

夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス[†]

山口 一男

(シカゴ大学社会学部教授)

1. 序

本稿の主たる目的は夫婦関係満足度の決定要因の1つとしてワーク・ライフ・バランス(大沢2006)の果たす重要な役割を実証的に明らかにすることである。夫婦関係満足度や結婚満足度¹⁾については、米国でもわが国でも数多くの先行研究があるが、ワーク・ライフ・バランスとの関連に焦点を当てたものは少ない。ワーク・ライフ・バランスには2つの相互に関係する側面がある。まず第1には人々が柔軟に働ける社会を実現することであり、主として企業の雇用のあり方や労働市場のあり方の改革を通じて、人々が柔軟に働ける選択の余地を広げようという趣旨である。第2は柔軟な働き方を通じて職業生活も家庭生活もともに充実した満足のいくものにしようという趣旨で、個人や家族の選択に重きがおかれる。本稿の主な関心は后者であり、特に有配偶女性の夫婦関係満足度との関連が主題である。ワーク・ライフ・バランスについて家族のタイムバジェットの利用のあり方の観点から見直しが始まったのはごく最近のことである(Schneider and Waite 2005)。この点についての確立した理論はまだない。本稿では、パネル調査データ分析を通じ、夫の収入など家庭の経済面の影響とともに、夫婦がともに生活する仕方に見られるワーク・ライフ・バランスの特徴や子どもの出生の妻の夫婦関係満足度への影響を分析し、分析結果の社会的意味もあわせて議論する。

2. 結婚満足度とワーク・ライフ・バランスの関係についての簡単なレビュー

わが国では稲葉(2005)が結婚満足度と密接な負の関係にある結婚ディストレスについて、妻のディストレスに夫の家事参加や育児参加は影響せず大事なのは夫の妻への情緒的サポートであると結論している。一方、木下(2004)は夫の家事参加度は弱い有意に妻の結婚満足度を高めると結論している。アメリカにおいてもこの点については一貫した結果が得られないのだが(Shelton and John 1996)、このことを説明する理由として夫婦の家庭内分業と結婚満足度の関係は一樣でなく、家庭内分業のあり方そのものではなく、それを公平と見るか否か、その結果、分業のあり方に満足しているか否かが、より一般的な結婚満足度に影響するという説が実証的に支持を得ている(Frisco and Williams 2003; Greenstein 1996; Lavee et al. 2002; 末盛・石原 1998)。だから例えば夫の家事・育児分担割合を一定とすれば、妻が伝統的的家庭内分業を否定するという意味で男女平等主義的なほど妻の結婚満足度は減少し、夫が男女平等主義的なほど夫の結婚満足度は増加するという結果を生む(Amato and Booth 1995)。しかし、本稿の分析では直接関連する変数が得られないため、この仮説は検証できない。

一方、家事と育児は違うという論もある。夫の育児への不参加は、家事の場合と異なり公平感にはあまり依存せず、一樣に結婚不満足を生むという説である。Karmijn(1999)はオランダのデー

タを用い、夫の育児分担度の低さが主観的な離婚リスクの評価に強く影響を与えること、またこれは夫の育児不参加の程度が妻の結婚不満足と結びついているせいであることを示した。また、わが国では永井（2002）が、出産は夫婦関係満足度を平均的に低下させるが、夫の育児分担度が高いとその効果を緩和することを示している。

育児経験と少子化との関連もある。山口（2005）は有配偶女性の子供を産みたくない理由の潜在クラス分析を通じて、育児負担や夫の非協力など第1子を産んだ後のネガティブな育児経験が第2子を産むこと的主要な障害となっていることを示した。本稿では出産が夫婦関係満足度にもたらす影響の分析を通じて、この傾向を他の側面から確認する。

結婚満足度の決定要因は日米にも違いがある。Kamo（1993）は夫の収入の高さは、日本の妻の結婚満足度は高めるが、米国の妻の結婚満足度には影響していないと報告している。一方、夫婦の生活活動や友人の共有の影響は日米共通であるという。永井（2000）はわが国では夫の年収だけでなく、預貯金・有価証券の額や、夫や妻の学歴の高さも夫婦関係満足度を増すことを示している。しかし夫の収入や家族の富や夫の地位の結婚満足度への強い影響は米国では報告されていない。結婚不満足と強く関係する離婚のリスクを生むのは夫の地位の低さではなくむしろ夫婦の間の地位の不一致であり（Tzeng 1992）、夫の収入の影響については専業主婦の間では夫の収入は離婚率に影響するが、大多数である有業の妻の間では影響しないという結果が報告されている（Ono 1998）。

また結婚満足度について結婚継続年数への依存のパターンについての従来、実証的理由からU字カーブ理論というのが提唱されてきた。結婚満足度は結婚継続年数とともに減少するが、年を経てむしろ増加に転じるという理論である。しかし最近この傾向は実は低満足者が離婚や標本離脱により結婚継続年数が増えるにつれて次第にいくなくなることの選択バイアスによる見かけの傾向で、実際には結婚満足度は結婚継続年数とともに単調減少し上向きに転じることはないとの研究結果が発

表された（VanLaningham 2001）。この研究は本稿でも用いる固定効果モデル（後述）を用いている。また永井（2005）も固定効果モデルを用いてわが国でも同様の結果が得られることを示した。この発見の意味は重要である。もし結婚満足度の結婚継続年数への依存の仕方の推定が選択バイアスのせいで偏っているとすると、結婚継続年数と強く相関する子どもの数の結婚満足度への影響の推定も偏るからである。本稿では選択バイアスを制御するモデルと制御しないモデルを用いて、結婚継続年数を含むさまざまな説明変数の影響が、選択バイアスによるものか、より因果的な関係のものか、を見極める。

