

卒 業 論 文

子供の世帯の規模効果と家計需要

神戸大学農学部

植物資源学科

0496119A

谷 顕子

(指導教員：草苅 仁)

平成 20 年 2 月

目次

序章

第 1 節 研究の背景と目的	1
第 2 節 各章の構成	2

第 1 章 小家族化と家計需要	3
-----------------	---

第 2 章 分析の枠組み

第 1 節 世帯規模の計り方	8
第 2 節 Generalized Cost Scaling (GCS) モデル	11

第 3 章 実証分析

第 1 節 計測モデル	14
第 2 節 計測データ	16
第 3 節 計測結果	17

終章 結論	25
-------	----

序章

第1節 研究の背景と目的

戦後、日本の家族の姿は、夫婦と子供、夫婦の親世代が同居している「拡大家族」世帯から、夫婦と子供から構成される「核家族」世帯へと変化してきた。その要因のひとつとして、経済成長による都市部への人口移動が、核家族の形態をとる勤労者世帯を多く形成しながら進展したことが挙げられる。その一方で、家計所得の増加は家電製品の普及や居住条件の改善をもたらし、人々の生活水準を高め、生活の質を向上させた。豊かな生活の実現は、人々の行動選択やライフ・スタイルを多様化させていき、子供をもたない夫婦だけの世帯や単身世帯を増加させてきた。このような日本の家族の形態の変化は、世帯の小規模化を進展させた。

家計消費には、家族が共同で消費する財が存在するため、一般に「規模の経済性」が発現すると考えられている。この場合の「規模」とは世帯規模のことである。そのため、家計需要を計測する場合には、世帯規模の変数を加えて規模効果をコントロールする必要がある。特に、多様化した現代家族の家計需要を分析するためには、家族構成員の性別や年齢構成などの属性を考慮した世帯規模効果を組み込む必要がある。

従来、こうした世帯規模変数として世帯人員数を説明変数に加えた家計需要の計測が行われてきたが、ただ人数だけをカウントした世帯人員数では、世帯規模効果を正確に把握できないおそれがある。その一方で、家族構成員の属性の違いを考慮するため、属性を細かく計測式に記述していくことには、データの制約や計測手法の面からおのずと限界がある。

本研究では、集計データの次元で実現可能な方法として、家族構成員の大人と子供を区別した世帯人員数を世帯規模変数として用いる。従来の世帯人員数を世帯規模変数として計測した場合と、世帯人員数に大人と子供の属性を加えた場合の計測結果を比較することで、大人と子供を区別することの有効性を検討することが課題である。

第 2 節 各章の構成

第 1 章では、現代家族の構造と形態の変化を述べ、家計の需要分析を行う場合、家族構成員の属性を考慮した世帯規模効果を組み込む必要性を指摘する。

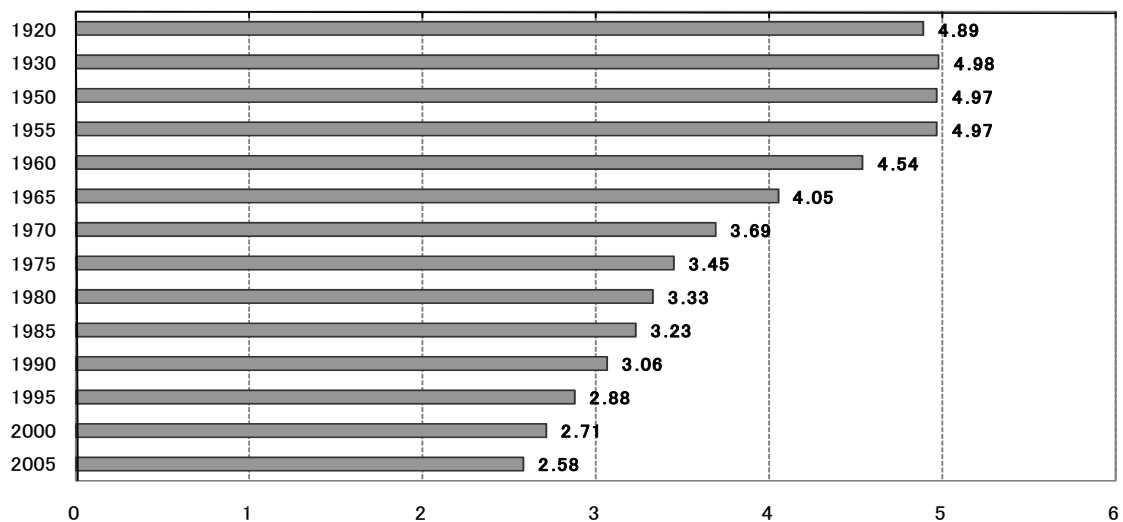
第 2 章では、世帯の子供の人数による世帯規模の計り方を紹介し、その指標を用いた分析の枠組みを整理する。

第 3 章では、実証分析における計測モデルを展開し、その計測結果から世帯規模と家計需要構造についての考察を行う。

終章では、結論として本研究で明らかになったことを述べる。

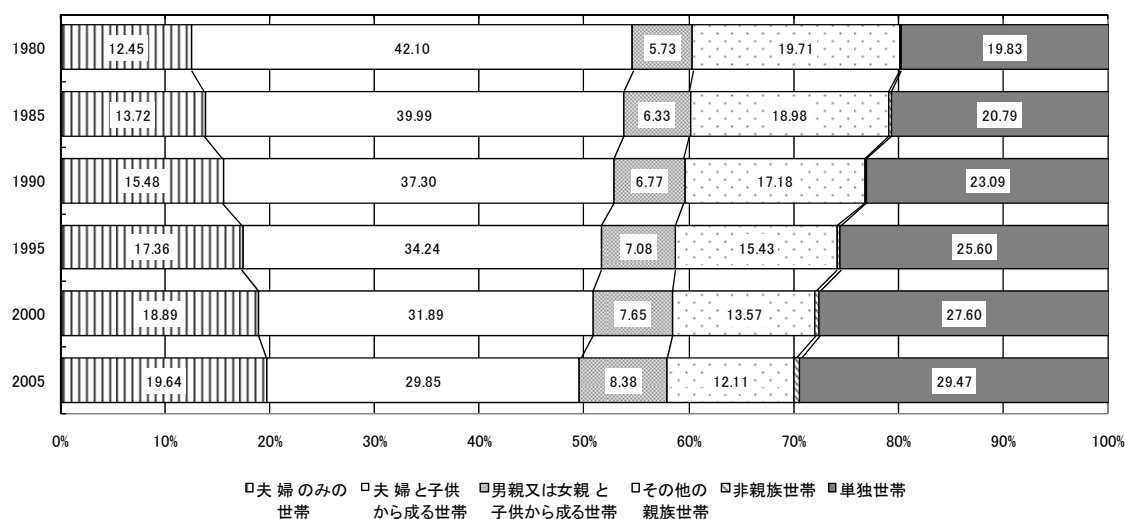
第 1 章 小家族化と家計需要

はじめに、戦後の高度経済成長を背景にした、家族の構造と形態の変化の特徴を整理する。その変化のきっかけとなったのが、産業構造の変化および就業形態の変化である。1950 年には 48.5%を占めていた第 1 次産業に従事する農村部の人々が、都市部へ移動し、勤労者世帯を形成していった。この勤労者世帯の多くは、夫婦と子供から成る核家族世帯の形態をとり、拡大家族に対して核家族世帯の比重が大きくなったことで、日本の家族は小規模化していった¹⁾。



