

DISCUSSION PAPER SERIES

ERSS J17-01

Web 調査データに基づく事後層化を用いた
「あおぞら・上智シニア消費指数（原系列）」の算出

上智大学 竹内（野木森）明香

上智大学 浦川弘亨

上智大学 呉中洲

2017 年 8月



ECONOMIC RESEARCH SOCIETY
OF SOPHIA UNIVERSITY

KIOICHO, CHIYODA-KU, TOKYO 102-8554, JAPAN

Web 調査データに基づく事後層化を用いた「あおぞら・上智シニア消費指数（原系列）」の算出*

竹内（野木森）明香[†]

浦川弘亨[‡]

呉中洲[§]

2017年8月

1 はじめに

総務省統計局の人口推計（平成28年10月1日現在）によると、65歳以上人口の割合は上昇が続き、初めて27%を超えるとの報告がなされている。シニア層の人口の割合は、今後も上昇を続けると予想されており、シニア層の消費動向の経済全体への影響は、より大きなものになると考えられる。本稿は、シニア層の消費心理を示すような指数を、選択式のアンケート調査を利用して作成することを目的としている。提案する指数は、あおぞら上智シニア消費指数（Aozora Sophia Senior Consumption Trend Index）である。

アンケート方法には、訪問面接、Web調査、郵送調査などがあるが、本稿ではWeb調査を採用している。独立行政法人労働政策研究・研修機構 [2005] でも、従来型の調査に利用していた住民基本台帳の利用が制限されていること、従来型の調査の回収率の低下などをあげ、従来型の調査が難しくなってきたことを指摘している。Web調査のメリットとして、三輪 [2009] では、コストが安く、調査実施から結果報告までが極めて短時間で

* 本稿はあおぞら銀行・上智大学の共同研究プロジェクトの1つである。本稿の執筆にあたり、あおぞら銀行リテール戦略部小林均夫氏、平山英輔氏、前原雄太氏、上智大学経済学部経営学科新井範子教授、上智大学経済学部経済学科出島敬久教授、日本経済研究センター小野寺敬氏、宮崎孝史氏には、多くの有益なコメントをいただいた。ここに、感謝の意を述べたい。ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。最後に、本稿は、前述の共同プロジェクトにより助成を受けている。

[†] 上智大学経済学部. asuka.takeuchi@sophia.ac.jp

[‡] 上智大学経済研究科

[§] 上智大学経済学部竹内ゼミ

できることを挙げている。しかし、Web 調査には、前述のメリットのほかに、デメリットも指摘されている。例えば、三輪 [2009] では、標本設計、質問への回答段階などを含む伝統的な方法との違いが大きく、回答に偏りが発生するという疑念を挙げている。Web 調査データを利用した研究を行うためには、この回答の偏りをいかに修正するかが課題の一つである。

指数作成の手順のうち、本稿では標本調査について重点を置いている。従来型の調査方法に基づいた指数作成の基本的な手順は、梅田・宇都宮 [2009] の 3 章にまとめられており、1 段階目が標本調査、2 段階目が得られた標本調査に基づいた加工集計である。1 段階目の標本調査は、さらに分割でき、調査対象者の選定と、無回答や欠損値などの事後修正に分けられる。2 段階目の加工集計には、平均値の算出や指数化、季節調整が含まれる。

前述の調査対象者の選定方法の一つとして、層化抽出 (stratified sampling, 層別抽出ともいう) が挙げられる。¹層化抽出の手順は、まず最初に、母集団に対応する住民基本台帳などのリスト (以下、母集団名簿) を用意し、そのリストを層 (stratum) とよばれるいくつかのグループに分割する。この層の中は、等質であることが望ましい。その後、層ごとに確率的に標本を抽出するというものである。例えば東京都の 20 代にアンケートをとりたい場合、女性と男性に分割した層を作成し、女性の層でサンプリング、男性の層でサンプリングを行うというものである。既存の選択式アンケート調査として、日本銀行による日銀短観では業種別・規模別に企業リストの区分を作成している。また、日本銀行による生活意識に関するアンケート調査では、層化抽出の発展した手法である、層化 2 段無作為抽出法が採用されている。海外の調査の例として、アメリカの ISM (Institute for Supply Management) が公表している Purchasing Managers' Index (PMI) では GDP 構成比によって層化した標本抽出を行っている。

従来型の調査方法では、母集団名簿を利用した標本抽出が行われているが、多くの Web 調査では行うことができない。既存の選択式アンケート調査に基づく指数・調査では、母集

¹ その他の手法については、Cochran [1977]、Lohr [1999]、松田他 [2000] を参照のこと

団名簿を明記しているものとして以下があげられる。The National Housing Survey²の結果を用いた The Home Purchase Sentiment Index(HPSI) は American Community Survey、内閣府による消費動向指数（消費者態度指数と消費者意識指標を含む）は国勢調査、日銀短観は総務省の事業所企業統計調査を使用している。また、前述の層化抽出を行っている生活意識に関するアンケート調査、PMI も、何らかの母集団名簿を利用している。Web 調査の欠点の 1 つが母集団名簿を利用できないことであり、そのことに起因して標本調査の誤差が生じてしまう。詳細は、本文中で解説を行う。