3. 本稿の分析的戦略と主な一般的仮説

以上の考察から、本稿の分析には以下の一般的な仮説を置き、それを実証し、また緻密化する。

- (1) わが国では妻の夫婦関係満足度には精神的満足度と、それとは独立の経済的満足度が主な構成要素としてあり、主として異なった決定要因に依存する。また妻の夫婦関係満足度の決定要因は両者の決定要因を含む。
- (2) より具体的には経済的満足度は、夫の収入や家族の資産など夫や家族の地位属性に依存するが、精神的満足度は主として夫婦の2者関係、特にともに生活する仕方に見られるワーク・ライフ・バランスの特徴に依存する。
- (3) 結婚継続年数の影響や子どもを産み続ける人と続けない人の異質性を制御して測ると、第1子の出生は妻の夫婦関係満足度を低下させる。

4. 夫婦の生活活動時間と夫への「心の支え信頼度」：予備分析

紙幅の都合で簡略に記述するが、以下では夫婦の生活時間の特徴と夫が心の支えになる人として信頼できる度合い（以下「心の支え信頼度」）がどう結びついているのかを探索的に明らかにする。

図表-1 有業の妻の休日・平日別潜在クラスの特徴

I. 休日の潜在クラス (標本数465)				
	クラス1	クラス2	クラス3	全体
潜在クラスの割合	0.49	0.28	0.23	1.00
生活活動別「夫と過ごす大切な時間」の割合				
食事	0.88	0.79	0.38	0.74
くつろぎ	0.91	0.93	0.29	0.78
家事・育児	0.49	0.12	0.22	0.32
買い物	0.75	0.15	0.35	0.49
趣味・娯楽・スポーツ	0.55	0.35	0.29	0.43
交際	0.23	0.12	0.02	0.15
心の支え信頼度				
非常に信頼	0.58	0.38	0.14	0.42
ほどほどに信頼	0.27	0.28	0.18	0.25
普通以下	0.15	0.34	0.68	0.33
II. 平日の潜在クラス (標本数417)				
	クラス1	クラス2	クラス3	全体
潜在クラスの割合	0.61	0.35	0.04	1.00
生活活動別「夫と過ごす大切な時間」の割合				
食事	0.76	0.53	0.92	0.69
くつろぎ	0.76	0.52	1.00	0.68
家事・育児	0.16	0.13	0.54	0.16
買い物	0.03	0.02	0.44	0.04
趣味・娯楽・スポーツ	0.06	0.02	1.00	0.07
交際	0.01	0.01	0.33	0.02
心の支え信頼度				
非常に信頼	0.62	0.00	0.76	0.41
ほどほどに信頼	0.37	0.09	0.00	0.26
普通以下	0.01	0.91	0.24	0.33

夫への心の支え信頼度は夫への経済力信頼度と対で夫婦関係満足度のそれぞれ精神面と経済面を代表する構成要素と考えられる。次節で用いるデータを用いて妻の夫婦関係結婚満足度の分散分析を行うと、個人間分散の68%、個人内時点間の分散の34%、が夫への「心の支え信頼度」と「経済力信頼度」の違いとして説明できる。後者の34%というのは小さい割合に思えるかもしれないが、夫婦関係満足度が比較的不安定な変数であることを考えると決して小さくはない。なお固定効果モデル(後述)を用いて夫婦関係満足度への「心の支え信頼度」と「経済力信頼度」の影響を比べると、標準化した回帰係数の値でも有意度(t値)でも、前者の影響は後者の影響より約3倍大きい。夫婦の生活活動時間との関連について夫婦関係満足度でなく心の支え信頼度との関係を調べる理由は、主として精神面での夫婦関係満足度がワーク・ライフ・バランスと結びついていると考え

るからである。

心の支え信頼度と夫婦の生活活動時間の特徴の関係を見るために潜在クラス分析を用いる。潜在クラス分析は、夫と大切に過ごす生活活動時間の組み合わせのパターンに異なったパターンを持ついくつかの潜在クラスがあると仮定し、その潜在クラスの数とそれぞれのクラスの応答パターンを明らかにする。指標となるのは、図表-1の結果で示す6つの生活活動について夫とともに過ごす大切な時間と思うか思わないかの2分法の値で、共変数として夫への心の支え信頼度の3分値(「非常に信頼できる」「ほどほどに信頼できる」「普通および以下」)を用いており、分析は有業の妻と専業主婦別、平日と休日別に行っている。データは次節で記述する家計経済研究所のパネルデータの観察開始時(コーホートAは1994年データ、コーホートBは1997年データ)を用いるが、標本は非該当(例えば「休日」の分析で有業の妻で夫婦とも休みの日のない場合)でなく、かつ欠損データがない場合に限っている。

潜在クラス分析の結果は、有業の妻の場合も専業主婦の場合も平日、休日によらず潜在クラスの数は3つであることが判明した(尤度比検定によるが結果表は省略する)。なお「休日」とは有業の妻には夫婦とも休みの日、専業主婦には夫の休みの日をいう。「平日」とは有業の妻には夫婦とも勤務の日、専業主婦には夫の勤務日をいう。

図表-1は有業の妻の休日活動と平日活動のそれぞれについて、3つの潜在クラスの大きさとそれぞれの潜在クラスにおける各生活活動と「夫と過ごす大切な時間」としての割合を示している。

