

Homescan による家計別の物価変化率の特徴¹⁾

阿部修人・塩谷匡介²⁾

日本における3年分の家計・商品単位の日次スキャナーデータを用いて、様々な手法に基づき家計レベルの物価変化率を計測した。主要結果は下記の四点である。第一に、年次データを用いる場合、実際に家計が購入した商品価格の情報を用いることで、標準的な物価指数構築の際に使用されるような、カテゴリー代表価格を用いるよりも適切な物価変化率を計測することが可能になる。第二に、作成手法に依存せず、家計別の物価変化率は、家計間で大きな差が観測される。第三に、物価変化率を家計属性ごとにみると、年齢間の差は観察されないが、所得の高い家計ほど物価変化率が高い。第四に、ラスパイレース指数とパーシェ指数を比較すると、年率1%程度の差が観察され、同一カテゴリー内での個別財間での下位代替が深刻である可能性が高い。
JEL Classification Codes: E31, E21

1. はじめに

家計の所得や支出額を実質化する際、多くの場合、購入している財価格が家計間で異なり、価格水準や価格の変化率に差が生じるため、家計ごとに異なるデフレーターで所得、支出額を割ることが望ましい。従来、所得等を実質化する場合、消費者物価指数など全家計共通の単一の集計量に基づいた物価指数によって割り引くことが多かったが、近年のデータ環境の充実に伴って、消費者物価指数のような集計量のデータだけではなく、家計ごと、品目ごとの購入量や価格の情報が利用可能になってきており、家計別の物価変化率や価格水準を算出する実証研究が開始されている。

北村(2008)では、『全国消費実態調査』の個票データと、『消費者物価指数』の品目別価格情報を用いて、家計ごとの物価指数を算出しており、家計別インフレ率は正規分布に従うことや、年齢層や地域によってインフレ率に差が存在し、高齢者のインフレ率は相対的に低いことを明らかにしている。宇南山・慶田(2011)は、『全国消費実態調査』に加え、業態別価格指数の情報加えることで、さらに詳細な価格指数を構築している。黒田・山本(2010)では『慶應義塾家計パネル調査』の個票データと、『消費者物価指数』の品目別データを用いて、所得、年齢などの家計属性別にインフレ率を計測し、2004年以降の食料、エネルギー価格の上昇が、低所得者や

高齢者家計のインフレ率を高めたとの結果を得ている。

本論文は、これらの先行研究を踏まえた上で、ホームスキャンデータを用いた家計別の物価変化率を構築することを試みる。ホームスキャンデータとは、マーケティング会社が市場調査のために作成している商品単位の購入履歴データで、いつ、どこで、どの家計がどの商品を幾らで購入したかが記録されている大規模なデータセットである。近年、Hendel and Nevo(2006)や Aguiar and Hurst(2007), Griffith *et al.*(2009)などにより、マーケティングだけではなく経済学の分野である家計の消費行動の分析に活用されてきている。

ホームスキャンデータを物価変化率の分析に用いることには、以下のようなメリットが存在する。第一に、『家計調査』や『全国消費実態調査』などの調査がカテゴリー単位のデータなのに対して、ホームスキャンデータは商品単位のデータであることから、スバゲティ、インスタント麺など同一カテゴリー内における家計ごとの購入商品の違いを活用できる点である。たとえば同じスバゲティでも、ナショナルブランドの製品からプライベートブランドや輸入品まで多種多様な商品が売られており、それぞれ価格も異なれば、価格の変化も異なる³⁾。全ての家計でこれらの商品が等しい割合で消費され、かつ、商品毎の価格変化率が日本全国で共通であれば、カテゴリー単位の価格情報を用いて計算された物価変

化率と実際の家計別の物価変化率は等しくなる。しかしながら、実際には家計の年齢や所得により購入されている商品は大きく異なり、また同一商品でも価格水準は店舗により異なる。このような購入商品や購入店舗の違いが家計属性ごとの物価変化率に影響を与えている可能性は否定できない。ホームスキャンデータを用いることで、個別商品ごとの価格変化の違いが各家計の物価変化率の差に与える影響を分析することが可能になる。

第二に、各商品カテゴリー内での下位代替の効果の分析が可能となる点である。たとえばナショナルブランドの製品とプライベートブランドの製品など、代替関係の強い財において、一方の価格が低下した場合、価格が低下した財の需要が増えることでも、価格は低下する。こういった下位代替の効果が、家計属性によって異なる場合でも、価格変化率に差が生じる可能性がある。各家計の購入量の情報も利用可能なホームスキャンデータであれば、下位代替から生じる物価低下の動きにも着目することが可能である。

このようなホームスキャンデータの特徴を生かし、物価変化率の計測を試みた先駆的な研究である Broda and Romalis(2009)は、米国のホームスキャンデータと小売店の POS データを統合したデータベースを用いて、所得の低い家計ほど、中国からの安い輸入品による価格低下を享受できることによって、平均よりも物価上昇率が低かったため、1990年代以降の米国における所得格差の拡大の相応の部分が、所得階層別の物価変化率の違いによって打ち消されるとの結果を得ている。

しかしホームスキャンデータでは、実際に各家計の購入した個別財の価格を継続的に取得することが困難であるという制約が存在する。すなわち、膨大な数の個別商品のうち、各家計が継続的に高い頻度で購入する商品の品目は限られるため、購入した商品のみを記録するホームスキャンデータでは、継続的な価格データを前提とする通常のラスパイレース指数や、パーシェ指数を用いていくことは難しい⁴⁾。

そこで本論文では、日本のマーケティング会社であるインテージ社が構築しているホームスキャンデータを用いて、まず適切な価格指数を構築する方法に関して考察を行う。次に、適切と思われる構築方法で計算した価格指数の特徴を生かして、同一財カテゴリー内での価格変動の違いや、下位代替に着目し分析する。結果は以下のように要約される。まず、

ホームスキャンデータを用いて価格指数を構築していく際には、特売(バーゲンセール)の影響や、各家計の購入価格の水準の差(一物一価が成立しない点)に特に注意を払う必要がある。一方、価格変化率については、家計ごとに大きな差異が観察されること、所得の高い世帯ほど価格変化率が高いこと、もっとも Broda 達が主張するほどには、家計属性ごとの大きな差は認められず、特に年齢階層については差が認められないことが分かった。

次節で、本論文で用いるデータについて説明し、第3節では、価格指数の構築方法について議論する。第4節では、家族属性ごとの価格指数の比較を行う。

2. データ

本稿の分析には日本の統計調査会社である株式会社インテージ社による「全国消費世帯パネル調査(SCI)」を用いる。調査対象は、女性配偶者が69歳以下であるような全国の有配偶家計で、約12,000世帯を層化三段抽出により無作為抽出により抽出し、最大で10年間、追跡調査している。本論文では、2004年から2006年の3年分の約3,000万件の購買情報を利用する。

SCIでは、調査対象世帯にバーコードリーダーが配布され、一日に購入した商品の JAN コードをスキャンし、購入店舗とその価格とともにデータをインテージ社に転送する形でデータが収集されている。世帯主と主婦の年齢、所得、家族の人数、学歴、居住場所(県および都市の規模)、などの世帯の属性情報と、(1)個別財の特定の可能な JAN コード、(2)購入日付、(3)価格、(4)購入量、(5)購入した店舗の名前などの購入履歴が利用可能である。食料品および雑貨が対象だが、バーコードを読み取る調査のため、バーコードのない生鮮食料品は調査対象から除かれている。

なお、SCIの調査世帯の属性や支出データについて阿部・新関(2010)が考察しており、(1)女性配偶者の就業状況について、パートの比率が高く、無職率と正社員の割合が少ないこと、(2)25%から30%程度、家計簿ベースのデータと比較して支出水準は低いこと、ただし(3)女性配偶者の就業状況を考慮すれば、年齢や就業状態への依存度など定性的性質については、『家計調査』などの家計簿ベースのデータと大きな乖離がないとの結果を得ている。

3. 価格指数の構築方法について

本節では、さまざまな方法で価格指数を計算し、ホームスキャンデータで価格指数を構築する際の注意点について考察する。結論を先にまとめると、①各個別財の価格について、各家計が実際に購入した価格ではなく全国平均価格などの集計情報を用いると、バイアスが発生する、②もっとも通常のラスパイレス指数やパーシェ指数によって継続的な価格指数を作成することは可能、③一方、一時的な価格変化の影響が持続する連鎖指数を用いることは適当ではない。

3.1 年次の価格指数の構築

まず、①各家計が実際に購入した価格、②各個別財の全国平均価格(および所得階層、年齢階層ごとの全国平均価格)、③財カテゴリー別の共通価格を用いて、年次の価格変化をラスパイレス算式(前年のウェイトを採用)、パーシェ算式(当年のウェイトを採用)に基づいて計算する。