資料：総務省統計局『国勢調査』
図1-1 普通世帯 1世帯あたり平均人員数

図 1 - 1 に普通世帯の 1 世帯あたりの平均人員数の変化を示す。この図よりわかるように、戦前から 1955 年ごろまではほぼ一定に推移していた世帯人員数は、都市部での勤労者世帯が増加したと考えられる 1955 年から 1975 年の 20 年間に 1.09 人の急激な減少が見られた。この時期、経済発展により家計所得の高い増加率を示し、このことが家電製品の普及や居住条件の改善をもたらし、人々の生活水準を高め、生活の質を向上させた。この生活の変化は、人々に行動選択の幅をもたせ、ライフ・スタイルを多様化させてきたことで、その後も家族は小規模化していったと考えられる。



資料：総務省統計局『国勢調査』
 図1-2 世帯の家族類型別 一般世帯割合(%)

図1-2に世帯の家族類型別の一般世帯数の割合を示す。この図によると、「夫婦のみ世帯」および「単独世帯」の割合が1980年以降増加しており、一方、「夫婦と子供から成る世帯」および「その他の親族世帯」の割合は減少してきている。このことは、たとえば、1975年以降の女子労働力率の増加や、家事専従率の減少などにみる家族の中の女性の変化や、最近の現象としては、高齢者の単独世帯の増加などが背景にあり、家族のあり方が多様化してきたことを表す指標と考えることができる。

次に、図1-3に世帯人員数別世帯の品目ごとの消費支出額を、また、図1-4にその構成比を示す。この2つの図から、家計需要における「規模の経済性」と、世帯人員数の違いによって生じる家計支出構造の違いを指摘できる。

図1-3から、家族が共同で消費する財が存在することによる「規模の経済性」の発現を見ることができる。通常考えられるように、家計支出額は世帯人員数に対して比例的に増加するのではなく、世帯規模の拡大による規模の経済性から支出額の伸びは抑えられる。また、品目によって規模の経済性の程度は異なり、規模効果が大きいほど家計支出額の伸びは小さくなる。

図1-4の「食料」、「光熱・水道」のように、世帯規模が拡大するとその構成比が

増加していく品目や、「交通・通信」、「教養娯楽」のように、世帯規模が変化しても構成比は変化しない品目がある。このから、世帯規模は家計需要構造を決定する要因のひとつであることを示している。そのため、実際に家計需要を計測する場合には、世帯規模の変数を加えて規模効果をコントロールする必要がある。

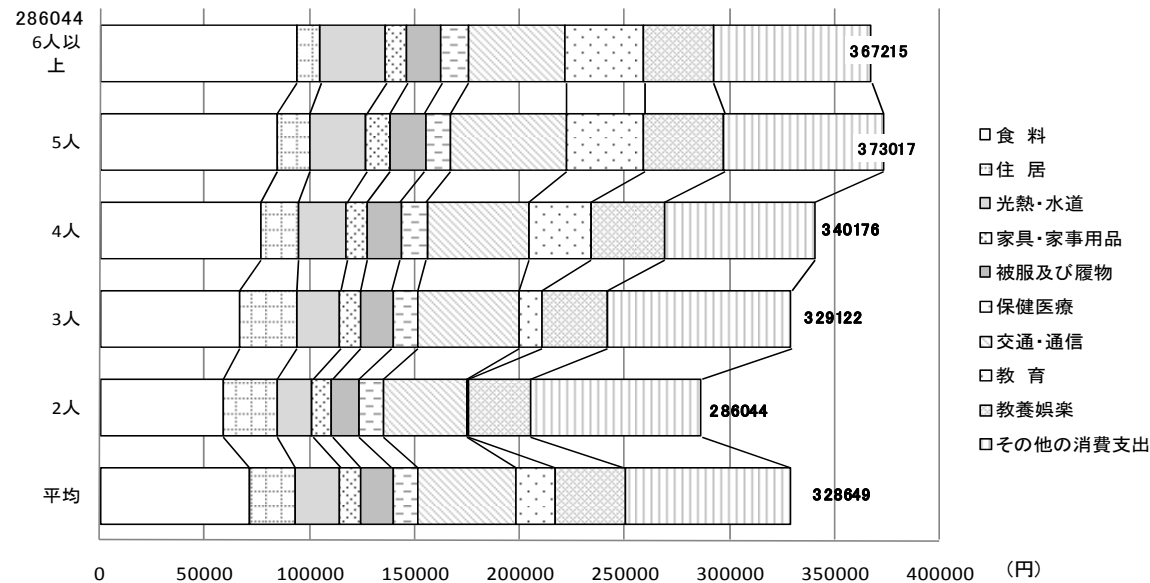


図1-3 品目別 消費支出額

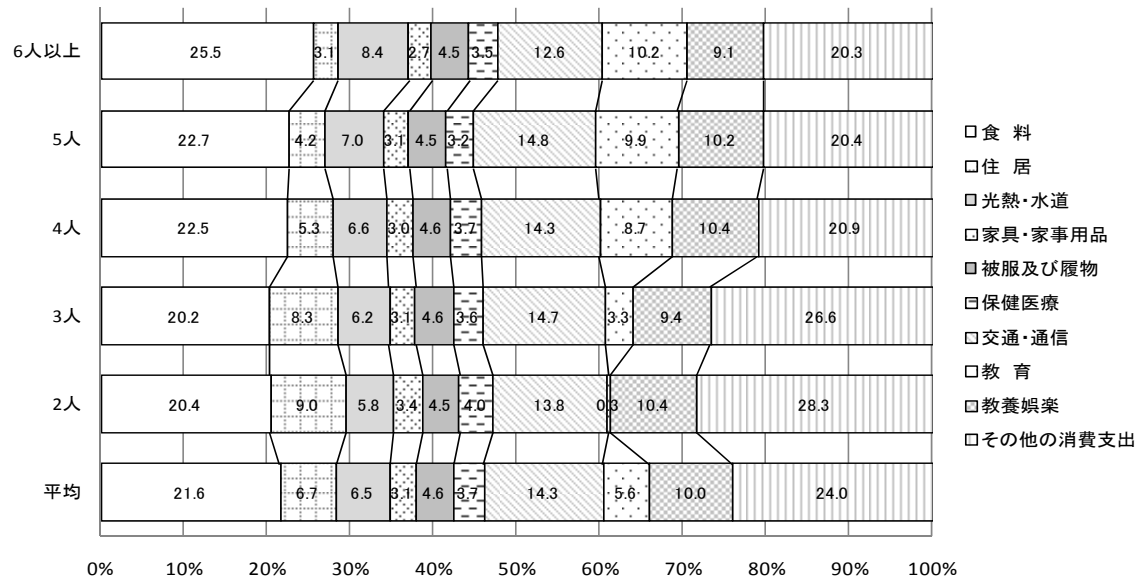
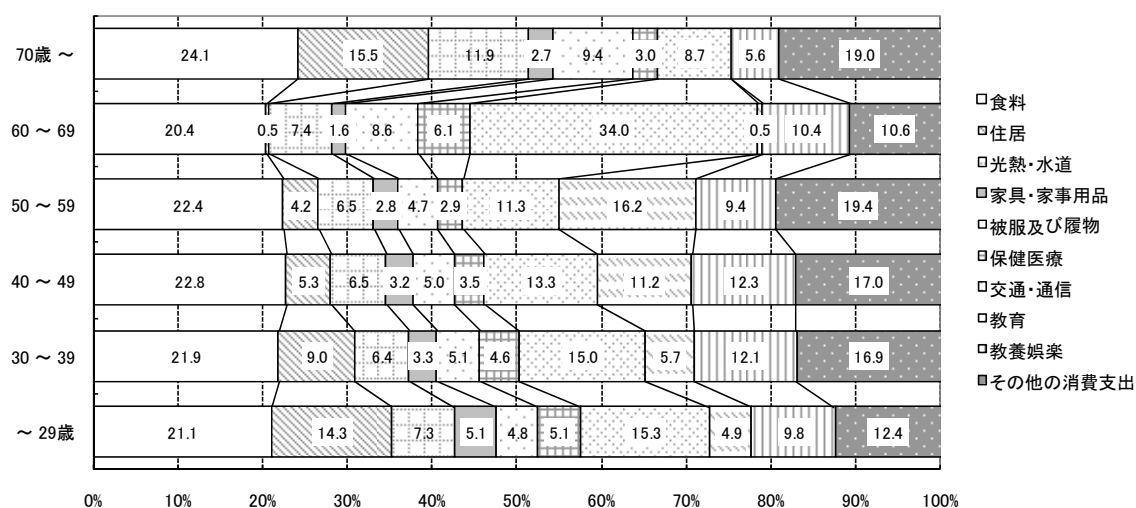


