



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	被服消費に着目した地域振興券のラベリング効果の検証：児童手当へのインプリケーション
Author(s)	両角，良子
Citation	経済學研究, 58(4), 101-115
Issue Date	2009-03-12
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/37303
Type	departmental bulletin paper
File Information	58-4_010.pdf



被服消費に着目した地域振興券のラベリング効果の検証

——児童手当へのインプリケーション——

両 角 良 子

1. はじめに

子どもを持つ世帯への所得保障制度は、子育ての際の経済的負担を支援する政策として、少子化の進展とともに重視されている。具体的な所得保障制度として、児童手当や扶養控除、子育て世帯への財政支援を目的とした税額控除をあげることができる。

子育て世帯への所得保障制度が実際に子どもの厚生の上に効果的であるかを検証することは、政策効果を評価する上で重要である。標準的なミクロ経済学の需要理論に基づけば、子育て支援を目的とする所得保障は、家計内で他の非労働所得と合算されることから、子ども向けの財 (child goods) の消費に使われるとは必ずしもいえない。通常、家計内の所得はもともとの所得源泉が何であるかに関わらず、所得同士の「代替可能性 (fungibility)」が成立している。そのため、政府による所得保障が子ども向けの財の消費に使われる場合には、ラベリング効果 (labeling effect) が存在するといえる。すなわち、政府が「児童手当」といったラベル付けをして子育て世帯へ金銭的な支援をする際、それらが子ども向けの財に使われる場合には、ラベル付けが消費に影響しているといえる。

子育て支援を目的とした所得保障にラベリング効果がある場合には、様々な解釈が考えられる。たとえば、所得保障の限界消費性向が家計のほかの所得の限界消費性向よりも高い数値であることから議論する場合には、Thaler

[1990] の「心理会計 (mental accounts)」の考え方を家計簿に応用することで、消費行動が所得源泉に依存する点を議論することができる。Thaler [1990] の議論に基づけば、家計は様々な所得源泉による所得を、「経常所得勘定」・「資産勘定」・「将来所得勘定」という心理的な勘定体系のいずれかで把握し、各所得勘定の限界消費性向にしたがう。たとえば、家計が児童手当を一定期間の臨時収入とみなし、限界消費性向の高い経常所得勘定で評価する場合には、資産勘定や将来所得勘定で評価される所得と比べて、多く消費に利用することになる。

また、別の解釈としては、所得保障の受領者が子ども向けの財を強く選好する世帯員である場合、その世帯員による家計内資源配分の意思決定が影響して、子ども向けの財の消費が多くなるという議論が考えられる。単一家計モデル (unitary model) では、非労働所得はすべてプールされ、世帯員全員が共有する選好にしたがって家計内資源配分が決定する (「インカムプーリング仮説 (income pooling hypothesis)」)。しかし、世帯員間で選好が異なり、意思決定主体によって家計内の資源配分が異なる場合には、インカムプーリング仮説は棄却され、集合体モデル (collective model) などによる議論が必要となる。Lundberg, Pollak, and Wales [1997] は、イギリス政府が夫の扶養手当を減らし、代わりに児童手当を妻に支給するようにした 1970 年代後半の制度改正を分析している。その結果、制度改正が夫の被服消費を減少させ、代わりに子どもと妻の被服消費を上昇させたこ

とを指摘している。

本研究は、子育て世帯への所得保障にラベリング効果があるか、すなわち、所得保障が子ども向けの財の消費を通じて子どもの厚生の上昇に効果的であるかを検証する。いくつかの先行研究は、児童手当のラベリング効果を検証している。Kooreman [2000] は、オランダの児童手当の制度変更を利用し、子どもの被服消費に対する児童手当の限界消費性向が他の所得の限界消費性向と異なるかを検証した。その結果、児童手当の限界消費性向が他の所得と比べて高いことを示し、児童手当にラベリング効果があることを結論づけている。それに対し、Edmonds [2002] のスロベニアの児童手当の分析では、アルコール・タバコ・被服の消費において、児童手当と他の所得の間で限界消費性向に差はなく、ラベリング効果がないことを指摘している。このように、先行研究では分析によって結論が異なっている。

ここでの分析では、子育て世帯への所得保障のラベリング効果を検証するため、日本政府が1999年に実施した地域振興券政策に着目する。地域振興券政策とは、子育て世帯と高齢福祉年金等の受給者・低所得の老人層への経済的負担の軽減を目的とした政策である¹⁾。特に、子育て世帯への支給については、「若い親の層の子育てを支援」することを掲げている。そのため、分析対象を子育て世帯に限定することで、子育て支援を目的とした所得保障のラベリング効果を検証する。

1) 総務庁 [1998] は、「地域振興券交付事業費補助金交付要項」の第2条で以下のように交付の目的を定めている。「この補助金は、市町村（特別区を含む。）を事業主体として、期間を限定して使用できる地域振興券を、15歳以下の児童の属する世帯の世帯主及び高齢福祉年金等の受給者等に交付することにより、若い親の層の子育てを支援し、あるいは高齢福祉年金等の受給者や所得が低い老人層の経済的負担を軽減し、もって個人消費の喚起、地域経済の活性化を図り、地域の振興に資することを目的とする。」

児童手当ではなく、地域振興券に着目する理由として、大きく3つの点がある。第一に、日本の児童手当制度の場合、制度変更を利用したラベリング効果の検証が難しいという点がある。阿部 [2003] にあるように、2000年と2001年に児童手当の制度改正が実施され、また1999年と2000年は年少扶養控除の制度改正が実施されているため、各制度変更の影響を識別することが難しい。第二に、児童手当制度は手当月額の変更があっても変更前後の差が数千円であるため、その影響を計測することが難しい。そして第三に、地域振興券の場合には使用期間が限られているため、政策の影響を識別しやすいというメリットがある。

地域振興券に関する先行研究として、その政策効果を検証した研究がある。Hori, Hsieh, Murata, and Shimizutani [2002] は地域振興券が個人消費をどれだけ刺激したかを検証している。『家計調査』の個票データによる分析から、地域振興券には使用期間に半耐久財の消費を刺激する効果があるが、その効果は時間とともに低下する、という結果を得ている。また、総務庁統計局 [2000] は、地域振興券が子ども用の被服・スポーツ用品・自転車購入・一般外食などに多く使用されたことを報告している。

これらの分析より地域振興券政策の影響が明らかになった一方で、疑問も残る。たとえば、地域振興券を使って特定の財を消費した場合、地域振興券政策の終了後にもその消費行動が引き継がれるのだろうか。あるいは逆に地域振興券の影響を相殺する「買い控え現象」が生じるのだろうか。

そこで本研究では『家計調査』の個票データを使用して、地域振興券政策のラベリング効果とその後の影響を検証する。分析では、地域振興券が子ども向けの財の消費に与える影響を調べるため、子ども用・夫用・妻用のそれぞれの被服消費額に焦点を当てる。総務庁統計局 [2000] で、地域振興券が子ども用の被服消費に使用されたことが報告されているため、ここ

