

~~~~~  
 研 究  
 ~~~~~

幼稚園児をもつ夫の帰宅時間と妻の育児不安の検討

— 子どもの数による比較 —

安藤 智子¹⁾, 岩藤 裕美¹⁾
 荒牧美佐子²⁾, 無藤 隆³⁾

〔論文要旨〕

本研究の目的は、夫の帰宅時間が妻の育児不安に与える影響を、子どもの数毎に検討し、育児不安に関する要因の仮説モデルを検証することである。幼稚園児をもつ家事専従の核家族の母親を対象に質問紙調査を行った。育児不安に最も寄与していたのは子どもの気質であり、子1人群が子2人群に比して大きな寄与が認められた。妻の育児不安は、夫の帰宅時間と子どもの数で交互作用が認められ、子ども1人群では21~23時帰宅群が最も育児不安が低く、子どもが複数の場合、帰宅時間が遅いほど育児不安は高かった。子どもの数に関係なく夫の帰宅時間が遅いと育児協力が少なくまた、育児協力は、子どもがひとりよりも複数の場合に育児不安の低減に寄与していた。

Key words : 育児不安, 夫の帰宅時間, 子どもの数, 幼稚園児, 気質

1. 問 題

子どもの養育に関する要因については、1980年代から検討が重ねられてきた¹⁾²⁾。その中で、夫からの情緒的サポートが産後3か月の妻の抑うつに対して有効である³⁾、夫を親密に感じているほど抑うつが低い⁴⁾など、妻の育児不安を緩和する変数として、夫のサポートが有効であるとの結果は一貫している。

しかし、日本の年間総実労働時間は、1,853時間と長い⁵⁾。特に、週60時間以上の長時間労働者の割合は、30歳代の男性において23%で、各年代を通して最も高い割合であることから⁶⁾、子育て中の父親の労働時間が長いことがわかる。このような長時間労働による父親の家庭不在が、父親の育児協力や母親の育児不安に

与える影響があることは推測に難くない。実際、子育てへの関わりが十分でないと回答した父親の理由の72.5%が「仕事が忙しすぎる」であった⁷⁾。夫の就労と妻の育児不安の関係については、夫の帰宅時間が早いほど妻の子育ての楽しさが増える⁸⁾、育児への参加が多い⁹⁾¹⁰⁾等が報告されている。

さらに、先行研究からも、初産婦と経産婦では育児ストレスに対する夫の援助の効果が異なることが示唆されている¹¹⁾。また、子どもが増えると2人目の子どもの世話を母親が、1人目の子どもの世話を父親が分担することが多くなるという報告もあるが¹²⁾、外出中、父親は上の子どもより下の子どもに関わっており¹³⁾、子どもの数が増えると日常的な養育行動の比重は、より母親が高くなっていった¹⁴⁾というように、子

The Relationship between Husband's Returning-home Time and Wife's Child-rearing Anxiety
 — A Comparison among Child Number —

[1810]

Satoko ANDO, Hiromi IWAFUJI, Misako ARAMAKI, Takashi MUTO

受付 06. 2.24

採用 06. 8.14

1) お茶の水女子大学大学院人間文化研究科 (大学院生/臨床心理士)

2) お茶の水女子大学大学院人間文化研究科 (大学院生) 3) 白梅学園大学 (研究職)

別刷請求先: 安藤智子 お茶の水女子大学大学院人間文化研究科 〒112-8610 東京都文京区大塚2-1-1

Tel/Fax : 03-5978-5287

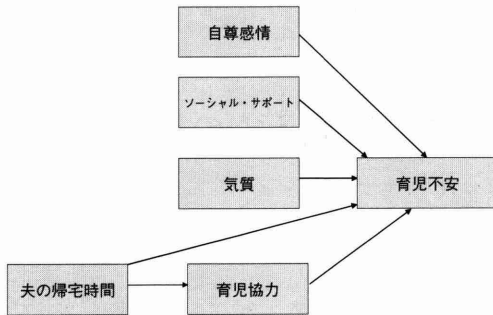


図1 育児不安に関与する要因の仮説モデル

どもが複数になった場合に両親の養育行動がどう変化するかについての結果は一貫していない。そこで、本研究では、夫の帰宅時間と育児協力、妻の育児不安の関係について、子どもの数による検討を加えたい。

