

## 6 負債デフレ論とデフレ心理

竹田陽介 慶田昌之

### 要 旨

本稿は、負債デフレ論に基づきながら、日本のデフレーションが債権者・債務者の間に、デフレ期待の加速化をもたらした程度について、内閣府『消費動向調査』の個票データを用いて、可変的パラメータ・モデルのカルマン・フィルター法による推定を通じて明らかにする。その結果、以下の事実が示される。

- i) 全期間を通してインフレ率は、正確に予測されてきたが、デフレーションの深刻化した1998年以降は、むしろ過大なデフレ期待を形成し、期待の弾力性も高まってきた。
- ii) 全期間を通してミクロの期待が支配的であり悲観、楽観をくり返したが、デフレーションの深刻化した2001年から2003年までは、悲観が支配的となった。また、債権者、債務者とも自らに不都合なケース（それぞれインフレーション、デフレーション）に関して、より強い確信をもつという非対称性が見られる。
- iii) カルマン・フィルターにおけるカルマン・ゲインの大きさから、デフレ期待の加速化のメカニズムは働いていなかったといえる。
- iv) 2001年以降、デフレ期待が支配的になるのに歯止めをかけたのは、

資産価格に対する期待の好転であった。その一因として、2001年3月以降、導入・強化された量的緩和政策の一時的効果が示唆される。

以上のデフレ心理に関する定量的事実から、負債デフレ論がマクロの期待となることによって生じる累積的下降の過程が回避されてきたことがわかる。

---

内閣府『消費動向調査』個票データの利用の便宜を図って下さった内閣府経済社会総合研究所に感謝する。また、内閣府経済社会総合研究所『バブル・デフレ研究会』『金融政策・物価分科会』、および神戸大学 Modern Monetary Economics Summer Institute でコメントをいただいた福田慎一教授、原田泰氏、松林洋一教授、宮尾龍蔵教授に感謝する。

## 1 はじめに

1990年代後半以降、日本において顕在化したデフレーションについて考える際、1930年代の大恐慌が想起される。大恐慌のメカニズムに関する教科書的な諸仮説 (Temin [1976], Friedman and Schwartz [1963], Bernanke [1983]) は、日本のデフレ問題の論点として、いまも生きている。デフレーションの真因が需要側、供給側のどちらにあるのか、能動的な金融政策の発動があれば、デフレーションを防げたか、あるいは金融機関の経営破綻による金融危機がデフレーションを深刻にした可能性はあるかについて、日本に関してこれまで多くの研究を生んできた (代表的な文献として、岩田・宮川 [2003], 浜田・堀内他 [2004] が挙げられる)。

本稿は、デフレーションのコストについて考える上で、最も重大な危険性を表わすメカニズムである、アーヴィング・フィッシャーの負債デフレ論 (Fisher [1933]) に焦点をあてる。予期せぬデフレーションが景気後退を深刻にする経路に関する負債デフレ論は、予期せぬデフレーションのもたらす実質残高効果について、通常のピグー効果と異なり、債権者・債務者の資産分配の側面を考える点に特徴がある。さらに特徴的な点として、予期せぬデフレーションが、支出性向で債権者を上回る債務者の実質債務残高の増大による消費の減少を引き起こし、デフレ期待を加速化させるメカニズムを有する。

これらの特徴をもつ負債デフレ論に基づきながら、本稿では以下の問題設定を行う。i) 日本においてデフレーションはどの程度、事前に予想されていたかどうか、ii) 債権者・債務者の間で予想の差異は存在したか、iii) 予期せぬデフレーションがデフレ期待の加速化をもたらすメカニズムは働いてきたか、iv) もしデフレ期待の加速化が避けられていたとしたら、いかなる要因が功を奏していたか。これらの問題に対して定量的な評価を与えることが、本稿の目的である。

大恐慌に関しては、Cecchetti [1992], Hamilton [1992] が、当時のデフレーションが予想されていたかどうかについて、それぞれ VAR モデルによる予測値、商品先物価格のデータを用いて実証的に分析した。推定結果は、当時のデフレーションの多くが予想されていたことを示唆する。日本のデフレーションに際しても、デフレーションを克服するための政策の処方箋として、期待に働きかける政策が盛んに主張されてきた (Eggertsson and Woodford [2003], Svensson [2003], Auerbach and Obstfeld [2005])。しかし、デフレ期待そのものがどのようなメカニズムに基づき推移してきたかについて、分析された例は見当たらない。