では地域振興券の使用期間とその前後の期間を分析対象とすることで、上述の疑問点を明らかにする。また、子ども用の被服消費を分析対象とすることは、標本誤差の観点からも有益である。地域振興券による支出金額が、地域振興券政策のない時期の標本誤差よりも少額である場合には誤差の範囲内であると考えられる。総務庁統計局 [1999] によって報告されている通常の各消費財の標本誤差²⁾と、総務庁統計局 [2000] で報告されている地域振興券による各消費財の支出金額を比較すれば、地域振興券による支出が誤差の範囲内であるかどうかを判断することができる。比較した結果、地域振興券での子ども用の被服の支出金額は、通常時の標本誤差を大幅に超えていることが判明したため、子ども用の被服消費を分析対象とする。

次節では、地域振興券政策の概要を示し、3節では分析で使用するデータを説明する。4節では推定モデルを、5節では推定結果を示す。そして6節で結論と今後の課題を述べる。

2. 地域振興券政策の概要

日本政府は、1999年に地域振興券政策を実施している。この政策は、若い親の層の子育てを支援する、あるいは高齢福祉年金などの受給者や所得が低い老人層の経済的負担を軽減することで、個人消費の喚起・地域経済の活性化を図ることを目的としている。そのため、地域振興券の交付対象者は15歳以下の子供を持つ世帯の世帯主、高齢福祉年金の受給者、市町村民税が非課税である65歳以上の者などである。

15歳以下の子供がいる世帯に対し、政府は子供1人につき、現金20,000円に相当する地域振興券(1,000円×20枚)を交付している。交付対象者およびその代理人・使用者が地方自治

体の役所で交付を受ける。使用場所は、地域振興券が使える場所として地方自治体に登録された小売店で、特に、交付対象者およびその代理人・使用者の居住する市町村にある小売店に限定されている。また、実際に地域振興券が使えるのは、地方自治体が地域振興券の交付を開始してから6か月以内であり、6か月を過ぎると使用することができない。地域振興券の交付時期は地方自治体によって若干のばらつきがあるが、おおむね3月上旬であり、使用可能な期間は3月から8月である。なお、地域振興券による金券の購入は認められていない。

3. データの説明

分析では、1995年から2000年の『家計調査』の個票データのうち、分析目的に合った世帯のデータを用いる。分析期間を1995年から2000年とする理由は、地域振興券政策の効果を検証する際に、政策導入期間と政策導入期間前後のデータが必要であることによる。また、長期的なデータを利用する場合、時代の変化とともに家計の選好が変化することが考えられるため、選好がほぼ同質である期間を分析期間とする必要がある。また、地域振興券政策のラベリング効果を分析する際、ほかの制度変更の影響も考えなければいけない。子育て世帯への所得保障が目的で、子ども数と支給額が対応し、家計へ直接金銭が支給される制度として、児童手当制度がある。ここでは、児童手当制度の影響を含まない推定値を得る必要がある。1995年から1999年までについては、児童手当制度は制度改正がないことから、1995年から1999年までのデータより1999年の地域振興券政策の影響を児童手当から独立して推定することができる。2000年については、2000年6月より児童手当の支給対象が義務教育就学前に変更されたが、それ以外の大幅な変更はない。経済企画庁[2000]は地域振興券の受給者の多くが地域振興券を3月から5月に集中して使用していたこ

2) 1998年10月の『家計調査』のデータに基づくため、地域振興券政策の時期とは関係のない時期のデータである。

とを報告している。そのため、2000年6月の児童手当法の変更の影響を受けているデータが含まれているとしても、1999年の3月から5月の影響は識別可能であることから、ここでは分析期間を1995年から2000年までとする。

分析対象を次の基準をすべて満たす世帯に限定する。

- (1) 夫と妻と世帯主の子どもからなる世帯。
- (2) 夫と妻以外には15歳以下の子どものみがいる世帯。
- (3) 世帯主とその配偶者の年齢が65歳未満の世帯。
- (4) 子どもの人数が3人以下の世帯。

このように世帯を限定する理由として、第一に、15歳以下の子どもを持つ世帯の世帯主以外の受給者を分析から除去することがあげられる。第二に、子どもの被服消費への影響を明確に把握することがあげられる。地域振興券政策では、同じ世帯主の子どもであっても16歳以上の子どもについては地域振興券の交付がない。『家計調査』での子ども用被服の対象は「乳児から小学生まで」であり、15歳以下の子どものおかげで得られる地域振興券を16歳以上の子どもの被服に支出する場合には、大人用被服の支出として計上される。そのため、ここでは16歳以上の子どもが同居する世帯を分析から排除する³⁾。第三に、子どもの人数が4人以上の世帯は、標本数が少ないゆえに標本誤差が高くなることが予想されるため、分析から排除する。

推定では子ども・夫・妻の被服消費額を扱う。用いる変数は、全員の被服消費額にしめる子どもの被服消費額の割合である。各被服消費額の

内訳は表1に示している。推定の際には、割合そのものの数値と、割合を対数変換したもの、そして割合をロジット変換したものの三種類を使用する。今、 x_1 を子どもの被服消費額、 x_2 を夫の被服消費額、 x_3 を妻の被服消費額とする。子どもの被服消費額の割合は $x_1/(x_1+x_2+x_3)$ である。対数変換については以下のように変換する。

$$\log[x_1/(x_1+x_2+x_3)] \quad \text{if } x_1/(x_1+x_2+x_3) \neq 0$$

$$\log(0.01) \quad \text{if } x_1/(x_1+x_2+x_3) = 0$$

また、ロジット変換については、以下のように変換する。

$$p = (x_1+0.5)/(x_1+x_2+x_3+1) \quad \log[p/(1-p)]$$

表2は変数の定義を、表3と表4は推定で使用するデータの基本統計量をそれぞれまとめている⁴⁾。

4. 推定モデル

地域振興券政策のラベリング効果を検証するため、二種類の推定モデルを考える。また、推定では、White [1980] の分散不均一性を考慮した最小2乗法を用いる。説明変数として、年ダミーや月ダミー、子ども数のダミー変数、『家計調査』で得られる世帯属性の情報を用いる。Lundberg, Pollak, and Wales [1997, p. 471] が指摘するように、被服消費については世帯内での人口構成が大きく影響するため、子どもの年齢のダミー変数を説明変数として用いる。また、前節の脚注で述べたように、『家計調査』における中学生の子どもの被服消費は、男子用または婦人用の大人の被服消費として扱われる。中学生の子どもがいるために支給された地域振興券を中学生の子どもの被服消費に使

3) 中学生の子どもの被服支出が大人用被服の支出として計上されるために生じるラベリング効果の過小推定については、完全に対処することはできない。部分的な対処については次節の推定モデルの説明の箇所述べる。

4) 子ども・夫・妻の被服消費額がいずれも0である世帯は分析から除去している。

用する場合には、地域振興券のラベリング効果を過小推定することになる。このような過小推定への配慮として、13歳以上15歳以下の子どもがいる場合には1、いない場合には0の値をとるダミー変数を説明変数に加えることで、中学生の子どもの影響をコントロールする。また、『家計調査』の「男子用学校制服」と「女子用学校制服」は、前節で示した条件を満たす世帯では、中学生の子どもの制服である可能性が高いため、子どもの被服消費に加える。

