2001 |
| Jtitle | 哲學No． 106 （2001．3），p．1－29 |
| JaLC DOI |  |
| Abstract | More and more married women have participated in the labor force with brief interruption during child care period．From the perspective of stress research，this paper investigates how these situation influences on family life．The analysis revealed that those women who work full－time，who have more than 3 children，and who live with parents experience higher strain，and those men who are self－employee，live with parents experience higher strain．This paper also examined what kinds of coping strategies are undertaken when women work outside the household．By the examination of interaction effects，those interaction effects were significant：between employment status and the number of children，employment status and living arrangement with parents for women， spouse＇s employment status and attitude toward gender division of labor，spouse＇s economic contribution and attitude toward gender division of labor for men．These results indicate that the burden which manages housework is undertaken all by women．Japanese society might be building the severe gender structure which even the benefit of women＇s participation of labor force is enjoyed by men． |
| Notes | 特集変容する社会と家族投稿論文 |
| Genre | Journal Article |
| URL | https：／／koara．lib．keio．ac．jp／xoonips／modules／xoonips／detail．php？koara＿id＝AN00150430－00000106－ 0003 |

慶應義塾大学学術情報リポジトリ（KOARA）に掲載されているコンテンツの著作権は，それぞれの著作者，学会または出版社／発行者に帰属し，その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたつては，著作権法を遵守してご利用ください。

# 女性の就業と家族生活ストレーン 

 ——女性の就業は誰の利益か？——西 村 純 子＊ $\qquad$
# Women＇s labor force participation and family life strain： <br> －Who gets the benefit？－ 

## Junko Nishimura

More and more married women have participated in the labor force with brief interruption during child care period．From the perspective of stress research，this paper investigates how these situation influences on family life．The analysis revealed that those women who work full－time，who have more than 3 chil－ dren，and who live with parents experience higher strain，and those men who are self－employee，live with parents experience higher strain．This paper also examined what kinds of coping strategies are undertaken when women work outside the house－ hold．By the examination of interaction effects，those interac－ tion effects were significant：between employment status and the number of children，employment status and living arrange－ ment with parents for women，spouse＇s employment status and attitude toward gender division of labor，spouse＇s economic con－ tribution and attitude toward gender division of labor for men． These results indicate that the burden which manages house－ work is undertaken all by women．Japanese society might be building the severe gender structure which even the benefit of women＇s participation of labor force is enjoyed by men．

[^0]女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

## 1．はじめに

1970年代半ば以降の日本の女性の就業率は，現在まで上昇を続けてい る． 1950 年代からの農業層の縮小によりそれまで低下の傾向にあった女性の就業率は，産業構造の転換にとあなって，雇用者として就業する女性 の増加によって押し上げられている。日本社会の女性の就業について特筆 すべき M 字型就労パターンは，近年 M 字の底は上がってきているもの の，現在まで強く維持されている（岩井•真鍋，2000）。現代の日本では多くの女性が育児のために就業を中断する。しかしその中断期間において も，就業への意欲はきわめて高いことが知られている。 20 歳～44歳まで の就業していない既婚女性のうちで，就業を希望している者は $73.6 \%$ に ものぼる（脇坂，1997）．また若年層ほど就業を希望している割合が高く （ibid．，1997），実際，若いコーホートほど再参入の年齢が早まっていると の知見もある（岩井，1990）。つまり既婚女性は，育児期における中断を はさみつつ，労働市場に参加する度合いをますます強めているのである．

本稿では，そのような女性の就業をめぐる状況が，家族生活にどのよう なインパクトを及ぼしているかを，ストレス研究の視点から分析•考察す る．ストレス研究は，「複数の社会システムに同時に参加している個人の心理状態に着目し，そこから個人のシステムについての経験，個人とシス テムとの関係，および個人を媒介としたシステム間の関連を析出」（稲葉， 1998a：30－31）することを目指す。つまり，個人の生活構造と，そこでの個人の経験との連関を分析することを通して，個人の経験をかたちづくる社会の構造を読み解くのである。「個人を通して社会を読み解く」アプ ローチのひとつとして，ストレス研究はあるといってもいいだろう。

本稿では，そうしたストレス研究の視点から，家族生活をめぐって個人 が経験する緊張状態（家族生活ストレーン）に着目し，それが女性の就業状況によってどのように異なるか，それをめぐってどのような戦略が展開

されているかを明らかにする。中心となる概念は，役割ストレーンであ る．それはストレッサー（「ストレスを引き起こしうる経験的状況」（Pea－ rlin，1989：243））の一形態であり，「通常の社会的役割に人びとが従事す る過程で経験する困難，挑戦，葛藤，その他の問題」（Pearlin，1983：8） と定義される。つまりストレッサーとして突発的なイベントに焦点をあて るのではなく，より持続的な生活上の問題—女性が就業すること（あるい は就業していないこと）によって引き起こされる日常生活上の困難—に注目する。

分析の結果明らかになるのは，家族生活をめぐる戦略の顕著なジェン ダー差であり，家族内のケア役割をマネージする負担を男女で非対称に配分するような日本社会のジェンダー構造である。

## 2．先行研究と分析課題

## （1）就業の女性にたいするインパクト

女性（特に子どもをもつ母親）の就業の家族生活に及ぼすインパクトに ついて，これまで主に米国において多くの研究が蓄積されている。それら の議論は，女性の就業がストレスフルなぁのであるかどうかをめぐる 2 つの仮説，すなわち A：多重役割ストレーン仮説／役割ストレーン仮説， B：少数役割ストレーン仮説／役割累積仮説（稲葉，1998a；Waldron，Weiss and Hughes，1998）の妥当性をめぐる議論であったといえる。A は，女性の就業は役割過重や役割葛藤を引き起こすので，ストレスフルであると いう仮説である，フルタイムで働く女性が，仕事と家庭の二重負担で苦し む姿がイメージされる。一方 B は，少数の役割しか持っていない女性 （つまり専業主婦）は家族役割に高いコミットメントを有するために，家族生活のストレーンを経験しやすいという仮説である。これはアイデン ティティ関連ストレッサー仮説（Thoits，1991）ともいわれ，その人のア イデンティティにより強く関連する領域での経験は，そうでない領域にお

ける経験より屯心理的影響が大きいと想定されている。そのため，家族役割がその重要性において突出していると想定される専業主婦は，家族生活 から心理的なダメージを受けやすい（vulnerable である）と考えられる。

こうした仮説について，女性を対象に多くの実証研究が積み重ねられ ている。しかしそれらの結果は，Aを支持するもの（McLanahan and Adams， 1987 など），B を支持する もの（Gove and Geerken， 1977 な ど），どちらも支持しないもの（Pearlin，1975；Cleary and Mechanic， 1983；稲葉，1995a，1995b，1998a など）と，一貫した結論はでていない。

こうした研究動向からいえることは，ストレスフルな状況は就業形態か ら直接に導かれるのではなく，他の変数とからまって形成されているので はないかということである。つまり就業形態とその他の変数との交互作用 に注目する必要性がある。たとえば Kessler and McRae（1982）では，夫が育児（や家事）責任を担っている場合には，女性の就業は心理的 well－ being を促進するが，夫が育児（や家事）責任を担っていない場合には，女性の就業は well－being を促進しないことが明らかになっている（女性 の就業と夫の家事•育児参加との交互作用）。また Cleary and Mechanic （1983）では，就業女性の well－being にのみ，未成年の子どもを持つかど うかや親役割満足度が関連することが明らかになっている（女性の就業と親役割変数との交互作用）。 つまり女性の就業形態は，生活を構造化して いる重要な変数でありうるが，それ単独ではなく，就業形態によってどの ような資源を動員できているか，どのような対処戦略をとりえているかに によって，就業がストレスフルな状況と結びつくかどうかは異なっている と考えられる。