1番目の方式は、ホームスキャンデータの各調査対象家計 $i \in I$ が実際に購入した個別商品 $k \in K$ の価格 $P_{k,y}^i$ を $y \in \{2004, 2005, 2006\}$ 年における当該財の価格として採用するものである⁵⁾。この方式は、各家計の購入する価格の差に関する情報をダイレクトに利用できるというホームスキャンデータの特徴を生かすことが可能である。もっともこの方式は、各家計が高い頻度で購入する個別商品に限られることから、月次などの高い頻度の価格指数を構築するには適さない。

2番目の方式は、ホームスキャンデータに含まれる他の家計の購入情報を利用して、価格情報を補完する方法である⁶⁾。ホームスキャンデータでは、全国平均価格だけではなく、購入場所や家族の属性に関する情報も得られるため、ある程度、属性をコントロールした個別財の価格を用いることが可能である。すなわち、各家計の購入量を $q_{k,y}^i$ とし、家計属性 $j \in J$ に属する家計の購入価格 $P_{k,y}^i$ を、

$$P_{k,y}^i = \frac{1}{\sum_{i \in j} q_{k,y}^i} \sum_{i \in j} P_{k,y}^i q_{k,y}^i \quad (1)$$

とする。本論文では、(1)全国平均価格、(2)所得階層別の全国平均価格、(3)年齢階層別の全国平均価格、(4)同一店舗内の平均価格について、比較を試みた。

例えば2004年から2005年にかけての各家計のラスパイレス算式に基づいた価格変化 X_y^i は、1番目の各家計の購入価格を用いる場合、

$$X_y^i = 1 - \frac{\sum_{k \in K} P_{k,2005}^i q_{k,2004}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,2004}^i q_{k,2004}^i} \quad (2)$$

2番目の家計属性ごとの価格を用いる場合、

$$X_y^i = 1 - \frac{\sum_{k \in K} P_{k,2005}^i q_{k,2004}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,2004}^i q_{k,2004}^i} \quad (3)$$

一方、パーシェ算式に基づいた価格指数 Y_y^i は、

$$Y_y^i = 1 - \frac{\sum_{k \in K} P_{k,2005}^i q_{k,2005}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,2004}^i q_{k,2005}^i} \quad (4)$$

あるいは

$$Y_y^i = 1 - \frac{\sum_{k \in K} P_{k,2005}^i q_{k,2005}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,2004}^i q_{k,2005}^i} \quad (5)$$

となる。

一方、3番目の方式は、通常の価格指数作成の際に用いられる手法に従い、米、カップ麺などの各カテゴリー内で同一の価格を用いる⁷⁾。本論文では、まず各カテゴリー $c \in C$ 内の個別財の全国平均価格と、調査対象世帯計の購入量を用いて、各カテゴリーのラスパイレス価格指数

$$P_{c,y} = \frac{\sum_{k \in c} \sum_{i \in I} P_{k,y}^i q_{k,2004}^i}{\sum_{k \in c} \sum_{i \in I} P_{k,2004}^i q_{k,2004}^i} \quad (6)$$

を計算し、各家計の各カテゴリーの購入ウェイト

$$w_{c,y}^i = \frac{\sum_{k \in c} P_{k,y}^i q_{k,y}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,y}^i q_{k,y}^i} \quad (7)$$

にかけ合わせることで各家計のカテゴリー共通価格に基づいた価格変化を

$$X_y^i = 1 - \frac{\sum_{c \in C} P_{c,2005} w_{c,2004}^i}{\sum_{c \in C} P_{c,2004} w_{c,2004}^i} \quad (8)$$

$$Y_y^i = 1 - \frac{\sum_{c \in C} P_{c,2005} w_{c,2005}^i}{\sum_{c \in C} P_{c,2004} w_{c,2005}^i} \quad (9)$$

のように計算した。

3.2 年次データの結果

表1、表2は、2004年から2005年および2005年から2006年にかけての家計別の物価変化率を、それぞれの価格情報を用いて計算したものである。同じラスパイレス算式間、パーシェ算式間の平均および中位数の結果を比較すると、カテゴリー共通価格を用いた結果と各家計の価格を用いた結果はそれほ

表1. 家計別物価指数の変化率(ラスパイレ算式)

(2004年～2005年)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	-1.985	-1.826	-3.246	-0.966	0.930	
個別財価格	全国平均	-2.341	-2.730	-9.914	5.719	6.578
	所得階層別平均	-2.381	-2.739	-9.853	5.631	6.518
	年齢階層別平均	-2.304	-2.641	-9.861	5.625	6.552
	店舗平均	-1.903	-2.044	-8.541	4.872	5.886
	各家計	-1.927	-1.788	-6.724	2.434	4.706

(2005年～2006年)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	-1.063	-1.045	-1.473	-0.662	0.341	
個別財価格	全国平均	-0.911	-1.396	-8.289	7.098	6.556
	所得階層別平均	-0.977	-1.469	-8.389	6.983	6.485
	年齢階層別平均	-0.891	-1.390	-8.288	6.936	6.489
	店舗平均	-0.403	-0.768	-6.485	5.960	5.554
	各家計	-0.399	-0.571	-4.249	3.338	4.411

表2. 家計別物価指数の変化率(パーシェ算式)

(2004年～2005年)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	-1.857	-1.700	-2.968	-0.944	0.849	
個別財価格	全国平均	-2.668	-2.548	-10.916	5.394	6.673
	所得階層別平均	-2.539	-2.382	-10.765	5.336	6.610
	年齢階層別平均	-2.546	-2.402	-10.671	5.267	6.572
	店舗平均	-2.722	-2.514	-9.572	3.856	5.709
	各家計	-2.693	-2.375	-7.608	1.692	4.619

(2005年～2006年)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	-1.052	-1.032	-1.460	-0.657	0.340	
個別財価格	全国平均	-1.035	-0.920	-9.037	6.833	6.578
	所得階層別平均	-0.940	-0.828	-8.848	6.666	6.477
	年齢階層別平均	-0.924	-0.851	-8.755	6.751	6.493
	店舗平均	-1.004	-1.995	-7.689	5.433	5.644
	各家計	-1.149	-1.078	-5.141	2.589	4.090

ど差がないのに対し、全国平均(所得階層別平均、年齢階層別平均)価格を用いた場合は、カテゴリー共通価格よりも1%程低い中位数となっている。

また標準偏差を比較すると、カテゴリー共通価格を用いる場合は、同一カテゴリー内での各財の価格変化の違いが反映されないため、結果のばらつきが非常に小さくなる。一方、全国平均価格と家計別価格の標準偏差を比較すると、個別財の価格について各家計で共通の価格を用いているにもかかわらず、全国平均価格の標準偏差が大きくなるというパラドキシカルな結果となっている。

ラスパイレ算式とパーシェ算式と比較すると、カテゴリー共通価格では、2004年～2005年の価格

変化については0.1%程度、ラスパイレ算式が下回っているが、2005年～2006年の結果については、両算式の間で大きな違いは観察されず、加工食品と雑貨については、この間、相対価格の変化に伴うカテゴリー間でのシフトはそれほど大きくなかったと考えられる。一方、家計別価格については、パーシェ算式のほうがラスパイレ算式よりも価格低下幅が0.5%程度大きく、カテゴリー内での個別財間の下位代替に伴う価格低下が観察される。しかし、全国平均価格を用いた価格指数は、ラスパイレ算式の値がパーシェ算式の値を下回っているという、こちらもパラドキシカルな結果となっている。

次に、家計属性別の結果をみる(表3、表4)。カテゴリー共通価格の結果と家計別価格の結果では、ラスパイレ算式、パーシェ算式とも、所得が高くなるほど、価格の低下幅が小さくなる傾向がある。また、家計別価格の結果では年齢階層ごとに大きな違いは確認できないが、カテゴリー共通価格の結果では、高い年齢層ほど価格低下幅が小さい。

一方、全国平均価格を用いた結果では、ラスパイレ算式とパーシェ算式で結果が大きく異なる。ラスパイレ算式では、所得が900万円以上の層では、400万円以下の層と比較して2%も価格低下幅が大きくなるほか、年齢階層別の結果についても、60歳以上の層では29歳以下の層と比較して、0.7%程度、価格低下幅が小さい。一方、パーシェ算式では逆に、所得が900万円以上の層では、400万円以下の層と比較して2%も価格低下幅が小さい一方、60歳以上の層では29歳以下の層と比較して、0.7%程度、価格低下幅が大きい。

所得階層別、年齢階層別価格の結果についても、所得階層別、年齢階層別で大きな格差が観察されるほか、パーシェ算式とラスパイレ算式で逆の結果

表 3. 家計属性別の物価変化率(ラスパイレ算式)

(2004年, 中位数, 年齢階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均価格				家計別価格
		年齢階層別	所得階層別	店舗別		
～29歳	-2.005	-1.776	-2.984	-2.042	-1.161	-1.778
30～34歳	-1.873	-1.454	-2.694	-1.790	-1.245	-1.715
35～39歳	-1.766	-1.874	-2.832	-2.143	-1.447	-1.648
40～44歳	-1.859	-2.434	-3.039	-2.292	-1.666	-1.775
45～49歳	-1.840	-3.268	-2.969	-2.848	-2.631	-2.002
50～54歳	-1.734	-3.154	-2.360	-2.647	-2.503	-1.932
55～59歳	-1.766	-3.956	-2.633	-3.785	-2.959	-1.724
60歳～	-1.843	-4.220	-2.366	-4.330	-3.063	-1.842