一つ目の推定モデルでは、1995年から2000年の3月から8月のデータと3月から5月のデータを使用する。地域振興券の利用の有効期間が1999年の3月から8月であるため、推定期間として3月から8月を対象とする。また、経済企画庁〔2000〕によれば、受給世帯の多くは3月から5月の間に地域振興券を使用しているため、推定期間を3月から5月に限定した分析も行う。2000年6月に児童手当法が改正されている点からも、3月から8月までのデータに基づく分析のほか、3月から5月までのデータに基づく分析を行うことが望ましい。推定では、1995年から2000年までの3月から8月までのデータ、3月から5月までのデータを、それぞれプールして使用する。前者の場合には以下に示した(1)式を、後者の場合には(2)式を用いる。被説明変数 y には、子どもの被服消費額の割合と、それを変換した数値を用いる。 ε_1 と ε_2 は誤差項を表す。

$$y = \text{定数項} + \alpha_1 \text{子ども1人ダミー} + \alpha_2 \text{子ども2人ダミー} + \alpha_3 \text{1996年ダミー} + \alpha_4 \text{1997年ダミー} + \alpha_5 \text{1998年ダミー} + \alpha_6 \text{1999年ダミー} + \alpha_7 \text{2000年ダミー} + \alpha_8 (\text{子ども1人ダミー} \times \text{1999年ダミー}) + \alpha_9 (\text{子ども2人ダミー} \times \text{1999年ダミー}) + \alpha_{10} (\text{子ども1人ダミー} \times \text{2000年ダミー}) + \alpha_{11} (\text{子ども2人ダミー} \times \text{2000年ダミー}) + \alpha_{12} \text{3月ダミー} + \alpha_{13} \text{4月ダミー} + \alpha_{14} \text{5月ダミー} + \alpha_{15} \text{6月ダミー} +$$

$$\alpha_{16} \text{7月ダミー} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$y = \text{定数項} + \alpha_1 \text{子ども1人ダミー} + \alpha_2 \text{子ども2人ダミー} + \alpha_3 \text{1996年ダミー} + \alpha_4 \text{1997年ダミー} + \alpha_5 \text{1998年ダミー} + \alpha_6 \text{1999年ダミー} + \alpha_7 \text{2000年ダミー} + \alpha_8 (\text{子ども1人ダミー} \times \text{1999年ダミー}) + \alpha_9 (\text{子ども2人ダミー} \times \text{1999年ダミー}) + \alpha_{10} (\text{子ども1人ダミー} \times \text{2000年ダミー}) + \alpha_{11} (\text{子ども2人ダミー} \times \text{2000年ダミー}) + \alpha_{12} \text{3月ダミー} + \alpha_{13} \text{4月ダミー} + \varepsilon_2 \quad (2)$$

(1)式と(2)式では、子どもの人数のダミー変数と1999年ダミーの交差項から、地域振興券政策の影響を把握する。1999年の地域振興券の利用期間中、受給世帯は子ども1人あたり20,000円を地域振興券で消費することができるため、交差項は実際に利用可能な金額を表している。1996年ダミー、1997年ダミー、1998年ダミー、1999年ダミー、そして2000年ダミーは『家計調査』の調査年のダミー変数であり、レファレンスグループは1995年である。3月ダミー、4月ダミー、5月ダミー、6月ダミー、7月ダミーは『家計調査』の調査月のダミー変数であり、レファレンスグループは、(1)式では8月、(2)式では5月である。年ダミーと月ダミーは、地域振興券政策の影響によるものではない年ごとの効果と季節性をコントロールするために用いる。子どもの人数のダミー変数と2000年ダミーの交差項は、地域振興券の利用期間と同様の消費行動が翌年にも引き継がれるか、あるいは翌年、前年の消費を相殺するような消費行動がとられるか、を検証するための変数である。子ども1人ダミーと子ども2人ダミーは、子どもの人数に関するダミー変数である。子ども1人ダミーは、世帯に15歳以下の子どもが1人いたら1、そうでなければ0である。子ども2人ダミーは、世帯に15歳以下の子どもが2人いたら1、そうでなければ0である。15歳以下の子どもが1人いる世帯と2人いる世帯にとってのレファレンスグループは、3人

いる世帯である。子どもの被服消費の場合、兄・姉が着た服を弟・妹が着る「おさがり」があることが予想される。子ども数が多いほど、おさがりによる規模の経済性が大きくなるだろう。子どもが3人いる世帯に比べて、子どもが1人いる世帯や子どもが2人いる世帯では、おさがりによる規模の経済性が小さいことから、地域振興券政策のインパクトがより高いだろうと予想し、子ども3人ダミーが1の世帯をレファレンスグループとする⁵⁾。なお、実際の推定では、このほかの説明変数として世帯属性の情報を用いる。

二つ目の推定モデルでは、1995年から2000年の2月から8月、2月から5月のデータを使用する。 ε_3 と ε_4 は誤差項を表す。

$$\begin{aligned}
 y = & \text{定数項} + \beta_1 \text{1996年ダミー} + \\
 & \beta_2 \text{1997年ダミー} + \beta_3 \text{1998年ダミー} + \\
 & \beta_4 \text{1999年ダミー} + \beta_5 \text{2000年ダミー} + \\
 & \beta_6 \text{3月ダミー} + \beta_7 \text{4月ダミー} + \beta_8 \text{5月ダミー} + \\
 & \beta_9 \text{6月ダミー} + \beta_{10} \text{7月ダミー} + \beta_{11} \text{8月ダミー} + \\
 & \beta_{12} (3\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{13} (4\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{14} (5\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{15} (6\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{16} (7\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{17} (8\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{18} (3\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{19} (4\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{20} (5\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{21} (6\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{22} (7\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{23} (8\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \varepsilon_3 \quad (3)
 \end{aligned}$$

$$y = \text{定数項} + \beta_1 \text{1996年ダミー} +$$

$$\begin{aligned}
 & \beta_2 \text{1997年ダミー} + \beta_3 \text{1998年ダミー} + \\
 & \beta_4 \text{1999年ダミー} + \beta_5 \text{2000年ダミー} + \\
 & \beta_6 \text{3月ダミー} + \beta_7 \text{4月ダミー} + \beta_8 \text{5月ダミー} + \\
 & \beta_9 (3\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{10} (4\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{11} (5\text{月ダミー} \times 1999\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{12} (3\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{13} (4\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \\
 & \beta_{14} (5\text{月ダミー} \times 2000\text{年ダミー}) + \varepsilon_4 \quad (4)
 \end{aligned}$$

(3)式と(4)式では、月ダミーと1999年ダミーの交差項から、地域振興券政策の影響を把握することができる。年ダミーのレファレンスグループは1995年であり、月ダミーのレファレンスグループは2月である。1999年の3月から8月が地域振興券の利用期間であることから、1999年ダミーと月ダミーの交差項と2000年ダミーと月ダミーの交差項に着目する。なお、実際の推定では、このほかの説明変数として、(1)式、(2)式と同様に世帯属性の情報を用いる。

5. 推定結果

表5から表8は全世帯と勤労者世帯の推定結果である。

子どもの被服消費額の割合についての結果は、地域振興券政策にラベリング効果があることを表している。(1)式の結果に該当する表5において、子ども1人ダミーと1999年ダミーの交差項と子ども2人ダミーと1999年ダミーの交差項の係数がいずれも正に有意である。これらより、地域振興券の利用期間中に子どもが1人いる世帯や2人いる世帯で、子どもの被服消費額の割合が高くなったことがわかる。一方、子ども1人ダミーと2000年ダミーの交差項と子ども2人ダミーと2000年ダミーの交差項の係数はいずれも有意ではない。これは、1999年の被服消費のパターンが2000年に引き継がれていないこと、1999年の消費行動を相殺するように、2000年に子どもの被服消費額の割合

