

マイクロショックとマクロ予測*

ーコロナ禍におけるインフレ期待ー

飯塚 侑大・菊池 淳一・中園 善行**

<要旨>

本研究では、Kikuchi and Nakazono (forthcoming) に従い、インフレ期待に関して新しい計測手法を提案する。インフレ期待を変化率の見通しではなく、物価水準の見通しとして調査することで、インフレ期待の計測に関するいくつかの問題を解決できることを示す。また家計のインフレ期待形成に関する新しい知見も提示する。具体的には、コロナ禍における経済環境の変化を外生的な変化ととらえることで、家計レベルで観察された所得ショックが、物価見通しに影響を与えたことを示す。この結果は、ミクロ的なショックがマクロ的な期待形成に影響を与えうることを示唆している。

JEL Classification Codes : C53, D84, E31

Keywords : 期待の不一致、期待 (expectations)、期待の偏り、異質的なショック、所得ショック、インフレ、期待の丸め込み、スタグフレーション

* 本稿の執筆に際しては、2021年度統計関連学会連合大会、行動経済学会第15回大会において参加者から貴重なコメントをいただいた。また、荒井夏来氏（国立政治大学）、太田墨氏（横浜市立大学）、河越正明氏（日本大学）、随清遠氏（横浜市立大学）、鈴木道雄氏（東北大学）、敦賀貴之氏（大阪大学）、堀雅博氏（一橋大学）から有益なコメントを頂いた。この場を借りて厚く御礼申し上げる。本研究は科学研究費（21H04397、22K01438）、大阪大学社会経済研究所、横浜市立大学戦略的研究推進事業（SK201905）から助成を受けた。なお本稿に含まれ得る誤りは、すべて筆者らの責に帰するものである。

** 飯塚 侑大：横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科博士前期課程、菊池 淳一：横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科博士後期課程、大阪大学社会経済研究所助教、中園 善行：横浜市立大学大学院国際マネジメント研究科准教授、内閣府経済社会総合研究所客員研究官。

**Microeconomic shocks and Macroeconomic Forecasts
— Inflation Expectations amid COVID-19 —**

By Yuta IIZUKA, Junichi KIKUCHI and Yoshiyuki NAKAZONO

Abstract

Following Kikuchi and Nakazono (forthcoming), we propose a novel approach for measuring inflation expectations, which can alleviate the rounding number problem. Matching the new measure for inflation expectations with a survey on job and income losses due to COVID-19, we examine whether inflation expectations are influenced by idiosyncratic shocks. We find that negative income shocks affect inflation expectations amid the pandemic of COVID-19. The evidence implies that economic shocks at the household level influence their macroeconomic forecasts.

JEL Classification Codes: C53, D84, E31

Keywords: disagreement, expectations, forecast bias, idiosyncratic shock, income shock, inflation, rounding, stagflation

1. はじめに

インフレ期待には高い関心が払われている。背景には短期名目金利の実効下限制約がある。日本では過去 20 年以上にわたり超低金利環境が続いてきた。このような環境下では、実質利子率の変動の大部分がインフレ期待によって説明される。実質利子率は名目利子率とインフレ期待との差で計測されるが、仮に名目利子率がゼロパーセントで動かないとする。この場合、実質利子率の変動はインフレ期待によって決まる。超低金利環境の下では、実質利子率の変化がインフレ期待と 1 対 1 で対応する。このような背景の下で、インフレ期待には高い関心が寄せられてきた。

インフレ期待の形成過程に関する研究は非常に活発である。2007 年、当時のベン・バーナンキ米連邦準備制度理事会議長は、講演で「インフレ期待の特徴や測定方法への理解が不足している」と指摘している (Bernanke, 2007)。また 2017 年には黒田東彦日本銀行総裁が、「過去数年でインフレ期待について多くのことを学んできたが、まだ理解すべき研究の問いは多く残っている。」と発言している (Kuroda, 2017)。学会に限らず中央銀行員等の実務家にも高い関心が払われた結果、過去 10 年間でインフレ期待の形成過程に関する研究は急速な発展を見た。

しかしながら、日本においては研究の蓄積が必ずしも十分とは言い難いのが現状である。一方で、名目金利の実行下限制約に直面してきた日本では、インフレ期待は実質利子率を直接決める要因であり、研究者にとっても実務家にとってもインフレ期待をめぐる研究の要請は高い¹。本研究は、この要請に応えることを目的としている。具体的には、まずインフレ期待の測定手法に関する議論を紹介する。そしてインフレ期待の測定手法に関して、独自の新しい方法を提案する。さらにこの手法を用いながら、コロナ禍における経済環境の変化を分析に応用することで、家計がどのようにインフレ期待を形成するのかについて、新しい知見を示す。

本研究の結論は次の 3 点である。第 1 に、インフレ期待の測定に関する諸問題を整理した。本研究では、インフレ期待の測定に関して指摘される問題を整理し、インフレ期待を測定する難しさについて議論した。第 2 に、インフレ期待の測定について提案された新しい手法 (Kikuchi and Nakazono, forthcoming) を紹介し、この手法が他の測定手法よりも優れている証拠を提示した。具体的には、本研究ではインフレ期待を測定するにあたり、物価水準の見通しを調査することでインフレ期待を測定する手法について提案した。そしてこの新しい手法は、インフレ期待を測定する際に生じるいくつかの問題を解決する可能性があることを示した。第 3 に、ミクロ的なショックがマクロの見通しに影響を与えることを示した。家計毎に異なるはずの外生的な変化、具体的には家計それぞれに異質的な(負の)所得ショックが、マクロのインフレ期待に影響を与えることを示した。所得に関する

¹ 日本のデータを用いて家計のインフレ期待形成を分析した論文には例えば Abe and Ueno (2015)、Abe and Ueno (2016)、Hori and Kawagoe (2013)、Diamond et al. (2020)、Kikuchi and Nakazono (forthcoming) 等がある。

Idiosyncratic shock が、マクロの見通しに影響を与えることを実証した研究は我々の知る限り初めてである。

本研究と関連する研究は、以下の 2 つに分けられる。第 1 に、家計のインフレ期待形成に関する既存研究である。多くの既存研究が、家計がどのようにインフレ期待を形成しているのかを分析している。それらの既存研究は、所得や年齢、性別などの家計の属性が、形成されたインフレ期待を説明しうることを示している²。家計の属性以外にも、Ehrmann et al. (2017) や Pfajfar and Santoro (2013) は、回答者の金融状況や購買態度、マクロ経済の見通し、インフレ率に関するニュースがインフレ期待と関係していることを示している³。本研究でも、家計がどのようにインフレ期待を形成するのかに焦点を当てているが、本研究は特に回答者に生じたショックがインフレ期待に与える影響を指摘した点に新規性がある。つまり、ミクロのショックがマクロ変数の期待値に影響を及ぼし得ることを示した点が本研究の貢献である。

第 2 に、家計が形成する長期のインフレ期待を分析した既存研究である。家計のインフレ期待形成を分析した既存研究は主に短期のインフレ期待を分析対象としている。ここで短期とは 1 年先の家計のインフレ期待を指す。Andrade et al. (2016) は、1 年より先のインフレ見通しについて、回答者間でインフレ期待の不一致が生じていることを示している。しかしながら、彼らの研究は家計ではなく、専門家を対象としたデータを使用している。Chan et al. (2018) は、インフレ期待のトレンドと長期のインフレ期待の関係性を分析しているが、彼らもまた専門家が形成する期待のデータを使用している。このように専門家が形成する期待については、長期のインフレ率に関する分析が存在するものの、家計が 1 年を超える期間においてどのようにインフレ見通しを形成するのかを分析した既存研究は少ない⁴。本研究は、1 年先、3 年先、10 年先へのインフレ期待を調査しており、短期のみではなく、長期のインフレ期待も分析可能である。すなわち、家計が形成するインフレ期待の期間構造が分析可能であり、また長期のインフレ期待がインフレ目標にアンカーできているのかを検証することもできる。