図1-4 品目別 消費支出額割合

従来、こうした世帯規模変数として、世帯人員数を説明変数に加えた家計需要の計測が行われてきた。しかし、前述したように、現代家族の世帯規模は減少し、家族も様々な形態をとるようになってきている。したがって、家計需要を分析するためには、世帯規模効果を家族構成員の性別や年齢構成などの属性を考慮した分析の枠組みを用いる必要がある。

たとえば、図1-5に示すのは、4人世帯の世帯主年齢階級別の消費支出額の割合である。この図によると、家計需要構造は世帯主の年齢階級の違いによって大きく異なっていることがわかる。つまり、世帯人員数でカウントした世帯規模が同じであっても、年齢という属性の違いが家計需要構造の違いとなっていることを示している。



資料：総務省統計局『家計調査年報』（全国・勤労者世帯）〔平成17年〕
図1-5 4人世帯 世帯主の年齢階級別 消費支出額割合

このように、世帯属性の違いは世帯規模効果の違いとなって家計需要に影響を及ぼすと考えられる。しかし、家族構成員の属性の違いを細かく分類して計測式に記述していくことには、データの制約や計測手法の面からおのずと限界がある。

そこで、本研究では、集計データの次元で実現可能な方法として、家族構成員の大人と子供を区別した世帯人員数を世帯規模変数として用いる。従来の世帯人員数を世帯規模変数として計測した場合と、世帯人員数に大人と子供の属性を加えた場合の計

測結果を比較することで、大人と子供を区別することの有効性を検討することが課題である。

注 1) 森岡清美『現代家族変動論』、ミネルヴァ書店、1993 年 参照。

2 章 分析の枠組み

1 節 世帯規模の計り方

最初に、世帯人員数を世帯規模として組み込むときの問題点について、家計支出と世帯規模の関係を表す簡単な数値例を用いて整理する。

核家族世帯のうち、2人世帯の家計支出を100、3人世帯の家計支出を120、4人世帯の家計支出を150とおく。このとき、単純に世帯人員数で家計支出を割ったものを1人当たりの家計支出と考えると、2人世帯で50、3人世帯で40、4人世帯で37.5となる。

たとえば、4人世帯が夫婦2人と6歳の子供1人、15歳の子供1人から成る世帯であるとする。実際の1人当たりの家計支出は、世帯員の年齢などの属性によって異なるため、平均的な1人当たりの家計支出の37.5と一致しないと予想される。夫婦2人はそれぞれ45、6歳の子供は25、15歳の子供は35というような1人当たりの家計支出を持つとすると、夫婦2人は $37.5 < 45$ より家計支出は、過小評価されており、また、子供2人は $25, 35 < 37.5$ より家計支出は、過大評価されている可能性がある。

一般的に、家計消費における規模の経済性の発現によって、世帯規模が大きくなるほど1人当たりの家計支出は小さくなると言われる。しかし、このように世帯員の属性の違いを考慮しない場合、家計内の規模の経済性の評価にバイアスが生じてしまう。そのため、世帯員の年齢などの属性を考慮したスケーリングを行い、家計内の規模の経済性をより現実的に即して評価する必要がある。

家計の特性を考慮した初期のモデルとして、Deaton and Muellbauer[1]で紹介されている、Engelモデルが知られている。はじめに、Engelモデルに従って、世帯員の属性を考慮した家計モデルを考えるため、等価尺度(Equivalence Scale)という概念を取り入れる。Equivalence Scaleとは、世帯員の属性による家計需要の違いを考慮した世帯規模の尺度とする。本研究では、分析対象を「夫婦と子供から構成される核

家族世帯」の家計需要とするため、大人と子供の違いを考慮した世帯規模を Equivalence Scale とした。ただし、単純化のため男女間による違いは捨象している。

次に、家計 h の支出関数は (1) 式と定義され、Engel モデルの枠組みを次のように整理する。

$$x^h = c^h(u^h, \mathbf{p}, \mathbf{z}^h) \quad (1)$$

ただし、 x^h は家計 h の総支出額、 u^h は家計 h の効用水準、 $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)$ は市場価格ベクトル、 \mathbf{z}^h は家計 h の家族構成に関するベクトルとする。

本研究では、Equivalence Scale を大人と子供の違いを考慮した世帯規模として定義するので、Equivalence Scale は世帯の子供の人数を表す変数 z^h より、関数 $m_0(z^h)$ と表す。具体的には、夫婦 2 人のみの基準世帯 (Reference Household) の家計支出に対して、子供が z^h 人いる世帯の家計支出の比率を Equivalence Scale として、(2) 式と定義される。

$$c^h(u, \mathbf{p}, z^h) / c^R(u, \mathbf{p}, z_0) = m_0(z^h) \quad (2)$$

ただし、 $c^R(u, \mathbf{p}, z_0)$ は基準世帯の家計支出関数で、 $z_0 = 0$ となる子供のいない世帯の支出関数とする。

ここで、Muellbauer[3]に従って $m_0(z^h) = 1 + \rho z$ と定義し、Equivalence Scale を用いた家計内の規模の経済性の解釈について、簡単な数値例を用いて説明する。まず、グループ A、B は、子供の換算率を表すパラメータ ρ が異なる 2 つの世帯グループとする。夫婦のみの基準世帯の家計支出を 100 とおき、グループ A の子供の人数が 1 人及び 2 人の世帯の家計支出は、150 及び 200 とし、グループ B の子供の人数が 1 人及び 2 人の世帯の家計支出は、130 及び 160 とする。このとき、Equivalence Scale およびパラメータ ρ の値と、世帯規模は表 2 - 1 のような関係になる。

