

「家族領域から仕事領域への葛藤」の規定要因と 女性の就業行動との関係

吉田 悟 ・ 南 隆男

(駒沢女子大学人文学部) (慶應義塾大学文学部)

The relationships between antecedents of family-to-work conflict and female employment

Satoru YOSHIDA & Takao MINAMI

組織心理学においては近年、仕事生活と家族生活のバランスをめぐって、“ワーク・ファミリー・コンフリクト”なる概念をキーにして実証研究を展開してきた。本論では、わが国の仕事生活と家族生活のバランスに関する最大の問題とも言われてきた“女性の家事・育児と就業との両立”に関して、組織心理学の立場から検討するものである。残念なことに、ワーク・ファミリー・コンフリクト変数自体は本調査項目に含まれていないが、当該変数の規定要因とされてきた変数（末子年齢、子供数、配偶者の就業状況、家事・育児時間、家族役割ストレス、家族員・配偶者の支援）は調査項目に含まれていることから、ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定要因と20代・40代の女性の就業行動との関係について検討する。分析に入る前に、“ワーク・ファミリー・コンフリクト”の概念整理を行うとともに、その規定要因、ワーク・ファミリー・コンフリクトが及ぼす影響に関して先行研究を検討する。分析結果は、概して先行研究を支持するものであるが、特に年少の子供の存在と本人の家事・育児の頻度が、女性の就業行動にネガティブな影響を与えている可能性が明らかにされた。

キーワード：ワーク・ファミリー・コンフリクト、

FWC（家族領域から仕事領域への葛藤）、女性の就業行動

本論では、“家族領域から仕事領域への葛藤（Family→Work Conflict: FWC）”に関する規定要因と女性の就業行動との関係を検討する。

近年、英米の組織心理学・組織行動論領域においては、就業者の仕事と家族生活のバランスをめぐって、“ワーク・ファミリー・コンフリクト”という概念をキーにして、インテンスな研究が進められている。また、ワーク・ファミリー・コンフリクトとそれが及ぼす変数との関係に焦点をあてたレビュー論文が最近あいついで刊行され（Allenら, 2000; Kossek & Ozeki, 1998）、その関係性がかなり確定されてきている。わが国においても少数ではあるが、ワーク・ファミリー・コンフリクトに焦点をあてた研究が存在する（例えば、藤本・吉田, 1999; 金井・若林, 1998; 加藤・吉田, 1999; 南・吉田, 1996; 吉田, 2001（印刷中）; 吉田・南, 1998; 吉田・南, 1999）。

本調査では、残念なことに、ワーク・ファミリー・コンフリクト変数自体は、測定されていない。しかし、ワーク・ファミリー・コンフリクト（FWC）を規定する要因に関係

する項目は、相当数調査票に盛り込まれている。本来は、「家族領域から仕事領域への葛藤 (Family→Work Conflict: FWC) の規定要因→FWC→就業行動」というプロセス自体を検証すべきであるが、媒介しているFWCに関係するような項目(項目例として、Carlsonら, 2000; Froneら, 1992; Gutekら, 1991; Netemeyerら, 1996、を参照のこと)は、本調査の質問項目には組み込まれていない。そこで、今回は、FWCの規定要因と女性の就業行動との関係を、ダイレクトに検討する。

分析に入る前に、“ワーク・ファミリー・コンフリクト”という概念と、その規定要因、FWCが及ぼす影響に関して、簡略に整理する。

1 ワーク・ファミリー・コンフリクト

(1) 定義

ワーク・ファミリー・コンフリクトとは、「ある個人の仕事と家族領域における役割要請が、いくつかの観点で、互いに両立しないような、役割間葛藤の一形態」であり、3形態(①時間、②ストレイン、③行動、に基づく葛藤)および、「家族領域から仕事領域への葛藤 (Family→Work Conflict: FWC)」と「仕事領域から家族領域への葛藤 (Work→Family Conflict: WFC)」という2方向からなる概念、と定義されている(詳細は、Greenhaus & Beutell, 1985を参照)。

3つの形態とは、以下のことである。

①時間に基づく葛藤

仕事(家族)役割に費やす時間量が、家族(仕事)に関する役割要請の遂行を妨害する場合に生じる。これには2つのタイプがある。第1は、時間は有限なので、ある役割要請の遂行に時間を投資すれば他の役割要請の遂行に投資すべき時間は必然的に少なくなることによって、葛藤が生じる場合で、これは時間に基づく葛藤の典型である。第2は、ある役割に関する要請が荷重なために十分に達成できず、別の役割に関する要請に対応している最中にも、前者役割における未達成な課題に気が取られてしまって、葛藤が生じる場合である。

②ストレインに基づく葛藤

仕事および家族の役割ストレス(例えば、役割内葛藤、役割の曖昧さ、役割の荷重)は、緊張、不安、疲労、抑うつ、アパシー、いらいらのようなストレイン症状を引き起こす可能性がある。ストレインに基づく葛藤は、ある役割によって生み出されたストレイン症状が、別の役割に関する要請への対応を困難にするという意味で、二つの役割は葛藤状態にあるというのである。