5) Kooreman [2000, p. 576] は、子ども服の消費には規模の経済性がはたらくため、児童手当から子ども服を消費する場合の限界消費性向が、子ども数の増加とともに低下することを指摘している。

を減少させていないことを表している。(2)式の推定も傾向は同様で、子ども1人ダミー・子ども2人ダミーと1999年ダミーの交差項の係数は部分的に正に有意であり、2000年ダミーとの交差項の係数は有意ではない(表6)。また、(3)式の推定では、地域振興券の利用期間の該当月のダミー変数と1999年ダミーの交差項の係数は正であり、有意な係数は、地域振興券が積極的に利用された3月・4月・5月に集中している(表7)。(4)式の推定でも傾向は同様である(表8)。地域振興券が利用可能な月と2000年ダミーとの交差項の係数については、(3)式と(4)式の推定でも(1)式と(2)式の結果と同様、ほとんど有意ではない。

また、地域振興券政策に関するダミー変数以外の変数も、被服消費額の割合に影響を与えている。表5から表8では、子ども0-1歳ダミーの係数が一貫して正に有意である。これはレファレンスグループである6歳から12歳の子どもに比べて、0歳から1歳の乳幼児がいる場合には、子どもの被服消費額の割合が高くなることを意味する。乳幼児の場合、成長に合わせて細かく服を購入する必要があるため、子どもの被服消費額の割合に寄与しているのかもしれない。

世帯主年齢も被服消費額の割合に影響を与えている。表5から表8で、世帯主年齢の係数が正に有意、世帯主年齢の2乗の係数が負に有意であることから、世帯主年齢に対して子どもの被服消費額の割合は上に凸の2次関数であることがわかる。係数の値は推定式によって異なるが、世帯主年齢と世帯主年齢の2乗の係数の値より、子どもの被服消費額の割合がピークとなる年齢を計算することができる。たとえば、表5のうち、子どもの被服消費額の割合をそのまま利用した全世帯の推定では、世帯主年齢の係数が0.0098、世帯主年齢の2乗の係数が-0.0001である。2次関数の性質より、世帯主年齢が49歳のときに子どもの被服消費額の割合が最大になることがわかる。ほかの推定でもほぼ30歳代半ばから60歳代前半でピークとなっ

ている。そのため、最初は年齢の上昇とともに子どもの被服消費額の割合が増加するが、ピークをむかえると、それ以降は年齢の増加とともに減少するといえる。このように世帯主年齢とともに子どもの被服消費額の割合が増加・減少する理由として、世帯主年齢の上昇とともに子どもの人数が増加し、成人になって子どもが世帯から独立する点があげられる。

また、所得対数値の影響も観察されている。子どもの被服消費額の割合では、所得対数値の係数は、表5から表8でいずれも負に有意である。Lundberg, Pollak, and Wales [1997]における男性の被服消費額に対する子どもの被服消費額の割合の推定でも、世帯の所得の係数は負に有意であり、先行研究と一致した結果である。

6. 結論と今後の課題

本研究は、1999年に実施された地域振興券政策が子どもの被服消費に与える影響を利用して、子育て世帯への所得保障のラベリング効果を検証した。具体的には、子育て世帯への金銭的支援を目的として支給された地域振興券が実際に子ども向けの財の消費につながるかを検証した。効果的である場合には、地域振興券に「子育て支援」というラベルを付けたことが影響したと考えられる。

推定の結果、地域振興券政策によって子どもの被服消費額の割合が一時的に上昇し、政策後は政策前の状況に戻ることがわかった。地域振興券政策時の消費行動が翌年も続くということではなく、子どもの被服を翌年に買い控えるといった行動も観察されなかった。

地域振興券政策で観察されたラベリング効果は、児童手当などの子育て世帯への所得保障制度を考えるときの一つのヒントになるだろう。児童手当の増額を議論する際、児童手当を増額した場合の家計への具体的な影響を議論することは、極めて重要である。本研究で議論した地

域振興券には、使用期間に制約があり、金券を購入することができないという特殊性があるため、結果の解釈には注意が必要である。しかし、子育て支援を明記した政府による所得保障が、子ども向けの消費に結びついた具体例として注目する必要がある。

分析上の課題としては、パネルデータによる詳細な分析が考えられる。本研究では、クロスセクションデータとして複数年・複数月のデータを使用した。『家計調査』の場合、6か月間継続して同一世帯を調査しているため、6か月間のパネルデータから同様に分析することが可能である。標本数が少なくなるというデメリットはあるが、同一世帯が地域振興券政策の導入前後でどのように行動を変化させるかを分析することで、さらなる情報が得られる。

付記

本研究は、総務省統計研修所のミクロデータ共同利用研究室を利用して、客員研究官として行ったものである。家計調査の利用に当たっては、総務省統計局消費統計課および政策統括官（統計基準担当）の協力によって目的外利用による提供を受けた。統計研修所での本研究の遂行には、新井進氏・根本和郎氏・伊原一氏から様々な協力を得た。稲葉由之先生（慶應義塾大学）・西郷浩先生（早稲田大学）からは、分析に役立つ数多くの有益なコメント・アドバイスをいただいた。また、本論文は、総務省統計研修所のリサーチペーパーである両角・美添・荒木[2008]の一部を改稿したものである。美添泰人先生（青山学院大学）・荒木万寿夫先生（青山学院大学）からは、今回、単著での執筆・発表の許可をいただいた。心から感謝したい。

参考文献

Edmonds, E. [2002] “Reconsidering the Labeling

Effect for Child Benefits: Evidence from a Transition Economy,” *Economics Letters*, Vol. 76, No. 3, pp. 303-309.

Hori, M., Hsieh, C-T, Murata, K., and Shimizutani, S. [2002] “Did the Shopping Coupon Program Stimulate Consumption?: Evidence from Japanese Micro Data,” *ESRI Discussion Paper Series*, No. 12.

Kooreman, P. [2000] “The Labeling Effect of a Child Benefit System,” *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, pp. 571-583.

Lundberg, S. J., Pollak, R. A., and Wales, T. J. [1997] “Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit,” *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 3, pp. 463-480.

Thaler, R. H. [1990] “Saving, Fungibility, and Mental Accounts,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 1, pp. 193-205.

White, H. A. [1980] “Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, Vol. 48, No. 4, pp. 817-838.

阿部彩 [2003] 「児童手当と年少扶養控除の所得格差は正効果のマイクロ・シミュレーション」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 39, No. 1, pp. 70-82.

経済企画庁 [2000] 『政策効果分析レポート 2000』.