本論文の構成は以下の通りである。2 節でインフレ期待の新しい測定方法を提案し、この手法が既存研究で示されてきた測定に関する諸問題を解決する可能性があることを示す。3 節で新しい測定手法で計測されたインフレ期待の振る舞いについて整理する。4 節で家計が形成するインフレ期待について新しい知見を提示する。5 節で結論を述べる。

² 既存研究の例を挙げると、Cavallo et al. (2017) や Coibion et al. (2018a), Easaw et al. (2013) などがある。Diamond et al. (2020) は、日本における調査結果を用いて、インフレ期待の水準が回答者の年齢によって説明可能であることを示している。

³ Coibion and Gorodnichenko (2015) は、米国において、家計が形成するインフレ期待はガソリン価格の変化と関係していることを示している。また D'Acunto et al. (2019) や D'Acunto et al. (forthcoming) は、インフレ期待と認知能力の関係性を分析している。

⁴ 日本の家計が長期にわたるインフレ期待をどのように形成しているのかについては、鎌田 (2008) や鎌田他 (2015)、Kikuchi and Nakazono (forthcoming) 等が分析しているが、研究の絶対数は少ない。

2. インフレ期待の測定

2.1 調査手法

本節では、本研究がインフレ期待の測定に使用した調査の概要を説明したうえで、家計が形成するインフレ期待の基本統計量を示す。2015年第4四半期から四半期毎に、日本の家計を対象にしたインターネット調査（株式会社インテージによる調査）を用いて、短期及び長期のインフレ期待等を分析した。調査では、回答者に以下のような質問をしている。

- 「消費者物価指数（財やサービスの価格の平均的な動きを表しています）をイメージしてお答えください。現在の物価を「10,000」とした場合、今後どのような値になっていると思いますか。※消費税など制度変更の影響を除いてお答えください。」

(1) 1年後

(2) 3年後

(3) 10年後

1年先、3年先、10年先への物価見通しを調査することによって、短期及び長期の家計が形成するインフレ期待を計測している。この調査法には以下のような利点が3点ある。

2.2 インフレ期待の期間構造

第1の利点は、フォワードのインフレ期待を算出することができる点である。例えば、1年先、3年先、10年先への物価見通しをそれぞれ10,080、10,600、11,000とすると、変化率（年率）は以下のように算出できる。

予測期間	1年先	3年先	10年先		
インフレ期待	10,080	10,600	11,000		
↓					
年率のインフレ率	スポットのインフレ期待			フォワードのインフレ期待	
予測期間	1年先	3年先	10年先	1年先から3年先	3年先から10年先
インフレ期待	0.80%	1.96%	0.96%	2.55%	0.53%

1年先、3年先、10年先（4四半期先、12四半期先、40四半期先）へのインフレ期待は、それぞれ0.80%、1.96%、0.96%である。本研究は、それらをスポットのインフレ期待と呼び、 t 時点における t 期から q 四半期先への家計 j が形成するインフレ期待を $E_t^j[\pi_{t,t+q}]$ と定義する。また1年先、3年先、10年先へのインフレ期待が10,080、10,600、11,000である場合、いわゆる「フォワード」のインフレ期待も計測可能であり、 t 期における1年先（4四半期先）から3年先（12四半期先）のインフレ期待（ $E_t^j[\pi_{t+4,t+12}]$ ）、及び t 期における3年先（12四半期先）から10年先（40四半期先）へのインフレ期待（ $E_t^j[\pi_{t+12,t+40}]$ ）はそ

それぞれ 2.55%、0.53%と計算できる。フォワードのインフレ率を計算可能という点が、第 1 の利点である。

2.3 回答へのバイアスの回避

第 2 の利点は、自由回答形式でインフレ期待を調査することで回答へのバイアスを回避できるという点である。アンケート調査では、回答の負担を減らすため、選択肢を設けて調査を行うことがある (Dillman et al., 2014)。しかし、インフレ期待調査において選択肢を設けた場合、選択肢それ自身にインフレ率に関する情報が含まれる。例えば、選択肢から、調査対象者がインフレ期待の上限と下限に関する情報 (レンジ) を入手することが考えられる⁵。また選択肢の中心 (が示唆する値) が、平均的なインフレ期待として解釈される可能性がある。例えばインフレ期待の調査において、選択肢の上限が+10%、下限が-10%、中心が 0%であるとする。この場合、調査対象者はインフレ率の上限が+10%、下限が-10%、平均的には 0%であると考え得る。このように選択肢の範囲や中心は、インフレ率について十分な知識を持たない調査対象者への情報になることが考えられ、結果として回答にバイアスが生じる可能性がある。しかし本研究が使用する調査は、選択肢を設けていない自由回答形式である。したがって、選択肢を示すことで生じるバイアスを回避することができる。これが第 2 の利点である。

2.4 数字の丸め込み (rounding responses) 問題

第 3 の利点は、インフレ期待を物価水準で回答させることで、数字の「丸め込み」問題を軽減できる点である。「丸め込み」とは、アンケート調査において、所得などの数値を回答する際、小数点以下などの端数を切り上げ (切り下げ) て回答することを指す。回答に丸め込みがある場合、整数や五の倍数の回答が増える傾向がある (鎌田, 2008; Binder, 2017)。既存研究において、調査への回答はいくつかのプロセスに分けられることが知られている (Ruud et al., 2014)。回答へのプロセスは、(1) 質問を理解する、(2) 記憶から情報を呼び起こす、(3) 回答を形成するというプロセスである (Tourangeau et al., 2000)。心理学分野の既存研究によれば、丸め込まれた回答は、回答を表現する際の不確実性や、自身の回答を数字に変換する際の不確実性を反映している (Tourangeau et al., 2000)。また、認識やコミュニケーションに関する分野の既存研究では、不確実性を表現するために丸め込まれた数字が使用されることが示されている (Binder, 2017)⁶。したがって、インフレ期待を調査する際には、インフレ期待回答への不確実性を軽減することによって、「丸め込み」問題を軽減できる可能性がある。これが第 3 の利点である。数字の丸め込み問題をさらに軽減するため、本研究では設問に 3 つの工夫を加えている。第 1 の工夫として、「インフレ」という言葉を

⁵ Smyth et al. (2007) では、選択肢それ自身に情報が含まれるとする調査例が示されている。

⁶ 不確実性は丸め込まれた回答を生じさせ (Kahneman and Tversky, 2000; Ruud et al., 2014)、また丸め込まれた回答は不正確な回答と関連している (Baird et al., 1970; Rowland, 1990)。

避ける方法を採用している。具体的には、調査票において「インフレ」という言葉を避け、「物価（が今後どのような値になるか）」という問い方を採用した。数字の丸め込み問題は調査対象者の金融リテラシーと関係している。Lusardi and Mitchell (2008) は、インフレ率についてアンケート調査をした際、12.8%が「分からない」と回答し、14.5%が誤った回答をしたと報告している。この結果は、およそ27%の調査対象者がインフレ率について良く知らない、もしくは理解が不足していることを示唆している。金融リテラシーが不足していると、インフレ率の見通しを回答する際に、高い不確実性を生じさせ、この不確実性が丸め込み問題の原因となる。また金融リテラシーの不足は、インフレ期待に関する質問そのものの理解を阻む (Tourangeau et al., 2000)。本研究が使用した調査票では「インフレ」という言葉を避けることで、金融リテラシーの不足から生じる不確実性を軽減させ、丸め込み問題の軽減を図っている。物価の変化率（インフレ率）ではなく、物価の水準によってインフレ期待を測定する本研究の第1の工夫は、調査対象者にとって回答しやすい設計となっている。

数字の丸め込み問題を軽減するための第2の工夫として、「記憶のたどりやすさ」を考慮した調査票を採用している。先行研究によれば、インフレ期待を回答する際、家計は記憶の中から物価に関する情報などを呼び起こす (Tourangeau et al., 2000)。例えば、インフレ率について問われた際、ほとんどの回答者は特定の財の価格を思い出す (Bruine de Bruin et al., 2010)。同様に、インフレ率の見通しであるインフレ期待を形成する際、調査対象者は特定の財の価格に関する記憶を活用している (Cavallo et al., 2017)⁷。このことは、消費者が特定の財の価格に基づいてインフレ期待を形成している可能性が高いことを示唆している。物価の水準のそのものを測定対象として、記憶をたどりやすくするという第2の工夫は、インフレ期待を回答する際の不確実性を減らし、結果として丸め込み問題の軽減を図っている。

