

# 日本における夫妻間の消費・余暇時間の配分の変化とその要因<sup>†</sup>

坂本 和靖

(慶應義塾大学大学院経済学研究科 特任准教授)

## 1. はじめに

1980年代以降、「共働き世帯(夫妻ともに雇用者)」は急増し、1990年代前半には「片働き世帯(男性雇用者と女性無業者)」との数が同程度に、1997年以降は片働き世帯数を上回り、増加の一途をたどっている。長い不況下で、夫の所得が不安定となり、世帯の中における稼得者としての妻の存在は大きくなっており、家計の意思決定に深く関与していることが想像に難くない。

これまでの経済学の枠組み(Unitary Model)では、家計は単一の意思決定主体のもと行動が選択されていると想定されていたが、むしろ世帯構成員間の交渉のもと意思決定が行われていると考えるのが自然ではないだろうか。

本稿では、Chiappori (1988, 1992) が示した、各世帯員が各自の選好(効用)を持つことを仮定したCollective Modelを用いて、日本の家計を事例とした消費・余暇時間の世帯内配分に関する検証を行いたい(Browning et al. 1994, Browning and Gørtz 2006)。

具体的には、1990年代以降、夫妻間において資源配分(消費・余暇時間)にどのような変化が見られたかを確認する。女性が社会進出し、共働き世帯が増えたものの、世帯内における資源配分(消費・時間)の不平等が取りざたされているが、これらが経年的(1990年代～2000年代)にどのように変化しているのかについて論究したい。

構成は以下のようになっている。第2節では、先行研究について概観し、第3節では、記述統計

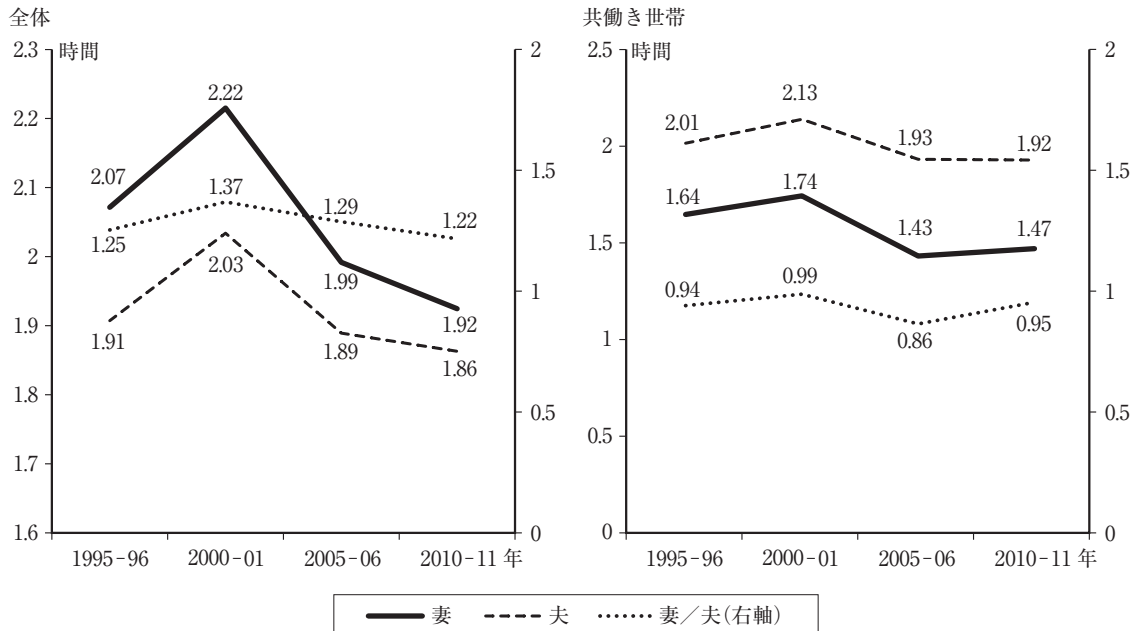
量から、消費、余暇時間の配分がどう推移していったのかを確認、第4節では、モデルおよび推計モデルの説明、第5節では、消費、余暇時間の配分の決定に対して、どのような要因が影響しているかを実証結果から考察する。

## 2. 先行研究

世帯内における資源配分に関する研究として、経済学では、消費、労働供給(その裏返しとしての余暇)の2財について扱われてきた。世帯内における消費の配分を主題とした、Browning et al. (1994) では、カナダのCanadian Family Expenditure Surveyを用いて、被服費の配分に関するIncome Pooling仮説(所得の源泉が誰であろうとそれは世帯内における被服費の配分に影響しない)の検証を行い、仮説を棄却した。また、Lundberg et al. (1997) では、イギリスのThe Family Expenditure Surveyを利用し、[父親の]所得税の税控除から、育児をしている者[母親]に(同額の)児童手当が支払われるという制度改定を自然実験として活用し、制度改定後に妻と子どもの被服費が増加したことを示している。

労働供給としての生活時間への影響を扱った先行研究では、Bertrand et al. (2003) が、南アフリカにおける年金プログラムが、年金受給者と同居している生産年齢者の労働時間の抑制に働いており、特にその長子の労働時間の減少分が大きく、Income Pooling仮説が棄却されている。またApps and Rees (2005) では、税・社会保障

図表-1 夫妻の余暇時間[平日]と男女比の推移(27~37歳)