本稿は、負債デフレ論を理論構成の枠組み (frame of reference) として、マクロの期待・ミクロの期待 (Katona [1980]), 期待の弾力性 (Hicks [1946]), 悲観/楽観・確信 (Marschak [1941]) という行動経済学の諸概念を採り入れながら、「デフレ心理」の構造について定量的に明らかにする。

以下では、内閣府『消費動向調査』の個票データの利点を活かして、「住宅ローンの有無」を基準に分類した債権者・債務者別の「インフレ期待」・「資産価値の期待」の両方に関する回答をデータとして用いる。そこで、期待インフレ率の計測で通常用いられるカールソン・パーキン法 (Carlson and Parkin [1975]) をより一般化し、インフレ・デフレ期待の非対称かつ可変的な閾値を想定する可変パラメータ・モデルを適用する。カルマン・フィルター法による推定の結果、期待の上方バイアスの存在が指摘されるカールソン・パーキン法とは大きく異なり、不偏性を有する期待インフレ率が計測される。

先に挙げた問題に対する結果を要約すると、i) 全期間を通して正確に予測されてきたが、デフレーションの深刻化した 1998 年以降は、むしろ過大なデフレ期待を形成し、期待の弾力性も高まってきた。ii) 全期間を通してミクロの期待が支配的であり悲観、楽観をくり返したが、2001 年から 2003 年までは、悲観が支配的となった。また、債権者、債務者とも自らに不都合なケース (それぞれインフレーション、デフレーション) に関して、より強い確信をもつという非対称性が存在する。iii) デフレ期待の加速化のメカニズムは働いていなかった。最後に、iv) 2001 年以降、デフレ期待が支配的になるのに歯止めをかけたのは、資産価格に対する期待の好転であった。その

一因として、2001年3月以降、導入・強化された量的緩和政策の一時的効果が示唆される。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節で、負債デフレ論について詳述する。第3節では、デフレ心理に関して、行動経済学の諸概念を適用し、負債デフレ論に関する住宅ローンの役割について説明する。第4節において、サーベイ・データに関する可変パラメータ・モデルをカルマン・フィルター法により推定し、本稿の設定した問題に対する定量的評価を行う。最後に、第5節で結論を述べる。

## 2 負債デフレ論

Fisher[1933]は、デフレーションの負債を通じたマクロ経済的影響を分析した。フィッシャーは、債権者と債務者の間に消費性向の差を仮定して、マクロ経済全体の消費が予期せぬデフレによって変動する可能性を指摘した。ここでは、トービン[1981]にしたがひ、負債デフレ論について簡潔に説明する<sup>1)</sup>。

フィッシャーは、デフレーションではなく、リフレーション (reflation) [物価引き上げ] が救済方法であると考えた。彼はより低い価格によって債務者——会社、事業主、自家居住者、農民——の負担が増大したことに困惑していた。債務による苦境、債務不履行さらに破産が、経済活動の不振をより深刻にしかつ拡大すると考えた。彼は、商品価格を大恐慌前の水準に戻すような方法——金融緩和、平価切り下げ、金価格の引き上げ——をとることを力説した (pp. 23-24)。

続けて、

これら (民間の負債と信用) の「内部 (inside)」資産の総額は、純資

1) 負債デフレ論に関するトービン[1981]の解釈は、一般均衡理論には基づいていないが、債務者の消費性向が債権者よりも大きいという一般的な仮定の上で、予期せぬデフレがもたらすマクロ経済的帰結を明らかにする意味において、一般性が高いと考えられる。

産残高よりもずっと大きい桁数をもっていたし、また現在もそうである。もし資産からの限界支出性向が債権者と債務者にとって等しいことが確かならば、集計してもなんら問題は起きない。しかし、もし債務者の支出性向の方が、たとえばほんのわずかずつでも規則的に大きいならば、フィッシャー効果の方がピグー効果を圧倒するであろう。実際、ちょうど、そのようなことが起こると期待できる理由、または少なくとも起こるのではないかと疑わせる理由がある。人々は、無作為に債権者と債務者となっているのではない。債務者は、それなりの理由があって借り入れを行ってきた。借り入れの理由のほとんどは、資産からまたは現在所得からの、更には自分たちが自由にできる流動資産からの債務者の限界支出性向が高いことを示している (pp. 24-25)。

