
生活時間の配分

有業男女を対象とした実証的な検討

柴田 愛子

関西学院大学

コリン・ボイルズ

帝塚山大学

現代社会においては、生活時間が重要な生産的資源であることが認識されている。我々は、総務庁の『社会生活基本調査報告』1986年版の公表データを主に活用し、有業男女の生活時間を5つの区分に分け、その時間配分の分析を試みた。このような経済学の枠組での生活時間配分の実証分析は、新しい試みである。

時間配分の決定要因の検討により、いくつかの興味を引く結果を得た。例えば、(1)時間配分の調整パターンが男女で異なる(2)男女の賃金格差が減れば、女性の家事時間が減少する(3)生活の時間的ゆとりは労働市場の状況によって左右される(4)結婚市場の状況によって男女の役割が変わる、及び(5)男性の通勤時間も女性の生活時間の配分を変えるなどである。

1. はじめに

経済学において個人の時間配分は、伝統的に労働と余暇との間の選択問題として分析されてきた。しかし、人々の時間に対する需要は、労働と余暇の選択だけではない。労働以外の時間の使用は、家事時間(洗濯、掃除、買物、育児等)や、自由時間(レクリエーション、スポーツ、読書等)や、基礎生活時間(食べる、眠る、入浴する等)や、通勤時間が考えられる。このようにいろいろな活動の為の時間に対する需要を考えた時、労働供給が従来の研究とは別の視点から説明できるし、又、労働以外の時間に対する需要が、新たに説明される。

我々は、有業の男性、有業の女性の時間に対する需要をとりあげたい。なぜなら

ば、国際的にみても日本の有業男女の時間の使い方は、他の先進国の平均とかなり異なる。男性の長時間市場労働と極端に少ない家事時間、又これと逆に、女性の家事時間の長さや自由時間の少なさが特長である。この背景を実証的に検討し、男女の時間配分の違いを明らかにする事が本論文の目的である。

以下、第2節では、この分析の背景及び関連する他の研究等について言及し、さらに、第3節で時間配分の決定と、第4節で推定方法等を説明し、第5節で統計分析の期待される結果を示し、第6節で実際の統計分析結果について述べ、第7節男女の時間配分の比較検討と、第8節結論が、その後続く。

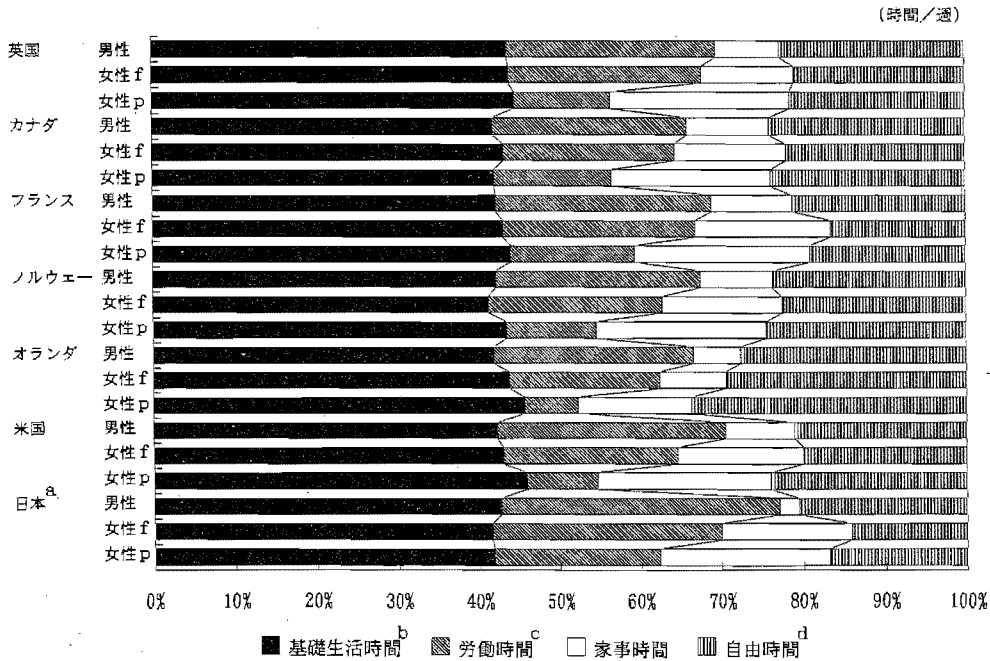
2. 分析の背景

日本の男女の時間の使い方を、北米及びヨーロッパの国々と比較しながら、生活時間の配分比率を図1により簡単に説明する。男性と女性のフルタイムとパート従業員の時間の使用を「基礎生活時間」「労働時間」「家事時間」「自由時間」に分ける。(ただし、図1では、労働時間は通勤時間を含む。)日本の男性の家事時間の総時間に占める割合は平均して2.4パーセントで、それは週168時間の内の4時間に相当する。これは、日本の次に平均家事時間が少ない国のその又半分以下であり、男性の労働時間が長い事が、関係しているといわれている。しかし、それにもかかわらず、日本の男性は女性の有業者に比べ、自由時間も基礎生活時間も長い。こうした比較が日本の男性を異質なものと考えさせたり¹⁾、女性の家事と仕事の“二重負担”という言葉を生んだりする²⁾。又、女性の二重負担の解決策として、男性の家事時間を増やす可能性を模索する事が注目される理由である³⁾。