よく適用される Web 調査の誤差の補正方法として、事後層化 (poststratified weighting もしくは poststratified) と傾向スコア重みづけ補正法 (propensity score weighting) が挙げられる³。事後層化は、アンケート回答者を、性別や年齢などによって均一なグループ（層）にわけ、対応する母集団の層にふくまれる人数の比率でウェイト付けするという方法である。傾向スコア重みづけ補正法は、Web 調査だけでなく補正するための従来型調査を行い、従来型の調査結果を使用して、ウェイトを複数の変数の関数として推定し、Web 調査の内容を補正する方法である。たとえば、Web 調査の回答者である場合 1 となり、その他の場合 0 となる変数を被説明変数とし、性別やリスク性を表す変数を説明変数として、ロジット分析を行うという例が挙げられる。調査を複数回繰り返す場合は、ある時点で作成した傾向スコアをその後の調査に利用するという方法がとれる。ただし、佐藤 [2009] では、時点の違う傾向スコアで補正を行ったところ、有効な補正が行えなかったことを指摘している。そのうえで、本稿では、独立行政法人労働政策研究・研修機構 [2005] で、補正方法についてコンセンサスがとれていないため複雑な補正を行うのは望ましくないと提言されていること、データの調査回数が少なく傾向スコア重みづけ補正法を適用するにはデータが不十分であることから、事後層化を利用した補正を採用した。

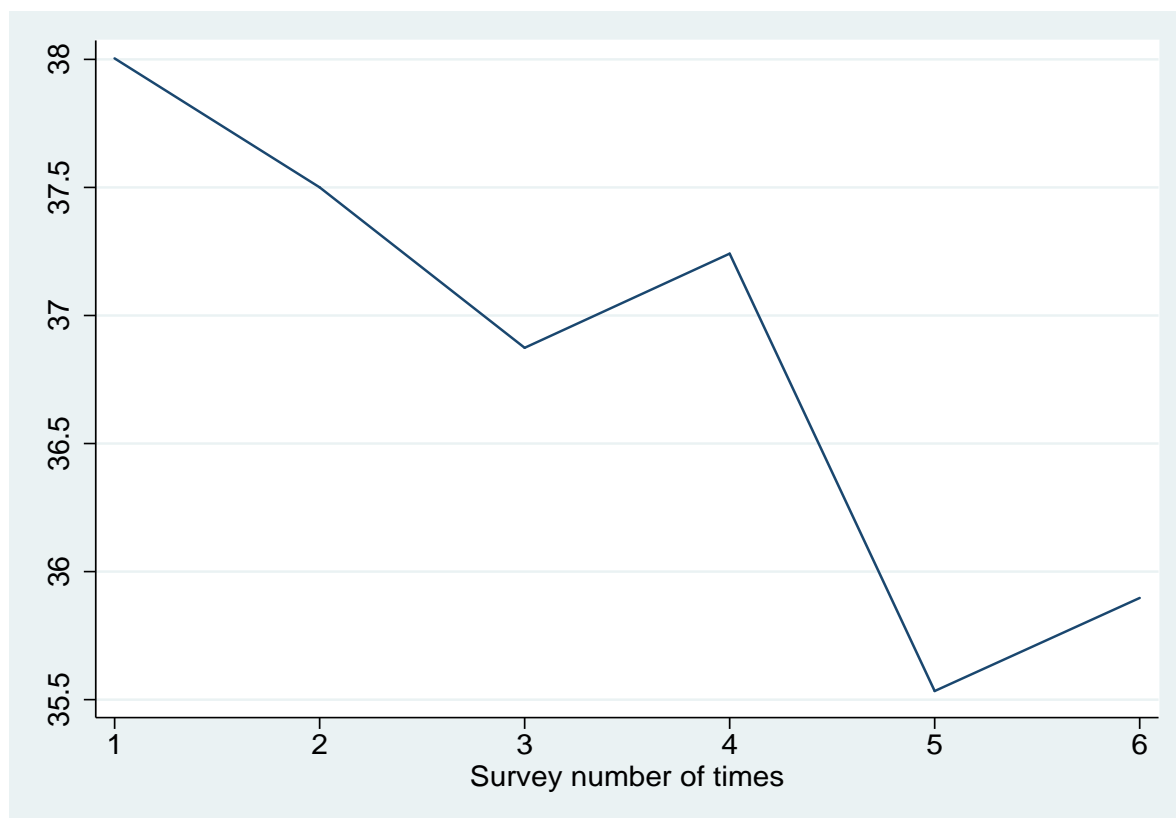
本稿で提案する指数は図.1 に示す系列である。季節調整を行っていないという意味で、

² Cai et al. [2015], FannieMae [2015] を参照のこと。

³ 吉村 [2003] では、事後層化を傾向スコアウェイト法に属する直接加重修正として解説している

本稿で提案する指数をあおぞら上智シニア消費指数 (原系列) と表記している。以下では、シニアの消費指数と表記することとする。

図1 あおぞら上智シニア消費指数 (原系列)



2 質問項目とアンケート方法

シニアの消費指数は、選択式アンケート調査を基として構成されている。アンケートは楽天リサーチ株式会社 (Rakuten Research, Inc.) に依頼し、毎月 1000 人ずつインターネットによって実施している。シニアの消費指数の標本数は、日銀短観や消費動向指数、消費者意識指標と比較すると小さい。しかし、PMI は 400 社以上のサプライマネジメントの責任者が対象となっており、HPSI は、シニアの消費指数と同様に 1000 人に対して

電話調査を実施している。⁴

質問項目は表.1 の 10 項目であり、5 択 (当てはまる/やや当てはまる/どちらでもない/当てはまらない/やや当てはまらない) となっている。質問内容については、インタビュー

表 1 質問項目一覧

質問番号	質問項目
質問 1	来月は今月よりお金を使いたい
質問 2	来月は今月より支出が増えそう
質問 3	3 か月以内に旅行するつもりだ
質問 4	レジャーや趣味への出費を増やすつもりだ
質問 5	1 か月以内に、友達と外出するつもりだ
質問 6	来月は趣味のための出費を増やしたい
質問 7	耐久消費財 (家具や家電など長く使う物) などの買い時としてはいいタイミングだ
質問 8	掃除等の家事代行サービスへの出費を増やすつもりだ
質問 9	1 か月以内に新しい服を買うつもりだ
質問 10	来月は外食を増やしたい