## （2）妻の就業の男性にたいするインパクト

男性については，妻の就業がどのようなインパクトを与えているかとい う問いをたてることができる。そこでは，妻の就業が男性の well－being

を高めるかどうかによって 2 つの仮説群が想定される。まず第 1 のグ ループは，妻の就業は男性の well－being を高めるという仮説である。妻 の就業によって家計が安定し，より高い生活水準が維持できるために男性 の well－being は高くなると想定される。この仮説は，ダブルインカム仮説と呼ぶことができる。第2のグループは，妻の就業は男性のwell－ being を低めるという仮説である。これはさらに 2 つの下位仮説に分類す ることができるだろう。ひとうは，妻の就業が男性の家事•育児負担を大 きくし，男性の well－being が低くなるという，多重役割ストレーン仮説 である．あうひとつは，妻の就業によって男性のブレッドゥイナーとして の役割がおびやかされるために well－being が低くなるという，アイデン ティティ関連ストレッサー仮説である。

先行研究の知見は一貫していない。Kessler and McRae（1982）では，妻の就業は夫の well－being を低めるけれど も，それは妻の就業による夫 の家事•育児遂行の増大によるのではないという知見がえられている。こ の研究をうけた Ross，Mirowsky，and Huber（1983）では，妻の就業が夫の well－being に負の効果をもつのは，妻の就業による家事•育児負担 が増加するからではなく，妻の就業とそれに関する夫の選好が合致しない とき，つまり夫が妻の就業に否定的であるのに妻が就業している場合であ ると論じられている。実際，夫が妻の就業に肯定的である場合，妻が就業 し，かつ夫が家事•育児に平等に参加しているとき，夫の well－being は最も高いという知見もある（Mirowsky and Ross，1989）。また Fendrich （1984）では，妻の就業が夫の well－being に正の効果をもつのは，夫の収入が低いときのみであると論じられている。夫が高収入で夫の稼ぎだけで家計が維持できるにもかかわらず妻が働いている場合には，夫の well－ being は低くなる。

これらの主に米国での先行研究の知見からは，ダブルインカム仮説とア イデンティティ関連ストレッサー仮説の成立が示唆されている。しかしそ

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

のどちらも夫自身の収入や保持している規範とのかかわりで限定的にあて はまるようなものである．女性の場合と同様，男性においても妻の就業が心理的 well－being に正の効果をもつのか，負の効果をもつのかは一概に はいえない。夫自身の規範や経済力などとの交互作用をみていく必要があ る。

## （3）分析モデル

本稿の分析モデルを図 1 に示す。本稿における被説明変数は，役割ス トレーン（家族生活ストレーン）である。説明変数は，大きく社会的属性要因と資源要因（ソーシャル・サポート）に分けて考えられるだろう ${ }^{(1)}$ 。 ストレーンはストレス・プロセスにおいては，社会的属性や資源要因に規定されると同時に，社会的属性や資源要因と心理的 well－being を媒介す


図1．分析モデル

る要因としても位置づけられる。本稿で注目するのは，ストレーンが社会的属性や資源要因に規定される側面である。女性の就業にかかわる変数 は，社会的属性要因のひとつとして位置づけられるが，本稿では女性の就業状況による家族生活ストレーンの差異を明らかにすると同時に，就業状況によって，ストレーンに対処する方法が異なっているかどうかという対処戦略についての分析をおこなう。

資源要因は，その存在によってストレーンの発生を抑制すると考えられ る。しかし実際にはその因果関係の向きを特定することは難しい。資源要因の存在が先か，ストレーンの発生が先かを特定することは困難である。 たとえば親族による援助資源と家族生活ストレーンの関係を考えてみよ う．資源要因が先行するならば，親族による援助資源の存在によってスト レーンの発生が抑制されると考えられる（1））。しかしストレーンが先行 する場合を想定することも可能である。ストレーンが高いために，親族に よる多くの援助に依存する場合（高ストレーン，高援助：（2）），ストレー ンが高いために，親族による援助が足りない・有効でないと感じる場合 （高ストレーン，低援助：（3））である。これらはBarrera（1986）の整理に従うとそれぞれ，（1）ストレス防止モデル，（2）効果的サポート動員モデル， （3）サポート低下モデル，と解釈できる。本稿では分析の開始点として資源要因の存在 $\rightarrow$ ストレーンの発生の抑制というストレス防止モデルにそくし た因果関係を想定する。しかしここで論じてきたように，サポートとスト レーンの関係は複雑であり，結果の解釈には，サポートの種類やサポート のおかれている文脈にそくして逆の因果関係の可能性も考慮に入れた $W^{(2)}$ ．

対処戦略についても同様のことがいえる。対処とは「ストレッサーおよ びストレッサーによって低下した欲求•課題の充足状態に対する認知的•行動的対応」（稲葉，1998b：53－54）であるから，基本的にはストレーン の発生 $\rightarrow$ 対処戦略というプロセスが想定される。しかしながら実際には，

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

対処戦略において動員される資源をあともと保持していたり，ストレーン の発生を見越して前もって対処がおこなわれたりする。本稿では，女性の就業にともなってどのような対処戦略がとられているかという観点から分析をおこなう。 しかしその分析結果は，「就業にともなってとられた対処戦略」という解釈と同時に，ある特定の資源をもっていたり対処をおこな い得た人に就業が可能となっているという，逆の因果関係による解釈も可能なのである。

## 3．方 法

## （1）データ

分析に用いるデータは，1999年1～2月に日本家族社会学会によって実施された全国家族調査（NFR98）のデータである。全国の 28 歳～77歳の男女を対象としており，回収数は 6985 票（回収率 $66.5 \%$ ）である ${ }^{(3)}$ 。本稿の分析対象となるのは，（1）19歳以下の同居子をもち，（2）調查時点で最初の結婚が続いている もの，あるいは，配偶者と離別または死別経験があ り，現在の結婚年数が第1子年齢より長いもの，である $(\mathrm{n}=2252)$ 。（2）の限定により，ステップ・リレイションをもつ親は分析から除外される。こ れは先行研究の知見から，ステップ・リレイションをもつ親はそうでない親より屯家族生活ストレーンが高い傾向がみられており，ステップ・リレ イションを屯つことに特有の家族生活ストレーンの存在が示唆されている からである（西村，2000）。

## （2）分析に用いる変数

被説明変数である家族生活ストレーンを測定する指標として，本稿では「家族内での自分の負担が大きすぎると感じたこと」の 1 指標を用いてい る。NFR98ではこの指標のほかに「子どものことで悩んだこと」「配偶者のことで悩んだこと」「親•義理の親のことで悩んだこと」「『自分が家

族に理解されていない』と感じたこと」の合計して 5 つの家族生活スト レーンを測定していると考えられる指標が存在する。これらを加算し，多重指標を作成することも考えられるが，本稿の分析は「家族内の負担感」 の 1 指標でおこなっている。それは，（1）多重指標を用いて分析をおこな うと，家族生活のより多くの側面にまんべんなく効果をもつ説明変数が統計的に有意な効果をあつ結果がえられやすい。その裏返しとして，ある特定の側面に関連する説明変数の効果がみえなくなる。「子どものこと」「配偶者のこと」「親•義親のこと」等は家族生活のそれぞれ異なる側面であ り，分けて議論することにも一定の意義があると考えられるからであり， また（2）「家族内の負担感」は家族生活ストレーンのうちでも，女性の就業 ともっと $\ddagger$ 密接に関わる側面であると考えられるからである。

