

余暇と消費行動

小川一夫・岡村和明

本稿では「家計調査」収録の費目別消費データに基づいて、余暇と消費の間の弱分離性を統計的に検証する。弱分離性が棄却されれば、余暇水準は支出行動に直接的な影響を及ぼすことになる。われわれは、条件付き需要関数に基づき、家計にとって余暇水準が与えられた下で、家計の支出行動に検討を加えた。

実証分析の結果、総支出弾力性は余暇時間の大きさに依存することが明らかとなり、消費と余暇時間の間の弱分離性は棄却された。消費サービスを楽しむ行為に時間が必要とされる「教養・娯楽」、「住居」といった費目への総支出弾力性は、余暇時間が増加するにつれて上昇する傾向が観察される。逆に、労働と密接に結びついた消費費目である「被服及び履物」、「保健医療」といった費目への総支出弾力性は、余暇時間の増加につれて低下していくことが見いだされる。

1. 序

家計の所得が変化した場合に、それがどのような消費項目に支出されるのか、定量的な情報を得るためには、消費の「所得弾力性」という概念が有用である。従来、所得弾力性は一定であると仮定されることが多かった。しかし、所得弾力性の値は、不変なものではなく、その時々を経済状況に依存していると考えの方が、現実的であろう。例えば、将来に対する不確実性が高まっている時期と将来への見通しが立てやすい時期では、所得弾力性の大きさは異なったものとなるであろう。

本稿において、われわれは所得弾力性に影響を及ぼす要因として、家計にとって利用可能な余暇時間に着目する。家計が消費サービスを楽しむには時間が必要であり、どれだけ時間を要するかは、財・サービスの属性に依存している。旅行サービスや映画鑑賞といったサービス消費は余暇時間がなければ不可能である。逆に、労働行為と密接に関連した費目については、労働時間が減少して余暇時間が増えている状況の下では、所得が増大しても、その費目への支出はそれほど増加しないであろう。このように、所得が増加した場合に、どのようなタイプの財・サービスに対してどれほど消費支出を増加させるかは、家計にとって消費行動に割くことので

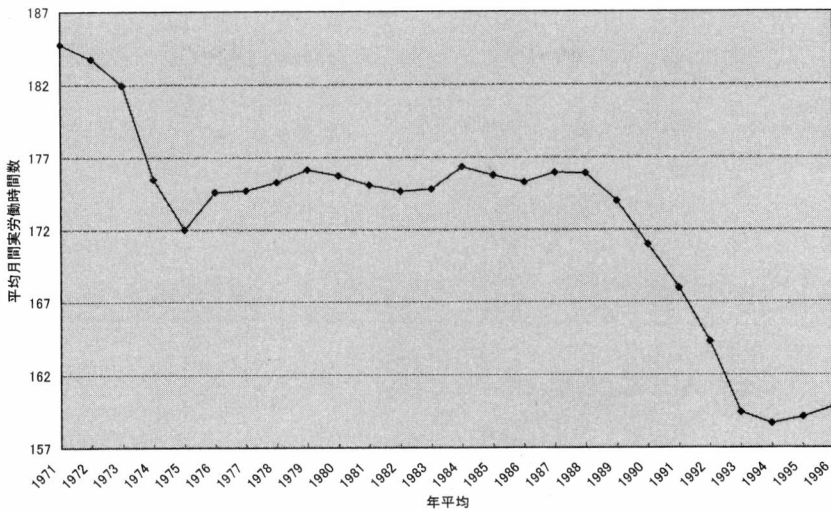
きる時間の大きさに依存しているはずである。

わが国の場合、1988年4月から、改正労働基準法が施行され、週法定労働時間が、48時間から40時間へと段階的に短縮されていくこととなった。また、それに関連して89年1月以降、公務員の月2回週休二日制が実施され、同年2月以降は、金融機関の完全週休二日制が実現された。このように、労働時間の大幅な短縮が実現する道筋が整っていった。図1には、常用労働者の月間平均労働時間数が描かれているが、実際、80年代後半以降、労働時間の大きな減少が観察されている。このような労働時間の減少が消費行動にどのような影響を及ぼしたのか、検討することは極めて興味深い。

従来多くの研究では、費目別に所得弾力性を求める際には、このような観点が欠如しており、労働時間の水準とは独立に弾力性の大きさが計算されていた。ただ、このようなアプローチは必ずしも誤ったものとは限らない。実は、消費理論を援用すれば、財・サービスの消費と余暇時間が弱分離可能(weak separable)であるならば、余暇時間は消費行動に影響を及ぼさないことが正当化されるのである。

本稿では、「家計調査」に収録されている1970年から96年までの費目別消費データに基づいて、消費と余暇時間の間の弱分離性を統計的に検証することによって、総支出弾力性の算

図1. 常用労働者平均労働時間数の推移



出所) 労働大臣官房政策調査部「毎月勤労統計調査」。

出方法に検討を加える¹⁾。弱分離性が棄却されないならば、余暇水準を考慮しない伝統的な総支出弾力性の算出方法が正当化されることになる。しかしながら、弱分離性が満たされない場合には、余暇時間の大きさを無視した総支出弾力性に立脚した議論は誤った推論を導くことになる。

われわれは、消費と余暇時間の間の弱分離性を分析する理論的枠組みとして、条件付き需要関数アプローチを採用する。このアプローチの特徴は、余暇時間の決定メカニズムは問わずに、その水準を所与として他の財・サービスへの支出行動を分析することにある。このアプローチを採用する最大の理由は、家計が労働時間の配分を最適に決定できるのか、という点について疑問の余地があり、この問題に対して、未だに実証的な決着が付いていないからである²⁾。

結論を先取りすれば、われわれの実証分析によれば、消費と余暇時間の間の弱分離性は棄却されることになる。すなわち、総支出弾力性は余暇時間に依存することになる。実際、消費サービスを楽しむ行為に時間が必要な「教養・娯楽」、「住居」といった費目への総支出弾力性は、余暇時間が増加するにつれて上昇する傾向が観察されており、逆に、労働と密接に結びついた消費費目である「被服及び履物」、「保健医療」