図表-1は有業の妻の休日時間について約半数(49%)の多数派の潜在クラス1は交際は別として他の5つの活動を夫と過ごす大切な時間と答える確率が約50%以上のクラス、大きさが約28%の潜在クラス2は、「食事」と「くつろぎ」の時間を大切にしており、「趣味・娯楽・スポーツ」も35%大切な時間と答える確率を持つが、後の3活動は大切な時間と答える確率の低いクラス、一番小さい約23%の潜在クラス3は、全般的に活動のいかんによらず、夫と過ごす大切な時間と答える

図表-2 生活活動の潜在クラスと各活動の関連の有意についての要約

	有業の妻		専業主婦	
	休日	平日	休日	平日
食事		○	○	○
くつろぎ	○	○	○	○
家事・育児	○		○	
買い物			○	
趣味・娯楽・スポーツ	○		○	
交際			○	

注: ○印がある個所は5%有意。有意差は休日は3クラス間、平日は潜在クラス1と2の間の比較

確率の小さいクラスであることを示す。またそれぞれの潜在クラスの「心の支え信頼度」の応答確率はクラス1が最も夫への信頼度が高く、潜在クラス3が最も低くなっており、有業の妻にとって休日に夫と過ごす大切な時間と答えるパターンと妻の夫への心の支え信頼度は強く関係していることが分かる。

また平日時間の潜在クラスについては約60%を占める多数派の潜在クラス1は「食事」と「くつろぎ」を大切な時間としている確率が約4分の3と高い以外、他の4活動は大切にしている時間と答える確率の低いクラスである。一方約35%に当てはまる潜在クラス2も「食事」と「くつろぎ」以外は大切な時間と答える確率は低いが、クラス1と違い「食事」と「くつろぎ」を大切な時間と答える確率が50%程度に減少しているのが特徴である。最後に全体の4%にしかあてはまらないきわめて少数派の潜在クラス3は平日であっても多くの活動を夫と過ごす大切な時間と答える傾向がある。これらの潜在クラスについて、夫への心の支え信頼度を見ると、生活時間の特徴からいうと「食事」と「くつろぎ」の時間を大切と答える確率が約25%ほど違うほかには大きな違いの見られない潜在クラス1と2が、「心の支え信頼度」において大きく異なることが分かる。この事実は、平日においては夫婦が「食事」と「くつろぎ」をともに過ごすか否かの違いが、妻の夫への心の支え信頼度にとって大きな違いをもたらすことを示す。なお少数派の第3の潜在クラスは、「非常に信頼できる」と答える確率が3つのクラスの中で最も高いものの、「普通」と答える確率も潜在ク

ラス1より大きく信頼度が2極化しやすい特異性を持っている。

以上が有業の妻の休日と平日の生活活動と夫への心の支え信頼度との関連を表す潜在クラスの特徴であるが、専業主婦についても3つの潜在クラスの特徴は、クラス割合や各クラスの応答確率は多少異なるものの、質的には有業の妻の場合ときわめて似通った特徴を持っている。従って専業主婦についての同様の結果の提示は省略するが、以下の図表-2でその違いを要約する。図表-2は有業の妻と専業主婦について休日と平日別に3つの潜在クラスの区別と各生活活動を「夫と過ごす大切な時間」と応答する確率が統計的に有意(5%検定で)に関連しているか否かを要約したものである。ただし平日についての潜在クラス3(平日でも多くの活動を大切な時間と答えるクラス)はきわめて少数で、多数の人々の違いを説明する変数を作る上では無視した方がよいと考え、各活動が1番目と2番目の大きさのクラスの区別と有意に関連しているか否かの検定を行った(検定結果の詳細は省略)。

この結果は以下を示している。

- (1) 潜在クラスの区別と有意に関連している活動について、有業の妻と専業主婦に共通なのは休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」の3活動、平日の「食事」と「くつろぎ」の2活動の計5活動である。
- (2) 平日については夫婦の「食事」と「くつろぎ」が重要で、他はあまり重要視していない。きわめて少数の潜在クラス3を除き、この点は大多数の有業の妻と専業主婦は一致している。
- (3) 休日については有業の妻に比べ、専業主婦のほうがより多くの活動について潜在クラスと関連しており、このことは専業主婦にとって休日の活動は、夫への心の支え信頼度とより多岐にわたって結びついていることを示す。

以下では上記の発見(1)を、回帰分析に組み入れる。

5. 妻の夫婦関係満足度の決定要因

本節では本稿の主たる分析として、パネルデータ分析を通じて妻の夫婦関係満足度と関連する夫への満足度の決定要因を明らかにし、またこれらの従属変数に対するさまざまな要因の影響について評価し、あわせてワーク・ライフ・バランスとの関連をも明らかにする。

(1) 標本と変数

以下の分析には家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』のデータを用いる。この調査は女性を対象とする調査である。標本は初回調査時1993年に24～34歳のコーホートAについては同年に有配偶の女性1,000人、初回調査時1997年に24～27歳のコーホートBについては同年に有配偶の女性201人、計1,201人のうち2時点以上の結婚時の観察のない84人を除く計1,117人である。1時点での観察者を除くのは、後述する固定効果モデルを用いると、それらの標本は分析から自然に除かれてしまうからであり、2つのモデルの結果の差を標本の差に帰せないため、ランダム効果モデルの応用にも全く同一の標本を用いる。分析はコーホートAについては分析の対象となる従属変数が調査された1994、1995、1997、1999、2001の各年のデータを、またコーホートBについては1997、1999、2001年のデータを用いる。説明変数については以下の2種類の変数を除きすべて従属変数と同じ年の調査で計測されたものを用いている。例外の1つは本人と夫の学歴で、これは最初の観察年のものを用い時間的に一定である。この変数は固定効果モデルでは使用できない。例外の第2は夫の家事分担率と育児分担率で、これらの変数の調査は従属変数の調査年と完全には一致せず、同年あるいは1年前の計測値がある場合はそれを予測に用い、ない場合は欠損値として扱っている。