と予備調査をもとに検討をおこなった。最初に久田満教授 (上智大学総合人間科学部心理学科) によるシニア層に対する対面カウンセリングを行った。その結果をもとに、新井範子教授 (上智大学経済学部経営学科) と出島敬久教授 (上智大学経済学部経済学科) とともに 75 項目の質問項目を作成し予備調査を実施した。新井範子教授 (上智大学経済学部経営学科) の予備調査の因子分析から、消費要因、しあわせ要因が、シニアの消費心理に影響するという結果が得られた。その結果を受け、出島敬久教授 (上智大学経済学部経済学科) とともに Stepwise 法の推定結果を基準として、独立な要因を含む上記の質問 20 項目を採用した。久田・新井の分析結果および Stepwise 法の詳細については割愛する。

⁴ The National Housing Survey の詳細については、FannieMae [2015] を参照のこと。

5 択の回答は以下の数値へ変換している。

$$\left\{ \begin{array}{ll} \text{当てはまる} & 100 \\ \text{やや当てはまる} & 75 \\ \text{どちらでもない} & 50 \\ \text{やや当てはまらない} & 25 \\ \text{当てはまらない} & 0 \end{array} \right. \quad (2.1)$$

上記数値を 100 で割ったとき、最小値ゼロ、最大値が 1 となる。このような最小値をゼロ最大値を 1 とした数値変換を行っている既存研究として、消費動向指数と PMI が挙げられる。

3 Diffusion Index の算出

以下では、Diffusion Index(DI) の導出方法を解説する。まず最初に、Web 調査で生じると指摘されている誤差（標本調査の段階で生じる誤差）について、先行研究をもとに紹介をする。その後、各質問項目の平均の推定について紹介し、最後に指数の算出方法を述べる。

3.1 事後層化 (Poststratified)

選択式の Web 調査で特に問題とされるのは、カバレッジ誤差と呼ばれる誤差である。以下では、先行研究（佐藤 [2009] 独立行政法人労働政策研究・研修機構 [2005] 吉村 [2003]）で指摘された Web 調査の問題点を要約する。標本誤差の詳細については、APPENDIX を参照のこと。

Web 調査で誤差が生じるといわれる原因は次の点である。まず、ウェブ調査の場合、回答者はサイト登録者である。しかし、サイト登録者は、自主的に登録するため、本来調査したい母集団とは異なる可能性が高い。次に、Web 調査は、問題を提示し、回答者が規定数に達すると終了という手順をとることが多い。さらに、Web 調査の登録者は、回答に対して支払われる謝礼をえるために登録している、プロの回答集団 (professional respondents) が多く含まれ、早く回答したものが優先されることで、プロの回答集団の割合が増加するといわれている。そのため、サイト登録者（枠母集団）がたとえ本来調査し

たい母集団を代表するものであったと仮定したとしても誤差が含まれる。最後に、無回答者の情報が得られないため、無回答者の割合も属性も知ることができない。

このような Web 調査の誤差を修正する方法の 1 つとして、事後層化 (poststratified weighting もしくは poststratified) が挙げられる。⁵ 事後層化とは、簡単にいえば、すでに得られた調査結果を、あたかも母集団名簿を利用した層化抽出という手段を用いて得られたものと仮定して、その合計値や平均値を算出する方法である。基本的には、得られた標本を、性別や年齢別などのグループ (層) に分割し、各層ごとに独立に標本が得られていると仮定して推定を行う方法である。通常の層化抽出を行った場合の平均の推定方法と等しくなる。

一般的に、事後層化で、標本抽出による偏りを除去し、推定値の分散を低くするためには、松田他 [2000] より、次の 2 つの仮定が必要となる。1 点目は、事後層内を同質とし、回答メカニズムを独立的とみなせる場合、2 点目は、事後層内に十分な解答単位を確保できることである。

1 点目の仮定については満たされていると仮定した。Web 調査の場合、どのような属性の人が欠損値であるかを判別することができない。したがって、回答者に含まれない個人には、欠損値 (無回答) と、解答しようとしていたが締め切られた人と、枠母集団 (サイト登録者) に含まれていない人という分類ができる。本稿は、これらの回答者に含まれない個人 (以下、無回答とよぶ) にたいして、まとめて、事後層化という手法を用いて修正を行った。この処理を行うにあたり、無回答者の回答の平均値は、回答者の回答と同じ平均値であるという仮定をおいている。したがって、前述した、プロの回答者の存在等は、この修正では考慮されていない。⁶ 2 点目の仮定については、Cochran [1977] に示されている、事後層化した各層の標本数が 20 以上という値を満たすように、層化の調整を行っ

⁵ 最もよく使われるのは、欠損値 (nonresponse) の対処のためである。既存の統計調査の欠損値の対処方法は宇都宮・園田 [2001] にまとめられている。

⁶ Web 調査で事前割り付けを利用して標本抽出することも可能である。その場合でも、すでに登録された名簿を使用すること、回答が早い順であることは変わらないため、本稿と同様に、プロの回答集団による偏りや、ネット利用者とサイト登録やの方よりは補正することができない。四方他 [2012] はネットマイリサーチによる事前割り付けを利用した調査データを利用して分析をおこなっている。

ている。

3.2 層化抽出

以下では、有限母集団から層化抽出を行った場合の平均の推定量を紹介する。詳細に解説した文献として、Cochran [1977]、Lohr [1999]、松田他 [2000] が挙げられ、これら文献にしたがって解説を行っている。