数字の丸め込み問題を軽減するための第3の工夫として、調査対象者に計算をさせない設計になっている。数字の丸め込み問題は、変化率を計算することという負担と関係している。調査においてインフレ見通しを回答する場合、物価の予想変化率を回答者自身で計算する必要がある。しかしながら、先行研究は、ごく簡単な計算であっても、何らかの計算を要する質問は、回答そのものや回答率に影響を与えることを示唆している。例えば Schwartz et al. (1997) と Lipkus et al. (2001) は、確率の計算を含めた簡単な計算問題であっても、アンケート調査において回答者の負担になりうるということを示している。例えば、Lipkus et al. (2001) は次のような質問を行った。「ACME PUBLISHING SWEEPSTAKES では、車が当たる確率は1,000分の1である。ACME PUBLISHING SWEEPSTAKES のチケットのうち、車が当たるのは何パーセントか？（正解は、0.1%）」。このような比較的簡単な

⁷ Cavallo et al. (2017) は、インフレ期待調査において、調査対象者の64.4%が特定の財の価格を思い出そうとし、特定の財の価格を思い出そうとした回答者はインフレ率の統計値を思い出そうとした人の2倍の割合であることを報告した。

計算問題であっても、正解できたのは全体の 29.8%のみであった。また、Dillman et al. (2014) は、アンケート調査を行う際は、調査対象者に計算をさせるような質問を避けるべきであるということを主張している。これらの既存研究は、物価水準を変化率へ計算する際の不確実性が、回答の負担を増加させるため、インフレ期待を回答するプロセスを複雑化させることを示唆している。変化率の計算を避け、物価水準を回答する形式でインフレ期待を調査するという我々の調査の第 3 の工夫は、回答の際の不確実性を減らし、結果として丸め込み問題の軽減を図るものである。

またアンケート調査の際に生じる問題として、「5 の倍数」問題が知られている。これは、アンケート調査で定量的な回答を自由記述するよう求められた際、回答が「5 の倍数」に丸め込まれるという現象を指す (Manski and Molinari, 2010)。この「5 の倍数」問題は、インフレ期待の測定においても同様である。例えば、ミシガン大学が実施している消費者へのアンケート調査 (Surveys of Consumers, University of Michigan) において、インフレ期待が「5 の倍数」となる (インフレ期待が 5%、10%、15%などの 5 の倍数となる) 割合は、全体のおよそ半数以上にのぼる (Binder, 2017; Detmeister et al., 2016)。一方、本研究が使用する調査では、5 の倍数の回答割合はおよそ 24%である。つまり本調査でインフレ期待が 5 の倍数となる割合は、ミシガン大学の調査の半分程度である。

5 の倍数での回答割合が軽減された理由は、本節で詳述したインフレ期待の新しい測定手法が寄与している。本研究の調査においても、5 の倍数によって回答されたインフレ期待が含まれている。しかしながら、物価水準そのものを回答させているため、算出されたインフレ期待は必ずしも 5 の倍数とは限らない。本研究の調査では、1 年先のインフレ期待において、10,100、10,200、10,300 という予想が多く報告されている。回答自体は 5 の倍数だが、これらの回答はそれぞれ年率で 1.0%、2.0%、3.0%のインフレ期待に変換される。すなわち、5 の倍数ではなくなる⁸。変化率ではなく、物価水準そのものを回答させることで、5 の倍数による回答を減らすことができる。結果として、丸め込み問題が軽減されているのである。

3. 測定されたインフレ期待

本研究で測定されたインフレ期待はどのような振る舞いを見せるのか。図表 1 はスポットのインフレ期待 (上段) 及びフォワードのインフレ期待 (下段) の基本統計量を示している⁹。平均値に注目すると、図表 1 (上段) において、1 年先及び 3 年先へのインフレ期待は 2.0%を上回っているが、10 年先へのインフレ期待は 1.5%にとどまっている。この結果

⁸ 本研究の調査では、10,500、11,000、11,500、12,000、12,500 などの回答が、5%、10%、15%、20%、25% という「5 の倍数」のインフレ期待となる。

⁹ 本研究で使用するインフレ期待は 25%以上、及び-5%以下を除外している。

は、インフレ期待の「期間構造」が平坦ではなく、予測期間が長期になるにつれて「右下がり」となることを示している。このような期間構造は、フォワードのインフレ期待においても同様である。図表1（下段）は、1年先から3年先へのインフレ期待の平均値が、3年先から10年先へのインフレ期待の平均値よりも大きいことを示している。しかしながら、1年先、3年先、10年先へのインフレ期待の中央値はそれぞれ0.5%、0.9%、1.0%である。基本的に、中央値はすべて1.0%を下回っており、中央値で評価した場合、インフレ期待の期間構造は緩やかに「右上がり」となっている。また、短期のインフレ期待の平均値と中央値の差が大きいことは、インフレ期待がばらついていることを示唆している。1年先へのインフレ期待の平均値と中央値の差は2.0%である一方、10年先へのインフレ期待においては0.5%である。この結果は、図表1（下段）に示しているフォワードのインフレ期待においても同様である。これらの結果は、インフレ期待の不一致は、長期よりも短期において大きくなることを意味している。一方、短期的な変動が少ないと考えられる10年先へのインフレ期待の中央値は1.0%にほぼアンカーされている。

図表1: 家計が形成するインフレ期待の基本統計量

	1年先			3年先			10年先		
	$E_t^j[\pi_{t,t+4}]$			$E_t^j[\pi_{t,t+12}]$			$E_t^j[\pi_{t,t+40}]$		
	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数
全体	2.5%	0.5%	143,612	2.1%	0.9%	144,806	1.5%	1.0%	144,835
女性	2.8%	0.8%	69,474	2.4%	1.0%	69,843	1.6%	1.0%	69,802
男性	2.2%	0.5%	73,694	1.8%	0.6%	74,517	1.3%	1.0%	74,589
高卒以下	2.8%	1.0%	64,212	2.3%	1.0%	64,650	1.6%	1.0%	64,671
大卒以上	2.2%	0.5%	73,706	1.8%	0.6%	74,340	1.3%	1.0%	74,159
低所得	2.7%	0.9%	63,077	2.3%	1.0%	63,570	1.6%	1.0%	63,625
高所得	2.2%	0.5%	54,290	1.8%	0.6%	54,742	1.3%	1.0%	54,676

	1年先から3年先			3年先から10年先		
	$E_t^j[\pi_{t+4,t+12}]$			$E_t^j[\pi_{t+12,t+40}]$		
	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数
全体	1.8%	0.4%	141,686	1.1%	0.6%	141,667
女性	2.0%	0.7%	68,192	1.1%	0.6%	68,131
男性	1.7%	0.4%	73,058	1.0%	0.6%	73,107
高卒以下	2.0%	0.9%	63,139	1.1%	0.6%	63,061
大卒以上	1.6%	0.4%	73,062	1.0%	0.5%	72,975
低所得	2.0%	0.7%	61,986	1.2%	0.6%	61,865
高所得	1.6%	0.4%	53,782	0.9%	0.6%	53,822

Note: 標本期間は2016年第2四半期から2019年第4四半期。インフレ期待は25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収400万円未満、「高所得」は世帯年収700万円以上を指す。

図表 2: コロナ禍におけるインフレ期待の基本統計量 (2020 年 5 月調査)