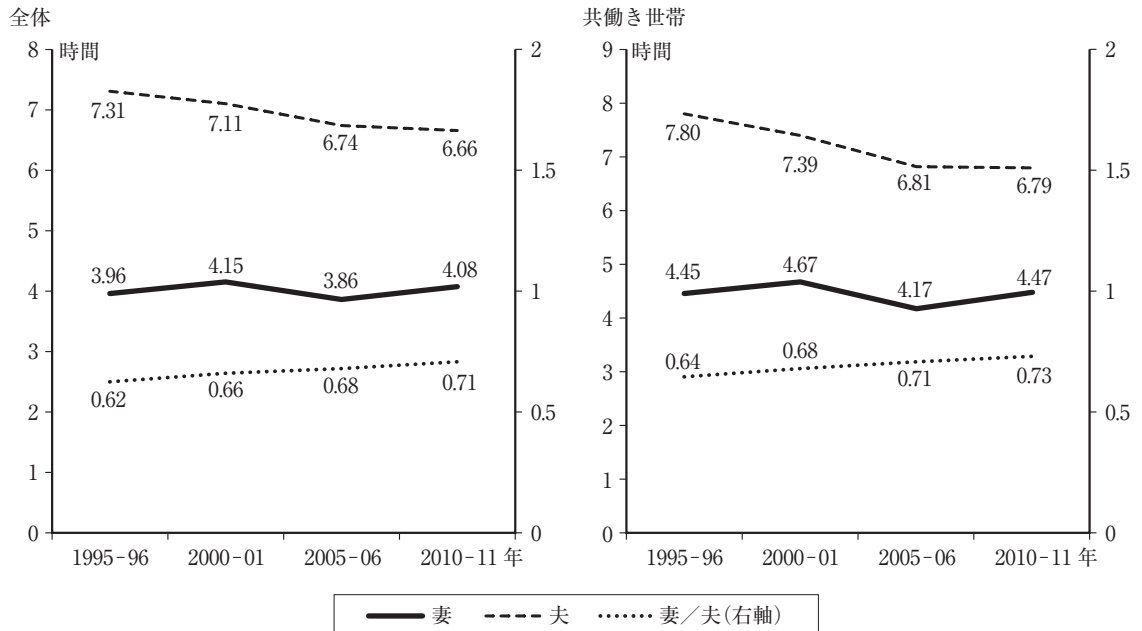
制度の違いが女性の生活時間配分に及ぼしているとし、ドイツでは専業主婦の妻がいる世帯よりも就業する妻がいる世帯は実効税率が高く、有配偶女性の就業時間を抑制、家事時間を増加させ、それ以外の国では、限界税率が各個人の所得に依存するため、就業時間を増加させるとした。

これらの結果から、所得の源泉やその他の Distribution Factors (世帯内の交渉に影響する変数、Browning et al. (1994)) によって、消費、労働供給行動それぞれに違いが生まれることが確認され、それに伴い、世帯員各人の存在に着目した Collective Model が世帯行動分析における一つの重要なモデルとして考えられるようになっている。

これまでの Collective Model による先行研究の多くでは、Output として、消費、生活時間が別々に扱われていたが、Browning and Gørtz (2006, 2012) は、2財を同時に考慮した分析の必要性を唱えた。彼らは、夫の就業時間が長く、妻は家事時間が長い傾向がみられるが、実際は、家庭ごとの事情もあり、本当のところは各世帯の heterogeneity で覆われているとし、夫(妻)が

より多く働いているのに、妻(夫)と比べて余暇(個人消費)を享受していない可能性を示唆する(一方だけが両方を多く享受する)。その理由として、①世帯内における余暇(消費)への選好は多種多様であるから、消費も余暇も惜しんで、仕事に熱中してしまっているかもしれないし、②賃金や仕事・家事の生産性が多種多様であるから、効率よく短い時間で仕事をしているため(あるいは時給が高い仕事をしているため)、余暇時間が多くとれ、さらには消費額も大きくなる。また、③世帯内における「Bargaining Power (交渉力)」が等しくなく、小さい Power しか持たない人は、より多く働かされたり、稼いだきた分の見返りが小さかったりするなどの理由が考えられる。そのため、個人消費と余暇時間の両方を検討する必要性を提起している。本稿では、日本の家計データを用いて、Browning and Gørtz (2006, 2012) に倣い、消費と余暇時間の双方の配分に注目した分析を行う。

図表-2 夫妻の余暇時間[休日]と男女比の推移(27~37歳)



### 3. 夫妻間の消費、余暇時間配分の推移

本稿では、公益財団法人家計経済研究所が1993年から同一世帯に対して追跡調査を行っている「消費生活に関するパネル調査 (JPSC)」の1994～2011年分を用いている (2011年度のデータの詳しい詳細は、久木元 (2012) を参照)。本稿の分析では有配偶者に限定し、夫妻間の消費、生活時間の配分がどのように推移していったのかを確認する。なお、時点間比較を行う場合は、対象者の年齢を27～37歳に固定している。

#### (1) 余暇時間

多くの先行研究では、週当たりの生活時間を用いた推計を行っているが<sup>1)</sup>、ここでは、より詳細な行動を観察するため、平日と休日に分けて、余暇時間 (趣味・娯楽時間) の平均時間および男女比の推移をみる。最新年度の2011年から5年間ずつ遡って比較を行うと、平日の余暇時間は、妻、夫ともに、2000年前後で一時的に上昇するものの、その後漸減している (図表-