ある一時点において、閉鎖マクロ経済の主体は債権者と債務者の2種類に分別できる。債権者は、正の実質資産をもつ主体で、債務者は負の実質資産をもつ主体である。すべての債権者の実質資産の和と、すべての債務者の実質資産（負の値とする）の和を足すと、マクロ経済全体の実物資産と等しくなる。予期されない一般物価水準の変動は、債権者と債務者に異なる影響をもたらす。債権者にとって、予期されないインフレーション（デフレーション）は債権の実質価値を低める（高める）ことになり、債務者にとっても、債務の実質価値は同様に変動する。この効果による実質価値の変動は、マクロ全体では相殺され、マクロ経済全体の実質資産の合計は影響を受けない。しかし、もし債権者と債務者で、資産の限界消費性向が異なるならば、マクロ経済全体の消費を変動させるというマクロ経済的な効果をもつ。この効果は、一般にフィッシャー効果と呼ばれている。債務者が、その旺盛な消費性向のために債務者であると考え、債権者より債務者の資産の限界消費性向が高いと仮定すると、予期されないインフレーションはマクロ経済全体の消費を増加させる。予期されないデフレーションは逆の効果をもつ。

さらに、予期せぬデフレーションは、デフレ期待の加速化を招く恐れがある。トービン[1981]は、次のように指摘する。

時間的に経過するデフレーションは——もし政府の紙幣発行によるので

はなく市場によるならば——デフレが加速するという期待を生み出すかも知れない。さてデフレーションの期待は、他の資産、特に財および財に対する持ち分権に比して貨幣をより魅力的にするために、貨幣需要を増加させる。この効果は、低い物価水準の効果と反対に働き、より強いかも知れない。もしそうだとすると、デフレーションは、それ自体を引き起こした初期の総需要不足を修正できない。そしてデフレーションはとどまるところを知らない (p. 35)。

フィッシャー、トービンらによる、予期せぬデフレーションのデフレ期待の加速化に対する懸念は、近年でも見られる (DeLong[1999])。とりわけ、信用制約 (credit constraint) に直面しなければならないエマージング・マーケットにおいては、負債デフレ論が先進国などより妥当し、家計や企業が Sudden Stop に陥って金融危機が発生することを予想しながら、予備的に貯蓄する動機が強いと考えられる (Mendoza[2006])。現在における世界的不均衡の下での低金利の背景にあるアジア通貨危機後の東アジア諸国における高い貯蓄率は、その表れと見ることができる (Bernanke[2005])。

こうした予期せぬデフレーションの影響を中立化するための社会装置を通じて、集計的リスクであるデフレーションの経済活動への内生化が図られてきた。累積的下降の危険性について論じたクヌート・ヴィクセルは、相対価格と絶対価格の間の「貨幣錯覚」の議論に基づいて、物価水準の不確実性をもたらす累積的下降への対応策として、名目契約の物価水準へのインデクセーション (indexation) の有効性を唱えた (Boianovsky[1998])。後に、フィッシャーは、インデクセーションの基準となる物価指数を作成し、元本・クーポンが指数に連動する物価連動債を発行するに至った (Dimand[1997])。現在では、シラー[2004]が名目的価値の計算単位自体をインデックス化したインデックス計算単位を提唱している<sup>2)</sup>。

2) 現実には、2003年度以降発行されている物価連動国債、あるいは年金受給額の物価スライド制が、日本におけるインデクセーションの形態として見られるに止まっている。物価連動債に関しては、竹田・小巻・矢嶋[2005]の第7章、貝塚ほか[2005]の第4章を参照されたい。

### 3 デフレ心理

#### 3.1 マクロの期待・ミクロの期待

負債デフレ論によれば、予期せぬデフレーションが生じる場合、消費性向の多寡により、債権者による消費の増加を債務者による消費の減少が上回り、マクロ経済全体として消費が減少することになる。この負債デフレ論のメカニズムを理解している債権者・債務者は、ともに予期せぬデフレーションの発生が需要の減退からデフレーションの亢進を生むことを予測することになる。すなわち、債権者・債務者の違いによらず、デフレ期待が高まることが見られるはずである。

こうしたマクロ経済の構造の理解・学習の上で形成される「マクロの期待」とは異なり、債権者、債務者それぞれが、自らの資産変動のみを考慮しながら期待形成を行う「ミクロの期待」がありうる。負債デフレ論の下で、予期せぬデフレーションが生じる場合、債務者はそれによる実質債務の増大がもたらす需要の減退を考慮して、将来のデフレーションを予測することが、もっともらしい期待となる。一方、債権者の方は、実質資産の増加による需要の増加を通じて、インフレ期待をいただくことが、ミクロの主体としてもっともらしくなる。