具体的説明変数にはワーク・ライフ・バランス関係の変数として以下の5つの説明変数を用いる：(1) 夫婦の会話時間（平日）、(2) 夫と大切に過ごす生活時間総計（休日）、(3) 夫の家事分担割合、(4) 夫の育児分担割合、(5) 夫と大切にしてい

る主要生活活動数。なお(5)の変数は、前節の分析結果に基づき、休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」の3活動、平日の「食事」と「くつろぎ」の2活動の計5活動について夫と過ごす大切な時間であると回答すれば1、しなければ0として加算して得られた0～5の値を取る変数である。なお、調査からは休日の夫婦の会話時間と平日の夫と過ごす大切な生活時間総計についても推定できるが、これらは上記の変数(1)、(2)と強く相関し、また(1)と(2)を制御すると独自の説明力を持たないので省いた。なお、子どものいない夫婦の場合は夫の育児分担割合は非該当となるが、子どものいる夫婦の夫の平均育児分担割合である15.1%を一律に当てはめた。

その他の説明変数には世帯の属性として(6)結婚継続年数、(7)子どもの数、(8)世帯の預貯金・有価証券額、(9)ローン返済額、本人の属性として(10)本人の収入、(11)本人の就業状態、(12)本人の学歴、夫の属性として(13)夫の収入、(14)夫の職業、(15)夫の勤め先の企業規模、(16)夫の残業時間、(17)夫の学歴を用いた。なおすべての変数について欠損値（不詳・不明）があるときは、その効果を一定と仮定し「不詳ダミー変数」を用いて制御した。

(2) 分析モデル

線形の従属変数に対する個人の異質性の影響について固定効果モデルとランダム効果モデルを用いる。これらはそれぞれ以下の式で表される。

$$(1) y_{it} = \alpha_i + b_1(t - t_{i0}) + b_2(t - t_{i0})^2 + \sum_{k=3}^k b_k x_i(t) + \varepsilon_{it}$$

$$(2) y_{it} = a + b_1(t - t_{i0}) + b_2(t - t_{i0})^2 + \sum_{k=3}^k b_k x_i(t) + u_i + \varepsilon_{it}$$

ここでtは観察年を、iは個人を、また t_{i0} はiの結婚の年を示す。結婚継続年数 $(t - t_{i0})$ のU字型依存の検定のため1次項と2次項を含めている。式(1)と(2)は形の上では類似しているが、固定効果モデルの式(1)における α_i は個人別の定数項パラメーターで、その分布は説明変数xとどのように

関連してもよい。そのため固定効果モデルは時間とともに変わらない観察されない異質性 α_i による x の状態への選択バイアスを制御でき、個人内での x の変化が y の変化にどう影響するかの情報だけを用いてパラメーターの推定をする。

一方ランダム効果モデルの式 (2) の u_i は説明変数 x とも誤差項 ε_{it} とも独立で正規分布に従うと仮定されるランダム変数で個人の観察されない異質性を表すが、 x と独立であるとの仮定を置くので x の状態への選択バイアスを制御できず、その結果 x の効果の推定値は x の個人内の変化の影響だけでなく、 x の個人間の違いの影響も反映する。ランダム効果モデルの結果は固定効果モデルの結果との比較上重要であり、また時間に依存しない説明変数（具体的には本人と夫の学歴）を用いることができる。一般に (2) 式の結果で有意な効果が見られ、(1) 式の結果で効果が全く見られない場合は選択バイアスの結果と見なせる。式 (1) の結果は、 x が他の状態からその状態となることの y の変化に対する影響を見ており、式 (2) の結果は、 x が他の状態ではなくその状態であることと y の状態との関連を見ているといえる。例えば説明変数に夫の職業を用い、そのカテゴリーの 1 つが「無職」であるなら、その係数は固定効果モデルでは「無職となること」つまり失業の効果を表すと解釈できる。

誤差項 ε_{it} については式 (1) では i.i.d. (独立同分布) を仮定した、この仮定は強いが、仮定が満たされなくてもパラメーターの推定値は一致性は満たす。また具体的推定方法として、各個人内で時点間平均の式を各時点での式から引いて α_i パラメーターを除いた式に最小 2 乗法を用いる推定方法を用い、結果の回帰係数の t 値について (個人内平均を引くことにより 1 人当たり 1 時点分の式が他の時点の式と完全に線形従属となるので) 必要な自由度調整をした²⁾。式 (2) の誤差項 ε_{it} については個人間は独立だが、個人内の時点間では (a) 独立、(b) AR(1)、(c) Toeplitz、(d) 構造限定なし、の 4 モデルを SPSS MIXED を用いそれぞれの従属変数について次頁の図表-3 のモデルを用い尤度比検定で最適なものを選んだ。結果は夫婦関