総務庁 [1998] 「地域振興券交付事業費補助金交付要綱」, <http://www.soumu.go.jp/cken/youkou1.html> (2008年2月26日閲覧)。

総務庁統計局 [1999] 『家計調査参考資料第63号：家計調査の標本誤差』。

総務庁統計局 [2000] 『家計調査参考資料第64号：家計調査から見た地域振興券の利用状況』。

両角良子・美添泰人・荒木万寿夫 [2008] 「被服消費に着目した地域振興券のラベリング効果の検証：児童手当へのインプリケーション」, 総務省統計研修所リサーチペーパー, 第13号。

表 1 被服消費額の内訳

被服消費	内訳
夫の被服消費額	『家計調査』における「男子用洋服」(「男子用学校制服」をのぞく)、「男子用シャツ・セーター類」,「男子用下着類」,「男子用靴下」
妻の被服消費額	『家計調査』における「婦人用洋服」(「女子用学校制服」をのぞく)、「婦人用シャツ・セーター類」,「婦人用下着類」,「婦人用ソックス」
子どもの被服消費額	『家計調査』における「子供用洋服」(「男子用学校制服」と「女子用学校制服」をふくむ)、「子供用シャツ・セーター類」,「子供用下着類」,「子供用靴下」

表 2 変数の定義

変数	定義
子どもの被服消費額の割合	子どもの被服消費額/全員の被服消費額
夫の被服消費額の割合	夫の被服消費額/全員の被服消費額
妻の被服消費額の割合	妻の被服消費額/全員の被服消費額
子ども0-1歳ダミー	世帯主の子どもで、年齢が0歳以上1歳以下の子どもの場合には1, いない場合には0のダミー変数
子ども2-5歳ダミー	世帯主の子どもで、年齢が2歳以上5歳以下の子どもの場合には1, いない場合には0のダミー変数
子ども13-15歳ダミー	世帯主の子どもで、年齢が13歳以上15歳以下の子どもの場合には1, いない場合には0のダミー変数
子ども1人ダミー	レファレンスグループ：世帯主の子どもで、年齢が6歳以上12歳以下の子どもの場合
子ども2人ダミー	世帯主の子どもの人数が1人の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
	世帯主の子どもの人数が2人の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
	レファレンスグループ：世帯主の子どもの人数が3人の場合
1996年ダミー	データが1996年の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
1997年ダミー	データが1997年の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
1998年ダミー	データが1998年の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
1999年ダミー	データが1999年の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
2000年ダミー	データが2000年の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
	レファレンスグループ：データが1995年の場合
3月ダミー	データが3月の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
4月ダミー	データが4月の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
5月ダミー	データが5月の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
6月ダミー	データが6月の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
7月ダミー	データが7月の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
	レファレンスグループ：
	推定式(1)ではデータが8月の場合。
	推定式(2)ではデータが5月の場合。
	推定式(3)ではデータが2月の場合。
	推定式(4)ではデータが2月の場合。
世帯主年齢	世帯主の年齢
世帯主年齢2乗	世帯主の年齢×世帯主の年齢
所得対数値	(年間収入/12か月)の自然対数
持ち家ダミー	持ち家に居住している場合には1, 持ち家に居住していない場合には0のダミー変数
大都市ダミー	政令指定都市・東京特別区に居住している場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
非大都市ダミー	政令指定都市・東京特別区以外の市に居住している場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数
勤労者世帯ダミー	レファレンスグループ：郡部に居住している場合
	勤労者世帯の場合には1, それ以外の場合には0のダミー変数

注1) 所得対数値の年間収入の単位は万円である。年間収入が0万円の世帯については、1万円をおぎなった。

表3 記述統計量 (3月-8月・3月-5月, 全世帯)

変数	3月-8月				3月-5月			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
子どもの被服消費額の割合	0.3971	0.3642	0	1	0.4364	0.3704	0	1
夫の被服消費額の割合	0.2372	0.3122	0	1	0.2040	0.2958	0	1
妻の被服消費額の割合	0.3657	0.3500	0	1	0.3596	0.3511	0	1
子ども0-1歳ダミー	0.2492	0.4325	0	1	0.2529	0.4347	0	1
子ども2-5歳ダミー	0.4347	0.4957	0	1	0.4349	0.4958	0	1
子ども13-15歳ダミー	0.1981	0.3985	0	1	0.1973	0.3980	0	1
子ども1人ダミー	0.3180	0.4657	0	1	0.3143	0.4642	0	1
子ども2人ダミー	0.5127	0.4998	0	1	0.5157	0.4998	0	1
1996年ダミー	0.1699	0.3755	0	1	0.1700	0.3757	0	1
1997年ダミー	0.1632	0.3696	0	1	0.1623	0.3688	0	1
1998年ダミー	0.1616	0.3681	0	1	0.1644	0.3706	0	1
1999年ダミー	0.1653	0.3715	0	1	0.1660	0.3721	0	1
2000年ダミー	0.1602	0.3667	0	1	0.1599	0.3665	0	1
3月ダミー	0.1648	0.3710	0	1	0.3258	0.4687	0	1
4月ダミー	0.1690	0.3748	0	1	0.3341	0.4717	0	1
5月ダミー	0.1720	0.3774	0	1	0.3401	0.4738	0	1
6月ダミー	0.1677	0.3736	0	1				
7月ダミー	0.1691	0.3748	0	1				
8月ダミー	0.1574	0.3641	0	1				
世帯主年齢	37.9724	6.4123	17	64	37.9664	6.3956	17	64
世帯主年齢2乗	1483.0160	495.5689	289	4096	1482.3490	494.4151	289	4096
所得対数値	3.9530	0.4228	-2.4849	6.7253	3.9551	0.4206	-0.1823	6.7253
持ち家ダミー	0.4599	0.4984	0	1	0.4580	0.4982	0	1
大都市ダミー	0.2181	0.4129	0	1	0.2181	0.4130	0	1
非大都市ダミー	0.7200	0.4490	0	1	0.7197	0.4491	0	1
勤労者世帯ダミー	0.8772	0.3282	0	1	0.8751	0.3306	0	1
標本数	61442				31082			

表4 記述統計量 (2月－8月・2月－5月, 全世帯)

変数	2月－8月				2月－5月			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
子どもの被服消費額の割合	0.4024	0.3693	0	1	0.4368	0.3774	0	1
夫の被服消費額の割合	0.2342	0.3140	0	1	0.2065	0.3027	0	1
妻の被服消費額の割合	0.3633	0.3538	0	1	0.3568	0.3574	0	1
子ども0－1歳ダミー	0.2493	0.4326	0	1	0.2522	0.4343	0	1
子ども2－5歳ダミー	0.4370	0.4960	0	1	0.4389	0.4963	0	1
子ども13－15歳ダミー	0.1968	0.3976	0	1	0.1952	0.3963	0	1
子ども1人ダミー	0.3165	0.4651	0	1	0.3125	0.4635	0	1
子ども2人ダミー	0.5145	0.4998	0	1	0.5182	0.4997	0	1
1996年ダミー	0.1707	0.3763	0	1	0.1715	0.3769	0	1
1997年ダミー	0.1630	0.3694	0	1	0.1621	0.3686	0	1
1998年ダミー	0.1613	0.3678	0	1	0.1631	0.3694	0	1
1999年ダミー	0.1653	0.3714	0	1	0.1658	0.3719	0	1
2000年ダミー	0.1594	0.3660	0	1	0.1585	0.3652	0	1
3月ダミー	0.1434	0.3505	0	1	0.2515	0.4339	0	1
4月ダミー	0.1470	0.3542	0	1	0.2579	0.4375	0	1
5月ダミー	0.1497	0.3568	0	1	0.2625	0.4400	0	1
6月ダミー	0.1459	0.3530	0	1				
7月ダミー	0.1471	0.3542	0	1				
8月ダミー	0.1369	0.3437	0	1				
世帯主年齢	37.9600	6.3971	17	64	37.9461	6.3726	17	64
世帯主年齢2乗	1481.8820	494.3318	289	4096	1480.5130	492.4988	289	4096
所得対数値	3.9538	0.4217	-2.4849	6.7253	3.9560	0.4192	-0.1823	6.7253
持ち家ダミー	0.4586	0.4983	0	1	0.4562	0.4981	0	1
大都市ダミー	0.2183	0.4131	0	1	0.2186	0.4133	0	1
非大都市ダミー	0.7200	0.4490	0	1	0.7198	0.4491	0	1
勤労者世帯ダミー	0.8771	0.3283	0	1	0.8755	0.3302	0	1
標本数	70624				40264			