合理的期待形成仮説においては、ミクロの経済主体が入手可能な情報をすべて用いてマクロ経済の構造を把握することによって、上記のマクロの期待とミクロの期待の乖離は生じえない。たとえ、経済主体ごとに異なる情報集合を有する場合にも、Townsend[1983]の示したように、学習過程を通じて合理的期待均衡が達成されることが可能となる。

#### 3.2 悲観/楽観・確信

経済心理学 (Katona[1946,1968,1980], Marschak[1941]) の枠組みによれば、普段の期待 (expectations) とは、反復 (repetition) と理解 (understanding) の2つの学習 (learning) 過程から形成され、習慣的な思考・行動様式を有する。ところが、社会状況の大幅な変化にともない、理論構成の枠組みを再構成し、急激な期待の変化を経験するのが常である。社会状況に応じて、個々の主体が同時的に期待を変化させることは、ミクロの期待において、



悲観/楽観の雰囲気 (atmosphere, climate) を醸成するとともに、不確実性に対する確信の不在 (lack of confidence) を生じさせる。

負債デフレ論の下での悲観とは、債務者がデフレーションを恐れ、債権者がインフレーションを恐れながら期待形成を行うことを意味する。一方、楽観とは、希望的観測の下で、債務者がインフレ期待をいただき、債権者がデフレ期待をいただくことに対応する。

### 3.3 期待の弾力性

Hicks[1946]は、「商品 X の現在価格の上昇率に対する、X の予想将来価格の上昇率の比」を予想の弾力性として定義した。予想の弾力性が1であるならば、現在価格の変化は予想価格を同じ方向に同じ割合だけ変化させることになる。

以下の定量的分析においては、消費者が期待形成に際して、インフレ率の実現値の変化に関して想定する期待インフレ率の閾値が、どの程度弾力的かについて、期待の弾力性の概念を用いて解釈することにする。たとえば、それ以下の実現値であれば消費者がデフレーションであると感じる閾値が、時間を通じて上方のトレンドをもつ傾向が見られる場合には、消費者のデフレ期待の弾力性は高まっていると解釈する。

### 3.4 住宅ローンの役割

本稿では、家計のバランス・シートにおいて大きなウェイトを占める住宅ローンの有無によって、債務者・債権者の区別を行う。ところが、住宅ローンという債務を負う債務者についても、名目で見て市場価格に等しい価値をもつ住宅という実物資産がある以上、ネット（純）で見ると債務者とは言えないのではないかという疑問がありうる。ここでは、消費者の単純化されたバランス・シートを用いて、この疑問に答える。

図表 6-1 は、住宅の購入時において、実質あるいは名目単位で持ち家世帯の資産・負債はバランスしていることを表わしている。いま、予期せぬデフレーションが生じるとする。このとき、家の実質資産価値は、住宅サービスの割引現在価値に等しいため、不変である。一方、名目単位の住宅ローンの持ち家世帯の実質負債額は、予期せぬデフレーションによって増大し、負担

図表 6-1 住宅ローンの役割

住宅ローン有世帯		金融機関		住宅ローン無世帯	
家	住宅ローン	住宅ローン	預金	預金	

が増える（同じく、非持ち家世帯の実質預金は価値を増す）。負債デフレ論によれば、持ち家世帯の負の資産効果と非持ち家世帯の正の資産効果が相殺しながらも、消費性向の大きさから、前者の効果が上回ることになる。

## 4 サーベイ・データによる定量的分析

### 4.1 データの説明

本稿では、『消費動向調査』の個票データを利用して、負債デフレ論とデフレ心理を分析する。内閣府の『消費動向調査』は、景気動向の基礎資料として、家計の暮らし向きの見通しなどを把握することを目的とした調査である。とくに、「物価の上がり方は、今後半年間に今よりも高くなると思いますか」という問いによってインフレ率の予想を調査しており、家計がどのような期待形成を行っているかについて知ることができる。日本でも数少ないサーベイ・データである。この調査は、全国を範囲として一般世帯を対象として多段階抽出法により調査家計が決定しており、この種類のサーベイ・データとしては、規模と標本設計の綿密さにおいて比類を見ない。

サーベイ・データとして『消費動向調査』は、各回答区分の比率が公表されており、有用性が高い。そのため、この調査を用いた期待インフレ率の計測例は、過去にも少なくない（清水谷[2005]、竹田・小巻・矢嶋[2005]、福田・慶田[2004]）。本稿では、とくに住宅の種類や住宅ローンの有無が調査されている点にわれわれは注目した。家計にとって最大の資産である可能性が高い住宅の所有の有無や、最大の負債である可能性のある住宅ローンの有無は、負債デフレ論を考える上では重要な家計属性となる。