係満足度と夫への心の支え信頼度には Toeplitz が、夫への経済力信頼度には AR(1) が最適であることが判明した (検定結果は略)。

(3) 分析結果：妻の夫婦関係満足度と夫への信頼度の決定要因

図表-3 は固定効果モデルとランダム効果モデルについて 3 つの分析結果を提示している。図表-3 の夫婦関係満足度についての結果は、ランダム効果モデルは以下で議論する 2 つの例外を除いて固定効果モデルより回帰係数の推定値の絶対値が大きく、ランダム効果モデルは説明変数の変化の影響を個人差の影響と混同するため効果を過大評価する傾向があることを示している。2 つの例外ケースではランダム効果モデルの結果への強い選択バイアスの影響が見られる。1 つは結婚継続年数の影響である。ランダム効果モデルの結果は U 字型依存の仮説を支持するが、固定効果モデルの結果 2 次項は有意でなく、夫婦関係満足度は結婚継続年数とともに単調減少することを示す。つまり U 字型の変化は夫婦関係満足度の比較的低い者が離婚や標準離脱により去り、高い結婚継続年数になるほど夫婦関係満足度の比較的高い人々を観察することになるために起こる見かけ上の結果であることを示している。結論として Van Laningham (2001) や永井 (2005) の分析結果と同様に固定効果モデルの結果は U 字型理論を支持しない。第 2 の強い選択バイアスは、ランダム効果モデルが結婚初期に結婚継続年数とともに夫婦関係満足度が下がる傾向を過大評価するため、最初の子どもが生まれたときに夫婦関係満足度が下がる傾向を過小評価することである。図表-3 の結果は、子どもが 0 人であるときは 1 人以上のときより比較的高い満足度が存在する傾向につき、ランダム効果モデルは大幅に過小評価していることを示している。

夫婦関係満足度に対する固定効果モデルの結果は、以下の 9 つの効果が選択バイアスを取り除いても有意に残る因果的效果であることを示す。以下に標準化された回帰係数 β (図表-3 では略) の絶対値の大きさの順に記述すると³⁾、妻の夫婦関係満足度は、

図表-3 夫婦関係満足度と2種の夫への信頼度に対する影響

	夫婦関係満足度		心の支え信頼度		経済力信頼度	
	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果
I. ワーク・ライフ・バランスに関する説明変数						
1.夫婦の会話時間(平日1日平均)	0.063***	0.046***	0.059***	0.047***	0.038***	0.028***
2.夫と大切に過ごす生活時間総計(休日)	0.017***	0.014***	0.016***	0.013***	0.006	0.003
3.夫の家事分担割合(小数=%/100)	-0.181	-0.232	-0.098	-0.145	-0.310	-0.317
4.夫の育児分担割合(小数=%/100)	0.519***	0.396***	0.416***	0.268*	-0.210	0.029
5.主要生活活動数	0.099***	0.074***	0.095***	0.069***	0.061***	0.045***
II. その他の説明変数						
6.結婚継続年数						
線形/10	-0.466***	-0.402**	-0.684***	-0.688***	-0.293*	-0.096
2乗/100	0.124*	0.052	0.176**	0.118	0.111*	-0.007
7.子どもの数(対2人)						
0人	0.212**	0.404***	0.137	0.180	-0.029	0.121
1人	-0.053	0.011	-0.020	0.019	-0.036	-0.004
3人以上	0.074	0.018	0.046	0.039	0.059	-0.003
8.世帯の預貯金・有価証券額(単位100万円)	0.014**	0.009**	0.005	0.007*	0.014***	0.010**
9.調査月のローン返済額(単位10万円)	0.008	0.012	0.015	0.001	0.005	0.003
10.本人の月収(単位10万円)	-0.009	-0.006	-0.005	-0.002	-0.021**	-0.011
11.本人の就業状態(対専業主婦・学生)						
常勤	0.007	0.011	0.014	0.024	0.007	0.047
パート・臨時	-0.046	-0.049	-0.049	-0.041	-0.064	0.043
12.本人の学歴(対高卒以下)						
大学以上	0.063	—	0.112	—	-0.009	—
短大・高専	0.041	—	0.099	—	-0.037	—
13.夫の月収(単位10万円)	0.010	0.012*	0.008	0.011	0.039***	0.030***
14.夫の職業(対 作業職)						
専門技術	0.063	-0.003	0.096	0.002	0.105*	-0.002
管理事務	0.004	-0.057	0.040	0.001	0.067	0.067
自営	-0.124	-0.097	-0.132	-0.156	0.014	-0.002
販売・サービス	0.042	0.040	0.047	-0.028	0.009	0.045
無職	-0.534***	-0.582***	-0.435**	-0.483***	-0.563***	-0.485***
15.夫の勤め先の企業規模(対中小企業,非該当)						
大企業	0.085	0.061	0.088	0.077	0.188***	0.141*
官公庁	0.095	0.193	0.081	0.185	0.211**	0.278*
16.夫の残業時間(4カテゴリ,線形)	-0.009	-0.003	-0.007	-0.008	0.022*	0.024*
17.夫の学歴(対大卒未満)						
大卒以上	0.126*	—	0.151*	—	0.106*	—
III. 係数略: 定数項、ワーク・ライフ・バランスの変数1~5のそれぞれについて不詳の場合のダミー変数、本人の月収不詳ダミー、夫の月収不詳ダミー、夫の残業時間不詳ダミー、世帯の預貯金・有価証券額不詳ダミー、ローン返済額不詳ダミー。						