子どもの養育に関する要因として、Belsky²⁾は親の特性、ストレスとサポートの背景要因、子どもの特徴という3つの要素をあげて整理している。これらの要素については、自尊感情や自己効力感¹⁵⁾¹⁶⁾、子どもの気質¹⁷⁾、配偶者の協力⁴⁾などと育児不安の関係が検討されてきたが、近年では、更に、これらをモデル化したBelskyのモデルを検証する試みもなされている¹⁸⁾。本研究でも、パス解析を用いて、育児不安に関与する要因を検討する。育児不安の規定因として、先に述べた夫の帰宅時間と育児協力に、ソーシャル・サポートと、母親の特性として自尊感情を、子どもの特徴として気質を加えた5変数について、各変数から育児不安へ、また、夫の帰宅時間は育児不安に加えて育児協力に寄与する仮説モデルを検討する(図1)。

II. 方法

1. 調査の対象

平成16年2月に、あらかじめ調査を依頼し承諾を得ていた複数地域(青森、宮城、東京、神奈川、千葉、埼玉、静岡、富山、岐阜、三重、兵庫、大分、沖縄の各都県)の65幼稚園へ保護者への質問紙配布・回収を依頼し、6,558名の協力を得た。夫の年齢は36~40歳(36.2%)、妻の年齢は31~35歳(42.6%)が一番多く、調査対象となる子どもの年齢の平均は4.8歳で子どものきょうだい数は平均2.08人であった。調

査記入者は、子どもの母親97.7%、父親1.5%、祖母0.3%、祖父0.1%、無回答0.5%であり、母親以外が回答したものは分析から除外した。家族構成は核家族80%、拡大家族17.2%、ひとり親家族が2.8%であり、本研究では、核家族のみを分析対象とした。家族構成によって育児不安に有意差は認められなかった($F(2,6143) = 2.32, n.s.$)。子どもの性別は男児51.0%、女児48.4%、不明0.6%であった。妻の就労は、フルタイム4.7%、自営業4.1%、パートタイム13.1%、在宅の仕事4.4%、働いていない71.0%、その他2.6%であった。

2. 質問紙の内容

「幼稚園における子育て支援と子育てに関するアンケート」として作成した質問紙の中で、以下の項目を今回の分析対象とした。

i) 育児不安尺度

住田・中田¹⁹⁾の作成した育児不安尺度を参考に「子どもをうまく育てていけるか不安になる」、「育児のことでどうしたらよいかわからなくなる」等7項目を用いた。主因子法、固有値を1.2以上として分析した結果、1因子性が確認された(寄与率46.55%、クロンバックの $\alpha = .80$)。

ii) 夫の育児協力

育児について夫がどの程度協力していると感じているかを測定するために「夫は育児のことで相談にのってくれる」、「夫と子育てについての意見が合う」などの4項目を4件法(1.そう思わない~4.そう思う)で問い、その合計を育児協力得点とした。主因子法、固有値を1以上として分析した結果、1因子性が確認された(寄与率72.24%、クロンバックの $\alpha = .87$)。

iii) 自尊感情

Rosenbergの自尊感情尺度の邦訳版²⁰⁾を用い、「物事を人並みには、うまくやれる」、「少なくとも人並みには、価値のある人間である」等10項目を5件法(1.あてはまらない~5.あてはまる)で質問した。主因子法プロマックス回転で固有値を1以上として分析した結果、2因子が抽出されたため、因子負荷量の低い項目をはずし、5項目を再度主因子法、固有値1以上で分析したところ、1因子性が確認された(寄与率

47.48%, クロンバックの $\alpha = .81$)。

iv) 子どもの気質

住田・藤井²¹⁾の育児不安尺度およびCBCL/2-3²²⁾を参照し、「よくかんしゃくをおこす」、「初めての人や場所に慣れるのに時間がかかる」、「他の子どもたちとうまくやれない」など幼稚園児に用いて適当と考えられる7項目を作成し4件法(1.あてはまらない~4.あてはまる)で質問した。主因子法因子数を1に指定し分析したところ、1因子性が確認された。因子負荷量が.40より低い2項目を除き、再度主因子法で1因子を指定した因子分析を行ったところ、各項目の因子負荷量は.40以上となった。(寄与率43.46%, クロンバックの $\alpha = .67$)。