われわれが用いたデータは、1982年6月調査から2004年3月調査までの個票データである。ただし、この間の1992年6月調査と1997年6月調査の2回の調査は、データが入手できなかったために、分析から取り除いた。また2004年3月調査より後の調査については、予想インフレ率の質問が5段

階から7段階に変更された上、「わからない」という項目が追加されるなどの理由で、データの接続に恣意性がともなうため、分析には含めないこととした。

ここでは、物価の上がり方に関して、5段階の上2段階の（サンプル数に対する）比率マイナス下2段階の比率を引いた変数の時系列グラフを見る<sup>3)</sup>。図表6-2は、ローンあり家計とローンなし家計の「上がる」と回答した家計の比率から「下がる」と回答した家計の比率を引いたものである。『消費動向調査』のよく知られた特徴として、「上がる」と答える家計の比率が多いことが知られている。デフレが深刻になった2002年ころをみても、「上がる」－「下がる」の比率は0近辺であり、この点からも、「上がる」と答える家計の多さがみとれる。なお、住宅ローンをもっていると回答した家計は、この期間を通じて20%から30%の間で推移し、平均では26.81%である。

#### 4.2 可変パラメータ・モデルの推定

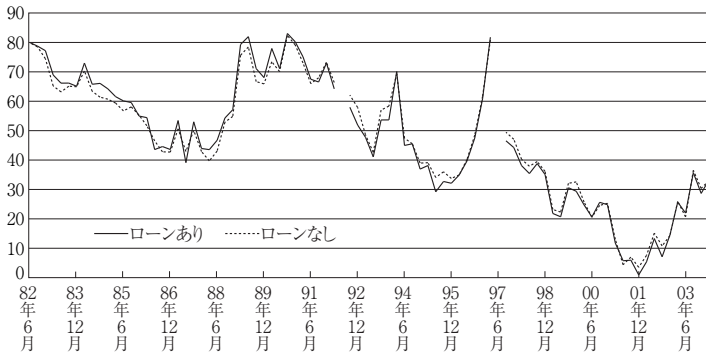
ここでは、住宅ローンありと答えた世帯と、住宅ローンなしと答えた世帯に分けて、「物価の上がり方は、今後半年間に今よりも高くなると思いますか」という質問の回答から、それぞれの期待インフレ率を計算する。回答区分には、「低くなる」・「やや低くなる」・「変わらない」・「やや高くなる」・「高くなる」の5段階があるが、前者2つの区分、後者2つの区分を一体化した3段階になおして、可変パラメータ・モデルにより推計する。

サーベイ・データを用いた期待インフレ率の推計は古くから行われている。古典的な推計方法はカールソン・パーキン法（Carlson and Parkin[1975]）である。カールソン・パーキン法では、個々のアンケート回答者が期待インフレ率を形成し、ある一定の閾値を上回った（下回った）場合上がる（下がる）と答えると仮定している。その仮定のもとで、サーベイ・データから平均の期待インフレ率を推計する方法を提案している。

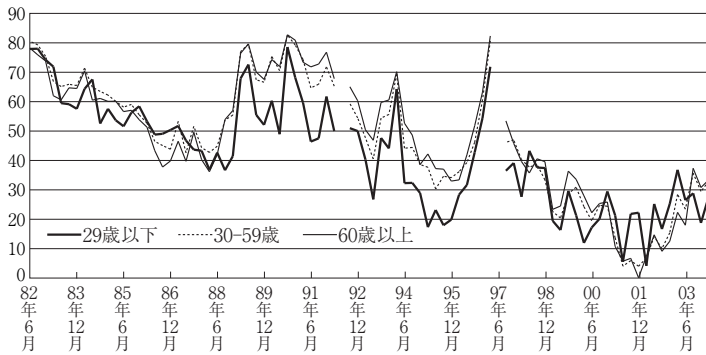
サーベイ・データの回答者  $i$  は、独立に平均  $y_i^e$ 、分散  $\sigma_i^2$  の正規分布に

3) この期間の『消費動向調査』は、世帯人員が2人以上の一般世帯を対象としており、単身世帯を対象としていない（現在の調査では単身世帯を対象としている）。世帯主のみの年齢を質問しているため、年齢は全人口平均よりも高くなる。世帯主の年齢の平均は53.18歳となっている。年齢階級別、所得階級別の回答比率は、図表6-3、図表6-4である。