③行動に基づく葛藤

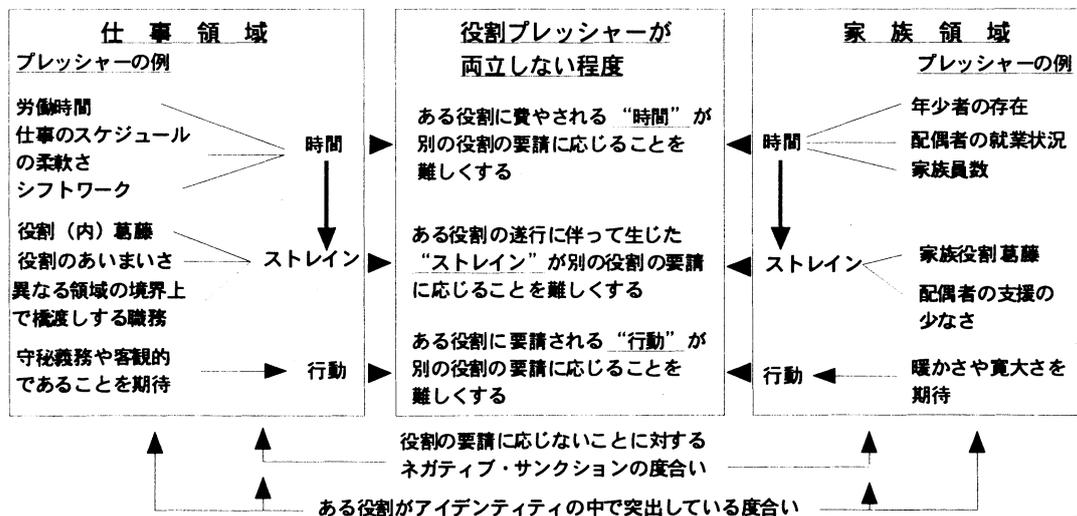
ある役割に期待される特徴的な行動パターンが、別の役割に期待されるそれと両立しない場合、葛藤が経験される。例えば、管理職者であると同時に母親であるとして、管理職

者に期待される行動パターン（例、客観的・論理的であること、冷静さなど）と、母親として期待される行動パターン（例、慈愛的・情緒的であること、暖かさなど）が対立・矛盾するならば、その人は仕事と家族役割の間で葛藤を経験することになる。また、役割に関連する価値が矛盾することによって、葛藤が生じる可能性がある。

(2) FWCの規定要因

図1に、Greenhaus & Beutell(1985)が提出した規定要因モデルを掲載する。図1中の仕事領域内に提示された要因は、「仕事領域から家族領域への葛藤(Work→Family Conflict: WFC)」の規定要因であり、そのうち“時間”と結びつけられている“労働時間”“仕事のスケジュールの柔軟さ”“シフトワーク”は、WFCのうちでもとりわけ時間に基づく葛藤の規定要因ということが想定されている。同様に、ストレインに基づくWFCの規定要因は、“仕事役割(内)葛藤”“仕事役割のあいまいさ”“異なる領域の境界で橋渡しする職務”が規定要因と想定され、行動に基づくWFCの規定要因は、“守秘義務や客観的であることを期待されること”が想定されている。一方、家族領域内に掲げてあるものは、「家族領域から仕事領域への葛藤(Family→Work Conflict: FWC)」の規定要因であることが想定され、時間・ストレイン・行動と線で結びつけられたものが、時間に基づくFWC、ストレインに基づくFWC、行動に基づくFWCの規定要因であることを意味する。

図1. Greenhaus & Beutell によるワーク・ファミリー・コンフリクトの規定要因モデル (1985, p.78fig.1)



Greenhaus & Beutell(1985)が提示した規定要因モデルは、その後多くの研究によって検討されてきた。図中に掲載されたFWCの規定要因に関して、過去の実証研究から得られた知見を、簡潔に整理する(各研究のサンプル特性・サンプル数、相関係数に関しては、表1ⁱを参照)。さらに、メタ分析の結果を表2ⁱⁱに提示する。相関係数の結合の方法は、Mullen(1989, 4・6章)にしたがって、行った。Zw(サンプル数によって重みづけられた