v) ソーシャル・サポート

飯長⁸⁾の作成した尺度を参考に「用事があるときに子どもの世話を頼む人(用事時サポート)」、「気分転換や自由時間がほしいときに子どもの世話を頼む人(自由時サポート)」、「困ったときに相談にのってもらう人(相談サポート)」が、誰か(夫・妻の母親・妻の父親・夫の母親・夫の父親・きょうだい・その他の親戚・友人・近所の人・ベビーシッター・幼稚園・その他)をたずねた。また、この3つのサポートの合計人数をソーシャル・サポート得点とした(合計得点のクロンバックの $\alpha = .63$)。ソーシャル・サポート得点は、各対象に依頼するかどうかを問う、まとまりにくい尺度であることから、信頼性係数が.63とやや低かったが、本研究に必要な尺度なので採用した。

vi) 夫の帰宅時間

1.出かけない, 2.午後4時前, 3.午後4時~7時, 4.午後7時~9時, 5.午後9時~11時, 6.午後11時以降で問い, 1, 2と答えた場合は分析から除外した。

vii) 学歴

最終学歴を1.中学校(妻, 夫それぞれ2%, 3.3%) 2.高等学校(35%, 31.2%) 3.高等専門学校(2.7%, 3.5%) 4.短期大学・専門学校(41.6%, 11.4%) 5.4年制大学(17%, 42.1%) 6.大学院(0.7%, 5.8%)で質問した。

viii) その他の属性

家族構成, 年齢, 職業などをたずねた。

3. 分析方法

まず, 社会的属性で育児不安の差をt検定および一元配置分散分析を用いて検討する。次に夫の帰宅時間と子どもの数による各変数の比較を行うために, 2元配置の分散分析, 重回帰分析を行う。更に, 各変数の相関分析を行い, それらの結果をふまえ, パス解析を用いて図1の仮説モデルを検討する。パス解析とは, 因果関係を調べる分析方法で, 測定した変数間をパス(矢印で表記)で結び, 因果関係を示すパラメーター(パス係数)より, 因果関係の強さを検討する分析方法である²³⁾。分析には windows 版 SPSS 11.5J, Amos4.0を使用した。

Ⅲ. 結 果

1. 社会的属性と育児不安の関係

子どもの性別, 子どもの数, 妻の年齢, 就業の有無, 学歴の中で, 育児不安に有意な差が認められたのは以下の変数であった。まず, 子どもの数が1人の群(以下「子1人群」とする)と2人の群(以下「子2人群」とする)3人以上の群(以下「子3人以上群」とする)の3群で有意な差が認められ($F(2,4615) = 8.33$, $p < .001$), Tukey法による多重比較で, 子2人群が子3人以上群より高かった。妻の年齢は30歳以下および31~40歳より41歳以上が低く($F(2,4803) = 5.87$, $p < .001$), 家事専従の妻より有職の妻が低かった($t(4823) = 6.67$, $p < .001$)。子どもの性別($t(4937) = 1.62$, n.s.), 親の学歴は, 中学校卒, 高等学校卒を“短い”高等専門学校卒, 短大専門学校卒, 大学卒, 大学院卒を“長い”として分析し($t(4923) = .82$, n.s.), 有意な差はなかった。なお, 子1人群に絞って分析をしたところ, 妻の年齢による育児不安の差は認められなかった($F(2,859) =$

表1 分析対象 (人)

子ども 人数	16~ 19時	19~ 21時	21~ 23時	23時 以降	合計
1人	53	159	177	116	505
2人	205	629	670	404	1,908
3人以上	81	230	190	129	630
合計	339	1,018	1,037	649	3,043

2.13, n.s.)。母親の就労の有無で育児不安に有意な差が認められたことから、本研究では、就労していない母親に限定して分析を行うこととした。分析対象の人数は表1に示す。

2. 夫の帰宅時間と子どもの数の2元配置の分散分析

夫の帰宅時間と子どもの数による比較を行うため、各変数で2要因の分散分析を行い、有意差が認められた場合は、Tukey法による下位検定を行った(表2)。夫の帰宅時間は、16時～19時(以下16～19時群と記す)、19時～21時(以下19～21時群と記す)、21～23時(以下21～23時群と記す)、23時以降(以下23時以降群と記す)の4群、子どもの数は、子1人群、子2人群、子3人以上群の3群で検討した。その結果、育児不安で有意な交互作用が認められた($F(6,3023)=2.63, p<.05$) (図2)。子どもの数の主効果が認められたのは、育児不安($F(2,3023)=11.81, p<.001$)、子どもの気質