労働供給問題の視点から、いうまでもなく多くの時間配分の研究がある。しかし、日本では生活時間に関する調査を利用して時間を細分化し、経済モデルの枠組みで実証的に検討するのは、新しい試みである。日本における生活時間に対する研究は、計量経済的分析ではなく、主に家政学や社会学の分野でなされている⁴⁾。

時間配分に関する海外における計量経済的分析の文献をみると、それらの計量分析では主に時間を、労働時間、家事時間、その他の時間である余暇時間に分けている⁵⁾。しかし、時間をさらに細かく、7分割して分析を行う研究もある(Kooreman & Kapteyn(1987))。一般的には、時間に対する需要に影響を与える独立変数としては、賃金変数、家族構成の変数(子供の人数や年齢を含む変数)などが使われているが、社会的ノルマが経済変数の係数に与える影響を検討する例もみられる

図1 主要国の男女別にみた生活時間配分



出所) JETRO(1992 ; p.27)より作成。

注) f:フルタイム p:パートタイム

- a 男女とも勤め人が対象、日本のみ女性は既婚者に限っている。
- b 基礎生活時間—睡眠、洗面、食事などの生活を営むのに最低限必要な時間。
- c 我々の分析では、労働時間と通勤時間は別々にとりあつかっているが、この図では、労働時間に通勤時間が含まれる。
- d 自由時間—総時間(1週間=168時間)から基礎生活時間、労働時間、家事時間を差し引いた時間。

(Van der Lippe & Siegers(1994))。

3. 時間配分の決定モデル

以下で使用する時間配分の決定モデルは、Becker(1981,1985)の研究に基づいている。Beckerの仮定によれば、家庭の効用関数の要素となる消費財を生産する為に家庭は外から購入する財と、家庭のメンバーの時間を投入する。財と組み合わせる時間は、家事時間のみならず、自由時間や基礎生活時間等が含まれる。家庭は、時間及び予算の制約の下で効用最大化の為に生産を行い、その為に財の購入と時間の配分を決定するという理論である⁶⁾。

我々のモデルでは、生産関数は各家庭に所与とするが、特定化しない。そして、家庭の効用は投入財を変数とする誘導型の効用関数を仮定する⁷⁾。

$$V(T_1^m, T_2^m, \dots, T_n^m, T_1^f, T_2^f, \dots, T_n^f, X, Z) \quad (1)$$

この家庭の効用は、家庭の2人の主たるメンバーによって代表される。彼らは、男性(m)と女性(f)で、共に市場労働を供給すると仮定する。 T_k^j は市場労働を除くその他のk活動($k=1, 2, \dots, n$)にj($j=m, f$)が一定の期間の間に使う時間である。Xは家庭が購入する財(合成財)で、Zは家庭の外生的特長や社会経済環境を表す。家庭の時間・予算式は次式で表される。

$$\begin{aligned} X &= \sum_j W^j T_0^j \\ &= \sum_j W^j (T^j - \sum_{k=1}^n T_k^j) \end{aligned} \quad (2)$$

W^j は実賃金、 T_0^j は市場労働に当てる時間、そして T^j は一定期間の総時間である。この時間・予算制約式の下で、家庭が効用を最大化すれば、時間に対する需要は次のように与えられる。

$$T_k^j = T_k^j(W^m, W^f, Z) \quad k=0, 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

4. 推定式及びデータ

時間投入量の推定需要式の形式を次のように表す。

$$\begin{aligned} T_k^j(a, c) &= \beta_k W^m(a, c) + \gamma_k W^f(a, c) \\ &\quad + \sum_i \sigma_{ik}^j Z_i(a, c) + \eta_k^j(a, c) \end{aligned} \quad (4)$$

aは年齢グループ、cは都市・地域の指標である。 η はかく乱項で、その他の変数は、前述されている。

具体的には、生活時間の5つの区分の週平均投入量のデータを1986年の『社会生活基本調査報告』から計算し抽出した⁸⁾。対象は47の県庁所在地(大都市圏でおきかえた4地域を含む)に住む、2つの年齢区分の有業の男性と有業の女性である。時間の区分の内容は、

- (1)家事：育児、介護、調理、掃除、洗濯や、必需品の買物時間等
- (2)労働：対価を受けとって市場で働く時間
- (3)基礎生活時間：睡眠、身の回りの用事をする時間、食事の時間を含む
- (4)自由時間：上記の3活動及び通勤時間以外の時間