しかしながら「家族内の負担感」という指標は，家族の身の回りの世話 だけでなく，家族を経済的に支えることの負担感をも含意しており，その「負担」の意味は多義的であいまいである。その人の社会的位置によって，何にたいする，「負担」であるかが異なることは当然予想される。本稿では そうした「負担」の内容にも留意しながら，結果を考察していく。
測定は「家族内での自分の負担が大きすぎると感じたこと」について，「何度もあった」「ときどきあった」「ごくまれにあった」「まったくなかっ た」の 4 件法でおこなっている。分析に際しては，「何度もあった」 $=4$ 点 $~ 「 ま っ た く な か っ た 」=1$ 点と数値化した。女性の平均値は 2.19 ，標準偏差は 1.03 ，男性の平均値は 1.54 ，標準偏差は 0.82 である。
中心的な説明変数は，女性の就業形態である。それに加えて家族生活ス トレーンに関連をもちうる要因として，社会的属性要因と資源要因を考慮 する。社会的属性要因としては，学歴，世帯年収，配偶者の就業形態，ラ イフステージ，子どあ数，親と同居しているかどうか（妻方夫方に関わら ず）を設定した。資源要因としては，さまざまなソーシャル・サポート変数を設定した。ソーシャル・サポートは「知覚されたサポート」と「実行

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

表1．分析に用いた変数とカテゴリー区分


表1．（つづき）

| 変 数 | カテゴリーとサンプル数 |
| :---: | :---: |
| 家事頻度 ${ }^{2}$ | 男 少 $(\mathrm{n}=589)$ ，中 $(\mathrm{n}=374)$ ，多 $(\mathrm{n}=115)$ |
|  | 女 少（ $\mathrm{n}=196$ ，中 $(\mathrm{n}=334)$ ，多 $(\mathrm{n}=582)$ |
| 本人収入 | 男 400 万未満 $(n=241), 400-599$ 万 $(n=363)$ ， 600－799 万 $(\mathrm{n}=278), 800-999$ 万 $(\mathrm{n}=128)$ ， 1000 万以上（ $\mathrm{n}=89$ ） |
| 配偶者収入の世帯収入に占める割合 ${ }^{3}$ | 男 低 $(\mathrm{n}=393)$ ，中 $(\mathrm{n}=466)$ ，高 $(\mathrm{n}=205)$ |
| 性別分業意識 ${ }^{4}$ | 男 否定（ $\mathrm{n}=454$ ），肯定（ $\mathrm{n}=662$ ） |
|  | 女 否定（ $\mathrm{n}=663$ ），肯定（ $\mathrm{n}=456$ ） |

${ }^{1}$ 知覚されたサポート（問題を抱えたときの相談，お金を借りる）については，利用可能 $=1$ ，不可能 $=0$ と数値化した。経済的援助，経済的以外援助につい ては，自分の親・きょうだい・義親のいずれかから援助を受けたことがある， あるいは援助をしたことも受けたことあある $=1$ ，その他（援助をしたのみ，援助のやりとりなし，いずれにあ該当者なし）＝0 とカテゴリー化した。
2 「食事の用意」「洗濯」「風呂のそうじ」について「ほぼ毎日」 $=5$ 点～「ほとん ど行わない $=1$ 点として点数化した。男性については，少＝3 点（つまりほとん ど行っていない），中＝4～6点（週に 1 回くらいは行っている），多＝7 点 （週に 2,3 回以上複数の家事を行っている）とした。女性は，少 $=3 \sim 11$ 点，中 $=12 \sim 14$ 点，多＝ 15 点（すべてをほぼ毎日行っている）とカテゴリー化した。
${ }^{3}$ 配偶者の収入を世帯収入で除した値を算出し，次のようにカテゴリー化した。低＝配偶者収入の世帯収入に占める割合が $0 \%$ ，中 $=0 \%$ より大きく $30 \%$ 以下，高 $=30 \%$ より大きい。
${ }^{4}$ 「男は外で働き，女は家庭を守るべきである」について，「そう思う」「どちら かといえばそう思う」を「肯定」とし，「そう思わない」「どちらかといえばそ う思わない」を「否定」とした。

されたサポート」に大別できる。またサポート源については，配偶者，親族，友人がその代表的なものとしてあげられるだろう。本稿では，知覚さ れたサポートについては，情緒的側面である「相談相手」としての配偶者，親・きょうだい，友人サポートの利用可能性，手段的（経済的）側面 である「お金を借りなければならないとき」の配偶者，親・きょうだいサ ポートの利用可能性を設定した ${ }^{(4)}$ 。実行されたサポートについては，経済的援助を親・きょうだいから受けたかどうか，経済的以外の援助を親• きょうだいから受けたかどうかについての変数を用いる。それらに加え

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

て，配偶者からのサポートとしてとくに配偶者からの情緒的サポートと，女性については配偶者の家事頻度を設定した ${ }^{(5)}$ 。分析に用いた変数のカテ ゴリー設定を表1に示す。

## （3）分析方法

まず女性の就業形態をはじめとする各々の社会的属性変数，ソーシャ ル・サポート変数について，男女別に一元配置の分散分析をおこなう。次 いで，一元配置の分散分析で有意な効果がみられる変数のみを用いて多重分類分析をおこなう。女性の就業形態が「家族内の負担感」について有意 な関連を示すか，屯し示すとするならば，その効果は他の変数の影響力を統制しても維持されるものなのかが分析の焦点になる。それから，女性の就業と家族生活をめぐってどのような戦略がとられているかを明らかにす るために，男女別に女性の就業に関わる変数と，対処戦略変数（後に詳述）との交互作用効果の検討をおこなう。

## 4．分 析

## （1）一元配置の分散分析と多重分類分析の結果

社会的属性要因，資源要因について，男女別の一元配置の分散分析の結果を表2に示す。

一元配置の分散分析の結果，有意な効果がみられたのは，女性について は，女性自身の就業形態，子ども数，親との同居の有無，問題を抱えたと きに配偶者／友人に相談できるかどうか，お金を借りなければならないと きに配偶者を頼ることができるかどうか，配偶者の情緒的なサポートであ る。男性について有意な効果がみられたのは，本人の就業形態，配偶者の就業形態，親との同居の有無，問題を抱えたときに配偶者に相談できるか どうか，お金を借りなければならないときに配偶者を頼ることができるか どうか，配偶者の情緒的なサポートである．これらの変数について多重分