といった費目への総支出弾力性は、余暇時間の増加につれて低下していくことが見いだされる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、弱分離性の検証を容易に行うことのできる理論的フレームワークとして条件付き需要関数アプローチについて解説し、その下での家計の消費行動を定式化する。第3節においては、実証分析に使用されるデータの解説を行うとともに、計測手法についても検討が加えられる。第4節では、計測結果が提示されるとともに、弱分離性の成否について統計的検証を行う。第5節は、総支出弾力性についての議論が展開される。弱分離性の成否によって総支出弾力性がどれだけ影響を受けるのか、定量的な評価を行うとともに、費目別に余暇水準が総支出弾力性へ与える効果を分析する。第6節は、結びである。

2. 消費行動と条件付き需要関数アプローチ

家計によって需要される財が2つのカテゴリー θ_1 , θ_2 に分類されると仮定しよう。 θ_1 に属する財の需要水準は、家計が θ_2 に属する財の需要量を決定する際にはすでに与えられているものとする。 θ_1 に属する財が n 種類、 θ_2 に属する財が m 種類あるとすれば、家計が直面する消費の配分問題は以下のような静学的効用極大問題として定式化される³⁾。

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(q_1, q_2, \dots, q_m, h_1, h_2, \dots, h_n) \\ & \text{w. r. t. } q_1, q_2, \dots, q_m \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \sum_{i \in \theta_2} p_i q_i = y$$

ただし、 q_i ：家計により選択対象となる財の数量 $i \in \theta_2$

p_i ： q_i に対応する財の価格

h_k ： q_i を決定する際には、すでにその数量が与えられている財の数量 $k \in \theta_1$

y ：選択対象となる財への支出総額

(1)式を解くことにより θ_2 に属する財に対する需要関数を次式のように求めることができる。

$$\begin{aligned} q_i &= f_i(p_1, p_2, \dots, p_m, h_1, h_2, \dots, h_n, y) \\ (i &= 1, 2, \dots, m) \end{aligned} \quad (2)$$

これが条件付き需要関数とよばれるものである⁴⁾。

条件付き需要関数と弱分離性の関係を明らかにするには、費用関数によるアプローチが有用である。条件付き需要関数に対応して条件付き費用関数が以下のように定義される。

$$\begin{aligned} & c(p_1, p_2, \dots, p_m, h_1, h_2, \dots, h_n, u^*) \\ &= \text{Min} \left\{ \sum_{i \in \theta_2} p_i q_i \mid U(q_1, q_2, \dots, q_m, h_1, \right. \\ & \quad \left. h_2, \dots, h_n) = u^* \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

Browning and Meghir (1991)は、弱分離性が条件付き費用関数においてどのような形で表れるのか、次の定理で証明している。

一定理一

カテゴリ θ_1 と θ_2 に属する財が弱分離可能であるための必要十分条件は、条件付き費用関数が、以下の形にかけることである。

$$c(p_1, p_2, \dots, p_m, g(h_1, h_2, \dots, h_n, u^*)) \quad (4)$$

この定理とシェパードの補題により条件付き需要関数の性質について次の系がえられる。

一系一

カテゴリ θ_1 と θ_2 に属する財が弱分離可能であるならば、条件付き需要関数は以下のように表すことができる。

$$q_i = f_i(p_1, p_2, \dots, p_m, y) \quad (i = 1, 2, \dots, m) \quad (5)$$

(5)式から明らかのように、弱分離性が成立している下では、 θ_2 に属する財に対する条件付

き需要関数は、 θ_1 に属する財の需要水準に全く依存しないのである。

われわれは θ_1 に属する財として余暇(あるいは労働時間)を考えるが、条件付き需要関数を用いて分析を行う利点をまとめておこう。

第一に、条件付き需要関数の下では、余暇の水準がすでに与えられたものとして、他の財に対する需要行動の分析を進めることができるが、先決変数である余暇水準がどのように決定されたのか、その決定メカニズムを明示的に提示する必要がないのである。この点は、労働供給のようにその水準が、家計によって最適に供給されているのか、それとも需要側によって一方的に決定されているのか、実証レベルでいまだに決着がついていない場合には特に有用である。

第二に、条件付き需要関数による分析では、弱分離性の検定が容易に行えることが挙げられる。余暇が他の財・サービス群から弱分離可能である場合には、余暇水準が財・サービスの条件付き需要関数の説明変数にはならないのである。従って、弱分離性が通常の説明変数の有意性検定によって行うことができるのである。

条件付き需要関数の具体的な計測作業を行うには、費用関数を特定化する必要がある。われわれは、Browning and Meghir (1991)にならって PIGLOG 型費用関数を仮定することにする。なお、以下の分析においては先決変数である余暇水準の代わりに労働時間を用い、その先決水準を h で表すことにする。さらに、PIGLOG 型費用関数のパラメーター α_k, β_k を労働時間 h の関数と仮定した⁵⁾。われわれが設定した PIGLOG 型費用関数は次式によって与えられる。

$$\begin{aligned} & \ln(c(p_1, p_2, \dots, p_m, h, u^*)) \\ &= (1-u^*) \ln(a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)) \\ & \quad + u^* \ln(b(p_1, p_2, \dots, p_m, h)) \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、 $\ln(a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)) = \alpha_0$

$$+ \sum_{k=1}^m \alpha_k(h) \ln(p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^m \gamma_{kj}^*$$

$$\ln(p_k) \ln(p_j)$$

$$\ln(b(p_1, p_2, \dots, p_m, h))$$

$$= \ln(a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)) + \beta_0 \prod_{k=1}^m p_k^{\beta_k(h)}$$