($F(2,3031)=8.76, p<.001$)、ソーシャル・サポート($F(2,3031)=3.70, p<.001$)であった。子3人以上群は子1人群、子2人群に比して、育児不安は低く、子どもの気質をやさしく評価し、また、子1人群よりもソーシャル・サポートが多かった。次に、夫の帰宅時間の主効果が認められたのは、夫の育児協力($F(3,3031)=11.03, p<.001$)で23時以降群と他の群の間に有意な差が認められ、23時以降群は他の群に比して育児協力が少なかった。

また、社会的属性について同様の分析を行い、有意な差が認められたのは、夫婦の学歴で、夫の学歴は交互作用が認められ($F(6,3035)=2.63, p<.05$)、また、子どもの数($F(6,3035)=2.63, p<.05$)、帰宅時間($F(6,3035)=2.63, p<.05$)の主効果も認められた。妻の学歴は夫の帰宅時間($F(6,3035)=2.63, p<.05$)の主効果が認められた。夫婦の学歴が長いほど、夫の帰宅時間が遅く、また夫の学歴

表2 子どもの数と夫の帰宅時間の2元配置分散分析結果

		16～19時	19～21時	21～23時	23時以降	交互作用	子どもの人数	帰宅時間
育児不安	1人	16.62	16.58	15.75	16.70	2.63*	11.81*** 1人, 2人>3人以上	0.77
	2人	16.45	15.72	16.43	16.30			
	3人以上	15.28	15.31	15.73	15.48			
自尊心	1人	16.68	16.84	17.09	16.74	1.25	2.71	1.63
	2人	16.51	17.12	17.11	17.29			
	3人以上	17.17	17.09	17.24	17.24			
子どもの気質	1人	10.81	10.56	10.09	10.31	1.52	8.76*** 1人, 2人>3人以上	0.18
	2人	10.48	10.32	10.46	10.46			
	3人以上	9.63	9.73	10.26	9.85			
ソーシャル・サポート	1人	9.11	9.66	10.92	9.66	0.87	3.70* 1人<3人以上	2.65* t1<t3
	2人	9.70	10.50	10.62	10.73			
	3人以上	10.37	10.99	10.93	10.92			
育児協力	1人	11.57	11.87	12.25	11.09	1.52	3.02*	6.89*** t1, 2, 3>t4
	2人	12.13	12.25	12.06	11.68			
	3人以上	12.70	12.24	12.00	11.58			
妻学歴	1人	3.02	3.58	3.59	3.74	1.32	0.23	19.54*** t1<t2<t3<t4
	2人	3.04	3.39	3.63	3.80			
	3人以上	3.41	3.32	3.55	3.66			
夫学歴	1人	3.38	4.36	4.47	4.39	2.68*	5.54** 1人>2人>3人以上	47.09*** t1<t2<t3, 4
	2人	3.14	3.75	4.34	4.47			
	3人以上	3.48	3.61	4.11	4.16			

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

が長い方が、子どもの数が少なかった。

3. 育児不安に関する変数の重回帰分析

育児不安を従属変数、自尊感情、子どもの気質、ソーシャル・サポート、夫の育児協力を独立変数として重回帰分析強制投入法を、子どもの数3群それぞれの帰宅時間毎に行った(表3)。その結果、子どもの気質はすべての子どもの数および夫の帰宅時間で育児不安を最も説明し、有意な寄与を有していた。夫の育児協力の妻の育児不安への有意な寄与が認められたのは、子2人群ではすべての帰宅時間であったが、子1人群、子3人以上群では帰宅時間により異なっていた。また、特に23時以降の帰宅の遅い群では、子どもの数にかかわらず、育児不安に寄与をもたなかった。ソーシャル・サポートは育児不安へ有意な寄与を有していなかった。

4. 育児不安の規定因の相関分析

子どもの数3群毎に育児不安、自尊感情、子どもの気質、ソーシャル・サポート、夫の育児協力、夫の帰宅時間の関係を検討するため、相関分析を行った(表4)。その結果、自尊感情(子

1人群 $r = -.29, p < .01$; 子2人群 $r = -.31, p < .01$; 子3人以上群 $r = -.34, p < .01$)、子どもの気質(子1人群 $r = .45, p < .01$; 子2人群 $r = .34$; 子3人以上群 $p < .01, r = .39, p < .01$)、夫の育児協力(子1人群 $r = -.22, p < .01$; 子2人群 $r = -.25, p < .01$; 子3人以上群 $r = -.25, p < .01$)は、子どもの数にかかわらず、育児不安と有意な相関が認められた。夫の帰宅時間は、子1人群で有意な相関のある変数はなく、子2人群では、自尊感情($r = .07, p < .01$)と育児協力($r = -.09, p < .01$)に、子3人以上群では、育児協力($r = -.16, p < .01$)との間に有意な相関が認められた。