表 2．家族内の負担感に対する一元配置の分散分析の結果

| 独立変数 |  | 女 性 |  |  | 男 性 |  |  |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
|  |  | df | F | $\mathrm{p}^{1}$ | df | F | p |
| 社会的属性要因 | 就業形態 | 3 | 4.47 | p＜01 | 1 | 30.65 | p＜01 |
|  | 学歴 | 1 | 0.46 | n．s． | 1 | 3.39 | $\mathrm{p}<.10$ |
|  | 世帯年収 | 4 | 1.41 | n．s． | 4 | 0.72 | n．s． |
| 資源要因 | 配偶者就業形態 | 1 | 2.77 | $\mathrm{p}<.10$ | 3 | 4.06 | p＜01 |
|  | ライフステージ | 2 | 2.78 | $\mathrm{p}<.10$ | 2 | 2.64 | $\mathrm{p}<.10$ |
|  | 子ども数 | 2 | 5.76 | p＜ 01 | 2 | 1.09 | n．s． |
|  | 親との同居 | 1 | 7.76 | pर．01 | 1 | 8.33 | p＜01 |
|  | 問題を抱えたときの相談：配偶者 | 1 | 32.84 | pर01 | 1 | 12.13 | p＜01 |
|  | 問題を抱えたときの相談：親• きょうだい | 1 | 0.05 | n．s． | 1 | 0.12 | n．s． |
|  | 問題を抱えたときの相談：友人 | 1 | 4.40 | P＜05 | 1 | 0 | n．s． |
|  | お金を借りる：配偶者 | 1 | 16.22 | p K 01 | 1 | 14.12 | proi |
|  | お金を借りる：親・きょうだい | 1 | 0.52 | n．s． | 1 | 0.35 | n．s． |
|  | 経済的援助：親・きょうだい | 1 | 1.00 | n．s． | 1 | 0.20 | n．s． |
|  | 経済的以外援助：親・きょうだい | 1 | 1.58 | n．s． | 1 | 0.15 | n．s． |
|  | 配偶者家事頻度 | 2 | 2.04 | n．s． |  |  |  |
|  | 配偶者の情緒的サポート | 2 | 24.65 | p ${ }^{1} 01$ | 2 | 19.72 | pそ01 |

${ }^{1} 5 \%$ 水準， $1 \%$ 水準で有意なものに網掛け。
類分析をおこなった ${ }^{(6)}$ 。その結果を表3，表4に示す。
まず表3より女性については，投入したすべての変数について，有意 な効果が維持された。女性の就業形態の効果は，他の変数の影響をコント ロールしても保持された。カテゴリー内の影響の方向性をみると，就業形態については，フルタイムの人に最も「家族内の負担感」が高く，就業し ていない人に最も低い。子どもが 3 人以上の人，親と同居している人に負担感が高い。また配偶者からの金銭的な援助や情緒的サポートが得られ ないと感じている人に，負担感が高い。友人からの相談援助は，友人に頼 ることができると答えた人に負担感が高い。

表4で男性についてみると，配偶者の就業形態の効果が消失している。配偶者の就業形態の効果は，本人の就業形態の効果に吸収されたと考える のが妥当であろう。配偶者が自営業の人に負担感が高い傾向がみられる

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

表 3．家族内の負担感に対する多重分類分析の結果（女性）

|  | n | 調整前偏差 | Eta | 調整後偏差 | Beta |
| :--- | ---: | ---: | ---: | ---: | ---: |
| 就業形態 |  |  |  |  |  |
| フルタイム | 205 | 0.19 | 0.11 | 0.19 | $0.10^{* *}$ |
| パート | 323 | 0.03 |  | 0 |  |
| 自学他 | 168 | 0.03 |  | 0.02 |  |
| 就業していない | 403 | -0.13 |  | -0.11 |  |
| 子どあ数 |  |  |  |  |  |
| 1 人 | 210 | -0.10 | 0.10 | -0.09 | $0.09^{* *}$ |
| 2人 | 563 | -0.05 |  | -0.05 |  |
| 3人以上 | 326 | 0.15 |  | 0.14 |  |
| 親との同居 |  |  |  |  |  |
| 非同居 |  |  |  |  |  |
| 同居 | 764 | -0.06 | 0.09 | -0.06 | $0.08^{*}$ |
| 相談相手：友人 | 335 | 0.14 |  | 0.13 |  |
| いいえ |  |  |  |  |  |
| はい | 580 | -0.06 | 0.06 | -0.06 | $0.06^{*}$ |
| お金：配偶者 | 519 | 0.07 |  | 0.07 |  |
| いいえ |  |  |  |  |  |
| はい | 544 | 0.13 | 0.12 | 0.10 | $0.10^{* *}$ |
| 配偶者の情緒的サポート | 555 | -0.13 |  | -0.10 |  |
| 低 |  |  |  |  |  |
| 中 | 267 | 0.28 | 0.20 | 0.26 | $0.18^{* *}$ |
| 高 | 525 | 0.03 |  | 0.03 |  |
| $\mathrm{R}^{2}$ | 307 | -0.29 |  | -0.27 |  |

＊＊ $\mathrm{p}<.01, * \mathrm{p}<.05$

が，配偶者が自営業の人は本人も自営業の場合が多く ${ }^{(7)}$ ，配偶者の就業形態の効果は，本人の就業形態の影響による擬似効果であったと考えられ る．男性自身の就業形態については，フルタイム就業者より も自営業の人 に「家族内の負担感」が高い。また女性の場合と同様，親と同居している人に負担感が高く，配偶者からの金銭的な援助や情緒的サポートが得られ ないと感じている人に，負担感が高い。

配偶者の情緒的サポートがストレーンおよびディストレスを低減する効果をあつことは，これまでにも多くの論者によって指摘されており（稲葉，1998b；松岡，1998；Kessler and Essex，1982；Jackson，1992），本稿

表 4．家族内の負担感に対する多重分類分析の結果（男性）

|  | n | 調整前偏差 | Eta | 調整後偏差 | Beta |
| :--- | ---: | ---: | ---: | ---: | ---: |
| 就業形態 |  |  |  |  |  |
| フルタイム | 834 | -0.08 | 0.16 | -0.07 | $0.14^{* *}$ |
| 自営他 <br> 配偶者就業形態 <br> フルタイム <br> パート | 275 | 0.23 |  | 0.20 |  |
| 自営 | 198 | -0.04 | 0.10 | 0 | $0.04 \mathrm{n} . \mathrm{s}$. |
| 就業していない | 303 | 0.04 |  | 0.04 |  |
| 親との同居 | 150 | 0.18 |  | 0.02 |  |
| 非同居 | 458 | -0.07 |  | -0.07 |  |
| 同居 |  |  |  |  |  |
| お金：配偶者 | 771 | -0.05 | 0.09 | -0.04 | $0.08^{* *}$ |
| いいえ | 338 | 0.11 |  | 0.10 |  |
| はい |  |  |  |  |  |
| 配偶者の情緒的サポート | 551 | 0.09 | 0.11 | 0.07 | $0.08^{* *}$ |
| 低 | 558 | -0.09 |  | -0.07 |  |
| 中 | 190 | 0.31 | 0.18 | 0.28 | $0.17 * *$ |
| 高 | 537 | -0.01 |  | -0.01 |  |
| $\mathrm{R}^{2}$ | 382 | -0.14 |  | -0.13 |  |
| ＊＊ $\mathrm{p}<.01, * \mathrm{p}<.05$ |  |  | 0.07 |  |  |

における分析結果もそうした知見を支持するものとなっている。また友人 サポートに関しては，友人からのサポートが利用可能であると認知され ているほど，ストレーンが高いという結果であった。前述の Barrera （1986）の議論を援用すれば，友人サポートは，サポートがストレスフル な状態の発生や，イベントがストレスフルであるという認知を抑えるとい う「ストレス防止モデル」より，ストレスフルな環境がサポートの動員 （や認知）を増大させるという「サポート動員モデル」により適合してい ると考えられる。つまり，「家族内の負担感」に関しては，ストレーンの高 い人が友人からのサポートによら依存するためにこのような関係がみられ るのであろう．

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？－

## （2）就業と家族生活における対処戦略：女性の場合

女性は就業と家族生活をめぐって，どのような対処戦略をとっているの か．ここでは就業している女性が，家族生活をどのように対応させている のかという観点から分析をおこなう。