表1 生活時間配分の加重平均及び標準偏差値*

(時間/週)

	男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
家事時間	1.88	0.32	25.84	2.77
市場労働時間	52.40	1.95	36.89	2.92
自由時間	36.46	1.60	30.43	1.94
基礎生活時間	71.10	1.17	71.10	1.39
通勤時間	6.10	1.49	3.65	0.85

資料) 社会生活基本調査報告(1986)

注) * 25歳から59歳までの有業男女、47の県庁所在地

(5)通勤時間：家庭と職場間の通勤時間

上記5活動の男女別時間の加重平均と標準偏差値は、表1に示されている。図1と同じように、男性の労働時間が長く、女性の自由時間が少なく、又、男性の家事時間が極めて短いことが目立つ。

(1)~(4)の活動時間変数は内生的と考えるが、第5番目の通勤時間は男性にとって外生的変数とし、女性には内生的変数とした⁹⁾。それぞれの活動の時間投入量に対する需要の推定式は、指標を略し次に示される。

$$\begin{aligned} \text{投入時間} = & \alpha + \beta W^m + \gamma W^f + \delta_1 \text{AGED} \\ & + \delta_2 \text{JOBS} + \delta_3 \text{MIKONR} + \delta_4 \text{MTSUKIN} + \eta \end{aligned} \quad (5)$$

賃金のデータは、1986年の『賃金センサス』の報告をもとに、時給を計算した。従業員が5人以上いる企業規模で、男女別、年齢別、都道府県別の残業手当込みの平均値である¹⁰⁾。そして、これを同年の『消費者物価指数年報』の県庁所在都市別の消費者物価指数で実質化した。

AGED, JOBS, MIKONR, MTSUKIN はそれぞれ(4)式の Z_i と考える変数である¹¹⁾。

AGED は年齢のダミー変数である。年齢は25歳~39歳と40歳~59歳の2つの年齢グループを利用し、ダミー変数は前者のグループを0とし後者を1とした。『社会生活基本調査報告』から抽出した地域別データには、配偶関係の区分がないので、25歳以下は、除外した。なぜならば、1985年の『国勢調査』によると25歳以下は男性が96%、女性が91%未婚である¹²⁾。

JOBS は、都道府県別の有効求人倍率で、出所は、1987年の『労働統計要覧』である。労働市場の状況を示す指標として使用した。これだけは年齢区分がない。

MIKONR は未婚の男性の、未婚の女性に対する比率である。1985年の『国勢調査報告』から都道府県別に、年齢別に計算した。この変数は、結婚市場の状況を示す指標として使用した。

MTSUKIN は男性の週間通勤時間である。最後の η はかく乱項を表す。

しかしながら、年齢と求人倍率は賃金の決定要因とも考える。そこで(5)式は、以下の実質賃金関数と共に同時推定した。

$$W = \pi_0 + \pi_1 \text{AGED} + \pi_2 \text{JOBS} + \pi_3 \text{JHR} \\ + \pi_4 \text{JCR} + \pi_5 \text{UNR} + \varepsilon \quad (6)$$

(6)式で、JHR、JCR と UNR は、各都道府県別の有業者で高卒、短大卒(又は、同等の教育機関卒)、大学以上卒の同年齢同性区分の人口に占める割合である。データの出所は、1987年の『就業構造基本調査報告』である。 ε は賃金関数のかく乱項を表す。

5. 統計分析の期待される結果

回帰式(5)から我々が期待する符号を表2で示す。この表は、主に既存の研究結果から、期待される符号である。我々のモデルは一般的に定義されており、これらの期待と矛盾しない¹³⁾。ただし、自由時間、基礎生活時間、通勤時間については、既存の研究はほとんど見当たらない。そこで、男性の通勤時間が変動する場合を除いて、男性の自由時間と基礎生活時間は、男性の市場労働時間と逆の方向に動くとした。また、女性については通勤時間と市場労働時間が同じ方向に動くとした。これは市場労働時間が短いと、長い通勤時間が割に合わないと考えたからである。

5.1 男性の時間配分に関する仮説

実質賃金(W^m, W^f): 男性の労働市場の参加パターンを見る限り、男性の労働供給は、一般に男性または女性の賃金の変動に対して反応しないとされている(例えば島田(1986))。従って家事時間を含むその他の時間も変わらないであろう。一方、特に家事時間については別の意見もある(JETRO(1992))。つまり、夫の家事時間は自己の賃金の上昇に対しては負の、妻の賃金の上昇に対しては正の反応をする。

表2 推定式の期待符号と推定結果の比較

A. 男性	従属変数			
	家事時間	市場労働時間	自由時間	基礎生活時間
W ^m	0	0	0	0
W ^f	0	0	0	0
AGED	-	-	+	+
JOBS	+**	-**	+**	+
MIKONR	-	+**	-**	-
MTSUKIN	-(+**)	-**	-**	-**