(6)式の費用関数から条件付き需要関数が以下のように求められる。

$$w_i = \frac{p_i q_i}{y} = \alpha_i(h) + \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} \ln(p_j) + \beta_i(h) \times \ln\left(\frac{y}{a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)}\right) \quad (i = 1, 2, \dots, m) \quad (7)$$

$$\text{ただし, } \gamma_{ij} = \frac{\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*}{2}$$

(7)式は、Deaton and Muellbauer(1980)によって導出された AIDS モデルに他ならない。ただ、原モデルと異なる点は(7)式における切片と所得の係数が労働時間に依存していることである。労働時間の変数が消費シェアに対して有意な効果を持つのか否かを検定することによって、弱分離性の検定を行うことができる。実際に計測を行う場合には、 $\alpha_i(h)$ 、 $\beta_i(h)$ ($i=1, 2, \dots, m$) は、 h の一次関数であると仮定される。すなわち、

$$\begin{aligned} \alpha_i(h) &= \alpha_{0i} + \alpha_{1i}h \\ \beta_i(h) &= \beta_{0i} + \beta_{1i}h \end{aligned}$$

ただし、(7)式におけるパラメータや説明変数(労働時間も含む)は、単独で右辺に表れているだけでなく $a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)$ にも含まれており、非線形な方程式体系を構成していることに注意しなければならない。このような方程式体系の計測方法については、次節で詳述することにする。

3. 使用データと計測方法

使用データ

消費支出(式)に関するデータは、総務庁統計局「家計調査年報」から月次ベースで取られており、全国勤労者家計一世帯当たりの平均値である⁶⁾。標本期間は、1970年1月から96年12月までの計324期である。総支出(y)は、「食料(外食を除く)」、「外食」、「住居」、「光熱・水道」、「家具・家事用品」、「被服及び履物」、「保健医療」、「交通通信」、「教育」、「教養娯楽」、「その他」の11費目に配分されている。費目の選択は、「家計調査年報」の10大費目分類に基づ

いているが、就労状況や余暇水準に関連していると考えられる「外食」を「食料」から取り出して11費目とした⁷⁾。各費目に対応する価格は、総務庁統計局「消費者物価指数年報」から取られている⁸⁾。労働時間数(h)は、労働大臣官房政策調査部「毎月勤労統計調査」に収録されている従業員規模30人以上の事業所で働いている常用労働者の総実労働時間数の一ヶ月当たり平均値である⁹⁾¹⁰⁾。

計測方法

計測に用いられるデータは、季節調整を行っていない月次データである。従って、消費支出には季節的な変動パターンが観察される。(7)式の計測方法は、この季節性がどのような統計的性質を有しているかによって影響を受ける。データ系列に12ヶ月周期の単位根が存在し、季節性がそれを反映したものであれば、12ヶ月前の階差を取ることによって、定常的な誤差項が得られる。しかしながら、原データに単位根が存在せず、定常的な時系列であるならば、季節性をダミー変数によって処理し、階差を取らずに計測を行うことができる。そこで、まず12ヶ月周期の季節性を反映した単位根の有無について検定を行った。検定方法は、Dickey *et al.* (1984)に従った。各費目に対する支出シェアと価格、総支出、労働時間それぞれの対数値について2種類の単位根検定(係数推定値に標本数を掛けた統計量、 t 値タイプ統計量)が行われた。 t 値タイプのテストについては、11費目のうち4項目について、価格の対数値については11品目のうち8項目について、そして総支出の対数値について季節性単位根の存在が棄却されない。もう一つの検定方法によっても同様の結果が得られている。

いくつかの項目に季節性単位根が見いだされており、すべての方程式をシステムとして同時推定することを考慮して、すべての変数を12ヶ月前の階差形に変換後、計測を行うことにした。ただ、原系列が定常性を満たす場合には、12ヶ月前の階差形に変換された誤差項は、12階の移動平均プロセスに従うことになる。従って、誤差項が12階の移動平均プロセスに従う

ことを加味した上で、一般化積率法(GMM)によって計測を行うことにした¹¹⁾。

前節で指摘したように、総支出をデフレートする価格指数 $a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)$ は、パラメータや説明変数に依存しており、非線形な方程式体系を構成している。計測を行う際には、この点を加味しなければならない¹²⁾。具体的な計測方法については、Browning and Meghir(1991)にならい、下記の繰り返し法を採用した。まず、 $a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)$ の初期値としてストーンの価格指数を用いてパラメータを計測する。次に、計測されたパラメータに基づいて、 $a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)$ を作成し、この価格指数を(7)式に代入し、モデルを再推定する。パラメータが収束するまでこのプロセスを繰り返すのである。実際、この方法によって推定を行ったところ、同次性や対称性を課さないシステムと課したシステムの計測作業は、それぞれ7回と9回の繰り返しによって収束が達成された。

4. 弱分離性の検定と計測結果

われわれの主要な関心事は需要体系において余暇と他の財・サービスとの間で弱分離性が成立しているのか否かという点にある。この点を検証することは容易である。(7)式において労働時間および労働時間と総支出の対数値のクロス項の係数推定値についての有意性検定を行えばよいのである。(7)式をGMMによってシステム推定する場合には、この検定プロセスは以下のようなになる。まず、労働時間を含む変数を説明変数に加えた体系を計測する。次に、その際得られた直交条件の分散共分散行列を用いて、労働時間を含む変数の係数にゼロ制約を課して計測を行う。両者のJ統計量の差は、ゼロ制約という帰無仮説の下では、制約の数を自由度とするカイ自乗分布に従うことが示される¹³⁾。

ただ、上記の弱分離性の検定は、二つの状況の下で行うことが可能である。まず、(7)式のAIDS需要体系は、労働時間を含む変数以外の係数間に全く制約をおかずに計測し、弱分離性の検定を行うことができる。これを無制約下の弱分離性のテストと呼ぼう。もう一つは、(7)

