

家計調査結果における消費支出等の基調の把握に資する推計方法の検討

大島 敬士[†]

A Study on the Estimation Methods for Contributing to Understanding the Trend of the Consumption Expenditure in the Family Income and Expenditure Survey

OSHIMA Keiji

本稿では、家計調査結果における消費支出等の基調の把握に資する推計方法として、3か月後方移動平均と、米国の Current Population Survey において前月比の精度向上のために採用されている AK composite estimator を家計調査結果の主要系列に適用することで、両推計方法の利用可能性について検討を行った。

検討の結果、3か月後方移動平均では、短期的な変動などが均され、結果の基調の把握に資する結果が確認された。一方で、AK composite estimator では、推計値の推移や誤差の評価に関して現行推計値と比較したところ、前月比の精度向上に資する結果はほとんどみられなかった。

キーワード：家計調査、3か月後方移動平均、継続標本、AK composite estimator

In this paper, for the purpose of a study on the estimation methods which contribute to understanding the trend of the consumption expenditure, etc., two methods - “the three-month backward moving average” and “the AK composite estimator” (this method is used to improve accuracy of the over-the-month changes in the Current Population Survey) - were applied to major series of the Family Income and Expenditure Survey.

In conclusion, the three-month backward moving average enabled to remove short-term fluctuations and extract fundamental trend. Meanwhile, the AK composite estimator hardly provided improvement regarding the over-the-month changes.

Key Words: The Family Income and Expenditure Survey, Three-month Backward Moving Average, Continuous Sample, AK Composite Estimator

I. はじめに¹

総務省統計局が実施する家計調査は、国民生活における家計収支の実態を把握し、国の経済政策、社会政策の立案のための基礎資料の提供を目的として、全国 168 市町村、約 9,000 世帯（うち、二人以上の世帯は約 8,000 世帯）を対象²に毎月実施している標本調査であり、調査世帯は層化 3 段抽出法により選定される³。調査世帯では、日々の支出（品目、用途等）や収入の種類を家計簿に記入することで、消費支出や食料、住居などの消費支出の内訳といった世帯の支出に関する事項、実収入や可処分所得などの世帯の収入に関する事項を調査⁴している。

家計調査は、国民経済計算の四半期別 GDP 速報（QE）や消費者物価指数（CPI）の作成など加工統計の基礎資料となっている。また、景気動向指数（CI）の採用系列となっていることや、政府が毎月発表している景気の公式見解を示す報告書である「月例経済報告」にも個人消費の需要動向を判断する指標として利用されているなど景気指標としての注目度が高い。

このような景気指標としての注目度の高さなどから、家計調査における消費動向の把握に関する改善の取組はこれまでも行われている。例えば、1999 年後半、需要面と供給面の経済動向を示す指標の一部に乖離した動きがみられ、需要側及び供給側の統計が必ずしも実態を十分に反映していないのではないかと指摘を受け、翌年 2000 年に、景気動向の早期かつ的確な把握及び四半期別国民所得統計速報値（QE）の消費推計の精度向上を図ることを目的として、「個人消費動向把握手法改善のための研究会」（経済企画庁と総務庁（共に当時）の共同開催）が開催された。研究会では、需要側の消費統計・調査を中心に、消費動向の更なる確かな把握、既存調査の拡充や新たな調査の実現可能性及び供給側統計の整備・活用などについての検討が行なわれた（詳細は、経済企画庁・総務庁（2000）などを参照）。

また、近年では、「第 55 回基本計画部会（2014 年 12 月 6 日開催）」において、「公的統計の整備に関する基本的な計画」（平成 26（2014）年 3 月 25 日閣議決定）に基づく未諮問基幹統計への確認⁵が家計統計に対して行われた。確認結果のうち、個人消費の把握の充実に係る事

¹ 本稿の作成に当たり、青山学院大学経済学部の元山齊先生には、本稿の内容から字句修正に至るまで、有益なコメントをいただいた。また、総務省統計局の佐藤朋彦消費統計課調査官には、本研究の様々な段階において数々の有益な助言や指摘をいただいた。ここに深く感謝の意を表したい。なお、本稿にあり得べき誤りは全て著者に属する。また、本稿の内容は執筆者の個人的見解を示すものであり、所属する組織の見解を示すものではない。

² 世帯としての収入と支出を正確に計ることが難しいことなどの理由から、(1) 学生の単身世帯、(2) 病院・療養所の入院者、矯正施設の入所者等の世帯、(3) 料理飲食店、旅館又は下宿屋（寄宿舎を含む。）を営む併用住宅の世帯、(4) 賄い付きの同居人がいる世帯、(5) 住み込みの営業上の使用人が 4 人以上いる世帯、(6) 世帯主が長期間（3 か月以上）不在の世帯、(7) 外国人世帯、については調査を行っていない（平成 22 年国勢調査結果で、世帯総数に占める (1) ～ (7) の世帯割合は 3.4%）。

³ 二人以上の世帯では、市町村を地方・都市階級等により層化し、市町村、単位区、世帯を抽出単位とする層化 3 抽出法により抽出している。また、単身世帯は、二人以上の世帯により抽出された調査単位区から抽出すると共に、この調査単位区に加え、寮・寄宿舎を別途抽出している。以上により計 8,821 世帯（二人以上の世帯：8,076 世帯、単身世帯：745 世帯）を抽出している。

⁴ 家計調査の調査票には、「家計簿」のほか、「世帯調査票」、「年間収入調査票」及び「貯蓄等調査票」がある。

⁵ 「公的統計の整備に関する基本的な計画」（平成 26（2014）年 3 月 25 日閣議決定）では、統計法（平成 19（2007）年法律第 53 号）第 55 条第 3 項の規定に基づき統計委員会が重点的に実施する事項の一つとして、統計委員会が 2007 年 10 月に設置されて以降、これまで諮問されていない基幹統計（基幹統計調査）を中心に、品質評価の要素に沿った見直し状況や基幹統計としての重要性及び必要性の充足状況等について計画的に確認することが掲げられている。これに基づき、「第 55 回基本統計部会」では、家計統計が確認の対象となり、委員から提示された確認要望事項に対する総務省の考えについて確認が行われた。

項として、標本設計のあり方や標本誤差、データの振れ等の補正方法に関する調査研究などに取り組む必要があることとされた⁶。

本稿は、このような状況などを踏まえ、上記確認結果において指摘されたデータの振れ等の補正方法に関連して、家計調査結果における消費支出や実収入等の主要系列の基調をより安定的に把握するための推計方法として、「3か月後方移動平均」及び「AK composite estimator⁷」の利用可能性について検討を行った。

本稿の構成は、以下のとおりである。第Ⅱ章では、3か月後方移動平均の検討結果、第Ⅲ章では、AK composite estimator の概要及び検討結果等を示す。そして、第Ⅳ章は、まとめとする。

Ⅱ. 3か月後方移動平均

1. 3か月後方移動平均

結果の基調を把握する最も簡易で一般的な方法は、移動平均法である。対象系列に対して、移動平均を行うことで短期的な変動を均し、基調を読みやすくするものである。

移動平均の適用に関しては、消費動向に関する供給側統計である「全国百貨店売上高概況（日本百貨店協会）」では、売上高総額のほか、3か月後方移動平均を行った結果も併せて公表している。また、「月例経済報告（内閣府）」の主要経済指標では、平均消費性向（季節調整値）の3か月後方移動平均を掲載するなど、結果の振れを均し、結果の基調を安定的に把握することが行われている。

本稿では、家計調査の主要系列である、二人以上の世帯の「消費支出」及び「消費支出（除く住居等）」⁸、二人以上の世帯のうち勤労者世帯の「実収入⁹」について、検討を行った。

2. 対前年同月実質増減率の比較

消費支出の対前年同月実質増減率¹⁰について、3か月後方移動平均と公表値を比較すると、3か月後方移動平均では、2014年4月の消費税率引上げ前後の大幅増、大幅減の動きが均され、実態と異なる動きとなってしまうものの、短期的な変動が均され、消費支出の基調が読みやすくなっている（図1）。さらに、消費支出の3か月後方移動平均について、うる

⁶ 家計統計に係る確認結果は、「平成25年度統計法施行状況に関する審議結果報告書（未諮問基幹統計確認関連部分）」を参照。

<http://www5.cao.go.jp/statistics/report/report.html#h21>

⁷ AK estimator と記載されている文献も存在するが、本稿では、U.S. Census Bureau (2006) での記載に合わせ、AK composite estimator としている。

⁸ 家計調査の消費支出とSNA（GDP統計）の家計の最終消費支出とは一部の概念が異なっているため、2006年9月から個人消費動向をよりの確に捉えるための指標として、(1)月次結果では振れが大きい項目（住居、自動車等購入）、(2)SNA（GDP統計）の民間最終消費支出と概念相違のある項目（住居、贈与金及び仕送り金）を除いた消費支出を公表している。

⁹ 実収入には、勤め先収入（世帯主収入、配偶者の収入及び他の世帯員収入）のほか、事業・内職収入、社会保障給付、財産収入などが含まれる。

¹⁰ 3か月後方移動平均の対前年同月実質増減率の算出に当たっては、名目金額に対して3か月後方移動平均を行った後、対前年同月名目増減率を算出し、同率について消費者物価指数（CPI）を用いて実質化することで、対前年同月実質増減率を算出している。