(2004年, 中位数, 所得階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均価格				家計別価格
		年齢階層別	所得階層別	店舗別		
～400万円	-1.912	-1.770	-1.881	-2.555	-1.226	-1.830
400～550万円	-1.860	-2.197	-2.355	-2.970	-1.709	-1.781
550～700万円	-1.833	-2.602	-2.741	-2.579	-2.037	-1.837
700～900万円	-1.795	-2.795	-2.735	-2.526	-2.058	-1.686
900万円～	-1.759	-4.166	-3.767	-2.480	-3.020	-1.810

表 4. 家計属性別の物価変化率(パーシェ算式)

(2004年, 中位数, 年齢階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均価格				家計別価格
		年齢階層別	所得階層別	店舗別		
～29歳	-1.859	-3.525	-2.287	-2.956	-3.173	-2.426
30～34歳	-1.747	-3.678	-2.158	-3.229	-3.379	-2.394
35～39歳	-1.677	-3.247	-2.384	-3.031	-2.902	-2.226
40～44歳	-1.708	-3.112	-2.410	-2.916	-2.921	-2.332
45～49歳	-1.704	-2.331	-2.595	-2.407	-2.255	-2.457
50～54歳	-1.604	-1.658	-2.320	-1.911	-1.992	-2.554
55～59歳	-1.646	-1.024	-2.352	-1.228	-1.682	-2.303
60歳～	-1.692	-0.662	-2.556	-0.664	-1.450	-2.335

(2004年, 中位数, 年齢階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均価格				家計別価格
		年齢階層別	所得階層別	店舗別		
～400万円	-1.785	-3.465	-3.257	-2.359	-3.132	-2.470
400～550万円	-1.741	-3.571	-3.048	-2.711	-3.174	-2.444
550～700万円	-1.694	-2.527	-2.170	-2.268	-2.549	-2.307
700～900万円	-1.671	-2.415	-2.361	-2.482	-2.416	-2.350
900万円～	-1.607	-0.462	-0.837	-1.919	-1.303	-2.354

になっている。

カーネル密度推定で分布の形状について確認すると、上記のとおり、カテゴリー共通価格や家計別価格を用いた場合、ラスパイレ算式、パーシェ算式とも、所得階層別、年齢階層別で結果に大きな違いのない一方で、平均価格を用いた結果では、分布の裾野が広がるほか、家計属性別で分布の形状、ピークの値に差が存在する(図1～4)。また、ラスパ

イレ算式とパーシェ算式を比較しても、カテゴリー共通価格では大きな違いはなく、家計別価格では、パーシェ算式がやや価格低下傾向に寄った形状であるのに対し、平均価格を用いた結果では、ラスパイレ算式が価格低下傾向に寄った形状をしている(図5)。

図1. 年齢階層別カーネル密度推定の結果
(ラスバイレス算式)

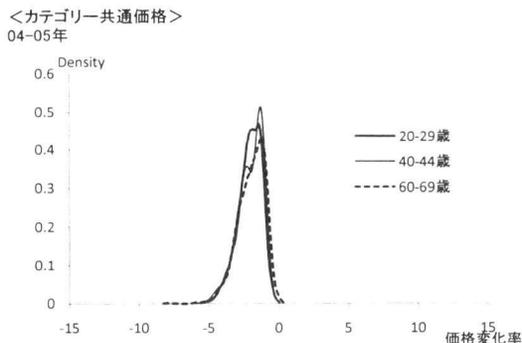
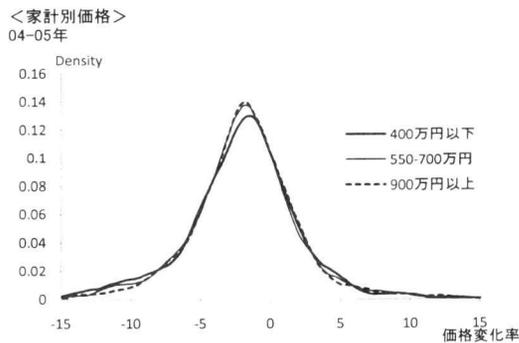
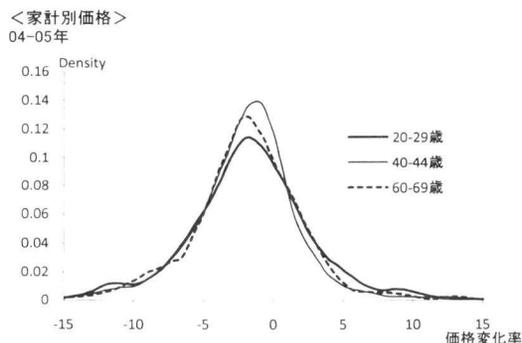
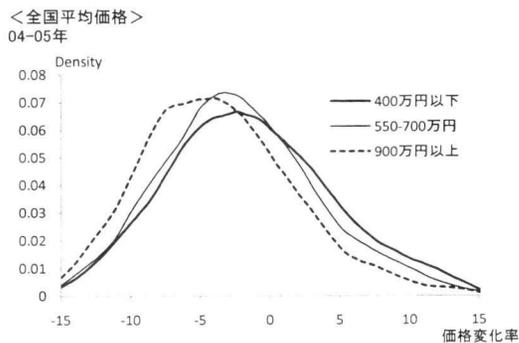
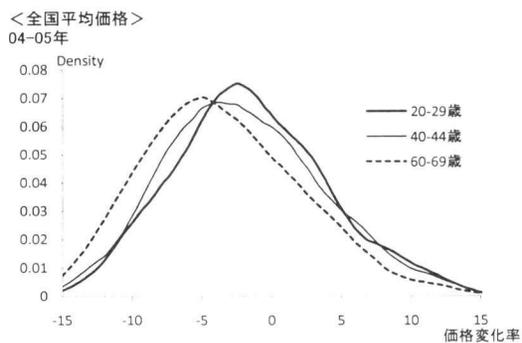
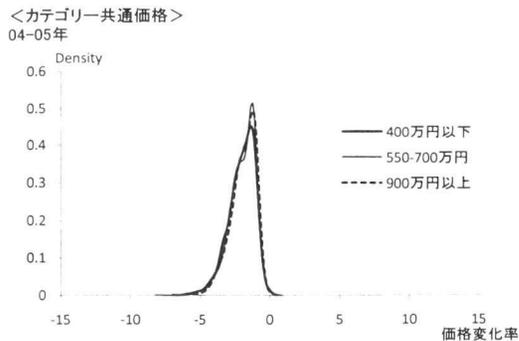


図2. 所得階層別カーネル密度推定の結果
(ラスバイレス算式)



3.3 平均価格を用いた価格変化率が安定しない理由

これまで見てきたとおり、全国平均価格や家族属性別の平均価格など、実際に各家計が購入していない財について、他の調査家計の購入記録を用いて価格情報を補完した価格指数は、家族属性別の比較や、ラスバイレス算式とパーシェ算式との比較を行った場合に、結果が安定しない。

このように他の家計の価格を用いると適切な価格指数が構築できない理由は、同一の個別商品であっても、各家計の購入価格の水準に差が存在するため

(一物一価が成立していないため)であると考えられる。すなわち、各家計が実際に購入していない財の価格を、他の家計の購入価格で代替する際に、他の家計も同じ価格で購入していれば問題は発生しないが、より高い価格、あるいは低い価格で購入していた場合、各家計の購入する価格に変化がない場合でも、各個別財の価格が上昇、あるいは低下したと判断される。

こうした影響は、家計の購入対象品目数が多く、多くの家計が当該個別財を購入していれば、いくつかの家計が当該商品を購入せずにサンプルから抜け

図 3. 年齢階層別カーネル密度推定の結果(パーシェ算式)