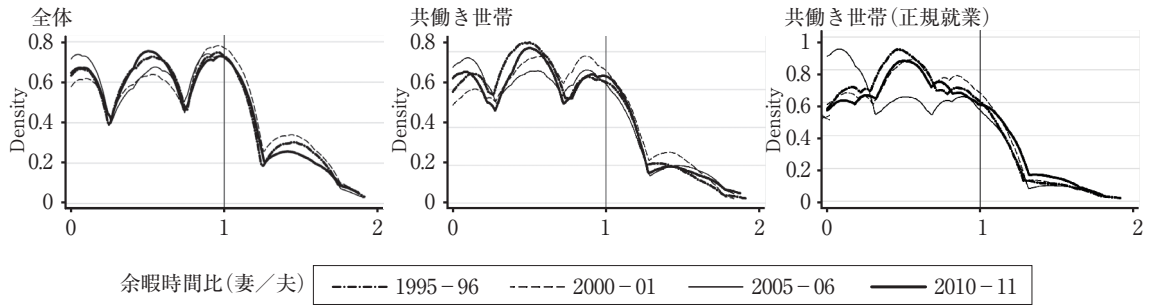
1)。また男女比 (妻÷夫) は専業主婦を含めた全体では、一貫して「1」以上あり、妻の方が長い余暇時間を享受しているものの、共働き世帯に限定すると、「1」弱となり、夫の方が長い余暇時間を得ている。

休日の余暇時間では、夫の余暇時間が一貫して減少する一方で、妻の余暇時間、および男女比 (妻÷夫) が逡増しているが、平均値で見れば、夫の余暇時間の方がとても長く、「0.62」～「0.71」と両者の差が開いている (図表-2)。これは共働き世帯でもほとんど変わらない。

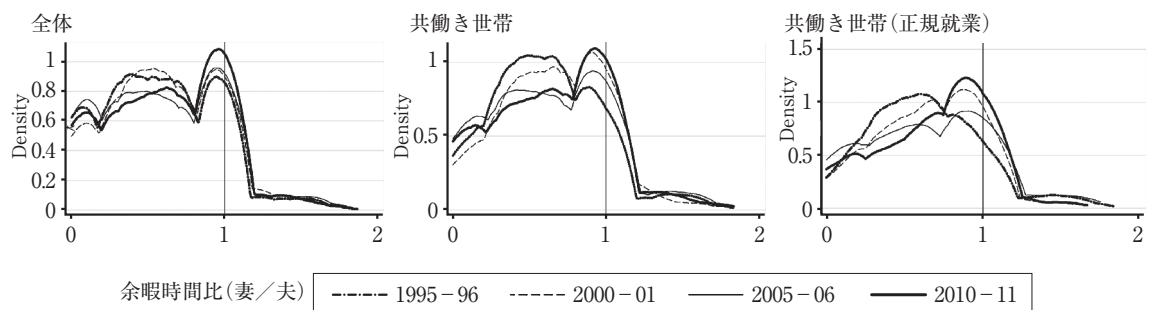
次に、平均値の推移だけでなく、各時点の余暇時間の男女比の分布の変化をみると、4時点の中では、2000年前後の余暇時間 (平日) の分布が最も右側に偏っており (相対的に妻の余暇時間が長い)、余暇時間 (休日) では、2010年前後に分布が右に偏る傾向が確認された (図表-3、4)。

最後に、就業形態別に余暇時間に加えて、家事、育児時間をみると、以下のような特徴がみられる (図表-5)<sup>2)</sup>。まず余暇時間 (平日) では、無業、非正規就業ほど妻の余暇時間が長く、逆

図表-3 余暇時間の男女比(平日、妻÷夫)



図表-4 余暇時間の男女比(休日、妻÷夫)



に夫は妻が無業であるほど余暇時間が短い。余暇時間（休日）では、反対に妻は無業であるほど余暇が短くなるが、夫は妻の就業形態による違いがあまりみられない。

家事・育児時間では、夫が正規就業の場合は、妻の就業形態により、夫の家事・育児時間に違いが表れるが、大きな差が見られなかった。また、たとえ夫がパート就業、無業であっても、夫の家事・育児時間は、妻の家事・育児時間を超えることはなく、夫の趣味・娯楽時間も、妻の趣味・娯楽時間を超えている。総じて就業しているかどうかにかかわらず、妻の家事時間の差異は小さく、就業有配偶女性は、ダブル・シフト (Hochschild 1989) を強いられていることを示唆している。

(2) 消費

本節では、消費の定義と個人消費の特徴について説明する。先行研究では、誰のための

消費かを特定できる、いわゆる“Assignable Goods”として被服・履き物や教養・娯楽・交際費などを用いているが、JPSCでは、消費の内訳について尋ねているものの、それらが世帯員毎に分類されていないため、夫妻いずれの消費にあたるものかを区別できない。そこで、調査項目にある月あたりの消費額（「生活費その他の支出」を、「家族共通の支出」、「妻のための支出」、「夫のための支出」、「子どものための支出」、「それ以外のための支出」に分類した項目のうち、「妻のため」「夫のため」を個別の「支出」として用いる。

消費の平均値および男女比の推移をみると、2000年代以降に夫分が減少し、妻分が増加する傾向にあり、共働き世帯に限定すると、その傾向がより強く表れている（図表-6）。また、分布の推移をみると、他の年と比べて、2011年において「1」（=夫妻の消費が同額）となる世帯数が増えており（図表-7）、前節の余暇時

図表-5 夫婦就業形態別の生活時間(平日・休日、2011年)