表1. FWCとその規定要因との関係を分析した研究の要約

研究者	r	n	分析対象者
末子年齢			
Frone & Yardley(1996)	-.29	252	金融サービス会社従業員で子と同居している者
Judgeら(1994)	-.12	1,062	エクゼクティブ
Kinnunen & Mauno(1998)	-.42	501	既婚・同居している就業者 (フィンランド)
Parasuramanら(1996)	-.13	111	自営業者
子供数			
Beutell & Wittig-Berman(1999)	.01	177	経営管理系修士課程に通う既婚の就業者
Frone & Yardley(1996)	.04	252	金融サービス会社従業員で子と同居している者
Judgeら(1994)	.20	1,062	エクゼクティブ
Kinnunen & Mauno(1998)	.43	501	既婚・同居している就業者 (フィンランド)
Netemeyerら(1996)			
Sample1	.35	182	小・高次婦職員
Sample2	.18	162	自営業者
Sample3	.19	186	不動産セールスマン
Ngo & Lui(1999)	.05	772	経営管理専攻の学生者 (香港)
配偶者の就業状況			
Judgeら(1994)	.02	1,062	エクゼクティブ
Kinnunen & Mauno(1998)	.18	501	既婚・同居している就業者 (フィンランド)
家事時間や扶養家族の世話に費やす時間			
Froneら(1997)	.17	372	既婚か子供と同居している成人就業者
Gutekら(1991)			
Sample1	.36	423	配偶者 (内縁含む) と子供と同居している米国心理学会会員
Sample2	.46	209	エクゼクティブ研修プログラムに参加した上級管理者
Judgeら(1994)	.14	1,062	エクゼクティブ
O'Driscoll & Hildreth(1992)	-.13	120	電話帳から無作為抽出 (ミシガン州Lansing住民)
家族役割ストレス			
Aryeeら(1999)	.17	243	公的機関・大学に従事して子がいて夫婦共働き者 (香港)
Carlsonら(2000)			
家族役割内葛藤と時間に基づくFWC	.25	225	フルタイム従事者
家族役割内葛藤とストレインに基づくFWC	.27	225	
家族役割内葛藤と行動に基づくFWC	.27	225	
家族役割の曖昧さと時間に基づくFWC	-.09	225	
家族役割の曖昧さとストレインに基づくFWC	.02	225	
家族役割の曖昧さと行動に基づくFWC	.20	225	
Grandey & Cropanzano(1999)	.59	132	州立大学の教員
Froneら(1992)	.29	631	無作為抽出 (ニューヨーク州Eri郡住民)
Froneら(1997) 育児役割の荷重	.42	372	既婚か子供と同居している成人就業者
Vinokurら(1999)	.17	525	米国空軍に従事している女性
家族員・配偶者の支援			
Adamsら(1996)			
情緒的支援	-.30	146	週末・夜間コースに登録している大学生 (就業 最低1名と同居)
実質的支援	-.39	146	
Aryeeら(1999) 配偶者の支援	-.02	243	公的機関・大学に従事して子がいて夫婦共働き者 (香港)
Carlsonら(2000)			
家族員の支援と時間に基づくFWC	-.38	225	フルタイム従事者
家族員の支援とストレインに基づくFWC	-.35	225	
家族員の支援と行動に基づくFWC	-.23	225	
Froneら(1997)			
家族員の支援	-.22	372	既婚か子供と同居している成人就業者
配偶者の支援	-.14	372	
Frone & Yardley(1996)	-.13	252	金融サービス会社従業員で子と同居している者
Parasuramanら(1996)			
情報・情緒的支援	-.38	111	自営業者
実質的支援	.08	111	

表2. メタ分析の結果

変数	k	n	r	r _w	SD	r _w	r	Range	Z _w
FWCとその規定要因との関係									
末子年齢	4	1,926	-.24	-.22	.12	-.42 to	-.12	3.60	
子供数	8	3,294	.18	.18	.13	.01 to	.43	4.37	
配偶者の就業状況	2	1,563	.10	.07	.07	.02 to	.18	1.59	
家事・育児時間	5	2,186	.20	.20	.13	-.13 to	.46	3.92	
家族役割ストレス	5	1,903	.33	.29	.11	.17 to	.59	4.88	
家族員・配偶者の支援	5	1,124	-.17	-.15	.07	-.35 to	-.13	3.01	
FWCと結果変数との関係									
退職意志	4	662	.15	.15	.02	.02 to	.23	2.82	
組織コミットメント	3	526	-.11	-.15	.18	-.25 to	.14	2.88	
職務満足	9	2,438	-.16	-.14	.09	-.30 to	.03	3.40	

注) k=研究数、n=サンプル総数、r=重みづけのない相関係数の平均、r_w=サンプル数によって重みづけられた相関係数の平均、SDr_w=r_wの標準偏差、rRange=1次データの相関係数のレンジ、Z_w=サンプル数によって重みづけられたZの平均。

Zの平均)が5%水準の臨界値である1.645よりも小さい変数は“配偶者の就業状況”しかなく、他の5変数とFWCとの関係はすべて有意ということなる。効果サイズの大きさの順は、家族役割ストレス、末子年齢、家事・育児時間、子供数、家族員・配偶者の支援、であった。

①末子年齢が低いほど、子ども数が多いほど、FWCが高くなる可能性がある。

末子年齢とFWCの関係进行分析した3研究(Frone & Yardley, 1996; Judge ら, 1994; Parasuraman ら, 1996)のうち、Frone & Yardley, Judge らにおいて、末子年齢が小さいほど、FWCは高くなる傾向が見出された。子ども数とFWCの関係进行分析した5研究(Beutell & Wittig-Berman, 1999; Frone & Yardley, 1996; Judge ら, 1994; Kinnunen & Mauno, 1998; Netemeyer ら, 1996)のうち、Kinnunen & Mauno, Judge ら, Netemeyer らにおいて、子ども数が多いほどFWCは高くなる傾向が見出された。

②配偶者の就業行動とFWCとの関係について検討した研究(Judge ら, 1994; Kinnunen & Mauno, 1998)では、有意な関係は見出せなかった。なお、家族員数とFWCとの関係を検討した研究は、見当らなかった。

③家事・扶養家族の世話に費やす時間が長くなるほど、FWCが高くなる可能性がある。

家事時間が多いほど、あるいは週あたり扶養家族の世話に費やす時間数が多いほど、FWCが高くなることを、3つの研究(Frone ら, 1997; Gutek ら, 1991; Judge ら, 1994)で見出したが、O'Driscoll & Hildreth (1992)では、仕事以外の家族などの8種類の役割・活動に費やす週当たりの時間とFWCとの間に、有意な関係は見出されなかった。

④家族役割ストレスが大きいほど、FWCが高くなる可能性がある。

Aryee ら(1999)は、親役割荷重とFWCとの間に有意な関係を見出した。Carlson ら(2000)は、家族役割内葛藤と時間・ストレイン・行動に基づくFWC全ての間、また家族役割の曖昧さと行動に基づくFWCとの間に、有意な関係を見出した。Grandey &