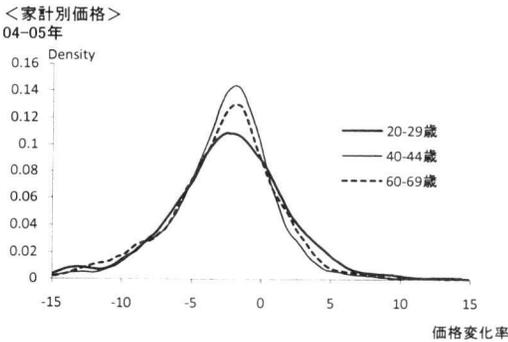
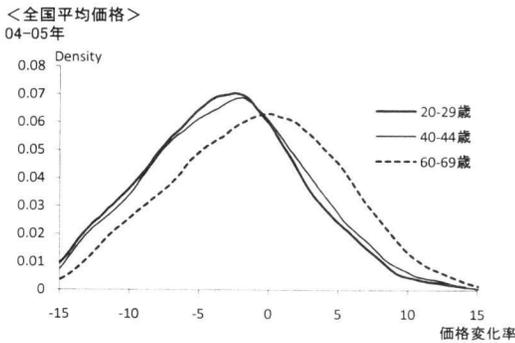
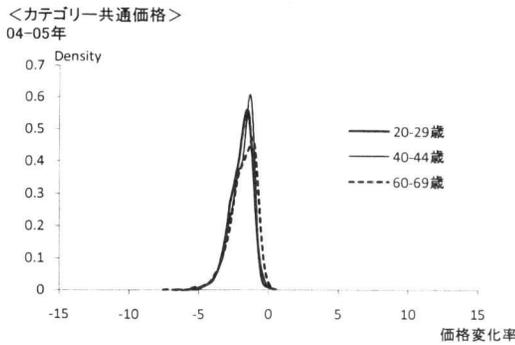
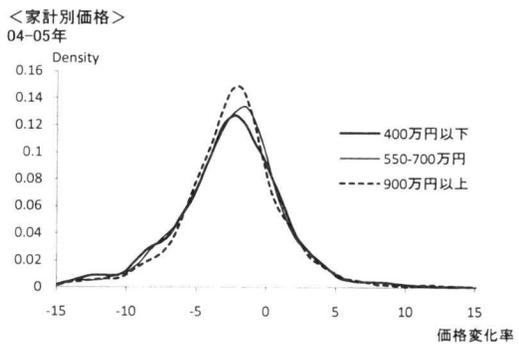
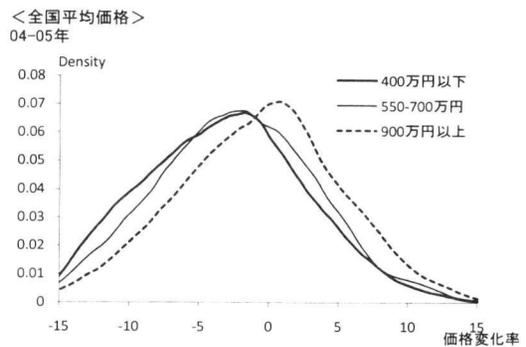
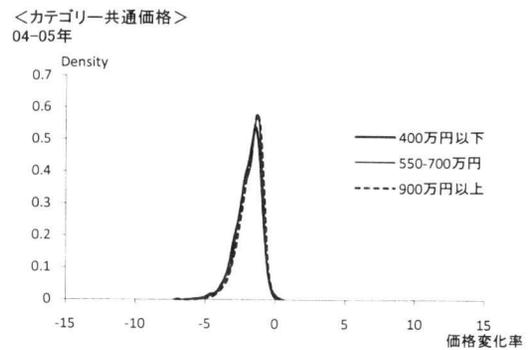


図 4. 所得階層別カーネル密度推定の結果(パーシェ算式)



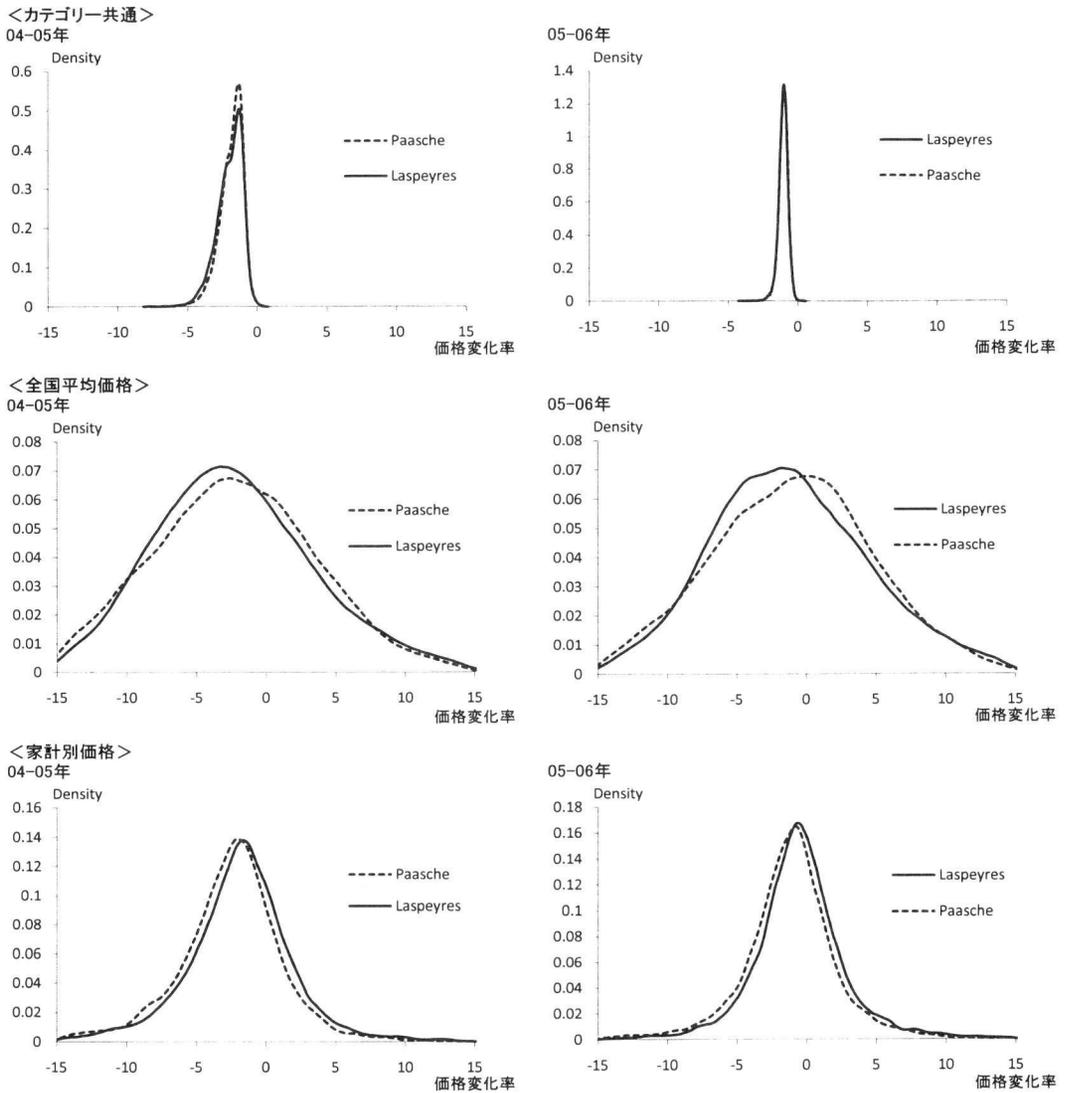
ることの平均価格への影響は限定的となる。もしくは、ホームスキャンデータの調査対象家計数が十分に多く、全ての商品に対し、多くの購入履歴が存在すれば、結果は安定していくことが予想される。しかしながら、本稿で使用した SCI は 12,000 家計という、総務省の『家計調査』や各種の家計パネルデータよりも大きなサンプルサイズとなっているにも関わらず、個別商品価格の動向を追跡するには、これでも不足している可能性が高い。事実、ある種の商品では、購入歴が 1 世帯でのみ記録されていることもある。

同じホームスキャンデータを用いて家計間の購入

価格の水準について分析した Abe and Shiotani (2011) では、所得が 900 万円以上の層では、400 万円以下の層と比較して 1.3% 程度、購入価格が高く、60 歳以上の層では 29 歳以下の層と比較して 0.7% 程度、購入価格が高いことを示している。

こうした差が存在する場合、ラスパイレズ算式では、例えば所得が 900 万円以上の家計が前年に購入して、当年に購入しなかった財について全国平均価格を用いて価格を補完した場合、当該財について、価格が下落することとなる。一方、パーシェ算式では、前年に購入せず当年に購入した財については、価格が上昇したと計算される。この個別財について、

図5. カーネル密度推定の結果(ラスパイレス算式とパーシェ算式の比較)



家計属性ごとに購入価格が異なることが、平均価格を用いた場合のラスパイレス算式とパーシェ算式の違いや、家計属性間での大きな価格変化率の差となっている。

3.4 月次の価格指数の構築

前節までの議論のとおり、ホームスキャンデータから年次のような長期の価格指数を構築する場合には、他の調査家計の購入価格データを用いず、各家計の実際に購入した価格データのみを用いることが可能である。しかしながら、例えば月次など、高い頻度で価格指数を計算する場合、膨大な数の個別商

品のうち、各家計が継続的に高い頻度で購入する商品の品目は限られるため、十分なサンプルサイズが確保できず、安定した価格指数の構築は困難になる。

あらかじめ結論を述べると、月次データで安定的な価格推移を得るためには、年次の価格変化率を求める場合とは逆に、全国平均価格を用いたラスパイレス指数やパーシェ指数を用いることが適当であると考えられる。一方で、連鎖指数については、安定的な価格推移の結果を得ることが困難である。