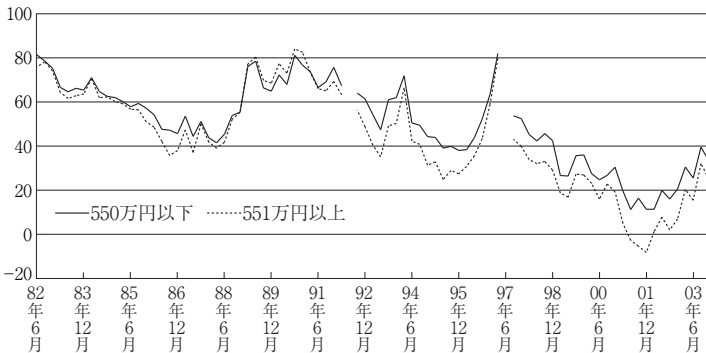
図表 6-2 『消費動向調査』の「インフレ期待」(「上がる」-「下がる」)  
(住宅ローンの有無)



図表 6-3 『消費動向調査』の「インフレ期待」(「上がる」-「下がる」)(年齢階層別)



図表 6-4 『消費動向調査』の「インフレ期待」(「上がる」-「下がる」)(所得階層別)



従って  $y_{it}$  という予想インフレ率をもつと考える。そのうえで、ある閾値  $a_t$  を下回る、あるいは  $b_t$  を上回る場合に、「下がる」もしくは「上がる」との回答をする。  $EDO_t$  および  $EUP_t$  が、  $t$  期にインフレ率が下がる（上がる）と答えた人の割合を指すとすると、

$$\text{Prob}\left(y_{it} < \frac{a_t}{\sigma_t}\right) = EDO_t$$

$$\text{Prob}\left(y_{it} > \frac{b_t}{\sigma_t}\right) = EUP_t$$

いま、  $G$  を標準正規分布の密度関数をする、標準化された閾値  $f_t$  と  $r_t$  を次のように定義することができる。

$$f_t = G^{-1}(EDO_t) = \frac{a_t - y_t^e}{\sigma_t}$$

$$r_t = G^{-1}(1 - EUP_t) = \frac{b_t - y_t^e}{\sigma_t}$$

この2式から、平均と分散は、

$$y_t^e = \frac{b_t f_t - a_t r_t}{f_t - r_t}$$

$$\sigma_t = -\frac{b_t - a_t}{f_t - r_t}$$

と計算できる。

重要な点は、カールソン・パーキン法では、閾値は変動しないものと仮定し、  $-a_t = b_t = c$  と仮定する点である。そのうえで、期待インフレ率  $y_t^e$  の平均は実現したインフレ率  $y_t$  の平均と等しいと仮定し、

$$c = \frac{\sum y_t}{\sum d_t}$$

$$d_t = \frac{f_t + r_t}{f_t - r_t}$$

をもとめる。ここでは、  $c$  が、回答が「上がる」（もしくは「下がる」）とな

る閾値である。したがって、カールソン・パーキン法による期待インフレ率は

$$y_t^e = c \frac{f_t + r_t}{f_t - r_t}$$

と計算される。

一方、可変パラメータ・モデルは、カールソン・パーキン法で一定と仮定した閾値が時間を通じて可変であると考える点で、一般化したものにとらえることができる。カルマン・フィルターを用いた推計を提案している Nardo [2003] では、閾値を永続的 (permanent) な部分と一時的 (temporary) な部分に分けているが、ここでは、永続的に閾値が変動すると仮定する。

可変パラメータ・モデルは、次のようにまとめることができる。観測方程式 (Measurement Equation) として、

$$y_t = x_t \beta_t + e_t$$

$$x_t = \left( \frac{f_t}{f_t - r_t}, \frac{r_t}{f_t - r_t} \right)$$

遷移方程式 (Transition Equation) として、

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t$$

を考える。ここで、 $e_t \sim N(0, R)$ 、 $v_t \sim N(0, Q)$  と仮定する。 $\beta_t$  はベクトル  $(b_t, a_t)'$  である。このカルマン・フィルターの推計は、次の予測 (Prediction) と更新 (Updating) をくり返すことで得られる尤度関数を最大にすることになる。予測は次のように行われる。状態変数  $\beta_t$  に関する前期末の情報集合の下での予測  $\beta_{t|t-1}$  は遷移方程式より

$$\beta_{t|t-1} = F\beta_{t-1|t-1}$$

となる。ただし、ここでは、 $F$  は単位行列である。状態変数  $\beta_t$  に関する前期末の情報集合の下での分散共分散行列  $P_{t|t-1}$  は、

$$P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q$$

となる。予測誤差  $\eta_{t|t-1}$  およびその条件つき分散  $h_{t|t-1}$  は、次の式に従う。

$$\begin{aligned}\eta_{t|t-1} &= y_t - y_{t|t-1} = y_t - x_t \beta_{t|t-1} \\ h_{t|t-1} &= x_t P_{t|t-1} x_t' + R\end{aligned}$$