表 2 - 1 Equivalence Scale と世帯規模の関係（数値例）

グループ	家計支出 ($c^h(u, \mathbf{p}, z)$)		Equivalence Scale ($m_0(z^h)$)		ρ	
	A	B	A	B	A	B
2人世帯 ($z = 0$)	100	100	1	1	-	-
3人世帯 ($z = 1$)	150	130	1.5	1.3	0.5	0.3
4人世帯 ($z = 2$)	200	160	2.0	1.6	0.5	0.3

グループ A、B のように、パラメータ ρ の値がそれぞれ一定値をとる場合、世帯の子供の人数にかかわらず、家計需要の子供による規模効果が同じであることを意味する。一方で、子供の数と同じでも属するグループが異なる世帯は、パラメータ ρ の値が異なり、このことは家計需要の子供による規模効果が異なることを意味する。パラメータ ρ の大きさは、同じ世帯規模でも家計支出が大きい世帯のほうが大きくなり、また、子供が家計需要において規模の経済性を発現するとき、この値は小さくなると解釈される。

特に、グループ A は $\rho = 0.5$ なので、子供が 1 人いる 3 人世帯の Equivalence Scale は 1.5 となる。夫婦 2 人のスケールを基準の 1 としているため、グループ A は、大人と子供のスケールが同じであることを意味し、子供による規模の経済性が発現されていない世帯であると解釈される。

(2) 式で定義される $m_0(z^h)$ を用いた家計 h の効用関数および需要関数は、家計の需要量 $\mathbf{q}^h = (q_1^h, \dots, q_n^h)$ より (3) 式、(4) 式のように定義される。

$$u^h = v^h(\mathbf{q}^h, z^h) = v(\mathbf{q}^h / m_0(z^h)) \quad (3)$$

$$q_i^h / m_0(z^h) = g_i(x^h / m_0(z^h), \mathbf{p}) \quad (4)$$

次節では、Equivalence Scale を用いて、品目ごとに異なる、家族構成員の属性を考

慮した家計の規模効果をみるため、Engel モデルを拡張した Generalized Cost Scaling (GCS) モデルを紹介する。

第 2 節 Generalized Cost Scaling (GCS) モデル

Ray[2]に従って、世帯員の属性を考慮した世帯規模の指標、Equivalence Scale を用いた分析の枠組みを紹介し、その特性について整理する。

まず、GCS モデルは、(2) 式で定義した Equivalence Scale を、(5) 式に定義し直す。

$$c^h(u, \mathbf{p}, z^h) / c^R(u, \mathbf{p}) = m_0(z^h, \mathbf{p}, u) \quad (5)$$

(5) 式は、世帯の子供の人数 z^h が市場価格 \mathbf{p} と家計の効用水準 u を介して、家計需要に与える影響も考慮できるように拡張した Equivalence Scale である。

ここで、関数 $m_0(z^h, \mathbf{p}, u)$ は、(6) 式として 3 つの要因に分離できると仮定する。

$$m_0(z^h, \mathbf{p}, u) = \bar{m}_0(z^h) \phi_1(\mathbf{p}, z^h) \phi_2(u, z^h) \quad (6)$$

Ray[2]は(6) 式で与えられる 3 つの関数 $\bar{m}_0(z^h)$ 、 $\phi_1(\mathbf{p}, z^h)$ 、 $\phi_2(u, z^h)$ を、(7) 式、(8) 式、(9) 式と定義して、それぞれの関数は次のように解釈される¹⁾。

$$\bar{m}_0(z) \cdot e = e^{1+\rho z} \quad (7)$$

...関数 $\bar{m}_0(z)$ は、夫婦 2 人世帯を基準としたとき、基準世帯に対して、子供の人数が家計需要に与える規模効果を表す関数である。パラメータ ρ の推定値は、家計需要における子供の世帯規模の換算率を示す。この値が小さいほど、子供の規模効果が小さいことを意味する。

$$\phi_1(\mathbf{p}, z) = \prod_k p_k^{\delta_k z} \quad (8)$$

...関数 $\phi_1(\mathbf{p}, z)$ は、市場価格 \mathbf{p} の条件が子供の人数を介して、家計需要に与える影響を表す関数である。たとえば、子供に需要されやすい「菓子類」などの財価格の下落は、夫婦 2 人のみの基準世帯に対して、子供の効果によって家計需要を増加

させると考える。そのとき、菓子類の価格に係る、子供の規模効果を表すパラメータ δ_i は正値をとり、家計需要を拡大させる方向に作用することが予想される。このように、大人と子供を区別し、世帯員の属性を考慮して世帯規模を定義していることから、GCS モデルは、従来の家計需要分析ではとらえきれていなかった子供の規模効果を、明示的に表すモデルとなっている。次章で展開するように、PIGLOG 型支出関数から支出シェア式を導出する場合、子供の人数 z に係るパラメータ δ_i は加法性制約を満たし、 $\sum_i \delta_i = 0$ が成り立つ。よって、本研究で扱う計測モデルでは、価格条件が子供の人数を介して、家計需要に与える相対的な影響を示すパラメータと解釈する。

$$\cdot \phi_2(u, z) = e^{\lambda uz} \quad (9)$$

…関数 $\phi_2(u, z)$ は、家計の効用水準 u が子供の存在を介して、家計需要に与える影響を表す関数である。たとえば、「タバコ」などの子供自身で需要しないが、家計全体では需要がある財を考える。子供で定義される世帯規模の効果は、直接的に家計需要に影響しないが、タバコによって子供の健康が損なわれ、そのことが家計の効用を下げると仮定する。この場合、夫婦のみの基準世帯に対して、子供のいる世帯ではタバコの需要を減少させることが考えられる。本研究の計測モデルでは、この影響を考えず、 $\phi_2(u, z) = 1$ ($\lambda = 0$) と仮定する。

このモデルの特性は、世帯規模による各財の価格の効果と、家計効用の効果を、それぞれ別々にとらえることができる点にある。しかし、 $\phi_1(\mathbf{p}, z^h)$ と $\phi_2(u, z^h)$ は、 z^h に関して 1 次同次を仮定することで Equivalence Scale を 3 つに要因分解しているため、理論的に整合性をもつのか検討が必要である²⁾。

注 1) パラメータ ρ の推定値を求めるため、(7) 式の関数 $\bar{m}_0(z)$ は両辺に e を乗じた形で定義している。この定義式では、 $z = 0$ のとき $\bar{m}_0(z) = e$ となるため、 $m_0(z^h, \mathbf{p}, u) = e$ となる。本来、(5) 式として定義される Equivalence Scale は、 $z =$

0 のとき $m_0(z^h, \mathbf{p}, u) = 1$ となるので、ずれてしまっている e の分、修正が必要である。この点を考慮して、3 章で GCS モデルの計測式の導出を試みる。

2) Ray[2]は、本研究でも行った Equivalence Scale の特定化を行って、実証分析しているが、パラメータに制約を課して複数計った計測式で、尤度比検定を行い、モデルの有効性について考察している。

引用文献

[1] Deaton, A. and Muellbauer, J., *Economics and consumer behavior*, Cambridge University Press, 1980.

[2] Ray, R., “Demographic Variables and Equivalence Scales in a flexible Demand System: the Case of AIDS”, *Applied Economics*, 18, 1986, pp. 265-278.

