

## 7. 家事時間に関わる要因分析—日本および米国有配偶女性の比較—

品田知美・松田苑子

### 1. はじめに

これまで、家事時間の国際比較分析は属性ごとの平均値データ（＝マクロデータ）で論じられるにとどまってきた。例えば、近年の日米の比較データによると、無職既婚女性の家事時間量は、日本の方がかなり長い一方で、有職既婚女性の家事時間量はほぼ同じである[NHK, 1995:]。また、20代の女性を比較すると家事時間は米国の方がかなり長い。マクロデータの集計値による比較は、特定の属性ごとの絶対値比較には有効であるが、平均値から見いだされる要因関連は限定されたものでしかない。データ収集に由来する質の差は大きくとも、よりミクロな分析を進めることは、十分に意義があろう。

一方、夫と妻の家事分担を通じた比較の試みはこれまでに重視されてきた[Kamo, 1994; Tsuya and Bampass, 1996; 岩井, 1997:]。これらの研究からは、日米の核家族における家事分担では就労の重要性が共通することや、学歴や意識などの関連性の違いが浮かび上がっている。また、同時に日本では夫の家事参加が極めて限定されたものであることも明らかにされている。

夫と妻の家事分担から家族の差異を描くことも重要だが、本研究では家事時間そのものを従属変数として分析をすすめる立場をとっている。一つには、日本では米国と異なり、時間の上で夫と同等かまたはそれ以上に重要な家事分担者が、同居の親族（つまり母親）だからである[品田, 1996:]。もう一つの理由は、夫の家事参加が進んでもトータルの家事時間が増加して、女性の家事時間は減らないという現実である<sup>1)</sup>。

したがって、以上の視点を含めた家族生活の比較を念頭におき、本研究は両国において家事の多くを担っている有配偶女性を対象とした上で、日本および米国における家事時間の要因関連を描くことを第一の目的とする。そして、家事時間の要因関連を通じて、女性の家族役割の遂行過程の分析にせまることができれば、幸いである。

### 2. 分析方法

#### 2.1 分析対象サンプルと使用変数

米国については、1987-1988年第一次NSFH調査によるmain dataサンプルから、パートナーのある女性でかつ年齢が18才以上65才未満を対象とする。非法律婚が1割程度にのぼり、研究目的に照らすと実態としてのパートナーの有無をとった方がよいと考えたからだ。今年度は、年齢制限に加えて昨年度に比べ、はずれ値に対して厳格に対処し<sup>2)</sup>、家事合計量の上限を95時間、炊事時間を40時間としているため、サンプル数はかなり減少した。

従属変数としては、本人の炊事時間及び、家事合計時間を用いた。他の家事については、0-1時間に集中する傾向があるため、分布の正規性が得られるとはいえないが、この2変数については概ね正規分布として扱うことが可能である。

独立変数には、先行研究などで関連があるとされている変数を幅広くとりあげた。具体的には属性変数として、末子年齢(合成)、18才以下の子供の人数(LSTA1NUM,

LSTA2NUM)、本人年齢(M2BP01)、学歴(合成)<sup>3)</sup>、人種(M484)<sup>4)</sup>、世帯収入(合成)<sup>5)</sup>、要介護者の有無(合成)、世帯人数(M2NUM)、就労時間(合成)<sup>6)</sup>、本人の炊事及び家事合計の分担割合(合成)である。意識変数としては、幸福感(E201)、家事意識(E203A~E203F)、一般意識(E1359A~E1359M, E1360A~E1360O)を用いる。

日本については、1991年の松山市における生活時間調査データから、有配偶女性(法律婚かどうかは不明)で年齢が18才以上65才未満を対象とする。全国調査でないという弱みはあるものの、松山市はもともと生活時間の国際比較に適するよう選定された地域であり、地方中核都市として日本の平均像が得られると期待できる。ただし、生活時間調査の方法上、平日のサンプルと土・日のサンプルが異なっており、特定個人の一週間の合計家事時間を得ることができない。既婚女性の曜日ごとの平均値の比較をt検定したところ、有意な差が検出されなかったため、平日の1日の家事時間を7倍することで、週あたりの家事時間として代替した。

従属変数は、松山調査の方が行動分類が概ね細分化されており、20項目程度の家事項目からNSFH調査に合わせて選択をした。炊事については、全く同じ分類項目が得られたものの、生活様式の違いや区分の差から、若干の内容差が生じることは避けられなかった。