式に対称性や同次性といった経済理論から要請される条件を課した上で計測を行い、その下で弱分離性の検定を行うことが考えられる。これを制約下の弱分離性のテストと呼ぼう。われわれは、両者についてそれぞれ検定を行った。被説明変数である支出シェアをすべての費目について加えれば1になり、誤差項の間には一次従属な関係が成立するので、計測においては「その他」の費目を落として、10本の同時推定を行った。その結果、無制約下の弱分離性の検定統計量は61.802、制約下の弱分離性の検定統計量は624.673であり、帰無仮説の下で検定統計量は、ともに自由度20のカイ自乗分布に従うことから、帰無仮説は通常の有意水準のもとでは棄却されることになる。換言すれば、余暇とその他の財・サービスとの間の弱分離性は棄却されるのである¹⁴⁾。

以下では、計測結果により詳細な検討を加えていくが、その際、対称性や同次性を課した体系の計測結果に基づいて議論を進めていく¹⁵⁾。対称性と同次性を課したAIDSモデルの計測結果が、表1に示されている。労働時間、労働時間と総支出のクロス項ともに有意な影響を及ぼしている費目は、「食料」、「住居」、「被服及び履物」、「保健医療」、「教養娯楽」、「その他」と11費目のうち6費目に及んでいる。この結果は、すでに行った弱分離性の検定結果と整合的である。この結果が総支出弾力性に及ぼす影響については、次節で詳細に論じられる。

最後に、表1の結果に基づいて計算された価格弾力性の動きをみておこう。弱分離性が棄却されているので、価格弾力性も労働時間に依存しており、時系列的に変化することに注意しよう。自己価格弾力性系列の70年代(71年1月以降)、80年代、90年代(96年12月まで)の平均値は、それぞれ、「食料(外食を除く)」-0.5740、-0.4713、-0.2691、「外食」-0.7845、-0.8165、-0.8205、「住居」-0.0899、-0.0564、-0.2056、「光熱・水道」0.0108、-0.2364、-0.1986、「家具・家事用品」-0.4882、-0.3973、-0.3542、「被服及び履物」-0.4687、-0.3401、-0.2610、「保健・医療」-0.4798、-0.4576、-0.5030、「交通

表 1. AIDS モデルによる需要方程式の計測結果

	労働時間	総支出	総支出× 労働時間	食料 (外食を除く)	外食	住居	光熱・水道	価格 家具・ 家事用品	被服及び 履物	保健医療	交通通信	教育	教養娯楽	その他
食料(外食を除く)	-0.0085 (-3.70)	-0.2878 (-6.23)	0.0011 (3.81)	0.0128 (1.89)	0.0022 (1.08)	-0.0115 (-2.32)	-0.0032 (-1.35)	0.0078 (2.24)	-0.0132 (-3.06)	-0.0006 (-0.34)	0.0274 (7.01)	-0.0371 (-11.27)	0.0112 (2.30)	0.0041 (0.78)
外食	0.0006 (1.32)	0.0164 (1.67)	-0.0001 (-1.53)		0.0072 (2.60)	0.0190 (7.86)	0.0027 (3.40)	0.0062 (3.85)	-0.0057 (-3.72)	0.0052 (7.62)	-0.0055 (-4.51)	0.0050 (3.36)	-0.0407 (-18.09)	0.0045 (3.54)
住居	0.0082 (5.15)	0.1794 (4.94)	-0.0010 (-5.03)			0.0451 (5.43)	-0.0044 (-3.54)	0.0127 (3.78)	-0.0188 (-4.62)	-0.0135 (-7.56)	-0.0065 (-2.33)	-0.0240 (-10.75)	-0.0047 (-0.90)	0.0066 (2.11)
光熱・水道	-0.0010 (-1.10)	-0.0314 (-1.50)	0.0001 (1.10)				0.0407 (22.20)	-0.0135 (-11.69)	-0.0034 (-3.18)	-0.0024 (-3.96)	-0.0054 (-2.47)	0.0021 (1.70)	-0.0021 (-1.52)	-0.0111 (-4.21)
家具・家事用品	0.0016 (1.52)	0.0332 (1.44)	-0.0002 (-1.26)					0.0238 (7.81)	0.0051 (2.27)	-0.0159 (-14.63)	-0.0085 (-3.94)	0.0004 (0.21)	0.0022 (0.63)	-0.0203 (-9.00)
被服及び履物	-0.0048 (-4.71)	-0.1112 (-4.87)	0.0006 (4.89)						0.0449 (12.00)	0.0133 (9.01)	-0.0141 (-5.84)	0.0056 (2.55)	-0.0145 (-3.84)	0.0007 (0.29)
保健医療	-0.0016 (-3.00)	-0.0359 (-2.97)	0.0002 (3.11)							0.0131 (13.27)	0.0054 (4.01)	-0.0043 (-4.12)	-0.0055 (-2.98)	0.0051 (4.24)
交通通信	0.0045 (1.77)	0.1716 (2.93)	-0.0006 (-1.80)								-0.0137 (-2.22)	0.0034 (1.56)	-0.0188 (-6.62)	0.0363 (7.89)
教育	-0.0002 (-0.26)	-0.0102 (-0.57)	0.0001 (0.36)									0.0240 (8.18)	0.0060 (1.98)	0.0189 (5.76)
教養娯楽	0.0070 (4.48)	0.1745 (5.33)	-0.0009 (-4.51)										0.0593 (9.48)	0.0076 (2.48)
その他	-0.0057 (-2.59)	-0.0986 (-2.08)	0.0007 (2.40)											-0.0523 (-6.99)

備考) カッコ内は t 値。

通信」-0.7319, -0.7929, -0.7404, 「教育」
-0.0495, -0.3613, -0.4856, 「教養・娯楽」
-0.2748, -0.2925, -0.3174, 「その他」-1.2100,
-1.1994, -1.2006 である。70年代における光
熱・水道を除くすべての費目について自己価格
弾力性はマイナスで得られており、絶対値でみ
て値の大きい項目は、「外食」、「交通通信」、「そ
う他」である。また、時間と共に弾力性値が大
きく変動している費目は、「教育」、「光熱・水
道」、「食料(外食を除く)」、「被服および履物」
である。前者の2費目については絶対値でみて
弾力性が上昇しており、後者の2費目について
は低下している。