[3] Muellbauer, J. “Testing the Barten model of household composition effects and the cost of children”, *Economic Journal*, Vol. 87, 1977, pp. 460-487.

第 3 章 実証分析

第 1 節 計測モデル

本節では、2 章の Ray[2]に従って、GCS モデルの計測モデルを導出する。まず、基準世帯 (Reference Household) の家計支出関数を PIGLOG 型支出関数として、(10) 式で定義する。

$$\ln c^R(u, \mathbf{p}) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + \beta_0 u \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (10)$$

ここで、関数 $\bar{m}_0(z^h)$ は (7) 式のように定式化されるので、家計 h の支出関数を $C^h(u, \mathbf{p}, z) = c^h(u, \mathbf{p}, z) \cdot e$ と定義しなおす。(5) 式の関係より (7) 式から (10) 式を用いて、家計 h の支出関数 $C^h(u, \mathbf{p}, z)$ は、(11) 式と表すことができる。

$$\begin{aligned} \ln C^h(u, \mathbf{p}) &= (1 + \rho z) + \sum_j \delta_j (z \ln p_j) \\ &\quad + \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j + \beta_0 u \prod_k p_k^{\beta_k} \end{aligned} \quad (11)$$

(11) 式を $\ln p_i$ で偏微分すると (12) 式が得られ、またシェパードの補題より (13) 式のように支出シェア w_i の式に変形できる。

$$\ln C^h(u, \mathbf{p}) / \ln p_i = \delta_i z + \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_0 u \beta_i \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (12)$$

$$\ln C^h(u, \mathbf{p}) / \ln p_i = p_i q_i / c(u, \mathbf{p}) = p_i q_i / x = w_i \quad (13)$$

(12) 式を (13) 式に適応すると、(14) 式が得られる。

$$w_i = \delta_i z + \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_0 u \beta_i \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (14)$$

ただし、 $\gamma_{ij} = (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) / 2$ とする。ここで、(10) 式を逆変換して、間接効用関数 (15) 式を求める。

$$u = \frac{\left[\ln x - \left\{ (1 + \rho z) + \sum_j \delta_j (z \ln p_j) + \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \ln p_i \ln p_j \right\} \right]}{\left(\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \right)} \quad (15)$$

(15) 式を (14) 式に代入して、タイム・トレンド t と誤差項 ε_i を入れて整理すると、

(16) 式の GCS モデルの計測式が導出される。

$$w_i = \alpha_i + \tau_i \ln t + \delta_i z + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(x/P) - \beta_i (1 + \rho z) - \beta_i \left\{ \sum_j \delta_j (z \ln p_j) \right\} + \varepsilon_i \quad (16)$$

本研究では、パラメータの計測を容易にするため、価格指数 P は (17) 式で定義され

る線形近似した Stone 価格指数を用いた。

$$\ln P = \sum_j w_j \ln p_j \quad (17)$$

(16) 式のパラメータは、次の収支均等制約 ((18-1) 式)、同次性制約 ((18-2) 式)、対称性制約 ((18-3) 式) を満たす。

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_i \delta_i = 0 \quad (18-1)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (18-2)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (18-3)$$

また、家計需要構造を見るための各弾力性は、計測結果に基づいて、(19-1) 式、(19-2) 式、(19-3) 式から算出する。

総支出弾力性：

$$\partial \ln q_i / \partial \ln x = 1 + \beta_i / w_i \quad (19-1)$$

自己価格弾力性

$$\partial \ln q_i / \partial \ln p_i = -1 + \gamma_{ii} / w_i - \beta_i - \beta_i \delta_i z / w_i \quad (19-2)$$

交差価格弾力性：

$$\partial \ln q_i / \partial \ln p_j = \gamma_{ij} / w_i - \beta_i w_j / w_i - \beta_i \delta_j z / w_i \quad (19-3)$$

世帯規模として世帯人員数 (Z) を組み込んで定式化した計測式を、Deaton and Muellbauer[1]が紹介する AIDS モデルに従って導出した計測式が (20) 式である。

$$w_i = \alpha_i + \tau_i \ln t + \rho_i \ln Z + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln (x/P) + \varepsilon_i \quad (20)$$

(16) 式と (20) 式との計測結果の比較は、大人と子供の属性を考慮して世帯規模を計った場合と、世帯規模として世帯人員数 (Z) を組み込んで計った場合との比較を意味し、大人と子供を区別することの有効性をみる。ただし、(20) 式は、(19-2) 式、(19-3) 式の自己価格・交差価格弾力性と (18-1) 式の収支均等制約から、パラメータ δ_i を落とす。また、世帯規模にかかるパラメータ ρ_i は、収支均等制約として

$\sum_i \rho_i = 0$ を満たす。

最後に、世帯規模の変化に対する支出シェアの変化の割合を表す指標として「スケールの弾力性」を定義する。スケールの弾力性は、GCS モデルの計測式 ((16) 式) に対応して、次の (21) 式から算出する。この弾力性より、世帯規模効果と各品目との関係を考察する。

$$\partial \ln w_i / \partial z = \delta_i / w_i - \rho \beta_i / w_i - \beta_i \left\{ \sum_k \delta_k \ln p_k \right\} / w_i \quad (21)$$

第 2 節 計測データ

支出品目は、総務省統計局『家計調査年報』の大分類より、1)「食料」、2)「光熱・水道、家具・家事用品」、3)「被服及び履物」の 3 品目とした。価額データは、『家計調査年報』の「世帯類型別 1 世帯当たり年平均 1 か月間の収入と支出（勤労者世帯）」より、「夫婦のみ又は夫婦と未婚の子供のいる世帯」のうち、夫が世帯主の家計支出額を用いた。また、世帯属性を限定するため、子供が完全に親の被扶養者と考えられる、世帯主の年齢階級「30～34 歳」の世帯をここでは分析対象としている¹⁾。

計測期間は、1963 年から 2004 年までの 42 年とする。ただし、『家計調査年報』は 1980 年に品目分類の改正を行っており、品目ごとの支出額は厳密には接続していない。そのため、1963 年から 1979 年までの分析対象としている 3 品目の家計支出額は、「食料」は旧分類の「食料費」、「光熱・水道、家具・家事用品」は旧分類の「水道料、家具・什器、光熱費」、「被服及び履物」は旧分類の「被服費」と対応させている。1980 年の『家計調査年報』にある、旧分類と新分類の対応比率を用いて、データの接続を行った。

価格指数データは、総務省統計局『消費者物価指数年報』より『家計調査年報』の分類に対応した品目を用いた。ただし、「光熱・水道、家具・家事用品」は、『家計調査年報』の支出額ウェイトから、加重平均した価格指数を用いた。また、家計規模の

指標は、『家計調査年報』の価額データに対応した核家族世帯の「世帯人員（人）」を（20）式の変数 Z とし、「世帯人員（人）」から夫婦 2 人を引いた値を、変数 z で表される子供の平均人数とした。