Cropanzano(1999)では、“家族役割内葛藤，家族役割の曖昧さを合成した測度”とFWCとの間で、Froneら(1992)とVinokurら(1999)では、“親役割の荷重，子どもの不作法な行動の程度，配偶者のサポートのなさ，配偶者との関係から生じる緊張・葛藤の度合い，からなる測度”とFWCとの間で、有意な関係が見出された。また、Froneら(1997)は、育児役割が荷重なほど、FWCが高くなることを見出している。

⑤家族員および配偶者のサポートによって、FWCを低くなる傾向が見られる。

配偶者のサポートがあるほど、FWCが低くなる可能性が、3つの研究において支持された(Adamsら,1996; Froneら,1997; Frone & Yardley,1996)。さらにCarlsonら(2000)は、配偶者を含めた家族員からの社会的支援が得られると感じているほど、時間・ストレーン・行動に基づくFWC全てが低くなる傾向を見出した。一方、Aryeeら(1999)、Parasuramanら(1996)においては、配偶者のサポートとFWCとの間に有意な関係が見出されなかった。

(3) FWCが及ぼす影響

ワーク・ファミリー・コンフリクトと様々な結果変数との関係が分析されてきた。Kossek & Ozeki(1998)は、ワーク・ファミリー・コンフリクトと職務満足，生活満足との関係をレビューし、メタ分析している。同様に、Allenら(2000)は、ワーク・ファミリー・コンフリクトのうちWF Cに限定して、仕事関連7変数(職務満足，組織コミットメント，退職意志，欠勤傾向，職務業績，キャリア満足，キャリア・サクセス)，非仕事関連5変数(生活満足，結婚満足，家族満足，家族役割遂行，余暇満足)，ストレス関連7変数(心理的ストレーン，身体的症状，抑うつ，薬物乱用，バーン・アウト，職務関連のストレス，家族関連のストレス)との関係をレビューし、メタ分析している。

このうち、本調査で従属変数にする女性の就業行動と関連の深いと思われる、①退職意志，②組織コミットメント，③職務満足、とFWCとの関係について、簡単に述べる。ちなみに、退職意志と関連が深いと考えられる欠勤傾向とFWCとの関係を検討した研究は、存在しないようである。メタ分析の結果(表2参照)では、上記3変数に関するZwが5%水準の臨界値である1.645よりも大きく、有意であった。すなわち、FWCと退職意志・組織コミットメント・職務満足との間にいずれも有意な関係があることが明らかにされた。

①退職意志との関係

Allenら(2000)は、退職意志とWF Cとの関係を検討し、10の調査データがあることを見出し、その相関係数の平均は.29であることを報告している。FWCとの関係を検討した研究は、われわれの文献調査では、2研究(Netemeyerら,1996; Grandy & Cropanzano,1999)しかないようであるが、いずれも有意な正の相関関係を見出している。Netemeyerらは、小学校・高校の教職員(n=182)・自営業者(n=162)および不動産セールスマン(n=186)を分析対象にして、 $r=.23$ (WF Cと退職意志: $r=.25$)・ $r=.02$ (WF Cと退職意志: $r=.14$)および $r=.17$ (WF Cと退職意志: $r=.28$)であることを見出している。また、

Grandy & Cropanzano は、州立大学教員(n=132)を分析対象にして、 $r=.19$ (FWCと退職意志: $r=.21$)であることを見出している。このように研究数は少ないが、FWCが退職意志を促進する関係にあることで、一致している。

②組織コミットメントとの関係

Allen らは、組織コミットメントとFWCとの関係を検討し、6の調査データがあることを見出し、結合された相関係数の平均は $-.18$ であることを報告している。FWCとの関係を検討した研究は、われわれの文献調査では、3研究(Netemeyer ら,1996; O'Driscoll ら,1992; Wiley,1987)しかないようであるが、O'Driscoll らの研究では有意な関係はないが、他の2研究は有意な負の関係を見出している。Netemeyer らは、小学校・高校の教職員(n=182)を分析対象にして、 $r=-.25$ (FWCと組織コミットメント: $r=-.20$)であることを見出している。また、Wiley は、大学の夜間コースに登録している社会人(n=224)を分析対象にして、 $r=-.23$ (“職務→職務以外の生活への葛藤”と組織コミットメント: $r=.21$, “職務→家族生活への葛藤: $r=.01$)であることを見出している。一方O'Driscoll らは、ミシガン州 Lansing の住人120人(調査票配布者は560人で電話帳から無作為抽出)を分析対象にして、FWCと組織コミットメントの間に有意な関係を見出せなかった($r=.14$, ns)。ちなみに、FWCと組織コミットメントの間にも有意な関係は見出せなかった。

③職務満足との関係

Kossek & Ozeki(1998)は、FWCと職務満足との関係を検討し、9の調査データがあることを見出し、メタ分析によって結合された相関係数の平均(r_w)は $-.14$ であることを報告している(FWCとの職務満足との r_w は $-.23$)。

2 方法

(1)分析対象者

女性は、就業者でも家事・育児を担当することが、性別役割上当然とされることが多く、仕事と家族役割をともに担当せざるを得ない可能性が、男性より多い。さらに、わが国では、特に育児期に女性が市場労働から退くことが顕著である。これらのことを踏まえて、本論では、家事に加えて育児を担当している可能性がある20代～40代の女性のみを分析対象にする。すなわち、49歳以下の女性でかつ分析に使用される変数に欠損のない1,147名を、分析対象とする。