5. 育児不安に関与する要因の仮説モデルの検討

図1の育児不安に寄与する要因の仮説モデルを検討した。重回帰分析において、ソーシャル・サポートから育児不安への有意な寄与は子2人群、23時以降群以外に認められず、相関分析からソーシャル・サポートと自尊感情の間に有意な相関が認められた。そのため、ソーシャル・サポートは、自尊感情を介して育児不安に寄与するよう、モデルを変更して、子どもの数3群の多母集団のパス解析を行った。その結果、

表3 子どもの数、夫の帰宅時間別重回帰分析結果

	16~19時	19~21時	21~23時	23時以降	
子1人群	自尊感情	-.17	-.10	-.29***	-.21*
	子どもの気質	.60***	.42***	.39***	.36***
	ソーシャル・サポート	.17	.01	.08	.02
	育児協力	-.19	-.15*	-.12	-.19
	重相関係数	.41***	.23***	.29***	.26***
子2人群	自尊感情	-.10	-.27***	-.24***	-.17***
	子どもの気質	.30***	.29***	.24***	.31***
	ソーシャル・サポート	.01	.03	-.05	-.11*
	育児協力	-.30***	-.16***	-.12**	-.17***
	重相関係数	.21***	.24***	.19***	.23***
子3人群	自尊感情	-.13	-.25***	-.24***	-.24**
	子どもの気質	.22*	.28***	.31***	.42***
	ソーシャル・サポート	.15	.05	.04	.07
	育児協力	-.30**	-.10	-.27***	-.08
	重相関係数	.21**	.19***	.33***	.28***

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

表4 各変数の相関分析結果

	育児不安	自尊感情	子どもの気質	育児協力	ソーシャル・サポート	
子1人群	育児不安					
	自尊感情	-.29**				
	子どもの気質	.45**	-.16**			
	育児協力	-.21**	.20**	-.04		
	ソーシャル・サポート	-.09	-.22**	-.11*	.22**	
	夫の帰宅時間	-.02	.01	-.06	.07	.05
子2人群	育児不安					
	自尊感情	-.31**				
	子どもの気質	.34**	-.19**			
	育児協力	-.24**	.20**	-.11**		
	ソーシャル・サポート	-.12**	.19**	-.06**	.19**	
	夫の帰宅時間	.04	.07**	-.01	-.09**	.05
子3人群	育児不安					
	自尊感情	-.34**				
	子どもの気質	.39**	-.24**			
	育児協力	-.27**	.27***	-.18**		
	ソーシャル・サポート	-.03	.18**	-.07	.21**	
	夫の帰宅時間	.03	-.02	-.05	-.15**	.02

両側検定；*p<.05, **p<.01

$\chi^2(27)=406.93$, $p<.001$, $GFI=.956$, $AGFI=.898$, $CFI=.701$, $RMSEA=.068$ であった。 χ^2 検定では棄却されるが、標本数が多い場合には棄却される可能性が高くなることが指摘されており²⁴⁾、またRMSEAがやや高い値を示してはいたものの、GFI, AGFIの値が良好であったことから、本モデルは適合度が高く、育児不安についてのモデルとして適当であると判断した。夫の帰宅時間から育児不安へのパスは子2人群だけが有意であり、また、夫の帰宅時間から育児協力へのパスは、子1人群で有意ではなかった。

また、パラメータ間の差に対する検定により、気質から育児不安のパスが、子1人群と子2人群で有意な差があることが確認された。すなわち、子1人群が子2人群に比して子どもの気質から育児不安への影響が大きいことが示唆された。

Ⅳ. 考 察

1. 夫の帰宅時間と育児協力、妻の育児不安の関係について

帰宅時間と育児協力

夫の帰宅時間と育児協力の相関は子どもの数が増えるとともに強くなっていった。また、帰宅時間が早い方がより育児協力が多かった。本研究では夫の育児協力の実際何かをしてもらうという手段的な側面ではなく、相談にのってくれる、精神的に支えてくれるといった情緒的な側面をたずねており、実際の育児参加とは異なるが、それでも帰宅時間が早い方が育児協力を多く得ている傾向が明らかになった。夫による子どものしつけや教育などの育児援助が育児不安の低減要因になる¹⁶⁾ことは先行研究でも示されていたが、本研究では、それに加え、夫からの情緒的な育児協力が育児不安の低減に寄与することが示唆され、またその傾向は、子どもが2人以上の場合に顕著であった。また、情緒的な育児協力は実際の育児・家事協力と関連があるとされているので²⁵⁾本研究で用いた育児協力が