	1 年先			3 年先			10 年先		
	$E_t^j[\pi_{t,t+4}]$			$E_t^j[\pi_{t,t+12}]$			$E_t^j[\pi_{t,t+40}]$		
	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数
全体	2.9%	0.5%	11,381	2.3%	0.7%	11,995	1.6%	1.0%	12,170
高卒以下	3.2%	1.0%	4,809	2.5%	1.0%	5,056	1.8%	1.0%	5,143
大卒以上	2.5%	0.5%	6,124	2.0%	0.7%	6,406	1.5%	1.0%	6,468
低所得	3.2%	1.0%	2,814	2.7%	1.0%	2,964	1.9%	1.0%	3,010
高所得	2.6%	0.5%	4,597	2.0%	0.7%	4,838	1.4%	1.0%	4,893
所得減	3.1%	1.0%	1,551	2.5%	1.0%	1,645	1.7%	1.0%	1,676
所得増	3.1%	1.0%	122	2.3%	1.0%	129	1.7%	1.0%	132

	1 年先から 3 年先			3 年先から 10 年先		
	$E_t^j[\pi_{t+4,t+12}]$			$E_t^j[\pi_{t+12,t+40}]$		
	平均値	中央値	観測数	平均値	中央値	観測数
全体	2.3%	0.7%	12,715	1.3%	0.7%	12,941
女性	2.5%	0.5%	6,002	1.4%	0.7%	6,122
男性	2.0%	0.9%	6,713	1.2%	0.7%	6,819
高卒以下	2.5%	1.0%	5,374	1.4%	0.7%	5,479
大卒以上	2.0%	0.5%	6,783	1.2%	0.6%	6,868
低所得	2.6%	1.0%	3,166	1.6%	0.7%	3,240
高所得	1.9%	0.5%	5,094	1.1%	0.6%	5,177
所得減	2.5%	1.0%	1,755	1.4%	0.7%	1,785
所得増	2.8%	1.4%	135	1.4%	0.7%	139

Note: インフレ期待は 25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収 400 万円未満、「高所得」は世帯年収 700 万円以上を指す。所得の増減は 2020 年 3 月末から 4 月にかけて実施された「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の結果に基づいて識別されている。

本研究で使用している家計が形成したインフレ期待は、他の調査で指摘される傾向と同様の振る舞いをしている。具体的には、調査対象者の属性（性別や所得）がインフレ期待の水準について予測力を持つ。インフレ期待は、女性、低学歴、低所得の回答者で高くなる一方、男性、高学歴、高所得の回答者でインフレ期待が低くなることが知られている (Ehrmann et al., 2017; Jonung, 1981; Souleles, 2004)。図表 1、及び図表 2 は、本研究でもこれらの傾向が確認されることを示している¹⁰。この結果は、本研究で提案されたインフレ期待の測定方法の妥当性を示すものである。

¹⁰ 紙幅の都合で詳細な分析結果は割愛しているが、本研究においても、インフレ期待の水準を回答者の属性で回帰させると、女性、低学歴、低所得の回答者が形成するインフレ期待は有意に高くなる。

4. Idiosyncratic shock がマクロのインフレ見通しに与える影響

4.1 既存研究の概観

では家計はインフレ期待をどのように形成するのだろうか¹¹。既存研究では、所得や年齢、性別などの家計の属性がインフレ期待の水準を説明しうることを示す研究 (Cavallo et al., 2017; Coibion et al., 2018a; Easaw et al., 2013) や、回答者の金融状況や購買態度が重要であるとする研究 (Ehrmann et al., 2017; Pfajfar and Santoro, 2013)、インフレ経験が重要であるとする研究 (Malmendier and Nagel, 2016; Diamond et al., 2020)、日ごろ良く買う財の価格変化が重要であるとする研究 (Coibion and Gorodnichenko, 2015; D’Acunto et al., 2021; Kikuchi and Nakazono, forthcoming) 等がある。また、経済主体が直面するニュースはゆっくりとしか拡散しないため、経済主体の情報集合が常に最新とは限らない点に注目する研究も存在する (Mankiw and Reis, 2002; Carroll, 2003)。「粘着情報仮説」と呼ばれるこの仮説について、例えば Dupor et al. (2010) は粘着価格及び粘着情報を組み合わせたモデルを発展させ、価格と情報の硬直性をアメリカのデータを用いて明らかにしている¹²。前節でも確認した通り、インフレ期待は予測者によって散らばっているが、家計の属性等によってインフレ期待が異なるという既存研究の指摘や、粘着情報仮説といった情報の硬直性を前提にする理論モデルは、インフレ期待が横断面においても一様ではないという現実を説明するものである。実際に Patton and Timmermann (2010) や Capistrán and Timmermann (2009)、Andrade et al. (2016)、Falck et al. (2021) はインフレ期待が予測者によって散らばっており、予測には *disagreement* が存在することを示している。

本節では、家計のインフレ期待に関する研究の展開を踏まえたうえで、家計ごとに異なるショック (*idiosyncratic shock*) がマクロ変数期待に影響を与える可能性について検証する。個々の家計に生じる影響が一国全体にとって無視できるほど小さいものであれば、家計ごとに異なるショックがマクロ経済の見通しに影響を与えることはない。したがって、家計に生じた所得ショックがインフレ見通しに与える影響はないはずである。しかしながら、既存研究は回答者個人にのみ関連する先決的 (*deterministic*) な属性情報や経験がインフレ見通しを規定することを明らかにしている。例えば、回答者の性別、年齢、学歴、所得といった属性情報や金融市場へのアクセス (与信の受けやすさ)、個人のインフレ経験など、マクロ見通しとは直接は関係しないはずの要因がインフレ見通しに影響を与えることを示している。本節ではこれまでの既存研究を踏まえたうえで、回答者に関する先決的な要素ではなく、回答者に突然生じた外生的な変化 (ショック) が期待形成に与える影響を分析する。

¹¹ 以下では家計の期待形成について分析を行う。企業の期待形成については Coibion et al. (2018a) や Coibion et al. (2018b)、Coibion et al. (2020) などが分析を行っている。

¹² Coibion and Gorodnichenko (2012) 及び Andrade and Le Bihan (2013) は、専門家のみならず、連邦準備理事会の理事の間でも情報は硬直的であることを示している。Hori and Kawagoe (2013) は、日本の家計においても粘着情報仮説が支持されていることを示した。

4.2 コロナ禍における所得ショックとインフレ期待

本研究では、コロナ禍における所得ショックを各家計に生じた外生的なショックと見なし、この idiosyncratic shock が当該家計のインフレ見通しに影響を与えるかについて検証する。

コロナ禍における所得ショックを識別するために、本研究では 2020 年 3 月 30 日から 4 月 7 日にかけて実施されたアンケート調査（インターネット調査）の結果を活用した。具体的には、株式会社インテージが実施した「SCI 新型コロナウイルス対応調査」において、「新型コロナウイルス感染拡大で収入が減った」と答えた回答者を「所得ショック」が生じた回答者と見なすことで、個別の家計にとって外生的な負の所得ショックを識別した¹³。

さらに本研究では、「SCI 新型コロナウイルス対応調査」と、インフレ期待に関する調査を接続させたデータベースを構築した。具体的には、インフレ期待について 2 節で詳述した調査票と同一のものを使用し、2020 年 2 月と 2020 年 5 月の 2 回にわたり実施されたサーベイのインフレ期待を調査した。このインフレ期待に関するサーベイと、「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の両方に回答した回答者のみを抽出し、それぞれのサーベイを接続することで、所得ショックがマクロ経済見通しに与える影響の有無について検証可能なデータベースを構築した¹⁴。

家計レベルのミクロショックがマクロ見通し（ここではインフレ期待）に与える影響を分析するために、下記の式を推計した。

$$E_t^j[\pi_{t+h,t+q}] = \beta \times D^{IncomeDown} + \delta \times D^{COVID} + X_{\delta} + \varepsilon_{t+h,t+q}^j \quad (1)$$

ここで $D^{IncomeDown}$ 、 D^{COVID} はそれぞれ、「SCI 新型コロナウイルス対応調査」で「新型コロナウイルス感染拡大で収入が減った」と回答した回答者 j に 1 を取るダミー変数、（新型コロナウイルスまん延後の）2020 年 5 月調査に 1 を取るダミー変数（すなわちタイムダミー）を表わす。また X はコントロール変数ベクトルであり、社会的な属性を表す変数（性別、年齢、年齢の二乗、大卒未満ダミー、低所得ダミー）、タイムダミー、及び各属性変数とタイムダミーとの交差項を含むベクトルである。