独立変数はNSFHデータにできるだけ準ずるよう選択したが、調査内容上の制約から属性変数のみに限定された。具体的には、世帯人数、末子年齢、18才以下の子どもの人数、本人年齢、学歴<sup>7)</sup>、世帯収入<sup>8)</sup>、世帯人数、就労時間<sup>9)</sup>、本人の家事全体の分担割合<sup>10)</sup>が得られ、主な変数は比較することが可能である。

## 2.2 統計的手法

NSFHの家事時間量データは、いわゆる生活時間調査として行われたものではないので、量的データとして扱うためにはなんらかの配慮を必要とする。また、関連を想定している独立変数の多くは分布の正規性などが満たされていないので、ピアソン相関を使用すると結果の解釈に対してより慎重さが求められる。

ここでは最終的な目的が日米の要因連関の構造上の比較であることを考慮し、第一段階として従属変数及び独立変数を順序データとして読み替えた上で、独立変数、従属変数間のスピアマン順位相関分析を行う。この方法では、情報量はやや減少するが、得られた結果に対する信頼性は増加すると考えたからである。また、意識変数は従属変数と順位相関をとったうえで、相関の得られたもののみを主成分分析によって要約した。

つぎに、相関が得られたという基準を有意確率で0.05未満、絶対値で0.1以上を超えるものとおいた上で主要な変数を選択し、各々の内部相関を求めた。この過程で強い内部相関を持つものは合成、代替などを行い、独立変数として扱える変数を絞り込んだ上で重回帰モデル等による分析を行う。

松山調査にたいしても、同様なステップで分析を行った。ただし、サンプル数の差を考慮して、有意確率は0.1未満とし、絶対値は0.1を上回ったものを相関ありとして扱うこととした。

最終的には量的変数として扱うのに、一見まわりくどい方法をとったのは、特に主要な変数の分布がかたよっていることが確認されたからである。必然的に重回帰モデルでは、変数変容をとり入れることになった。

### 3. 分析結果

#### 3.1 米国：NSFH調査

##### 3.1.1 相関分析

家事の合計量では、世帯人数、子どもの人数（1-4才、4-18才）、就労時間、学歴、世帯収入、家事分担割合、家事意識（おもしろいか否か）、意識軸では宗教性に基づいた保守的意識との相関が得られた。炊事については家事意識（おもしろいか否か）をのぞいて全く同様の結果であった。（表.1参照）

参考までに、個別の家事と家事合計量との相関をみると、相関の強さから概ね4グループに分けられるようだ。食事の用意や片づけ、掃除との相関は0.7を超え、強い相関があった。次に日用品などの買い物、洗濯・アイロンがけ等、が0.5を超える相関がみられた。家の内外の手入れ、請求書の支払いや家計簿つけ、送迎は0.3程度の相関である。最も関連が低いのは車の手入れ・修理である。これは、趣味的な部分も大きい家事なのであろう。内容からいって、主要な家事は全て合計量とよく関連している。時間的な大きさや行為の有無が直接関連しているという意味も大きいですが、総じて家事は一つ一つの行動が代替的というより、相互依存的であるといえよう。

独立変数のうち相関のある変数について内部相関をみると、かなり大きい値を持つものがあつた。18才以下の子どもの人数と世帯人数は0.88の相関を持っているので、こどもの人数を世帯人数の代替する変数とみなすことにする。また、家事意識（おもしろいか否か）については、相関の値が0.1はぎりぎりを超えたものの、他の意識変数との相関が一定程度得られたことも踏まえ、独立の変数とみなすほどの相関はないと判断した。その他の変数の内部相関は、絶対値で概ね0.3を下回ったので、さしあたって独立変数として扱うこととする。

##### 3.1.2 意識変数の主成分分析と相関

一般的な意識について、炊事時間および家事合計と順位相関をとり、p値が0.05未満の変数をそれぞれ選択した。炊事については17変数、家事合計については15変数に相関があつた。