B. 女性	家事時間	市場労働時間	自由時間	基礎生活時間	通勤時間
W ^m	+**	-	+	+(-**)	-**
W ^f	-**	+	? +*	? +**	+**
AGED	-**	+	+	+**	+
JOBS	+	-**	+**	+(-**)	-
MIKONR	+*	-	+(-**)	+**	-**
MTSUKIN	+**	-**	-	-	-(+**)

注) () 回帰結果が有意で、その符号が期待符号と異なる場合

** 回帰結果が両側検定で5%レベルで有意

* 回帰結果が両側検定で10%レベルで有意

これは夫と妻の家庭に対する貢献度が公平になるように、調整がなされるという考え方に基づいている。しかし、我々は実際の労働市場の傾向を重視し、前者の考え方をとる。

年齢ダミー(AGED)：世代によって生活様式が異なると考える。年をとり体力が衰え労働時間が減る。又、子供達が成長し家事時間も減る。

求人倍率(JOBS)：過去に労働時間の短縮がもっとも進んだのは高度成長期であった。それ以降は労働生産性の成果は、時短へ円滑に配分されなかった。その原因として大橋(1990)は、自由時間(レジャー)の過ごし方が充実していない生活様式や、職場の管理のあり方にも原因があるとした。しかし、バブル期には、企業は労働者を確保する為に時短を行ったこと等から考えると、バブル期以前においても、時短が景気に左右されると考える。そこで好景気には賃金率が一定であっても、労働時間の短縮が一層進むと考える。したがって、求人倍率と市場労働時間は負の関係を示し、家事労働時間を含むその他の時間とは正の関係を示すと考える。

未婚男女の比率(MIKONR)：Becker(1973)は、夫と妻の自由時間の量が、結婚市場の状況に依存すると推測した。Grossbard-Schechtman(1993,1995)はBeck-

erの結婚モデルを拡張し、結婚市場と家庭内外の労働供給の分析を行った。彼女によれば、男性は女性に比べ人数が多ければ、結婚から生まれる恩恵をより少なく受ける。そして、家庭の時間配分は、女性の好みをより強く反映する。彼女の実証分析は男性が比較的多ければ、男性の労働参加が上昇すると共に女性の労働参加が減少するという結果を示した。我々はこの考え方に基づき、次のように予測する。未婚男女の比率が上昇すれば、男性は結婚市場で不利になり、より多くの時間を市場労働に使う。そして、男性のその他の生活時間は減ると考える。

男性の通勤時間(MTSUKIN)：通勤時間が長い場合、その他すべての活動時間が短くなると期待する。

5.2 女性の時間配分に関する仮説

実質賃金(W^m 、 W^f)：女性の労働参加は、経済的要因に大きな影響を受ける(島田(1986)、樋口(1991))。特に、女子の有業率が男子の年収と負の相関を持つというダグラス=有沢の第一法則は、日本でも実証されている。この法則に沿って、我々は、男性の賃金の上昇は、女性の市場労働時間、通勤時間を減らし、家事時間及びその他の時間を増加させると考える。女性自らの賃金上昇は、逆に、労働市場への参加を増加させることが確認されている(樋口(1991))。したがって、市場労働時間と通勤時間の増加と、家事時間の減少を期待する。しかし、自由、基礎生活時間については、自らの所得が増えるので所得効果があり、その増減についてははっきりしない。

年齢ダミー(AGED)：子育てを終えると女性の労働供給が増えることがすでに知られている。そこで、市場労働時間、通勤時間は、年齢が上がれば増えると、期待する。しかし、その他の時間については男性同様、自由と基礎生活時間が増え家事時間が減ると考える。

求人倍率(JOBS)：男性の場合と同じ結果を期待する。求人倍率が増えると、市場労働時間、通勤時間が減り、その他の時間が増えると考えられる。

未婚男女の比率(MIKONR)：男性の場合とは逆の結果をもたらすことになる。この比率が上昇すると、結婚市場で有利になった女性は、市場労働時間、通勤時間が減り、家事時間を含むその他の時間が増える。

男性の通勤時間(MTSUKIN)：男性の通勤時間は、家族、そして妻の時間配分に影響を与える(伊藤・天野(1989))。特に男性の通勤時間が長くなれば、女性の家事が増加し、市場労働時間を含むその他の時間が減る。

6. 統計分析とその結果

各活動時間に対する需要関数と賃金関数は三段階最小二乗法により同時推定した。同時推定を行う理由は、時間配分と賃金に年齢と求人倍率という決定要因が共通しているからである。三段階の推定が必要となるのは時間制約の為である。この制約の下では、それぞれの需要関数の間に相互依存の関係が生じるのである。