単位:時間

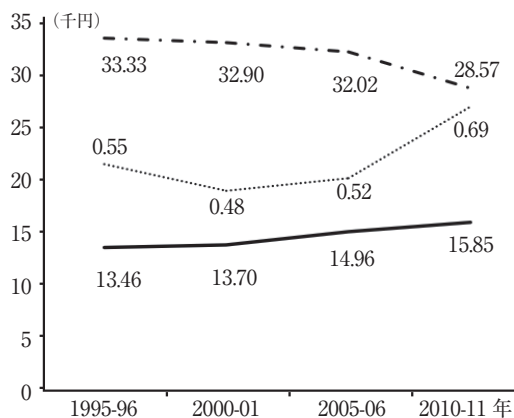
		妻			夫			趣味・娯楽時間 男女比(妻/夫)	
夫	妻	人	平日			平日			
			就業時間	家事・ 育児時間	趣味・ 娯楽時間	就業時間	家事・ 育児時間		趣味・ 娯楽時間
正規就業	正規就業	213	8.01	4.13	1.37	11.00	0.86	1.96	0.70
正規就業	非正規就業	419	6.03	4.92	1.96	10.64	0.58	2.04	0.96
正規就業	無業	408	-	9.24	3.49	11.15	0.52	1.73	2.01
非正規就業	正規就業	34	8.05	4.50	0.93	9.68	0.69	2.43	0.38
非正規就業	非正規就業	80	6.79	4.57	2.02	10.04	0.68	2.62	0.77
非正規就業	無業	69	-	9.11	3.04	10.39	0.41	2.36	1.29

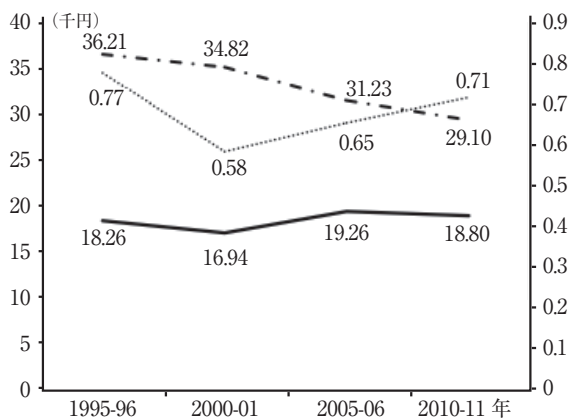
		妻			夫			趣味・娯楽時間 男女比(妻/夫)	
夫	妻	人	休日			休日			
			就業時間	家事・ 育児時間	趣味・ 娯楽時間	就業時間	家事・ 育児時間		趣味・ 娯楽時間
正規就業	正規就業	213	-	6.42	4.91	-	2.56	7.13	0.69
正規就業	非正規就業	419	-	6.82	4.74	-	2.45	7.43	0.64
正規就業	無業	408	-	8.43	4.12	-	3.28	7.11	0.58
非正規就業	正規就業	34	-	7.30	4.17	-	2.27	6.55	0.64
非正規就業	非正規就業	80	-	6.19	5.21	-	1.86	7.64	0.68
非正規就業	無業	69	-	8.79	3.76	-	2.31	7.89	0.48

図表-6 夫妻の消費額と男女比の推移(27~37歳)

全体



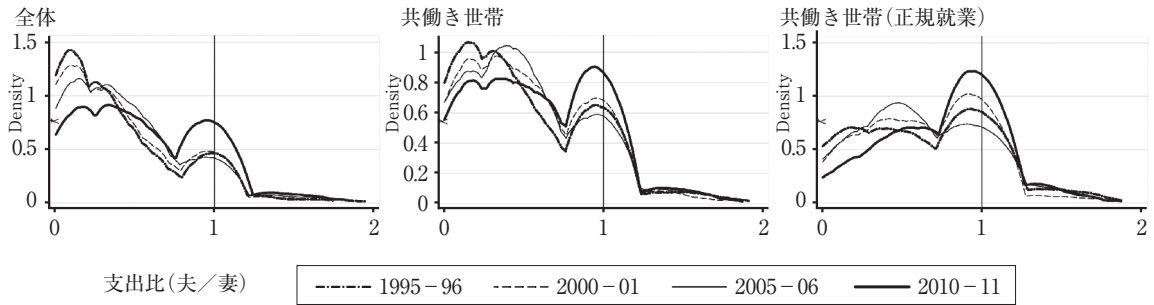
共働き世帯



— 妻分 - - - 夫分 ..... 妻/夫(右軸)

— 妻分 - - - 夫分 ..... 妻/夫(右軸)

図表-7 消費の男女比(妻÷夫)



図表-8 夫婦就業形態別の月あたり消費額(2011年)

夫	妻	人	全体 千円	妻 千円	夫 千円	妻/夫
正規就業	正規就業	198	289.35	30.24	35.72	0.85
正規就業	非正規就業	426	260.46	15.45	33.08	0.47
正規就業	無業	392	238.78	12.94	33.15	0.39
非正規就業	正規就業	29	272.03	28.76	24.34	1.18
非正規就業	非正規就業	123	256.49	16.28	26.62	0.61
非正規就業	無業	64	232.06	13.38	22.02	0.61

間と比べても、消費の男女比はより均等になる傾向がみられる。

加えて、就業形態別にみると、妻が正規就業であるほど、妻の消費額は大きく、夫との差が小さいが、妻が非正規就業、無業では双方とも夫より消費額が小さい(図表-8)。正規就業であるかどうかで(あるいは稼得所得の多寡により)、享受できる消費額に開きがあることが確認された。

### (3) 消費と余暇時間

本節では、前節までに男女比として示した、相対的消費(妻/夫)と相対的余暇時間(妻/夫)との関係を確認する。相対的消費と相対的余暇時間(平日)は、緩い負の相関がみられた(OLS推計では係数は負であるものの統計的に有意ではない:係数-0.018、t値-1.15)。一方、休日では、緩い正の相関が確認された(OLS