表5 子どもの被服消費額についての推定結果(3月-8月)

推定式(1)	割合そのまま			対数変換			ロジット変換		
	全世帯			全世帯			全世帯		
	説明変数	係数	t 値	p 値	t 値	p 値	係数	t 値	p 値
3月-8月	子ども0-1歳ダミー	0.0411	10.08	0.000 a	0.0426	9.89	0.000 a	0.1013	5.44
	子ども2-5歳ダミー	0.0102	2.99	0.003 a	0.0093	2.55	0.011 b	-0.0102	-0.64
	子ども13-15歳ダミー	-0.2123	-54.60	0.000 a	-0.2124	-50.02	0.000 a	-1.2533	-54.19
	子ども1人ダミー	-0.1359	-25.35	0.000 a	-0.1287	-22.22	0.000 a	-0.8578	-32.95
	子ども2人ダミー	-0.0650	-13.89	0.000 a	-0.0602	-11.94	0.000 a	-0.3798	-16.90
1999年ダミー	1999年ダミー	0.0155	3.31	0.001 a	0.0125	2.50	0.012 b	0.0280	1.23
	1997年ダミー	-0.0020	-0.44	0.663	-0.0050	-0.98	0.325	-0.0520	-2.25
	1998年ダミー	0.0137	2.89	0.004 a	0.0110	2.17	0.030 b	0.0175	0.76
	1999年ダミー	0.0008	0.08	0.937	-0.0001	-0.01	0.989	-0.0567	-1.21
	2000年ダミー	0.0154	1.57	0.117	0.0205	1.89	0.059 c	0.0263	0.55
子ども1人ダミー×1999年ダミー	子ども1人ダミー×1999年ダミー	0.0343	2.95	0.003 a	0.0337	2.70	0.007 a	0.1722	3.08
	子ども2人ダミー×1999年ダミー	0.0197	1.83	0.067 c	0.0241	2.07	0.038 b	0.1025	1.98
	子ども1人ダミー×2000年ダミー	0.0028	0.24	0.809	-0.0009	-0.07	0.946	0.0292	0.52
	子ども2人ダミー×2000年ダミー	0.0039	0.36	0.721	-0.0067	-0.57	0.572	0.0294	0.56
	3月ダミー	0.1101	21.74	0.000 a	0.1094	20.16	0.000 a	0.4934	20.06
世帯主年齢2乗	4月ダミー	0.0851	17.34	0.000 a	0.0825	15.71	0.000 a	0.4252	17.69
	5月ダミー	0.0435	9.00	0.000 a	0.0420	8.13	0.000 a	0.3264	13.56
	6月ダミー	-0.0108	-2.24	0.025 b	-0.0125	-2.44	0.015 b	0.0481	1.97
	7月ダミー	0.0137	2.90	0.004 a	0.0104	2.07	0.039 b	0.2036	8.55
	世帯主年齢	0.0098	4.57	0.000 a	0.0124	5.31	0.000 a	0.0815	7.68
所得対数値	所得対数値	-0.0001	-5.25	0.000 a	-0.0002	-5.80	0.000 a	-0.0012	-8.96
	持ち家ダミー	-0.0426	-11.59	0.000 a	-0.0488	-10.93	0.000 a	-0.0619	-3.44
	大都市ダミー	-0.0046	-1.50	0.134	-0.0052	-1.61	0.108	-0.0400	-2.71
	非大都市ダミー	-0.0061	-0.96	0.339	-0.0063	-0.92	0.355	-0.0833	-2.69
	共働きダミー	-0.0078	-1.35	0.177	-0.0087	-1.42	0.156	-0.0403	-1.43
勤労者世帯ダミー	勤労者世帯ダミー	-0.0215	-7.05	0.000 a	-0.0214	-6.49	0.000 a	-0.1150	-7.57
	勤労者世帯ダミー	-0.0117	-2.71	0.007 a	0.4389	9.28	0.000 a	-2.3525	-10.99
	定数項	0.4817	11.02	0.000 a	0.4389	9.28	0.000 a	-2.3525	-10.99
	標準数	61442			53896			61442	
	R ²	0.1061			0.1032			0.1283	
F-test	F-test 1	4.42	0.0120 b		3.68	0.0252 b		4.76	0.0086 a
	F-test 2	150.73	0.0000 a		118.19	0.0000 a		255.58	0.0000 a

注1) a : 1%有意水準, b : 5%有意水準, c : 10%有意水準。

注2) F-test 1 : 子ども1人ダミー×1999年ダミーと子ども2人ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F 統計量と検定の有意水準を表示している。

注3) F-test 2 : 子ども1人ダミー×1999年ダミー, 子ども2人ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F 統計量と検定の有意水準を表示している。

表6 子どもの被服消費額についての推定結果(3月-5月)

推定式(2)	割合そのまゝ		対数変換		ロジット変換	
	割合そのまゝ		対数変換		ロジット変換	
	全世帯	勤労者世帯	全世帯	勤労者世帯	全世帯	勤労者世帯
説明変数	係数	t 値	p 値	t 値	p 値	t 値
子ども0-1歳ダミー	0.0463	8.01	0.000 a	0.1170	4.57	0.000 a
子ども2-5歳ダミー	0.0097	1.98	0.048 b	-0.0133	-0.60	0.549
子ども13-15歳ダミー	-0.1964	-33.83	0.000 a	-1.1081	-36.61	0.000 a
子ども1人ダミー	-0.1441	-18.49	0.000 a	-0.8674	-23.69	0.000 a
子ども2人ダミー	-0.0679	-10.07	0.000 a	-0.3676	-11.86	0.000 a
1990年ダミー	0.0249	3.66	0.000 a	0.0626	1.94	0.053 c
1997年ダミー	0.0084	1.23	0.219	0.0161	0.49	0.621
1998年ダミー	0.0214	3.12	0.002 a	0.0712	2.20	0.028 b
1999年ダミー	0.0223	1.60	0.109	0.0551	0.86	0.387
2000年ダミー	0.0143	1.00	0.318	-0.0032	-0.05	0.961
子ども1人ダミー×1999年ダミー	0.0261	1.57	0.117	0.1404	1.82	0.068 c
子ども2人ダミー×1999年ダミー	0.0084	0.55	0.581	0.0573	0.82	0.414
子ども1人ダミー×2000年ダミー	0.0159	0.93	0.350	0.1301	1.63	0.104
子ども2人ダミー×2000年ダミー	0.0086	0.55	0.585	0.0881	1.20	0.230
3月ダミー	0.0668	13.49	0.000 a	0.1679	7.18	0.000 a
4月ダミー	0.0417	8.70	0.000 a	0.0990	4.33	0.000 a
世帯主年齢	0.0093	2.97	0.003 a	0.0765	5.09	0.000 a
世帯主年齢2乗	-0.0001	-3.29	0.001 a	-0.0011	-5.86	0.000 a
所得対数値	-0.0517	-9.62	0.000 a	-0.1018	-4.00	0.000 a
持ち家ダミー	-0.0013	-0.30	0.763	-0.0191	-0.92	0.356
大都市ダミー	-0.0131	-1.42	0.154	-0.1234	-2.87	0.004 a
非大都市ダミー	-0.0134	-1.60	0.110	-0.0635	-1.63	0.104
共働きダミー	-0.0210	-4.68	0.000 a	-0.1397	-6.47	0.000 a
勤労者世帯ダミー	-0.0080	-1.29	0.197	-0.0622	-2.10	0.036 b
定数項	0.5559	8.77	0.000 a	-1.8510	-6.15	0.000 a
標準数	31082	27201		31082	27201	
R ²	0.0873	0.0851		0.1056	0.1019	
F-test 1	1.50	0.2228		1.83	0.1604	
F-test 2	84.70	0.0000 a		135.99	0.0000 a	