う年、休日、曜日、月末の曜日¹¹といった、いわゆるカレンダー要因による対前年同月増減率への影響¹²と比較すると、3か月後方移動平均によって、カレンダー要因による対前年同月増減率への影響が均されていることが確認される（図2）。

また、消費支出（除く住居等）や実収入についても、消費支出と同様に、3か月後方移動平均では、結果の基調が読みやすくなっている（図3・図4）。

図1 消費支出の対前年同月実質増減率

図2 消費支出の対前年同月実質増減率
（カレンダー要因による影響との比較）

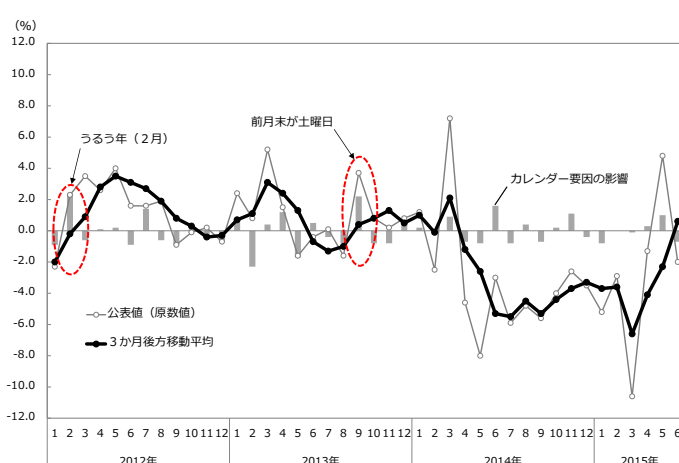
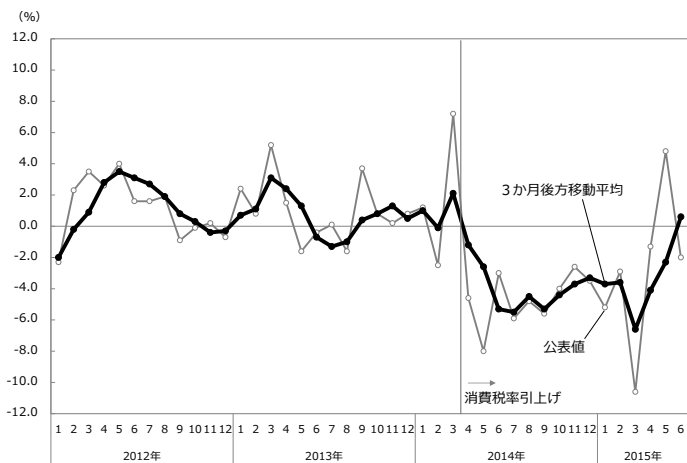
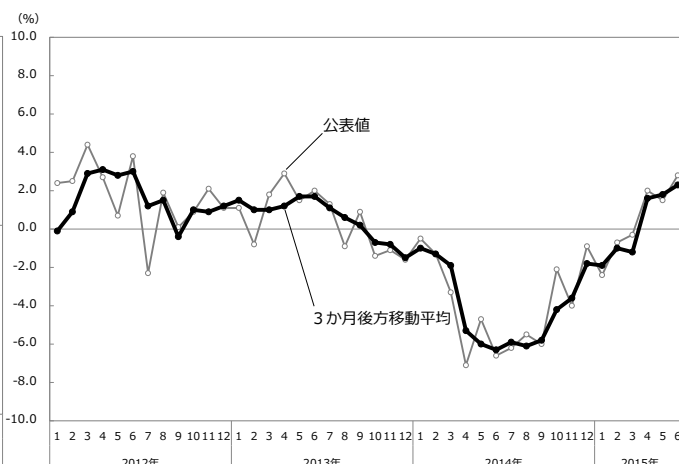
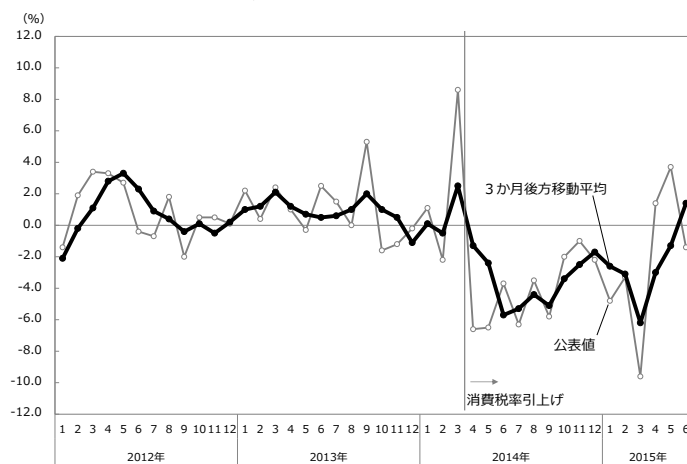


図3 消費支出（除く住居等）の対前年同月実質増減率

図4 実収入の対前年同月実質増減率



¹¹ 「月末の曜日」の影響について、携帯電話通信料等への支出では、月々の料金の支払期限（口座振替日）が月末の場合、当月末が土曜日、日曜日又は祝日に当たる際、当月の料金は翌営業日（翌月の最初の平日）に口座から引き落とされることがあり、これが家計簿に反映される。これは、当月の平均支出金額には減少、翌月には増加に寄与することから、月次結果が月末の曜日の影響を受ける場合がある。

（参考）家計調査の結果を見る際のポイント No.1（家計簿への記帳と月末の曜日）

<http://www.stat.go.jp/data/kakei/point/pdf/point01.pdf>

¹² 家計調査の季節調整系列のうち主要項目については、うるう年、月末の曜日、休日等のカレンダー要因や異常値等を調整した季節調整値を公表している。カレンダー要因による対前年同月増減率への影響については、X-12-ARIMA で出力される「曜日・休日変動成分 (d18)」ファイルを用いて試算している。

（参考）家計調査の結果を見る際のポイント No.12（季節調整法の変更）

<http://www.stat.go.jp/data/kakei/point/pdf/point12.pdf>

3. 季節調整済実質指数の比較

消費支出の季節調整値の3か月後方移動平均¹³をみると、公表値（季節調整値（TCI））から不規則変動（I）が均され、滑らかな動きとなっている（図5）。また、3か月後方移動平均について、趨勢・循環変動（TC）¹⁴と比較すると、季節調整において異常値等を設定している2013年3月及び2014年3月を含む前後の期間を除けば、両者はほぼ同様の動きとなっている¹⁵（図6）。

消費支出（除く住居等）及び実収入についても、消費支出と同様に、3か月後方移動平均では、不規則変動が均され、結果の基調が把握しやすくなっている（図7・図8）。

図5 消費支出（季節調整済実質指数）

図6 消費支出（季節調整済実質指数）
（TC との比較）

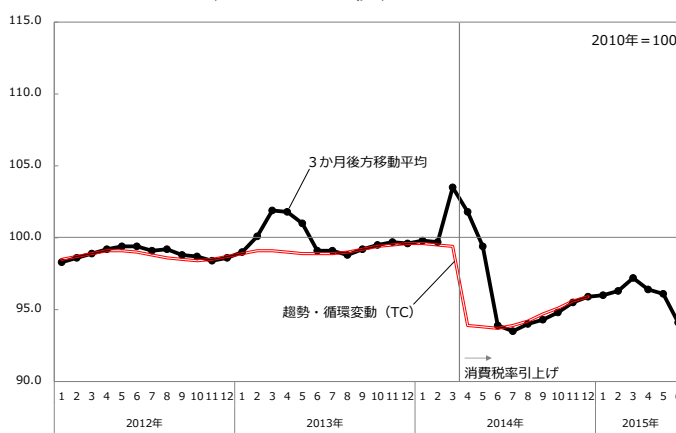
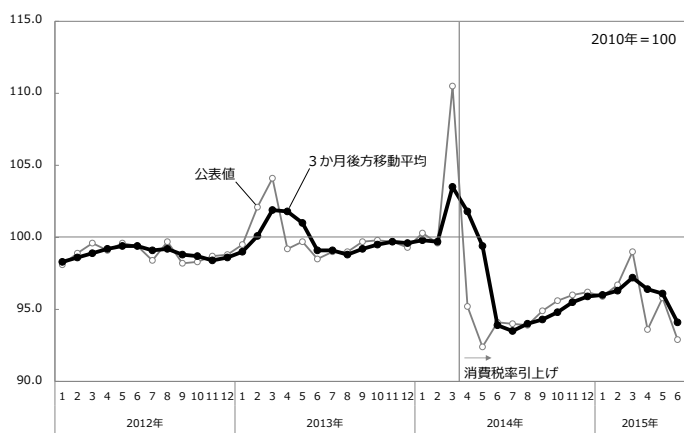
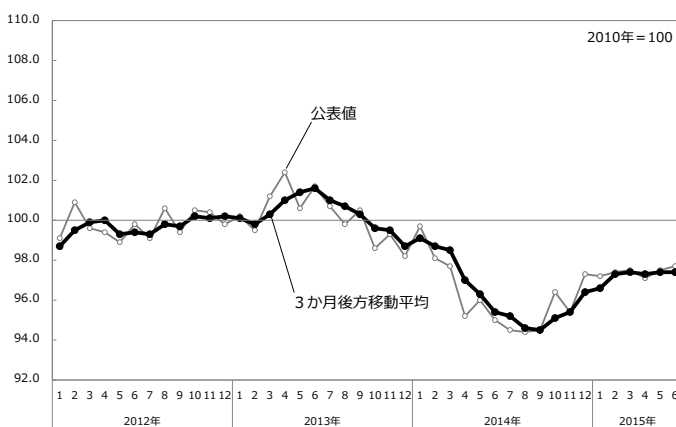
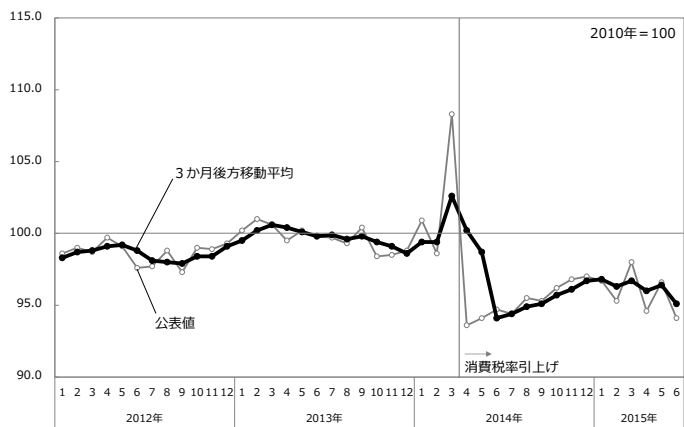