統計分析の結果は表3に示されている¹⁴⁾。又、表2にも推定結果の符号等が示されている。全体の結果は満足のものである。システム加重 R^2 は高く(0.996)、多くの変数が統計的に有意である。

統計結果と期待符号を表2で比較して見れば、女性の基礎生活時間以外は、だいたい期待通りの符号となった。以下で、主要要因別、及び、男女別に推定結果を見ていく。結果の意味をわかりやすくするため、表4でそれぞれの活動時間に対する統計的に有意な変数の加重平均弾力性値を求め、これを参考とする。表4の時間、分は1週間の合計を単位とする。

6.1 男性の時間配分の分析結果

男女の実質賃金：期待された通り、男性と女性の両賃金は男性の時間配分に影響を与えないようである。

求人倍率：労働市場の状況は男性の基礎生活時間以外の時間配分に有意な影響を与える。その影響を表4における、求人倍率の弾力性値で比較すると、家事、市場労働、自由時間の求人倍率弾力性値は大きくはないが、そのなかでは家事時間がよく反応する。求人倍率が10%(求人倍率の場合決して大きな変化ではない)増加した時の平均活動時間の変化で見ると、家事時間は2分増、市場労働時間は12分減、自由時間は9分増となる。市場労働時間の弾力性の絶対値が小さいにもかかわらず、最も大きな変化を示すのは、平均労働時間が長い為である。逆に家事時間は弾力性値が比較的大きくとも、平均家事時間が短い為変化が小さい。

未婚男女の比率：この比率の上昇は、男性の市場労働時間を増やし、自由時間を減らす。上記同様の手法で、これらの活動時間の未婚男女の比率の弾力性値を求めると、それほど大きな値はないが、この比率が10%上昇した時の平均活動時間の変化で見ると、市場労働時間が9分増加し、自由時間が9分減少する。

男性の通勤時間：この要因は全活動時間に影響を与える結果を得た。家事、市場労働、自由、基礎生活時間の通勤時間に対する弾力性値は小さい。しかし、通勤時

表3 時間配分の推定結果

A. 男性	従属変数					実質賃金
	家事時間	市場労働時間	自由時間	基礎生活時間		
INTERCEPT	2.618 (0.000)**	53.973 (0.000)**	41.814 (0.000)**	69.850 (0.000)**		10.733 (0.000)**
W ^m	-0.021 (0.756)	0.113 (0.737)	0.041 (0.896)	-0.004 (0.983)		
W ^f	-0.092 (0.267)	0.025 (0.951)	-0.432 (0.260)	0.304 (0.219)		
AGED	-0.254 (0.360)	-1.837 (0.181)	0.296 (0.816)	1.297 (0.117)		7.940 (0.000)**
JOBS	0.516 (0.000)**	-3.056 (0.000)**	2.295 (0.000)**	0.221 (0.524)		2.017 (0.000)**
MIKONR	-0.041 (0.486)	1.059 (0.000)**	-0.993 (0.000)**	-0.089 (0.611)		
MTSUKIN	0.053 (0.014)**	-0.341 (0.002)**	-0.342 (0.001)**	-0.374 (0.000)**		
JHR						-14.040 (0.000)**
JCR						-11.906 (0.021)**
UNR						11.293 (0.000)**
B. 女性	家事時間	市場労働時間	自由時間	基礎生活時間	通勤時間	実質賃金
INTERCEPT	18.637 (0.000)**	47.604 (0.000)**	31.257 (0.000)**	66.726 (0.000)**	3.547 (0.000)**	5.914 (0.000)**
W ^m	2.771 (0.000)**	-0.631 (0.219)	-0.879 (0.082)	-0.803 (0.008)**	-0.652 (0.000)**	
W ^f	-4.114 (0.000)**	0.617 (0.323)	1.229 (0.046)*	1.614 (0.000)**	0.929 (0.000)**	
AGED	-8.203 (0.006)**	3.798 (0.070)	0.835 (0.681)	3.313 (0.007)**	1.256 (0.041)*	4.647 (0.000)**
JOBS	1.850 (0.144)	-3.037 (0.001)**	2.924 (0.001)**	-1.495 (0.004)**	-0.362 (0.172)	1.357 (0.000)**
MIKONR	1.323 (0.030)*	-0.234 (0.594)	-1.341 (0.003)**	0.816 (0.002)**	-0.319 (0.014)**	
MTSUKIN	0.884 (0.000)**	-1.120 (0.000)**	0.077 (0.621)	-0.111 (0.227)	0.213 (0.000)**	
JHR						-7.389 (0.000)**
JCR						9.100 (0.015)**
UNR						14.954 (0.000)**

注) ()内の数値は、パラメーターがゼロである帰無仮説の下での t 値の確率値 (p value of " t " test)