5. 余暇水準と総支出弾力性

前節において、余暇と財・サービスの間で弱
分離性が統計的に棄却されることをみた。この
ことは、財・サービスの支出パターンに余暇水
準が直接的な影響を及ぼすことを意味する。わ
が国の場合、88年における改正労働基準法の施
行や90年代における景気後退を反映して、80
年代後半以降、労働時間が大幅に減少してきて
おり、それが家計の支出パターンに大きな影響

を及ぼしていることが予想される。この節では、
費目別の総支出弾力性に焦点を当て、議論を掘
り下げたい。

総支出弾力性(η_i)は、(7)式から以下のよう
に求めることができる。

$$\eta_i = 1 + \frac{y}{p_i q_i} (\beta_{0i} + \beta_{1i} h) \quad (8)$$

余暇時間が、総支出弾力性に及ぼす効果は、 β_{1i}
の符号に依存することがわかる。 $\beta_{1i} > 0$ であ
れば、余暇時間の増大(h の減少)は弾力性の低下
につながる。逆に、 $\beta_{1i} < 0$ であれば、余暇時間
の増大は弾力性を上昇させる。前節でみたよう
に、 β_{1i} は、11費目のうち6費目について有意
な値が得られている。 β_{1i} が有意に正な費目は、
「食料」、「被服及び履物」、「保健医療」、「そ
う他」であり、有意に負となる項目は、「住居」、
「教養娯楽」である。前者のうち、「被服及び履
物」、「保健医療」は労働に関連した支出項目で
あり、後者の費目は、すべて消費行為そのもの
に時間が必要とされるものである¹⁶⁾¹⁷⁾。

余暇時間の変動によって総支出弾力性がどの
程度影響を受けるのか、定量的な判断を下すた
めに、われわれは、次のような比較を行った。

表 2. 総支出弾力性の比較：弱分離性の仮定をめぐって

	弱分離性を 仮定した場合 の総支出弾力性	弱分離性を 仮定しない場合 の総支出弾力性	両者の 時系列的 乖離率
食料(外食を除く)	0.5591 (0.5080, 0.6147)	0.5412 (0.4734, 0.6228)	0.0521
外食	1.0727 (1.0666, 1.0778)	1.0572 (1.0443, 1.0682)	0.0267
住居	0.9707 (0.9684, 0.9730)	1.0446 (0.9185, 1.1632)	0.1929
光熱・水道	0.8077 (0.7826, 0.8352)	0.8152 (0.7925, 0.8410)	0.0267
家具・家事用品	1.0753 (1.0649, 1.0861)	1.1252 (1.0810, 1.1567)	0.0666
被服及び履物	0.9768 (0.9745, 0.9798)	0.9355 (0.8736, 1.0012)	0.0977
保健医療	1.0161 (1.0149, 1.0172)	1.0114 (0.9598, 1.0719)	0.0760
交通通信	1.8283 (1.6880, 1.9297)	1.8300 (1.6974, 1.9315)	0.0645
教育	0.8627 (0.8427, 0.9063)	0.8832 (0.8662, 0.9178)	0.0262
教養娯楽	1.2300 (1.2157, 1.2458)	1.2665 (1.2021, 1.3163)	0.0964
その他	1.0720 (1.0694, 1.0753)	1.0546 (1.0384, 1.0721)	0.0282

備考) 括弧内の数字は、それぞれ第1四分位値、第3四分位値。

すなわち、弱分離性を前提とした従来型の AIDS モデルを適用して計算された総支出弾力性と、弱分離性を仮定しない上記の計測結果から求められた総支出弾力性との比較を行ったのである。その結果が表 2 にまとめられている。

表 2 の第一列目には、弱分離性を仮定した AIDS モデルを計測し、その推定値を使用して求められた総支出弾力性が、第二列目には、弱分離性を仮定しない上記の計測値を使用して求められた総支出弾力性が示されている。ともに、計測期間について得られた弾力性系列の平均値である。また、括弧内には第1四分位値、第3四分位値が示されている。第一列目と第二列目を比べる限りは、両者の間に大きな差異はみられない。しかしながら、すでにみたように余暇時間は時間とともに、大きく変化しており、時系列的な弾力性の動きを比較してみる必要がある。弱分離性を仮定した場合と仮定しない場合の四分位範囲を比較してみると、「住居」、「被服及び履物」、「保健医療」、「教養娯楽」において後者の値が前者の値を大きく上回っていること

がわかる。

さらに、弱分離性を仮定したモデルに基づく i 費目の t 時点における総支出弾力性を $\eta_{i,t}^{WS}$ 、弱分離性を仮定しないモデルに基づく i 費目の t 時点における総支出弾力性を $\eta_{i,t}^{NWS}$ で表すと、両者の乖離度 ($RMSE\eta_i$) を以下の指標で代表させることができる。

$$RMSE\eta_i = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\eta_{i,t}^{WS} - \eta_{i,t}^{NWS})^2} \quad (9)$$

(9)式で与えられる乖離度は、弱分離性を仮定した場合と仮定しない場合の総支出弾力性の差を自乗してその平均を求め、その平方根を取ったものである。(9)式に基づいて各費目ごとに計算された乖離度が、表 2 の第三列に示されている。

乖離度が大きい項目は、「住居」(0.1929)、「被服及び履物」(0.0977)、「教養娯楽」(0.0964)である。これら三費目について弱分離性を仮定した場合と仮定しない場合の総支出弾力性の推移が図 2-1 から 2-3 に示されている¹⁸⁾。

「住居」の場合、76年から80年代後半までは、弱分離性を仮定した場合と仮定しない場合の弾力性値を比較すると、両者の間に大きな差異はみられず、0.96と1.02の間で安定的に推移している。しかしながら、弱分離性を仮定しない場合には、弾力性は89年から上昇を開始し、93年には1.29でピークに達する。これに対して、弱分離性を仮定した場合には、この弾力性の上昇傾向をとらえることができない。

