



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

エンゲル曲線に基づいた 日本のインフレ率に関する考察

小黑曜子*

yoguro@meikai.ac.jp

No.20-J-1
2020年3月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 明海大学経済学部

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

エンゲル曲線に基づいた日本のインフレ率に関する考察*

小黑 曜子[†]

2020年3月

【要 旨】

本稿では、エンゲル曲線を用いたマクロ的なアプローチにより、日本における生計費の上昇率を推定し、その結果を消費者物価指数でみた公式インフレ率と比較した。分析の結果、エンゲル曲線から推定されたインフレ率は、1985年から2013年前後までは公式インフレ率よりも低かった一方で、2013年前後以降は公式インフレ率よりも高かったことが示された。本稿の分析は、エンゲル曲線の安定性を前提とし、いくつかの仮定に依存している点には留意が必要であるが、分析結果は代替的なデータ等に対しても概ね頑健であった。

* 本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第8回共催コンファレンス「近年のインフレ動学を巡る論点：日本の経験」（2019年4月15日開催）での報告論文を改訂したものである。

本研究は、宮田研究奨励金の助成を受けている。本稿の執筆にあたり、日本銀行金融研究所の関根敏隆氏、慶応義塾大学の白塚重典氏、日本銀行決済機構局の宇野洋輔氏、調査統計局の奥田達志氏、桜健一氏、中島上智氏、国際決済銀行の Andrew Filardo 氏には大変有益なコメントを頂いた。また、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局・第8回共催コンファレンスへの参加者からも多くのコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、あり得るべき誤りは、全て筆者個人の責任に帰するものである。なお、本稿の内容と意見は筆者の個人的な見解を示すものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 明海大学 経済学部 (yoguro@meikai.ac.jp)

1. はじめに

日本経済は、周知のように、1990年代初めのバブル崩壊以降、失われた20年と呼ばれる低成長とデフレーションを経験してきた。非正規雇用の問題も含めて、日本の雇用環境の抱える問題は少ないとは言えず、所得は20年以上に渡り低下傾向の期間を経験するなど厳しい状況にある、というのが一般的な理解である。このような状況下で、日本における真の生計費の上昇率を検証しようというのが本稿の目的である。Shiratsuka (1999)や白塚 (2005)などでも詳細に論じられているように、消費者物価指数は、実際の物価水準の上昇率よりも高く算出される傾向があることが知られている。上方バイアスの大きさについては、Shiratsuka (1999)の1995年基準消費者物価指数に基づいた0.9パーセンテージポイントという推計値が、しばしば引用される。しかし、白塚 (2005)の指摘によれば、2000年基準以降の消費者物価指数の上方バイアスは改善されており、本稿で使用する2015年基準の消費者物価指数の上方バイアスは、0.9パーセンテージポイントよりも小さい可能性が高い。

日本のインフレ率のバイアスに対する詳細な先行研究は、Shiratsuka (1999)、白塚 (2005)、Ariga and Matsui (2003)、菅 (2005)、Broda and Weinstien (2007)など、ミクロ的（ボトムアップ）アプローチを試みているものが主流である。公式物価統計（消費者物価指数、CPI）の計測誤差のミクロ的要素は、Shiratsuka (1999)や白塚 (2005)によれば、代替効果、品質変化・新製品の登場、アウトレット代替、ウェイト・帰属家賃・医療費の問題等だとされる。代替効果は、相対価格が低下（上昇）している品目の消費の増加（減少）が考慮されない場合に生じるCPIの上方バイアスを説明する。新製品は、通常品質が改良されていることから、品質改良が考慮されない場合には、CPIの上方バイアスが発生する。アウトレット代替は、ディスカウント価格での購入が考慮されない場合に発生するCPI上方バイアスを説明する。白塚 (2019)は、計測誤差の発生に関して追加的な問題に触れている。例えば、価格調査の問題については、バイアスの大きさと方向性は時間を通じて可変的であると述べている。特定の平日に価格調査が行われることにより、週末など限定された期間に実施されるセールが考慮されないとすれば、CPIに上方バイアスが発生する。更に、白塚 (2005)は、CPIウェイトの算定における基礎統計である「家計調査」への回答において専業主婦世帯の構成比が高いことに触れ、主婦以外の家族の消費品目が過小評価される可能性を指摘している。白塚 (2005)で言及されているように、日本のCPIは、2000年基準改定により、大幅に計測誤差が改善されたと言われている。また、採用品目の中間点見直し制度が導入され、2003年から実施されていることもCPI計測精度の向上に繋がっているとされている。しかし、CPI計測誤差を完全に取り除くことは非常に困難であり、ミクロ的アプローチからCPI計測誤差を完全に捉えることには限界があると考えられる。更に、計測誤差の個別のミクロ的要素から総合的なバイアスを算出することは、統計的処理が非常に複雑で困難である (Filardo (2016))。

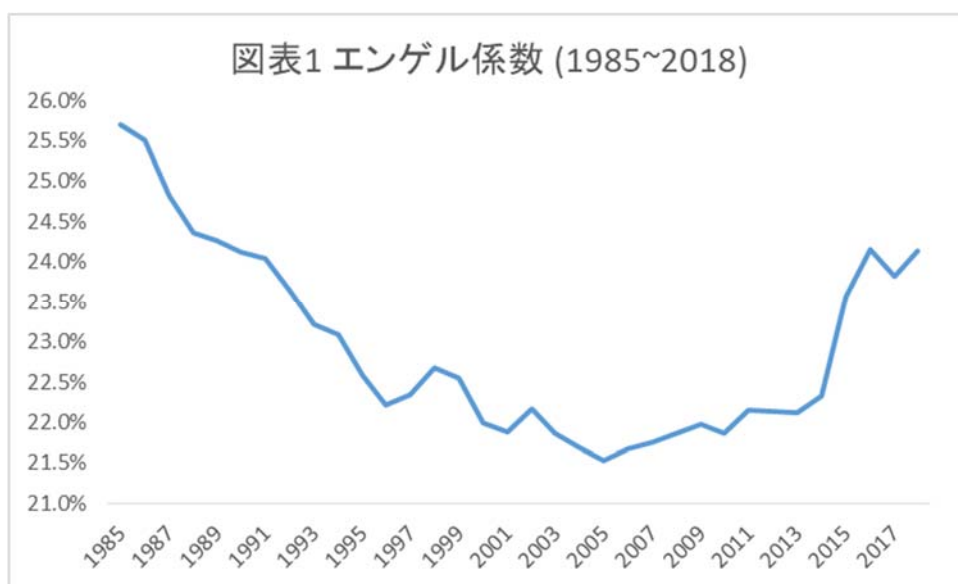
本稿は、1985年から2018年までの継続した期間について、日本のインフレ率のバイアスをエンゲル曲線を用いて推計した初めての研究である。エンゲル曲線は、家計の消費と所得の関係を示すものであり、豊かな家計ほど、必需品に対する支出の割合は小さく、贅沢品への支出の割合は大きくなる。本稿では、ミクロ的（ボトムアップ）アプローチではなく、あえてマクロ経済理論に基づくエンゲル曲線を用いたトップダウン・アプローチを試みる。エンゲル曲線を用いたアプローチの根源的なロジックは、エンゲル曲線が時間を通じて安定していることを前提として、エンゲル曲線のシフトのうちコントロール変数では説明出来ない部分をインフレ率のバイアスと捉える、というものである。この手法は、ミクロ的アプローチでは捉えきれないバイアスも確実に抽出することが出来、総合的なバイアスの大きさも評価できる、という点で有効である。このようなエンゲル曲線を用いた研究手法は、Deaton and Muellbauer (1980)などの一連の研究によって確立されている。本稿で推定に用いる理論モデルは、Nakamura et al (2016)によって発展されたものであり、Nakamura (1996)、Hamilton (2001)や Costa (2001)などに基づいたものである。本稿の分析においては、日本のライフスタイルの変化を考慮して、エンゲル曲線のシフトをコントロールする。Higa (2014)もエンゲル曲線に基づいた日本の分析を行っているが、分析期間が1989、1994、1999、2004年の4時点に限られることと、マイクロデータを使用して家計の属性に着目している点で本稿とはアプローチが異なる。エンゲル曲線を用いたインフレ率のバイアスに関する先行研究は、様々な国について存在する：Nakamura et al (2016)と Filho and Chamon (2013)は中国について、Hamilton (2001)と Costa (2001)は米国について、Beatty and Larsen (2005)はカナダについて、Larsen (2007)はノルウェーについて、Gibson, Stillman and Le (2008)はロシアについて、Barrett and Brzozowski (2010)はオーストラリアについて、Chung, Gibson and Kim (2010)は韓国について、Gibson and Scobie (2010)はニュージーランドについて、Filho and Chamon (2012)はブラジルとメキシコについて分析している。

本稿での分析の結果、1985年から2013年前後までは、エンゲル曲線の推定により得られたインフレ率のバイアスは概ね上方であり、エンゲル曲線に基づいて推定されたインフレ率は、公式インフレ率よりも低いことが確認される。一方、2013年前後以降は、推定されたバイアスは下方に転じており、エンゲル曲線に基づいて推定されたインフレ率は公式インフレ率よりも高いことが確認される。本稿の大まかな構成は、次のとおりである。まず2節で日本の状況を概観し、次に3節でエンゲル曲線の時間を通じたシフトのデータ分析を行い、インフレ率のバイアスの方向を推測する。4節では推定モデルを説明し、5節で固定効果モデルの推定結果について分析する。6節は、まとめである。

2. 日本の状況

2.1 エンゲル係数の傾向

「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の1世帯当たり年平均1か月間の支出データから算出した、1985年から2018年までのエンゲル係数をプロットしたものが図表1である。エンゲル係数は、消費支出（円）に占める食料支出（円）の割合で算出した。エンゲル係数（消費支出（円）に占める食料支出（円）の割合）は、定義から、所得が低下（上昇）した場合、あるいは相対的な食料支出（食料価格）が上昇（低下）した場合に上昇（低下）する。エンゲル係数は、2005年頃まで減少傾向であるが、2005年以降緩やかな上昇傾向に転じて、2014年以降急上昇している。1997年の翌年のエンゲル係数の上昇については消費税率の3%から5%への引き上げ、2014年の翌年の急上昇については消費税率の8%への引き上げの影響が考えられる。

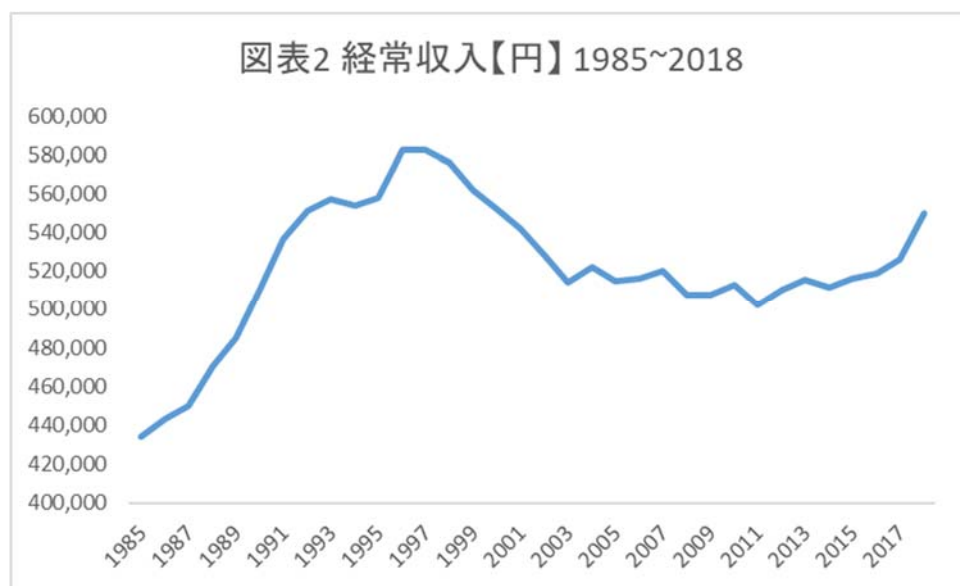


エンゲル係数は、消費支出（円）に占める食料支出（円）の割合で算出。データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の1世帯当たり年平均1か月間の支出。