注: ***p<.001, **p<.01, *p<.05

- (1) 夫婦の共有主要生活活動数が増えると増加する ($\beta=0.145$)。
- (2) 結婚継続年数が増加すると減少する ($\beta=-0.110$)。
- (3) 最初の子どもの生まれると減少する ($\beta=-0.095$)。
- (4) 夫婦の平日会話時間が増すと増加する ($\beta=0.093$)。
- (5) 夫婦の休日共有生活時間の総計が増すと増

加する ($\beta=0.073$)。

- (6) 夫が失業すると減少する ($\beta=-0.072$)。

- (7) 夫の育児分担割合が増すと増加する ($\beta=0.056$)。

- (8) 世帯の預貯金・有価証券額が増すと増加する ($\beta=0.045$)。

- (9) 夫の収入が増すと増加する ($\beta=0.038$)。

となる。有意度 (t値) で比べても順位はほぼ同じである。なおここで評価された影響の相対的

図表-4 2種の夫への信頼度の決定要因と重要度の順位

	夫への心の支え信頼度の増加	夫への経済力信頼度の増加
1位	結婚継続年数の増加 (-0.171)	夫の収入の増加 (0.105)
2位	主要生活活動数の増加 (0.131)	主要生活活動数の増加 (0.092)
3位	夫婦の平日会話時間の増加 (0.092)	夫の失業 (-0.069)
4位	夫婦の休日共有生活時間の増加 (0.068)	夫婦の平日会話時間の増加 (0.059)
5位	夫の失業 (-0.053)	世帯の預貯金・証券額の増加 (0.058)
6位	夫の育児分担割合の増加 (0.035)	夫が大企業・官庁へ転職 (0.046)
7位	世帯の預貯金・証券額の増加 (0.035)	夫の残業時間の増加 (0.040)

注: 括弧内は標準化された回帰係数。ただし、大企業・官庁への転職は大企業と官庁の係数を合わせたシーフ係数。

大きさは変化のバラつきが少ないと小さくなる性格を持つことに留意する必要がある。例えば失業の影響は、失業を経験した人にとってのインパクトは非常に大きい。失業を経験した人の割合が少ないので影響は減り順位は下がっている。この結果は前節の分析結果を基にして構成した夫婦共有の主要生活活動（休日の「くつろぎ」、「家事・育児」、「趣味・娯楽・スポーツ」、平日の「食事」と「くつろぎ」の計5活動）の数をはじめ、夫婦の平日会話時間、夫婦の休日共有生活時間総計、夫の育児分担割合など夫婦の共有するワーク・ライフ・バランスに関する変数が、夫婦関係満足度に大きく影響をしていることを示している。

また妻の夫婦関係満足度が第2子以降は有意に下がらないのに、第1子の出生時だけ大きく減少することは妻が初めての育児経験時に子どものいない生活から子どものいる生活への移行にディストレスを伴いやすいことを示唆する。なおここでは子どものいない妻の場合は夫の育児分担は子どものいる場合の平均の15.1%と等しいという仮定で最初の子の出生の夫婦関係満足度への影響を測っている。なお結果の表示は省くが、第1子出生による夫婦関係満足度の低下と妻の就業状態に有意な交互作用効果があり、専業主婦のほうが有業の妻より低下の度合いが大きく、仕事がなく家庭生活のみの場合かえて第1子の出生に伴うディストレスが高いことを示唆する。

図表-3の固定効果モデルの結果は夫への心の支え信頼度と経済力信頼度には、それぞれ7つの変数が有意な影響をもたらすことを示している。図表-4はそれぞれの信頼度に対する影響について

標準化された回帰係数の大きさで説明変数の重要度について順位をつけまとめている。なお負の効果は括弧内の係数の記号で表している⁴⁾。図表-4では決定要因のインパクトの大きさや順位は異なるが、主要生活活動数の増加、夫婦の平日会話時間

の増加、夫の失業が2種の夫への信頼度に共通する決定要因であることを示している。

図表-4の心の支え信頼度の主な決定要因は夫婦関係満足度の決定要因と重複し重要度の順位も近い。特に「夫と大切に過ごす主要生活活動数」や「夫婦の会話時間」の影響が「夫と大切に過ごす生活時間総計」の効果よりも強いことは夫婦関係満足度や夫への精神的信頼度を高めるのに大切なのは夫婦がともに過ごす時間の「質」であって「量」だけではないことを示す。質と言っても、ここでは具体的には前述の5生活活動や会話時間のことである。第2に結婚継続年数とともに減少する傾向は心の支え信頼度に強く見られ、経済力信頼度には見られない。一方、夫への経済力信頼度には、夫の収入が一番強く影響していることに加え、世帯の預貯金・有価証券額も強く影響し、また大企業・官庁へ転職（逆の転職ならマイナス効果）なども影響力を持つことがわかる。

図表-3の夫への経済力信頼度の決定要因の分析結果は結婚継続年数依存のパターン以外にも2つの選択バイアスと解釈できる結果（ランダム効果モデルで有意で、固定効果モデルでは有意でない結果）を示している。ランダム効果モデルの結果は本人の収入が高いと、夫への経済力の信頼度が低くなり、夫が専門職であると信頼度が高くなることを示すが、前者は妻の収入の増加が夫の経済力への信頼度を下げるのではなく、所得獲得能力の高い女性が夫の経済力の評価により厳しいことを示し、後者は夫が専門職になると夫への経済力への信頼度が増すのではなく、専門職の夫を持つ女性は平均的に夫への経済力信頼度の高い女性で