注1) a : 1%有意水準, b : 5%有意水準, c : 10%有意水準。

注2) F-test 1 : 子ども1人ダミー×1999年ダミーと子ども2人ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定, F 統計量と検定の有意水準を表示している。

注3) F-test 2 : 子ども1人ダミー×1999年ダミー, 子ども2人ダミー×1999年ダミー, 子ども1人ダミー, 子ども2人ダミーの係数が同時に0になるかについての検定, F 統計量と検定の有意水準を表記している。

表7 子どもの被服消費額についての推定結果(2月-8月)

推定式 (3)	割合そのまま		対数変換		ロジット変換	
	割合そのまま		対数変換		ロジット変換	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
説明変数	2月-8月	全世界	2月-8月	全世界	2月-8月	全世界
子ども0-1歳ダミー	0.0432	11.22	0.000	a	0.4874	9.72
子ども2-5歳ダミー	0.0109	3.37	0.001	a	0.5051	9.50
子ども6-12歳ダミー	-0.2151	-58.11	0.000	a	0.0763	1.67
子ども13-15歳ダミー	-0.1338	-31.13	0.000	a	-3.4728	-56.93
子ども1人ダミー	-0.0633	-17.07	0.000	a	-1.9266	-30.10
子ども2人ダミー	0.0134	3.03	0.002	a	-0.9106	-16.68
1996年ダミー	0.0010	0.23	0.818	b	0.1310	2.02
1997年ダミー	0.0147	3.27	0.001	a	-0.0306	-0.46
1998年ダミー	-0.0044	-0.38	0.701	c	0.1983	3.00
1999年ダミー	0.0241	3.69	0.000	a	-0.1257	-0.81
2000年ダミー	0.0020	0.31	0.757	c	-0.0555	-0.37
3月ダミー	-0.0410	-6.50	0.000	a	0.1350	1.47
4月ダミー	-0.0939	-15.02	0.000	a	-0.1345	-1.49
5月ダミー	-0.0658	-10.65	0.000	a	-0.5388	-5.95
6月ダミー	-0.0858	-13.43	0.000	a	-1.1855	-13.17
7月ダミー	0.0402	2.70	0.007	a	-0.8824	-9.94
8月ダミー	0.0352	2.42	0.015	b	-1.1462	-12.63
3月ダミー×1999年ダミー	0.0176	1.23	0.221	c	0.6526	3.12
4月ダミー×1999年ダミー	0.0148	1.05	0.296	c	0.5355	2.62
5月ダミー×1999年ダミー	0.0239	1.67	0.095	c	0.4069	1.99
6月ダミー×1999年ダミー	0.0176	1.23	0.221	c	0.4258	2.09
7月ダミー×1999年ダミー	0.0148	1.05	0.296	c	0.3815	1.90
8月ダミー×1999年ダミー	0.0239	1.67	0.095	c	0.4609	2.22
3月ダミー×2000年ダミー	0.0064	0.42	0.675	c	0.2874	1.39
4月ダミー×2000年ダミー	-0.0053	-0.36	0.721	c	0.2784	1.37
5月ダミー×2000年ダミー	0.0142	0.99	0.324	c	0.4462	2.22
6月ダミー×2000年ダミー	0.0128	0.89	0.374	c	0.3029	1.49
7月ダミー×2000年ダミー	-0.0068	-0.48	0.632	c	0.2148	1.09
8月ダミー×2000年ダミー	0.0174	1.17	0.242	c	0.4572	2.26
世帯主年齢	0.0094	4.65	0.000	a	0.2417	7.96
世帯主年齢2乗	-0.0001	-5.34	0.000	a	-0.0035	-9.04
所得対数値	-0.0428	-12.31	0.000	a	-0.5714	-9.99
持ち家ダミー	-0.0064	-2.23	0.026	b	-0.1453	-3.44
大都市ダミー	-0.0048	-0.80	0.424	c	-0.0488	-0.55
非大都市ダミー	-0.0059	-1.08	0.278	c	-0.0731	-0.90
共働きダミー	-0.0218	-7.54	0.000	a	-0.3594	-8.90
勤労者世帯ダミー	-0.0102	-2.50	0.012	b	-0.1807	-3.22
定数項	0.5681	13.72	0.000	a	-0.6551	-1.09
標準数	70624				82513	
R ²	0.1052				0.1075	
F-test 1	1.77	0.1011			1.87	0.0814
F-test 2	73.77	0.0000	a		46.57	0.0000

注1) a: 1%有意水準, b: 5%有意水準, c: 10%有意水準。
 注2) F-test 1: 3月ダミー×1999年ダミー, 4月ダミー×1999年ダミー, 5月ダミー×1999年ダミー, 6月ダミー×1999年ダミー, 7月ダミー×1999年ダミー, 8月ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F統計量と検定の有意水準を表示している。
 注3) F-test 2: 3月ダミー×1999年ダミー, 4月ダミー×1999年ダミー, 5月ダミー×1999年ダミー, 6月ダミー×1999年ダミー, 7月ダミー×1999年ダミー, 8月ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F統計量と検定の有意水準を表示している。

表8 子どもの被服消費額についての推定結果(2月-5月)