「被服及び履物」については、弱分離性を仮定した場合、弾力性は71年の0.98から96年の0.97までほとんど変化していない。これに対して、弱分離性を仮定しない場合には、弾力性は89年から急激な低下傾向をたどる。弾力性値は、88年に0.97であったものが、94年には0.80まで低下している。

最後に、「教養娯楽」についてみれば、弱分離性を仮定しない場合には、弾力性は89年から上昇傾向を示している。88年の弾力性値は1.23であったが、それが95年には1.38に達している。弱分離性を仮定した場合には、その動きに追従することができない。

図 2-1. 総支出弾力性の比較(住居)

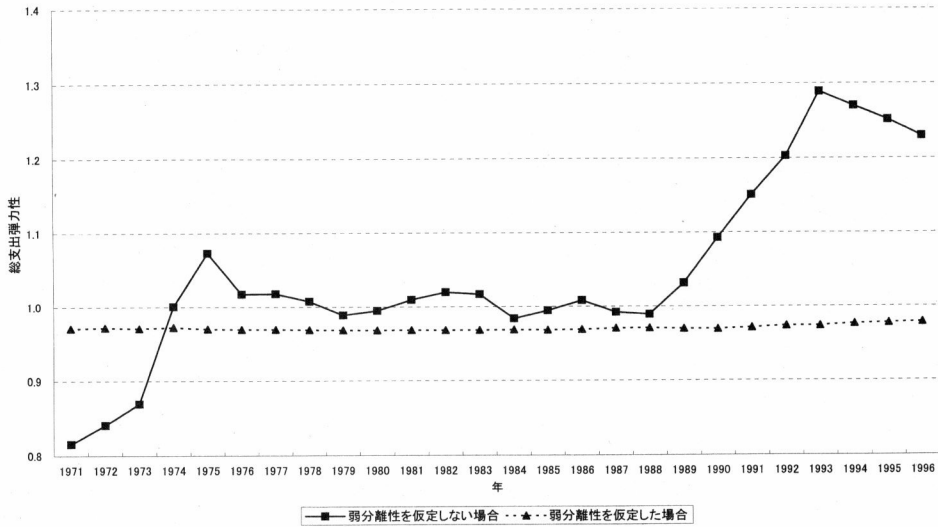
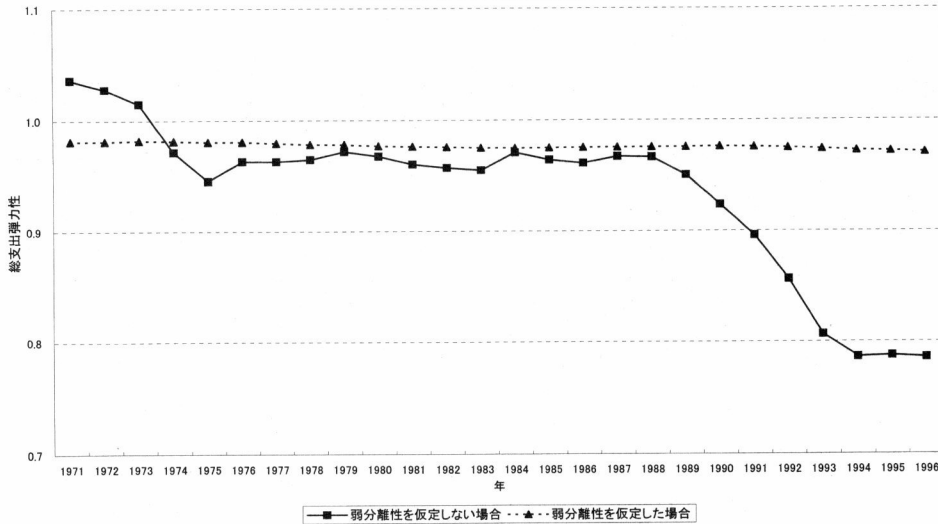


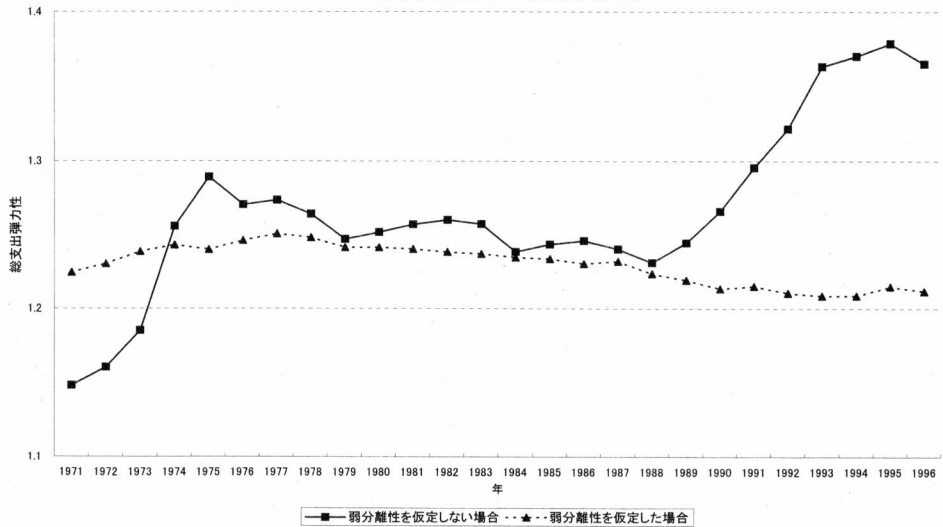
図 2-2. 総支出弾力性の比較(被服及び履物)