高い場合、家事育児の協力もなされているとも推測される。

育児不安と帰宅時間

子1人群では、21~23時群の育児不安が最も低かった。幼稚園児の就寝時間が21時が最も多いことから²⁶⁾、この時間帯の帰宅では、子どもの世話をすることはできないが、夫婦で話をすることは可能であろう。夫婦が話をすることができる時間が長い方が、育児不安が低いとの先行研究もあり¹⁾、1日の子育てを終えた後に夫婦のコミュニケーションの時間をもつことが育児不安を下げていと推測される。一方子どもと関わることのできる早い時間帯の帰宅群で育児不安が高いのは、父親の育児参加が母親の期待・要請に添った形で行われないと、妻の育児不安が低くならないこと²¹⁾から、子1人群で、子どもに直接関わる事ができる早い時間に帰宅した夫の育児協力が、必ずしも妻の期待に即したのではなく、育児不安の減少に寄与しなかったと推測される。

子2人群、3人以上群は帰宅が遅いほど育児不安が高かった。子どもの数が増えると育児にかかる手間も増えるので、夫の育児協力がより必要になると推測され、実際に子どもの世話ができる早い時間帯に帰宅をする群の育児不安が低かったと考えられる。特に子2人群は、夫の帰宅時間が最も多くの変数と相関を有し、夫の早い時間の帰宅が育児不安の低減に最も寄与していた群と考えられる。このことは、子どもが2人になると女性の就業継続がより困難になり、特に労働時間の短さや柔軟度を示す変数として用いられた“夫が公務員である”変数が第1子よりも第2子で妻の就業継続に有意にプラスに働いていた²⁷⁾という報告とも重なるもので

ある。また、第1子出産前の子どもとの接触経験は、幼児を保育する母親の育児不安を直接低減する効果を持っていなかった¹⁶⁾が、自分の子どもを1人、2人と育てることで、妻の育児不安も減り、夫の育児協力も妻の要求と調和していくのではないだろうか。すなわち、子1人群で、帰宅時間と育児協力、育児不安に直接の寄与が認められないという結果から、子どもが1人目だと育児協力は必要がないと考えるのではなく、初めての子どもを育てた経験が2人目以降に活かされていると推測される。

帰宅の遅い群

23時以降帰宅群は他の群に比して夫の育児協力が少なく、育児協力の育児不安への寄与も子ども2人群にしか認められなかった。しかし平日の帰宅時間が23時以降翌3時未満の就学前児童のいる父親の割合は南関東で20%を越え、他の地域でも、多くは10%を越えている²⁸⁾。23時以降帰宅群は、夫の帰宅時に子どもはすでに眠っており、家庭で子どもや妻と過ごす時間を平日にとることが困難であろう。育児不安対策として、夫の働き方の改善が必要であることが明かになったといえる。

2. 育児不安に寄与する要因の仮説モデルについて

仮説モデルは、自尊感情、子どもの気質、育児協力は育児不安へ有意なパスが子どもの数3群ともにひかれ、育児不安の規定因として再確認された。ソーシャル・サポートは自尊感情を介して育児不安へ寄与するモデルに修正された。自尊感情が高いと、他者への親和性が高いので²⁹⁾、ソーシャル・サポートを有効に用いることができ、その結果育児不安が下がると考えられる。

育児不安を最も予測するのは、子どもの気質であった。これは、乳児の親の抑うつの主たる予測因は自尊感情であり³⁰⁾、適切な養育に関する要因として最も大きな影響力を持っているのは養育者のパーソナリティ要因である³¹⁾との先行研究とは異なった結果であった。ただし、本研究では母親による子どもの気質評定を用いており、子どものもっている本来の気質の難しさと、子どもに対する母親の評価の両方の側面が含まれていると考えられる。子1人群が子2