図7 消費支出（除く住居等）（季節調整済実質指数）

図8 実収入（季節調整済実質指数）



¹³ 季節調整系列の3か月後方移動平均については、(1) 季節調整系列に対して3か月後方移動平均を行う場合（本稿）、(2) 原系列に対して3か月後方移動平均をした後に季節調整を行う場合、が考えられるが、(1) 及び (2) についてそれぞれ試算したところ、両者の動きはほぼ相違ない結果となっている。

¹⁴ 趨勢・循環変動（TC）については、消費支出の季節調整済実質指数（公表値）に使用している ARIMA モデル及び回帰変数等を設定した X-12-ARIMA の出力結果（d12）による。なお、家計調査結果の季節調整値の算出に使用しているスペックファイル、ARIMA モデル及び回帰変数等については、下記を参照。

（参考）家計調査における季節調整値の改定について（平成27年5月19日更新）

http://www.stat.go.jp/data/kakei/longtime/pdf/rev_sa.pdf

¹⁵ 家計調査の季節調整値は、毎年1月分結果及び1～3月期分結果公表時に、推計に用いる原系列に直近の1年間を追加し、季節調整値の再計算を行い、過去に遡って改定している。当年の季節調整値については、推計季節指数を用いて算出している。このため、当月の趨勢・循環変動（TC）の出力には、直近までの原系列を含めた再計算が必要となる。

III. AK composite estimator

1. AK composite estimator

米国の労働力調査に当たる Current Population Survey(CPS)では、前月比の精度向上を図るため、AK composite estimator と呼ばれる推計方法を採用¹⁶している(U.S. Census Bureau (2006))。

AK composite estimator の算式は、次のようになる。

$$Y'_t = (1 - K)\hat{Y}_t + K(Y'_{t-1} + \Delta_t) + A\hat{\beta}_t \quad \dots\dots\dots (1)$$

Y'_t : t 月の AK composite estimator による推計値

Y'_{t-1} : $t-1$ 月の AK composite estimator による推計値

\hat{Y}_t : t 月の比推定値

Δ_t : t 月の継続標本による前月差の推計値

$\hat{\beta}_t$: t 月の非継続標本による推計値と継続標本による推計値の差

(1) 式右辺の第 1 項及び第 2 項は、当月の比推定値 \hat{Y}_t と前月の AK composite estimator による推計値（以降、「AK 推計値」と呼ぶ。） Y'_{t-1} に当月の継続標本による前月差 Δ_t を加えたものとの加重平均（ウエイト K ）となっている。そして、第 3 項は、当月の非継続標本による推計値と継続標本による推計値の差 $\hat{\beta}_t$ で計算され、第 1 項及び第 2 項によって生じる比推定値とのバイアスの調整項となっている。

パラメータ K を上昇させると、第 2 項（前月の AK 推計値と当月の継続標本による前月差の和）の寄与が大きくなるため、時系列変化の分散が小さい継続標本のウエイトを高めることとなり、標本交替による前月差の振れを抑えることに寄与する。

また、パラメータ A を上昇させることで、サンプルのローテーションバイアスに起因する非継続標本による推計値と継続標本による推計値の差が推計に取り入れられるため、継続標本のウエイトの高まりによって生じる比推定値とのバイアスの解消に寄与する。

このため、適切なパラメータ (A , K) の選択により、標本交替による前月差の振れを抑えつつ、比推定値からの乖離を防ぐ、推計値が期待される。

なお、 $A=0$ 、 $K=0$ のとき AK 推計値は比推定値に、

$$Y'_t = \hat{Y}_t \quad \dots\dots\dots (2)$$

等しくなる。また、 $A=0$ 、 $K=1$ のとき当月の AK 推計値は、前月の AK 推計値に当月の継続標本による前月差を足したものになる。

$$Y'_t = Y'_{t-1} + \Delta_t \quad \dots\dots\dots (3)$$

AK composite estimator は、継続標本のウエイトを高めることで、前月比の精度を向上さ

¹⁶ Current Population Survey (CPS)では、1950 年代からいわゆる composite estimation を採用しており、当初は K composite estimator (AK composite estimator において $A=0$ とした場合) による推計を行っていた ($K=0.5$ と設定) (Bailar (1975), Gambino *et al.* (2009))。その後、K composite estimator と比較して、AK composite estimator の推計パフォーマンスが高い(Huang *et al.* (1981))ことから、1985 年からは AK composite estimator による推計（全系列とも失業者の月次結果に対して最適なパラメータ ($A=0.2$, $K=0.4$) に設定) に移行した(U.S. Census Bureau (2006), Shao *et al.* (2014), Lent *et al.* (1999))。さらに、1998 年からは、就業者と失業者の時系列的な相関の強さの違いを踏まえ、就業者系列と失業者系列で独立にパラメータを設定（就業者： $A=0.4$, $K=0.7$ 、失業者： $A=0.3$, $K=0.4$ ）することとし、非労働力人口については、別途得られる 15 歳以上人口と労働力人口（＝就業者＋失業者）との残差として算出している(Lent *et al.* (1999))。

せる手法であることから、AK 推計値は、サンプルのローテーションバイアスが存在するため、不偏推定量ではない。しかし、仮に、時系列的にサンプルのローテーションバイアスが一定であれば、AK 推計値の前月差は不偏推定量となる。

また、AK composite estimator に必要なパラメータ A と K の選択方法について、CPS では MSE (mean squared error, 二乗平均誤差) を指標として設定¹⁷しているが、本稿では、パラメータ A と K ($0 < A < 1, 0 < K < 1$) はそれぞれ 0.1 刻みの組合せ (計 81 通り) に加え、K composite estimator (AK composite estimator において $A=0$ とした場合) で、 K が 0.1 から 0.9 までの 9 通り、さらに継続標本による前月差のみでの推計 ($A=0.0, K=1.0$) 及び公表値 ($A=0.0, K=0.0$) の 2 通りを加えた、計 92 通りの組合せ¹⁸の推計値を算出し、それらに対して季節調整を行い、得られた季節調整値 (実質金額) を指数化 (2010 年=100) することで算出される季節調整済実質指数の前月差の標準偏差¹⁹等を指標としてパラメータを選択した²⁰。

2. 家計調査の標本交替

AK composite estimator による試算結果の前に、家計調査の標本交替について触れておく。

家計調査の調査世帯の交替は調査期間の終了、調査単位区の交替及び調査市町村の交替の際に行われる。同一世帯の調査期間は、調査世帯の負担に配慮するとともに、標本を固定することによる偏りの発生を防ぐため、二人以上の世帯では 6 か月間、単身世帯では 3 か月間としている。

二人以上の世帯の標本は、大きく分けると 6 グループ²¹からなっており、これらのグループについて、開始月をずらすことで、調査世帯が交替するタイミングがずれるような標本交替が採用されている (図 9)。このような標本交替を採用しているのは、一度に交替を

¹⁷ パラメータ (A, K) の選択に関して、CPS では、月次値、前月差、年平均値の 3 指標について、 A と K の組合せごとの MSE (二乗平均誤差) を比較することで、パラメータ (A, K) を決定している。しかし、パラメータ K の上昇 (継続標本のウェイトの上昇) は、前月差の分散の減少に寄与するが、年平均値の分散を増加させる傾向があることなどから、3 指標において、MSE が全て最小になるパラメータの組合せは存在しないとしている (Lent et al.(1994), Lent et al.(1999))。このため、最終的には経験的な方法によりパラメータを決定している。また、Kumar et al.(1983)は、カナダの労働力調査に対して、AK composite estimator を適用した場合の試算を行っており、パラメータは月次値に対する MSE や分散等を指標として選択している。

¹⁸ この他、 $K=1$ とし、 A が 0.1 から 1.0 までの 10 通りについても、AK 推計値の算出を行ったものの、継続標本のウェイトの高まりによる公表値との乖離がみられるなど、パフォーマンスが高い結果は得られなかった。