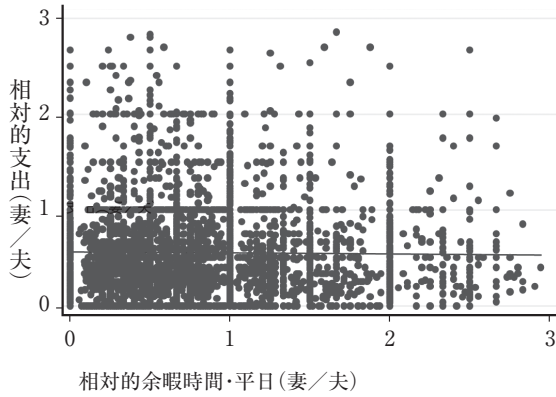
推計では係数は正で、統計的に有意である:係数0.088、t値8.80)。前者では余暇と消費は代替的な関係が、後者では、両者は補完的な関係がみられた。1週間あたりの生活時間で分析していた、Browning and Gørtz (2006, 2012)では、正の関係のみであったが、平日、休日と分類したことで、異なる結果となったのは興味深い。

## 4. モデル<sup>3)</sup>

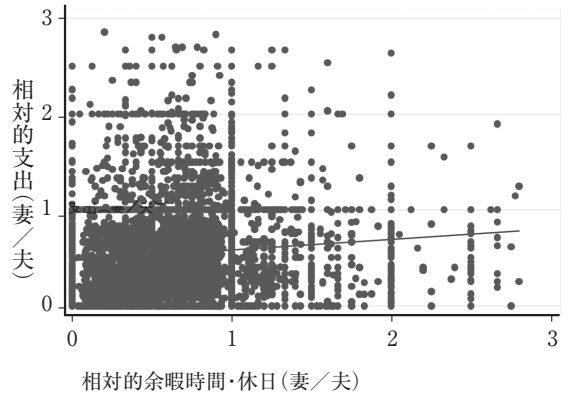
### (1) Collective Model

世帯内における時間と消費の配分に関するモデルを示す(Browning and Gørtz 2006; 2012)。ここでは主立った2人の世帯員( $i = A, B$ )の余暇時間 $l_i$ ・市場労働時間 $m_i$ ・家事労働時間 $h_i$ と、私的財 $c_i$ ・(世帯内)公共財 $c_H$ の消費の配分は以下のように示される。

図表-9 相対的消費(Y軸)と相対的余暇時間・平日(X軸)



図表-10 相対的消費(Y軸)と相対的余暇時間・休日(X軸)



$$c_A + c_B + c_H = w_A m_A + w_B m_B + n \quad (1)$$

$$l_A + h_A + m_A = T \quad (2)$$

$$l_B + h_B + m_B = T \quad (3)$$

$$Q = F(h_A, h_B, c_H) \quad (4)$$

$$u_A = u_A(c_A, l_A, Q) \quad (5)$$

$$u_B = u_B(c_B, l_B, Q) \quad (6)$$

$c$ は消費、 $w$ は労働所得、 $n$ は非労働所得、 $Q$ は世帯内公共財、 $u$ は効用を示し、 $H, A, B$ はそれぞれ世帯、妻、夫を指している。

まず、第(1)式は消費に対する予算制約を、第(2)、(3)式は世帯構成員それぞれの時間制約を、第(4)式では、(世帯内)公共財が構成員各人の家事時間 $h_i$ と公共財に投入する財 $c_H$ から生み出されていることを示している。また第(5)、(6)式は世帯構成員それぞれの効用を指している。

さらに、世帯内において、一方(妻/夫)が他方(夫/妻)の効用を考慮(Care)するとし、各人のベンサム型(加算型)社会的厚生関数は以下のように示される。

$$\Psi_A = u_A + \lambda_A u_B \quad (7)$$

$$\Psi_B = u_B + \lambda_B u_A \quad \lambda_i > 0 \quad (8)$$

上記のweight  $\lambda_i$ はCareの程度を指しており、さらに、世帯全体の社会的厚生関数を示すと、

$$\Psi = \tilde{\mu} \Psi_A + (1 - \tilde{\mu}) \Psi_B \quad \tilde{\mu} \in [0, 1] \quad (9)$$

$\mu$ はPareto Weightと呼ばれ、世帯内における「Power」の配分とケアの程度から構成されている。もし、 $\mu$ が一定に固定されているとUnitary Modelとなり、一定でない場合は、Collective Modelとなる<sup>4)</sup>。一般的に、Powerの世帯内配分はDistribution Factorsに依存している。具体的なDistribution Factorsの事例としては、世帯構成員A、Bの相対的な年齢・就学年数・賃金や、世帯外の要因として、居住地域における人口の性比などが挙げられる<sup>5)</sup>。

## (2) 推計モデル

ここでは、実証するにあたり、効用関数内において、分離性仮定を置くこととし、これを可能とするために、簡単なパラメータ化を行う。

以下では、効用関数は加法的<sup>6)</sup>、余暇時間をPower(べき)型関数で表現する<sup>7)</sup>という2つの仮定を課した上で $c_i, l_i, Q$ の3つの変数により構成されているとした。

$$u^A = \theta_A \ln(c_A) + \tau_A (\rho / \rho - 1) (l_A)^{\frac{\rho-1}{\rho}} + f(Q) \quad (14)$$

$$u^B = \theta_B \ln(c_B) + \tau_B (\rho / \rho - 1) (l_B)^{\frac{\rho-1}{\rho}} + f(Q) \quad (15)$$