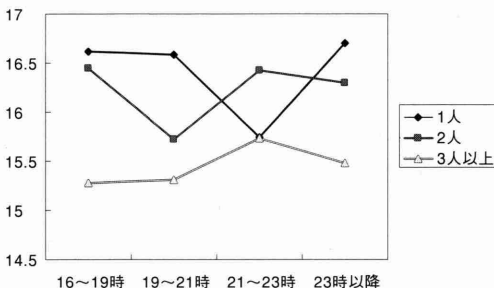
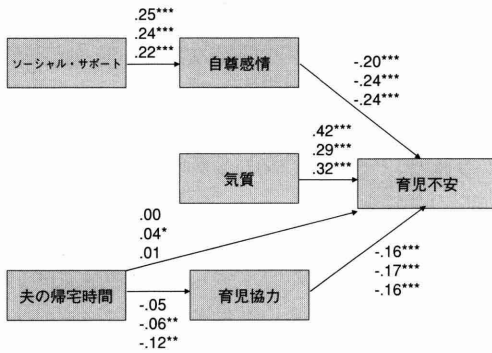


図2 子どもの数別夫の帰宅時間と妻の育児不安



上段から子1人群, 子2人群, 子3人以上群の標準化係数
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

図3 育児不安に寄与する要因の共分散構造分析結果

人群に比して、気質から育児不安へのパス係数が有意に高いことから、子育て経験が反映されていることが推測される。育児の経験や知識が子2人以上群に比して少ない子1人群は、幼稚園という、親子にとって初めての社会的な集団で、他児と比較した自分の子どもの状態は大きな関心事であろう。また、降園後の遊び相手が母親である割合は、きょうだいの数に関係なくこの10年間に増えており³²⁾、母子の密着度が高くなっていることから、子どもの状態、あるいは子どもの気質への心配から育児不安への寄与が高かったと考えられる。幼稚園児の親という調査対象の特徴から得られた結果とも推測される。

3. 本研究の限界と課題

本研究は幼稚園児の母親を対象に行った調査であり、就労に対する姿勢や性別役割分業についての意識が保育園児の家庭とは異なることが推測されるため、保育園児をもつ親に対しての比較検討が必要である。また、3歳未満の子どもを持つ場合、子どもの養育にかかる手間も異なることから、結果が異なることが推測され別に検討したい。また、幼稚園に子どもを通わせながら仕事をしている母親については、今回分析から除外したが、稿を改めて検討したい。

本研究の一部は発達心理学会第14回大会において発表した。また、本研究は、文部科学省科学研究費補助金基盤(B)(2)課題番号15330140「乳幼児および学

童における子育て支援の実態と有効性に関する研究」(平成15年度～平成18年度)の助成を受けた研究の一部である。調査にご協力いただいた幼稚園と保護者の皆様に深謝いたします。

引用文献

- 1) 牧野カツコ. 乳幼児をもつ母親の生活とく育児不安>. 家庭教育研究所紀要 1982; 3: 34-56.
- 2) Belsky, J. The Determinants of Parenting: A process Model. Child Development 1984; 55: 83-96.
- 3) 佐藤達哉, 菅原ますみ, 戸田まり, 島 悟, 北村俊則. 育児に関連するストレスとその抑うつ重症度との関連. 心理学研究 1994; 64: 409-416.
- 4) 武田 文, 宮地文子, 山口鶴子, 野崎貞彦. 産後の抑うつとソーシャルサポート. 日本公衆衛生雑誌 1998; 45: 564-571.
- 5) 国民生活白書平成13年度版. 2001内閣府編 p.95.
- 6) 社会生活基本調査 総務省統計局 厚生労働白書平成15年度版 2003; p.145.
- 7) UFJ総合研究所 子育て支援等に関する研究調査 厚生労働省委託. 厚生労働白書平成15年度版. 厚生労働省監修 2003; p.119.
- 8) 飯長喜一郎, 竹田真木, 加藤邦子, 他. 育児支援の研究 母親, 父親, 子どものデータから家庭教育研究所紀要 1999; 20: 48-158.
- 9) 無藤 隆, 佐藤暁子, 荒牧美佐子, 他. 第3回幼児の生活アンケート・国内調査. ベネッセコーポレーション研究所報 2006; 35: P.108.
- 10) 坂梨京子, 寺岡祥子, 千場直美, 他. 父親帰宅時間と家事・育児役割との関係. 熊本大学医療技術部短期大学部紀要 2002; 12: 45-52.
- 11) Hisata, M., Miguchi, M, Senda, S. et al. Childcare stress and postpartum depression: An examination of the stress-buffering effect of marital intimacy as social support. Social Psychology 1990; 6: 42-51.
- 12) Stewart, R.B., Mobley, L.A., Van Tuyl, S. et al. The firstborn's adjustment to the birth of a sibling: a longitudinal assessment. Child Development 1987; 58: 341-355.
- 13) 小島康生. 外出中の家族を対象とした親子の関