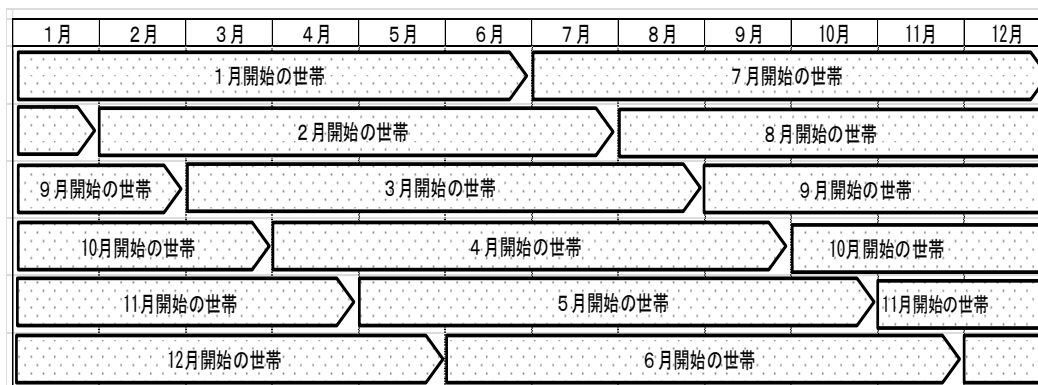
¹⁹ 前月差の標準偏差の算出に当たっては、2000 年 1 月から 2014 年 12 月までの結果を用いた。

²⁰ 本検討においても、家計調査と同様のサンプルローテーションを採用しているカナダの労働力調査に対する検討を行った Kumar et al.(1983)によるパラメータ (A, K) の選定を試みたものの、選択されたパラメータによる AK 推計値は、他のパラメータの AK 推計値や現行推計結果と比較すると、変動が大きくなってしまい、視覚的にも明らかに推計のパフォーマンスが悪かった。これは、MSE の算出に用いている AK 推計値の分散等の理論式について、その導出の際に前提としている、各月の分散は一定、当月と過去の時点との相関の強さは月差のみに依存、などの仮定 (CPS においても同様の仮定を設定) が家計調査結果には適さないことが影響していると思われる。このようなことから、本稿では、前月差の標準偏差等を指標としてパラメータを選択したが、本来パラメータの選択に当たっては、注釈 17 のとおり月次値や前月差等の分散に加え、比推定値とのバイアスも考慮する必要がある。このため、後述のブートストラップ法により算出される AK 推計値の分散及び比推定値とのバイアスから月次値、前月差、年平均値ごとに MSE をそれぞれ計算することで、パラメータを選択することも考えられる。

²¹ 厳密には、調査世帯の交替 (定期交替) は、同一調査単位区内で行われる場合と調査単位区の交替 (1 年間調査した後に交替) に伴って行われる場合があるため、12 グループに分けられる。同一調査単位区内の別の世帯と交替する場合は、調査員は再び当該調査単位区内を実地に踏査し、単位区世帯名簿 (一般単位区用、寮・寄宿舎単位区用) を補正した上で、新たな調査世帯を抽出する (詳細は、総務省統計局 (2012a) 参照)。なお、定期交替のほか、調査期間中に転居、病気及び療養等のやむを得ない理由により、世帯が調査を続けられなくなった場合も調査世帯の交替 (臨時交替) がある。

行くと、調査結果に断層が生じる可能性があるためであり、二人以上の世帯では、毎月1グループ（標本の約1/6）ずつ交替するローテーションとなっており、毎月5グループ（標本の約5/6）は前月から調査を継続させることで、前月からの結果の変動を抑制させ、できるだけ安定的な結果を得られる仕組みをとっている。

図9 家計調査の標本交替（二人以上の世帯）



3. AK composite estimator による試算結果

AK 推計値の作成に当たっては、対象系列の AK 推計値を直接作成する方法（以降、「直接方式」と呼ぶ。）のほかに、対象系列の内訳結果について、それぞれ AK 推計値を作成し、それらを足し上げることで、対象系列の AK 推計値を作成する方法（以降、「積み上げ方式」と呼ぶ。）も考えられる。このため、直接方式では、消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入について試算し、消費支出については、その内訳である10大費目別結果を用いた、積み上げ方式による試算についても、併せて行った²²。

(1) 直接方式

消費支出の AK 推計値と現行推計値について、前月差の標準偏差をみると、AK 推計値が現行推計値よりも若干小さくなった程度であり、両者の推移に違いはほとんどみられない（図10・図11）。

消費支出（除く住居等）についても、消費支出と同様、AK 推計値と現行推計値に違いはほとんどみられない（図12・図13）。

実収入についても、前月差の標準偏差は AK 推計値が現行推計値よりも小さくなっており、両者の推移をみると、AK 推計値は現行推計値に比べて、全体的にやや上方の位置

²² AK composite estimator による推計に用いたデータは、農林漁家世帯を含む二人以上の世帯の結果の公表が開始された2000年から2014年までの月次結果を用いた。また、AK composite estimator の算式（(1)式）における比推定値については、家計調査結果の公表値とし、継続標本や非継続標本による推計値については、単位区の調査開始月に基づき、それぞれの平均値を算出した。なお、単位区の調査開始月による継続標本及び非継続標本の推計については、家計調査では、調査期間（二人以上の世帯では6か月）の途中で別の世帯に交替する場合（臨時交替）などがあるため、厳密には単位区の調査開始月では、継続世帯と非継続世帯の判別はできない。このような臨時交替等に対応するには、後述の相関係数の算出の際に行った、個別データ上の世帯のマッチング（注釈30参照）が必要となる。しかしながら、調査期間中における臨時交替などは少ないため、マッチングにより得られた継続世帯及び非継続世帯を用いて推計した AK 推計値は、単位区の調査開始月による AK 推計値とほとんど相違ない結果となっている。

するバイアスがみられる(図14)。また、対前月変化率をみると、AK推計値が現行推計値よりも変動が大きくなっている月が存在するなど、AK推計値が現行推計値よりも常に安定的に推移しているとはいえない結果となっている(図15)。

図10 消費支出(季節調整済実質指数)

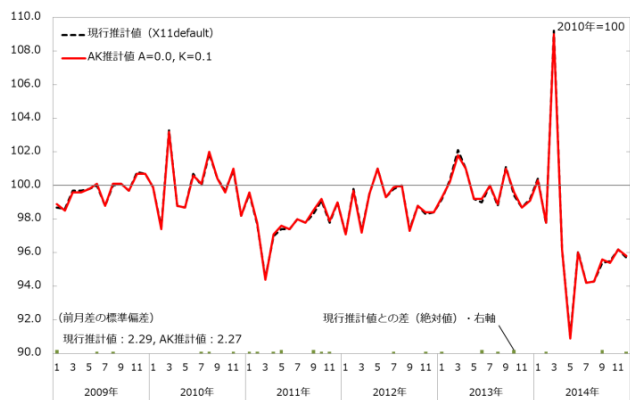


図11 消費支出(季節調整済実質指数)の対前月変化率

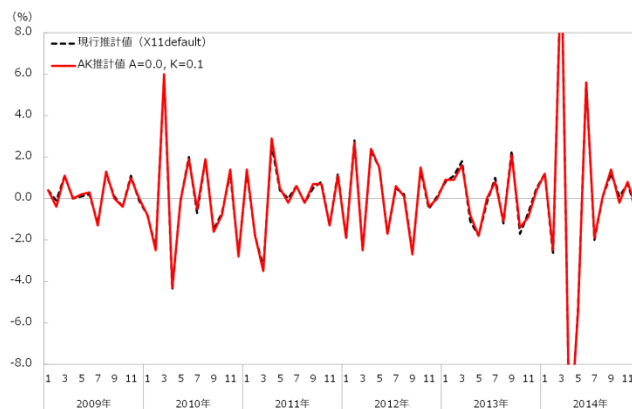


図12 消費支出(除く住居等)(季節調整済実質指数)

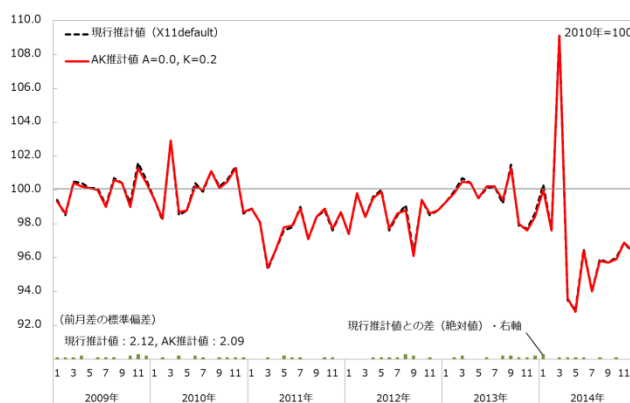


図13 消費支出(除く住居等)(季節調整済実質指数)の対前月変化率

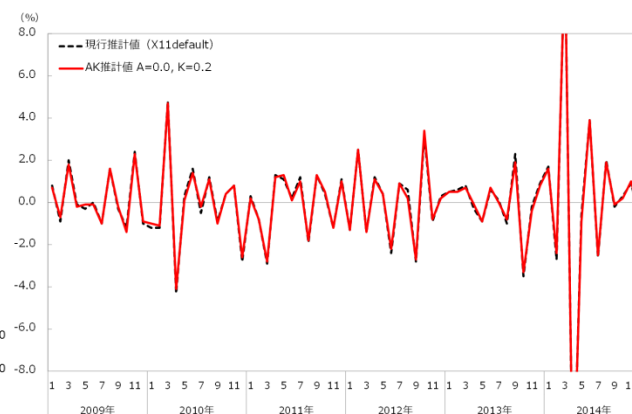


図14 実収入(季節調整済実質指数)