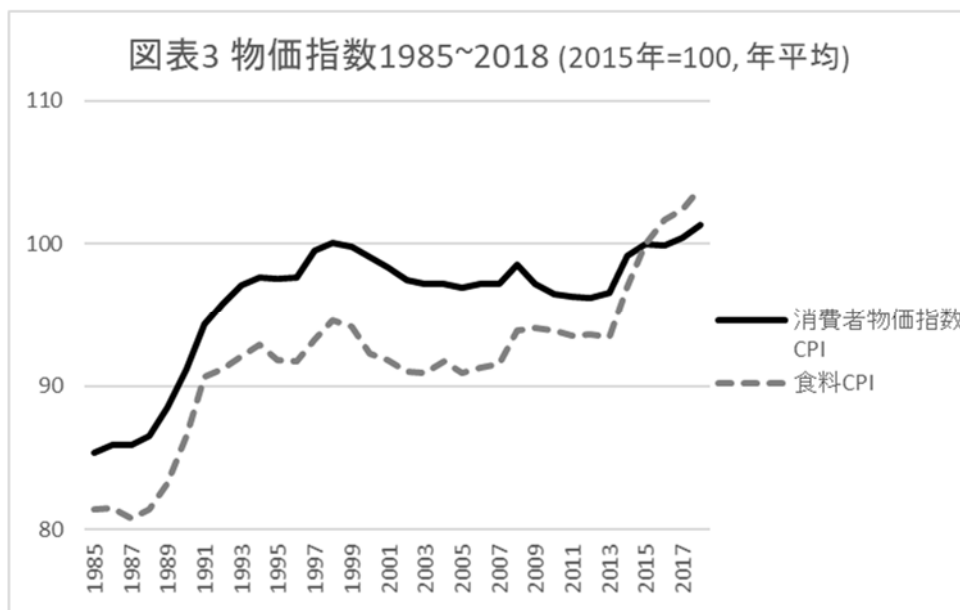
図表2は、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の1985年から2018年までの経常収入を示している。経常収入を家計の所得を測る指標とすると、1997年までは（1993年に一度低下したものの）所得は増加しているが、1997年以降2003年まで大きく減少している。2003年以降は、2011年頃までアップダウンを伴う緩やかな減少傾向を示し、2011年以降に上昇傾向に転じて、2014年以降によりやく継続して上昇している。つまり、1997年

以降 2014 年頃まで、日本の家計の所得は厳しい状況にあり、名目ベースの所得の面のみから見ればエンゲル係数を上昇させる状況であったと解釈出来る。

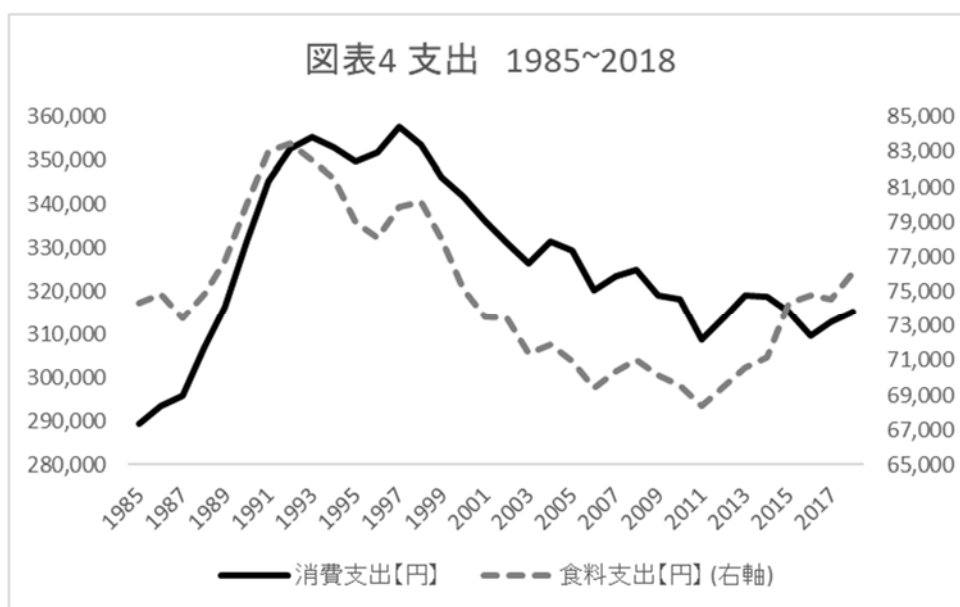
図表 3 は、政府統計の消費者物価指数（CPI）と食料消費者物価指数（食料 CPI）を時系列で 1985 年から 2018 年まで描写したグラフである。図表 3 を見ると、2013 年以降、CPI、食料 CPI とともに大きく上昇していることが分かる。1985 年から 2018 年までの名目支出額を描写した図表 4 を見てみると、食料に対する支出額は、名目ベースで 1988 年と 2018 年に大きな差が無いことが分かる（食料支出については、図表 7.1 も参照。）。名目ベースの食料支出は、1992 年をピークに、1992 年以降はアップダウンを伴う減少傾向が 2011 年まで続き、2011 年以降に上昇傾向に転じている。一方、名目ベースの消費支出は、1997 年をピークに、1997 年以降はアップダウンを伴いながらも減少傾向であるが、2011 年以降は横ばいの傾向である。また、消費支出については、1997 年の 3%から 5%、2014 年の 5%から 8%への消費税増税後の落ち込みが見られる。図表 1 で確認された 2013 年以降のエンゲル係数の上昇は、相対的な食料支出の増加によるものと、2013 年以降の食料価格の高騰によるものと推測出来る（図表 5 も参照）。



経常収入は、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999 年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））のデータ。



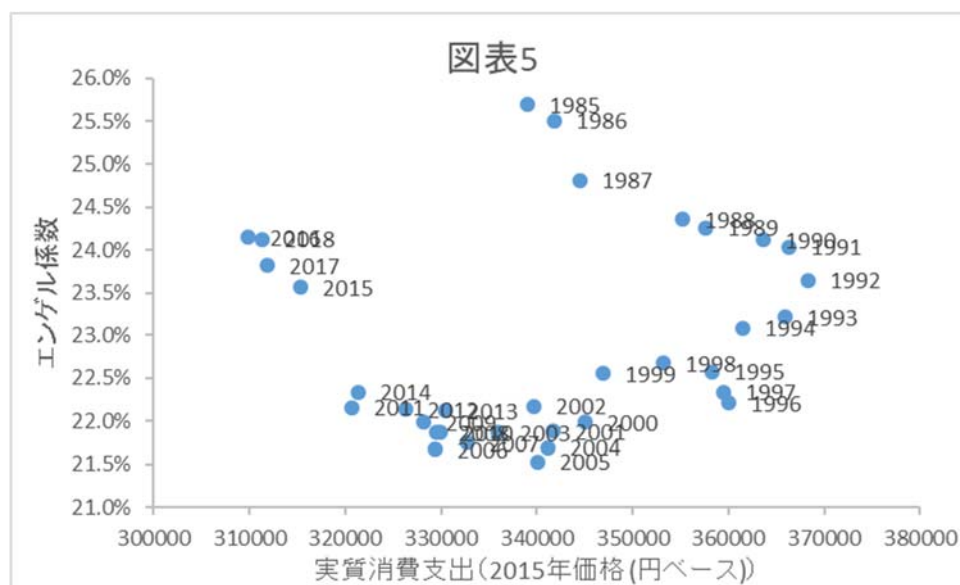
消費者物価指数のデータは、政府統計より。



支出は、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯 (1985~1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯 (農林漁家世帯を除く)) のデータ。

図表 5 では、横軸に実質消費支出 (2015 年価格 (円ベース)、政府統計の消費者物価指数 (CPI) のデータを用いて実質化)、縦軸にエンゲル係数 (消費支出 (円) に占める食料支出 (円) の割合) をとり、1985 年から 2018 年までの各年のデータをプロットしている。1992 年頃までは、実質消費支出が増加し、エンゲル係数が減少する傾向が確認出来る。1992 年以降 2005 年前後にかけては、実質消費支出、エンゲル係数ともに減少傾向である。2005 年

前後以降は、実質消費支出が減少する一方で、エンゲル係数が上昇傾向を示している。本稿ではこの座標をエンゲル曲線の座標と定義し、図表 9.1～図表 9.3 では地域グループに基づく（47 都道府県別）エンゲル曲線、図表 10 では所得グループに基づくエンゲル曲線のある年からある年へのシフトを分析する。図表 5 にプロットされた各年のデータからは、図表 9.1～図表 9.3 と図表 10 におけるエンゲル曲線のシフトの方向が予測出来る。



エンゲル係数は、消費支出（円）に占める食料支出（円）の割合で算出。実質消費支出は、消費支出を消費者物価指数で除して算出。支出データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の1世帯当たり年平均1か月の支出。消費者物価指数は政府統計より。

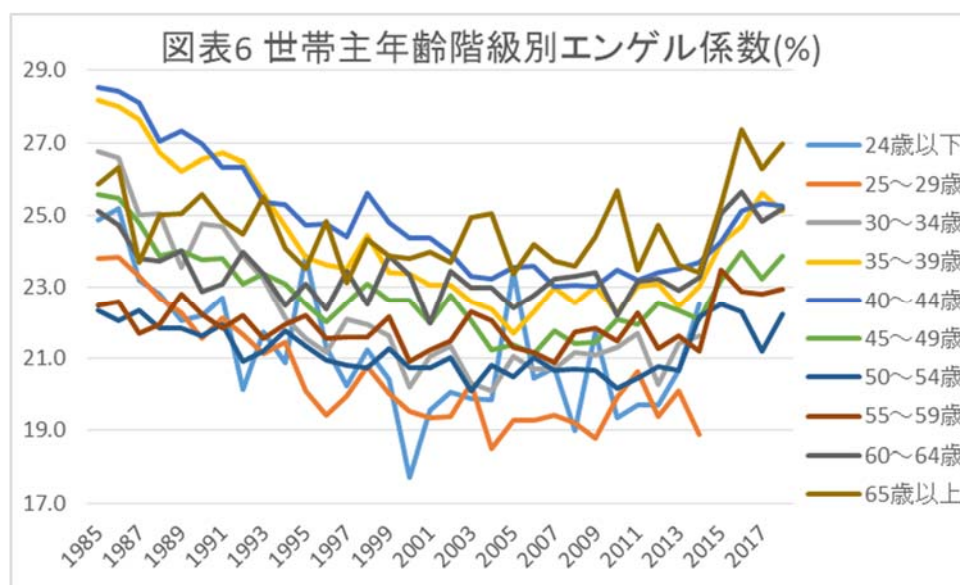
2.2 エンゲル曲線に影響を及ぼす要因

家計の所得と消費（相対的食料支出、相対的食料価格）の関係を表すエンゲル曲線は、一般に、安定的であると考えられる。言い換えると、エンゲル曲線に影響を与えシフトさせる要因、つまり、コントロールすべき要因を取り除いた上では、エンゲル曲線は安定していると考えられる。エンゲル曲線に影響を及ぼすと考えられる要因としては、家計の人数・子供の数・年齢構成、有業率、食生活の変化等が挙げられる。

2.2.1 家計の年齢構成

図表 6 では、所得、相対的食料支出・価格以外にエンゲル曲線に影響を及ぼすと考えられる要因の一つである、家計年齢の違いによるエンゲル係数について時系列データから検証する。「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の世帯主年齢階級別の1985年から

2018年までのエンゲル係数を図示したものが図表6である。一般に、高齢世帯ほどエンゲル係数が高いと言われるが、子育て世代と考えられる35歳~44歳までの世帯のエンゲル係数も高く、2000年代に入る前頃までは子育て世代のエンゲル係数の方が65歳以上の世帯主の高齢世帯よりも高い。また、収入が少なく生活が安定的でないと考えられる24歳以下のエンゲル係数の時系列の変動が最も激しい。世帯主の年齢によって生じるエンゲル係数の差は無視出来ないで、エンゲル曲線の推計においてはコントロールする必要がある。