ここでは月次の価格指数を構築するために、2004年から2006年にかけて連続して観測可能な全国の月次平均価格

図 6. 全国平均とカテゴリー共通の比較

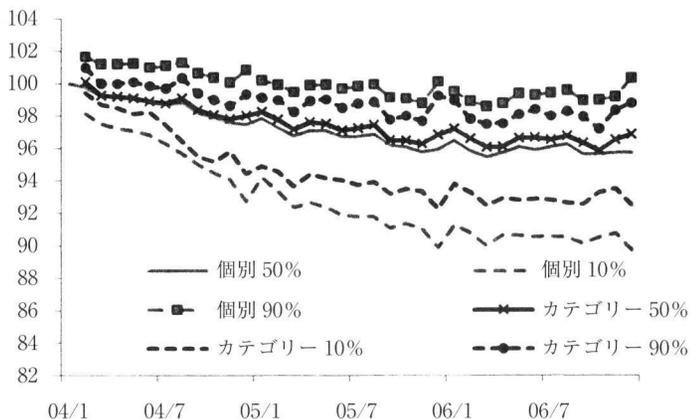
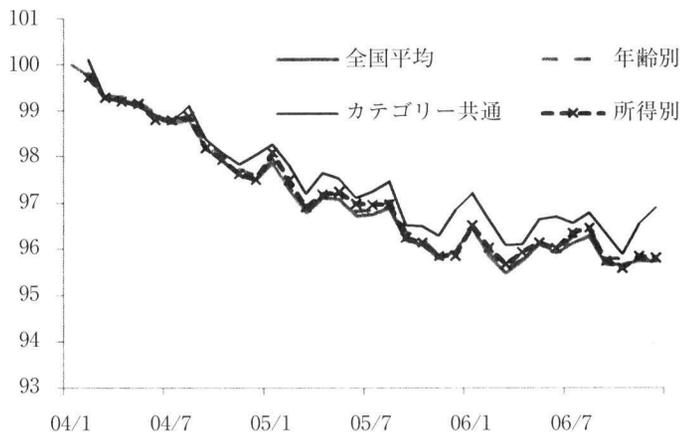


表 5. 家計別物価指数(ラスパイレス指数)

(2005年1月)						
	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	97.565	98.267	94.912	99.128	1.832	
個別財価格	全国平均	97.560	97.857	94.208	100.213	3.045
	所得階層別平均	97.262	97.722	92.776	100.943	4.186
	年齢階層別平均	97.254	97.565	92.769	100.959	4.087
(2006年1月)						
	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差	
カテゴリー共通価格	97.431	97.220	93.793	98.958	4.560	
個別財価格	全国平均	96.000	96.479	91.286	99.518	3.913
	所得階層別平均	95.565	96.200	89.438	100.042	5.212
	年齢階層別平均	95.337	95.939	89.453	100.003	4.975

図 7. ラスパイレス間比較



$$P_{k,m} = \frac{1}{\sum_{i \in I} q_{k,m}^i} \sum_{i \in I} P_{k,m}^i q_{k,m}^i \quad (10)$$

を各個別商品の価格データとして用いていくことを試みる。ここで $P_{k,m}$ は各家計の $m \in M$ 月における個別財 k の購入価格、 $q_{k,m}^i$ は購入量である。なお、

全国平均価格であれば、3年間、連続して価格データが観測可能な個別商品が、支出の約6割程度を占めるため、十分なサンプルサイズを用いた価格指数が構築可能である。

2004年1月を基準時点(=0月)として、各家計のラスパイレス指数 \widehat{P}_m^i は

$$\widehat{P}_m^i = \frac{\sum_{k \in K} P_{k,m} q_{k,m}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,0} q_{k,0}^i} \quad (11)$$

およびパーシェ指数 \widetilde{P}_m^i は

$$\widetilde{P}_m^i = \frac{\sum_{k \in K} P_{k,m} q_{k,m}^i}{\sum_{k \in K} P_{k,0} q_{k,0}^i} \quad (12)$$

である。

また年次の価格指数と同様、所得階層別の平均価格および年齢階層別の平均価格を用いた価格指数も合わせて計算し、カテゴリー共通価格を用いたラスパイレス価格指数 \widehat{P}_m^i (通常の物価指数の構築方法)

$$\widehat{P}_m^i = \frac{\sum_{c \in C} P_{c,m} w_{c,0}^i}{\sum_{c \in C} P_{c,0} w_{c,0}^i} \quad (13)$$

との比較を行っていく。

まず、全国平均価格を用いたラスパイレス指数とカテゴリー共通価格を用いたラスパイレス指数をみると、カテゴリー共通価格を用いた指数がやや価格低下幅は小さいものの、ほぼ同じような動きをしている。この間、中位数では、2004年から2005年にかけて年率2~3%程度低下し、2006年にかけて低下幅が小さくなっている。また、全国平均価格の10-90%点は、カテゴリー共通価格の10-90%点よりも範囲が広く、ばらつきが大きいことがわかる(図6、表5)。

こうした差が発生する理由必ずしも明らかではないが、全国平均価格のラスパイレス指数については、3年間継続して購入された財(基準時点である2004年1月に購入された財の一部)から指数を構築しているのに対し、カテゴリー共通価格は、すべての財

図 8. パーシェ間比較

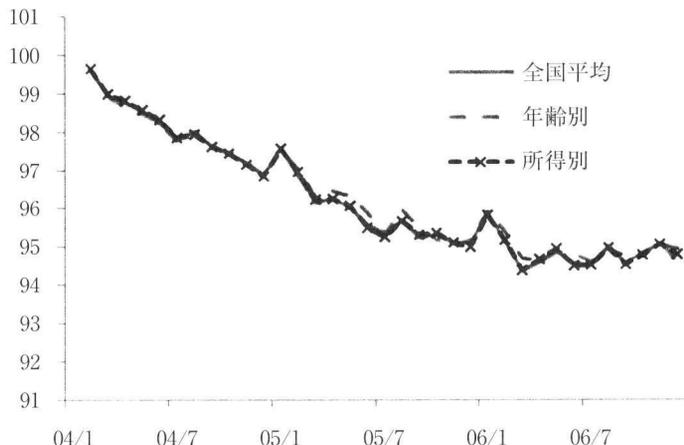


表 6. 家計別価格指数(パーシェ指数)

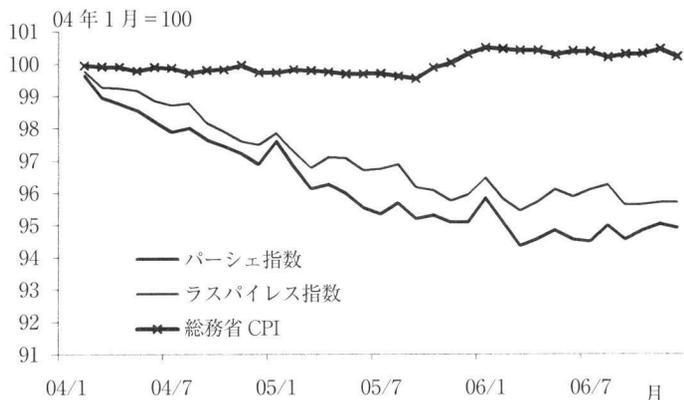
(2005年1月)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差
全国平均	97.251	97.601	93.911	99.930	2.966
所得階層別平均	97.084	97.476	92.729	100.643	4.024
年齢階層別平均	97.011	97.348	92.468	100.642	4.031

(2006年1月)

	平均	中位数	下位10%点	上位10%点	標準偏差
全国平均	95.268	95.852	90.595	98.827	4.011
所得階層別平均	94.961	95.684	88.881	99.475	5.118
年齢階層別平均	94.787	95.418	88.735	99.373	6.109

図 9. 総務省 CPI との比較



はいずれかのカテゴリーに属するため、2004年1月に購入していたすべての財から価格指数を構築しているというウェイトの違いが原因である可能性が高い。

一方、全国平均価格と所得階層別平均価格、年齢階層別平均価格の結果を比較すると、3者にほとんど有意な差は認められない(図7, 表5)。

またパーシェ指数の結果をみても、全国平均価格

と所得階層別平均価格、年齢階層別平均価格で有意な差は観察されない(図8, 表6)

ここで、総務省の全国消費者物価指数(CPI)のデータから、ホームスキャンデータと比較可能な品目(加工食料品および雑貨)を抽出して集計したCPIと、本論文のパーシェ、ラスパイレス指数を比較する(図9)。本論文の指数は大きく低下している一方で、この間、総務省CPIはほぼ横ばいで推移している。これは、総務省CPIが代表的なナショナルブランドの商品を選んで価格調査をしているのに対し、ホームスキャンデータでは、すべてのバーコードの付されている商品のデータが利用可能であることと、総務省CPIでは、各店舗の通常価格を用いているのに対し、ホームスキャンでは消費者が実際に買った値段を用いている点が影響していると考えられる。従って、総務省によるCPIと