本研究では、(1) 式における係数 β の符号に注目する。被説明変数であるインフレ期待は、「マクロ」変数の予測値である。したがってインフレ期待は、「ミクロ」のショックには影響を受けることはないので、この場合、係数 β はゼロとは異なる。しかし、もし家計 j が（負の）所得ショックに直面したことによってマクロ見通しを変化させた場合、係数 β の値がゼロとは有意に異なることになる。

図表 3 は式 (1) の推計結果をまとめた表である。図表 3 は所得減少ダミーに係る係数 β の値がすべて正でゼロとは有意に異なることを示している。家計が負の所得ショックに直

¹³ 2020 年 3 月 30 日から 4 月 7 日に実施された調査は、有効回答者数 33,563 人（回答率 44.5%）のインターネット調査である。

¹⁴ 図表 2 は、上記のデータベースに基づいて計測されたインフレ期待の基本統計量を示している。

面した場合、1年先、3年先、1年先から3年先にかけてのインフレ期待はそれぞれ0.21%、0.34%、0.42%上昇する。また家計が負の所得ショックに直面した場合、長期的なインフレ期待（10年先、3年先から10年先）であってもそれぞれ0.14%、0.12%有意に上昇する。この結果は負の所得ショックがマクロ経済見通しに影響を与える可能性を示唆している。

図表 3: 負の所得ショックがインフレ期待に与える影響

	インフレ期待 (スポット)			インフレ期待 (フォワード)	
	1年先	3年先	10年先	1-3年先	3-10年先
	$E_t^j[\pi_{t,t+4}]$	$E_t^j[\pi_{t,t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t,t+40}]$	$E_t^j[\pi_{t+4,t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t+12,t+40}]$
所得減少ダミー: β	0.208*	0.342***	0.138**	0.431***	0.117**
$D^{IncomeDown}$	(0.122)	(0.089)	(0.067)	(0.093)	(0.056)
D^{COVID}	0.609	-0.149	0.016	-0.065	-0.077
	(0.494)	(0.363)	(0.269)	(0.381)	(0.226)
性別	0.233***	0.235***	0.181***	0.211***	0.082**
	(0.086)	(0.065)	(0.049)	(0.068)	(0.041)
性別 $\times D^{COVID}$	0.217*	0.157	0.033	-0.035	-0.018
	(0.128)	(0.095)	(0.072)	(0.100)	(0.060)
年齢	-0.429***	-0.462***	-0.277***	-0.509***	-0.185***
	(0.095)	(0.071)	(0.053)	(0.075)	(0.045)
年齢 $\times D^{COVID}$	-0.077	0.051	0.009	0.048	0.009
	(0.147)	(0.109)	(0.081)	(0.114)	(0.068)
低所得	0.354***	0.316***	0.278***	0.313***	0.223***
	(0.098)	(0.074)	(0.055)	(0.077)	(0.046)
低所得 $\times D^{COVID}$	0.032	0.112	0.084	0.098	0.107
	(0.147)	(0.109)	(0.082)	(0.114)	(0.068)
高卒以下	0.359***	0.303***	0.243***	0.357***	0.244***
	(0.086)	(0.065)	(0.048)	(0.068)	(0.041)
高卒以下 $\times D^{COVID}$	0.154	0.111	-0.001	0.126	-0.035
	(0.128)	(0.095)	(0.071)	(0.100)	(0.060)
定数項	3.623***	3.512***	2.431***	3.665***	1.863***
	(0.313)	(0.235)	(0.175)	(0.246)	(0.147)
観測数	20,100	20,589	20,742	21,722	21,963
決定係数	0.018	0.025	0.022	0.023	0.015

Note: 推計期間は2020年第1四半期から2020年第2四半期(2時点)である。インフレ期待は25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収400万円未満、「高所得」は世帯年収700万円以上、 D^{COVID} は2020年第2四半期(5月調査)ダミーを表す。所得の増減は2020年3月末から4月にかけて実施された「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の結果に基づいて識別されている。***、**、*は1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

ではミクロ的な要因がマクロ的な要因に影響を与えるという事実は何を意味するのだろうか。それぞれの家計が一国にとって無視できるほど小さい場合、個別の家計の負の所得ショックはインフレ期待には影響を与えないはずである。しかし本研究の結果は、ミクロ的なショックがインフレ期待というマクロ経済変数に影響を与えるという結果であった。

この結果はどのような解釈が可能だろうか。

1 つの仮説は、負の所得ショックが悲観的な経済見通しを想起させた可能性である。例えば Kamdar (2019) は、家計にとって景気後退局面は高インフレを思い起こさせることを指摘している。Kamdar (2019) にしたがえば、家計が所得減少ショックに直面すると、景気後退局面が想起され、結果として高インフレを予想するという説明が可能のように伺われる。また Binder (2020a, 2020b)、Binder and Makridis (2022) では物価上昇が家計の景況感を悪化させることを発見している。またこれら一連の研究は、スタグフレーションの経験の有無が重要であることを指摘している。すなわち、Great Inflation（日本では「狂乱物価」）として知られる 1970 年代の世界的な高インフレ局面において、景気後退が同時に生じたいわゆる「スタグフレーション」を経験すると、景況感の悪化がインフレの昂進を想起させるという説明である¹⁵。つまり、負の所得ショックが景気後退のシグナルとして認知されると、家計に悲観的なマクロ経済見通しが醸成される。このとき、過去の経験から物価上昇が同時に想起される結果、インフレ期待が上昇してしまうという説明である。この個人的な過去の経験がマクロのインフレ期待を説明するという仮説は、インフレ期待形成過程をめぐる一連の研究とも整合的である (Malmendier and Nagel, 2016; Diamond et al., 2020; D'Acunto et al., 2021)。

「景気後退のシグナルが、過去の経験を通して高めのインフレ期待を生む」という仮説の妥当性を検証するため、以下の 2 つの分析を行った。第 1 に、負の所得ショックが大きいほど景気後退の強いシグナルとなり、高めのインフレ期待を生むという可能性である。第 2 に、1970 年代の「狂乱物価」や 1980 年の第 2 次オイルショック期など、+8%を超える物価上昇を経験した家計に絞った場合、負の所得ショックと高いインフレ期待が強く相関する可能性である。