あることを示す。

6. 議論

本稿はワーク・ライフ・バランスの特徴である、夫婦の共有主要生活活動数、夫婦の平日会話時間、夫婦の休日共有生活時間の総計、夫の育児分担割合などが夫婦関係満足度に大きく影響しうることを示した。本稿の発見はワーク・ライフ・バランスには雇用や勤務の柔軟性など家庭の外での制度の変革が必要であるとともに、夫婦が家庭の中で過ごす過ごし方にも変革が必要であることを示唆している。高い夫婦関係満足度を得るには夫婦が共に過ごす時間にお互いの心の支えとなるような質を与えることが重要と考えられる。質といっても難しいことではなく、本稿が明らかにした「主要生活活動」である平日での夫婦共もの「食事」と「くつろぎ」、休日にはくつろぎの時に加えて、家事・育児や趣味・娯楽・スポーツなどの共有を大切にすることであり、またそれらの生活活動の中で対話の時間を多く持つことである。また同時にそのような夫婦の時間の過ごし方を可能にするような働き方、特に男性の働き方、が変わらねばならない。永井暁子氏（2006）の研究やベネッセ教育開発センター（2006）の報告によると育児期に夫の帰宅時間は欧州諸国や、中国・韓国などと比べても著しく遅い。男性の就業時間が長すぎるのがワーク・ライフ・バランスを損なうことは自明である。

しかし夫の就業時間・残業時間が減り所得が減れば妻の夫への経済力信頼度が減り、妻の夫婦関係満足度が減るのではないかという疑問が残る。夫の収入は夫への経済力信頼度の最大の決定要因であり、夫婦関係満足度にも影響する。この点を分析するために、仮に就業時間を減らして月収10万円減ると仮定し、同じ夫婦関係満足度を維持するために、その分他の要素で補うとしたらどうすれば良いかを調べた。図表-3の固定効果モデルの結果に基づいて算定すると以下の要素がみな夫婦関係満足度への貢献上同等であることがわかる。

夫の月収10万円増加

= 平日の夫婦の会話時間の1日平均16分増加
 $(= (60 \times 0.012) / 0.046)$

= 休日に妻が夫とともに大切に過ごしていると思える生活時間の1日平均54分増加
 $(= 60 \times 0.012 / 0.014)$

= 夫の育児分担割合が（例えば15%から18%に）3%増加 $(= 0.012 / 0.396)$

= 平日に「食事」または「くつろぎ」を妻が夫と大切する時間と感ずる日が以前より6日に1日増加 $(= 0.012 / 0.074 \text{がほぼ6分の1})$

= 世帯の預貯金・有価証券額が約130万円増加
 $(= (0.012 / 0.009) \times 100 \text{万})$

この結果は夫の月収が仮に就業時間を減少させることで10万円減ったとしても、その分、平日1日当たり16分の夫婦の会話時間が増えるか、妻が平日に夫との食事を大切な時間と思える日が毎週1度増えるか、夫の育児分担割合が3%増えれば、同じレベルの夫婦関係満足度を維持できることを意味する。夫の育児分担割合の3%増加というのは小さいように見えるが、平均の分担率が約15%なので、増加率でいうと現状より20%増加となる。もちろんこれは平均であって月収10万円の違いがより大きな意味を持つ夫婦もいるだろう。しかし平均的には夫婦関係満足度はお金では買いにくいものである。ただし就業時間の減少が解雇・失業の確率を増すなら、夫の失業のインパクトは非常に大きいので話は全く別であり、あくまで雇用の安定に全く影響しない残業時間や就業時間の減少ならば、という仮定での話である。結論として夫の就業時間の減少による所得減少効果は、それで解雇されることがないと保証される限り、ワーク・ライフ・バランスの達成で十二分に相殺され、妻の夫婦関係満足度にとってプラスとなる。

またこのことは本来の意味でのワークシェアリングの重要性を意味する。わが国ではワークシェアリングという概念は景気が低迷し、労働需要が減少した1990年代に、解雇者を出さず社内の雇用者1人当たりの就業時間と所得を減らすリストラ

対策の言葉として導入されてきた。しかし本来のワークシェアリングは不況時には1人当たりの就業時間や給与を平常より減らして解雇者を少なくすることだけでなく、好況時には就業時間を一定の正常な時間以上にはせず雇用を拡大し、一方で働く人々に自分自身や家族のために幸せに生活するのに必要なゆとりのある時間を与え、他方で雇用をより多くの人たちと分かち合うことを意味する。ワーク・ライフ・バランスとともにワーク・シェアリングの考えの見直しをすべきである。

また最初の子どもを産むと夫婦関係満足度が大きく下がり、2子目以降の出生は夫婦関係満足度に影響しないという事実の少子化対策への意味は重要である。2子目出産の主な障害は、1子目を産んだ後の否定的育児経験であるからである(山口 2005)。なぜ1子目の出生時だけにこのような低下が起こるのかは推測の域を出ないが、妻が子どものいない家庭生活から子どものいる家庭生活への移行に適応できずそれが大きな不満足やストレスを生み出していることは間違いがない。また1子目の出産に伴う夫婦関係満足度の低下が有業の妻より専業主婦により大きく見られることは、このディストレスは仕事と育児の両立度が低いからというよりは、むしろ核家族社会で、夫が仕事中心の生活の時、妻がたった一人で未経験の子育てに向かうことの精神的負担が、仕事生活がなく家庭生活のみの場合かえって大きく、仕事生活があることはむしろ緩衝材となっていることを示唆する。男性の育児休業を促進し(佐藤・武石 2004)、育児期の父親の帰宅時間を早め、特に1子目の出生時に夫が十分育児参加し、妻が孤立しないことが結婚満足度向上にも少子化対策上でも重要と考えられる。