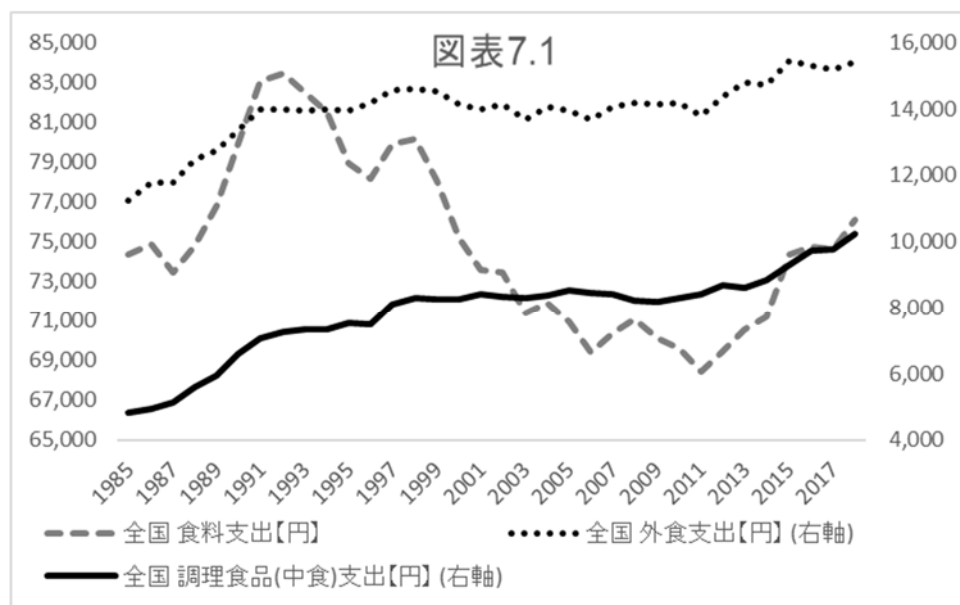
「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））のデータ。データ期間は、1985年~2018年。

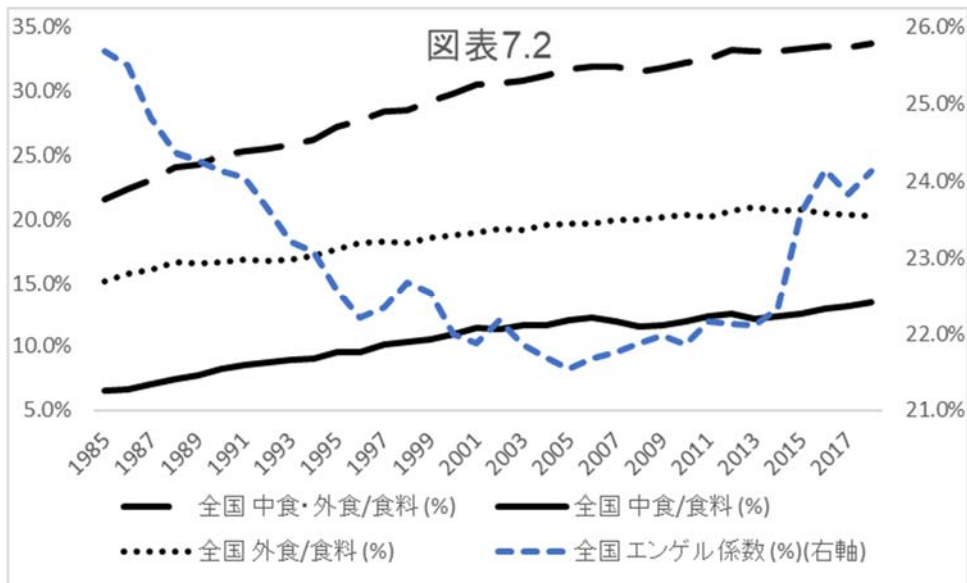
2.2.2 調理食品（中食）・外食に対する支出

本稿では、一般に知られている、惣菜（中食）の消費の増加という食生活の変化を分析の念頭に置いている。「家計調査 家計収支編」から二人以上の世帯のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の調理食品に対する支出のデータが得られるので、これを惣菜（中食）に対する支出のデータとして使用する。また、「家計調査 家計収支編」からは、外食への支出額のデータも得られる。図表4で確認されたように（図表7.1で再掲）、「家計調査 家計収支編」から得られる日本全国の二人以上の世帯のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の食料支出は、1980年代後半から1992年まで増加するが、その後は減少傾向であり、2011年以降に上昇傾向に転じている。一方、図表7.1と7.2から確認出来るように、外食と調理食品（中食）に対する支出の伸びは、1985年から2018年まで一貫して顕著である。特に、調理食品（中食）に対する支出は、常に上昇している。内食と比較すると高額な支出であると考えられる外食と調理食品（中食）に対する支出が伸びている

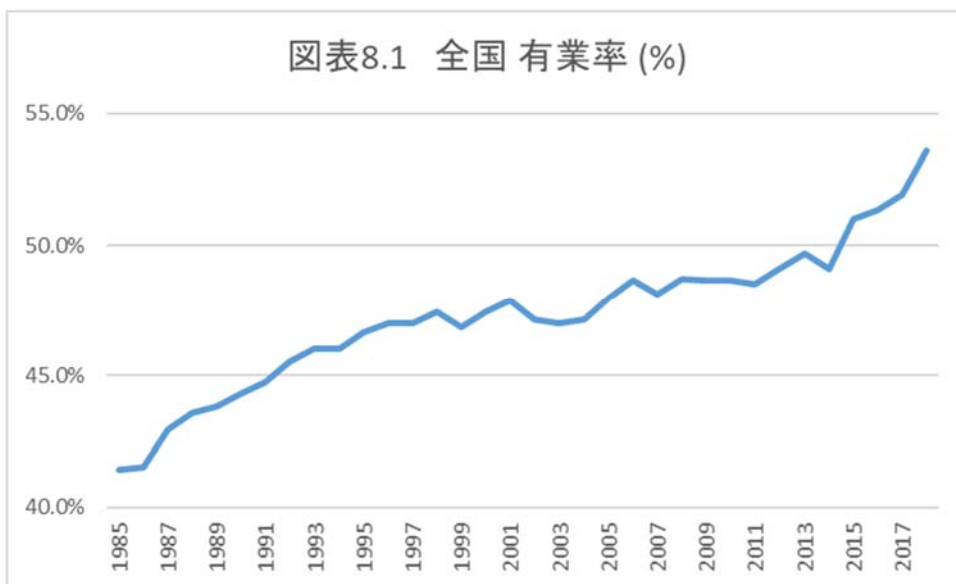
ことは、エンゲル係数を上昇させる要因になる。外食と調理食品（中食）消費の増加という食生活の変化が顕著なことから、本稿のエンゲル曲線の推計においてコントロールすることは不可欠である。

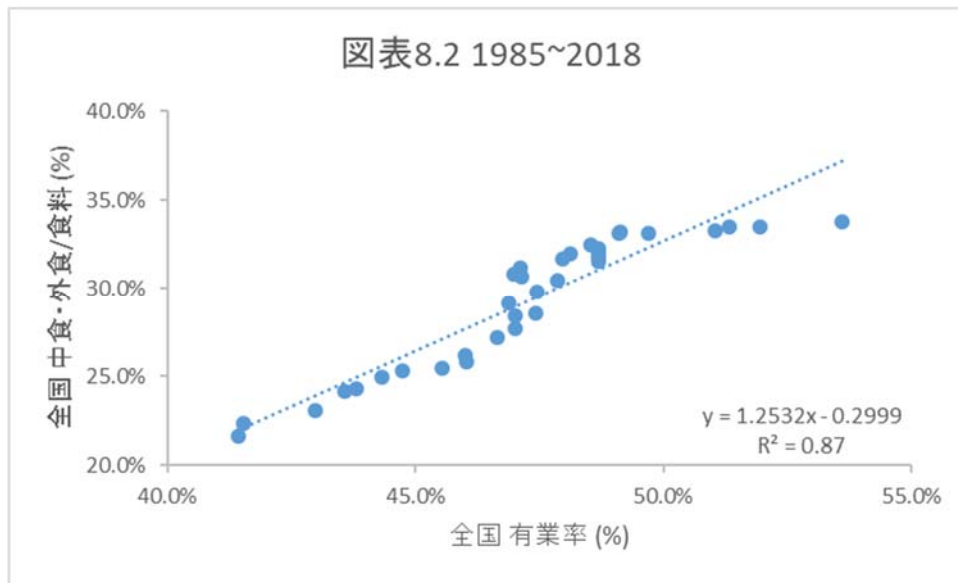
食生活の変化の要因として、夫婦共働きによる家計の有業率の変化が考えられる。図表 8.1 には、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」から得られる勤労者世帯（1985～1999 年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））の 1985 年から 2018 年までの有業率を示している。家計の有業率は、多少のアップダウンは伴うものの常時上昇傾向であり、1985 年に 41.4% だった有業率が、2018 年には 53.6% にまで伸びている。図表 8.2 からは、家計の有業者の割合と外食・調理食品（中食）への支出の食料支出に対する割合との強い相関（相関係数：0.93）を確認することが出来る。夫婦共働きの増加というライフスタイルの変化により、外食・調理食品（中食）の消費が増えるという日本の食生活の変化が起きていると解釈出来る。後述する本稿のエンゲル曲線の推定では、外食・調理食品の割合と有業率の相関の高さを考慮して、外食・調理食品の割合のみをコントロール変数として採用する。





データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））より。外食には、一般外食と給食が含まれる。





データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く））より。外食には、一般外食と給食が含まれる。

3. エンゲル曲線によるインフレ率のバイアスに関する考察

一般に、豊かな（豊かではない）家計ほど必需品である食料に対する支出割合（＝エンゲル係数）が小さく（大きく）、贅沢品に対する支出割合が大きい（小さい）ことが知られている。従って、横軸に実質消費支出（所得）、縦軸に食料に対する支出割合（＝エンゲル係数）をとって描写されるエンゲル曲線は、右下がりになることが一般的である。ある年のエンゲル曲線が前年と比較して下方（上方）にシフトする場合、その年のある所得水準の家計の食料に対する支出の割合（＝エンゲル係数）は前年よりも小さい（大きい）ことになる。見方を変えると、本稿で横軸にとる実質消費支出は、名目消費支出額を消費者物価指数（CPI）で除して実質化するの、CPIに上方（下方）バイアスが生じているとすれば、実質消費支出（所得）に下方（上方）バイアスが生じている、と捉えることが出来る。換言すると、安定的であると考えられているエンゲル曲線の下方（上方）シフトの要因として、（コントロール変数では説明できない部分は）CPIインフレ率の上方（下方）バイアスが示唆される。本稿では、この考え方にも基づいて、エンゲル曲線のシフトから、公式物価（CPI）のバイアスを抽出することを試みる。本稿のマクロ的手法は、ミクロ的アプローチでは捉えきれない部分も含め、インフレ率のバイアスを確実に捉えられる、という点で有効である。