(2)変数

①従属変数

従属変数は、女性の就業行動に関する2測度である。

第1は、“本人のキャリア”、すなわち、本人がどのような職種に従事しているかどうかに関する測度である。現在収入をとまなう仕事について、年収が130万円以上で、専門・技術系の職業および管理的職業についている場合を4、現在収入をとまなう仕事につ

いていて、年収が130万円以上で、専門・技術系の職業および管理的職業以外の職に従事している場合は3、現在収入をとまなう仕事についているが年収が130万円以下の場合を2、現在、収入をとまなう仕事についていない場合を1、とした。平均が2.02で標準偏差は0.96である。

第2は、“本人の年収”である。年収がない(=1), 100万円未満(=2), 100 129万円台(=3), 130 199万円台(=4), 200 399万円台(=5), 400 599万円台(=6), 600 799万円台(=7), 800 999万円台(=8), 1000 1199万円台(=9), 1200万円以上(=10)と数値化され、平均は2.81で標準偏差は1.79であった。

②独立変数

“本人の学歴”と“性別役割意識”以外の変数は、すべてFWCの規定要因として図1に掲載された変数と関連するものである。

〈本人の学歴〉 ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定要因とは想定されていないが、就業行動に関連があると予想されるので、分析に組み込んだ。新制中学卒レベルを1、新制高卒レベルを2、新制専門学校卒レベルを3、新制短大卒レベルを4、新制大卒レベルを5と数値化した。平均は2.86で標準偏差は1.17である。

〈6歳未満の子の数〉 末子年齢では、子どものいない人の場合、数値化が不能なため、子どもの年齢に即し3階層に区分して、子どもの数を算出し、それを測度とした。子どもがいない人はすべて0と数値化した。平均0.30で標準偏差は0.58であった。

〈6歳以上12歳以下の子の数〉 平均0.61で標準偏差は0.82であった。

〈13歳以上17歳以下の子の数〉 平均0.46で標準偏差は0.68であった。

〈家族同居者人数〉 平均が4.27で標準偏差1.31であった。

〈配偶者のキャリア〉 当該測度は、現在収入をとまなう仕事についていて専門・技術系の職業および管理的職業に従事している場合は3、現在収入をとまなう仕事についていて専門・技術系の職業および管理的職業以外の職に従事している場合は2、現在収入をとまなう仕事についていない場合は1、とした。平均2.26で標準偏差は0.49であった。

〈配偶者の年収〉 従属変数である本人の年収と評定法は同じである。ただし、配偶者の年収がわからないとの回答は欠損値として分析に入れなかった。平均は6.37で標準偏差は1.52である。

〈性別役割意識〉 ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定要因とは想定されていないが、就業行動に関連があると予想されるので、分析に組み込んだ。“男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである”という1項目からなり、評定は、そう思う(=1)、どちらかといえばそう思う(=2)、どちらかといえばそう思わない(=3)、そう思わない(=4)、である。平均は2.87で標準偏差は0.95である。

〈家族ストレス〉 “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” “家族

内での自分の負担が大きすぎると感じたこと”の5項目からなり、当該項目に相当する人がいない場合は0、何度もあった(=4)、ときどきあった(=3)、ごくまれにあった(=2)、まったくなかった(=1)と評定した。そして、これらの項目を加算して平均した値を測度とした($\alpha=.75$)。平均値は2.16で標準偏差は0.77であった。

表3. 相関係数行列

N=1147

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. 本人の学歴	—														
2. 6歳未満の子の数	.12	—													
3. 6歳以上12歳以下の子の数	.11	-.01	—												
4. 13歳以上17歳以下の子の数	-.04	-.30	-.10	—											
5. 家族同居者人数	-.04	.10	.39	.31	—										
6. 配偶者のキャリア	.27	-.01	.01	.04	-.07	—									
7. 配偶者の年収	.16	-.10	-.01	.08	.01	.29	—								
8. 性別役割意識	.07	.02	.00	.01	-.02	.02	-.05	—							
9. 家族ストレス	-.05	.02	.07	.09	.18	-.03	-.02	.00	—						
10. 本人の家事(食事の用意)の頻度	-.03	-.01	.04	.09	.02	.03	.07	-.12	.06	—					
11. 本人の育児・子供の世話の頻度	-.03	.02	-.01	-.05	-.05	-.04	-.10	.02	-.05	-.20	—				
12. 配偶者の家事(食事の用意)の頻度	.08	.27	.37	.23	.41	.00	-.01	.00	.18	.10	-.04	—			
13. 配偶者の育児・子供の世話の頻度	.15	.41	.29	-.02	.22	-.01	-.07	.06	.05	-.03	.15	.57	—		
14. 配偶者のサポート	.07	-.01	-.04	-.03	-.01	.05	.02	-.08	-.32	-.01	.11	-.08	.15	—	
15. 本人のキャリア	.05	-.22	-.08	.09	.01	.08	-.05	.27	.01	-.19	.09	-.14	-.06	.00	—
16. 本人の年収	.06	-.14	-.14	.04	-.03	.07	.00	.25	.03	-.18	.07	-.16	-.06	.04	.82