まず、最初に層化 (stratified) の対象となる母集団を有限母集団とよぶ。松田他 [2000] では、この有限母集団を、個人、世帯、企業などからなる有限の母集団と定義している。また、標本調査で利用するリストを母集団名簿としている。⁷

有限母集団について記号を定義する。有限母集団 U を、性別や年齢などにより、 L 個の層 (U_1, \dots, U_L) に分割し、各層の大きさを $N_h (h = 1, 2, \dots, L)$ とする。有限母集団全体の大きさは、 $N = \sum_{h=1}^L N_h$ である。各層の相対的な大きさを、 $W_h = N_h/N$ とする。有限母集団に含まれる調査変数を $y_{hi} (h = 1, \dots, L, i = 1, \dots, N_h)$ として表記する。推定の目的である、母集団平均については、以下で定義できる。

$$\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} y_{hi} \quad (3.2)$$

また、母集団層平均と、母集団層分散を、以下で定義する。

$$\begin{aligned} \bar{Y}_h &= \frac{1}{N_h} \sum_{i=1}^{N_h} y_{hi} \\ S_h^2 &= \frac{1}{N_h - 1} \sum_{i=1}^{N_h} (y_{hi} - \bar{Y}_h)^2 \end{aligned} \quad (3.3)$$

各層から非復元単純無作為抽出によって標本が抽出された場合の標本についての記号を以下に定義する。第 h 層の標本の大きさを n_h し、全体の標本数を $n = \sum_h n_h$ とする。標本に含まれる調査変数は、有限母集団に含まれる調査変数と同じ記号を用いて、

⁷ その他に有限母集団モデルの議論を単純化するための工夫である超母集団 (superpopulation) の 2 種類に定義している。超母集団からの実現値の一つとして、有限母集団をみなす理論である。

$y_{hi}(h = 1, \dots, L, i = 1, \dots, n_h)$ として表記する。層 h の標本層平均を以下で定義する。

$$\bar{y}_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} y_{hi} \quad (3.4)$$

ここで \bar{y}_h は $E(\bar{y}_h) = \bar{Y}_h$ となり、不偏推定量であるとする。

層化抽出を行った場合の母集団平均 \bar{y} の不偏推定量は、以下の式で表記される。

$$\bar{y}_{ST} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h \bar{y}_h = \sum_h W_h \bar{y}_h \quad (3.5)$$

松田他 [2000] では、この式のウェイトが、標本ウェイト $w_h = n_h/n$ ではなく、母集団ウェイトであることに注意するよう述べている。証明については APPEDIX を参照のこと。

推定量 \bar{y}_{ST} の分散は、Cochran [1977] の Theorem 5.2 と 5.3 より、

$$V(\bar{y}_{ST}) = \sum_{h=1}^L W_h^2 V(\bar{y}_h) \quad (3.6)$$

となる。ここで、層ごとの標本平均の分散は、有限母集団からの非復元単純無作為抽出を前提とすると、以下の式で定義される。

$$V(\bar{y}_h) = \frac{S_h^2}{n_h} \frac{N_h - n_h}{N_h} \quad (3.7)$$

本式を事後層化の標準誤差として適用する場合、Cochran [1977] の 5A.9 節より、すべての層の n_h が定数でゼロ以上であることを条件とする。証明は APPENDIX を参照のこと。

また、2変数（シニアの消費指数の場合は異なる質問間）の平均値の共分散の不偏推定量は、以下の式で算出される。

$$Cov(\bar{y}, \bar{x}) = \sum_{h=1}^L W_h^2 Cov(\bar{y}_h, \bar{x}_h) \quad (3.8)$$

ここで、 $Cov(\bar{y}_h, \bar{x}_h)$ は層ごとの共分散を表し、Cochran [1977] の Theorem 2.3 より、

$$\begin{aligned} Cov(\bar{y}_h, \bar{x}_h) &= \frac{N_h - n_h}{N_h} \frac{Cov(y_h, x_h)}{n_h} \\ &= \frac{N_h - n_h}{n_h N_h} \frac{1}{N_h - 1} \sum_{i=1}^{N_h} (y_i - \bar{Y}_h)(x_i - \bar{X}_h) \end{aligned} \quad (3.9)$$

証明は APPENDIX を参照のこと。

推定量 \bar{y}_{ST} の分散の推定では、 S_h^2 と $Cov(y_h, x_h)$ に次の推定量を代入した。

$$s_h^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (y_{hi} - \bar{y}_h)^2 \quad (3.10)$$

$$cov(y_h, x_h) = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{i=1}^{n_h} (y_i - \bar{y}_h)(x_i - \bar{x}_h) \quad (3.11)$$

推定量 \bar{y}_{ST} の分布について、Cochran [1977] の 5.4 節と Lohr [1999] の 4.2 節では、層ごとの標本数が大きい、もしくは、層の数が多い場合は、近似的に正規分布を利用した区間推定をおこなうことを提案している。ただし、Cochran [1977] の 5.4 節では、層ごとのデータ数が少ない場合、本来は t 分布を利用すべきであるが、この自由度の算出がかなり複雑であるため近似式を利用することを提案している。⁸本稿では層内の標本が特に少ないデータがないことから正規分布を仮定する。

3.3 指数化

すべての質問項目について平均値、分散、また、共分散を推定し、質問項目別の平均値を算出する。ただし、前節までは 1 つの質問項目のみで議論をしていたため、複数の質問の平均値や分散、共分散を区別するため、式(3.12) のように表記を修正する。

$$\bar{y}^{(q)} \quad q = 1, \dots, Q. \quad (3.12)$$

本稿では、消費関連項目として「Q1 から Q10 の平均値 (\bar{y}_q)」を平均しシニアの消費指数とした。

$$Index = \frac{1}{10} (\bar{y}^{(1)} + \dots + \bar{y}^{(10)}) = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q \bar{y}^{(q)} \quad (3.13)$$