** 帰帰結果が両側検定で5%レベルで有意

* 帰帰結果が両側検定で10%レベルで有意

表4 活動時間の加重平均弾性値と時間/週の変化

変化の要因	活動時間の区分	活動時間の加重平均弾性値	活動時間の変化 ^a (時間・分/週)
A. 男性			
JOBS	家事時間	0.182	0.02
	市場労働時間	-0.039	▽0.12
	自由時間	0.042	0.09
MIKONR	市場労働時間	0.029	0.09
	自由時間	-0.039	▽0.09
MTSUKIN	家事時間	0.172	0.02
	市場労働時間	-0.040	▽0.12
	自由時間	-0.057	▽0.13
	基礎生活時間	-0.032	▽0.14
B. 女性			
W ^m	家事時間	1.653	0.26
	基礎生活時間	-0.174	▽0.07
	通勤時間	-2.752	▽0.06
W ^f	家事時間	-1.518	▽0.23
	自由時間	0.385	0.07
	基礎生活時間	0.216	0.09
	通勤時間	2.425	0.05
JOBS	市場労働時間	-0.055	▽0.12
	自由時間	0.064	0.12
	基礎生活時間	-0.014	▽0.06
MIKONR	家事時間	0.072	0.11
	自由時間	-0.062	▽0.11
	基礎生活時間	0.016	0.07
	通勤時間	-0.123	▽0.03
MTSUKIN	家事時間	0.204	0.32
	市場労働時間	-0.181	▽0.40
	通勤時間	0.348	0.08

注) a 活動時間の変化は、W^mとW^fは1%、その他の変化要因が10%上昇したときに対応する。

▽ 活動時間の減少を示す記号

間が増加した場合は、家事、市場労働、自由、基礎時間がそれぞれ、2分増、12分減、13分減、14分減となる。通勤時間が増加すると家事時間が増加するのは期待に反するが、その原因は分析に都道府県別クロスセクション・データを使っている為であろう。大都市部と地方圏の意識の差、すなわち「男は外、女は内」を反映すると考えられる¹⁵⁾。

6.2 女性の時間配分の分析結果

男性の賃金：この賃金の上昇は、女性の家事時間の増加、そして、基礎生活時間、通勤時間の減少をもたらす。これを平均弾力性値で見ると、家事と通勤時間は比較的大きな反応を示す値になる。さらに男性賃金が、1%上昇した時の時間調整で見れば、家事時間の26分増、基礎生活の7分減、通勤の6分減となる。増減時間のギャップは、市場労働時間の減少によってうめられると見られるが、ここでは統計的に有意ではなく、他のデータでさらなる検討が必要である。

女性の賃金：男性賃金以上に、自らの賃金は多くの活動の時間配分に影響を与える。符号も期待通りの結果になった。自らの賃金が増加すると、家事時間が減り、自由、基礎生活、通勤時間は増加する。平均弾力性値は、男性賃金の弾力性と同様、家事と通勤時間について比較的大きな値となっている。女性の賃金が1%上昇した時の、時間の調整で見ると、家事時間の23分の減、自由時間の7分増、基礎生活時間の9分増、通勤の5分増となる。特に家事に対しては、男性と女性の賃金の係数は正反対のサインで示される事が注意を引く。男女の賃金格差が小さくなれば、男性の家事時間は変わらず、女性の家事時間のみが減る。したがって、女性の家事負担の比率も減少するが、これは女性の時間調整のみによる現象である。又、女性の基礎生活、自由時間が増加する事も注目される。

年齢ダミー：期待通りのサインであり、家事、基礎生活、通勤時間で統計的に有意となった。

求人倍率：求人倍率が10%増加すると、市場労働、自由、基礎生活時間が、それぞれ12分減、12分増、6分減となる。基礎生活時間の符号は期待と反するが、自由時間と合わせると、合計6分の増加となり、労働市場が好転すると生活にゆとりができる事を示す。

未婚男女の比率：係数のサインのみを比較すると、自由時間の係数をのぞき、男女のサインは反対となった。女性の自由時間は、期待に反して減少した。未婚の男女比率が10%増加すれば、家事時間は11分増、自由時間は11分減、基礎生活は7分増、通勤時間は3分減となる。

男性の通勤時間：男性の通勤時間の増加の女性への主な影響は、家事時間が増加、市場労働時間が減る事である。男性の通勤時間が10%増加すると、女性の家事時間が32分増加、市場労働時間が40分減少する。その他には、通勤時間が8分増加するが、これは共通な地理的条件に基づく相関関係と考える。

7. 男性と女性の結果の比較検討

時間配分の推定結果(表2及び表3)から、男性と女性の時間配分のパターンが全く異なる事がわかる。女性は、説明変数によく反応して、時間配分を変える。しかし男性はそれに比べ反応しない。特に、女性は家事、基礎生活、通勤時間での調整をよく行う。