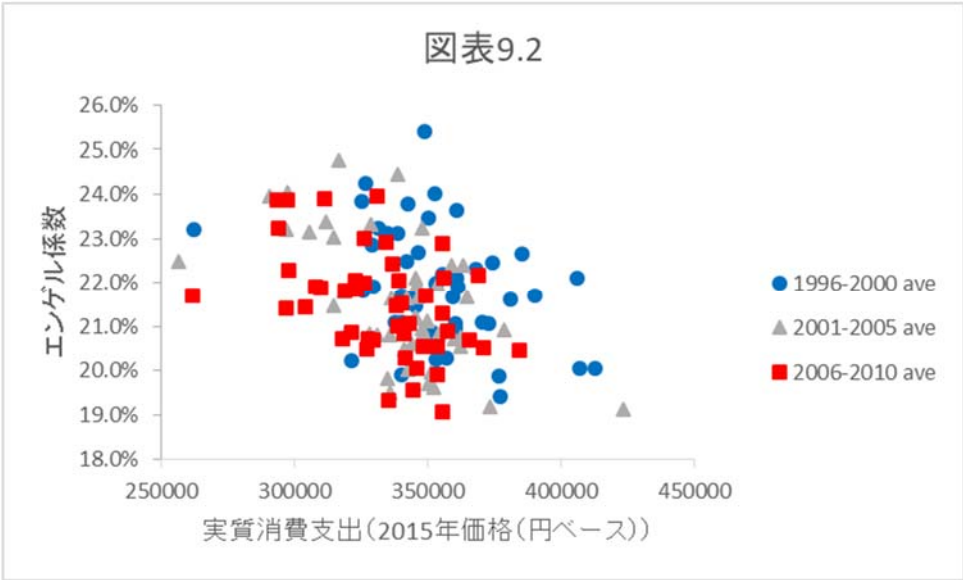
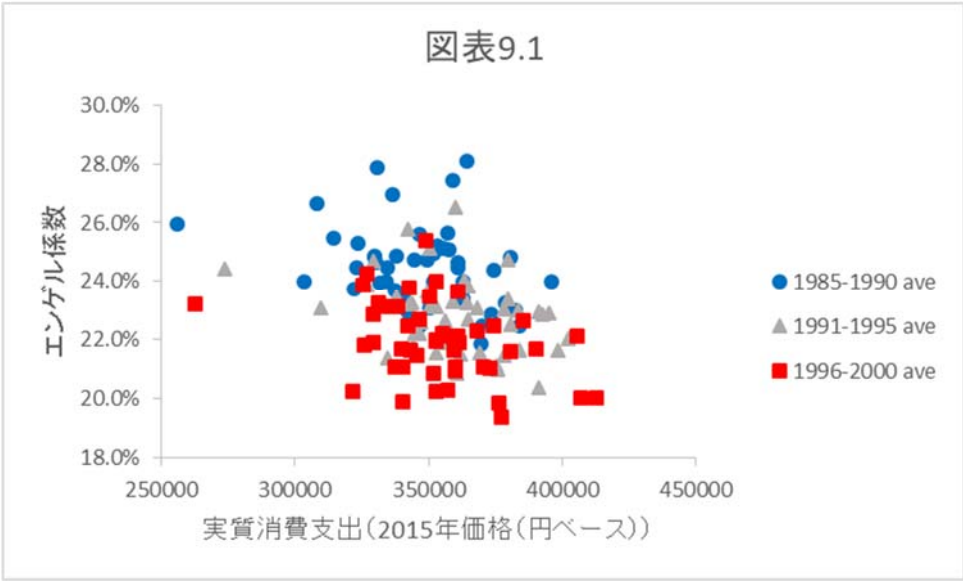
図表 9.1～図表 9.3 では地域グループに基づく（47 都道府県別）エンゲル曲線、図表 10 では所得グループに基づくエンゲル曲線のシフトを観察し、インフレ率（CPI）のバイアスの方向を予測する。ここでは、エンゲル曲線をシフトさせる要因についてのコントロールは行わ

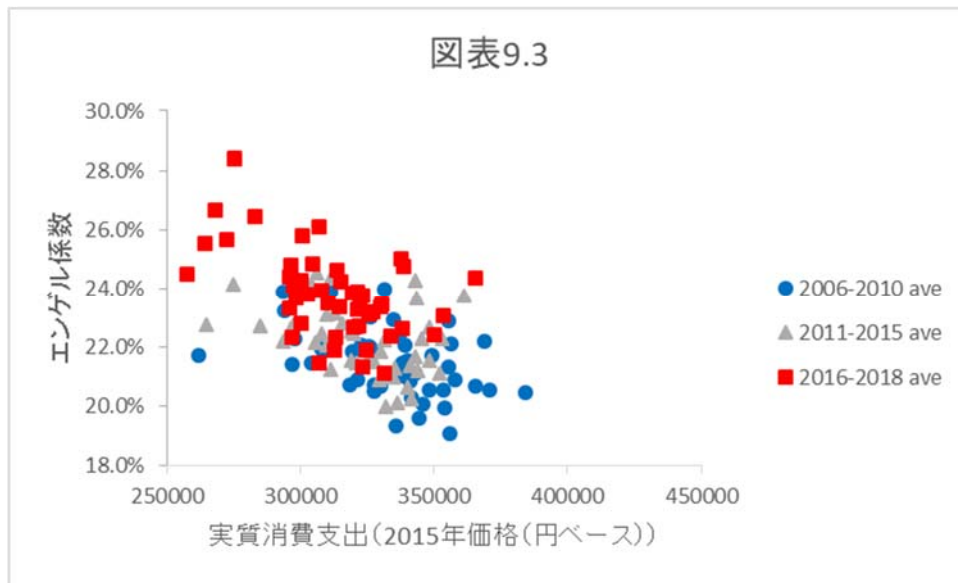
ないが、次節の回帰分析においては、家計の人数、世帯主の年齢、調理食品・外食割合をコントロール変数として分析に含める。エンゲル曲線のシフトの観測は、Nakamura et al (2016) の中国のインフレ率のバイアスに関する研究でも行われている。Nakamura et al (2016)でも、エンゲル曲線の下方シフトは、“new goods”、“quality change”の影響によるインフレの上方バイアスと解釈されている。

3.1 地域グループに基づく（47 都道府県別）エンゲル曲線

図表 9.1～図表 9.3 では、政府統計（消費支出（円）、エンゲル係数は、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（1985～1999 年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く）のデータ）を用いて、地域グループに基づくエンゲル曲線から、日本のインフレ率のバイアスについてデータ分析する。分析対象は、47 都道府県の県庁所在市であり、分析期間は、1985 年から 2018 年である。図表 9.1 に描かれているエンゲル曲線の動きに着目すると、1985 年～1990 年の平均値、1991 年～1995 年の平均値、1996 年～2000 年の平均値は、一本のエンゲル曲線上にはなく、CPI のバイアスが疑われる。3 本のエンゲル曲線は、年を経るごとに下方にシフトしている。図表 9.2 を見ると、1996 年～2000 年の平均値のエンゲル曲線から 2006 年～2010 年の平均値のエンゲル曲線まで、3 本のエンゲル曲線が下方にシフトしている。一方、図表 9.3 を見ると、2006 年～2010 年の平均値と 2011 年～2015 年の平均値は、一本のエンゲル曲線上にあるようにも見え、シフトが起こっているのかははっきりしない。2011 年～2015 年の平均値から 2016 年～2018 年の平均値へは、エンゲル曲線の上方シフトが読み取れる。

図 9.1～図 9.3 の地域グループに基づく（47 都道府県別）エンゲル曲線のデータ分析から、日本の公式統計のインフレ率は、2010 年頃まで上方バイアス（過大評価）の傾向があり、真のインフレ率よりも高いことが推測される。一方、2013 年頃からは、公式インフレ率には下方バイアス（過小評価）の傾向が生じており、真のインフレ率より低いことが予測される。後述のパネル分析におけるデータは、図 9.1～図 9.3 のデータ分析と同様に 47 都道府県の県庁所在市をクロスセクションとするものを用いる。



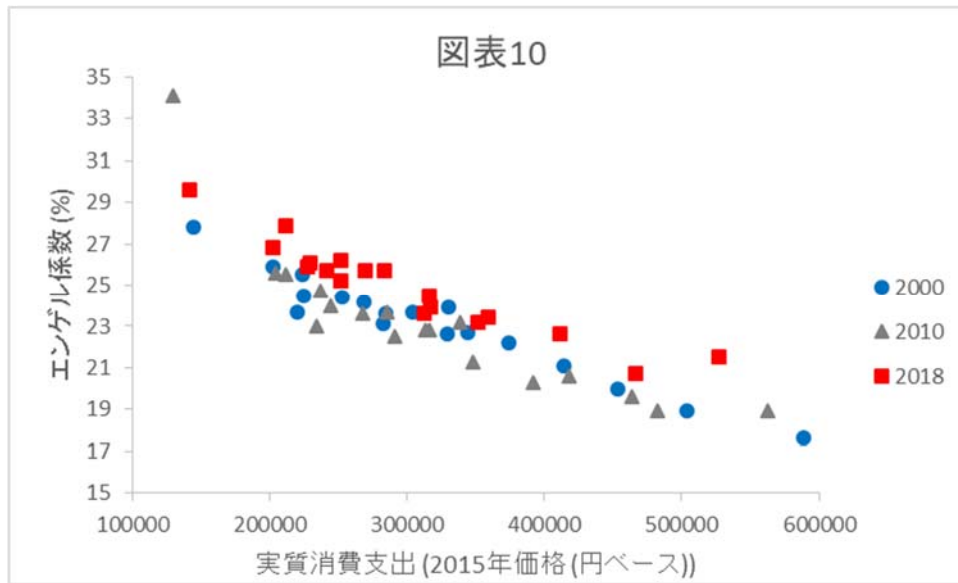


エンゲル係数は、消費支出(円)に占める食料支出(円)の割合で算出。実質消費支出は、消費支出を消費者物価指数で除して算出。支出データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯(1985~1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯(農林漁家世帯を除く))の1世帯当たり年平均1か月の支出。消費者物価指数は政府統計より。地域グループ分類は、47都道府県の県庁所在地。

3.2 所得グループに基づくエンゲル曲線

図表10では、図表9と同様に政府統計(消費支出(円)、エンゲル係数は、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯(2000年は、二人以上の世帯のうち勤労者世帯(農林漁家世帯を含む))のデータ)を用いて、所得(年間収入階級)グループに基づくエンゲル曲線から、日本のインフレ率のバイアスについてデータ分析する。分析対象は、所得グループ18分類(年間収入階級)(年収 ~2, 2~2.5, 2.5~3, 3~3.5, 3.5~4, 4~4.5, 4.5~5, 5~5.5, 5.5~6, 6~6.5, 6.5~7, 7~7.5, 7.5~8, 8~9, 9~10, 10~12.5, 12.5~15, 15~ 百万円)であり、分析時点は2000年、2010年、2018年の3時点である。このデータは、2000年以降のみ入手可能である。

図表10を見てみると、2000年、2010年、2018年の3時点のデータは一本のエンゲル曲線上にあるようには見受けられず、CPIにバイアスが生じていることが疑われる。2010年のエンゲル曲線は、2000年のエンゲル曲線と比較すると下方にある。一方、2018年のエンゲル曲線は、2010年と比較すると上方に位置している。所得グループに基づくエンゲル曲線のデータ分析からは、2000年から2010年頃にかけて日本のインフレ率には、上方(真のインフレ率よりもインフレ率が高く計測される)バイアスが生じていると推測される。2010年頃から2018年までのインフレ率に、下方(真のインフレ率よりもインフレ率が低く計測される)バイアスが生じていると推測される。この結果は、概ね、地域グループに基づく(47都道府県別)エンゲル曲線からの分析結果と整合的である。



エンゲル係数は、消費支出（円）に占める食料支出（円）の割合で算出。実質消費支出は、消費支出を消費者物価指数で除して算出。支出データは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のうち勤労者世帯（2000年は、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を含む））の年間収入階級別1世帯当たり1か月間の支出。消費者物価指数は政府統計より。所得グループ18分類（年間収入階級）：年収（百万円）~2, 2~2.5, 2.5~3, 3~3.5, 3.5~4, 4~4.5, 4.5~5, 5~5.5, 5.5~6, 6~6.5, 6.5~7, 7~7.5, 7.5~8, 8~9, 9~10, 10~12.5, 12.5~15, 15~。

4. エンゲル曲線推定モデル

本稿で用いる物価バイアスを推定するモデルは、Nakamura et al (2016)によって発展されたものであり、Nakamura (1996)、Hamilton (2001)やCosta (2001)などに基づいている。推定モデルの基本的なロジックは、前述のとおり、エンゲル曲線は安定していることを前提として、コントロール変数で説明できないシフトを消費者物価指数（CPI）のバイアスと捉える、というものである。推定するエンゲル曲線は、 i 地域における t 期のエンゲル係数（消費支出に占める食料支出の割合）を被説明変数として、以下のような対数線形モデルである。本稿の推定では、エンゲル曲線のシフトを説明するコントロール変数として、家計の人数、世帯主の年齢、調理食品・外食の割合を用いる。

$$\omega_{i,t} = \psi_i + \beta \log(C_{i,t}/P_{i,t}) + \gamma \log(P_{i,t}^{food}/P_{i,t}) + \sum_x \xi_x X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

- ・ $P_{i,t}$: 真の物価水準
- ・ $P_{i,t}^{food}$: 真の食料物価水準
- ・ $C_{i,t}/P_{i,t}$: 実質総消費支出
- ・ $P_{i,t}^{food}/P_{i,t}$: 食料の相対価格

- ・ $X_{i,t}$: コントロール変数 (家計の人数、世帯主の年齢、調理食品・外食割合)
- ・ ψ_i : 定数項
- ・ $\epsilon_{i,t}$: 残差