続いて、状態変数  $\beta_t$  に関する今期の情報集合の下での予測  $\beta_{t|t}$  および分散共分散行列  $P_{t|t}$  の更新は、

$$\begin{aligned}\beta_{t|t} &= \beta_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1} \\ P_{t|t} &= P_{t|t-1} - K_t x_t P_{t|t-1}\end{aligned}$$

となり、再び予測に戻る。ここで、 $K_t$  はカルマン・ゲインを意味し、

$$K_t = P_{t|t-1} x_t' h_{t|t-1}^{-1}$$

である。

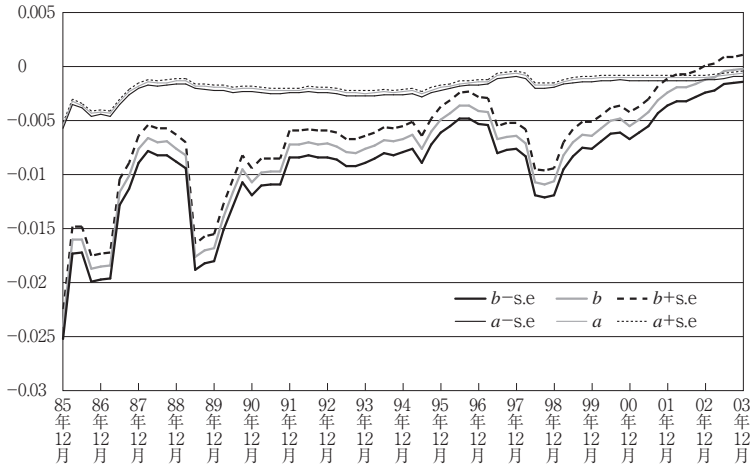
カルマン・フィルターによる推計は、サーベイ・データの回答者の学習・理解とその反復をモデル化していると考えられることができる。したがって、サーベイ・データにおいて観察される回答者が、どのように自分の期待を形成し、実現値から得られる予測誤差を新しい情報として用いて、期待をアップデートしてきたかを考える上で、適切な方法といえる。ここでの計算は、Kim and Nelson[1998]のコードをベースにした。

### 4.3 デフレーションは予想されていたか

カルマン・フィルターによる推定の結果、期待形成に関する可変的な閾値について推定値を得る。図表6-5は、ローンあり家計の回答を用いたカルマン・フィルターによる閾値の変動を示している。ローンなし家計については図表6-6である。上限も下限も全期間をほとんど通じてマイナスの値をとっている。これは『消費動向調査』の特徴である、「上がる」の回答へのバイアスから予想された結果である。

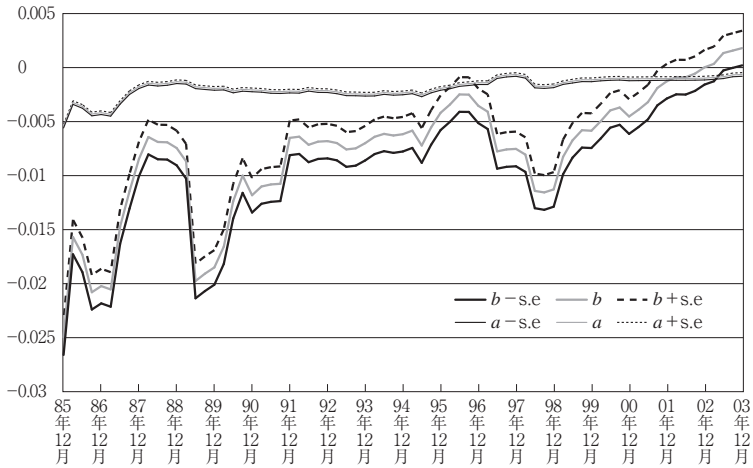
ローンあり家計、ローンなし家計ともに上限はきわめて安定的に推移しているのに対して、下限は大きく変動している。1980年代から1990年代にかけては、ある程度の幅の上限値と下限値の差があったのに対して、時間を通じてその差は非常に小さくなっている。とくに2002年以降では、ローンあ

図表 6-5 期待の閾値の推移 (住宅ローンありの世帯)



注) 1.  $a$ ,  $b$  はそれぞれ, 期待の下限, 上限の閾値を表わす。  
 2. 閾値の推定値に加えて,  $\pm 1$  標準偏差の値も示す。