就業による家族生活への対処は，大きく2つの観点からおこなわれる だろう．第 1 は，家事負担の調整である。具体的には，家事の総量を減 らすこと（子ど も数を抑える），家事を簡略化•省略化すること（家事頻度をおさえる），家事負担を分散すること（夫に家事分担してもらう，親族から援助を得る）などが考えられる。第2の対処法は，感情的調整で ある。具体的には，夫からのねぎらいや評価を得る，家族生活へのコミッ トメントを低くする，などが考えられる。
これら考えうる対処戦略に対応する変数として，本稿では子ども数，女

表 5．家族内の負担感についての女性の就業形態と対処戦略変数との交互作用効果検討の結果

| 独立変数 | df | F | p | 独立変数 | df | F | p |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
| 就業形態（A） | 3 | 4.53 | $\mathrm{p}<.01$ | 就業形態（A） | 3 | 4.48 | $\mathrm{p}<.01$ |
| 子ども数（B） | 2 | 5.47 | $p<.01$ | 親族経済的以外 <br> 援助（B） | 1 | 2.26 | n．s． |
| $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 6 | 1.98 | $\mathrm{p}<.10$ | $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 3 | 1.15 | n．s． |
| n | 1121 |  |  | n | 1121 |  |  |
| 就業形態（A） | 3 | 4.31 | $\mathrm{p}<.01$ | 就業形態（A） | 3 | 4.53 | $\mathrm{p}<.01$ |
| 本人家事頻度（B） | 2 | 1.21 | n．s． | 夫情緒的サポート（B） | 2 | 26.25 | $\mathrm{p}<.01$ |
| $A \times B$ | 6 | 0.40 | n．s． | $A \times B$ | 6 | 1.50 | n．s． |
| n | 1108 |  |  | n | 1115 |  |  |
| 就業形態（A） | 3 | 4.00 | $\mathrm{p}<.01$ | 就業形態（A） | 3 | 4.07 | $\mathrm{p}<.01$ |
| 夫家事頻度（B） | 2 | 3.23 | n．s． | 性別分業意識（B） | 1 | 0.05 | n．s． |
| $A \times B$ | 6 | 0.64 | n．s． | $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 3 | 0.28 | n．s． |
| n | 1068 |  |  | n | 1114 |  |  |
| 就業形態（A） | 3 |  | $p<.01$ |  |  |  |  |
| 親との同居（B） | 1 | 5.60 | $\mathrm{p}<.05$ |  |  |  |  |
| $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 3 | 2.19 | $\mathrm{p}<.10$ |  |  |  |  |
| n | 1121 |  |  |  |  |  |  |



図 2．就業形態 $\times$ 子ど あ数（女性）


図 3．就業形態 $\times$ 親との同居（女性）

性自身の家事頻度，夫の家事頻度，親との同居の有無，親・きょうだいか らの経済的以外の援助の有無，夫からの情緒的サポート，性別分業意識 ${ }^{(8)}$ を設定し，これらと女性の就業形態との交互作用を検討する。

表5に，女性の就業形態と対処戦略変数との交互作用を検討した結果 を示す。表5で $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ の交互作用効果に注目すると， $10 \%$ の有意水準で はあるが，就業形態×子ど $\times$ 数 $(\mathrm{F}=1.98, \mathrm{p}<.10)$ ，就業形態 $\times$ 親との同居（ $\mathrm{F}=2.19, \mathrm{p}<.10$ ）の交互作用がみられる。それらを図示したのが図 2 ，図3である。それぞれ就業形態別の子ども数，親との同居の有無による「家族内の負担感」の平均値を示している。

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

女性全体でみた場合，子どもを 3 人以上白つ女性にストレーンが高い傾向がみられた。図2をみると，その傾向は特にパートタイム就業者に顕著である。就業形態別にみたとき，子ども数によってストレーンの有意差がみられるのはパートタイム就業者のみである。一方で就業していない女性では子ども数によるストレーンの差はほとんどない ${ }^{(9)}$ 。子ども数の増加が，子どもにかかる手間の増加を意味するならば，この傾向は次のよう に解釈することができる。つまり就業していない人はその時間的余裕か ら，また自営業の人は時間的融通をきかせやすいことから，子ども数の増加による「手間」の増加に比較的対応しやすい。そのため，子どあ数によ るストレーンの差がみられない。またフルタイム就業者には，子育てにつ いてのなんらかのサポートが得られる人のみが就業を継続しているという社会的選択効果（稲葉，1998b）がはたらいていると考えられる。つまり フルタイム就業を継続しながら子どもを 3 人以上もつことができる人は特に，子育てのサポート資源に恵まれている人であり，子どあ数の増加に ともなう手間の増加にうまく対応できているために，フルタイム就業者に は子ども数によるストレーンの差がみられないのであろう．一方で，子ど屯を多く持つパートタイム就業者は，教育費などのために就業せざるをえ ない状況にあるが，子どあ数が多いために時間的調整が難しいなかで就業 している層であると考えられる。パートタイム就業者は，経済的必要性の ために就業せざるをえないが，就業をサポートするような子育て援助も見込めず（10），家事や子育てを一手に担っているために，子ど あ数による家事量の差異がストレーンの差異を左右していると考えられる。就業の必要性に対して有効な，家族生活における対処戦略がもっともとりにくい状況 におかれているのが，子どあ数の多いパートタイム女性であるといえるだ ろう。

次に図3をみると，フルタイム就業者のみ，親と同居しているほうが ストレーンが低い傾向が読み取れる ${ }^{(11)}$ 。親との同居がフルタイム就業者

にとっては，職業生活に家族生活をうまく対応させるための戦略となって いると考えられる。これはフルタイム就業者が親からの援助を受けるため に親と同居しているのにたいして，フルタイム以外の就業形態の女性は，親を援助するために同居しているということかもしれない。就業のために家族生活を調節できる層と，家族生活のために就業を調節する（せざるを えない）層の存在が示唆される。

## （3）妻の就業と男性の対応

妻の就業は男性にどのようなインパクトを与えているのか，ここでは妻 の就業による家族生活の負担にたいして，男性がどのように対応している かについて分析をおこなう。
妻の就業にたいする男性の対応について，本稿では 2 つの観点から分析する。まず第 1 は，妻の就業にともなう家事量の調節や分担にたいす る対応である。妻が就業しているとき，子ども数を調節したり親と同居し たりして家事の総量を少なくしたり分配することによって，男性もスト レーンを軽減することができているのか，妻の就業にとあなう男性の家事負担の増大が，男性のストレーンの増大につながっているのかっ，といった点に注目する。第2は，妻の就業によって男性はブレッドゥイナーとし てのアイデンティティの揺らぎを経験しているのかどうかという点であ る．妻か就業して経済力をもったとき，男性はブレッドゥイナーとしての役割から解放されるのか，あるいはそうした役割がおびやかされると感じ るのかに注目する。
分析に用いる変数と分析方法は，次のとおりである。第1の観点につ いては，妻の就業形態と，子ども数，親との同居の有無，本人の家事頻度，親・きょらだいからの経済的以外の援助の有無との交互作用を検討す る．第 2 の観点については，妻の就業によって妻が経済力をもつことが，男性にどのような心理的インパクトを与えているかに注目する。先行研究