推定された係数 β は、家計が所得の変化に伴ってどれだけ支出を変えるのかを表す。ここで、(1)式の真の物価水準、真の食料物価水準は、観測することが出来ないので、0~t期までの累積的なインフレーション (デフレーション) と累積的なバイアスとして置き換える ($\log P_{i,t} - \log P_{i,0}$ 、 $\log P_{i,t}^{food} - \log P_{i,0}^{food}$)。累積的なバイアス ($\mu_{i,t}$ 、 $\mu_{i,t}^{food}$) は、エンゲル曲線のシフトとして抽出するために、累積的なバイアスは、物価、食料物価、地域 (i) 間で一定であると仮定する (μ_t)。以上の仮定を置くと、(1)式は、次のようにインフレーション (デフレーション) バイアス項 μ_t を含む形に書き換えることが出来る。

$$\omega_{i,t} = \hat{\psi}_i + \beta \log C_{i,t} - \beta \tilde{\pi}_{i,t} - \beta \mu_t + \gamma (\tilde{\pi}_{i,t}^{food} - \tilde{\pi}_{i,t}) + \sum_x \xi_x X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

- ・ $\log P_{i,t} - \log P_{i,0} = \tilde{\pi}_{i,t} - \mu_{i,t}$
- ・ $\log P_{i,t}^{food} - \log P_{i,0}^{food} = \tilde{\pi}_{i,t}^{food} - \mu_{i,t}^{food}$
- ・ $\tilde{\pi}_{i,t}$ 、 $\tilde{\pi}_{i,t}^{food}$: 0~t 期の間推計された i 地域における推計された累積的なインフレーション (デフレーション) (measured cumulative inflation (deflation))
- ・ $\mu_{i,t}$ 、 $\mu_{i,t}^{food}$: インフレーション (デフレーション) の推計における累積的なバイアス

推計を行う際には、 $\beta \mu_t$ を time fixed effects に置き換える。インフレーション (デフレーション) バイアス μ_t は、推計された time fixed effects を推計された β で除することで得られる。最後に、エンゲル曲線に基づくインフレ率は、CPI インフレ率と、推計されたバイアスから算出することができる。

5. 推定結果

エンゲル曲線の推定は、1985年から2018年までの分析期間について、(2)式を固定効果モデルで行う。クロスセクションは、47都道府県の県庁所在地である。固定効果モデルは頑健性が高いが、地域の違いをより考慮に入れた推定を行うために頑健推定を行う。消費支出のデータは、「家計調査 家計収支編 二人以上の世帯」のデータベースから、二人以上の世帯のうち勤労者世帯 (1985~1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯 (農林漁家世帯を除く)) の1世帯当たり年平均1か月間を使用する。被説明変数のエンゲル係数は、消費支出 (円) に占める食料支出 (円) の割合で算出する (図表1他参照)。消費者物価指数 (CPI) と食料CPIは、政府統計から2015年基準のデータを使用する (図表3参照)。帰属家賃は消費支出に含まれていないため、実質化に用いるCPIも帰属家賃を除くべきである

(白塚 (2019)) という主張もあるので、(2)式の総合消費者物価指数 (CPI) を帰属家賃を除く総合消費者物価指数 (CPI) に置き換えた推定もロバストネス・チェックとして行う。

「家計調査」は、CPIのウェイトを算定する際の基礎統計でもあるが、前述のように、白塚 (2019)が指摘するような、データそのものに含まれるバイアスの可能性も否めない。「家計調査」への協力度に地域差が大きい(白塚 (2019)) ことは、47都道府県の県庁所在市別の分析に影響を及ぼす可能性を否定できない。後述のように、47都道府県の県庁所在市別データを用いた推計では、Hausman検定からはランダム効果モデルが採択される(図表11参照)。Hausman検定の結果からは、「家計調査」の地域差の存在も否定できない。本稿では、ロバストネス・チェックとして、「家計調査」の10地域別(北海道地方、東北地方、関東地方、北陸地方、東海地方、近畿地方、中国地方、四国地方、九州地方、沖縄地方)データを用いた推定も行う。ここでも二人以上の世帯のうち勤労者世帯(1985~1999年までは、二人以上の世帯のうち勤労者世帯(農林漁家世帯を除く))のデータを用いる。更に、「全国消費実態調査」データを用いたロバストネス・チェックも行う。「全国消費実態調査」データを使用した推定では、「家計調査」データと同様に、二人以上の世帯のうち勤労者世帯の1世帯当たり1か月間の支出データを用いる。

5.1 「家計調査」47都道府県庁所在市別データを用いた推定結果

図表11は、「家計調査」47都道府県庁所在市別データを用いた固定効果モデル推定結果を示している。Model Iの説明変数に加えて、コントロール変数である家計の人数(世帯人員)、世帯主の年齢、調理食品・外食割合(食料支出(円)に占める調理食品と外食への支出(円))を加えて推定したのがModel IIである。家計の人数、世帯主の年齢、調理食品・外食割合は、全てエンゲル係数を大きくする要因になっているという結果が統計的に有意に得られている。コントロール変数3つの中では、調理食品・外食割合の影響が大きい。図表11のModel I'とModel II'は、ロバストネス・チェックのための帰属家賃を除く総合消費者物価指数(CPI)を用いた推定の結果であるが、Model I、Model IIの推定結果と大きな差は見られない。

図表11のModel IIの推定結果から、(2)式に基づいて算出したインフレ率の累積バイアスを図示したものが図表12.1である。累積上方バイアスは、2013年以降継続して低下している。図表12.2は、累積バイアスから算出した毎年のインフレ率のバイアスを図示したものである。毎年のバイアスの推計値の変動を注視すると、消費税が増税された1989年、1997年、2014年に関しては、他の年と比較して極端に大きな変動幅とはなっていない。一方、5年ごと(西暦末尾0年、5年)に実施される消費者物価指数(CPI)の見直し年のバイアスの幅が相対的に大きいことが確認出来る。CPI見直し年とそれ以外の年のバイアス(μ)の大きさ(絶対値)の平均値の差について、有意水準5%で両側t検定を行ったところ、バイアスの大きさの差は統計的に有意であることが確認された($t(31)=4.112, p=0.000$)。精査する必

要はあるものの、CPI 見直し年は前回の見直しから最も離れた年であるために、採用品目やウェイトの観点からバイアスが大きくなっていることが考えられる。図表 12.2 では、毎年のバイアスの推計値の変動が大きいので全体的な傾向を捉えるために、5 年平均 (2016~2018 年については 3 年平均) をとったものも図示している。エンゲル曲線に基づくインフレーションを図示したのが図表 12.3 である。エンゲル曲線に基づくインフレ率は、公式統計のインフレ率よりも変動が大きくなるので、ここでも全体的な傾向を捉えるために 5 年平均 (2016~2018 年については 3 年平均) をとったものも図示している。図表 12.2 に図示した毎年の推定されたインフレ率のバイアス、図表 12.3 に図示した毎年のエンゲル曲線に基づくインフレ率からは、分析期間のうち幾つかの年 (1989~1992 年、1997~1998 年、2003 年、2008 年、2013~2018 年) には、下方バイアスが生じていることが確認出来る。インフレ統計には上方バイアスが生じやすい (Shiratsuka (1999)、白塚 (2005)) と言われるが、先行研究でも下方バイアスの推計結果の報告は存在する。例えば、Nakamura et al (2016) の中国についての研究、Beatty and Larsen (2005) のカナダについての研究でも、幾つかの年のインフレ率のバイアスは下方という推定結果が報告されている。本稿の推定結果の中で、2013 年から 2018 年までの 6 年間の推定されたバイアスの方向が継続して下方であることは注視すべきである。図表 12.2~図表 12.3 からは、推定結果の全体的な傾向として、公式統計の CPI は、分析期間前半 (1986~1990 年平均から 2006~2010 年平均まで) には上方バイアスを伴っており、分析期間後半 (2011~2015 年平均以降、2013 年前後から) には、バイアスの方向が下方に転じていることが読み取れる。従って、エンゲル曲線に基づいて推定されたインフレ率は、分析期間前半は公式統計インフレ率よりも低く、分析期間後半は公式統計インフレ率よりも高いことになる。ここで得られた推定結果は、図表 9.1~図表 9.3 に示した、エンゲル曲線が下方 (上方) シフトする際には CPI の上方 (下方) バイアスを予測する、というデータ分析の結果と概ね整合的である。

図表 11 家計調査(県庁所在市別)データを用いた推定結果

被説明変数: エンゲル係数(消費支出に占める食料支出の割合)

	Model I 固定効果	Model II 固定効果	Model I' 固定効果	Model II' 固定効果
ln消費支出 (β)	-0.129 *** (0.004)	-0.145 *** (0.004)	-0.129 *** (0.004)	-0.144 *** (0.004)
世帯人員		0.025 *** (0.002)		0.025 *** (0.002)
世帯主の年齢		0.002 *** (0.000)		0.002 *** (0.000)
調理食品・外食割合		0.067 *** (0.018)		0.069 *** (0.018)
R-sq: within	0.782	0.818	0.782	0.818
between	0.116	0.187	0.111	0.199
overall	0.499	0.555	0.496	0.563
Number of obs	1598	1598	1598	1598
Number of groups	47	47	47	47
Hausman Test (Prob>chi2 =)	0.947	0.902	0.987	—

Model I, II: 総合CPIを用いた推計. Model I', II': 帰属家賃除く総合CPIを用いた推計.

***: 1% significance of $P > |z|$. ()内は、頑健標準誤差(heteroskedasticity-robust standard errors).

その他の説明変数については、掲載省略.

Model I time fixed effects :

1988, 2000-2014 年は、1%水準で有意.

1987 年は、5%水準で有意.

1989 年は、10%水準で有意.

1986, 1990-1999, 2015-2018 年は、有意ではない.

Model I' time fixed effects :

1988, 2001-2013 年は、1%水準で有意.

1987, 2000, 2014 年は、5%水準で有意.

1986, 1989-1999, 2015-2018 年は、有意ではない.

Model II time fixed effects :

1987, 1988, 2000-2015 年は、1%水準で有意.

1989, 1999, 2016 年は、5%水準で有意.

2017-2018 年は、10%水準で有意.

1986, 1990-1999 年は、有意ではない.

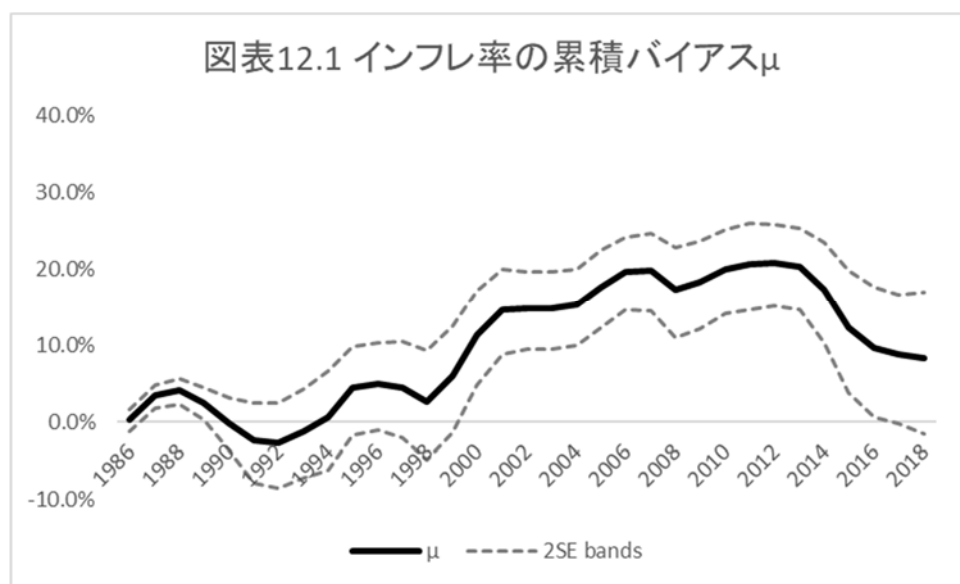
Model II' time fixed effects :

1987, 1988, 2000-2015 年は、1%水準で有意.