指数の期待値は、

$$E(Index) = \frac{1}{10} \left(E(\bar{y}^{(1)}) + \dots + E(\bar{y}^{(10)}) \right) = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q E(\bar{y}^{(q)}) \quad (3.14)$$

⁸ Lohr [1999]4.2 節では、いくつかの研究では、自由度 $n - L$ の t 分布を利用する場合があることも指摘している。

分散は同一層の異なる質問間の共分散を用いて、以下の式となる。

$$Var(Index) = \frac{1}{Q^2} \sum_{q=1}^Q Var(\bar{y}^{(q)}) + 2 \frac{1}{Q^2} \sum_{q=1}^Q \sum_{j>q}^Q Cov(\bar{y}^{(q)}, \bar{y}^{(j)}) \quad (3.15)$$

各質問項目の平均値 $(\bar{y}^{(q)})$ が正規分布に従っていると仮定すれば、その線型結合である指数 C も正規分布に従う。

4 データ分析

本節では、分析結果についてまとめている。まず、層化の方法についてのべ、その後、指数と質問項目についての結果を示す。

層化については、8つの区分を行った。具体的には、男女に加えて、平成27年度国勢調査より、東日本と西日本の地域による区分のほかに、年齢による60代と70代の区分、男性と女性の区分を行い、合計8つのカテゴリーに分割している。地域による分類は、県別での細かい分類も可能であるが、元データを県別で分類すると、ゼロとなる地域が出てくるため、大きな地域ブロックでの分割を行っている。ここでいう西日本と東日本の二つは、次の県別に分割している。

- 東日本：(1都1道21県)
北海道・青森・岩手・秋田・宮城・山形・福島・東京・神奈川・埼玉・群馬・栃木・茨城・千葉・新潟・富山・石川・福井・長野・山梨・静岡・岐阜・愛知
- 西日本：(2府22県)
京都・大阪・滋賀・兵庫・奈良・和歌山・三重・岡山・広島・山口・鳥取・島根・徳島・香川・愛媛・高知・福岡・大分・佐賀・長崎・熊本・宮崎・鹿児島・沖縄

平成27年度国勢調査より、算出された層別の人数比率は表.2のウェイト欄のようになった。また、1回目調査(2017年2月調査分)の標本数は、層別に分類すると表.3となった。全体の人数が1000である。Cochran [1977]で指摘された事後層化した各層の標本数が20以上という条件を満たしていることがわかる。

表2 層別の人口とその比率

第 h 層	地域	性別	年代	層内人口 N_h	ウェイト W_h
1	東日本	男	60代	5,409,294	0.17
2			70代	3,937,020	0.12
3		女	60代	5,635,105	0.18
4			70代	4,621,220	0.14
5	西日本	男	60代	3,401,487	0.11
6			70代	2,432,837	0.08
7		女	60代	3,652,991	0.11
8			70代	2,981,590	0.09
合計				32,071,544	1

表3 2017年2月調査分のカテゴリ別標本数

	人数	東日本	西日本
全体	1000	613	387
男性 60代	400	252	148
男性 70代	100	74	26
女性 60代	413	229	184
女性 70代	87	58	29

事後層化をおこなって算出されたシニアの消費指数（原系列）と、事後層化を行わず単純平均を用いて算出した指数を表4、図2に示す。二つの指数を比較すると、指数の数値には大きな違いは生じていない。グラフで確認しても、全体的な下降傾向は両者ともに確認できる。ただし、標準誤差については、すべての期間で、事後層化を行ったシニアの消費指数のほうが大きくなった。以上の結果から、事後層化により、質問の平均的な値から離れたデータに、単純平均よりも大きなウェイトが置かれたことがわかり、事後層化という処理の効果が確認された。