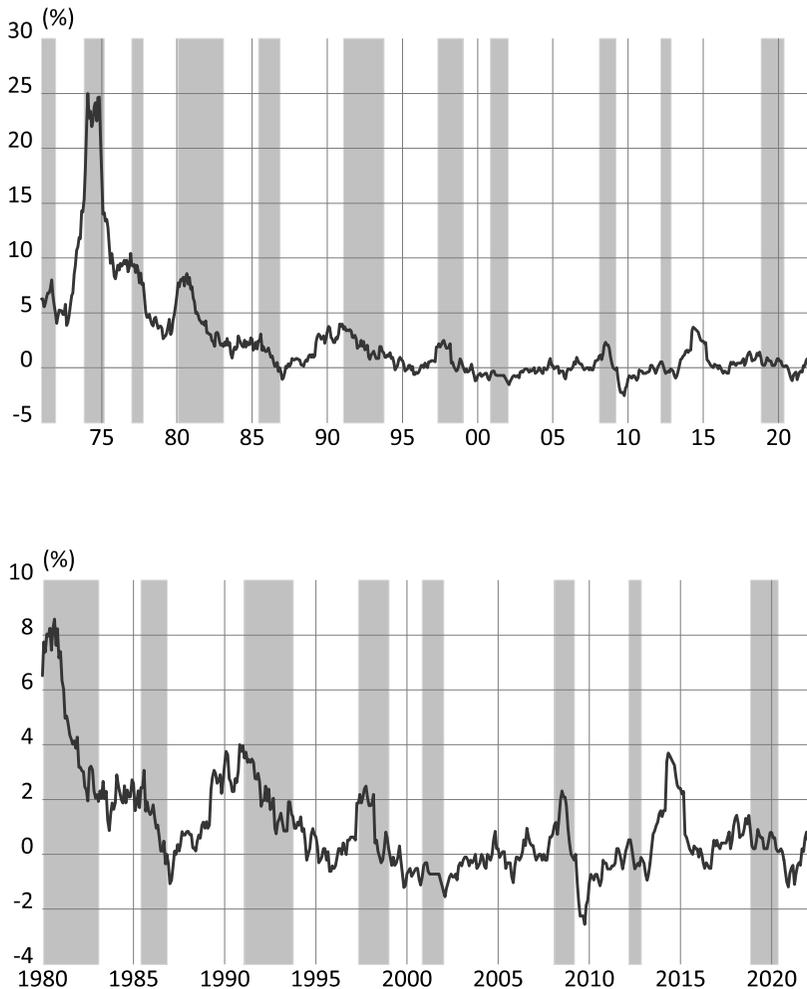
第 1 の可能性を検証するため、標本を性別で分割し、式 (1) を推計した。本研究で用いたアンケート調査には所得ショックの大きさを直接識別できる情報はない。したがってここでは、男性の方が主たる家計支持者である可能性が高く、かつ男性に（負の）所得ショックが生じた場合、女性に生じたそれよりも世帯所得全体に与える影響が大きいと仮定する。この仮定の下では、男性の方が世帯所得に占める負の所得ショックの割合が大きいため、所得減少ダミーに係る係数 β の値が高くなることが想定される。図表 5、図表 6 は式 (1) の推計結果を男女別にまとめた表である。図表 5、図表 6 は負の所得ショックがマクロ経済見通しに与える影響は、男性で顕著であることを示唆している。図表 5 を見ると、男性のインフレ期待を分析した場合、所得減少ダミーに係る係数 β の値がすべて正でゼロとは有意に異なっている。男性が負の所得ショックに直面した場合、1 年先、3 年先、1 年先から 3 年先にかけてのインフレ期待はそれぞれ 0.41%、0.30%、0.12% 上昇する。また家計が負の所得ショックに直面した場合、長期的なインフレ期待（10 年先、3 年先から 10 年

¹⁵ 図表 4 上段は 1971 年以降の日本の物価上昇率（総合、前年同月比）を示している。1970 年代の物価上昇率は最高で 25% に達していたことが分かる。

先)であってもそれぞれ0.39%、0.16%有意に上昇する。一方、図表6は女性のインフレ期待を分析した場合、所得減少ショックが総じてインフレ期待を押し上げるものの、その傾向は男性ほど顕著ではない。これらの結果は、負の所得ショックが景気後退のシグナルとなり、高めのインフレ期待を生むという仮説を支持するものである。さらに、負の所得ショックが大きいほど景気後退の強いシグナルとなり、さらに高いインフレ期待を生むという可能性も示唆している。

図表4: 日本の物価上昇率（総合、対前年同月比）

上段は1971年以降、下段は1980年以降、シャドー部は景気後退局面を表す



第 2 の可能性、すなわち「高い物価上昇を経験した家計に絞った場合、負の所得ショックと高いインフレ期待が強く相関する可能性」を検証するため、標本を男性でかつ 50 代以上の回答者に絞って、式 (1) を推計した。50 代以上に絞った理由は、2020 年 2 月時点で 50 代以上の回答者はほぼ全員が 1960 年代生まれとなるからである。1960 年代に生まれた回答者は (すなわち、50 代以上の回答者は)、1970 年代に高いインフレ率を経験していることになる。図表 7 は推計結果である。図表 7 は所得減少ダミー $D^{IncomeDown}$ の係数が有意に正であることを示している。つまり、高いインフレと景気後退が同時に示現した局面を経験した回答者は、コロナ禍において所得減少に直面すると、高いインフレ見通しを形成したことを示唆している。これらの結果は、「景気後退のシグナルが、過去の経験を通して高めのインフレ期待を生む」という仮説の妥当性を示すものと考えられる。

図表 5: 負の所得ショックがインフレ期待に与える影響 (男性のみ)

	インフレ期待 (スポット)			インフレ期待 (フォワード)	
	1 年先 $E_t^j[\pi_{t+4}]$	3 年先 $E_t^j[\pi_{t+12}]$	10 年先 $E_t^j[\pi_{t+120}]$	1-3 年先 $E_t^j[\pi_{t+4 \rightarrow t+12}]$	3-10 年先 $E_t^j[\pi_{t+12 \rightarrow t+120}]$
所得減少ダミー: β	0.411***	0.297***	0.175**	0.385***	0.161**
$D^{IncomeDown}$	(0.152)	(0.109)	(0.080)	(0.112)	(0.069)
D^{COVID}	0.495	-0.122	-0.040	0.536	-0.272
	(0.706)	(0.509)	(0.372)	(0.528)	(0.324)
年齢	-0.079	-0.131	-0.068	-0.209**	-0.022
	(0.131)	(0.097)	(0.071)	(0.100)	(0.062)
年齢 $\times D^{COVID}$	-0.058	0.0192	0.026	-0.140	0.062
	(0.206)	(0.148)	(0.109)	(0.154)	(0.095)
低所得	0.601***	0.480***	0.341***	0.468***	0.273***
	(0.127)	(0.094)	(0.069)	(0.097)	(0.060)
低所得 $\times D^{COVID}$	-0.148	-0.003	0.059	-0.035	0.024
	(0.190)	(0.138)	(0.102)	(0.142)	(0.088)
高卒以下	0.394***	0.254***	0.231***	0.310***	0.253***
	(0.112)	(0.083)	(0.061)	(0.085)	(0.053)
高卒以下 $\times D^{COVID}$	0.097	0.294**	0.012	0.279**	-0.066
	(0.167)	(0.121)	(0.090)	(0.125)	(0.077)
定数項	2.610***	2.414***	1.663***	2.621***	1.254***
	(0.440)	(0.324)	(0.238)	(0.338)	(0.207)
観測数	10,668	10,965	11,036	11,658	11,778
決定係数	0.017	0.019	0.015	0.020	0.010

Note: 推計期間は 2020 年第 1 四半期から 2020 年第 2 四半期 (2 時点) である。インフレ期待は 25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収 400 万円未満、「高所得」は世帯年収 700 万円以上、 D^{COVID} は 2020 年第 2 四半期 (5 月調査) ダミーを表す。所得の増減は 2020 年 3 月末から 4 月にかけて実施された「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の結果に基づいて識別されている。***、**、*は 1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

図表 6: 負の所得ショックがインフレ期待に与える影響 (女性のみ)

	インフレ期待 (スポット)			インフレ期待 (フォワード)	
	1 年先	3 年先	10 年先	1-3 年先	3-10 年先
	$E_t^j[\pi_{t+4}]$	$E_t^j[\pi_{t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t+120}]$	$E_t^j[\pi_{t+4 \rightarrow t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t+12 \rightarrow t+120}]$
所得減少ダミー: β	-0.033	0.395***	0.097	0.482***	0.068
$D^{IncomeDown}$	(0.195)	(0.146)	(0.110)	(0.154)	(0.090)
D^{COVID}	0.819	-0.072	0.081	-0.551	-0.035
	(0.692)	(0.518)	(0.387)	(0.549)	(0.318)
年齢	-0.791***	-0.740***	-0.421***	-0.743***	-0.294***
	(0.141)	(0.107)	(0.081)	(0.113)	(0.066)
年齢 $\times D^{COVID}$	-0.070	0.105	-0.003	0.207	-0.012
	(0.217)	(0.163)	(0.122)	(0.172)	(0.100)
低所得	0.086	0.145	0.217**	0.154	0.175**
	(0.150)	(0.115)	(0.087)	(0.122)	(0.071)
低所得 $\times D^{COVID}$	0.235	0.230	0.110	0.232	0.203*
	(0.227)	(0.172)	(0.130)	(0.182)	(0.106)
高卒以下	0.292**	0.366***	0.278***	0.424***	0.253***
	(0.132)	(0.101)	(0.077)	(0.107)	(0.063)
高卒以下 $\times D^{COVID}$	0.207	-0.083	-0.023	-0.047	0.001
	(0.199)	(0.150)	(0.114)	(0.159)	(0.094)
定数項	4.868***	4.600***	3.115***	4.631***	2.342***
	(0.443)	(0.337)	(0.253)	(0.357)	(0.208)
観測数	9,432	9,624	9,706	10,064	10,185
決定係数	0.016	0.022	0.021	0.020	0.018