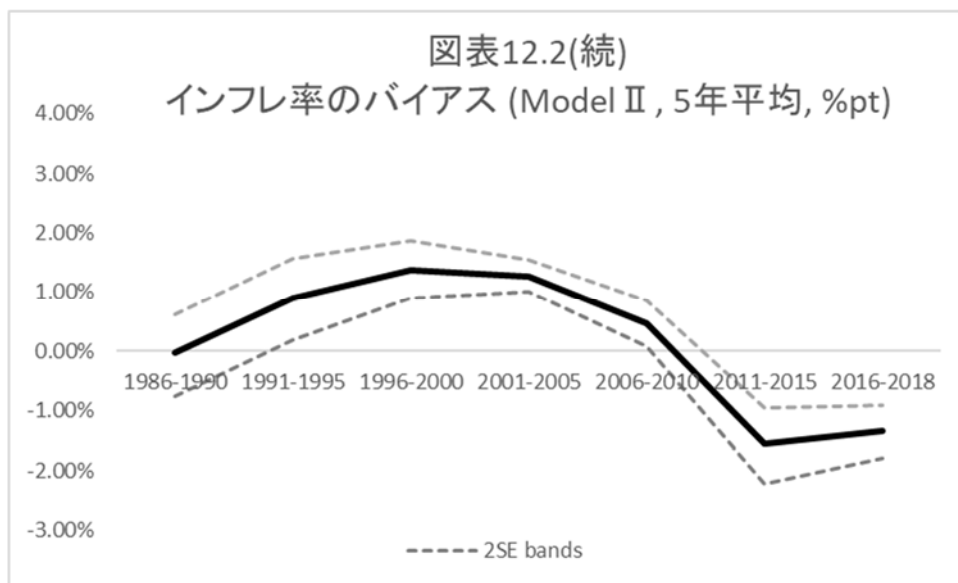
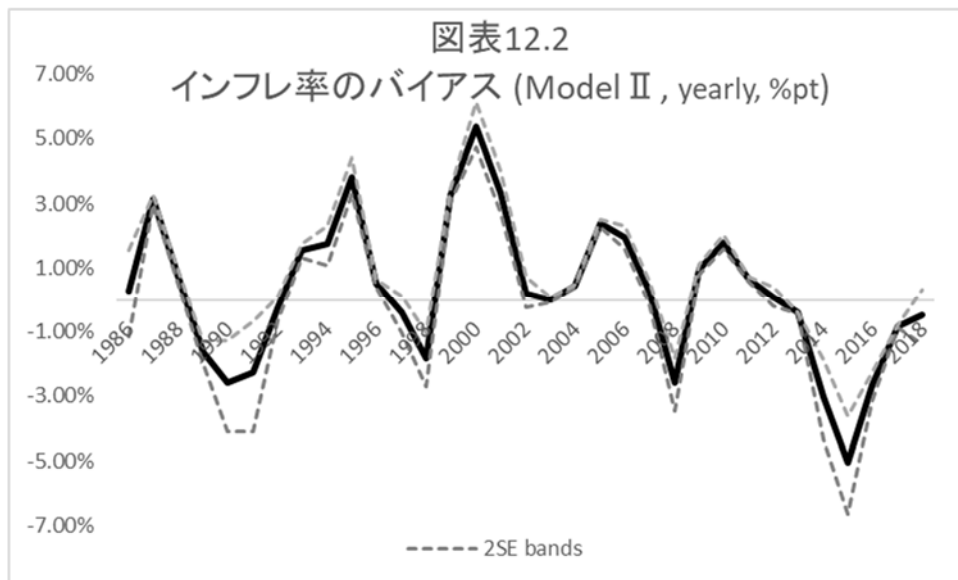
1989, 2016, 2017 年は、5%水準で有意.

1996, 1999, 2018 年は、10%水準で有意.

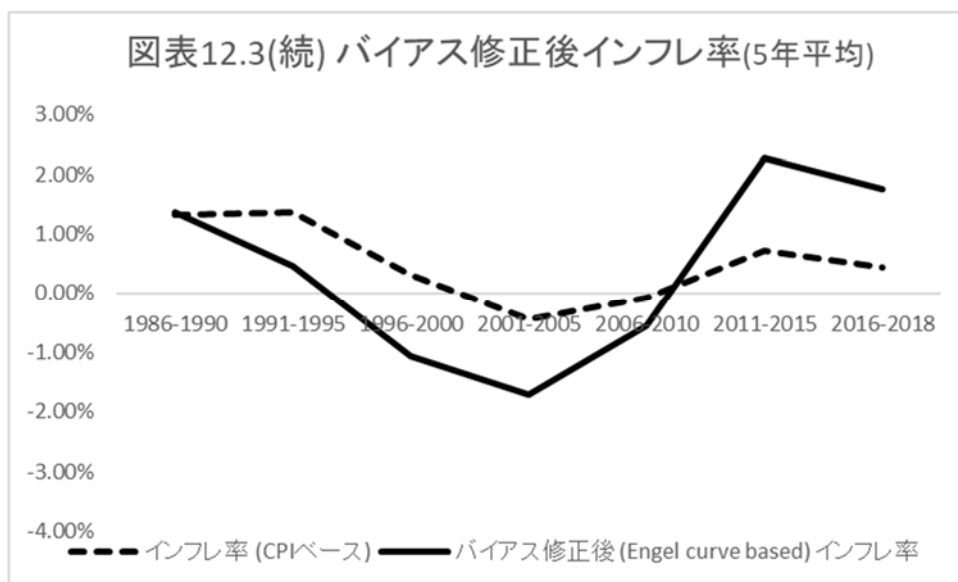
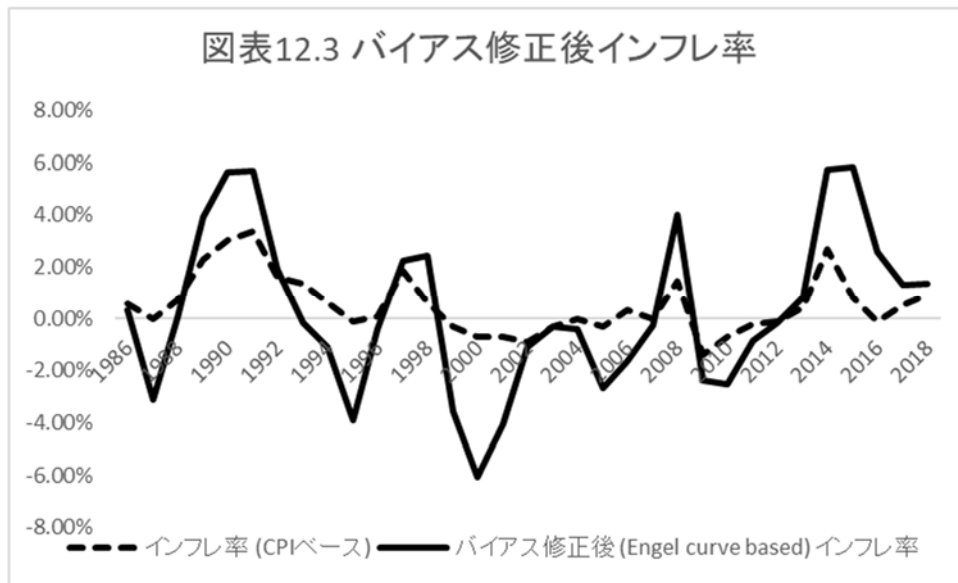
1986, 1990-1995, 1997-1998 年は、有意ではない.



図表 11 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。



図表 11 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。



図表 11 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。

5.2 「家計調査」地域別データを用いた推定結果 —ロバストネス・チェック(1)

図表 11 のとおり、「家計調査」の 47 都道府県の県庁所在市データを用いた推計では、Hausman 検定により、クロスセクション（都道府県）効果がランダム効果と判断されていることから、ロバストネス・チェックのために「家計調査」の 10 地域別（北海道地方、東北地方、関東地方、北陸地方、東海地方、近畿地方、中国地方、四国地方、九州地方、沖縄地方）データを用いた推定も行う。幾つかの都道府県をまとめた地域別データを用いることにより、「家計調査」への協力度の偏りなど、データそのもののバイアスを回避することを試みる。ここでも分析対象は、二人以上の世帯のうち勤労者世帯（1985～1999 年までは、二人以上の世帯

帯のうち勤労者世帯（農林漁家世帯を除く）である。

推定結果は、図表 13 のとおりである。総合消費者物価指数（CPI）を用いた推定（Model I、Model II）、帰属家賃を除く総合消費者物価指数（CPI）を用いた推定（Model I'、Model II'）の結果に大きな差はない。図表 14.1～図表 14.3 には、「家計調査」（地域別）データを用いて推定したインフレ率のバイアスと、バイアス修正後インフレ率を図示している。「家計調査」（県庁所在市別）データから得られた結果（図表 12.1～図表 12.3）のトレンドと大きな差は見られず整合的である。推定結果は、公式統計の CPI は、分析期間前半（1986～1990 年平均から 2006～2010 年平均まで）には上方バイアスを伴い、分析期間後半（2011～2015 年平均以降）にはバイアスの方向が下方に転じていることを示している。CPI 見直し年のバイアスは、「家計調査」（県庁所在市別）データを用いた分析結果（図表 12.1～図表 12.3）ほど顕著ではないが、CPI 見直し年とそれ以外の年のバイアス（ μ ）の大きさ（絶対値）の平均値の差について、有意水準 5%で両側 t 検定を行ったところ、バイアスの大きさの差は統計的に有意であることが確認された（ $t(31) = 3.620, p = 0.001$ ）。「家計調査」地域別データを用いた推定結果からも、「家計調査」県庁所在市別データからの結果と同様に、エンゲル曲線に基づいて推定されたインフレ率は、分析期間前半は公式統計インフレ率よりも低く、分析期間後半は公式統計インフレ率よりも高い、という結果が得られている。

図表 13 家計調査(地域別)データを用いた推定結果

被説明変数：エンゲル係数(消費支出に占める食料支出の割合)

	Model I 固定効果	Model II 固定効果	Model I' 固定効果	Model II' 固定効果
ln消費支出 (β)	-0.122 *** (0.010)	-0.134 *** (0.011)	-0.121 *** (0.010)	-0.134 *** (0.011)
世帯人員		0.018 ** (0.007)		0.017 ** (0.006)
世帯主の年齢		0.001 *** (0.000)		0.001 *** (0.000)
調理食品・外食割合		0.058 (0.051)		0.061 (0.049)
R-sq: within	0.917	0.925	0.917	0.925
between	0.117	0.209	0.129	0.230
overall	0.591	0.610	0.605	0.628
Number of obs	340	340	340	340
Number of groups	10	10	10	10
Hausman Test (Prob>chi2 =)	0.981	0.010	0.984	0.129

地域：北海道地方，東北地方，関東地方，北陸地方，東海地方，近畿地方，中国地方，四国地方，九州地方，沖縄地方。

Model I, II: 総合CPIを用いた推計。Model I', II': 帰属家賃除く総合CPIを用いた推計。

***: 1%, **: 5% significance of $P > |z|$. ()内は、頑健標準誤差(heteroskedasticity-robust standard errors).
その他の説明変数については、掲載省略。

Model I time fixed effects :

1987-1988, 2000-2018 年は、1%水準で有意。

1995-1999 年は、5%水準で有意。

1989, 1994 年は、10%水準で有意。

1986, 1990-1993 年は、有意ではない。

Model II time fixed effects :

1987-1988, 2000-2018 年は、1%水準で有意。

1989, 1995-1996, 1998-1999 年は、5%水準で有意。

1994, 1997 年は、10%水準で有意。

1986, 1990-1993 年は、有意ではない。

Model I' time fixed effects :