以上の議論をまとめると、弱分離性を仮定した場合と仮定しない場合の総支出弾力性の乖離率が大きい場合には、労働時間が大幅な減少を示した 89 年以降の総支出弾力性の変化が大きく、弱分離性を仮定した場合にはその動きをとらえきれないことがわかった。総支出弾力性の上昇が著しい費目は、「住居」、「教養娯楽」であり、顕著な低下傾向を示したものは、「被服及び履物」であった。前者の費目については、 β_{1i} の符号は有意にマイナスであり、余暇時間の増大が弾力性の上昇につながったのである。これら

の財・サービスに特徴的なことは、消費行為そのものに、時間を要するという点である。所得が増大して、それが「住居」といった住環境の向上をもたらす支出につながるためには、快適な住環境を享受するための家庭における十分な時間が必要となるのである。同様に、所得水準の上昇に伴って、「教養娯楽」に対する支出が促進されるためには、「旅行サービス」に典型的にみられるように、そのサービスを消費するための十分な時間が必要である。従って、88 年以降、労働時間の大幅な削減が進行する過程にお

図 2-3. 総支出弾力性の比較(教養娯楽)



ける所得水準の上昇は、これらの財への支出を増大させてきたのである。

これに対して「被服及び履物」については、 β_{1i} の符号は有意にプラスであった。すなわち、余暇時間の増大が弾力性を低下させるように作用するのである。「被服及び履物」の支出のなかには、ビジネス・スーツ等仕事関連の支出も多く含まれている。労働時間が減少していく過程で、所得が増えてもこれらの仕事関連財への支出はそれほど伸びが期待できないのである¹⁹⁾²⁰⁾。

6. 結び

われわれは、「家計調査」のデータを用いることにより、余暇と財・サービスの間で弱分離性が成立しないことを実証的に明らかにした。このことは、財・サービス支出に対して余暇水準が直接的な影響を及ぼすことを意味する。この点について、費目別の総支出弾力性に焦点を当てて、議論を深めてきた。この研究で得られた実証結果は、重要な構造的インプリケーションを有している。労働時間は、循環的な変動はあるものの、趨勢的には法律改正や技術進歩によって低下傾向がみられる。また、所得についても短期的には循環的な変動が観察されるものの、長期的には技術進歩を反映して、上昇トレンドを有している。従って、長期的に所得水準が向

上していくにつれて、支出構造がどのように推移していくのか、そのパターンを考察する上で、労働時間の短縮傾向にも注意を払わなければならないのである。

(論文受付日 1999年3月23日・採用決定日 2000年6月14日、大阪大学社会経済研究所／高知大学人文学部)

注

* 本稿を作成する上で、二名のレフェリーの方々から有益なコメントを頂いた。ここに謝辞を述べたい。もちろん、ありうるべき誤謬は筆者に帰するものである。

1) われわれが、検討対象としている問題は、家計による個別消費費目への配分問題である。従って、弾力性概念としてより適切なものは、所得弾力性よりも、所得から貯蓄を差し引いた総支出弾力性である。

2) Asano(1997)は、本稿と同様に、余暇と他の財・サービスの間で弱分離性について検定を行っているが、余暇水準についても他の財と同様に家計の効用極大原理から決定されると想定している。

3) 本稿における静的な観点からの消費の配分問題は、以下の条件が満足されている場合には、通時的な効用極大問題と整合的である。その条件とは、通時的な効用関数が異なった期間の財・サービスに関して弱分離性が満足されていることである。この条件が成立している下では、最適な消費配分は2段階に分けて考えることができる。第1段階では、通時的な効用関数を極大化するように各期の総支出が決定される。第2段階では、第1段階において決定された総支出を所与として、期間内における費目間への消費配分が決定される。なお、耐久財のようにストック変数が、効用関数に入ってくる場合には、今期の支出が次期以降の効用にも影響を及ぼすことになり、厳密には弱分離性

は成立しない。換言すれば、今期の耐久財支出は将来の価格変数にも影響を受けることになる。議論の詳細については、Phlips(1983)を参照のこと。

4) 条件付き需要関数の体系的な展開は、Pollak(1969, 1971)にみられる。

5) 他のパラメータ $\alpha_0, \gamma_{ij}^k(k, j, i=1, 2, \dots, m)$ についても労働時間に依存させることは可能であるが、計測を行う際に多重共線性を招く可能性がある。従って、ここではBrowning and Meghir(1991)にならって $\alpha_k, \beta_k(k=1, 2, \dots, m)$ のみが労働時間の関数であると特定化した。

6) 「家計調査年報」第1表 1世帯あたり年平均1ヶ月間の収入と支出(全国; 勤労者世帯)より収集されている。

7) 「外食」は、「一般外食」と「学校給食」に分けられているが、「一般外食」は1996年において外食費の9割と圧倒的な割合を占めている。従って、ここでは敢えて「外食」から「学校給食」を取り出すことをしなかった。また、「食料」には、「調理食品」が含まれており、その中には就労状況と関連があると考えられる弁当類や惣菜が含まれている。ただ、「調理食品」には、主食的な調理食品に加えて、副食的な調理食品も含まれており、後者は、「外食」に比べると就労状況との関連は薄いと考えられる。従って、「調理食品」は、「食料」にとどめることにした。

8) 「消費者物価指数年報」第1表 全国中分類指数より収録した。

9) 労働時間の変数として常用雇用者の総実労働時間数を選択したことは、世帯主の労働時間が支出構造に影響を及ぼす可能性を考慮していることを意味する。しかしながら、われわれの標本期間中、女性の労働力率の大幅な上昇が観察されており、世帯主の配偶者の就業状況が支出構造に及ぼす影響をも考慮する必要性を唆している。しかしながら、時系列データに基づく代表的家計モデルにおいては、配偶者の就業状況が支出構造に及ぼす影響を十分にとらえることができない。この点を考慮するためには、家計の個票データに基づく分析が必要である。