計測式の添え字 i は、「食料」、「光熱・水道、家具・家事用品」、「被服及び履物」の 3 品目にそれぞれ対応しており、反復 SUR で同時推計した。

第 3 節 計測結果

表 3 - 1 に（16）式の計測結果から、表 3 - 2 に（20）式の計測結果から算出した各弾力性の推定値を示す。各弾力性の推計値は、次の特徴を示した。

表 3 - 1 GCS モデル（（16）式）の弾力性の推定値

	価格			総支出
	「食料」	「光熱・水道、 家具・家事用品」	「被服及び履物」	
「食料」	-0.921 *** (-8.161)	-0.021 (-0.300)	0.001 (0.016)	0.941 *** (11.936)
「光熱・水道、 家具・家事用品」	0.232 (1.049)	-0.475 ** (-2.556)	-0.395 *** (-3.528)	0.638 *** (2.808)
「被服及び履物」	-0.625 ** (-2.319)	-0.655 *** (-4.658)	-0.451 ** (-2.384)	1.731 *** (9.801)

表 3 - 2 従来の AIDS モデル（（20）式）の弾力性の推定値

	価格			総支出
	「食料」	「光熱・水道、 家具・家事用品」	「被服及び履物」	
「食料」	-0.262 (-1.370)	-0.065 (-0.667)	-0.424 *** (-3.095)	0.750 *** (6.170)
「光熱・水道、 家具・家事用品」	0.057 (0.145)	-0.757 ** (-2.469)	0.329 (0.934)	0.371 (0.753)
「被服及び履物」	-2.893 *** (-3.782)	-0.095 (-0.179)	0.153 (0.208)	2.835 *** (3.055)

注 1) 表 3-1、表 3-2 のカッコ内は t 値。

注 2) ***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% でゼロと有意差をもつ。

まず、自己価格弾力性は、従来の AIDS モデルの「被服及び履物」以外で負値となり、符号条件を満たしているが、GCS モデルでは 3 品目すべて 5%水準でゼロと有意差をもち、理論的に整合性をもつ結果が得られた。GCS モデルの価格弾力性の推定値から、「食料」は自己価格に対して 3 品目の中では比較的弾力的な品目であり、「光熱・水道、家具・家事用品」と「被服及び履物」は粗補完関係にあることが確認された。

また、総支出弾力性は、GCS モデルでは 3 品目すべて 1%水準でゼロと有意差をもつことが確認されたが、従来の AIDS モデルでは、「光熱・水道、家具・家事用品」でゼロと有意差が確認されなかった。推定値より、「食料」と「光熱・水道、家具・家事用品」は絶対値が 1 より小さく、非弾力的な必需品であり、また「被服及び履物」は絶対値が 1 より大きく、弾力的な奢侈品であることが確認された。また、表 3 - 1 と表 3 - 2 の推計値の値を比較すると、「食料」は GCS モデルのほうが大きな絶対値をとる。したがって、大人と子供の属性を考慮した世帯規模効果で評価すると、「食料」はより弾力的な性質をもつことが明らかになった。逆に、「被服及び履物」は GCS モデルのほうが小さな絶対値をとり、子供による世帯規模効果で評価すると、奢侈品ではあるが非弾力的な性質をもつ結果となった。

表 3 - 3 に GCS モデルの計測式 ((16) 式) と、従来の AIDS モデルに世帯規模を世帯人員数で組み込んだ計測式 ((20) 式) の決定係数と *D.W.*統計量を示す。この値より、GCS モデルと AIDS モデルの計測結果について考察する。

表 3 - 3 決定係数、及び *D.W.*統計量

	「食料」	「光熱・水道、 家具・家事用品」
GCS モデル ((16) 式)	決定係数 = 0.713 <i>D.W.</i> 統計量 = 0.906	決定係数 = 0.820 <i>D.W.</i> 統計量 = 0.948
AIDS モデル ((20) 式)	決定係数 = 0.549 <i>D.W.</i> 統計量 = 0.629	決定係数 = 0.367 <i>D.W.</i> 統計量 = 0.277

まず、決定係数に関しては、「食料」と「光熱・水道、家具・家事用品」の計測式は、いずれも GCS モデルのほうが 1 に近い値を示し、あてはまりの良いが得られた。 $D.W.$ 統計量の値からも、2 本の計測式はともに GCS モデルのほうが 2 に比較的近い値を示し、検定量としては有効な結果が得られた。

また、表 3 - 1 に示す GCS モデルの各弾力性の推定値は、3 つの交差価格弾力性の推定値以外はすべて 5% 水準でゼロと有意差をもつ結果となった。一方、表 3 - 2 に示す AIDS モデルの自己価格弾力性の推計値は、「光熱・水道、家具・家事用品」を除く 2 品目で有意な結果は得られず、また理論的符号条件を満たさない結果となった。さらに、交差価格弾力性は「食料」と「被服及び履物」以外の品目では有意な結果が得られず、「光熱・水道、家具・家事用品」の総支出弾力性もゼロと有意差を確認できなかった。

この 2 つの計測式の対数尤度は、(16) 式で $LL = 277.096$ 、(20) 式で $LL = 202.801$ となる。(16) 式と (20) 式の尤度比検定の検定統計量は 148.590 となり、計測式の間にはゼロと 1% 水準で有意差をもつことが確認された。

以上より、GCS モデルの計測結果のほうが AIDS モデルよりも有意な計測結果を示し、尤度比検定の結果、GCS モデルの計測結果は従来の AIDS モデルの計測結果と統計的に有意差があることが確認された。したがって、ただ人数をカウントした世帯人員数で世帯規模効果を評価した需要分析の枠組みでは、その分析結果にバイアスが生じている可能性があり、大人と子供の違いを考慮した世帯規模である Equivalence Scale を用いた家計需要の分析の枠組みの有効性を示す結果が得られた。

表 3 - 4 に (16) 式、(20) 式で世帯の規模効果を表す、変数 z および Z に関するパラメータの推計値を示す。このパラメータの推計値より、世帯規模効果と家計需要との関係を考察する。

表 3 - 4 変数 z および Z に関するパラメータの推定結果

(16) 式	推定値	t 値	(20) 式	推定値	t 値
ρ	0.025	0.004			
δ_1	0.139	0.548	ρ_1	0.861 ***	4.291
δ_2	-0.113	-0.201	ρ_2	0.474	1.583
δ_3	-0.026	-0.340	ρ_3	-1.335 ***	-4.180

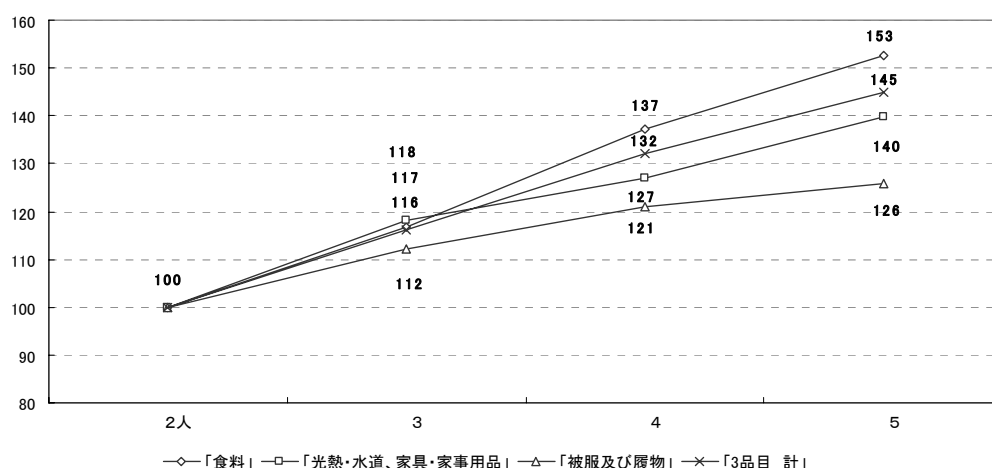
2 章 1 節で述べたように、たとえば、 $z = 1$ の 3 人世帯の Equivalence Scale が 1.5 となる家計は、子供による規模の経済性が発現されていないと解釈される。逆に、規模の経済性が発現されている場合、Equivalence Scale の値が 1 に近づく。世帯規模が拡大しても規模の経済性が発現されるならば、子供のいる世帯の家計支出の増加は抑えられるため、夫婦 2 人世帯の家計支出に対する比率で定義される Equivalence Scale は小さくなるからである。