※ 相関係数がおよそ.058で5%水準で有意

表4. 階層的重回帰分析

N=1147

独立変数	本人のキャリア					本人の年収					
	β	R ²	Sig F	ΔR^2	Sig ΔF	β	R ²	Sig F	ΔR^2	Sig ΔF	
第1ステップ	1. 本人の学歴	.07*				.07*					
	2. 6歳未満の子の数	-.24**				-.16**					
	3. 6歳以上12歳以下の子の数	-.10**				-.16**					
	4. 13歳以上17歳以下の子の数	.02	.08	.00	—	-.02	.06	.00	—	—	
	5. 家族同居者人数	.12**				.10**					
	6. 配偶者のキャリア	.09**				.06					
	7. 配偶者の年収	-.06*				.01					
第2ステップ	8. 性別役割意識	.25**				.23**					
	9. 家族ストレス	.04				.08**					
	10. 本人の家事(食事の用意)の頻度	-.14**				-.12**					
	11. 本人の育児・子供の世話の頻度	-.14**	.19	.00	.11	.00	-.14**	.15	.00	.09	.00
	12. 配偶者の家事(食事の用意)の頻度	.05				.03					
	13. 配偶者の育児・子供の世話の頻度	.07				.06					
	14. 配偶者のサポート	.00				.04					

※ β は最終第2ステップでの標準偏回帰係数である (** $p<.01$, * $p<.05$)

＜本人の家事・育児の頻度＞ “食事の用意” “洗濯” “風呂そうじ” “育児や孫・子どもの世話” “家族や親族の看病・介護” の5項目からなり、当該項目に相当する人がいない場合は0、ほぼ毎日(=5)、1週間に4-5回(=4)、1週間に2-3回(=3)、1週間に1回くらい(=2)、ほとんど行わない(=1)と評定した。この5項目の信頼性係数は $\alpha=.36$ と信頼性に欠けるため、“食事の用意” “育児や孫・子どもの世話” を各々別々に独立変数として回帰方程式に投入することにした。“食事の用意” “育児や孫・子どもの世話” の平均値は4.86, 3.99で標準偏差は0.54, 1.95であった。

＜配偶者の家事・育児の頻度＞ 上記と同じ項目・評定で、この5項目の信頼性係数は $\alpha=.28$ と信頼性に欠けるため、“食事の用意” “育児や孫・子どもの世話” を各々別々に1項目の独立変数として回帰方程式に投入することにした。“食事の用意” “育児や孫・子どもの世話” の平均値は1.31, 1.87で標準偏差は0.74, 1.56であった。

＜配偶者のサポート＞ “配偶者(夫)は、わたしの心配ごとや悩みごとを聞いてくれる” “配偶者(夫)は、わたしの能力や努力を高く評価してくれる” “配偶者(夫)は、わたしに助言やアドバイスをしてくれる” の3項目からなり、配偶者のいない場合は0、あてはまる(=4)、どちらかといえばあてはまる(=3)、どちらかといえばあてはまらない(=2)、あてはまらない(=1)と評定した。そして、これらの項目を加算して平均した値を測度とした($\alpha=.87$)。平均値は2.98で標準偏差は0.79であった。

(3)分析

上記の独立変数と2つの従属変数との関係を、階層的重回帰分析によって検討する。第1ステップとして、人口統計学的変数(7変数)を投入し、第2ステップにはリッカート・タイプの評定によって数値化された変数(7変数)が追加投入された。

3 結果

表3に、分析に使用された全変数間の相関係数行列を提示し、表4に本人のキャリアおよび本人の年収を従属変数にした階層的重回帰分析の結果を提示する。

“本人のキャリア”を従属変数にした分析では、6歳未満の子の数、6歳以上12歳以下の子の数、配偶者の年収、本人の食事の用意の頻度、本人の育児・子どもの世話の頻度が負の効果があり、逆に、本人の学歴、家族同居者人数、配偶者のキャリア、性別役割意識が正の効果があることが見出された。13歳以上17歳以下の子の数、家族ストレス、配偶者の食事の用意の頻度、配偶者の育児・子どもの世話の頻度、配偶者のサポートは、当該従属変数と有意な関係がなかった。また、当該従属変数の分散を、人口統計学的変数(第1ステップでの7変数)で約8%、その他の変数(第2ステップでの7変数)で約11%説明づけ、独立変数全体で約19%を説明づけることが明らかにされた。

“本人の年収”を従属変数にした分析では、6歳未満の子の数、6歳以上12歳以下の子の数、本人の食事の用意の頻度、本人の育児・子どもの世話の頻度が負の効果があり、逆

に、本人の学歴、家族同居者人数、性別役割意識、家族ストレスが正の効果があることが見出された。13歳以上17歳以下の子の数、配偶者のキャリア、配偶者の年収、配偶者の食事の用意の頻度、配偶者の育児・子どもの世話の頻度、配偶者のサポートは、当該従属変数と有意な関係がなかった。また、当該従属変数の分散を、人口統計学的変数（第1ステップでの7変数）で約6%、その他の変数（第2ステップでの7変数）で約9%説明づけ、独立変数全体（計14変数）で約15%を説明づけることが明らかにされた。

このように2種の従属変数に共通して、有意な独立変数はほぼ一致している。配偶者のキャリア・年収が第1の従属変数では有意な関係であったのに第2の従属変数との関係は有意でなかったこと、家族ストレスと第1の従属変数との関係が有意であったのに、第2の従属変数との関係は有意でなかったこと、以上の3つの関係以外は、2つの従属変数に渡って、独立変数と従属変数との関係は一致していた。