10) 労働時間以外にも支出構造に影響を及ぼす変数として、世帯人員、世帯主年齢等のソシオ・エコノミックな要因が考えられる。われわれが依拠する月次データにおいては、これらの変数の動きは、強いトレンドによって支配されており、月次間の大きな変動を観測することができない。従って、これらの変数については安定的な係数推定値を得ることが期待できず、本稿ではこれらの変数を取り上げていない。これらの変数の影響を分析するには、女性労働同様、個票データの利用が望ましい。

11) GMMを適用する上で、操作変数には説明変数自身が用いられている。ただ、直交条件の分散共分散行列を計算する際には、Newey and West(1987a)に従い、12階の移動平均プロセスが仮定されている。従って、推定量の分散共分散行列は一致性を有している。

12) 価格指数 $a(p_1, p_2, \dots, p_m, h)$ を、ストーンの価格指数によって近似することによって、モデルを線形化し、計測を大幅に容易にすることができる。しかしながら、この手続きによって計測した場合には、推定

値がバイアスを持ったり、一致性の保証がないこと、また、制約の検定において問題が発生することが知られている。詳細は、Pashardes(1993)、Buse(1994)、Moschini(1995)を参照のこと。

13) Newey and West(1987b)を参照のこと。

14) Asano(1997)は、「家計調査」に基づいて、余暇と他の財・サービスの間の弱分離性について検定を行っているが、本稿と同様、弱分離性が棄却されている。松浦・橋木(1991)は、「家計調査」の個票を用いてAIDSモデルを計測しているが、その際に、 α_i, β_i を世帯属性の関数として特定化している。そして、家計属性の中に就業人員が含まれており、その係数推定値は有意となっている。このことは、就業決定が支出構造に直接的な影響を及ぼすことを意味しており、ここで得られた結果と整合的である。

また、小川(1994)は、条件付き需要関数アプローチによって余暇と貯蓄の間の弱分離性を検証しており、やはり弱分離性は棄却されている。

15) 対称性や同次性の現実妥当性については、J統計量の差に基づいたカイ自乗検定によってテストすることができる。検定統計量の大きさは、775.085であった。対称性や同次性が成立するという帰無仮説の下で検定統計量は、自由度55のカイ自乗分布に従うことから、帰無仮説は通常の意味水準のもとでは、棄却される。この結果は、需要体系の背後にある経済理論の妥当性について疑問を投げかけるものであるが、われわれは、実際の家計行動の描写として、対称性、同次性を課したモデルを用いる。その理由は、計測時にこれらの制約を課すことによって、推定すべきパラメータの数を減少させ、より安定的な係数推定値が得られるからである。制約を置かずに計測を行った場合には、推定すべきパラメータの数が多くなり、多重共線性によって個々のパラメータ推定値の標準誤差が大きくなってしまふ。従って、そこから計算される弾力性の値も信頼の置けない値になるおそれがある。ちなみに、対称性、同次性を課したシステムの下では、自己価格弾力性値は、すべてマイナスで記録されたものの(弾力性は、標本期間の平均値のまわりで評価)、制約を課さないシステムについては、「住居」の弾力性が正の値(0.5172)をとり、安定的な推定値が得られなかった。

16) 長時間の労働は、健康に対してマイナスの影響を及ぼす。従って、健康を維持するために、「保健医療」費目への総支出弾力性は高くなると考えられる。

17) 余暇時間は、「外食」、「家具・家事用品」に対して有意な影響を及ぼしていない。しかしながら、この結果は、女性労働を考慮に入れていない点を反映しているのかもしれない。女性の労働力率の上昇は、市場における家事サービスの購入の増大につながるから、「外食」、「家具・家事用品」への支出弾力性は、高まるのが予想される。

18) 図2において、各年の弾力性値は、その年の月次ベースの弾力性を平均した値である。

19) 支出弾力性と労働の関連については、すでにBecker(1965)が、労働の対価である賃金率の高低を反映した財価格によって所得弾力性が影響を受ける点を指摘している。

20) Browning and Meghir(1991)においては女性

配偶者が働いている場合に、「被服」の支出弾力性が高くなることが報告されている。もし、わが国についても同様のことが成立しているとすれば、配偶者の就業形態を加味した場合には、「被服及び履物」の支出弾力性は、さらなる影響を受ける可能性がある。

参 考 文 献

- 松浦克己・橋木俊詔(1991)「家計の消費行動——マイクログ・データによる LA/AIDS モデルの分析」郵政研究所ディスカッションペーパー, 1991-08.
- 小川一夫(1994)「余暇と貯蓄」『国民経済雑誌』第 170 巻 第 1 号 pp. 53-72.
- Asano, S. (1997) "Joint Allocation of Leisure and Consumption Commodities: Japanese Extended Consumer Demand System 1979-90," *The Japanese Economic Review*, Vol. 48, No. 1, pp. 65-80.
- Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol. 75, No. 299, pp. 493-517.
- Browning, M. and C. Meghir (1991) "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands," *Econometrica*, Vol. 59, No. 4, pp. 925-951.
- Buse, A. (1994). "Evaluating the Linearized Almost Ideal Demand System," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 4, pp. 781-793.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, pp. 312-326.
- Dickey, D. A., Hasza, D. P. and W. A. Fuller (1984) "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 386, pp. 355-367.
- Moschini, G. (1995) "Units of Measurement and the Stone Index in Demand System Estimation," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 77, No. 1, pp. 63-68.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987a) "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703-708.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987b) "Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation," *International Economic Review*, Vol. 28, No. 3, pp. 777-787.
- Pashardes, P. (1993) "Bias in Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation," *Economic Journal*, Vol. 103, No. 419, pp. 908-915.
- Phlips, L. (1983) *Applied Consumption Analysis, Revised and Enlarged Edition*, North-Holland Publishing Company.
- Pollak, R. A. (1969) "Conditional Demand Functions and Consumption Theory," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 83, No. 1, pp. 70-78.
- Pollak, R. A. (1971) "Conditional Demand Functions and the Implications of Separability," *Southern Economic Journal*, Vol. 37, No. 4, pp. 423-433.