(16) 式の世帯規模にかかるパラメータは、すべて有意な結果は得られなかったが、この推計値から求められる GCS モデルの Equivalence Scale は、 $z = 1$ のとき 1.002、 $z = 2$ のとき 1.003 となった。得られた Equivalence Scale の推定値は 1 に近い値を示すことから、分析対象とした家計は「子供による規模の経済性が発現されている家計需要構造をもつ」ことを示唆する結果となった。また、対象が子供の年齢の低い核家族世帯であるため、子供が低年齢であるほど家計需要に与える影響は、大人に比べて小さいことと整合的な結果であるといえる。

一方、従来の AIDS モデルの規模効果にかかるパラメータをみると、「食料」と「被服及び履物」の推計値は 1 % 水準でゼロと有意差をもつ。その符号条件は、「食料」で正值、「被服及び履物」で負値を示した。この結果より、「食料」の世帯規模効果はプラスの方向に、また「被服及び履物」ではマイナスの方向に作用していることが明らかになった。しかし、(20) 式は人数でカウントした世帯規模を組み込んだモデルとなっているため、パラメータの値からは、Equivalence Scale のように基準世帯に対して世帯規模効果が家計需要に与える影響の大きさについて考察することはできない。

そこで、より詳しく世帯規模効果が各品目の家計需要に与える影響を考察するため、
(21) 式で定義したスケールの弾力性の推定値を用いる。

ここで、スケールの弾力性を考察する前に、世帯人員別の家計支出データより世帯規模効果と各品目との関係を整理する。図 3 - 1 に『家計調査年報』の「世帯人員別 1 世帯当たり 1 か月間の収入と支出」の昭和 60 年から平成 18 年までの平均値データを使って、「2 人世帯」を基準にした世帯人員数別の 3 品目の家計支出額を示す。ただし、家族構成員の年齢や性別などの属性をまったく考慮せず、「2 人」という人数のみで識別される世帯を基準としているため、Equivalence Scale の解釈とは異なることに注意が必要である。



資料：総務省統計局『家計調査年報』(全国・勤労者世帯)[昭和60年～平成18年]
図3-1 世帯人員別 家計支出額平均値 (2人世帯基準)

図 3 - 1 より、各品目の世帯規模別の家計支出から、家計需要における規模の経済性を品目間で相対的に評価することができる。まず「食料」は、世帯人員数が 1 人増えるごとにほぼ一定額ずつ増加している。具体的には、2 人世帯の支出額が 100 であるのに対して、3 人世帯で 117、4 人世帯で 137、5 人世帯で 153 となっている。3 品目のなかでもっとも増加率が高いことから、「食料」は世帯規模が拡大しても規模の

経済性を発現しにくい品目であるといえる。

「光熱・水道、家具・家事用品」は、2人世帯の支出額が100であるのに対して、3人世帯で118、4人世帯で127、5人世帯で140となる。したがって、「食料」と比較すると、世帯規模の拡大にともなう家計支出の増加分が小さい品目であり、家計需要における規模の経済性を比較的発現しやすい品目であるといえる。

「被服及び履物」は、世帯規模の拡大によって家計支出を増加させるが、その増加率は3品目の中でもっとも小さい。2人世帯の支出額を100として、3人世帯で112、4人世帯で121、5人世帯で126となり、それぞれの家計支出の増加分は、12、9、5と逓減している。したがって、「被服及び履物」は、単純に人数による世帯規模で評価すると、3品目のなかで規模効果を発現している品目であるといえる。

また、世帯規模拡大に対する3品目の総支出額の増加率は、「食料」よりは小さく、他の2品目よりは大きい。したがって、3品目の家計需要を考える場合、「食料」は総合家計需要より規模効果を発現しにくい品目、逆に、残りの2品目は総合家計需要より規模効果を発現しやすい品目といえる。以上のように、世帯規模効果と各品目との相対的な関係を整理することができる。

表 3 - 5 GCS モデルのスケールの弾力性の

	推定値	
	推定値	t 値
「食料」	0.226	(-1.051)
「光熱・水道、 家具・家事用品」	-0.502	(-0.402)
「被服及び履物」	-0.156	(-1.064)

ここで、表 3 - 5 のスケールの弾力性の推定値から、子供の属性の違いを考慮した世帯規模効果と各品目との関係を考察する。いずれの推定量もゼロと有意差を確認することはできなかったが、「食料」で正值、残りの2品目

で負値を示した。スケールの弾力性の符号条件は、基準となる「夫婦2人世帯」の支出シェアに対して、世帯規模を表す子供が増加したとき、各品目の支出シェアがどの方向に変化するのかを表す。したがって、弾力性が正值を示す品目は、世帯規模の拡

大とともに支出シェアを大きくする品目であり、規模の経済性が発現されにくい品目であると解釈される。負値を示す場合は、逆に世帯規模が拡大しても支出シェアが減少する品目となるため、規模の経済性が発現されやすい品目と解釈される。推定値より、比較的規模効果を発現しにくい「食料」では正、規模効果を発現しやすい「光熱・水道、家具・家事用品」と「被服及び履物」では負となる結果は、図 3 - 1 より整理した世帯規模効果と品目間の関係と一致した結果であると考えられる。

しかし、負値を示す「光熱・水道、家具・家事用品」と「被服及び履物」の絶対値は、「被服及び履物」のほうが小さかった。つまり、2 品目を比較すると、「被服及び履物」のほうが世帯規模の変化に対する支出シェアの変化が小さく、世帯規模効果を発現しにくいと解釈される。その一方で、家族構成員の属性を考慮していない「2 人世帯」を基準にした場合は、図 3 - 1 に示すように「被服及び履物」のほうが世帯規模効果を発現していると解釈される値を示した。

このように、世帯規模効果と品目の関係に違いが生じる要因は、家族構成員の属性が世帯規模効果に影響していることにありと考えられる。GCS モデルの利点として、世帯人員数だけではとらえきれない家計需要構造に与える規模効果を、子供の属性を考慮した世帯規模の指標、Equivalence Scale を用いることで明らかにすることができる点にある。そのため、この違いは家族構成員の属性を考慮しないことによって、分析結果に差が生じてしまっている可能性を示唆していると考えられる。ただし、本研究では、スケールの弾力性の推定値は有意な結果が得られなかったため、世帯規模効果と各品目との関係を考察するための、ひとつの指標としてその解釈を述べるのみとする。

注 1) 本研究では、分析対象を世帯主年齢が「30～34 歳」の核家族世帯のみとしており、世帯主の年齢の違いによって生じる家計需要構造の違いについては考察しない。

引用文献

- [1] Deaton, A. and Muellbauer, J., "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, Vol. 70, No3, 1980, pp.312-326.