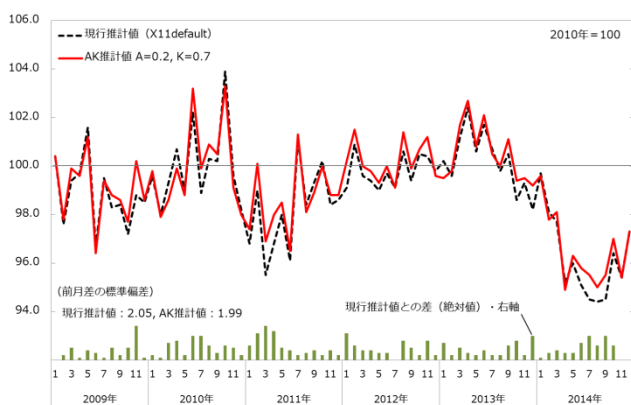
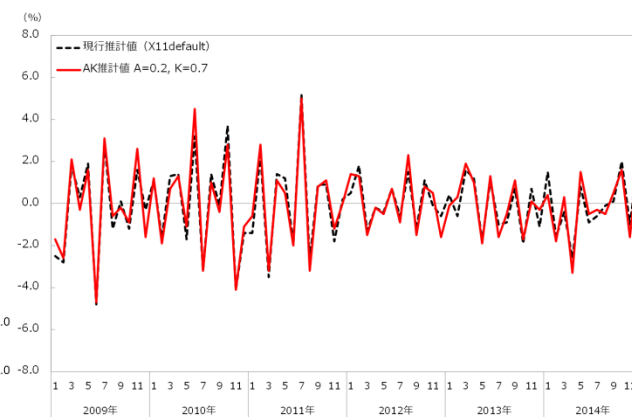


図15 実収入(季節調整済実質指数)の対前月変化率



(2) 積み上げ方式

消費支出の積み上げ方式²³の前月差の標準偏差は、現行推計値に比べて、小さくなったものの、両者の推移や対前月変化率をみると、2009年の一部期間²⁴を除けば、違いはほとんどみられない(図16・図17)。なお、積み上げ方式と直接方式のAK推計値の前月差の標準偏差を比較すると、積み上げ方式の方が若干小さくなっている。

図16 消費支出(季節調整済実質指数)
(積み上げ方式)

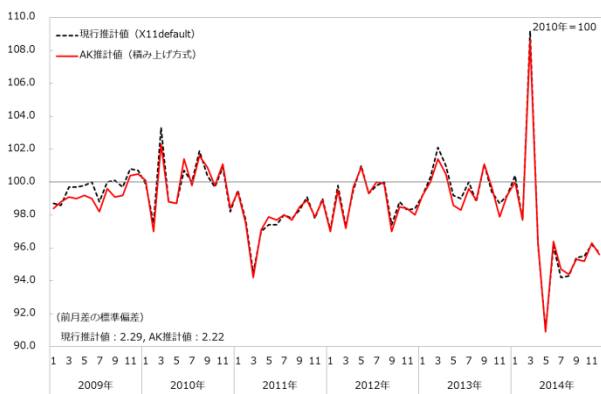
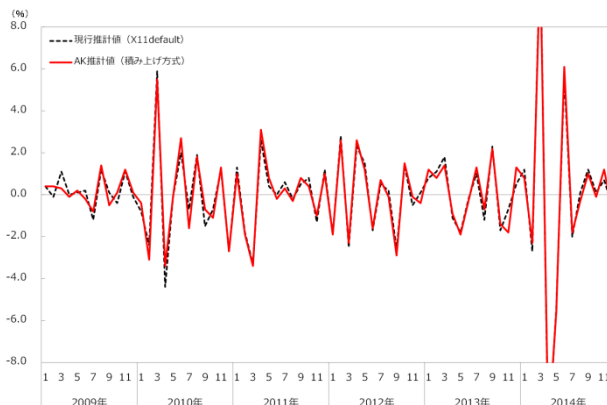


図17 消費支出(季節調整済実質指数)
の対前月変化率(積み上げ方式)



4. ブートストラップ法による誤差の評価

AK composite estimator による推計値について、パラメータ A と K の組合せごとにブートストラップ法を用いて誤差の評価を行った²⁵。評価方法は表1のとおり。なお、現在、家計調査結果の標準誤差は、層化3段抽出法の標準誤差の理論式(総務省統計局(2012a))により算出しているが、ここでは比較のため、ブートストラップ法により算出している。

表1 AK推計値及び前月比のブートストラップ標準誤差の算出方法

(1) 対象期間	2012年1月～2014年12月
(2) ブートストラップ標本の抽出方法	都市階級別(大都市、中都市、小都市 A、小都市 B・町村 ²⁶)に、対象期間の各月の標本から同数を復元抽出してブートストラップ標本を作成。
(3) AK推計値のブートストラップ標準誤差の算出方法	抽出された当月分及び前月分までの標本から作成したAK推計値の標準偏差を算出
(4) AK推計値の前月比のブートストラップ標準誤差の算出方法	(3)で求めた当月及び前月のAK推計値から作成したAK推計値の前月比の標準偏差を算出
(5) ブートストラップ反復回数	1,000回

²³ 10大費目別のAK推計値のパラメータ(A, K)については、消費支出等と同様の方法で選択し、食料(0.0, 0.8)、被服及び履物(0.0, 0.5)、保健・医療(0.0, 0.2)、交通・通信(0.2, 0.2)、教養娯楽(0.0, 0.6)、その他の消費支出(0.1, 0.3)とした。なお、住居、光熱・水道、家具・家事用品及び教育については、AK推計値が公表値よりも前月差の標準偏差が大きくなったため、公表値(A=0.0, K=0.0)としている。また、消費支出(積み上げ方式)の季節調整済実質指数については、10大費目別のAK推計値(又は公表値)の季節調整値(実質金額)を合算し、指数化(2010年=100)することで作成した。

²⁴ 2009年におけるAK推計値と現行推計値の動きの違いについては、消費支出のうち、食料のAK推計値(A=0.0, K=0.8)と現行推計値との(継続標本のウエイトの高まりによる)バイアスによるものである。

²⁵ 注釈20で述べたとおり、本検討においてはAK composite estimatorの分散等の理論式を用いた誤差の評価は適当ではないとみられることから、本稿ではブートストラップ法による誤差の評価を行っている。

²⁶ 大都市は「政令指定都市及び東京都特別区部」、中都市は「大都市を除く15万以上の市」、小都市Aは「人口5万人以上の15万未満の都市」、小都市B・町村は「人口5万未満の市及び町村」を指す。

(1) 理論式とブートストラップ法による公表値の標準誤差率

まず、ブートストラップ法により算出された公表値の月次値の標準誤差率²⁷について、理論式と比較する。

消費支出及び消費支出（除く住居等）については、実収入と比べて、ブートストラップ法と理論式の動きに違いがみられるものの、両者は総じて理論式と同様の動きをしている（図18）。また、実収入については、ブートストラップ法による標準誤差率は、一部を除けば理論式とほぼ同様の動きとなっている（図19）。なお、消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入の月次値の標準誤差率について、2012～2014年の月平均をみると、ブートストラップ法と理論式に違いはほとんどみられない²⁸。

図18 消費支出及び消費支出（除く住居等）の標準誤差率（理論式との比較）

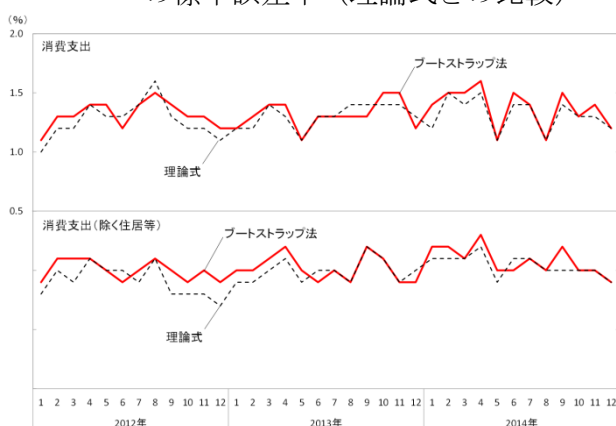
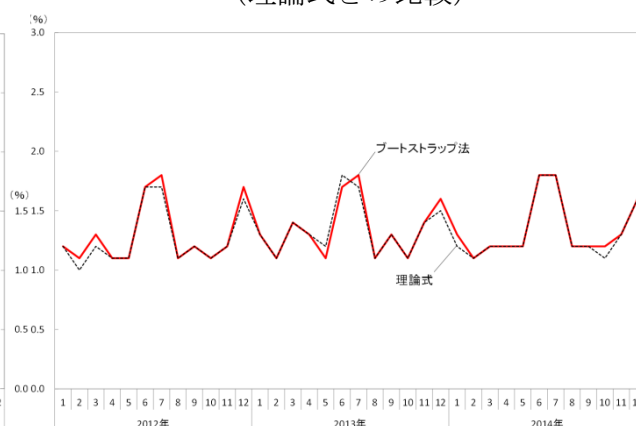