の比較から、2004年から2006年間の価格低下は、通常価格の低下ではなく、主に特売価格の低下や特売頻度の増加によってもたらされている可能性が高い⁸⁾。

2006年1月時点の指数レベルで家計属性別の特徴をみても、年次の価格変化でみられたような、所得間、年齢間での大きな差異や、パーシェとラスパイレスで結果が逆になるといった問題は発生していない(表7, 表8)。

次に価格指数の分布の形状についてカーネル密度推定の結果をみる。パーシェとラスパイレス指数の2004年1月を100とした2006年1月時点の価格指数の分布をみると、所得間では分布の形状にほとんど違いはみられない。また、やや物価が低下する方向に裾野の厚い分布になっている(図10, 図11)。ラスパイレス指数とパーシェ指数の密度推定を比較しても、パーシェ指数の方がやや価格低下方向に寄った分布になっており、年次でみ

図 10. 月次ラスパイレス指数のカーネル密度推計
(全国平均価格)

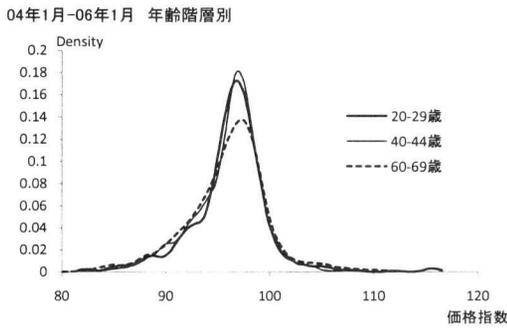


図 11. 月次パーシェ指数のカーネル密度推計
(全国平均価格)

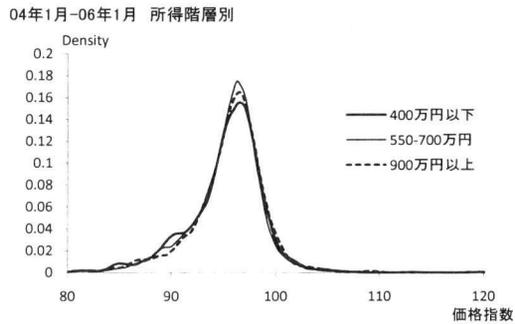
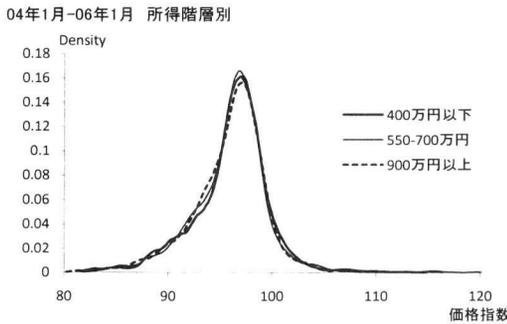
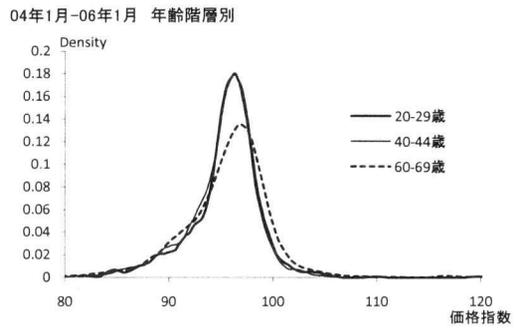


表 7. 家計属性別の物価指数(ラスパイレス算式)

(2006年1月, 中位数, 年齢階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均	所得階層別 全国平均	年齢階層別 全国平均
~29歳	97.847	96.507	96.311	95.572
30~34歳	97.512	96.639	96.282	95.731
35~39歳	97.334	96.540	96.243	96.257
40~44歳	97.102	96.525	96.182	95.865
45~49歳	96.989	96.405	96.290	95.629
50~54歳	96.950	96.324	96.117	95.938
55~59歳	97.177	96.537	96.235	95.900
60歳~	97.177	96.417	95.947	96.375

(2006年1月, 中位数, 所得階層別)

	カテゴリー 共通価格	全国平均	所得階層別 全国平均	年齢階層別 全国平均
~400万円	97.385	96.493	95.751	96.055
400~550万円	97.284	96.502	96.320	95.931
550~700万円	97.219	96.458	95.946	95.978
700~900万円	97.201	96.512	96.357	96.024
900万円~	97.057	96.422	96.665	95.735

られたパーシェとラスパイレスの結果の逆転といった結果はみられていない⁹⁾(図 12).

パーシェ指数とラスパイレス指数の比較については、やや注意が必要である。パーシェ指数とラスパイレス指数を比較すると、全国平均価格の結果で2005年1月では0.25%程度、2006年1月では0.6%程度、パーシェ指数の方が低く、同一カテ

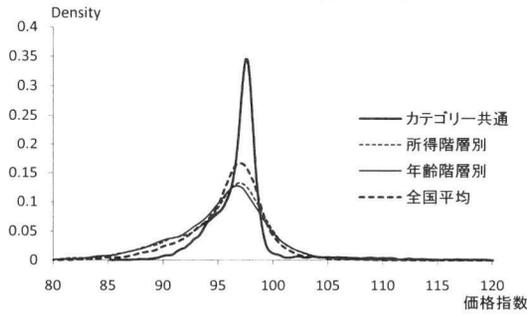
リー間での財の下方代替が観察される(表 5, 6)。ただ、パーシェとラスパイレスの差の月次推移をみると、夏にかけて差の拡大する季節性がみられる(図 13)。これは、パーシェ指数では、夏場にかけて消費金額の増加とともに、セール対象となり価格も低下するアイスクリームのような商品の購入ウェイトが高まることに伴って、価格指数が大きく下がる一方、ラスパイレス指数の購入ウェイトは2004年1月の冬場で固定されているため、価格が低下しないといたことが原因と考えられる。そのため、2004年7月を基準時点としたパーシェ指数、ラスパイレス指数では、逆に両者の差は、夏場にかけて縮小し、冬に拡大するといった傾向がみられる(図 14)。

3.5 平均価格を用いた月次の価格指数が安定する理由

上記の結果から、平均価格を用いた価格指数は、年次ではバイアスが大きかったものの、月次ではラスパイレスの方がパーシェよりも物価低下幅が大きいといった問題はみられない。これは、平均価格の計測誤差が、年次とは異なり、月次では家計属性とほぼ独立になっていることが理由であると考えられ

図 12. 月次価格指数のカーネル密度推計

04年1月-06年1月 各方法のラスパイレス算式の結果比較



04年1月-06年1月 全国平均価格

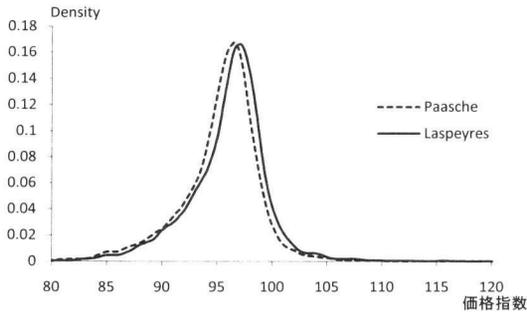


図 13. ラスパイレスとパーシェの比較(全国平均価格)

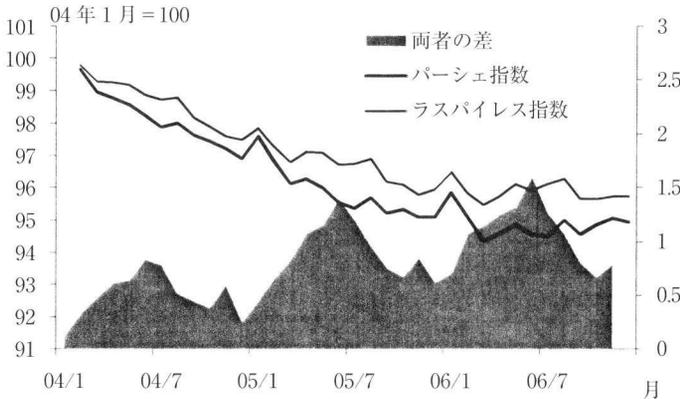


図 14. ラスパイレスとパーシェの比較(全国平均価格, 2004年7月ウェイト)

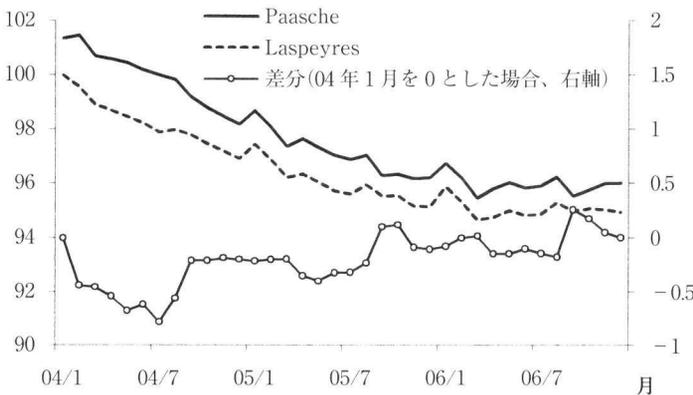


表 8. 家計属性別の物価指数(パーシェ算式)