終章 結論

本研究では、はじめに、家計需要分析を行うとき、世帯規模効果を考慮する必要性を指摘し、家族構成員の属性の違いを考慮した世帯規模効果を用いた分析の枠組みを示した。その上で、集計データの次元で実現可能な規模効果を評価する方法として、大人と子供の属性を考慮した世帯規模の指標である Equivalence Scale を用いた分析の枠組みの有効性を検討することを課題とした。

第 1 章では、現代家族の変化の整理を行い、多様化した家族が世帯規模を縮小させてきていることを指摘した。また、家計消費に存在する「規模の経済性」の発現と、世帯規模の違いが家計需要構造に与える影響について、『家計調査年報』のデータから整理を行った。家計消費における「規模の経済性」とは、家族が共同で消費する財の存在によって発現するものである。すなわち、世帯規模の違いは、必然的に家計需要において規模の経済性の発現の程度の違いを生むため、家計需要を計測する場合には、規模効果をコントロールする必要があるといえる。

従来の家計需要の計測では、世帯人員数を説明変数に加えた家計需要分析が行われてきた。しかし、家族構成員の年齢や性別などの属性の違いによって家計の規模効果は異なるため、従来の手法では世帯規模効果が正確に把握できていないおそれがある。この点に着目して、属性の違いを考慮した需要分析の枠組みの必要性を示した。

2 章では、まず Engel モデルに基づいて、等価尺度 (Equivalence Scale) と呼ばれる、世帯規模を示す指標を紹介した。本研究では、分析対象を「夫婦と子供から構成される核家族世帯」として、大人と子供の属性の違いを考慮した世帯規模を Equivalence Scale としている。この Equivalence Scale を子供の人数 (z^h)、市場価格 (p)、家計の効用水準 (u) からなる関数と定義した Generalized Cost Scaling (GCS) モデルを、家計需要分析の枠組みとして、その特性についてまとめた。

3 章では、計測式の導出、および計測データについて述べ、計測結果の考察を行った。計測は GCS モデルに基づいた計測式と、世帯規模変数として世帯人員数を加え

た計測式とで行い、計測結果より算出した各弾力性の推定値の比較を行った。

その結果、GCS モデルの自己価格弾力性は、3 品目すべて 5%水準でゼロと有意差をもつ負値を示し、理論的符号条件を満たした。また、3 つの交差価格弾力性以外の交差価格弾力性、および総支出弾力性の推定値は、すべて 5%水準でゼロと有意差をもつ結果が得られた。一方で、AIDS モデルの自己価格弾力性は、「光熱・水道、家具・家事用品」以外で有意な結果が得られず、理論的符号条件も満たさなかった。さらに、交差価格弾力性は「食料」と「被服及び履物」以外の品目では有意な結果が得られず、「光熱・水道、家具・家事用品」の総支出弾力性もゼロと有意差を確認できなかった。

2 つのモデルの計測結果の決定係数、および *D.W.*統計量をみると、GCS モデルのほうが当てはまりのよい結果が得られた。また、尤度比検定を行った結果、GCS モデルの計測式と AIDS モデルの計測式とは有意に差があることが確認された。以上を総合すると、大人と子供の属性を考慮した世帯規模を用いた GCS モデルは、世帯人員数を世帯規模とした従来の AIDS モデルよりも有効であることを示すことができた。

また、(16) 式の世帯規模にかかるパラメータは、すべて有意な結果は得られなかったが、この推計値から求められる GCS モデルの Equivalence Scale は、 $z = 1$ のとき 1.002、 $z = 2$ のとき 1.003 となった。Equivalence Scale の値は、1 に近づくほど子供による規模の経済性を発現していると解釈される。したがって、得られた Equivalence Scale の推定値は 1 に近い値を示すことから、分析対象とした家計は「子供による規模の経済性が発現されている家計需要構造をもつ」ことを示唆する結果となった。また、対象が子供の年齢が低い核家族世帯であるため、子供が低年齢であるほど家計需要に与える影響は大人に比べて小さいことと整合的な結果であるといえる。

最後に、世帯規模を表す変数にかかるパラメータの値だけでは、世帯規模効果と各品目との関係が考察できないため、GCS モデルを用いて「スケールの弾力性」を定義し、推定値を求めた。そのため、まず家族構成員の属性を考慮しない「2 人世帯」を基準とした世帯人員別の家計支出データから、単純に人数でみた世帯規模効果と各品

目との関係を整理した。その結果、「食料」は規模効果を発現しにくい品目、逆に、残りの 2 品目は規模効果を発現しやすい品目と解釈された。

スケールの弾力性の符号条件は、基準となる「夫婦 2 人世帯」の支出シェアに対して、世帯規模を表す子供が増加したとき、各品目の支出シェアがどの方向に変化するかを表す。したがって、弾力性が正値を示す品目は、世帯規模の拡大とともに支出シェアを大きくする品目であり、規模の経済性が発現されにくい品目であると解釈される。計測結果より「食料」は正値を示し、規模効果を発現しにくい品目であるという、人数でカウントした世帯規模と同じ結果が得られた。同様に、弾力性が負値をとる「光熱・水道、家具・家事用品」と「被服及び履物」は、規模効果を発現しにくい品目と解釈され、関係の方向性は一致した結果を示した。

しかし、同じ負値を示す「光熱・水道、家具・家事用品」と「被服及び履物」の弾力性の値は、単純に人数でみた世帯規模効果と一致しなかった。そのため、この違いは家族構成員の属性を考慮しないことによって、分析結果に差が生じてしまっている可能性を示唆していると考えられる。本研究では、有意な推定値が得られなかったため、スケールの弾力性は世帯規模効果と各品目との関係を考察するためのひとつの指標として、その解釈を述べるのみとする。

ただし、本研究では 1963 年から 2004 年の 42 年間を計測期間としており、この期間でひとつのパラメータの推定値を求めている。そのため、この間の家計需要の構造変化に関しては考察していない。しかし、この間にも人々の家計消費の選択行動は、家計を取り巻く経済条件などの外的環境の変化や、家族の構造や形態などの内的環境の変化に合わせて変化してきていると考えられる。したがって、時系列のなかでの家計需要構造の変化を考察し、現代家族に起こった変化を明らかにすることは、今後の研究課題とする。

また、分析対象を世帯主の年齢階級が「30～34 歳」の世帯としているため、年齢階

級別での家計需要構造の違いなどは考察していない。本研究の課題は、家族構成員の大人と子供の属性の違いを考慮した世帯規模を組み込んだ需要分析の枠組みの有効性を明らかにすることであったため、代表的世帯として「30～34歳」世帯を取り上げた。しかし、1章の図1-5からわかるように、世帯主の年齢の違いによって区分される世帯の家計需要構造はさまざまな特徴をもつ。さらに細かい属性の違いを家計需要分析に反映させるには、集計データでは限界があり、家計に関するミクロデータが必要である。その一方で、属性を細かくしていくだけでは、家計需要分析における一般性を確保できなくなる可能性もある。この点に関しても、今後の検討課題としたい。