Note: 推計期間は 2020 年第 1 四半期から 2020 年第 2 四半期 (2 時点) である。インフレ期待は 25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収 400 万円未満、「高所得」は世帯年収 700 万円以上、 D^{COVID} は 2020 年第 2 四半期 (5 月調査) ダミーを表す。所得の増減は 2020 年 3 月末から 4 月にかけて実施された「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の結果に基づいて識別されている。***、**、*は 1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

図表 7: 負の所得ショックがインフレ期待に与える影響 (50 代以上男性のみ)

	インフレ期待 (スポット)			インフレ期待 (フォワード)	
	1 年先	3 年先	10 年先	1-3 年先	3-10 年先
	$E_t^j[\pi_{t+4}]$	$E_t^j[\pi_{t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t+120}]$	$E_t^j[\pi_{t+4 \rightarrow t+12}]$	$E_t^j[\pi_{t+12 \rightarrow t+120}]$
所得減少ダミー: β	0.468**	0.345***	0.261***	0.427***	0.209**
$D^{IncomeDown}$	(0.188)	(0.132)	(0.092)	(0.133)	(0.083)
D^{COVID}	12.350	4.240	0.878	-0.361	-0.419
	(8.545)	(6.112)	(4.257)	(6.181)	(3.882)
年齢	0.779	-0.037	0.598	0.020	0.015
	(1.264)	(0.913)	(0.636)	(0.925)	(0.583)
年齢 $\times D^{COVID}$	-2.496	-0.857	-0.134	0.057	0.163
	(1.818)	(1.301)	(0.906)	(1.314)	(0.826)
低所得	0.343**	0.252**	0.218***	0.235**	0.080
	(0.151)	(0.109)	(0.076)	(0.110)	(0.069)
低所得 $\times D^{COVID}$	-0.115	0.097	0.040	-0.042	0.126
	(0.218)	(0.156)	(0.109)	(0.157)	(0.099)
高卒以下	0.314**	0.163	0.124*	0.193*	0.219***
	(0.141)	(0.102)	(0.071)	(0.103)	(0.065)
高卒以下 $\times D^{COVID}$	0.050	0.193	-0.002	0.152	-0.106
	(0.203)	(0.145)	(0.101)	(0.147)	(0.092)
定数項	-1.891	1.748	-1.728	1.543	0.801
	(5.936)	(4.286)	(2.986)	(4.349)	(2.737)
観測数	5,915	6,066	6,046	6,560	6,581
決定係数	0.012	0.011	0.008	0.011	0.007

Note: 推計期間は 2020 年第 1 四半期から 2020 年第 2 四半期 (2 時点) である。インフレ期待は 25%以上-5%以下の標本が除外されている。「低所得」は世帯年収 400 万円未満、「高所得」は世帯年収 700 万円以上、 D^{COVID} は 2020 年第 2 四半期 (5 月調査) ダミーを表す。所得の増減は 2020 年 3 月末から 4 月にかけて実施された「SCI 新型コロナウイルス対応調査」の結果に基づいて識別されている。***、**、*は 1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

5. 結論と結果の含意

本研究では、Kikuchi and Nakazono (forthcoming) にしたがって、インフレ期待に関して新しい計測手法を提案した。その上で、インフレ期待を変化率の見通しで計測した場合に生じる問題が、物価水準の見通しとして調査することによって解決できる可能性を整理した。さらに、コロナ禍における家計へのアンケート調査を活用することで、家計ごとに異なる所得の外生的な変動を識別した。このコロナ禍におけるアンケート調査をインフレ期待の調査と接続することで、家計のインフレ期待形成に関する新しい知見を示した。具体的には、コロナ禍の経済環境の変化を外生的なショックととらえることで、家計に生じた（負の）所得ショックが、物価見通しに影響を与えることを示した。本研究の結論は、ミクロ的なショックがマクロ的な期待形成に影響を与えうることを示唆している。

負の所得ショックがインフレの見通しを変化させる理由としては、回答者個人の経験がマクロ経済見通しに影響を与える可能性を指摘できる。具体的には、負の所得ショックが悲観的な経済見通しを生んだという仮説である。過去を振り返ると、1970年代の「狂乱物価」の時代、物価上昇局面と景気後退が同時に生じた。いわゆる「スタグフレーション」である。特にこの時代の物価上昇を経験している世代では、負の所得ショックが景気後退のシグナルとして認知されると、悲観的なマクロ経済見通しが醸成される。このとき、負の所得ショックがインフレ見通しを上昇させるという説明である。

負の所得ショックがインフレ見通しを上昇させるという結果は、景気後退局面で物価見通しさが下がりにくくなる可能性を示唆している。景気循環が景気の「山」を越えた際、少なくとも家計に負の所得ショックが生じる可能性がある。このとき、負の所得ショックに直面した家計は、過去の経験から、悲観的なマクロ経済見通しとともに、高めのインフレ期待を形成する¹⁶。

景気循環において高めのインフレ期待が観察されると、政策対応が遅れる可能性がある。景気拡大局面が終わりに差しかかる時期は、他の時期に比べ相対的にインフレ率が高止まる傾向があること、そして所得減少ショックが生じやすいことを考えると、所得減少ショックに直面した家計は、スタグフレーションの経験がなかった場合でも高めのインフレ期待を形成する可能性が高い。景気後退局面の初期に高めのインフレ期待が形成された場合、例えば金融政策運営において利下げへの転換が遅れるリスクがある。ミクロショックがマクロの見通しに影響を与えるという結果は、家計のマクロ経済見通しの測定に際して注意

¹⁶ 過去を振り返ると、景気後退と物価上昇が同時に生じた例は1970年代以外にも存在する。日本では、1980年の第2次オイルショック時である。このときインフレ率は前年同月比で最大+8.6%（1980年9月）を記録している。もっとも景気の「山」の局面ではインフレ率が高くなる傾向がある。そのため過去の景気後退局面初期では、インフレ率が2%を超えることは珍しくない。図表4の下段は日本の物価上昇率（総合、前年同月比）を示している。シャドー部は景気後退局面を示している。例えば、1985年の円高不況（同+3.1%（1985年8月））、1991年のバブル崩壊（同+3.7%（1991年3月））、1997年のアジア通貨危機（同+2.5%（1997年10月、消費税率込））時について、これら各々の景気後退局面では、インフレ率は2%を超えていた。また2000年代においても、2008年のリーマンショック時の景気後退局面では、原油価格上昇も相まってインフレ率は前年同月比で最大+2.3%（2008年7月）を記録した。