1987-1988, 2000-2018 年は、1%水準で有意。

1995-1999 年は、5%水準で有意。

1989, 1993-1994 年は、10%水準で有意。

1986, 1990-1992 年は、有意ではない。

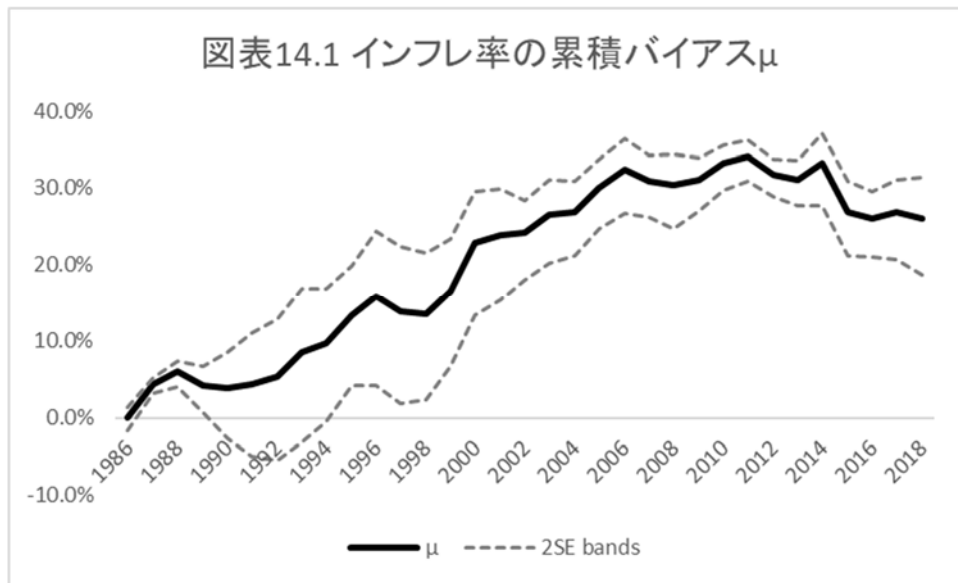
Model II' time fixed effects :

1987-1989, 1995-2018 年は、1%水準で有意。

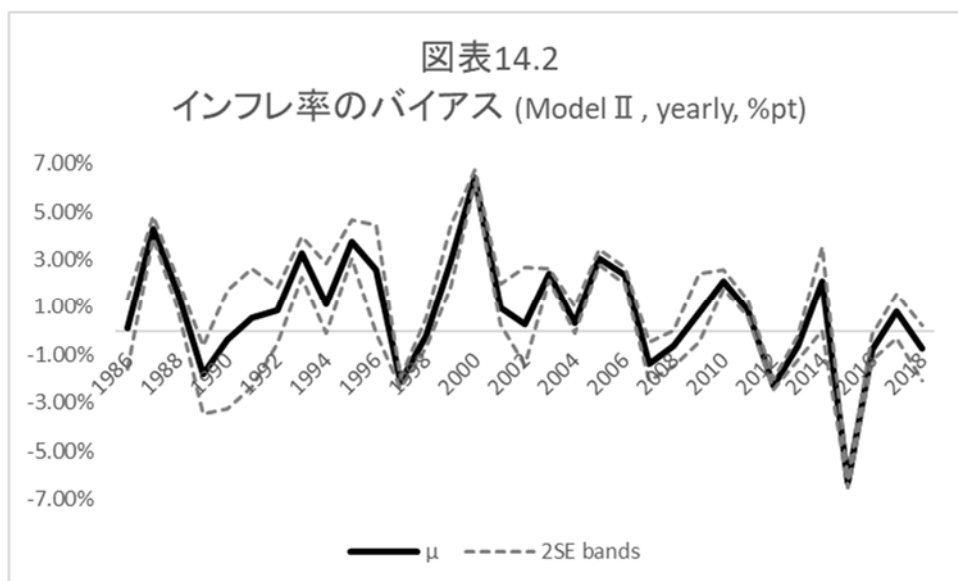
1993-1994 年は、5%水準で有意。

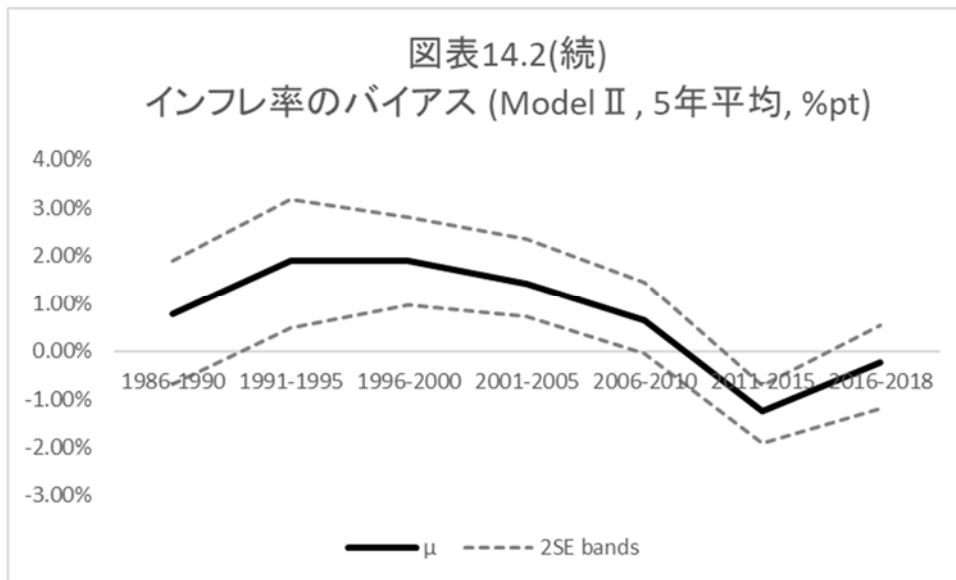
1990, 1992 年は、10%水準で有意。

1986, 1991 年は、有意ではない。

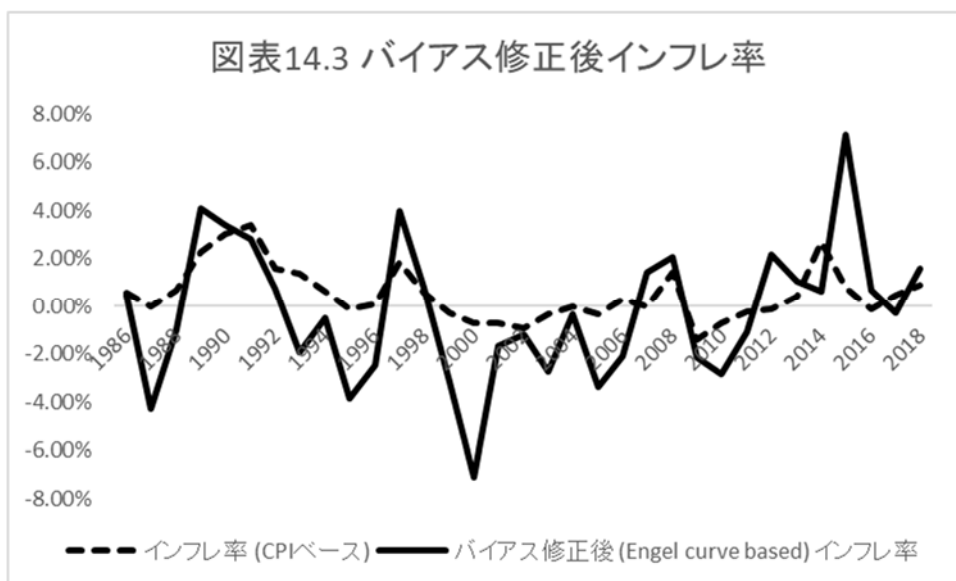


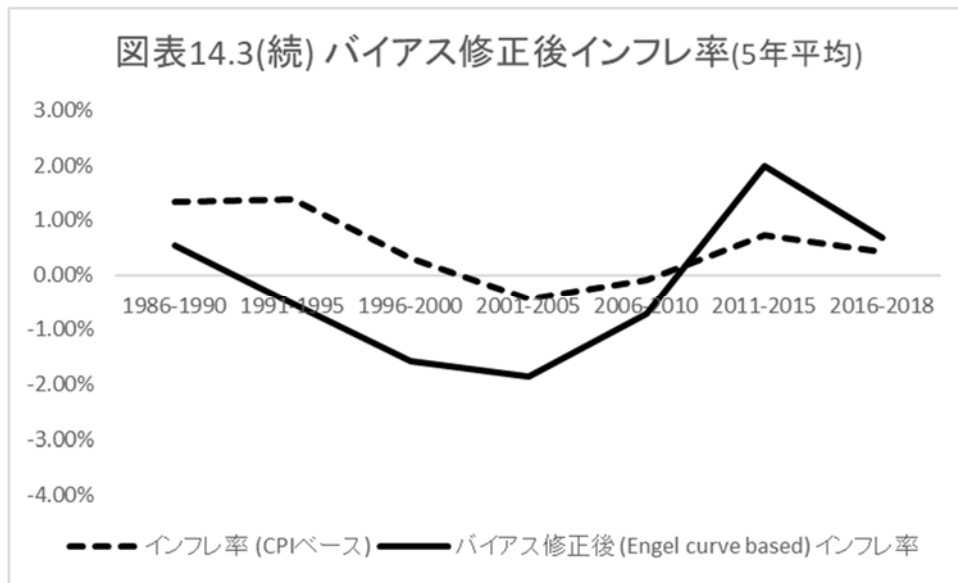
図表 13 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。





図表13のModel IIの推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。





図表 13 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。

5.3 「全国消費実態調査」データを用いた推定結果 —ロバストネス・チェック(2)

これまで得られた結果が、「家計調査」データそのもののバイアスに影響されていないかのロバストネス・チェックのために、「全国消費実態調査」データを用いた推定も行う。「家計調査」データを用いた推計では、地域別データを用いた場合でも、Hausman 検定に基づけば、(エンゲル曲線のシフトを説明するコントロール変数を含めた) 本稿の主要な推定モデルである Model II を除いて、地域別効果がランダム効果と判断されている (図表 13 参照)。ここでも、「家計調査」データを用いた推定と同様に、二人以上の世帯のうち勤労者世帯の 1 世帯当たり 1 か月間の支出データを用いる。全国消費実態調査は 5 年に一回行われており、現時点で県庁所在市別のデータが得られるのは、1984、1994、1999、2004、2009、2014 年の 6 年分である。1999 年は、鳥取県と島根県の県庁所在市別のデータが得られない。従って、1984、1994、1999、2004、2009、2014 年の 6 時点のアンバランスド・パネルを構築し、固定効果モデルの推定を行う。

推定結果は、図表 15 に示している。「全国消費実態調査」データを用いた推定では、全て固定効果モデルが採択されている。ここでの推定でも、総合消費者物価指数 (CPI) を用いた推定 (Model I、Model II) に加えて、帰属家賃を除く総合消費者物価指数 (CPI) を用いた推定 (Model I', Model II') も行っているが、両者の結果に大きな差は見られない。図表 16.1 ~ 図表 16.2 には、「全国消費実態調査」データから推定されたインフレ率のバイアスと、バイアス修正後インフレ率を図示している。データが 6 時点のため、図表は年平均で描いている。「家計調査」データを用いた推定 (図表 12.1~図表 12.3、図表 15.1~図表 15.3) とは、分析期間の区切りが異なるが、結果のトレンドに差異は見られない。1984~1994 年平均か

ら 2004～2009 年平均の期間には、公式統計 CPI に上方バイアスが観測され、エンゲル曲線に基づいたインフレ率は、公式統計インフレ率よりも低い。一方、2009～2014 年平均においては、公式統計 CPI に下方バイアスが見られ、エンゲル曲線に基づいて推定されたインフレ率は公式 CPI よりも高い、という結果が得られている。「全国消費実態調査」データからも、家計調査（県庁所在市別）データを用いた推定結果のロバストネスが確認されている。

図表 15 全国消費実態調査データを用いた推定結果

被説明変数：エンゲル係数（消費支出に占める食料支出の割合）

	Model I 固定効果	Model II 固定効果	Model I' 固定効果	Model II' 固定効果
ln消費支出 (β)	-0.136 *** (0.013)	-0.145 *** (0.013)	-0.136 *** (0.013)	-0.144 *** (0.013)
世帯人員		0.027 *** (0.005)		0.026 *** (0.005)
世帯主の年齢		0.001 ** (0.001)		0.001 ** (0.001)
調理食品・外食割合		0.140 *** (0.033)		0.139 *** (0.033)
R-sq: within	0.885	0.900	0.885	0.900
between	0.184	0.163	0.181	0.163
overall	0.740	0.751	0.739	0.751
Number of obs	280	280	280	280
Number of groups	47	47	47	47
Hausman Test (Prob>chi2 =) (タイムダミー無し)	0.036 —	0.010 0.008	0.031 —	0.008 0.015