図19 実収入の標準誤差率（理論式との比較）



(2) AK推計値の前月比の標準誤差率

消費支出の前月比の標準誤差率（2012～2014年月平均）をみると、公表値（現行推計） $(A=0.0, K=0.0)$ 及びAK推計値 $(0.0, 0.1)$ で最小となっており、次いで、 $(0.0, 0.2)$ 、 $(0.1, 0.3)$ 、 $(0.1, 0.4)$ となっている（表2）。さらに、最小となった公表値 $(0.0, 0.0)$ 及びAK推計値 $(0.0, 0.1)$ の前月比の標準誤差率の推移をみると、月によって両者には上下はあるものの、大きな違いはみられない。なお、参考として、継続標本による前月差のみで推計するAK推計値 $(0.0, 1.0)$ をみると、時間の経過とともに標準誤差率が高まり、推計精度が低下する傾向がみられた（図20）。

消費支出（除く住居等）についても、消費支出と同様に、AK推計値が公表値 $(A=0.0, K=0.0)$ よりも推計精度が安定的に向上する結果とはならなかった（表3・図21）。

実収入については、AK推計値 $(A=0.0, K=0.1)$ で最小となっており、公表値 $(A=0.0, K=0.0)$ よりも低くなった（表4）。AK推計値 $(0.0, 0.1)$ について、前月比の標準誤差率の推移をみると、2013年半ば以降では、3～5月及び9～11月においてAK推計値の前月比の標準誤差率が公表値 $(0.0, 0.0)$ よりも低くなる傾向がみられたが、夏と冬のボーナス支

²⁷ 本稿では、ブートストラップ標準誤差について平均値で除した変動係数を標準誤差率としている。

²⁸ 消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入の月次値の標準誤差率について、小数第2位まででブートストラップ法と理論式を比較すると、それぞれ、消費支出(1.34%、1.30%)、消費支出(除く住居等)(1.03%、0.98%)、実収入(1.33%、1.31%)となっており、ブートストラップ法による標準誤差率は理論式に比べ、若干高くなっている。これは、本稿で行ったブートストラップ法が家計調査の標本設計に完全には対応していないことにより生じたバイアスの可能性がある。

給時期では、総じて標準誤差率の低下はみられなかった。また、AK 推計値 (0.0, 1.0) をみると、AK 推計値 (0.0, 0.1) と同様に、2013 年半ば以降では公表値よりも標準誤差率が低くなる月がみられる一方で、特に冬ボーナス支給時期において標準誤差率が非常に高まっており、標準誤差率の月平均をみると、公表値よりも高くなっている²⁹ (図 22)。

表 2 消費支出の前月比の標準誤差率 (月平均)

		A										(%)
		0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
K	0.0	1.91										
	0.1	1.91	1.93	2.05	2.23	2.52	2.83	3.17	3.59	3.95	4.36	
	0.2	1.92	1.93	2.01	2.21	2.46	2.70	3.05	3.44	3.77	4.15	
	0.3	1.94	1.92	2.00	2.15	2.37	2.64	2.94	3.28	3.60	3.96	
	0.4	1.96	1.92	1.98	2.13	2.32	2.56	2.83	3.18	3.47	3.79	
	0.5	1.99	1.95	1.98	2.09	2.29	2.49	2.73	3.01	3.34	3.66	
	0.6	2.03	1.98	2.02	2.08	2.24	2.45	2.69	2.96	3.24	3.58	
	0.7	2.07	2.00	2.00	2.07	2.07	2.42	2.63	2.89	3.14	3.42	
	0.8	2.12	2.05	2.04	2.10	2.22	2.36	2.58	2.80	3.08	3.36	
	0.9	2.22	2.11	2.11	2.13	2.24	2.38	2.58	2.82	3.01	3.30	
	1.0	2.59										

2012~2014年月平均

図 20 消費支出の前月比の標準誤差率

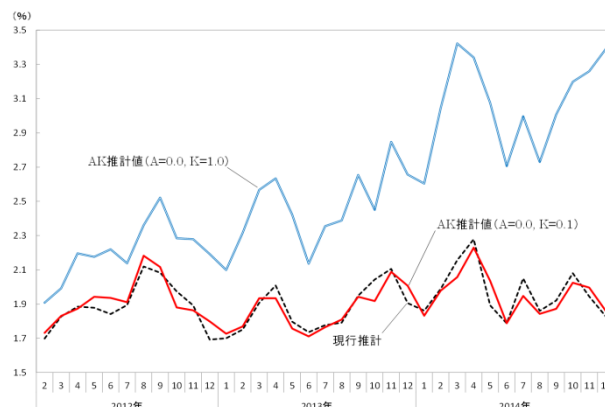


表 3 消費支出 (除く住居等) の前月比の標準誤差率 (月平均)

		A										(%)
		0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
K	0.0	1.46										
	0.1	1.48	1.52	1.63	1.84	2.07	2.33	2.64	2.96	3.29	3.62	
	0.2	1.47	1.49	1.61	1.78	1.99	2.23	2.53	2.80	3.14	3.47	
	0.3	1.49	1.49	1.58	1.73	1.93	2.17	2.44	2.69	3.01	3.31	
	0.4	1.51	1.49	1.55	1.69	1.90	2.09	2.33	2.58	2.87	3.14	
	0.5	1.51	1.50	1.55	1.66	1.83	2.02	2.25	2.48	2.76	3.01	
	0.6	1.55	1.52	1.54	1.63	1.80	1.96	2.18	2.39	2.65	2.91	
	0.7	1.56	1.53	1.55	1.62	1.93	1.92	2.09	2.32	2.54	2.78	
	0.8	1.60	1.57	1.56	1.62	1.71	1.89	2.04	2.26	2.45	2.67	
	0.9	1.71	1.61	1.59	1.63	1.72	1.84	1.99	2.16	2.35	2.55	
	1.0	1.98										

2012~2014年月平均

図 21 消費支出 (除く住居等) の前月比の標準誤差率

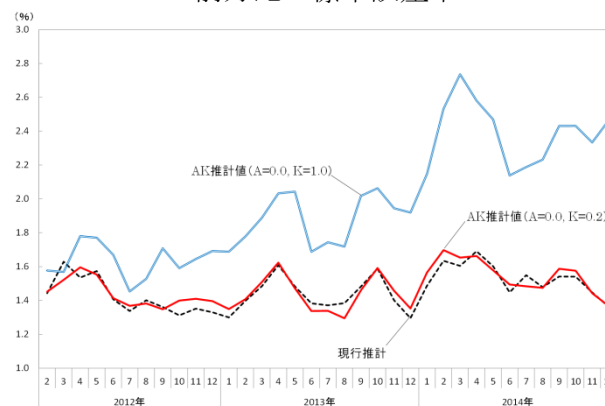
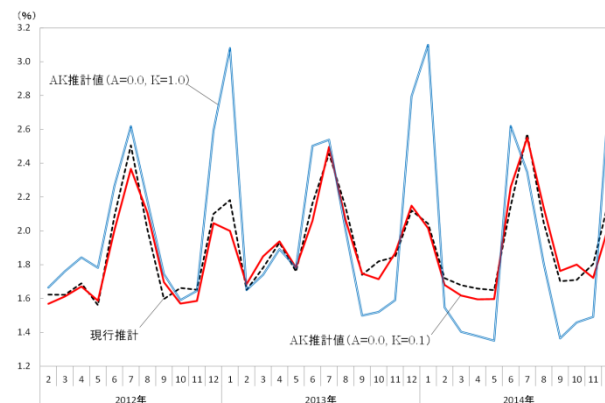


表 4 実収入の前月比の標準誤差率 (月平均)

		A										(%)
		0.0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
K	0.0	1.90										
	0.1	1.88	1.94	2.12	2.40	2.73	3.12	3.52	4.01	4.48	4.96	
	0.2	1.89	1.94	2.12	2.32	2.63	2.97	3.38	3.82	4.25	4.74	
	0.3	1.90	1.92	2.05	2.29	2.55	2.88	3.28	3.67	4.08	4.55	
	0.4	1.92	1.93	2.05	2.22	2.47	2.80	3.18	3.57	4.00	4.42	
	0.5	1.95	1.94	2.01	2.18	2.43	2.76	3.10	3.47	3.87	4.32	
	0.6	1.95	1.93	2.01	2.16	2.40	2.70	3.02	3.41	3.82	4.28	
	0.7	1.96	1.95	2.01	2.16	2.39	2.65	3.04	3.41	3.87	4.32	
	0.8	1.97	1.94	2.00	2.15	2.38	2.69	3.05	3.47	3.97	4.50	
	0.9	1.99	1.96	2.02	2.16	2.42	2.83	3.29	3.86	4.60	5.53	
	1.0	1.97										

2012~2014年月平均

図 22 実収入の前月比の標準誤差率



²⁹ 実収入について、AK 推計値 (A=0.0, K=1.0) の月次値の標準誤差率をみると、時間の経過とともに標準誤差率が高まる傾向がみられ、2012~2014 年までの月平均では、公表値 (0.0, 0.0) が 1.33%であるのに対して、AK 推計値 (0.0, 1.0) では 3.57%となっている。なお、消費支出及び消費支出(除く住居等)の月次値の標準誤差率についても、実収入と同様に、AK 推計値 (A=0.0, K=1.0) では時間の経過とともに標準誤差率が高まる傾向がみられる。