$\rho$ は余暇の異時点間代替弾性値(Frisch労働弾性値)を指している。次に、個人Aの相対的な消費、個人Aの相対的な余暇時間を示

図表-11 推計結果

Unrestricted Model										
	相対的消費 (妻/夫)		相対的余暇時間 (妻/夫、平日)		相対的消費 (妻/夫)		相対的余暇時間 (妻/夫、休日)		人	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
世帯月収 (対数値)	0.34	0.04 ***	-0.08	0.04 **	0.34	0.04 ***	0.11	0.03 ***		
相対的賃金 (妻/夫、対数値)	3.79	0.19 ***	-1.06	0.19 ***	3.79	0.19 ***	0.26	0.14 *		
年齢差	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
就学年数差	-0.01	0.01	-0.04	0.01 ***	-0.01	0.01	-0.02	0.00 ***		
子ども人数	-0.10	0.01 ***	-0.06	0.01 ***	-0.10	0.01 ***	-0.09	0.01 ***		
定数項	-5.43	0.24 ***	1.22	0.23 ***	-5.43	0.24 ***	-0.97	0.17 ***		
R <sup>2</sup>		0.12		0.03		0.12		0.04		
Corr (x <sup>2</sup> )		-0.0452 (8.863)					0.0577 (14.473)			
人		4,346					4,346			
Restricted Model										
	相対的消費 (妻/夫)		相対的余暇時間 (妻/夫、平日)		相対的消費 (妻/夫)		相対的余暇時間 (妻/夫、休日)		人	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差		
世帯月収 (対数値)	0.33	0.04 ***	-0.05	0.04	0.34	0.04 ***	0.12	0.03 ***		
相対的賃金 (妻/夫、対数値)	3.51	0.19 ***	0.35	0.03 ***	3.77	0.19 ***	0.39	0.03 ***		
年齢差	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00		
就学年数差	-0.02	0.01 ***	0.00	0.00 ***	-0.01	0.01 **	0.00	0.00 **		
子ども人数	-0.10	0.01 ***	-0.05	0.01 ***	-0.10	0.01 ***	-0.09	0.01 ***		
定数項	-5.15	0.24 ***	-0.22	0.15	-5.40	0.24 ***	-1.12	0.11 ***		
R <sup>2</sup>		0.12		0.00		0.12		0.03		
Corr (x <sup>2</sup> )		-0.0498 (10.773)					0.0568 (14.029)			
人		4,346					4,346			

1) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%、5%、10%統計的に有意であることを示している  
 2) 1994～2011年分のデータを利用

すと、

$$c = \frac{C_A}{C_B} = \theta \mu$$

$$l = \frac{L_A}{L_B} = (\mu \tau \frac{w_B}{w_A})^\rho = (\mu \tau)^\rho w^{-\rho}$$

となる<sup>8)</sup>。

ここで、Pareto Weight  $\mu$ は、夫婦間の相対的な賃金 $w$ と賃金以外のDistribution Factor  $Z$  (夫婦間の年齢差、就学年数差など)から構成されている。

$$\mu = \exp(\alpha_0 + \alpha'z + \delta \ln(w) + \varepsilon_\mu) \tag{16}$$

自由裁量消費と余暇時間の係数 $\theta$ と $\tau$ は、世帯の基本属性 $a$  (世帯員の年齢、子ども人数など)から構成されているとする。

$$\theta = \exp(\gamma_{\theta 0} + \gamma'_\theta a + \varepsilon_\theta) \tag{18}$$

$$\tau = \exp(\gamma_{\tau 0} + \gamma'_\tau a + \varepsilon_\tau) \tag{19}$$

相対的自由裁量消費方程式 (16) や相対的余暇時間方程式 (17) に、これらの $\mu, \theta, \tau$ を代



図表-12 相対的賃金(妻/夫、対数値)の係数

被説明変数 調査年	相対的消費 (妻/夫)	相対的余暇時間 (妻/夫、平日)	相対的消費 (妻/夫)	相対的余暇時間 (妻/夫、休日)
1995-96	2.08 ***	0.15	2.16 ***	0.16
2000-01	3.26 ***	0.32 ***	3.50 ***	0.35 ***
2005-06	3.70 ***	0.38 ***	3.73 ***	0.38 ***
2010-11	3.36 ***	0.33 ***	3.25 ***	0.32 ***

1) \*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%、5%、10%統計的に有意であることを示している  
2) Restricted Model

入する。

$$\ln c_A/c_B = \ln c = (\alpha_0 + \gamma_{\theta 0}) + \alpha'Z + \gamma'_{\theta}a + \delta_w \ln(w) + (\varepsilon_{\theta} + \varepsilon_{\mu} + \eta) \quad (20)$$

$$\ln l_A/l_B = \ln l = \rho(\alpha_0 + \gamma_{\tau 0}) + \rho\alpha'Z + \rho\gamma'_{\tau}a + \rho(\delta_w - 1)\ln(w) + \rho(\varepsilon_{\tau} + \varepsilon_{\mu}) \quad (21)$$

異時点間代替弾性値  $\rho$  は時点を年齢に置き換えることで、推計可能ではあるが (MaCurdy 1981; Browning et al. 1999; 黒田・山本 2007)、本稿で用いるデータは調査対象者年齢を限定しているため、正確な値を推計するのは困難であると考えられる。ここでは、先行研究で得られている先験的な  $\rho$  の値を用いることとする。

上記の2式を誘導型にすると、

$$\ln c = \pi_{c0} + \pi'_c Z + \pi'_c a + \pi_c^w \ln(w) + \varepsilon_c \quad (22)$$

$$\ln l = \pi_{l0} + \pi'_l Z + \pi'_l a + \pi_l^w \ln(w) + \varepsilon_l \quad (23)$$