ついで主成分分析によってそれぞれ要約を行った。表.3及び表.4に最終統計量を示した通り、炊事時間が5軸、家事時間が4軸抽出された。炊事が58%、家事合計が55%程度の累積説明力を持つ。意識軸の内容を炊事と家事で比較すると、上位3つは強く反応している変数が全く同じだったので、同一の意識と解釈できる。炊事のみで抽出された意識軸は、伝統的な婚姻制度の擁護に関連する意識、および親子関係の重視に関するものである。また、家事のみで抽出された意識軸は、子どもと産みの親の関係を重視する意識である。

あらためて抽出された意識軸を、それぞれの従属変数である炊事時間と家事合計と順位相関をとると、いずれも宗教性に基づいた保守的意識のみと相関が得られた。（表.1参照）

##### 3.1.3 重回帰分析

相関分析の結果から独立変数として、子どもの人数、就労時間、学歴、世帯収入、宗教性に基づいた保守的意識、炊事及び家事の分担割合を選択した。表.5には炊事、家事合計の各々を従属変数として、最もプリミティブなモデルと変容後適切と考えられるモデルと

を示した。欠損値はリスト単位で処理したので、全ての変数で回答が得られたサンプルだけが対象となっている。

炊事時間については、シンプルなモデルでは調整済み $R^2$ で0.29であったが、従属変数と独立変数の一部を対数変換することで0.367程度に改善されている。対数変換したモデルでは、残差などから線形性、等分散性、独立性、正規性などがかなり改善されたことがわかっている。 $\beta$ をみると、相対的に大きかったのはやはり本人の分担割合であった。だが、その寄与率は半分程度であって、子どもの人数、世帯収入、就労時間なども無視できない大きさをもっている。学歴及び意識変数は、相対的にはやや影響は少なかった。

順位相関の段階では学歴は世帯収入と同等かそれ以上の相関が得られていたのに、重回帰分析では相対的な順位が下がった主な理由は、学歴がその性格上あまり範囲の広くない離散型変数であることだろう。重回帰分析で影響が相対的に下がったのは、そのような変数の性質によるところが大きい。

また、従属変数を対数変換したことで、大半の変数が改善されたのに対し、就労時間は $\beta$ が下がってしまった。これは就労時間が、もともと炊事時間とよい線形の相関を持っていることが理由である。したがって、解釈する上ではこのような逆説が生じたことに留意したい。

家事合計については、トータルの説明力は炊事をやや下回って、0.281から0.347であった。炊事との比較からみると子どもの人数、就労時間、学歴、意識変数の影響力が相対的に上がり、世帯収入と家事分担割合は影響力が相対的に下がった。特にこどもの人数は家事分担割合と同程度に重要である。

なお、共線性の診断結果はいずれのモデルでも良好で、VIFは最大でも1.14程度であった。

## 3.2 日本：松山調査

### 3.2.1 相関分析

家事の合計量では、世帯人数、子どもの人数、就労時間、年齢、末子年齢、家事分担割合との相関が得られ、炊事時間も全く同様であった。

独立変数のうち一部について内部相関をみると、かなり強い相関を持つものがあった。NSFH同様、世帯人数と子どもの人数は強い相関を持つが、その大きさは0.66とやや下がる。これは米国に比べて日本の核家族比率がやや低いことに由来する。また、年齢と末子年齢は0.85の相関があったので、家事に影響を与えるという意味の上から、末子年齢を年齢の代替変数とみなすことにする<sup>10)</sup>。その他の変数は、概ね独立変数として扱うことができよう。

### 3.2.2 重回帰分析

相関分析の結果から独立変数として、子どもの人数、就労時間、末子年齢、家事分担割合が選択された。表.6には炊事、家事合計の各々を従属変数として、最もプリミティブなモデルと変容後適切と考えられるモデルとを示した。欠損値は、サンプル数が少ないことからペア単位とした。

炊事時間は調整済み $R^2$ で0.225とNSFHに比べてやや低く、対数変換をしてもあまり変わらなかった。 $\beta$ をみると、最も大きいのは就労時間で、こどもの人数、家事分担割合、

末子年齢となっている。末子年齢は有意性が得られていないので、最終的なモデルからは除くべきかもしれない。ただ、 $\beta$ の値だけをみると無視するほど少なくないので、サンプル数の少なさが有意確率に影響しているものと思われる。もう一つの理由は、末子年齢が就労時間と子どもの人数とやや共線性をつことによる。ただしVIFは1.35なので、一定の独立性は保たれている。