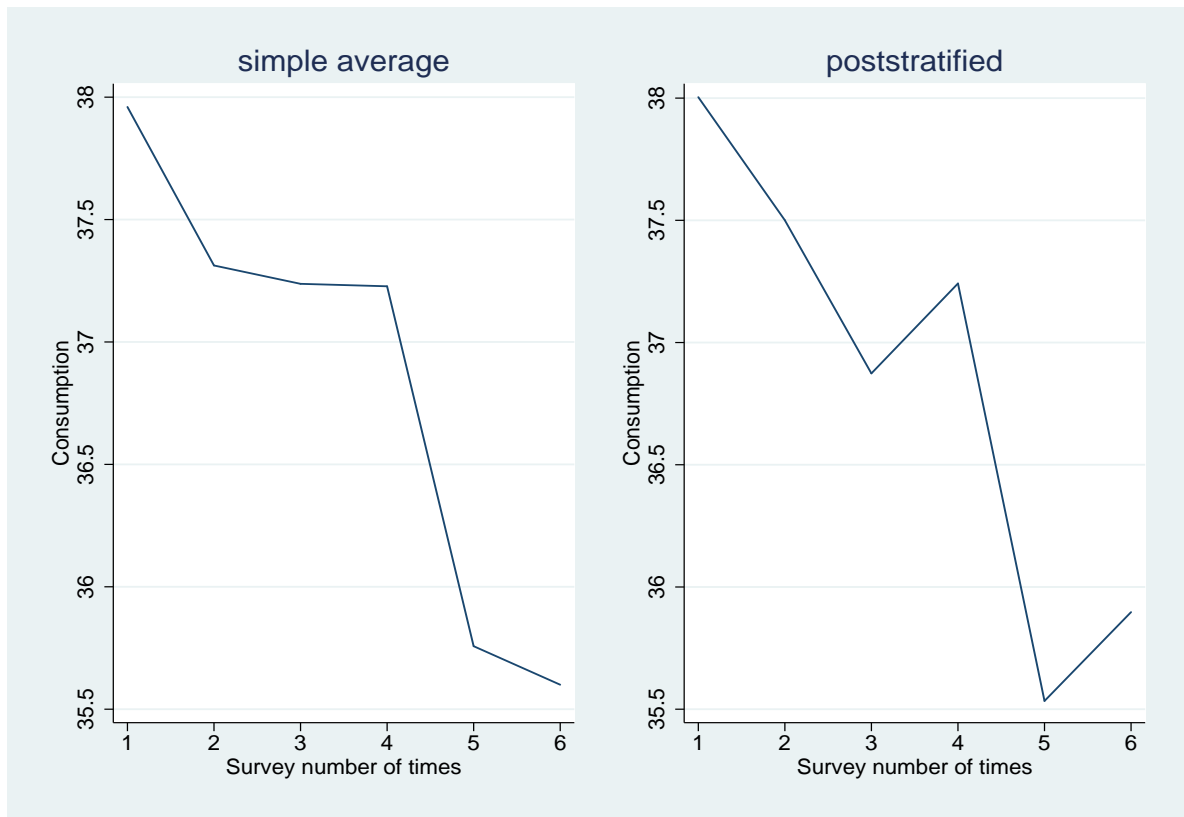
また、指数の数値は基準値が50であるが、基準値との剥離の有無について検定を行った。検定の仮説は $H_0 : E(Index) = 50, H_1 : E(Index) \neq 50$ である。表より、事後層化を行った場合でも、行わなかった場合でも、全ての期間で、有意な乖離が認められた。以上より、シニア層の購買意欲は、基準値より低いといえる。

表 4 事後層化の影響：消費

	2017.02	2017.03	2017.04	2017.05	2017.06	2017.07
事後層化	38.00 *** (0.76)	37.50 *** (0.65)	36.87 *** (0.68)	37.24 *** (0.75)	35.53 *** (0.72)	35.90 *** (0.69)
単純平均	37.96 *** (0.29)	37.31 *** (0.29)	37.24 *** (0.30)	37.23 *** (0.29)	35.76 *** (0.30)	35.60 *** (0.30)

カッコ内の数値は標準誤差である。表内の*は、 $H_0 : E(Index) = 50, H_1 : E(Index) \neq 50$ の検定結果を表し、10% 有意である場合は*、5% の時は**、1% のときは***を付している。

図 2 事後層化の影響：消費



次に、各質問項目の分析結果について表.5 にまとめる。表より、Q3 については、基準値からの有意な剥離が認められたのは、2017 年 4 月のみであった。他の質問項目については、Q2 の 2017 年 5 月、6 月の結果を別として、全ての期間で有意な剥離が認められている。基準値より高い値を示しているのが Q3 と Q2 であるが、他の質問項目は基準値より有意に低い値となった。特に、Q8 と Q7 の値は、全般的に低く、シニアの消費指数の数値が低く算出されている要因として挙げられる。事後層化を行わなかった場合の、質問項目別の平均値と標準誤差については、APPENDIX に示している。

表 5 質問項目の平均値 (事後層化)

	2017.02	2017.03	2017.04	2017.05	2017.06	2017.07
Q1	36.43*** (1.02)	35.53*** (0.95)	33.81*** (1.00)	33.05*** (1.02)	32.55*** (1.00)	34.32*** (0.99)
Q2	52.65** (1.10)	52.19** (1.02)	52.02* (1.06)	49.53 (1.01)	48.73 (1.07)	52.57** (1.04)
Q3	51.37 (1.47)	50.87 (1.37)	51.02 (1.38)	50.79 (1.47)	47.53* (1.43)	48.48 (1.43)
Q4	41.08*** (1.13)	41.64*** (1.05)	41.55*** (1.01)	41.11*** (1.12)	39.46*** (1.12)	40.01*** (1.03)
Q5	47.66* (1.35)	44.47*** (1.29)	44.98*** (1.26)	46.28*** (1.34)	45.37*** (1.34)	39.66*** (1.33)
Q6	39.22*** (1.11)	39.36*** (1.01)	37.36*** (1.01)	38.36*** (1.08)	36.26*** (1.03)	35.9*** (1.03)
Q7	30.54*** (1.01)	30.45*** (0.91)	29.31*** (0.94)	29.90*** (0.92)	28.83*** (0.93)	28.29*** (0.90)
Q8	14.22*** (0.85)	13.68*** (0.80)	13.10*** (0.78)	13.67*** (0.75)	13.80*** (0.82)	14.29*** (0.84)
Q9	32.14*** (1.11)	33.22*** (1.10)	33.42*** (1.04)	35.90*** (1.10)	31.29*** (1.04)	32.56*** (1.09)
Q10	34.74*** (1.02)	33.59*** (0.92)	32.17*** (0.99)	33.84*** (0.98)	31.50*** (0.98)	32.88*** (0.99)

カッコ内の数値は標準誤差である。表内の*は、 $H_0 : E(Index) = 50, H_1 : E(Index) \neq 50$ の検定結果を表し、10% 有意である場合は*、5% の時は**、1% のときは***を付している。

5 まとめと今後の課題

本稿では、「あおぞら・上智シニア消費指数（原系列）」の算出方法について提案を行った。シニアの消費指数（原系列）は、Web 調査によるアンケートデータを集計し、作成した指数である。この Web 調査を利用することで生じる、データのバイアスを、事後層化という手法で修正を試みている。