(2006年1月, 中位数, 年齢階層別)

	全国平均	所得階層別 全国平均	年齢階層別 全国平均
～29歳	95.915	95.720	94.613
30～34歳	95.873	95.479	95.385
35～39歳	95.818	95.717	95.893
40～44歳	95.733	95.508	95.200
45～49歳	95.869	95.627	95.281
50～54歳	95.762	95.733	95.323
55～59歳	95.855	95.986	95.252
60歳～	96.127	95.835	95.785

(2006年1月, 中位数, 所得階層別)

	全国平均	所得階層別 全国平均	年齢階層別 全国平均
～400万円	95.810	95.328	95.174
400～550万円	95.803	95.730	95.433
550～700万円	95.828	95.424	95.364
700～900万円	95.823	95.909	95.425
900万円～	95.979	96.211	95.666

る。

すなわち、年次の結果では、個別財の平均価格の前年対比の動きは、各家計の購入情報が含まれなくなる過程で、家計属性と相関をもったバイアス(例えば所得の低い家計では上昇, 所得の高い家計では下落)が発生していた。しかし、各家計が継続的に購入している個別商品の平均価格には、当該個別財を指数のウェイトに含んでいる家計の購入情報が含まれていないケースがほとんどである。

従って、月々の価格変化は、各家計の属性と独立となり、各家計で購入価格の水準に差が存在することに伴ったバイアス(所得の高い家計が指数ウェイトに含んでいる財の価格は下落, 逆に所得の低い家計が指数ウェイトに含んでいる財の価格は上昇)が発生しなくなる。その結果、月次の指数では、平均価格を用いても、家計属性間でバイアスに伴う大きな結果の差などはみられなくなっている。

なお、ホームスキャンデータを用いれば、ウェイトを毎月更新する連鎖指数も構築可能であるが、全国平

図 15. 連鎖指数の推移(全国平均価格)

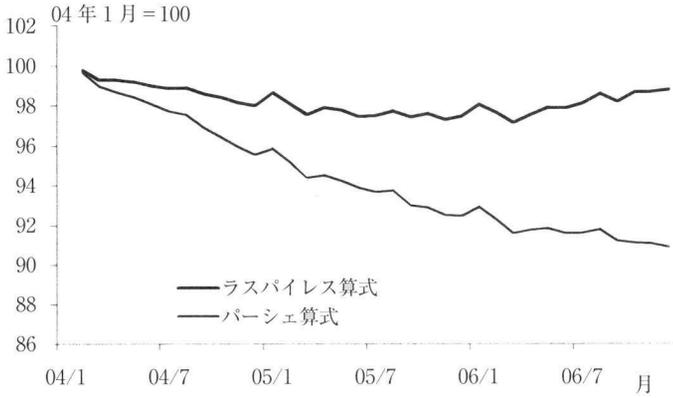


表 9. 家計属性と価格変化(家計別価格, ラスパイレ算式)

	(1)	(2)	(3)	(4)
400万円～550万円	0.1241 (1.602)	0.1188 (1.535)	0.0993 (1.284)	0.0790 (1.027)
550万円～700万円	0.1662 (2.011)	0.1620 (1.960)	0.1387 (1.689)	0.1086 (1.335)
700万円～900万円	0.2992 (3.482)	0.2908 (3.384)	0.2783 (3.267)	0.2430 (2.897)
900万円以上	0.3276 (3.656)	0.3175 (3.546)	0.2842 (3.223)	0.2494 (2.922)
30～34歳	-0.0435 (-0.390)	-0.0428 (-0.384)	-0.0401 (-0.360)	-0.0880 (-0.809)
35～39歳	-0.0289 (-0.251)	-0.0250 (-0.217)	-0.0053 (-0.046)	-0.1323 (-1.274)
40～44歳	-0.0467 (-0.372)	-0.0465 (-0.370)	-0.0419 (-0.333)	-0.2885 (-2.743)
45～49歳	-0.1949 (-1.421)	-0.1947 (-1.420)	-0.1863 (-1.360)	-0.4438 (-3.994)
50～54歳	-0.0610 (-0.441)	-0.0561 (-0.406)	-0.0625 (-0.453)	-0.2182 (-1.998)
55～59歳	-0.0281 (-0.201)	-0.0212 (-0.151)	-0.0312 (-0.223)	-0.1176 (-1.070)
60歳以上	-0.0320 (-0.225)	-0.0294 (-0.207)	-0.0423 (-0.298)	-0.0875 (-0.775)
定数項	-2.1259 (-12.232)	-2.0736 (-12.460)	-1.8220 (-13.421)	-1.8242 (-19.497)
その他の説明変数	年	年	年	年
	都道府県 都市規模	都道府県		
	末子の年齢 家族規模	末子の年齢 家族規模	末子の年齢 家族規模	
サンプルサイズ	20,037	20,037	20,037	20,037
決定係数	0.045	0.045	0.039	0.037

注) 被説明変数：年次家計別ラスパイレ算式インフレ率。
 推定手法：OLS。推計期間：2005年、2006年。
 その他の説明変数の都道府および年はダミー。
 都市規模は人口規模に応じた五段階のダミー。
 末子の年齢は子供無を含む七段階のダミー。
 家族規模は六人以上をトップコーディングした家族人数。

均価格を用いた場合、逆に通常のラスパイレ指数やパーシェ指数とは異なり、セールの影響によってバイアスが発生し、連鎖指数のいわゆるドリフトによるゆがみが大きくなる傾向があるため、本論文では用いないこととしている。

例えば、基準時点でセールが実施されていた財は、比較時点の価格が上昇し、購入数量が減少する傾向がある。

ラスパイレ算式を用いた場合、こうしたケースは価格の上昇となる。ウェイトが每期更新され、伸び率が掛け合わされる連鎖指数では、この価格上昇の効果がそのまま持続してしまい、真の物価変動対比、下図のように、大きな上方のバイアスが生じる。逆にパーシェ算式を用いた場合、比較時点でセールが実施されて価格が大きく低下した財は消費量も増加するため、価格の下落となり、伸び率が掛け合わされる連鎖指数では、影響が持続する結果、大きな下方のバイアスが生じる(図 15)。

このように、ホームスキャンデータを用いて価格指数を構築する際には、ホームスキャンデータから得られる個別財価格のバイアスについて十分に注意する必要がある。セールや家計属性ごとの価格差を十分に考慮せずに価格指数を構築した場合、結果に深刻なエラーが発生する可能性が高い。

4. 家計属性ごとの価格変化率(前年同月比)の回帰)

最後の節では、年次の家計別価格から計算した価格変化率を用いて、家計属性ごとの価格変化率の差に関して考察していく。具体的には、各家計の価格変化を被説明変数とし、地域情報、家計属性などを説明変数とした回帰分析を行う。

説明変数として、所得階層、主婦の年齢に加えて、(1)は、タイムダミー、都道府県、都市の規模、末子の年齢、家族規模、(2)は、タイムダミー、都道府県、末子の年齢、家族規模、(3)は、タイムダミーおよび末子の年齢と家族規模、(4)はタイムダミーのみを用いた、基準となっている家

表 10. 家計属性と価格変化(家計別価格, パーシェ算式)

	(1)	(2)	(3)	(4)
400万円～550万円	-0.0402 (-0.526)	-0.0455 (-0.595)	-0.0587 (-0.769)	-0.0786 (-1.036)
550万円～700万円	0.0971 (1.190)	0.0924 (1.132)	0.0801 (0.987)	0.0544 (0.677)
700万円～900万円	0.1007 (1.189)	0.0927 (1.095)	0.0898 (1.069)	0.0616 (0.745)
900万円以上	0.1405 (1.586)	0.1286 (1.453)	0.1158 (1.328)	0.0951 (1.125)
30～34歳	-0.0138 (-0.115)	-0.0137 (-0.114)	-0.0040 (-0.033)	-0.0384 (-0.325)
35～39歳	0.0660 (0.521)	0.0683 (0.538)	0.0964 (0.760)	0.0245 (0.212)
40～44歳	0.0507 (0.375)	0.0517 (0.383)	0.0707 (0.523)	-0.0480 (-0.418)
45～49歳	-0.0376 (-0.259)	-0.0361 (-0.248)	-0.0118 (-0.081)	-0.0945 (-0.792)
50～54歳	-0.1007 (-0.673)	-0.0971 (-0.649)	-0.0795 (-0.532)	-0.0355 (-0.296)
55～59歳	-0.0472 (-0.317)	-0.0402 (-0.270)	-0.0364 (-0.245)	0.0914 (0.779)
60歳以上	-0.2326 (-1.546)	-0.2305 (-1.532)	-0.2228 (-1.482)	-0.0526 (-0.442)
定数項	-2.6969 (-14.695)	-2.6294 (-14.894)	-2.3599 (-15.963)	-2.5975 (-24.693)
その他の説明変数	年	年	年	年
	都道府県 都市規模	都道府県		
	末子の年齢 家族規模	末子の年齢 家族規模	末子の年齢 家族規模	
サンプルサイズ	20,139	20,139	20,139	20,139
決定係数	0.044	0.044	0.039	0.038