家事合計についてはNSFHとは逆に、炊事よりも説明力が高く、調整済み $R^2$ は単純な回帰で0.305、従属変数の対数をとると0.366であった。とりわけ就労時間の影響が明確になり、子どもの人数や末子年齢などの寄与は下がる。家事分担割合の寄与が増大するのは、松山調査の場合、もともと家事全体の割合しか尋ねていないので、当然ともいえよう。

最も影響の強い就労時間は家事分担割合とも相関があり、VIFは1.28である。やっかいなことに、就労時間は内部相関として計測される値以上に末子年齢を筆頭に他の変数と関連していることが、散布図をみれば明らかだ。線形関係を攪乱しているのは主に就労時間0の専業主婦層である。日本の有配偶女性の家事時間の重回帰分析結果を解釈する際には、この点に十分留意する必要があるだろう。

#### 4. 考察

分析結果によれば、米国と日本における有配偶女性の家事に影響する因子には明確な差があった。

最も異なる点は、社会的地位変数ともいえる学歴及び世帯収入が米国では無視しえない要因なのに、日本では全く影響がみられないということだろう。確かに学歴はNSFHに比べて松山調査の質問のカテゴリ数が少ないし、女性の高学歴保持者はその人数自体が少ない。加えて年齢との相関もNSFHと比較して格段に高く、0.44である。世帯年収も離散型変数であるため、相関がとらえにくくなる面はあるかもしれない。だが、少数の高学歴、高収入グループを取り出しても目立った差異が生じるきざしが無い。その意味では、「有配偶女性という地位変数」の方が、社会的地位変数よりは重要だといえるのではないだろうか。

ついで異なるのは、米国で相関が得られずに日本で相関がみられた末子年齢や年齢といったライフステージに関わる変数である。子どもが小さいうちは専業主婦をし、手が離れるにしたがってパートにでる、といういわゆるM字型を示す年齢別労働力率という背景が伺いみえる。むしろ米国においてこれほどにライフステージ因子が影響していない、という事実は驚くべきことのように感じられる。

また、共通して影響がえられた3変数についても、その中身には大きな差がある。米国では最大の影響因子であった家事分担割合は、日本では就労時間、子どもの人数について3番目の影響因子へと下落する。家事の分担割合は、平均で米国が66%日本が86.4%であり、平均値が大きくなれば影響が下がるのは当然だ。だが、そのことは、日本女性が家事分担を要求しない範囲で就労していることの現れでもある。さらに、分担者はパートナーの平均が米国で27%であるのに対し、日本はわずか6.6%である。それを上回るのが同居の母親を主とした親族で、7%を分担している。夫と妻の家事分担問題は、日本では大都市のデュアルキャリア夫婦など極めて限定された場所でしか発生していないのではなから

うか。

さらに、日本で数字の上では最大の因子であった就労時間はどう解釈すべきなのか。米国では就労時間はそれほど大きい因子となっていない。逆に言えば、働いている女性も家事負担がそれほど減らないということでもある<sup>12)</sup>。すでに、日本の就労時間が末子年齢と分担割合と相関があり、その関連の強さは数字で表現されるより大きいことを指摘した。つまり、就労時間は、子どもの手が離れたり、親族により代替者がいたりという理由から、その女性の家事が少なくなったことを表現する代替的な変数になっているのだと解釈することも可能だろう。

以上家事時間の要因連関の分析を通じて、有配偶女性による家事という、家族役割における主要部分の遂行過程を、構造的要因に関しては日米比較を行い、米国に関しては意識要因についても考察した。

そこで、日米の有配偶女性にとっての家族がどのような位置を占めているのかを考えてみたい。端的に言えば、米国女性にとってどういう家族を持っているか、あるいは作っていくのかは重要な問題になるが、日本女性にとってはむしろ家族をもつかどうか（結婚するか否か）ということの方が問題になるのではないだろうか。なにしろ、米国では、パートナーが高い収入を持ったり家事の分担をどれだけするかによって、女性の家事時間は大きく左右されるのである。それは、つまり女性がどういう生き方をするか、という問題に直結しているはずである。一方、日本女性はそのような選択可能性はあまりなく、ライフステージの変化に伴って就労するという一律の時間的影響が、家族関係から読みとれるにすぎない。どういうパートナーを選ぶか、ということよりもむしろ親の家事援助のもとで働けるか否かという条件の方が重要になる可能性すらある。