4 考察

先行研究の知見と一致して、6歳未満の子の数、6歳以上12歳以下の子の数と2つの従属変数は有意な負の関係が見出された。6歳未満の子の数と“本人のキャリア”との関係は6歳以上12歳以下の子の数と当該従属変数との関係よりも強いことを踏まえれば、年少者の存在は、家族役割の遂行に多くの時間をとられるので、そのことによって、職務により多くの時間をあてる必要があると思われる管理・専門職につく可能性を低減するものと思われる。また、子の数が就業行動に及ぼす負の効果が解消されるのは、2つの従属変数ともに、13歳以上17歳以下であることから、子がこの年齢になると、女性の就業行動への負の影響は低減する。就学前の子どもがいることが女性の就業行動面でマイナスになることはかつてから強調されてきたが、小学生の子を持つ場合でも、キャリア・年収とともにマイナスの効果を及ぼす点を考えると、保育所などの就学前児童を対象にした保育サービスの充実だけではなく、小学生を対象にした保育サービス（いわゆる学童保育）の充実をはかることも、女性の就業を支援する上で重要であることを示唆している。

家族人数は、2つの従属変数ともに、有意な正の関係があった。この結果は、図1に提示したモデルとは矛盾するものである（ただし、家族人数とFWCを検討した先行研究は存在しない）。わが国では、本人および夫の父母（特に母親）との同居が、女性の就業継続を促進することがよく指摘されるが、この結果はそのことを示唆している可能性がある。家族員数の増大は、家族役割の荷重につながることによって、FWCを高める可能性もあるが、育児を母親に替わって担当する資源にもなる可能性がある。

先行研究では、図1のモデルとは異なり、配偶者の就業行動とFWCとの間に有意な関係を見出せなかった。しかし、今回のわれわれの分析では、年収を従属変数にした場合は先行研究の知見と一致しているが、キャリアを従属変数にした分析では異なっている。配偶者の職種が管理・専門的なほど、自身の職種もその傾向を増すが、配偶者の年収が増す

ほど、自身の職種は管理・専門的でない傾向になるというのである。一方、年収を従属変数にした場合は配偶者のキャリア・年収とも有意な関係がない。このように、従属変数によって、変数間の関係が矛盾している。

先行研究では、家事・育児時間に費やす時間が長いほど、FWCが高くなることが明らかにされ、この知見と今回の結果とは一致している。すなわち、食事の用意・育児の頻度が高いほど、管理・専門職でない傾向を増し、年収も低くなる傾向が増す。ただし、この結果は、賃金が低く、管理・専門的職務に従事している女性ほど、食事の用意や育児を多く担当しているというパスの流れの方がデータに適合している可能性もあり、安易に「家事・育児の頻度→就業行動」のパスで捉えるべきではないだろう。

先行研究では、家族役割ストレスの増大はFWCを高める可能性を支持しており、予想としては、家族役割ストレスの増大は就業行動に有害な影響を与える可能性があるといえる。しかし、本結果では、本人のキャリアとは無関係で、本人の年収とは正の関係というように、先行研究とは一致していない。特に、家族ストレスが年収を高めるといふ関係は、図1のモデルとは完全に対立するものである。

配偶者の食事の用意・育児の頻度および配偶者のサポートは、2つの従属変数間で一致して有意な関係を得られなかった。一方、先行研究では、配偶者のサポートはFWCを低減することを示唆している。このような結果が導き出された理由は、配偶者のサポート項目がサポートの全般的な側面を把握しようとするものであり、本人の就業行動に対する配偶者の理解・支援に焦点をあてた項目ではなかったことが原因かもしれない。

図1に掲載されていないが、探索的に分析に投入された“本人の学歴”“性別役割意識”は、2つの従属変数ともに有意な関係があることが見出された。学歴の高さと女性の就業行動との関連は人的資本論による説明で可能であるし、多くの研究でこの関係は見出されてきた。また、性別役割意識と女性の就業行動との関係も、多くの実証分析で見出されてきた。ただし、現状において専業主婦やパートに従事している者が、自分の現状を踏まえて、“男性は外で働き、女性は家庭を守るべきである”という項目に否定的反応を示しているに過ぎず、実際の本人のジェンダーに関する態度を反映していない可能性がある。

以上を整理すると、年少の子どもの存在（6歳未満の子の数，6～12歳以下の子の数）と本人の家事・育児遂行の頻度は、女性の就業行動にネガティブな影響を与えている可能性があり、夫のサポートは妻の就業行動にポジティブな影響を与えていないようである。このような関係は、従属変数がキャリアの場合、年収の場合でも一致して見出された。したがって、本結果においても、女性の育児と仕事の両立の難しさが明らかにされ、保育サービスの充実が女性の就業行動を促進するということを、示唆している。最後に、保育サービスの充実とは、就学前児童だけが対象ではなく、小学生も含まれることを付言しておく。

引用文献

ADAMS, G. A., KING, L. A., & KING, D. W., "Relationships of job and family involvement, family social support, and work-family conflict with job and life satisfaction," *Journal of Applied Psychology*, 81, 1996, 411-420.

ALLEN, T. D., HERST, D. E. L., BRUCK, C. S., & SUTTON, M., "Consequences associated with work-to-family conflict: A review and agenda for future research," *Journal of Occupational Health Psychology*, 5, 2000, 278-308.

ARYEE, S., LUK, V., LEUNG, A., & LO, S., "Role stressors, interrole conflict, and well-being: The moderating influence of spousal support and coping behaviors among employed parents in Hong Kon," *Journal of Vocational Behavior*, 54, 1999, 259-278.

BEUTELL, N. J., & WITTIG-BERMAN, U., "Predictors of work-family conflict and satisfaction with family, job, career, and life," *Psychological Reports*, 85, 1999, 893-903.

CARLSON, D. S., KACMAR, K. M., & WILLIAMS, L. J., "Construction and Initial Validation of a Multidimensional Measure of Work-Family Conflict," *Journal of Vocational Behavior*, 56, 2000, 249-276.