1984, 1994, 1999, 2004, 2009, 2014年のアンバランスド・パネル。

全国消費実態調査のデータのみ、山口県下関市のデータ。家計調査、消費者物価指数は山口市のデータ。

Model I, II: 総合CPIを用いた推計。Model I', II': 帰属家賃除く総合CPIを用いた推計。

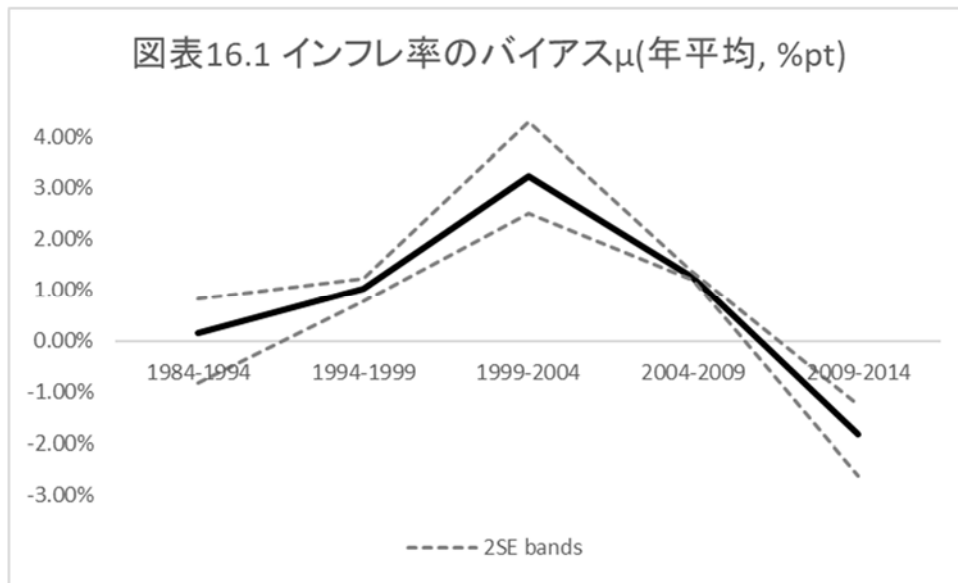
***: 1%, **: 5% significance of $P > |z|$. ()内は、頑健標準誤差(heteroskedasticity-robust standard errors).

その他の説明変数については、掲載省略。

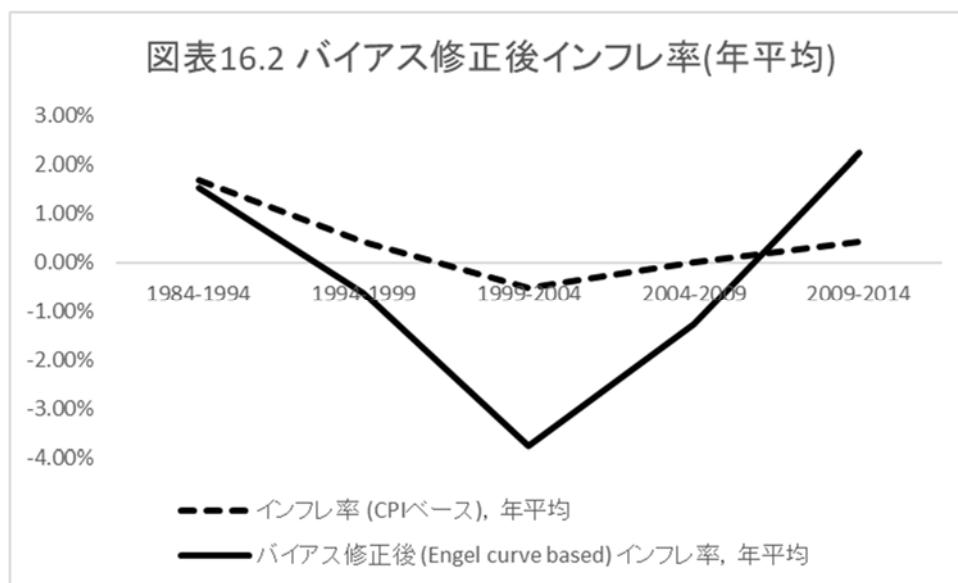
全てのmodelのtime fixed effects :

2004, 2009, 2014年は、1%水準で有意。

1994, 1999年は、有意ではない。



図表 15 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。



図表 15 の Model II の推定結果から、(2)式に基づいて筆者算出。

6. おわりに

本研究の貢献は、Shiratsuka (1999)、白塚 (2005)、Ariga and Matsui (2003)、菅 (2005)、Broda and Weinstien (2007)などの先行研究とは異なり、マクロ経済理論に基づくエンゲル曲線に着目したトップダウン・アプローチにより、日本の公式物価統計（消費者物価指数、CPI）のバイアスを計測したことにある。Shiratsuka (1999)や白塚 (2005)でも指摘されているとおり、

全ての消費の変化を取り込むことの限界、「家計調査」への協力の偏り等を考慮すれば、公式 CPI に計測誤差が発生することは避けられない。これまでの研究の主流は、ミクロ的（ボトムアップ）アプローチであり、代替効果、品質変化・新製品の取込み、アウトレット代替等の面からインフレ率のバイアスにアプローチしているが、より正確な計測や更なる改善には限界があると思われる。本稿における根源的な論理は、エンゲル曲線が時間を通じて安定していることを前提として、コントロール変数で説明出来ないシフトが観測される時、消費者物価指数（CPI）公式統計に計測誤差（バイアス）が生じていることが示唆される、というものである。本稿の理論的・実証的な分析では、先行研究におけるミクロ的アプローチで見落とされてきたバイアスを拾い上げることが可能であり、総合的なバイアスの方向と大きさを観測出来る。

本稿での分析の結果、1985年から2018年までの期間、横軸に所得、縦軸にエンゲル係数（＝食料支出の割合）をとって描いた日本の地域グループに基づく（47都道府県別）エンゲル曲線、所得グループに基づくエンゲル曲線ともに右下がりになることが確認された。日本のエンゲル曲線のデータ分析（図表 9.1～9.3、図表 10）からは、1985年から2013年前後までは、エンゲル曲線の時間を通じた下方シフトが観測され、公式 CPI に上方バイアスが生じていることが予測された。一方、2013年前後以降は、エンゲル曲線の上方シフトが観測され、公式 CPI に下方バイアスが生じていることが予想された。データ分析からの予測は、固定効果モデルを推定して得られたバイアスの方向と整合的であった（図表 11、図表 12.1～図表 12.3、図表 13、図表 14.1～14.3、図表 15、図表 16.1～図表 16.2）。固定効果モデルの推定は、「家計調査」県庁所在市別のデータを用いて頑健検定を行い、ロバストネス・チェックのために、「家計調査」地域別データ、「全国消費実態調査」データを用いた推定も行った。パネル推定において、エンゲル曲線のシフトをコントロールする変数として、家計の人数、世帯主の年齢、調理食品・外食の割合を含めた。世帯主の年齢、調理食品・外食の割合の重要性については、固定効果モデルの推定の前に、データから確認した。また、全ての推定において、消費に含まれない帰属家賃の問題を考慮するために、帰属家賃を含まない CPI を用いた推定もロバストネス・チェックとして行った。全ての固定効果モデルの推定結果は、概ね整合的であり、ロバストなものだと結論付けることが出来る。本稿の分析結果をまとめると、1985年から2013年前後までの期間、エンゲル曲線の推定からは公式統計 CPI に上方バイアス（過大評価）が生じていることが示され、エンゲル曲線に基づくインフレ率は、公式インフレ率を下回る。一方、2013年前後から2018年までは、公式統計 CPI に下方バイアス（過小評価）が生じていることが推定結果から示され、エンゲル曲線に基づいたインフレ率は、公式インフレ率よりも高い。

ミクロ的アプローチをしている先行研究で議論されているように、CPI に起こりうる計測誤差のうち、品質変化・新製品の登場やアウトレット代替は CPI に上方バイアス（過大評価）

をもたらす要因である (Shiratsuka (1999)、白塚 (2005)、Ariga and Matsui (2003)、菅 (2005)、Broda and Weinstein (2007))。一方、その他の要因については、バイアスの方向は一定ではなく、また、計測誤差として抽出されることそのものが難しいものもある。一般に、インフレ統計には、総合的には上方バイアスが生じやすい (Shiratsuka (1999)、白塚 (2005)) とも言われるが、本稿の推定結果は 2013 年前後以降の下方バイアスの存在を示している。この結果からは、2013 年前後以降には、品質変化・新製品の登場やアウトレット代替等を上回る何らかの効果の存在が推測される。嗜好の変化等により、相対価格が上昇している品目の消費が (一般的な代替効果とは逆に) 上昇する状況が考慮されない場合や、経年劣化の影響が考慮されない場合 (白塚 (2019)) には、CPI に下方バイアスが生じる。また、近年利用者が増加しているインターネット上の様々な形態の市場の存在は、CPI にバイアスをもたらす可能性がある。インターネット上の市場での高価な品目への支出の増加は、CPI 計測時の過小評価に繋がる可能性があり、CPI の下方バイアスを説明する。本稿で推定されたインフレ率のバイアスについて理解を深めるためには、こうしたミクロ的アプローチからの説明も必要であり、今後の更なる追究が不可欠である。

[参考文献]

- Ariga, Kenn and Kenji Matsui (2003) "Measurement of the CPI," in Blomstrom, Corbett, Hayashi, and Kashyap eds, *Structural Impediments to Growth in Japan*, The University of Chicago Press.
- Barrett, Garry F., and Matthew Brzozowski (2010) "Using Engel Curves to Estimate the Bias in the Australian CPI," *Economic Record* 86 (272): 1–14.
- Beatty, Timothy K. M. and Erling Roed Larsen (2005) "Using Engel curves to estimate bias in the Canadian CPI as a cost of living index," *Canadian Journal of Economics* 38 (2): 482–99.
- Broda, Christian and David E. Weinstein (2007) "Defining Price Stability in Japan: A View from America," *NBER Working Paper* No. 13255.
- Chung, Chul, John Gibson, and Bonggeun Kim (2010) "CPI Mismeasurements and Their Impacts on Economic Management in Korea," *Asian Economic Papers* 9 (1): 1–15.
- Costa, D. L. (2001) "Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves," *Journal of Political Economy* 109(6): 1288-1310.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review* 70(3): 312-326.
- Filardo, Andrew (2016) "Comments on "Measuring Japan's CPI Bias Using Engel Curves" by Yoko Oguro," the First Annual Conference of the Japan Economy Network (JEN), Berlin,

unpublished.

- Filho, Ireneu de Carvalho, and Marcos Chamon (2012) "The myth of post-reform income stagnation: Evidence from Brazil and Mexico," *Journal of Development Economics* 97 (2): 368–86.
- Filho, Ireneu de Carvalho and Marcos Chamon (2013) "Consumption Based Estimates of Chinese Growth," *International Monetary Fund (IMF) Working Paper* 13/265.
- Gibson, John, and Grant Scobie (2010) "Using Engel Curves to Estimate CPI Bias in a Small, Open, Inflation-Targeting Economy," *Applied Financial Economics* 20 (17): 1327–35.
- Gibson, John, Steven Stillman, and Trinh Le (2008) "CPI Bias and Real Living Standards in Russia during the Transition," *Journal of Development Economics* 87 (1): 140–60.
- Hamilton, B. W. (2001) "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias," *American Economic Review* 91(3): 619-630.
- Higa, Kazuhito (2013) "Estimating Upward Bias in the Japanese CPI Using Engel's Law," *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series* gd12-295, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Larsen, Erling Røed (2007) "Does the CPI Mirror the Cost of Living? Engel's Law Suggests Not in Norway," *Scandinavian Journal of Economics* 109 (1): 177–95.
- Nakamura, E., J. Steinsson, and M. Liu (2016) "Are Chinese Growth and Inflation Too Smooth? Evidence from Engel Curves," *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 8, no. 3: 113-144.
- Nakamura, L. I. (1996) "Is U.S. Economic Performance Really That Bad?" *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper* No. 95-21/R.
- Shiratsuka, Shigenori (1999) "Measurement errors in Japanese Consumer Price Index," *Monetary and Economic Studies*, vol.17, no.3, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- 白塚重典 (2005) 「わが国の消費者物価指数の計測誤差:いわゆる上方バイアスの現状」, 『日銀レビュー』, 2005-J-14.
- 白塚重典 (2019) 「小黒曜子「日本の消費者物価指数のバイアスに関する考察」に対するコメント」東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局 第8回共催コンファレンス, 未定稿.
- 菅幹雄 (2005) 『物価指数の測定論』日本評論社.