となり、この2式には以下の制約が課せられる。

$$\pi_c^i = \rho \pi_c^i \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, D \quad (24)$$

$$\pi_c^w = \rho(\pi_c^w - 1) \quad (25)$$

Browning and Görtz (2006) では、先験的にもっともらしい値として ( $\rho = 0.05 \sim 0.1$ ) を用いているが、ここでは、黒田・山本 (2007) が日本のデータである『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省) を用いて、実測した結果 (0.14)<sup>10)</sup> を用いた。

なお、次節以降の推計では被説明変数として相対的な比 (消費、余暇時間) の対数値を用いるのだが、個人 A、B いずれかの対象者の値が 0 である場合、比は計測することができない。ここでは、0円となっている箇所には、Cragg (1971) のモデル (詳しい推計方法については坂本 (2008) を参照) で推計した推計値を入れて、サンプル数の減少を防いでいる<sup>11)</sup>。

## 5. 推計結果

本節では、被説明変数として、相対的な消費 ( $c_A/c_B$ )、相対的な余暇時間 ( $l_A/l_B$ ) の対数値を、説明変数として、世帯全収入 (対数値)、夫妻の賃金収入 (対数値) の比、夫妻間の年齢差、夫妻間の就学年数差、子ども人数 (18歳未満) を用いて、Random Effect Estimation of Seemingly Unrelated Regression による、推計を行った。

まず、何の制約を課さないモデル (Unrestricted Model) では、相対的賃金が高いほど、相対的な消費も高く、また、(平日の) 相対的余暇時間は短くなり、週あたりの余暇時間を用いた、Browning and Görtz (2006) と同様な結果となった。これは、妻の賃金収入が相対的に多いほど、妻の消費割合が高くなり、逆に余暇時間は減少するという2財の「代替的」な関係性がうかがわれる。しかし、休日の余暇時間を被説明変数とした場合、相対的賃金は、消費、余暇時間双方に対して、正に有意となり、相対的に賃金が高い妻は、消費のみならず、余暇時間も多く享受しているという非常に興味深い結果となった。

それ以外の Distribution Factors は、妻の就学年数が長いほど、余暇時間が短くなるという予想と逆の結果が得られている（表章しないが、個別に就学年数を説明変数とした場合、双方とも正に有意な結果が得られている）。

次に、賃金、年齢、就学年数のそれぞれに制約（24、25式）をかけた推計（Restricted Model）では、相対的賃金の影響は、いずれのモデルにおいても、相対的消費、相対的余暇時間（平日、休日とも）に対して正に有意となり、2財の関係は補完的であり、世帯内（夫婦間）において、高い賃金を得る者は、2財とも多く享受し得るという結果となった。加えて、経年的な相対的賃金の影響の推移をみるために、推計値を表章した（図表-12）。相対的消費に対する影響は1990年代後半から一貫して有意となっており、相対的余暇時間に対する影響は2000年以降であることが確認された。賃金比が高く、Bargaining Power（交渉力）のある妻は余暇時間が相対的に長くなることが確認できた。これらは Collective Model に則った結果と言える。

## 6. まとめ

1990年代以降、女性の社会進出が一般化し、共働き世帯が増えたものの、世帯内における資源配分（消費・余暇時間）の不平等が取り沙汰されてきた。ここでは、2財の配分がどのように推移しているか、また夫妻間配分の決定に対して、どのような要因が影響しているのかを考察した。特に、有配偶世帯において、共働き世帯数が増加し、妻の家計所得に対する貢献度が高まっていることを考慮し、複数の世帯構成員による意思決定を考慮した Collective Model に基づき、財の配分に関する研究を行った。

まず、平日、休日に分けて、余暇時間の夫妻間の配分の推移をみると、平日では、一貫して妻の方が多く享受しているものの、共働き世帯に限定すると、夫の方が長くなる。休日では、妻の就業にかかわらず、男女比（妻÷夫）が約0.6～0.7と夫の余暇時間の方が長いことが確認された。職

業別に他の生活時間をみると、就業している妻はダブル・シフトが強いられている状況にあった。

また、夫妻の消費配分の推移では、2000年代以降に夫分が減少し、妻分が増加しており、共働き世帯に限定すると、その傾向がより強く表れた。特に、2010～11年において、男女比が「1」（＝夫妻の消費が同額）となる世帯数が増え、余暇時間と比べても、均等になる傾向にある。

次に、2財の夫妻間における資源配分に対して、互いの Bargaining Power に着目し、夫妻の年齢差や所得比などを Distribution Factors として捉え、実際の配分への影響を精査した。その結果、相対的な賃金比（妻／夫）が、相対的消費のみならず、相対的余暇時間（平日、休日ともに）に対しても、影響を持ちうるという推計結果が得られた。この結果、現状、配分の平均値では、消費・余暇時間ともに、就業している妻への配分が少ない状況にあるが、妻の相対的な賃金が高まることで、資源配分への意思決定に影響し、より多くの自由裁量消費、余暇時間を享受しうる可能性が示唆された。

※本研究は、一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点「日本における消費者行動の実証分析：税制、家計行動、世帯内資源配分」（研究代表者：坂本和靖）から一部支援を受けている。