算出された指数は、基準値 50 より有意に下回る値となり、消費者の購買意欲が低いことが示された。指数を構成する質問項目別に見れば、質問 2「来月は今月より支出が増えそうだと」、質問 3「3 か月以内に旅行するつもりだ」は、全ての期間有意ではないが、基準値 50 を超えた値として算出されている。一方、その他の項目については、すべて、基準値 50 を有意に下回る値として推定されている。基準値 50 を下回る項目のうち、最も値が低いものは質問 8「掃除等の家事代行サービスへの出費を増やすつもりだ」であり、次に低いものが、質問 7「耐久消費財（家具や家電など長く使うもの）などの買い時としてはいいタイミングだ」であった。これらの項目が、指数の値が下回った最も大きな要因として挙げられる。

今後の課題として、いくつかの点を挙げたい。最初に、加工集計の一つである季節調整についてまとめる。HPSI は季節調整値を公表していないが、PMI、日銀短観、消費動向指数は季節調整値を公表している。例えば、日銀短観や消費動向指数では、X12ARIMA モデルを利用した季節調整値を公表している。しかし、X12ARIMA モデルの推定には、長期の時系列データが必要となるため、本稿で提案する ASSET は季節調整を行っていない。季節調整や外れ値の調整を行った季節調整済みシニアの消費指数の算出は、調査データが季節調整値算出可能なほど集まったのちに公表する予定である。⁹ 次に、本稿で提案するシニアの消費指数の統計処理では、Web 調査による解答のバイアスを完全に除去することはできない。とくに、アンケートサイト登録者と、登録者以外では、回答の分布が

⁹ 生活意識に関するアンケート調査は、現時点では指数の算出はなされていない。そのため、季節調整値は公表されていない。また、HPSI については、季節調整を行わない理由について、Cai et al. [2015] に記載されている。

異なる可能性があるが、前述したとおり、事後層化ウェイトでは、これらの差がないものと仮定している。宇都宮・園田 [2001] では推計値の不偏性が維持されているか、データの分布特性が維持されているか、が検討点であると指摘している。そこで、よりバイアスを除去できる統計処理についても検討すべきである。最後に、シニアの消費指数と並行して、異なるアンケート 10 項目をもとにした指数についての開発も行っている。

参考文献

- Cai, Qiang, Steve Deggendorf, and James A. Wilcox (2015) “Building A Home Purchase Sentiment Index,” URL: <http://fanniemae.com/resources/file/research/housingsurvey/pdf/hpsi-whitepaper.pdf>.
- Cochran, William G. (1977) *Sampling Techniques*: John Wiley & sons, 3rd edition.
- FannieMae (2015) “The National HouHouse Survey – Technical Notes,” 9, URL: <http://fanniemae.com/resources/file/research/housingsurvey/pdf/nhstechnicalnotes.pdf>.
- Groves, R. M. (1989) *Survey Errors and Survey Costs*: John Wiley & Sons.
- Lohr, Sharon L. (1999) *Sampling: Design and Analysis*: Duxbury Press.
- 宇都宮浄人・園田桂子 (2001) 「「全国企業短期経済観測調査」における欠損値補完の検討」,, 日本銀行調査統計局 Working Paper Series 01-11.
- 梅田政信・宇都宮浄人 (2009) 『経済統計の活用と論点』, 東洋経済新報社.
- 四方理人・駒村康平・稲垣誠一・小林哲郎 (2012) 「国民年金保険料納付行動と年金額通知効果」, 『行動経済学』, 第 5 巻, 92–102 頁.
- 三輪哲 (2009) 「調査方法による解答分布の偏りの相対的布置」, 『信頼できるインターネット調査法の確立に向けて』, SSJ Data Archive Research Paper Series, 第 3 章.
- 吉村宰 (2003) 「Web 調査の現状と課題—標本誤差の分類と対処の観点から—」,, 2003 年日本行動計量学会第 31 回大会チュートリアルセミナー.
- 佐藤博樹 (2009) 「終章インターネット調査の限界と有効性」, 『信頼できるインターネット調査法の確立にむけて』, SSJ Data Archive Research Paper Series.
- 松田芳郎・伴金美・美添泰人 (2000) 『講座ミクロ統計分析 2 ミクロ統計の集計解析と技法』, 日本評論社.
- 独立行政法人労働政策研究・研修機構 (2005) 「インターネット調査は社会調査に利用できるか—実験調査による検証結果—」,, 労働政策研究報告書 No.17.

付録 A 標本調査で生じる誤差

本節では標本調査の概要を解説し、その後、発生する誤差を定義する。まず、調査対象を吉村 [2003] に従い、母集団を次のように分割する。調査の対象者全体を、対象母集団 (target population) とする。本稿では、60代・70代のシニアが対象母集団にあたる。しかし、対象母集団が全員記載されているリストを入手するのは難しい。そこで、対象母集団に最も近いリストに記載されている集団を枠母集団 (frame population) とする。¹⁰

標本調査で発生する誤差は、Groves [1989] によれば、次の4点に定義される。1点目は、カバレッジ誤差 (coverage error) と呼ばれる誤差で、対象母集団と枠母集団のずれから生じる誤差である。例えば、60代・70代のシニア全員が対象母集団と考えた場合、調査の時に使用する母集団名簿は事前に作成されたものを使う必要があるため、調査時点の60代・70代の名簿と事前作成された母集団名簿は完全には一致しない。この二つの誤差のことをカバレッジ誤差と呼ぶ。2点目は、標本誤差 (sampling error) である。これは、母集団名簿全員を調査しないで、一部の標本のみ調査することによって生じる誤差である。3点目は、無回答誤差 (nonresponse error) と呼ばれるもので、調査を依頼した対象の一部が無回答であったことで生じる誤差である。4点目は、測定誤差 (measurement error, observational error) と呼ばれるものであり、回答で得た値が、記入ミスや問題の誤認によって真の値と異なる誤差である。これらの誤差のうち Web 調査で特に問題とされるのは、カバレッジ誤差である。