推定式(4)	割合そのまま		対数変換		ロジット変換													
	全世帯		全世帯		全世帯													
	係数	t 値	p 値	t 値	p 値	t 値	p 値											
説明変数	係数	t 値	p 値	係数	t 値	p 値	係数	t 値	p 値									
子ども0-1歳ダミー	0.0487	9.42	0.000 a	0.0519	9.49	0.000 a	0.1333	5.79	0.000 a	0.1472	6.06	0.000 a	0.5916	8.79	0.000 a	0.6222	8.73	0.000 a
子ども2-5歳ダミー	0.0110	2.51	0.012 b	0.0111	2.39	0.017 b	-0.0004	-0.02	0.985	-0.0021	-0.10	0.921	0.0987	1.72	0.086 c	0.0904	1.47	0.141
子ども13-15歳ダミー	-0.2048	-39.34	0.000 a	-0.2039	-35.65	0.000 a	-1.1598	-42.99	0.000 a	-1.1480	-38.63	0.000 a	-3.2607	-43.31	0.000 a	-3.2362	-39.09	0.000 a
子ども1人ダミー	-0.1426	-24.14	0.000 a	-0.1348	-21.01	0.000 a	-0.8298	-29.89	0.000 a	-0.7843	-26.08	0.000 a	-2.0217	-25.28	0.000 a	-1.9424	-22.31	0.000 a
子ども2人ダミー	-0.0681	-13.45	0.000 a	-0.0636	-11.57	0.000 a	-0.3565	-15.23	0.000 a	-0.3327	-13.12	0.000 a	-0.9696	-14.31	0.000 a	-0.9384	-12.69	0.000 a
1996年ダミー	0.0191	3.15	0.002 a	0.0143	2.21	0.027 b	0.0415	1.45	0.148	0.0263	0.86	0.391	0.1924	2.35	0.019 b	0.1529	1.74	0.081 c
1997年ダミー	0.0115	1.88	0.061 c	0.0075	1.15	0.251	0.0203	0.70	0.485	0.0014	0.04	0.965	0.1464	1.76	0.078 c	0.1001	1.12	0.263
1998年ダミー	0.0213	3.47	0.001 a	0.0180	2.75	0.006 a	0.0586	2.02	0.043 b	0.0476	1.55	0.122	0.3006	3.61	0.000 a	0.2705	3.04	0.002 a
1999年ダミー	0.0013	0.11	0.911	-0.0055	-0.44	0.658	-0.0655	-1.19	0.234	-0.0965	-1.64	0.101	-0.0058	-0.04	0.969	-0.0719	-0.45	0.651
2000年ダミー	0.0180	1.53	0.125	0.0065	0.52	0.603	0.0555	1.00	0.320	0.0080	0.13	0.893	0.1572	1.08	0.279	-0.0019	-0.01	0.990
3月ダミー	0.0239	3.65	0.000 a	0.0209	2.98	0.003 a	0.2377	7.75	0.000 a	0.2223	6.79	0.000 a	0.1536	1.79	0.074 c	0.1343	1.46	0.145
4月ダミー	-0.0017	0.27	0.785	-0.0041	-0.60	0.552	0.1764	5.86	0.000 a	0.1554	4.83	0.000 a	-0.0949	-1.12	0.282	-0.1373	-1.52	0.129
5月ダミー	-0.0412	-6.55	0.000 a	-0.0464	-6.87	0.000 a	0.0638	2.12	0.034 b	0.0439	1.36	0.173	-0.4994	-5.90	0.000 a	-0.5428	-6.00	0.000 a
3月ダミー×1999年ダミー	0.0402	2.70	0.007 a	0.0475	2.96	0.003 a	0.2103	3.03	0.002 a	0.2335	3.14	0.002 a	0.5975	3.08	0.002 a	0.6519	3.12	0.002 a
4月ダミー×1999年ダミー	0.0352	2.43	0.015 b	0.0410	2.63	0.008 a	0.1973	2.89	0.004 a	0.2138	2.93	0.003 a	0.4894	2.57	0.010 a	0.5357	2.62	0.009 a
5月ダミー×1999年ダミー	0.0240	1.68	0.094 c	0.0329	2.14	0.032 b	0.1564	2.28	0.023 b	0.1930	2.64	0.008 a	0.3172	1.67	0.095 c	0.4099	2.01	0.044 b
3月ダミー×2000年ダミー	0.0067	0.44	0.661	0.0119	0.73	0.464	-0.0026	-0.04	0.971	0.0302	0.39	0.694	0.2054	1.06	0.287	0.2867	1.39	0.166
4月ダミー×2000年ダミー	-0.0053	-0.36	0.717	0.0072	0.46	0.646	-0.0324	-0.47	0.642	0.0076	0.10	0.919	0.1391	0.73	0.464	0.2750	1.35	0.177
5月ダミー×2000年ダミー	0.0143	0.99	0.321	0.0269	1.75	0.081 c	0.0958	1.38	0.167	0.1432	1.94	0.053 c	0.2615	1.39	0.164	0.4450	2.21	0.027 b
世帯主年齢	0.0087	3.13	0.002 a	0.0118	3.81	0.000 a	0.0731	5.48	0.000 a	0.0912	6.11	0.000 a	0.1799	4.83	0.000 a	0.2373	5.71	0.000 a
世帯主年齢2乗	-0.0001	-3.48	0.000 a	-0.0002	-4.02	0.000 a	-0.0011	-6.29	0.000 a	-0.0013	-6.75	0.000 a	-0.0027	-5.59	0.000 a	-0.0034	-6.34	0.000 a
所得対数値	-0.0500	-10.44	0.000 a	-0.0553	-9.48	0.000 a	-0.0983	-4.33	0.000 a	-0.1135	-4.13	0.000 a	-0.6100	-9.49	0.000 a	-0.6510	-8.40	0.000 a
持ち家ダミー	-0.0053	-1.35	0.177	-0.0051	-1.22	0.224	-0.0351	-1.89	0.058 c	-0.0353	-1.78	0.074 c	-0.1257	-2.37	0.018 b	-0.1316	-2.32	0.020 b
大都市ダミー	-0.0092	-1.12	0.264	-0.0070	-0.79	0.430	-0.1081	-2.79	0.005 a	-0.1061	-2.55	0.011 b	-0.1219	-1.08	0.281	-0.0673	-0.56	0.578
非大都市ダミー	-0.0087	-1.17	0.243	-0.0078	-0.97	0.331	-0.0514	-1.46	0.144	-0.0480	-1.27	0.202	-0.1311	-1.27	0.204	-0.0992	-0.90	0.366
共働きダミー	-0.0215	-5.37	0.000 a	-0.0233	-5.35	0.000 a	-0.1344	-6.96	0.000 a	-0.1452	-6.91	0.000 a	-0.3683	-6.70	0.000 a	-0.3899	-6.51	0.000 a
勤労者世帯ダミー	-0.0062	-1.11	0.266				-0.0514	-1.94	0.052 c				-0.1477	-1.97	0.049 b			
定数項	0.5985	10.58	0.000 a	0.5495	8.84	0.000 a	-1.9161	-7.14	0.000 a	-2.2543	-7.63	0.000 a	0.6166	0.82	0.409	-0.4554	-0.55	0.579
標本数	40264			35250			40264			35250			47414			41358		
R ²	0.0883			0.0853			0.1085			0.1038			0.0946			0.0915		
F-test 1	2.85	0.0358 b		3.39	0.0172 b		3.71	0.0110 b		4.00	0.0073 a		3.62	0.0125 b		3.68	0.0115 b	
F-test 2	28.54	0.0000 a		25.93	0.0000 a		21.07	0.0000 a		17.24	0.0000 a		17.60	0.0000 a		15.93	0.0000 a	

注1) a: 1%有意水準, b: 5%有意水準, c: 10%有意水準。

注2) F-test 1: 3月ダミー×1999年ダミー, 4月ダミー×1999年ダミー, 5月ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F統計量と検定の有意水準を表示している。

注3) F-test 2: 3月ダミー×1999年ダミー, 4月ダミー×1999年ダミー, 5月ダミー×1999年ダミーの係数が同時に0になるかについての検定。F統計量と検定の有意水準を表示している。