注) 被説明変数: 家計別パーシェ算式インフレ率。
 推定手法: OLS. 推計期間: 2005年, 2006年。
 その他の説明変数の都道府および年はダミー。
 都市規模は人口規模に応じた五段階のダミー。
 末子の年齢は子供無を含む七段階のダミー。
 家族規模は六人以上をトップコーディングした家族人数。

計は, 所得が400万円以下で主婦の年齢が20代の家計である。

ラスパイレス算式の結果をみると, 主婦の年齢に関しては統計的に有意な差はほとんどみられず, 2004年から2006年にかけて, 加工食品と雑貨の価格変化率は, 年齢階層でそれほど差がなかったと考えられる(表9)。一方, 所得階層については有意な差がみられており, 所得が900万円以上の世帯は, 400万円以下の世帯と比較して, 年率で0.3%程度, 物価の低下幅が小さい。

一方, パーシェ算式の結果をみると, 主婦の年齢に関して有意な差がみられないほか, 所得階層についても有意な差がみられない(表10)。所得の高い層の個別財の購入価格の低下は, 所得が低い層と比

較して小さかったものの, 所得が高い層も下位代替によって, 価格水準が低下させている様子がみられる。

このことから, 所得の高い家計は, ホームスキャンデータの調査対象となっている加工食品と雑貨については, わずかながら価格の低下幅が小さかった可能性が高い。Broda and Romalis(2009)は, アメリカの消費者の食品の価格変化率について, 1994年から2005年の間では, 所得上位25%の家計と, 所得下位25%の家計で2.8%程度の差が存在するという結果を得ているが, 日本のホームスキャンデータからはそれほど大きな差は生じない。家計間物価水準の比較を行ったAbe and Shiotani(2011)では, Aguiar and Hurst(2007)が報告しているような, 価格水準における強い年齢効果が観察されないという結果が得られている。アメリカでは家計間の同一商品価格差は割引クーポンの有無による効果が大きいと思われる一方, 日本ではタイムセールを含む, 特売利用の有無が中心である可能性がある。その場合, 価格と年齢や所得との関係の背後にあるメカニズムが日米で大きく異なる可能性がある。これらは今後の研究課題である。

5. 結論

本論文では, 日本のインテージ社が提供している3年分の家計・商品単位のホームスキャンデータを用いて, 様々な手法に基づき家計レベルの価格変化率を計測した。また, 所得, 年齢階層などの家計属性ごとの価格変化の差も分析した。

その結果, 第一に, 年次データを用いる場合, 実際に家計が購入した商品価格の情報を用いることで, 標準的な物価指数構築の際に使用されるような, カテゴリー代表価格を用いるよりも適切な価格変化率を計測することが可能になることが判明した。一方で, ホームスキャンデータを用いて価格指数を構築する際には, セールや家計属性ごとの価格差など, ホームスキャンデータから得られる個別財価格のバイアスについて十分に注意する必要がある。例えば, 各財の全国平均価格を用いるなどなど, 他の家計の購入記録を用いて価格情報を補完しようとした場合,

各家計によって同じ財でも購入価格に差があること(一物一価が成立しないこと)に伴って、指数にバイアスが発生する。

第二に、価格変化率は、家計間で大きな差が観測され、家計属性ごとにみると、年齢間の差は観察されないが、所得の高い家計ほど、価格変化率が高い(この期間に関してはデフレ率が低い)ことが分かった。ただし、その幅は0.1%程度と小さい。

第三に、ホームスキャンデータは個別商品単位であるため、牛乳、カップ麺など同一のカテゴリー内における代替による価格への影響が分析可能である。家計別価格変化率のラスパイレズ指数とパーシェ指数を比較すると、年率1%程度の差が観察され、同一カテゴリー内での個別財間での下位代替が深刻である可能性が高い。

本論文では、日本のホームスキャンデータを用いて、価格変化率のファクトを明らかにしてきた。ホームスキャンデータには、世帯の職業や購入店舗などの情報も記録されており、買い物の頻度など実際の家計の購買行動を詳細に把握することが可能である。今後は、そうした家計の行動が、価格の変化にどのように影響を与えているのか、価格と年齢や所得との関係の背後にあるメカニズムを分析していくことが、重要であると思われる。

(一橋大学経済研究所・
日本銀行名古屋支店)

注

1) 本稿に関し、北村行伸氏、黒崎卓氏、および経済研究所におけるコンファレンス・定例研究会の出席者から多くのコメントを頂いた。また、株式会社インテージ社からの貴重なデータ提供に対し、感謝の意を表す。本稿は、阿部が受けている文部科学省科学研究費補助金若手研究(S)(21673001)の一環として書かれたものである。

2) 本研究の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

3) 店舗別・商品別日次データを用いた Abe and Tonogi(2010)では、同一商品に関して、価格水準や改訂パターンが店により大きく異なることを示している。

4) Broda and Romalis(2009)は、ホームスキャンはシェアを計算するために利用するにとどめ、個別家計

の価格変化率ではなく、家計属性に関してプールした、疑似的なパネルデータを作成した上で、価格変化率を所得階層別に計算している。

5) 各家計の日々の購入価格の購入数量でウェイト付けした年平均を用いる。

6) Broda and Romalis(2009)もこの手法を用いている。

7) 総務省の web サイトでも、所得等の世帯属性別インフレ率が公表されているが、それは、この手法により計算されたものである。

8) CPI の計測における特売価格の重要性、および近年における特売頻度の上昇に関しては、Abe and Tonogi(2010)が詳細に議論している。

9) なお、パーシェ指数、ラスパイレズ指数とも、分布が価格低下傾向にやや偏っている理由は、この期間の米の価格下落に伴うものである。すなわち、2003年の米の不作の反動で、この間、ホームスキャンデータの米の価格は20%程度低下しており、米の支出額に占めるウェイトの高い家計の価格は大きく低下する。米を除いた価格指数を構築し、カーネル密度推定を推定すると、ほぼ左右対称となる。

参考文献

- 阿部修人・新関剛史(2010)「Homescan による家計消費データの特徴」『経済研究』第 61 巻第 3 号, pp. 224-226.
- 北村行伸(2008)「家計別物価指数の構築と分析」『金融研究』Vol. 27, No. 3, pp. 91-150.
- 黒田祥子・山本勲(2010)「家計別インフレ率の分布とその持続性」, 瀬古他編『日本家計行動のダイナミズム』慶應大学出版会, pp. 217-244.
- 宇名山卓・慶田昌之(2011)「高齢者世帯の消費行動と物価指数」RIETI Discussion Paper 11-J-047.
- Abe, N. and K. Shiotani (2011) "Who Faces Higher Prices," mimeo.
- Abe, N. and A. Tonogi (2010) "Micro and Macro Price Dynamics in Daily Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 57, No. 6, pp. 716-728.
- Aguiar, M. and E. Hurst (2007) "Life-Cycle Prices and Production," *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, pp. 1533-1559.
- Broda, C. and J. Romalis, (2009) "The Welfare Implications of Rising Price Dispersion," mimeo.
- Griffith, R., E. Leibtag, A. Leicester, and A. Nevo (2009) "Consumer Shopping Behavior: How Much Do Consumers Save?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 23, No. 2, pp. 99-120.
- Hendel, I and A. Nevo (2006) "Measuring the Implications of Sales and Consumer Inventory Behavior," *Econometrica*, Vol. 74, No. 6, pp. 1637-1673.

農業経済研究 第83巻第2号

(発売中)

豪州の農業研究開発過程における主体間相互作用と研究資金配分機関の役割……大呂興平
食をめぐる事件と食品関連企業の株価変動……中谷朋昭

《書評》

山下裕著作『実践の民俗学：現代日本の中山間地域問題と「農村伝承」』……田畑保
谷口憲治著『中山間地域農村経営論』……小林一
相川良彦著『少子高齢化と農村』……中道仁美
鳥取大学大学院連合農学研究科編『WTO体制下における東アジア農業の現局面』
……甲斐論
大鎌邦雄編『日本とアジアの農業集落：組織と機能』……諸岡慶昇
島本美保子著『森林の持続可能性と国際貿易』……古家淳
南石晃明編著『東アジアにおける食のリスクと安全確保』……高橋克也
上岡美保著『食生活と食育：農と環境へのアプローチ』……清水みゆき
関満博・松永桂子編『「農」と「モノづくり」の中山間地域：島根県高津川流域の
「暮らし」と「産業」』……谷口憲治
高柳長直・川久保篤志・中川秀一・宮地忠幸編著『グローバル化に対抗する農林水産業』
……恒川磯雄

《会報》

理事会・総会ニュース/2012年度大会のお知らせ(予告)/日本農業経済学会賞の推薦につ
いて

編集委員会だより

B5判・52頁・定価1280円(本体1219円) 日本農業経済学会編集・発行/岩波書店発売