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

の知見によると，妻の就業やそれにともなう妻の経済力が男性に心理的に影響をあたえるそのやり方は，男性自身の経済力や規範によって異なる （Ross，Mirowsky，and Huber，1983；Fendrich，1984；Mirowsky and Ross， 1989 など）．男性の経済力や性別分業にたいする規範意識によっ て，妻の就業のあつ意味合いが違ってくるからである。そこで本稿では，妻の就業形態と妻の収入の世帯収入に占める割合に注目し，これら2つ

表 6．家族内の負担感についての妻就業形態／収入割合と対処戦略変数との交互作用効果検討の結果

| 独立変数 | df | F | p | 独立変数 | df | F | p |
| :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: | :---: |
| 妻就業形態（A） | 3 | 4.06 | $p<.01$ | 妻収入割合（A） | 2 | 3.22 | $\mathrm{p}<.05$ |
| 子ども数（B） | 2 | 1.14 | n．s． | 子ども数（B） | 2 | 1.85 | n．s． |
| $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 6 | 0.87 | n．s． | $A \times B$ | 4 | 1.46 | n．s． |
| n | 1118 |  |  | n | 1060 |  |  |
| 妻就業形態（A） | 3 | 3.82 | $\mathrm{p}<.05$ | 妻収入割合（A） | 2 | 2.49 | $\mathrm{p}<.10$ |
| 本人家事頻度（B） | 2 | 2.61 | $p<.10$ | 本人家事頻度（B） | 2 | 3.36 | $\mathrm{p}<.05$ |
| $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 6 | 0.30 | n．s． | $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 4 | 0.57 | n．s． |
| n | 1067 |  |  | n | 1060 |  |  |
| 妻就業形態（A） | 3 | 4.07 | $p<.01$ | 妻収入割合（A） | 2 | 3.23 | $\mathrm{p}<.05$ |
| 親との同居（B） | 1 | 6.01 | $p<.05$ | 親との同居（B） | 1 | 8.31 | $\mathrm{p}<.01$ |
| $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 3 | 0.46 | n．s． | $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 2 | 0.20 | n．s． |
| n | 1118 |  |  | n | 1060 |  |  |
| 妻就業形態（A） | 3 | 4.05 | $\mathrm{p}<.01$ | 妻収入割合（A） | 2 | 3.21 | $\mathrm{p}<.05$ |
| 親族経済的以外 <br> 援助（B） | 1 | 0.06 | n．s． | 親族経済的以外援助（B） | 1 | 0.01 | n．s． |
| $A \times B$ | 3 | 0.84 | n．s． | $A \times B$ | 2 | 1.19 | n．s． |
| n | 1118 |  |  | n | 1060 |  |  |
| 妻就業形態（A） | 3 | 3.78 | $\mathrm{p}<.05$ | 妻収入割合（A） | 2 | 3.40 | $\mathrm{p}<.05$ |
| 本人収入（B） | 4 | 1.23 | n．s． | 本人収入（B） | 4 | 1.78 | n．s． |
| $A \times B$ | 12 | 1.18 | n．s． | $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ | 8 | 0.92 | n．s． |
| n | 1096 |  |  | n | 1048 |  |  |
| 妻就業形態（A） | 3 | 4.35 | $\mathrm{p}<.01$ | 妻収入割合（A） | 2 | 3.48 | $\mathrm{p}<.05$ |
| 性別分業意識（B） | 1 | 0.46 |  | 性別分業意識（B） | 1 | 0.32 | n．s． |
| $A \times B$ | 3 | 2.63 | $\mathrm{p}<.05$ | $A \times B$ | 2 | 6.09 | $\mathrm{p}<.01$ |
| n | 1114 |  |  | n | 1056 |  |  |

の変数それぞれについて，男性自身の収入，性別分業意識 ${ }^{(12)}$ との交互作用を検討する。

表6に，交互作用効果を検討した結果を示す。表6で $\mathrm{A} \times \mathrm{B}$ の交互作用項に注目すると，家事量の調節や分担については，有意な交互作用は見出されなかった。男性自身の家事頻度は有意水準は $10 \%$ であるが，主効果を示している（つまり妻が就業していてもいなくても，妻の世帯収入に占める割合がどの程度であっても，家事頻度の高い男性は「負担感」が高 い傾向がみられる）けれど，妻が就業しているとき特に男性の家事頻度が ストレーンと関連を示すわけではない。 すなわち，妻が就業していると き，子ども数の調節や親との同居，親族からサポートを受けることが男性 のストレーンを軽減することもなければ，男性の家事負担がストレーンを増大させることもない。他方，男性自身の経済力や性別分業意識と妻の就業については，性別分業意識と妻の就業形態，世帯収入に占める妻の収入割合に有意な交互作用が見出された（妻就業形態： $\mathrm{F}=2.63, \mathrm{p}<.05$ 妻収入割合： $\mathrm{F}=6.09 . \mathrm{p}<.01$ ）。図 4，図 5 に妻の就業形態別，世帯収入に占 める妻の収入割合別の，性別分業意識による「家族内の負担感」の平均値 を示す。

図 4，図5からわかるのは，妻の就業や経済力をもつことの夫への心理


図 4．妻の就業形態 $\times$ 性別分業意識

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——


## －—否定一肯定

図5．妻の収入割合 $\times$ 性別分業意識
的影響は，夫自身があっている規範によって異なっているということであ る．性別分業に否定的な男性は，妻がフルタイムで就業しているときスト レーンが低く，妻の収入の世帯収入に占める割合が高いとき，ストレーン が低い。性別分業に肯定的な場合はその逆で，妻がフルタイムで就業して いるときストレーンが高く，世帯収入に占める妻の収入の割合が高いとき ストレーンが高い。

すなわち本稿での分析からは，男性についてはアイデンティティ関連ス トレッサー仮説の成立が示唆される。男性の家族生活ストレーンは，妻の就業にともなって家事量を調節したり分担したりすることとは関連しな い．妻の就業が男性の家族生活ストレーンに影響するのは，妻の就業が男性のブレッドゥイナーとしての役割と競合するときである ${ }^{(13)}$ 。その影響は男性自身がもっている性別分業にかかわる規範によって異なってい る。大多数の男性が家事にはほとんど関わっていない現状 ${ }^{(14)}$ をかんがみ ると，男性にとっての「家族内の負担感」は，経済的に家族を養うブレッ ドウイナーとしての負担感を示す側面も大きいと考えられる。性別分業に肯定的な男性は，ブレッドウイナーとしての役割に，よりアイデンティ ティを感じていると想定される．彼らにとって妻の就業と経済力の増大

は，自らのブレッドウイナーとしての役割をおびやかすものであり，その役割を「十全に」果たすことへのプレッシャー，つまり家族を養うことへ のいっそうの負担感につながる。他方で性別分業に否定的な男性は，妻の就業によって自らの経済的な負担が軽減されると感じ，さりとて男性自身 の家事負担が妻の就業によって大幅に増大することもないために，「家族内の負担感」は低くなるのであろう。