### 注

- 1) 平日と休日に分けた生活時間の分析を行っている数少ない事例として、Ichino and Galdeano (2005) が挙げられる。
- 2) 夫が無業である調査対象者数が少なかったため、ここでは夫が就業している世帯に限定している。
- 3) 坂本 (2008) より引用している。
- 4) 両者の正確な定義の違いについては、Browning et al. (2004) にまとめられている。
- 5) 以下で展開する数式を簡便に表現するために以下の条件を課す。

$$\frac{u_C^B}{u_C^A} = \mu \quad (10) \quad \frac{u_I^B}{u_I^A} = \mu \frac{w_B}{w_A} = \frac{u}{w} \quad (11) \quad \frac{u_I^i}{u_C^i} = w_i \quad (12)$$

$$\text{Max } u_A(c_A, l_A, Q) \quad \text{s.t. } c_A + w_A l_A = y_A \quad (13)$$

$y_A$  は個人 A の個人消費、余暇のための所得の配分であり、また世帯内モデルでは「Sharing Rule」としても知られている。

- 6) 消費と労働供給が補完財であると設定できる（外に働きに出るという費用の存在、市場で得られる家計内生産財

- と家事とが代替可能などの理由から)。
- 7) 他の型の関数を用いると、4本の方程式が必要となるが、Power型を用いることで、省力化できる。
- 8) (17) 式の  $\tau = \tau_A/\tau_B$  は個人Aの余暇に対するウェイトを指している。  
Unitary Modelを比較静学で検討すると、  

$$\frac{\partial c}{\partial \mu} > 0, \frac{\partial l}{\partial \mu} > 0 \quad \frac{\partial c}{\partial \theta} > 0, \frac{\partial l}{\partial \theta} = 0 \quad \frac{\partial c}{\partial \tau} = 0, \frac{\partial l}{\partial \tau} > 0$$
 Pareto Weight  $\mu$ の増加は、消費、余暇時間両方に正の影響を与えており、 $\theta$ 、 $\tau$ はそれぞれ消費、余暇時間のみに正の影響を与えていると解釈できる。さらに、Distribution Factors  $Z(z_1, \dots, z_D, w)$  は、相対的な消費  $c$ 、余暇時間  $l$  に影響を与えないとなる ( $\frac{\partial l}{\partial Z} = 0, \frac{\partial c}{\partial Z} = 0$ )。もし、0とならなかった場合、Unitary Modelは成立しないことを意味する。
- 9) DはDistribution Factorの数(最大値)。
- 10) 労働時間の弾性値が0.14(男性)、0.13(女性)となっている。
- 11) 邦文でZero Expenditure問題について詳しい文献として、牧(2007)が挙げられる。近年、一般的になっている手法として、Double Hurdle Modelなどがある。

## 文献

- 久木元真吾, 2012, 「家族の中のダイナミズム、ダイナミズムの中の家族」『季刊家計経済研究』96: 2-5.
- 黒田祥子・山本勲, 2007, 「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか? ——労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』26(2): 1-40.
- 坂本和靖, 2008, 「世帯内における消費・余暇配分の構造」チャールズ・ユウジ・ホリオカ・家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 21-47.
- 牧厚志, 2007, 『消費者行動の実証分析』日本評論社.
- Apps, Patricia and Ray Rees, 2005, "Gender, Time Use and Public Policy over the Life Cycle," IZA Discussion Papers 1855, Institute for the Study of Labor (IZA) Papers 7594, National Bureau of Economic Research.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan and Douglas Miller, 2003, "Public Policy and Extended Families: Evidence from South Africa," *The World Bank Economic Review*, 17(1): 27-50.
- Browning, Martin, Francois Bourguignon, Pierre-Andre Chiappori and Valerie Lechene, 1994, "Income and Outcomes: A Structural Model of Intrahousehold Allocation," *Journal of Political Economy*, 102: 1067-1096.
- Browning, Martin, Lars Peter Hansen and James Heckman 1999, "Micro Data and General Equilibrium Models," *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1A, 543-633.
- Browning, Martin, Pierre-Andre Chiappori and Valerie Lechene, 2004, "Collective and Unitary Models: A Clarification," Economics Series Working Papers, No.191, Department of Economics, University of Oxford.
- Browning, Martin and Mette Gørtz, 2006, "Spending Time and Money within the Household," Economics Series Working Papers, No.288, Department of Economics, University of Oxford.
- Browning, Martin and Mette Gørtz, 2012, "Spending Time and Money within the Household," *The Scandinavian Journal of Economics*, 114(3): 681-704.
- Chiappori, Pierre-Andre, 1988, "Rational Household Labor Supply," *Econometrica*, 56(1): 63-90.
- , 1992, "Collective Labor Supply and Welfare," *Journal of Political Economy*, 100(3): 437-467.
- Cragg, John, 1971, "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods," *Econometrica*, 39: 829-844.
- Hochschild, Arlie Russell with Anne Machung, 1989, *The Second Shift: Working Parents and the Revolution at Home*, New York: Viking Penguin. (=1990, 田中和子訳『セカンド・シフト——アメリカ共働き革命のいま』朝日新聞社).
- Ichino, Andrea and Anna Sanz de Galdeano, 2005, "Reconciling Motherhood and Work: Evidence from Time Use Data in Three Countries," Daniel Hamermesh and Gerard Pfann eds., *The Economics of Time Use*, Amsterdam: Elsevier, 263-288.
- Lundberg, Shelly, Robert Pollak, and Terence Wales, 1997, "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit," *The Journal of Human Resources*, 32(3): 463-480.
- MaCurdy, Thomas, 1981, "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy*, 89(6): 1059-1085.

さかもと・かずやす 慶應義塾大学大学院経済学研究科 特任准教授、公益財団法人 家計経済研究所 客員研究員。主な論文に "What Motivates Volunteer Work in an Emergency?" (共著, *Economic Bulletin*, 32(3))。労働経済学、生活経済学専攻。(kazuyasu.sakamoto@z2.keio.jp)