良くも悪くも夫婦で作る家族の中身に差がある米国では、女性が学歴を身につけたりすることで、子どもを育てつつ個人の能力を社会的な場で生かす道が確保されているが、日本ではそのようなルートはいまだ確立していないようだ。

## 付記

本研究の松山調査の分析は、東京工業大学矢野眞和教授との共同研究の一環として、品田が再分析を行ったものである。データの使用を快諾していただいた矢野教授に謝意を表したい。

表1. 変数間のスピアマン相関係数：NSFH調査データ

変数	炊事	家事合計	サンプル数
学歴	-0.122	-0.186	1919
世帯収入	-0.136	-0.124	1898
世帯人数	0.138	0.235	2363
就労時間	-0.190	-0.197	1519
本人の分担割合（炊事）	0.447		1583
本人の分担割合（家事合計）		0.365	1426
子供の人数（4才以下）	0.110	0.136	2363
子供の人数（5-18才）	0.101	0.205	2363
子どもの人数（18才以下）	0.144	0.248	2363
年齢	0.085	0.045	2363
人種	-	-	2359
要介護者の有無	-	-	2302
末子年齢	-0.086	-0.047	1334
幸福感	-	-	2114
家事意識（おもしろい）	-0.089	-0.101	2274
家事意識（価値がある）	-	0.058	2267
家事意識（抗し難い）	-	-0.045	2247
家事意識（複雑）	-	-0.079	2252
家事意識（孤独）	0.068	0.044	2245
家事意識（かかわる程度）	0.051	-	2260
宗教性に基づいた保守的意識（炊事）	-0.178		2117
自己肯定観にねざした平等意識（炊事）	0.089		2117
婚姻外恋愛への寛容性（炊事）	-0.051		
伝統的な婚姻制度を擁護（炊事）	-0.043		
親子関係の重視（炊事）	-		
宗教性に基づいた保守的意識（家事）		-0.196	2117
自己肯定観にねざした平等意識（家事）		0.055	2117
婚姻外恋愛への寛容性（家事）		-0.079	2117
子どもは産みの親の手で育てるべき（家事）		-	2117

p値<0.05

表2. 変数間のスピアマン相関係数：松山調査データ

変数	炊事	家事合計	サンプル数
学歴	-	-	217
世帯収入	-	-	221
世帯人数	0.168	0.174	230
就労時間	-0.514	-0.532	233
本人の分担割合（家事合計）	0.232	0.272	228
子どもの人数（18才以下）	0.266	0.243	233
年齢	0.158	0.187	233
末子年齢	0.150	0.187	141

p値<0.1

表3. 主成分分析の最終統計量 (NSFHデータ：炊事)

意識軸の内容	全分散	説明%	説明%(累積)
宗教性に基づいた保守的意識	4.124	24.300	24.3
自己肯定観にねざした平等意識	2.075	12.200	36.5
婚姻外恋愛への寛容性	1.410	8.300	44.8
伝統的な婚姻制度を擁護	1.248	7.300	52.1
親子関係の重視	1.050	6.200	58.3

表4. 主成分分析の最終統計量 (NSFHデータ：家事合計)

意識軸の内容	全分散	説明%	説明%(累積)
宗教性に基づいた保守的意識 (炊事と同じ)	3.972	26.500	26.5
自己肯定観にねざした平等意識 (炊事と同じ)	1.742	11.600	38.1
婚姻外恋愛への寛容性 (炊事と同じ)	1.341	8.900	47.0
子どもは産みの親の手で育てるべき	1.175	7.800	54.9

表5. 重回帰分析結果 (NSFHデータ)

変数	炊事	炊事 (対数)	家事合計	家事合計 (対数)
	$\beta$		$\beta$	
子どもの人数 (18才以下)	0.239 ***	0.271 ***	0.302 ***	0.323 ***
就労時間	-0.100 ***	-0.046	-0.132 ***	-0.100 ***
学歴	-0.012		-0.094 ***	
学歴(対数)		-0.052 *		-0.132 ***
世帯収入	-0.135 ***		-0.117 ***	
世帯収入 (対数)		-0.113 ***		-0.078 **
宗教性に基づいた保守的意識	-0.055 *	-0.082 **	-0.106 ***	-0.138 ***
本人の炊事分担割合	0.436 **			
本人の炊事分担割合 (対数)		0.515 ***		
本人の家事分担割合			0.285 ***	
本人の家事分担割合 (対数)				0.366 ***
ad R Square	0.290	0.367	0.281	0.347
F	55.1 ***	77.3 ***	47.8 ***	64.6 ***
Number of cases	797	789	720	720