FRONE, M. R., RUSSELL, M., & COOPER, M. L., "Antecedents and outcomes of work-family conflict: Testing a model of the work-family interface," *Journal of Applied Psychology*, 77, 1992, 65-78.

FRONE, M. R., & YARDLY, J. K., "Workplace family-supprtive programmes: Predictors of employed parents' importance ratings," *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, 1996, 351-366.

FRONE, M. R., YARDLY, J. K., & MARKEL, K. S., "Developing and testing an integrative model of the work-family interface," *Journal of Vocational Behavior*, 50, 1997, 145-167.

藤本哲史・吉田悟 「ワーク・ファミリー・コンフリクト：ふたつの研究潮流と経営組織における問題点」 *組織科学*, 33, 1999, 66-78.

GRANDEY, A. A., & CROPANZANO, R., "The conservation of resources model applied to work-family conflict and strain," *Journal of Vocational Behavior*, 54, 1999, 350-370.

GREENHAUS, J. H., & BEUTELL, N. J., "Sources and conflict between work and family roles," *Academy of Management Review*, 10, 1985, 76-88.

GUTEK, B. A., SEARLE, S., & KLEPA, L., "Rational versus gender role explanations for work-family conflict," *Journal of Applied Psychology*, 76, 1991, 560-568.

JUDGE, T. A., BOUDREAU, J. W., & BRETZ, R. D., "Job and life attitudes of male executives," *Journal of Applied Psychology*, 79, 1994, 767-782.

金井篤子・若林満 「女性パートタイマーのワーク・ファミリー・コンフリクト」 *産業・組織心理学研究*, 11, 1998, 107-122.

加藤理・吉田悟 「職業生活と家族生活の調和・統合への模索：『職業生活／家族生活間のコンフリクト』に焦点を当てて」 *日本労務学会第29回全国大会研究報告論集*, 1999, 67-73.

KINNUNEN, U., & MAUNO, S., "Antecedents and outcomes of work-family conflict among employed women and men in Finland," *Human Relations*, 51, 1998, 157-177.

KOSSEK, E. E., & OZEKI, C., "Work-family conflict, policies, and the job-life satisfaction relationship: A review and directions for organizational behavior-human resources research," *Journal of Applied Psychology*, 83, 1998, 139-149.

南隆男・吉田悟 「『Work & Family Interface』に関する基礎的研究：仕事と家庭生活の調和・統合への模索」 *産業・組織心理学学会第12回大会発表論文集*, 1996, 99-104.

Mullen, B., *Advanced basic meta-analysis*, Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates, 1989. (小野寺孝義訳「基礎から学ぶメタ分析」ナカニシヤ出版, 2000)

NETEMEYER, R. G., BOLES, J. S., & MCMURRIAN, R., "Development and validation of work-family conflict and family-work conflict scales," *Journal of Applied Psychology*, 81, 1996, 400-410.

O'DRISCOLL, M. P., ILGEN, D. R., & HILDRETH, K., "Time devoted to job and off-job activities, interrole conflict, and affective experiences," *Journal of Applied Psychology*, 77, 1992, 272-279.

PARASURAMAN, S., PUROHIT, Y. S., & GODSHALK, V. M., "Work and family variables, entrepreneurial career success, and psychological well-being," *Journal of Vocational Behavior*, 48, 1996, 275-300.

VINOKUR, A. D., PIERCE, P. F., & BUCK, C. L., "Work-family conflicts of women in the air force: Their influence on mental health and functioning," *Journal of Organizational Behavior*, 20, 1999, 865-878.

WILEY, D. L., "The relationship between work/nonwork role conflict and job-related outcomes: Some unanticipated findings," *Journal of Management*, 13, 1987, 467-472.

吉田悟 「ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定要因に関する検討：主要研究レビュー」 *人間関係学研究* (大妻女子大学人間関係学部), 2, 2001 (印刷中)

吉田悟・南隆男 「『職業生活と家庭生活の調和・統合』への模索：育児休業・介護休業を取得することの心理・社会的基底」 *日本労務学会第28回全国大会研究報告論集*, 1998, 29-34.

吉田悟・南隆男 「『職業生活と家庭生活の調和・統合』への模索：妻が出産後にも就業継続することと、夫が育児休業を取得することの心理・社会的基底」 *日本労務学会誌*, 1,

ⁱ 表1において、未子年齢に関する2研究(Kinnunen & Mauano, 1998; Parasuramanら, 1996)の相関係数は原典とは逆方向の負と表記されているが、それは他の研究と方向を揃えたことによる。また、Carlsonら(2000)の箇所で掲載されている値は、0次の単相関ではなく、標準化パス係数である。

ⁱⁱ Carlsonら(2000)では0次の単相関が提示されていないため、相関係数の結合にあたって含めなかった。また、同一研究で下位尺度が複数あり相関係数が複数提示されている場合(Adamsら, 1996; Froneら, 1997; Parasuramanら, 1996)は、尺度全体の相関係数を特定するために下位尺度の相関係数を1つに結合してから、異なる研究から得られた相関係数と結合した。ただし、Gutekら(1991), Netemeyerら(1996)のように、一つの研究内で異なる複数のサンプルで分析を行った場合は、それらを独立した研究として相関係数の結合に組み込んだ。

(2000年12月8日提出)

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. 2-7

家族と職業

Family and Work in the Contemporary Japan

嶋崎尚子編

2001年9月

日本家族社会学会
全国家族調査 (NFR) 研究会