を喚起する結果である。

参考文献

- 鎌田康一郎 (2008) 「家計の物価見通しの下方硬直性: 『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.08-J-8.
- 鎌田康一郎、中島上智、西口周作 (2015) 「家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.15-J-6.
- Abe, Naohito., and Yoko Ueno (2015) “Measuring Inflation Expectations: Consumers’ Heterogeneity and Nonlinearity.” RCESR Discussion Paper Series DP15-5.
- Abe, Naohito., and Yoko Ueno (2016) “The Mechanism of Inflation Expectation Formation among Consumers.” RCESR Discussion Paper Series DP16-1.
- Andrade, Philippe, and Hervé Le Bihan (2013) “Inattentive Professional Forecasters.” *Journal of Monetary Economics* 60(8), 967-982.
- Andrade, Philippe, Richard K. Crump, Stefano Eusepi, and Emanuel Moench (2016) “Fundamental Disagreement.” *Journal of Monetary Economics* 83(C), 106-128.
- Baird, John C., Charles Lewis, and Daniel Romer (1970) “Relative Frequency of Numerical Responses in Ratio Estimation.” *Perception & Psychophysics* 8, 358-362.
- Bernanke, Ben S (2007) “Inflation Expectations and Inflation Forecasting.” Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts.
- Binder, Carola C (2017) “Measuring Uncertainty Based on Rounding: New Method and Application to Inflation Expectations.” *Journal of Monetary Economics* 90, 1-12.
- Binder, Carola C (2020a) “Coronavirus Fears and Macroeconomic Expectations.” *Review of Economics and Statistics* 102(4), 721-730.
- Binder, Carola C (2020b) “Long-Run Inflation Expectations in the Shrinking Upper Tail.” *Economics Letters* 186, 1-4.
- Binder, Carola C., and Christos Makridis (2022) “Stuck in the Seventies: Gas Prices and Consumer Sentiment.” *Review of Economics and Statistics* 104(2), 293-305.
- Bruine de Bruin, Wändi, Wilbert Vanderklaauw, Julie S. Downs, Baruch Fischhoff, Giorgio Topa, and Olivier Armantier (2010) “Expectations of Inflation: The Role of Demographic Variables, Expectation Formation, and Financial Literacy.” *Journal of Consumer Affairs* 44(2), 381-402.
- Capistrán, Carlos, and Allan Timmermann (2009) “Disagreement and Biases in Inflation Expectations.” *Journal of Money, Credit and Banking* 41(2/3), 365-396.
- Carroll, Christopher D (2003) “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters.” *The Quarterly Journal of Economics* 118(1), 269-298.

- Cavallo, Alberto, Guillermo Cruces, and Richrdo Perez-Truglia (2017) “Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 9(3), 1-35.
- Chan, Joshua C. C., Todd E. Clark, and Gary Koop (2018) “A New Model of Inflation, Trend Inflation, and Long-Run Inflation Expectations.” *Journal of Money Credit Banking* 50(1), 5-53.
- Coibion, Olivier, and Yuriy Gorodnichenko (2012) “What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?” *Journal of Political Economy* 120(1), 116-159.
- Coibion, Olivier, and Yuriy Gorodnichenko (2015) “Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectation and the Missing Disinflation.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1), 197-232.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Rupal Kamdar (2018a) “The Formation of Expectations, Inflation, and the Phillips Curve.” *Journal of Economic Literature* 56(4), 1447-1491.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Saten Kumar (2018b) “How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence.” *American Economic Review* 108(9), 2671-2713.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Tiziano Ropele (2020). “Inflation Expectations and Firm Decisions: New Causal Evidence.” *The Quarterly Journal of Economics* 135(1), 164-219.
- D’Acunto, Francesco, Daniel Hoang, Maritta Paloviita, and Michael Weber (2019) “Cognitive Abilities and Inflation Expectations.” *AEA Papers and Proceedings* 109, 562-566.
- D’Acunto, Francesco, Daniel Hoang, Maritta Paloviita, and Michael Weber (2022) “IQ, Expectations, and Choice.” *Review of Economic Studies*, forthcoming.
- D’Acunto, Francesco, Ulrike Malmendier, Juan Ospina, and Michael Weber (2021) “Exposure to Grocery Prices and Inflation Expectations.” *Journal of Political Economy* 129(5), 1615-1639.
- Detmeister, Alan, David Lebow, and Ekaterina Peneva (2016) “Inflation Perceptions and Inflation Expectations.” *FEDS Notes*.
- Diamond, Jess, Kota Watanabe, and Tsutomu Watanabe (2020) “The Formation of Consumer Inflation Expectations: New Evidence from Japan’s Deflation Experience.” *International Economic Review* 61(1), 241-281.
- Dillman, Don A., Jolene D. Smyth, and Leah Melani Christian (2014) *Internet, Phone, Mail, and Mixed-Mode Surveys: The Tailored Design Method*. Forth Edition, Wiley.
- Dupor, Bill, Tomoyuki Kitamura, and Takayuki Tsuruga (2010) “Integrating Sticky Prices and Sticky Information.” *The Review of Economics and Statistics* 92(3), 657-669.
- Easaw, Joshy, Roberto Golinelli, and Marco Malgarini (2013) “What Determines Households Inflation Expectations? Theory and Evidence from a Household Survey.” *European Economic Review* 61(C), 1-13.
- Ehrmann, Michael, Camjan Pfajfar, and Emiliano Santoro (2017) “Consumer’s Attitudes and Their Inflation Expectation.” *International Journal of Central Banking* 13(1), 225-259.

- Falck, Elizabeth, Mathias Hoffmann, and Patrick Hürtgen (2021) “Disagreement about Inflation Expectations and Monetary Policy Transmission.” *Journal of Monetary Economics* 118, 15-31.
- Hori, Masahiro, and Masaaki Kawagoe (2013) “Inflation Expectations of Japanese Households: Micro Evidence from a Consumer Confidence Survey.” *Hitotsubashi Journal of Economics* 54(1), 17-38.
- Jonung, Lars (1981) “Perceived and Expected Rates of Inflation in Sweden.” *American Economic Review* 71(5), 961-968.
- Kahneman, Daniel, and Amos Tversky (2000) *Choices, Values, and Frames*. New York: Cambridge University Press.
- Kamdar, Rupal (2019) “The Inattentive Consumer: Sentiment and Expectations.” Meeting paper from Society for Economic Dynamics.
- Kikuchi, Junichi, and Yoshiyuki Nakazono (forthcoming) “The Formation of Inflation Expectations: Micro-data Evidence from Japan.” *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Kuroda, Haruhiko (2017) “Opening Remarks of the 2017 BOJ-IMES Conference Organized by the Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan.” *Monetary and Economic Studies* 35, 17-22.
- Lipkus, Isaac M., Greg Samsa, and Barbara K. Rimer (2001) “General Performance on a Numeracy Scale among Highly Educated Samples.” *Medical Decision Making* 21(1), 37-44.
- Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell (2008) “Planning and Financial Literacy: How Do Women Fare?” *American Economic Review: Papers & Proceedings* 98(2), 413-417.
- Malmendier, Ulrike, and Stefan Nagel (2016) “Learning from Inflation Experiences.” *The Quarterly Journal of Economics* 131(1), 53-87.
- Mankiw, N. Gregory, and Richrdo Reis (2002) “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve.” *The Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1295-1328.
- Manski, Charles F., and Francesca Molinari (2010) “Rounding Probabilistic Expectations in Surveys.” *Journal of Business & Economic Statistics* 28(2), 219-231.
- Patton, Andrew J., and Allan Timmermann (2010) “Why Do Forecasters Disagree? Lessons from the Term Structure of Cross-Sectional Dispersion.” *Journal of Monetary Economics* 57(7), 803-820.
- Pfajfar, Damjan., and Emiliano Santoro (2013) “News on Inflation and the Epidemiology of Inflation Expectations.” *Journal of Money, Credit and Banking* 45(6), 1045-1067.
- Rowland, Michael L (1990) “Self-reported Weight and Height.” *American Journal of Clinical Nutrition* 52(6), 1125-1133.
- Ruud, Paul A., Daniel Schunk, and Joachim K. Winter (2014) “Uncertainty Causes Rounding: An Experimental Study.” *Experimental Economics* 17, 391-413.
- Schwartz, Lisa M., Steven Woloshin, William C. Black, and H. Gilbert Welch (1997) “The Role of

Numeracy in Understanding the Benefit of Screening Mammography.” *Annals of Internal Medicine* 127(11), 966-972.

Smyth Jolene D., Don A. Dillman, and Leah Melani Christian (2007) “Context Effects in Internet Surveys: New Issues and Evidence.” pp. 427-443, in *The Oxford Handbook of Internet Psychology*, Edited by Adam N. Joinson, Katelyn Y. A. Mckenna, Tom Postmes, and Ulf-Dietrich Reips, New York, Oxford University Press.

Souleles, Nicholas S (2004) “Expectations, Heterogeneous Forecast Errors, and Consumption: Micro Evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys.” *Journal of Money, Credit and Banking* 36(1), 40-72.

Tourangeau, Roger, Lance J Rips, and Kenneth Rasinski (2000) *The Psychology of Survey Response*. Cambridge: Cambridge University Press.