\* p<.1 \*\* p<.05 \*\*\* p<.01

表6. 重回帰分析結果 (松山データ)

変数	炊事	炊事 (対数)	家事合計	家事合計 (対数)
	$\beta$		$\beta$	
子どもの人数 (18才以下)	0.244 ***	0.253 ***	0.215 ***	0.225 ***
末子年齢	0.078	0.126	0.059	0.091
就労時間	-0.362 ***	-0.380 ***	-0.455 ***	-0.482 ***
本人の家事分担割合	0.169 **	0.170 **	0.176 **	0.227 ***
ad R Square	0.225	0.234	0.305	0.366
F	11.1 ***	11.5 ***	16.2 ***	21.1 ***
Number of cases	140-233	140-233	140-233	140-233

\* p<.1 \*\* p<.05 \*\*\* p<.01



## 注

- 1) 現に日本女性の家事時間は近年増加傾向がみられる[品田, 1996:]。
- 2) NSFHの家事時間では、通常では考えられない長時間の家事時間記入がみられるが、その多くが項目全てにわたる系統的な異常値となっており、時間と分を間違えるなど、単位に関連した誤記入の可能性もある。また、この異常値はあきらかに学歴と関連しており、欠損値の扱いにも留意する必要があるが生じている。
- 3) 義務教育である高卒、及び高校修了資格保有者に12、短大修了に14、大学修了に16、修士課程修了に18、博士課程修了に21を与える。
- 4) 白人、非白人のダミー変数
- 5) 社会保障などをのぞき、全ての世帯員の収入を合算。
- 6) 通常一週間の仕事時間をとり、回答なしの場合には先週一週間の仕事時間。
- 7) 学歴は、義務教育である小中卒に9、高卒に12短大・高専・専門学校卒14、大学・大学院卒に16を与える。
- 8) 世帯収入は、12段階のカテゴリー変数となっているので、中央値を与えて変換した。
- 9) 就業時間は6段階のカテゴリー変数となっているので、中央値を与えて変換した。また、非就業者は0とした。
- 10) 分担割合は、家事時間全体についてしか問われていない。
- 11) 末子年齢はこどもが同居している人しか得られない変数なので、この変数を用いることでサンプル数が減少するというデメリットがある。だが、年齢の方を代替変数にする方法によって説明力は改善されず、むしろ下がる。これは年齢が多くの変数と内部相関を持つためと考えられる。
- 12) マクロデータ上で、日米の職の有無による家事時間差が大きいという結果と符合する。

## 参考文献

- 岩井紀子,1997,「夫の家事分担に関する日米比較研究－NSFHと神戸調査」,『公共利用ミクロデータの活用による家族構造の国際比較研究』,29-44.
- Kamo, Y,1994, "Division of Household Work In the United States and Japan", *Journal of Family Issues* 15,348-378.
- Matsuda Kumagai, S.,1994,"Farm Mechanization and Women's Life Pattern-changing time allocation",*International Journal of Japanese Sociology*, 3, 99-119.
- Michelson, W.,1985,*From Sun to Sun-Daily Obligation and Community Structure in the Lives of Employed Women and Their Family*, Roman & Allanheld.
- NHK放送文化研究所編,1995,『生活時間の国際比較』,大空社.
- 品田知美,1996,「既婚女性の家事時間配分とライフスタイル」,『家族社会学研究』 8, 163-173.
- Tsuya, N. and L. Bampass,1996,"Gender Employment and Housework in Japan and the U.S",*NSFH Working Paper* 73
- Woods,M.E,and Walker,E.K,1976,*Time use:A Measure of Household Production of good and services.*, American Home Economics Association.

⑨

重点領域研究「マイクロ統計データ」・公募研究（課題番号 08209118）

「家族構造の国際比較のための基礎的研究－公共利用マイクロデータの作成と活用－」  
研究報告書（3） 平成9年度

## 家族構造の国際比較研究をめざして

－米国NSFHデータの利用を通して（第2次報告）－

1998年3月

研究代表者 石原邦雄

（東京都立大学）