## 5．考 察

まず，本稿における分析結果をまとめたい。
家族生活ストレーンに関して，社会的属性要因と資源要因との関連を分析した結果，女性では，フルタイムで就業し ${ }^{(15)}$ ，子どもを 3 人以上持ち，親と同居しており，配偶者の情緒的サポートが得られていないとき，「家族内の負担感」が高い傾向がみられた。男性では，自営業または自由業に従事し，親と同居しており，配偶者の情緒的サポートが得られていないと き，「家族内の負担感」が高い。
また女性の就業をめぐって家族生活においてどのような対処，対応がお こなわれているかという観点から，交互作用効果の検討をおこなった結果，女性と男性で異なる交互作用効果が見出された。女性には，就業形態 $\times$ 子ども数，就業形態 $\times$ 親との同居の交互作用が見られる。就業していな い女性のストレーンに子ども数は関係なく，フルタイム就業している人に とっては，親と同居していない人のほうがストレーンが高い。一方男性に は，妻の就業形態あるいは世帯収入に占める妻の収入割合と，家事量の調節や分担に関わる変数との交互作用効果は見られず，男性の性別分業意識 との交互作用が見られた。妻がフルタイム就業している，あるいは妻の収入の世帯収入に占める割合が高いとき，性別分業に否定的な男性のスト レーンは軽減されるが，性別分業に肯定的な男性のストレーンは増大す る。

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

こうした結果からいえるのは，家族内の家事労働をマネージする負担は圧倒的に女性によって担われているということである。女性の就業とそれ への対処•対応にかんする変数との交互作用効果の検討から，女性の就業形態と子ども数とのかかわりからストレーンを経験したり，親と同居する ことによってストレーンの発生を抑制したりしているのは女性のほうで あった。つまり家事の総量を調節したり，家事の担い手を分散させたりし てストレーンの発生をコントロールしたり，それが不可能な場合にスト レーンを経験しているのは女性である。一方で男性のストレーンは，妻の就業にと もなってとられるであろう家事量や家事分担の調整とは関連をも たない。妻の就業に対応するために家事の総量を減らしたり親族からサ ポートを受けたりすることが男性のストレーンを軽減することもなけれ ば，男性自身の家事負担の増加がストレーンを増大させることもない。こ のことは男性の家族生活が，家事に代表されるような家族内のヶア労働と は遠いところにあることを示唆している。そうしたケア労働にもともとコ ミットしていない男性にとっては，妻の就業にとあなって家事をめぐるど のような戦略がとられようとも，それが男性自身のストレーンを増大させ ることも軽減させることもない。むしろ男性のストレーンにとって重大で あるのは，妻の就業（とそれにともなう妻の経済力の増大）が男性のブ レッドウイナーとしての役割と競合するときである。 むろん妻の就業と経済力の増大は，すべての男性にとって脅威であるわけではない。妻の就業 が男性の「家族内の負担感」の軽減につながる層も存在するし，性別分業意識の流動化現象を勘案すると，そうした層が今後マジョリティになって いくことも予想される ${ }^{(16)}$ 。けれどもたとえ妻の就業が男性に心理的にプ ラスの影響をもつようになるとしても，それが男性の家族内での協業につ ながるかどうかについては一定の留保が必要である。妻の就業にとあなう家族内のケア労働のマネージの負担は，現状ではほぼ女性の肩にあり，男性の家族生活はそうしたマネージからは遠いところにある ${ }^{(17)}$ 。

家族生活ストレーンについての社会的属性要因や資源要因の規定力，ま た女性の就業への対処と家族生活ストレーンのかかわりを分析することに よって見えてきたのは，ケアに関する家族役割のマネージが性によって非対称に配分されているような日本社会のジェンダー構造である。性別分業規範の流動化によって，妻の就業によって心理的なメリットを受ける男性 は，今後も増加していくだろう．しかし妻の就業にともなう家族内のケア労働のマネージは女性によって担われ，女性のなかで完結している。言葉 を換えれば日本社会は，女性の就業の利益をも男性が享受するような，よ り過酷なジェンダー構造を形成しつつあるのかもしれない。

## 付 記

データは日本家族社会学会全国家族調查委員会によって行われた全国家族調査データ（NFR98）を許可を得て使用した。なお，同データの収集は平成 10 年度文部省科学研究費補助金（課題番号 10301010）による資金援助を受けた。

注
（1）ストレーンに影響を及ぼす要因を，社会的属性要因と資源要因に整理して分析したものに，松岡（1998）がある。
（2）Barrera（1986）では，サポートの種類によってあてはまるモデルが異なる ことが論じられている。すなわち（1）ストレス防止モデルと（2）サポート低下モ デルは，知覚されたサポートについて碓認され，（3）効果的サポート動員モデ ルは実行されたサポートを含む研究で確認されている。
（3）調査の概要やデータの基本的な統計量は，日本家族社会学会全国家族調查 （NFR）研究会（2000）に詳しい。
（4）「お金を借りなければならないとき」に友人が含まれていないのは，この変数の分散が大変小さいからである。友人に「頼ることができる」という回答 は，男性は $5.2 \%$ ，女性は $1.4 \%$ にすぎない。
（5）男性については配偶者の家事頻度は「援助」という意味合いは小さいと考え られるため，資源要因としては，さしあたり考慮しない。

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——
（6）「問題を抱えたときに配偶者に相談できるかがうか」と「配偶者の情緒的サ ポート」は，理論的には「知覚されたサポート」と「実行されたサポート」 の違いがあるが，非常に近いものが測定されている可能性が高い。多重分類分析では，先行研究でも使用頻度の高い「配偶者の情緒的サポート」のみを用いた。
（7）分析の対象となった男性で妻が自営業（または自由業）のとき，そのうちの $75.7 \%$ の男性が自営業（または自由業）であった。
（8）「男性は外で働き，女性は家庭を守るべきである」という性別分業意識は，家族生活への心理的なコミットメントを直接には測定していないかもしれな い。本稿では「女性＝家庭」意識が，女性自身の家族生活への相対的に高い コミットメントに密接に関わっていると考え，家族生活へのコミットメント をとらえる指標として便宜的に用いる。
（9）これらの傾向は，どのライフステージにも共通している。
（10）パートタイム就業者は他の就業形態のあのに比べて，親きょうだいからの経済的以外の援助を受けたことのあるものが少ない傾向がみられる（カイ二乗検定， $\mathrm{p}<.05$ ）。
（11）「自分の母親との同居」または「配偶者の守親との同居」に限定して分析し たときにも有意な交互作用がみられ（自分の母親： $\mathrm{F}=3.25, \mathrm{p}<.05$ ；配偶者 の母親： $\mathrm{F}=3.74, \mathrm{p}<.05$ ），同居しているフルタイム就業者は「家族内の負担感」が低い傾向が見られる。しかし「自分の父親との同居」「配偶者の父親との同居」と女性の就業形態との交互作用項を検討したときには，有意な交互作用は見出されなかった。つまり自分または配偶者の母親と同居するこ とによって得られる家事•子育て援助が，フルタイム就業者のストレーンの発生を抑制していると考えられる。
（12）先行研究において男性の性別分業意識は，女性に比べると学歴や世代の効果 は相対的に弱く，妻の就業による家計への参入の度合いが重要な決定要因で あることが明らかになっている（吉川，1998）。本稿の分析対象となる男性 についても，性別分業意識（「男性は外で働き，女性は家庭を守るべきで ある」に，「そう思う」 $=4$ 点～「そう思わない」 $=1$ 点とする）に関して，年齢，教育年数，世帯収入，世帯収入に占める妻の収入割合を独立変数にした重回帰分析をおこなったところ，世帯収入に占める妻の収入割合のみ有意な関連を示し $(\beta=-.30, \mathrm{p}>.01)$ ，男性の性別分業意識には，本人の属性要因 よりあ妻の就業による家計への貢献度が関連することが確認された。
（13）妻がフルタイムで就業している，あるいは世帯収入に占める妻の収入割合が高い男性は，本人の収入は低いが（就業形態： $\mathrm{F}=4.01, \mathrm{p}>.01$ ；妻収入割