男女の市場労働時間について考察しよう。男性の市場労働時間は、賃金を含む外生的要因に対して一般に変わらないと考えられている。しかし、この論文では求人倍率、未婚男女の比率、自らの通勤時間に対して有意に反応する事が示された。一方、女性の市場労働時間は求人倍率と男性の通勤時間に対してのみ有意に反応した。しかし、女性の通勤時間を見ると、通勤時間は求人倍率以外のすべての要因に反応することが示された。したがって、女性の市場労働時間と通勤時間を含む総合労働時間では、賃金を含むいろいろな要因によく反応すると考えられる。

自由時間について見れば、求人倍率と未婚男女の比率において男女共に有意である事が示されている。しかも符号が一致する。つまり求人倍率が増加すれば、自由時間が男女共に増加する。又、未婚の男女比率が増加すると、男女共に自由時間が減少する。従って、両性が自由時間を同じ方向に調整している事を示す¹⁶⁾。

8. まとめ

この論文の分析結果の中で新たに判明した興味深い結果は、次の5点でまとめておく。

- (1) 時間配分の調整パターンが男女で異なる。特に女性は活動時間の調整に家事、基礎生活、通勤時間をよく使う。
- (2) 男性の賃金が増えると、女性の家事時間が増え、通勤時間が減る。しかし、女性の賃金が増えると、反対に女性の家事時間が減り、通勤時間が増える。
- (3) 有効求人倍率が上昇すると、男女の自由時間が増え生活のゆとりには効果がある。
- (4) 未婚の男女比率が上昇すると、男性は市場労働時間を増やし、女性は家事と基礎生活時間を増やす。
- (5) 男性の通勤時間が女性の生活時間配分を大きく左右する。

さらに、家族単位のデータが利用可能になれば、家族全員の収入の効果や、家族構成、職業等の影響も検討可能になる。これは今後の課題である。

最後にここでの結果が、日本における生活の時間的ゆとりや家事分担という問題に対して、どのような意味を持つかを考えてみたい。

男性の時間的ゆとり、つまり、自由時間及び基礎生活時間の増加の為には市場労働時間を短縮することが1つの方法となる。この労働時間の時短に効果を持つのは有効求人倍率の上昇であり、その労働時間の減少の大部分は自由時間の増加となる。もう1つの方法は、通勤時間の短縮である。通勤時間が減れば労働時間は増加するが、それ以上に自由、基礎生活時間が増加するので生活のゆとりの面ではプラス効果をもたらす。従って、大都市機能の分散等、通勤時間の短縮のための有効な策が社会的に大きな意味をもつ事になる。

男性の生活時間のゆとりを減らす方向に働く要因は未婚の男女比率である。推定結果を、採用したモデルの枠組みで解釈をする限り、女性は自らが家でのおんぼろ、夫は“達者で留守がいい”を選択する。男性の時間的ゆとりは、女性の意識に依存するという事になる。

女性の二重負担の解決策として男性の家事時間の増加は期待できるのであろうか。推定結果を見る限り大きな期待を抱くことはできない。男性の家事時間を増やす効果を持つ要因は有効求人倍率の上昇である。しかし、その弾力性値も、ベースも小さいので、有効求人倍率がかなり上昇しないと大きな効果がない。そこで、男性の一層の家事参加は、本格的な持続性のある景気回復がひとつの前提になる。

有業女性自らの家事時間は、男女の賃金格差が縮小すれば減少する。そして、女性の自由時間や、基礎生活時間が上昇し、女性の時間的ゆとりが生まれる。男性の通勤時間の短縮も女性の家事時間の減少をもたらす。しかし、家事時間が減少する分、市場労働時間が増加する。むしろ、男性の長い通勤時間が女性の市場労働供給を制約しているといえる。もしも男性の通勤時間が短縮されれば女性の市場労働時間が増え、家事時間の合理化が進むと考える。

国際的に低い水準にある有業女性の自由時間について見れば、その増加は女性の賃金の上昇と、有効求人倍率の増加とによってもたらされる。そして未婚男女の比率の上昇が自由時間を減らす。しかしながら、この場合男性にないもう1つのゆとりの取り方が女性にある。それは完全に自由な時間は増えないが、基礎生活時間が増え、家庭内でゆっくり時間を過ごすことになる。簡単にいえば、日本の有職男女が共に、生活の時間的ゆとりをもっと楽しむ為には、豊かな雇用機会、通勤時間の短縮、男女の賃金格差の縮小、そして、結婚生活における男女の役割に対する考え方の変化が必要となる。

注 釈

本誌のレフェリーの洞察力の深いコメントに感謝したい。篠原祥子氏、松井利恵氏及び川野早織氏からは研究上の助力を得た。両著者は帝塚山学園特別研究費(1994年度)の補助を受けた。