† [謝辞と要望] 本研究は経済産業研究所の客員フェローシップの援助を受けて行われた。同研究所のディスカッションペーパー(山口 2006)を下地にしているが、その分析を整理し多少新たな分析を加え改善したものである。経済産業研究所のDPは暫定的なもので正式の公表ではないワーキングペーパーである。本稿と重複する部分については、本稿の内容を正式出版物として引用することを希望する。

注

- 1) 本稿は「あなたは現在の夫婦関係に満足していますか?」という問いの答えである夫婦関係満足度を分析する。下記で言及する永井(2000, 2002, 2005)の研究も同様である。一方、全国家族調査のNFRJでは結婚生活全体についての満足度である結婚満足度をきいている。米国の研究はmarital satisfactionという表現が典型的であるが、異なる表現がすべて同じものであるか否かは微妙である。本稿では他者の研究のレビューでは結婚満足度という表現を併用するが、本稿の分析内容については夫婦関係満足度という表現で統一する。
- 2) 具体的には $\sqrt{\frac{N-M-np}{N-np}}$ の値を結果のt値に掛けた。ここでNはYの観察値数(人×時点の延べ総数)、Mは観察標本人数、npはモデルのパラメーターの数である。
- 3) 以下の標準化された回帰係数の値は、有意でない結婚継続年数の2次項、夫の職業の「無職」以外のダミー変数を除き、既存の子ども数の効果は0対1人以上のダミー変数のみを残したモデルの結果である。
- 4) 以下で標準化された回帰係数の値は、比較のため有意でない結婚継続年数の2次項、夫の職業の「無職」以外のダミー変数を除いたモデルの結果である。また夫の勤め先の企業規模の影響は2つの係数の線形結合の標準化された回帰係数(シーフ係数)である。

文献

- 稲葉昭英, 2005, 「家族と少子化」『社会学評論』56: 37-54.
- 大沢真知子, 2006, 『ワークライフバランス社会へ』岩波書店.
- 木下栄二, 2004, 「夫婦関係満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 277-292.
- 佐藤博樹・武石恵美子, 2004, 『男性の育児休業』中公新書.
- 末盛慶・石原邦雄, 1998, 「夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感」『人口問題研究』56: 39-55.
- 永井暁子, 2000, 「結婚継続年数の経過と夫婦関係満足度の変化」財団法人家計経済研究所編『平成12年版現代女性の暮らし方と働き方』国立印刷局, 197-213.
- , 2002, 「出産・夫の育児と妻の夫婦関係満足度」佐藤博樹・石田浩・池田謙一編『社会調査の公開データ——2次分析への招待』東京大学出版会, 185-94.
- , 2005, 「結婚生活の経過による夫の夫婦関係満足度の変化」『家計経済研究』66: 76-81.
- , 2006, 「家族政策と家族生活の日欧比較」財団法人家計経済研究所設立20周年記念講演会報告.
- ベネッセ教育研究開発センター, 2006, 「幼児の生活アンケート: 東アジア5都市調査速報」.
- 山口一男, 2005, 「少子化の決定要因と対策について——夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『家計経済研究』66: 57-67.

- , 2006, 「夫婦関係満足度とワーク・ライフ・バランス：少子化対策の欠かせない視点」経済産業研究所ディスカッションペーパー。
- Amato, Paul R. and Alan Booth, 1995, "Changes in Gender Role Attitudes and Perceived Marital Quality," *American Sociological Review*, 60: 58-66.
- Frisco, Michelle L. and Kristi Williams, 2003, "Perceived Housework Equity, Marital Happiness and Divorce in Dual-Earner Households," *Journal of Family Issues*, 24: 51-73.
- Greenstein, T.N. 1996. "Gender Ideology and Perception of the Fairness of the Division of Household Labor," *Social Forces*, 74: 1029-42.
- Kalmijn, Matthijs, 1999, "Father Involvement in Childrearing and the Perceived Stability of Marriage," *Journal of Marriage and the Family*, 61: 409-421.
- Kamo, Yoshinori, 1993, "Determinants of Marital Satisfaction: A Comparison of the United States and Japan," *Journal of Social and Personal Relationship*, 10: 551-568.
- Lavee, Yoav, and Ruth Katz, 2002, "Division of Labor, Perceived Fairness, And Marital Quality," *Journal of Marriage and the Family*, 64: 27-40.
- Ono, Hiromi, 1998, "Husbands' and Wives' Resources and Marital Dissolution," *Journal of Marriage and the Family*, 60: 674-689.
- Schneider, Barbara and Linda Waite, 2005, *Being Together, Working Apart. Dual-Earner Families and Work-Life Balance*, New York: Cambridge University Press.
- Shelton, B.A., and John, D., 1996, "The Division of Household Labor" *Annual Review of Sociology*, 22: 299-322.
- Tzeng, Jean M., and W. Keith Campbell, 1992, "The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution," *Journal of Marriage and the Family*, 54: 609-19.
- VanLaningham Jody, David R. Johnson, and Paul Amato, 2001, "Marital Happiness, Marital Duration and the U-Shaped Curve: Evidence from a Five-Year Panel Study." *Social Forces*, 79: 1313-1341.

やまぐち・かずお シカゴ大学社会学部教授。主な著書にEvent History Analysis (Sage, 1991)。社会統計学専攻。