付録 B $E(\bar{y}_{ST}), V(\bar{y}_{ST}), Cov(\bar{y}, \bar{x})$ の証明

\bar{y}_{ST} の不偏性の証明については、Cochran [1977] の Theorem 5.1 より、以下となる。

$$E(\bar{y}_{ST}) = E\left(\sum_{h=1}^L W_h \bar{y}_h\right) = \sum_{h=1}^L W_h E(\bar{y}_h) = \sum_{h=1}^L W_h \bar{Y}_h \quad (\text{付録 B.16})$$

ここで、母集団平均は、

$$\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L \sum_{i=1}^{N_h} y_{hi} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^L N_h \bar{Y}_h = \sum_{h=1}^L W_h \bar{Y}_h \quad (\text{付録 B.17})$$

¹⁰ 独立行政法人労働政策研究・研修機構 [2005] では、対象母集団、枠母集団、計画標本、回収標本、代表母集団の区分がされている。また、Groves [1989] では、推計母集団 (population of inference)、目標母集団 (target population)、枠母集団 (frame population)、調査母集団 (survey population) との4分割を行っている。Groves [1989] の枠母集団は、本文中の枠母集団と、ほぼ同一の定義である。

となり、 $E(\bar{y}_{ST}) = \bar{Y}$ が示された。

次に、 $V(\bar{y}_{ST})$ の証明は、以下の通りである。以下の式の中で、各層からの標本抽出は独立に行われているため、共分散がゼロとなることを利用すればよい。

$$V(\bar{y}_{ST}) = \sum_{h=1}^L W_h^2 V(\bar{y}_h) + 2 \sum_{h=1}^L \sum_{j>h}^L W_h W_j Cov(\bar{y}_h, \bar{y}_j) \quad (\text{付録 B.18})$$

また、有限母集団からの非復元単純無作為抽出を前提とした、標本層平均の分散を代入すれば、

$$V(\bar{y}_h) = \frac{S_h^2}{n_h} \frac{N_h - n_h}{N_h} \quad (\text{付録 B.19})$$

よく用いられる別表記として、以下も挙げられる。

$$\begin{aligned} V(\bar{y}_{ST}) &= \sum_{h=1}^L W_h^2 V(\bar{y}_h) \\ &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L N_h^2 V(\bar{y}_h) \\ &= \frac{1}{N^2} \sum_{h=1}^L N_h (N_h - n_h) \frac{S_h^2}{n_h} \\ &= \sum_{h=1}^L W_h^2 \frac{S_h^2}{n_h} (1 - f_h) \end{aligned} \quad (\text{付録 B.20})$$

$V(\bar{y}_h)$ の導出は、詳しくは、松田他 [2000]p.18-19 を参照のこと。

最後に、共分散については、分散の証明と同様に、各層からの標本抽出は独立に行われているため、共分散がゼロとなることを利用すればよい。

$$Cov(\bar{y}, \bar{x}) = \sum_{h=1}^L W_h^2 Cov(\bar{y}_h, \bar{x}_h) + 2 \sum_{h=1}^L \sum_{j>h}^L W_h W_j Cov(\bar{x}_h, \bar{y}_j) \quad (\text{付録 B.21})$$

表 6 質問項目の平均値 (単純平均)

	2017.02	2017.03	2017.04	2017.05	2017.06	2017.07
Q1	35.80*** (0.84)	35.58*** (0.85)	34.45*** (0.86)	32.75*** (0.83)	32.53*** (0.85)	34.17*** (0.87)
Q2	52.78*** (0.88)	51.47 (0.90)	51.97** (0.92)	48.97 (0.86)	49.05 (0.89)	51.65* (0.94)
Q3	52.22* (1.18)	50.38 (1.22)	50.92 (1.21)	50.70 (1.21)	47.97* (1.23)	48.42 (1.26)
Q4	41.38*** (0.91)	41.65*** (0.91)	42.40*** (0.93)	41.33*** (0.91)	39.78*** (0.94)	40.22*** (0.95)
Q5	46.80*** (1.12)	43.15*** (1.17)	44.30*** (1.15)	44.90*** (1.12)	45.40*** (1.17)	38.58*** (1.15)
Q6	38.63*** (0.88)	39.28*** (0.88)	38.05*** (0.90)	37.85*** (0.88)	35.80*** (0.89)	36.10*** (0.90)
Q7	30.90*** (0.82)	31.00*** (0.83)	30.00*** (0.81)	31.70*** (0.82)	29.35*** (0.82)	28.38*** (0.83)
Q8	13.73*** (0.67)	13.52*** (0.68)	12.85*** (0.66)	13.88*** (0.65)	13.73*** (0.68)	13.88*** (0.71)
Q9	32.65*** (0.93)	33.17*** (0.94)	34.30*** (0.95)	36.47*** (0.96)	32.22*** (0.94)	32.13*** (0.94)
Q10	34.72*** (0.83)	33.92*** (0.82)	33.13*** (0.86)	33.72*** (0.83)	31.75*** (0.83)	32.47*** (0.87)

カッコ内の数値は標準誤差である。表内の*は、 $H_0 : E(Index) = 50, H_1 : E(Index) \neq 50$ の検定結果を表し、10% 有意である場合は*、5% の時は**、1% のときは***を付している。