- 1) ニューズウィークの93年4月29日号。
- 2) 例えば、大竹(1992)は、家庭生活及び労働者の社会生活に、時間配分がいかに影響を与えるか、詳細に研究している。そして、主婦による市場労働と家事労働の二重負担の改善と、男性の平均労働時間の短縮は、国家的政策であるとしている。
- 3) 例えば、JETRO(1992)はなぜ日本人男性の家事時間が少ないかについて、伝統的な社会通念の他に、所得が劣る妻が家事をより多く負担する必要があるからだとしている。
- 4) 家政学的アプローチの詳細かつ包括的な生活時間の分析としては伊藤・天野・森・大竹(1983)及び伊藤・天野(1989)を参照。独自に開発されたデータセットを利用する労作である。社会学の分野では矢野(1995)を参照。NHKによって実施されている『国民生活時間調査』を利用し、生活時間の配分及び使用の問題を細かく取り上げている。
- 5) Juster & Stafford(1991)のサーベイ論文を参照。
- 6) Gronau(1986)はこの理論をサーベイしている。
- 7) これはSkoufias(1993)と同じアプローチである。
- 8) 『社会生活基本調査報告』は1991年の結果がある。しかし、この後の統計分析の為に、教育変数を年齢別、都道府県別に『就業構造基本調査報告』より抽出する。この変数は1992年にはとれない為、1986年の『社会生活基本調査報告』を利用する事とした。
- 9) 男性は通勤時間を短縮する為に転職はしないと考える。しかし、女性は家庭における女性の役割の変化に応じて、通勤時間を転職によって調整すると仮定する。
- 10) このモデルでは、男性とその配偶者が市場労働に参加していると仮定している。しかし、配偶者が、専業主婦である男性を、データで分離する事はできない。もし、専業主婦なら、時間の対価として賃金を使うのは、次善の策である。
- 11) 家庭の構成を示す変数を含めていない。『社会生活基本調査報告』の都道府県別、年齢別公表のデータは、家族構成別の区分はない。また、家族構成別の区分がある表は、十分なサンプル数がとれない。
- 12) これに対して、年齢が25歳～39歳のグループで男性の未婚率は32%、女性は、20%。年齢が40歳～59歳のグループではそれぞれの率は約5%及び10%である。
- 13) つまり、これらの符号は、採用したモデルから理論的に導かれたものではない。その為に効用関数、生産関数等の多くの仮定が必要となる。(Silberberg(1990)参照)
- 14) 推定にはSAS/ETSソフトウェアを利用した。
- 15) この解釈は本誌のレフェリーの指摘に基づく。
- 16) 矢野(1995)によると、日本の夫婦は余暇時間を一緒に過ごさない傾向があるが、ここでの結果は自由時間の増減に量的バランスを取ろうとしている可能性を示している。

参考文献

- 伊藤セツ・天野寛子編(1989)『生活時間と生活様式』光生館
- 伊藤セツ・天野寛子・森ます美・大竹美登利(1983)『生活時間』光生館
- 大竹美登利(1992)「既婚女子労働者の家庭生活問題」『大原社会問題研究雑誌』No.408(11), pp.223-49
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』東洋経済新報社
- 島田晴雄(1986)『労働経済学』モダン・エコノミクス8 岩波書店
- JETRO(1992)「欧州主要国の婦人労働環境の動向とその経済的影響について」特別経済調査レポート、平成4年度
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社
- 矢野眞和編(1995)『生活時間の社会学—社会の時間・個人の時間』東京大学出版会
- Becker, G. S. (1973) "A Theory of Marriage: Part I," *Journal of Political Economy*, Vol.81, pp.813-46.
- Becker, G. S. (1981) *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1985) "Human Capital, Effort, and Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics*, January Part 2.3(1), pp. s33-s58.
- Gronau, R. (1986) "Home Production - A Survey," *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, edited by O. Ashenfelter and R. Layard, Elsevier Science Publishers BV.
- Grossbard-Shechtman, S. (1993) *On the Economics of Marriage*, Westview Press.
- Grossbard-Shechtman, S. (1995) "Marriage Market Models," Ch.6 in *The New Economics of Human Behavior*, edited by M. Tommasi and K. Ierulli, Cambridge University Press.
- Juster, F. and F. Stafford (1991) "The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement," *Journal of Economic Literature*, Vol.XXIX, pp. 471-522.
- Kooreman, P. and A. Kapteyn (1987) "A Disaggregated Analysis of the Allocation of Time within the Household," *Journal of Political Economy*, Vol.95(2), pp.223-249.
- Silberberg, E. (1990) *The Structure of Economics: A Mathematical Analysis*, second edition, McGraw-Hill.
- Skoufias, E. (1993) "Labor Market Opportunities and Intrafamily Time Allocation in Rural Households in South Asia," *Journal of Development Economics*, Vol.40, pp.277-310.
- Van der Lippe, T. and J. Siegers (1994) "Division of Household and Paid Labor between Partners: Effects of Relative Wage Rates and Social Norms," *Kyklos*, Vol.47, pp.1109-136.