また、消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入の AK 推計値の前月比の標準誤差率について、継続標本のウエイトの高まりによる影響をみるため、パラメータ A を 0.0 とし、パラメータ K を 0.0~1.0 まで上昇させたときの前月比の標準誤差率（2012~2014年の月平均）をみると、消費支出及び消費支出（除く住居等）については、公表値（ $K=0.0$ ）の標準誤差率が最も低くなり、継続標本のウエイトの高まりによる前月比の精度向上はみられなかった。一方で、実収入については、 $K=0.1, 0.2$ のときに、わずかではあるが、公表値（ $K=0.0$ ）より低くなっている（表5）。

表5 AK 推計値（ $A=0.0$ ）の前月比の標準誤差率（再掲）

系列	公表値 $K=0.0$	パラメータ $K (A=0.0)$									
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
消費支出	1.91	1.91	1.92	1.94	1.96	1.99	2.03	2.07	2.12	2.22	2.59
消費支出(除く住居等)	1.46	1.48	1.47	1.49	1.51	1.51	1.55	1.56	1.60	1.71	1.98
実収入	1.90	1.88	1.89	1.90	1.92	1.95	1.95	1.96	1.97	1.99	1.97

2012~2014年月平均

5. 継続調査世帯における相関関係

AK composite estimator は、継続標本のウエイトを高め、対象系列の相関の強さを利用して、前月比の精度を向上させる推計方法である。そこで、消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入などの相関関係をみる。

(1) 消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入

前月と当月で調査が継続する世帯における消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入について、散布図の確認及び相関係数の算出（2000~2014年）³⁰を行った。

消費支出の相関係数は 0.2~0.45 程度（月平均:0.36）で推移しており、また、消費支出（除く住居等）は 0.4~0.6 程度（月平均:0.53）で推移しており、いずれも相関は弱い（図 23）。

実収入は 0.2~0.8 程度（月平均:0.65）で推移³¹しており、夏のボーナス支給時期に当たる7月において最も低くなっている（図 24）。また、冬のボーナス支給時期に当たる12月も7月ほどではないが、相関係数の低下が見られるなど、相関係数の推移は安定していない。このボーナス支給時期における相関係数の低下³²については、支給月のズレ（6月又は7月支給）やボーナスの支給月数の違いが要因として考えられる。

³⁰ 前月と当月における調査継続世帯の抽出に当たっては、家計調査の個票データには、同一世帯を異なる月で追跡できるようなフラグ等は存在しないため、個票データ上での世帯のマッチングが必要となる。マッチングに用いた情報（マッチングキー）は、宇南山（2008）を参考に、「市町村符号」「集計開始月」「農林・非農林の別」「世帯区分」「一連世帯番号」を使用し、「調査開始月」については、調査単位区のうち1度目の単位区には「1」、2度目の単位区には「2」を開始月にそれぞれ付加し、「農林・非農林の別」及び「世帯区分」については、区分変更があったコードは変更前コードに置換している。なお、「市町村符号」については、本稿は、パネルデータの構築が目的ではなく、相関関係の把握が目的であるため、宇南山（2008）が行っている、調査期間中に市町村合併によって「市町村符号」に変更があったレコードの対応を行っておらず、該当レコードはマッチングの際に脱落している。

³¹ 実収入の相関係数の算出に当たっては、高額な実収入を持つレコードが相関係数を大きくゆがめることがあるため、このようなレコードは除いている。なお、このようなレコードの除去は、2000年~2014年までの月平均で0.6レコード程度である。

³² ボーナス支給時期における相関係数の低下に関しては、毎月勤労統計調査（厚生労働省）において、前月と当月とも調査された事業所の「現金給与総額」の相関係数でもほぼ同様の傾向がみられる（樋田（2014））。

図 23 消費支出及び消費支出（除く住居等）の相関係数

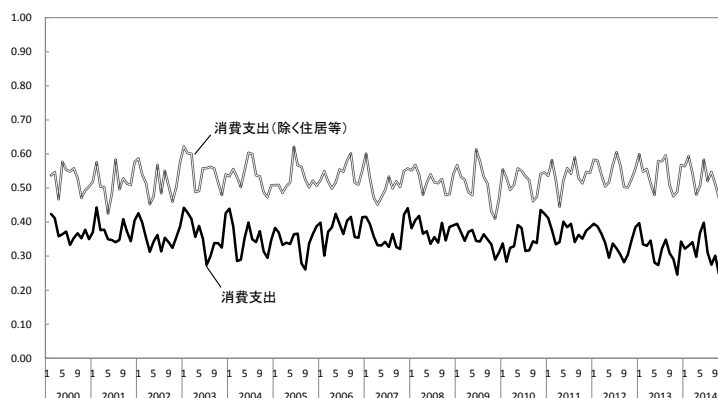
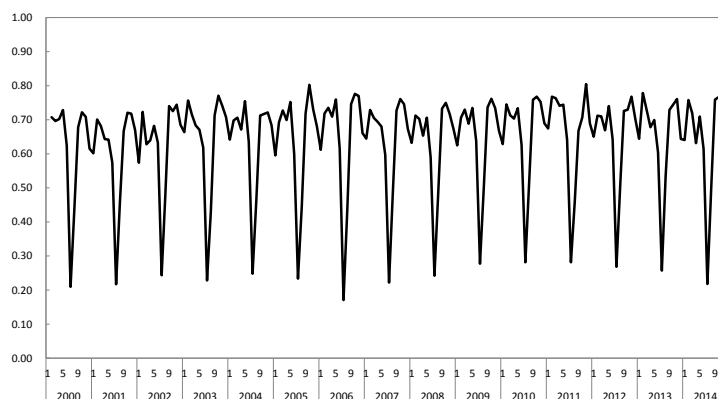


図 24 実収入の相関係数



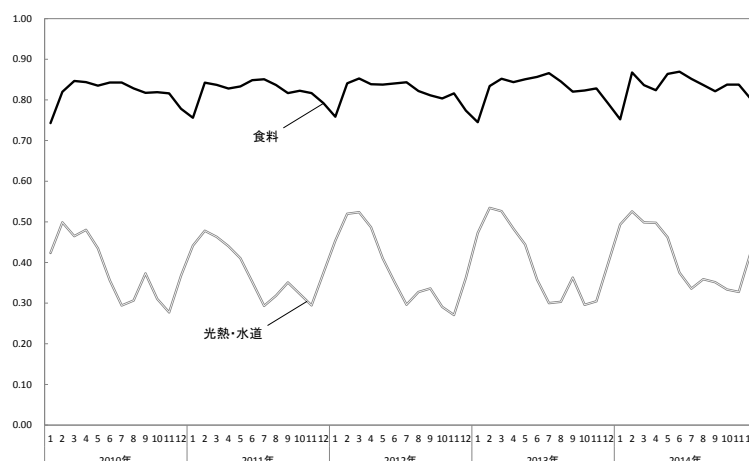
(2) 10大費目別結果

次に、消費支出の相関の弱さの要因をみるため、消費支出の内訳である10大費目別（食料、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、教養娯楽及びその他の消費支出）に2010～2014年までの相関関係をみると、「食料」では、12月や1月の年末年始において相関係数がやや低下する傾向がみられるものの、0.75～0.85程度（月平均：0.82）で安定して推移している。また、「光熱・水道」は、0.3～0.5程度（月平均：0.39）で推移しており、12～2月にかけて上昇し、それ以降は7月にかけて低下し、8～11月の時期が1年を通して、最も低くなる傾向がみられる（図25）。「光熱・水道」は、経常的な支出ではあるものの、複数月分をまとめた料金の支払いがあること、また、気温や天気などの天候要因などの影響を受けるためか、相関は弱い。

なお、「食料」及び「光熱・水道」以外の10大費目については、散布図を確認すると、前月は支出が多かった（少なかった）が、当月の支出は少なかった（多かった）、前月と当月の支出は同等、といったように、世帯の支出にはバラツキがみられ、相関は弱くなっている³³。

³³ 「住居」「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」及び「その他の消費支出」の相関係数について、それぞれ算出すると、2010～2014年までの月平均で、0.11、0.11、0.31、0.02、0.04、0.24、0.25、0.31となっており、いずれの費目においても相関は弱い。

図25 食料、光熱・水道の相関係数



6. 前月差の分散と相関関係

先述のとおり消費支出や消費支出（除く住居等）の当月と前月の相関は弱く、また、実収入については、7月付近で相関が低くなっているなど相関関係は時系列的に安定していなかった。ここでは、前月差の分散と相関関係や毎月の標本に占める継続標本の割合との関係について考えてみる。

ここで、当月と前月で共通する標本（継続標本）の割合を P 、継続標本の当月と前月の相関係数を ρ 、当月と前月における母分散が一定であると仮定すると、 t 月の調査結果 Y_t の前月差の分散は、

$$V(Y_t - Y_{t-1}) \cong 2(1 - \rho P)V(Y_t) \quad \dots\dots\dots (4)$$

となる。(4) 式の第2項は、対象の結果系列における相関関係や継続標本の割合によって決まる、前月差の分散の減少に寄与する項となっている。第2項の係数は ρ と P の積となっており、結果系列の相関係数 ρ が低い（相関が弱い）場合、調査実施主体においてコントロールが可能な継続標本の割合 P を高めることによる前月差の分散の減少幅は小さくなる。