- わりと夫婦間の役割調整—子どもが1人の家族と2人の家族の比較を通して—。家族心理学研究 2001; 15: 25-34.
- 14) 田谷哲司, 菊池武尅. 育児期家族への意向にともなう夫婦の親役割感の変化. 家族心理学研究 2004; 18: 29-42.
- 15) Brown, G.W., Andrew, B., Harris, T.O. et al. Social Support, self-esteem and depression. *Psychological Medicine* 1986; 16: 813-831.
- 16) 田中昭夫, 尾添真希子. 幼児を保育する母親の育児不安を軽減する要因の検討 家庭教育研究所紀要 1996; 18: 61-68.
- 17) Cutrona, C.E., Troutman, R.B. Social support, infant temperament, and parenting self-efficacy: A mediational model of postpartum depression. *Child Development* 1986; 57: 1507-1518.
- 18) van Bakel H.A., Riksen-Walraven, M. Parenting and Development of One-Year-Olds: Links with Parental Contextual, and Child Characteristics. *Child Development* 2002; 73:256-273.
- 19) 住田正樹, 中田周作. 父親の育児態度と母親の育児不安. 九州大学大学院教育学研究紀要 1999; 2: 19-98.
- 20) 山本真理子, 松井 豊, 山成由紀子. 認知された自己の諸側面の構造. 教育心理学研究 1982; 30: 64-68.
- 21) 住田正樹, 藤井美保. 育児不安に関する研究—父親の場合—. 九州大学大学院教育学研究紀要 1998; 1: 79-98.
- 22) 中田洋二郎, 上林泰子, 福井知美, 他. 幼児の行動チェックリスト(CBCL/2-3)の日本語版作成に関する研究. 小児の精神と神経 1999; 39: 305-316.
- 23) 山本嘉一郎, 小野寺孝義. Amosによる共分散構造分析と解析事例 第2版. 2002; p.10.
- 24) 豊田秀樹. 共分散構造分析 [入門編]—構造方程式モデリング— 朝倉書店 1998.
- 25) 無藤 隆, 佐藤暁子, 荒牧美佐子, 他. 第3回幼児の生活アンケート・国内調査. ベネッセコーポレーション研究所報 2006; 35: p.102.
- 26) 無藤 隆, 佐藤暁子, 荒牧美佐子, 他. 第3回幼児の生活アンケート・国内調査. ベネッセコーポレーション研究所報 2006; 35: p.22.
- 27) 大沢真知子, 鈴木春子. 女性の結婚・出産および人的資本の形成に関するパネルデータ分析—出産退職は若い世代で本当に増えているのか—. 家計経済研究 2000; 48: 45-53.
- 28) UFJ総合研究所 子育て支援等に関する研究調査 厚生労働省委託. 厚生労働白書平成15年度版. 厚生労働省監修 2003; p.101.
- 29) Cochran, M., Brassard, J. Child development and personal social networks. *Child Development* 1979; 50, 601-616.
- 30) 安藤智子. 産後の抑うつ状態に關与する要因. 家庭教育研究所紀要 2005; 27. 53-60.
- 31) Belsky, J. & Barends, N. 14 Personality and parenting. In Bornstein, M. eds. *Handbook of Parenting*. vol.3, New Jersey: Lawrence Erlbaum, 2002: 415-438.
- 32) 無藤 隆, 佐藤暁子, 荒牧美佐子, 他. 第3回幼児の生活アンケート・国内調査. ベネッセコーポレーション研究所報 2006; 35: P.59.

[Summary]

The purpose of this study is to examine the effect of the time of husbands' returning-home on their child-rearing cooperation and wives' child-rearing anxiety. 6,558 women from nuclear family with kindergartener participated in this questionnaire survey. The result showed the earlier husbands return home, the more child-rearing cooperation wives perceived. Also, it was indicated that wives' child-rearing anxiety was highest when husbands' returning-home time was 21-23 o'clock in single-child households. However, within 2-children and 3-children households, wives' child-rearing anxiety was higher the later their husbands' returning-home was late. This comparison showed the nonlinear relationship between the time of husbands' returning-home and wives' child-anxiety depending on the number of children in households.

[Key words]

child-rearing anxiety, husbands' returning-home time, number of children, kindergartener, temperament