合： $\mathrm{F}=5.26, \mathrm{p}>.01$ ）そうした男性のほうが世帯収入は高い傾向がみられ る（就業形態： $\mathrm{F}=22.41, \mathrm{p}>.01$ ；妻収入割合： $\mathrm{F}=25.13, \mathrm{p}>.01$ ）。彼らの ブレッドウイナーとしての役割の比重は相対的に小さく，彼らは，自身の収入は相対的に低いものの，妻の就業によって比較的高い生活水準を保持して いる層である．そうした高い生活水準のメリットを享受できるかどうかを左右するのが，男性自身の性別分業をめぐる規範意識であることを本稿の分析 は示している。
（14）実際，NFR98データにおいても，「食事の用意」「洗濯」「風呂のそうじ」 を「ほぼ毎日」おこなうと回答した女性は，それぞれ $93.8 \%, 87.1 \%$ ， $54.7 \%$ であるのに対して，「ほとんど行わない」と回答した男性は，それぞ れ $73.8 \%$ ， $83.7 \%, 63.6 \%$ である。家事頻度は男女で圧倒的に非対称であ る．また男性については家事頻度の主効果がみられたが（表 6 参照），男性 で家事頻度の高いものはごく少数であり，家事をすることによってストレー ンをかんじている男性は，男性全体のなかではごく一部にすぎない。圧倒的多数の男性は，家事にほとんどかかわらずに生活しているといえるだろう。
（15）ただし末子6歳以下ステージについては，就業形態による「家族内の負担感」の差は見られない。日本における先行研究でも末子6歳以下ステージで は就業形態による家族生活ストレーンの差異は見られておらず（稲葉， 1998 a），本稿の分析結果はそうした先行研究の知見とも整合的である，
（16）今回の分析対象となった男性では，妻がフルタイムで就業しているもののう ち，性別分業に否定的なもの（つまり妻の就業によって心理的メリットを得 ているもの）は $66.7 \% ~(n=133)$ を占め，性別分業に肯定的なもの（つまり妻の就業によって高い「家族内の負担感」を感じているもの）は $33.5 \%$ （ $\mathrm{n}=67$ ）であった。妻の収入の世帯収入に占める割合が高いものについても， ほぼ同様の比率を示している，現段階においてすでに，妻の就業によって心理的メリットを得ている男性のほうが，そうでない男性を上まわっている。
（17）社会的属性要因の主効果を検討したとき，自営業（自由業 屯含む）であると き，親と同居しているとき男性のストレーンが高い傾向がみられたこともこ のことを敷衍している。自営業は仕事の性質上，妻との協業が必要とされる場面が多く，また親と同居しているときには，親との関係性の調整をせまら れる場面が出現することが想定される。そうした家族とのかかわりが不可避 な社会的位置にいるときには男性も家族生活ストレーンを経験しているので ある。家族生活ストレーンは，家族生活にコミットしているからこそ経験さ れるものである．妻の就業に対する家事労働をめぐる対処と男性の家族生活 ストレーンが関連をもたないのは，妻の就業と家事労働の調節といった事柄

女性の就業と家族生活ストレーン——女性の就業は誰の利益か？——

に男性がコミットしていないことを示唆していると考えられる。

## 参 考 文 献

Barrera，M．Jr．1986．＂Distinctions between social support concepts，mea－ sures，and models．＂American Journal of Community Psychology 14（4）： 413－445．
Cleary，P．D．and D．Mechanic．1983．＂Sex differences in psychological dis－ tress among married people．＂Journal of Health and Social Behavior 24（2）：111－121．
Fendrich，M．1984．＂Wive＇s employment and husbands＇distress：A meta－ analysis and a replication．＂Journal of Marriage and the Family．46：871－ 879.

Gove，W．R．and M．R．Geerken．1977．＂The effect of children and employ－ ment on the mental health of married men and women．＂Social Forces 56（1）：66－76．
稲葉昭英，1995a，「性差，役割ストレーン，心理的ディストレス一性差と社会的 ディストレスの構造—」，『家族社会学研究』7，93－104．
稲葉昭英，1995b，「有配偶女性の心理的ディストレス」，『総合都市研究』56，93－ 111.

稲葉昭英，1998a，「家族生活•職業生活•育児：育児と役割ストレーンの構造—大都市近郊—」，石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係—家族•職業・ネットワーク—』，東京都立大学都市研究所，29－51．
稲葉昭英，1998b，「なせ常雇女性のストレーンが高くないのか？」，石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係—家族•職業・ネットワーク—』，東京都立大学都市研究所，53－85．
岩井八郎，1990，「高度成長期以後の学歴とライフコース」，『教育社会学研究』46， 71－95．
岩井八郎•真鍋倫子， 2000 ，「 M 字型就業パターンの定着とその意味—女性のラ イフコースの日米比較を中心に—」，盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場•家族』，東京大学出版会，67－91．
Jackson，P．B．1992．＂Specifying the buffering hypothesis：support，strain， and depression．＂Social Psychology Quarterly．55（4）：363－378．
Kessler，R．C．and M．Essex．．1982．＂Marital status and depression：the impor－ tance of coping．＂Social Forces．61：484－507．

Kessler，R．C．and J．A．McRae，Jr．1982，＂The effect of wives＇employment on the mental health of married men and women．＂American Sociological Review．47：216－227．
吉川 徹，1998，「性別役割分業意識の形成要因：男女比較を中心に」，尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識（1995 年 SSM 調査シリーズ 14）』， 1995 年 SSM調査研究会，49－70．
松岡英子，1998，「妻たちが抱える生活ストレッサー」，石原邦雄編『妻たちの生活 ストレスとサポート関係—家族•職業・ネットワーク—』，東京都立大学都市研究所，121－150．
McLanahan，S．and J．Adams．1987．＂Parenthood and psychological well－ being．＂Annual Review of Sociology 13：237－257．
Mirowsky，J．and C．E．Ross．1989．Social causes of psychological distress． Aldine de Gruyter．
日本家族社会学会全国家族調査（NFR）研究会編，2000，『家族生活についての全国調査（NFR98）No．1』，日本家族社会学会。
西村純子，2000，「家族構造と家族生活ストレーン一ひとり親，ふたり親，ステッ プ・リレイション一」，第10回日本家族社会学会大会報告．
Pearlin，L．I．1975．＂Sex roles and depression．＂In N．Datan and L．H．Gins－ berg（eds．）．Life－Span Developmental Psychology：Normative Life Crisis． Academic Press：191－207．

Pearlin，L．I．1983．＂Role strains and personal stress．＂In H．B．Kaplan（ed．）Psy－ chosocial Stress：Trends in Theory and Research．Academic Press：3－32．
Pearlin，L．I．1989．＂The sociological study of stress．＂Journal of Health and Social Behavior．30：241－256．
Ross，C．E．，J．Mirowsky，and J．Huber．1983．＂Dividing work，sharing work， and in－between－marriage patterns and depression＂American Sociolog－ ical Review．48：809－823．
Thoits，P．A．1991．＂On merging identity theory and stress research．＂Social Psychology Quarterly．54（2）：101－112．
脇坂 明，1997，「無業者女性の分析」，日本労働研究機構編『女性の職業・キャリ ア意識と就業行動に関する研究』，日本労働研究機構，183－191．
Waldron，I．，C．C．Weiss and M．E．Hughes．1998．＂Interacting effects of multi－ ple roles on women＇s health．＂Journal of Health and Social Behavior．39： 216－236．


[^0]:    ＊慶應義塾大学大学院社会学研究科後期博士課程（社会学）