継続標本の割合 P を高めることは、AK composite estimator において、パラメータ K を上昇させる（継続標本のウェイトを高める）ことと同様の効果をもたらす。しかし、家計調査における毎月の標本に占める継続標本の割合 P は約 $5/6$ （約 83%）と、CPS や労働力調査（総務省）と比べてもすでに高い水準³⁴にあるため、継続標本の割合 P を高める（AK composite estimator において、パラメータ K を上昇させる（継続標本のウェイトを高める））ことによって前月差の分散が減少する余地はあまりない。加えて、継続標本の当月と前月の相関が総じて弱い傾向にある家計調査結果では、継続標本の割合 P を高めることによる前月差の分散が減少する余地はさらに小さくなることから、結果系列の時系列的な安定性をさらに高める効果はほとんど望めない。

以上のことから、AK composite estimator による推計結果は、現行推計値と比較するとほ

³⁴ 労働力調査（総務省）では、調査対象となった住戸は2か月連続で調査された後、12か月後、さらに2か月連続で計4回調査(2-12-2(4))され、毎月標本の50%が継続する。また、米国のCurrent Population Survey (CPS) では4-8-4(8)のローテーション方式となっており、毎月標本の75%が継続する。

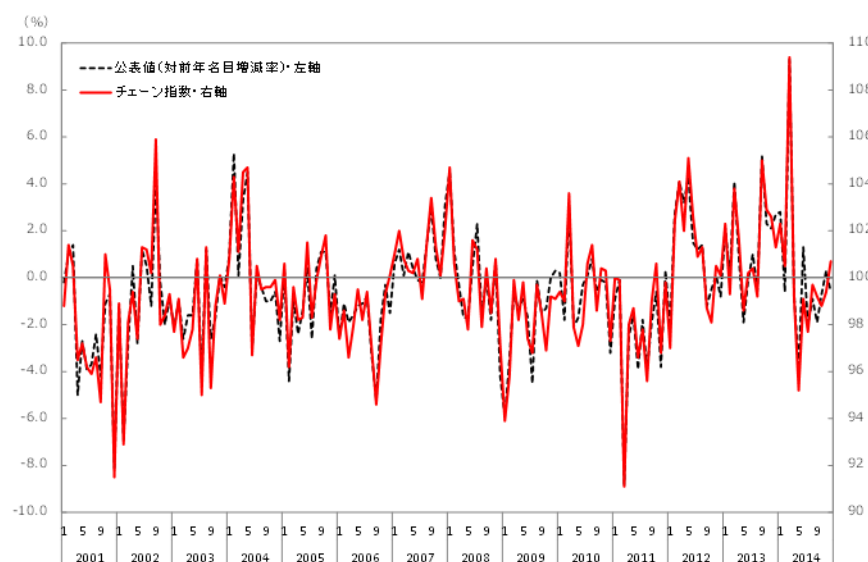
とんど相違がない結果となったとみられる。

7. これまでの家計調査の継続標本に関する検討

これまでも、より精度良く消費動向を把握するために、家計調査が同一世帯を6か月間継続して調査を行うことを利用した検討は以前からあり、例えば、冒頭で述べた「個人消費動向把握手法改善のための研究会」では、家計調査の継続標本について前月比を計算し、それをつなぎ、前年同月比に対応する「チェーン指数」の試算がなされたが、試算結果は対前年同月名目増減率とほとんど変わらない結果となっている（経済企画庁・総務庁（2000））。

実際に、2001年以降の消費支出のチェーン指数を同様に試算すると、チェーン指数が対前年同月名目増減率（公表値）よりも常に安定的に推移しているとはいえない結果となっている（図26）。

図26 消費支出のチェーン指数及び対前年同月名目増減率



また、2012年に開催された「家計調査等改善検討会（第4回）」では、二人以上の世帯における全標本（＝継続標本＋非継続標本）及び継続標本の前月比の標準誤差率（2010年）について、消費支出及び10大費目別にそれぞれ試算³⁵している（総務省統計局（2012b））。これによれば、消費支出では、継続標本の前月比の標準誤差率は全標本に比べて大きくなっており、標準誤差率の低下はみられなかった。そして、10大費目別では、継続標本の前月比の標準誤差率が全標本を下回ったのは、「食料」のみであり、「食料」を除く10大費目においては標準誤差率の低下はみられなかった。この「食料」における標準誤差率の低下は、先述の「食料」の相関の強さによるものとみられる。

³⁵ ここでの前月比の標準誤差率は、副標本法を用いて算出された当月と前月の差額の標準誤差を前月の支出金額で除することで算出している。詳細は、総務省統計局（2012b）を参照。

IV. まとめ

本稿では、家計調査結果における消費支出や実収入等の基調の把握に資する推計方法として、「3か月後方移動平均」及び「AK composite estimator」の利用可能性について検討を行った。

AK composite estimator については、推計値の推移や誤差の評価に関して現行の推計結果と比較したところ、前月比の精度向上に資する結果はほとんどみられなかった。これについては、家計調査は世帯における日々の支出を調査したものであり、世帯の支出は、天候（猛暑、多雨、大雪、台風等）、カレンダー（休日数、連休の有無等）、慣行（セールの有無・時期のズレ等）、政府施策（家電エコポイント制度、エコカー補助金制度等）など、その時々様々な要因による影響を受ける。つまり、家計の支出自体にも振れが存在（會田（2000））することから、家計調査の結果系列における当月と前月の相関は総じて弱く、また、家計調査における毎月の標本に占める継続標本の割合はすでに高い水準にある。このため、継続標本のウエイトを高め、対象系列の相関の強さを利用して、前月比の精度を向上させる AK composite estimator による効果は限定的となったとみられる。これは、現行の家計調査における継続標本を利用することで、結果系列の時系列的な安定性をさらに高めることは困難であることを示唆している。また、AK composite estimator におけるパラメータ (A, K) の選択に当たっては、現状では理論的な方法ではなく、経験的な方法が採られている(Shao *et al.*(2014))ため、客観的な判断基準に基づくパラメータの選択が困難な場合が存在するという問題がある。

3か月後方移動平均については、消費支出や消費支出（除く住居等）では、2014年4月の消費税率引上げ前後の動きなどの一時的な変動が均されてしまい、実態と異なる動きとなってしまうものの、短期的な振れが均され、結果の基調が読みやすくなることが確認された。また、本稿では、消費支出、消費支出（除く住居等）及び実収入に対して、3か月後方移動平均を直接適用したが、別の方法として、対象とする系列の内訳項目に対して、3か月後方移動平均を適用し、それらの内訳項目を合算することも考えられる。例えば、消費支出であれば、その内訳項目である10大費目別、または、さらに下位の品目レベルにおいて、金額の規模や変動の大きさなども踏まえ、必要に応じて3か月後方移動平均を行い、それらの内訳項目を合算することで、消費支出を算出することも考えられる。これについては、移動平均を適用する費目や品目の範囲の妥当性等を含めた検討が必要となり、今後の課題である。

参考文献

- [1] Bailar, B. (1975), “The Effects of Rotation Group Bias on Estimates from Panel Surveys,” *Journal of the American Statistical Association*, 70, 23-30
- [2] Gambino, J.G. and Silva, P.L.N. (2009), “Sampling and Estimation in Household Surveys,” *Sample Surveys: Design, Methods and Applications*, Vol. 29A
- [3] Huang, E.T. and Ernst, L.R. (1981), “Comparison of an alternative estimation to the current composite estimator in CPS,” *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 303-308
- [4] Kumar, S. and Lee, H. (1983), “Evaluation of Composite Estimation for the Canadian Labour force Survey,” *Survey Methodology*, 9, 178-201
- [5] Lent, J., Miller, S. and Cantwell, P. (1994). “Composite Weights for the Current Population Survey,” *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 867-872
- [6] Lent, J., Miller, S., Cantwell, P. and Duff, M. (1999), “Effects of Composite Weights on Some Estimates from the Current Population Survey,” *Journal of Official Statistics*, Vol. 15, No. 3, 431-438
- [7] Shao, J., Yu, Z. and Cheng, Y., (2014), “Optimal AK Composite Estimators in Current Population Survey,” *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 2613-2622
- [8] U.S. Census Bureau (2006), “Current Population Survey, design and methodology,” *Technical Paper 66*
- [9] 會田雅人 (2000) 「家計調査批判への反論」『週刊東洋経済』8月12-19日号
- [10] 宇南山卓 (2008) 『「家計調査」を用いた長期データの作成と応用：パネルデータによる家計消費の分析』『統計研修所リサーチペーパー』第10号
- [11] 経済企画庁・総務庁 (2000) 『個人消費動向把握手法改善のための研究会－中間報告－』
- [12] 総務省統計局 (2012a) 「家計調査 標本設計の概要 (平成25年)」
- [13] 総務省統計局 (2012b) 「家計調査等改善検討会(第4回)」資料1-3 「家計調査等の見直しによる結果の安定性への影響の試算について」
- [14] 樋田勉 (2014) 「毎月勤労統計調査における所定内給与等の推定方法の改善について」『情報学研究 *Journal of informatics*』 Vol.3, 14-25, 2014-01
- [15] 松井博 (2005) 『標本調査法入門』財団法人日本統計協会
- [16] 三菱総合研究所 (2014) 「平成25年度商業動態統計調査における標本設計及び特定サービス産業動態統計調査の調査方法等に関する調査研究」