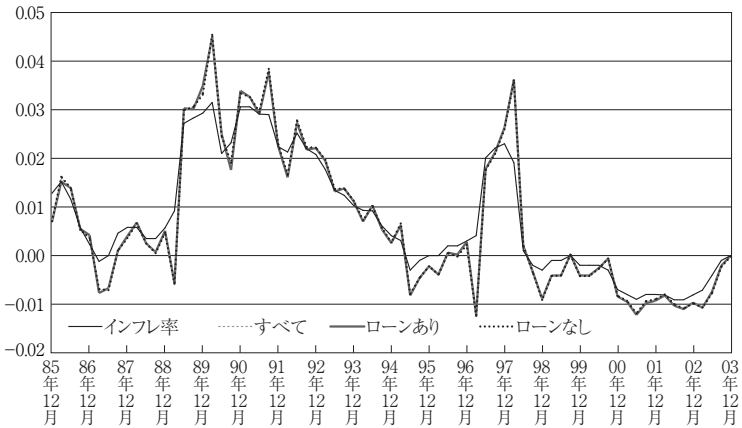
図表 6-6 期待の閾値の推移 (住宅ローンなしの世帯)



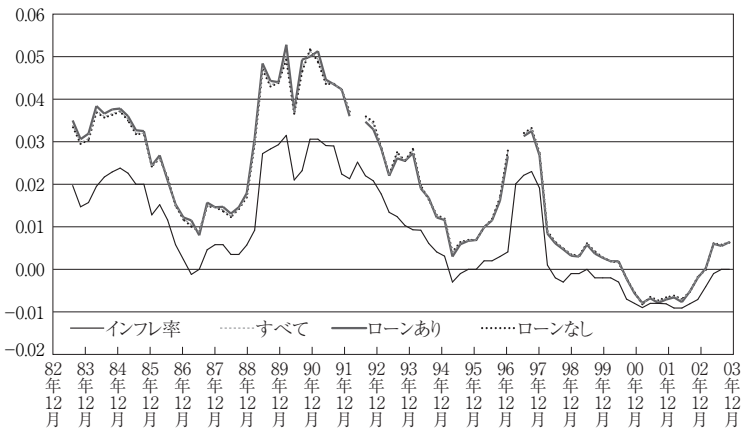
注) 1.  $a$ ,  $b$  はそれぞれ, 期待の下限, 上限の閾値を表わす。  
 2. 閾値の推定値に加えて,  $\pm 1$  標準偏差の値も示す。



図表 6-7 期待インフレ率（可変パラメータ・モデルによる計測）



図表 6-8 期待インフレ率（カルソン・パーキン法による計測）



り、ローンなしとともに、上限値と下限値が逆転している期間が存在する。このことは「変化なし」と回答する期待インフレ率の範囲が非常に小さくなっていることを意味している。こうした趨勢は、期待の弾力性が高まり、現実値に対する期待の反応が高まってきたことを表わすと考えられる。

この推計をもとに、期待インフレ率を計算したものが図表 6-7 である。この期待インフレ率と実現したインフレ率を比較すると、期待インフレ率はあ

図表 6-9 期待インフレ率に関する合理性検定

		F-値	P-値			F-値	P-値
可変パラメータ・モデル	すべて	31.962	0.000	カールソン・パーキン法	すべて	915.041	0.000
	ローンあり	31.337	0.000		ローンあり	901.947	0.000
	ローンなし	32.115	0.000		ローンなし	908.432	0.000

- 注) 1. 可変パラメータ・モデル、カールソン・パーキン法それぞれから得られる期待インフレ率が、合理的期待形成仮説を満たすかを Mincer and Zarnowitz[1969]の方法により検定している。  
 2. F-値（およびそのP-値）は、インフレ率の実現値を被説明変数、定数項と期待インフレ率を説明変数とする推定式について、定数項がゼロおよび期待インフレ率の係数が1に等しいという係数制約に関する Wald 検定の結果を表わす。

る程度は実現したインフレ率を正確に予想していたと考えられる。カールソン・パーキン法に基づく期待インフレ率（図表 6-8）では、全期間を通して期待の上方バイアスが観察される。一方、閾値が可変的な可変パラメータ・モデルによるわれわれの期待インフレ率の推定値には、期待の上方バイアスは見られない。期待の上方バイアスは、カールソン・パーキン法における一定の閾値の仮定が強く作用した結果であると考えられる<sup>4)</sup>。

むしろ、われわれの推定値では、1998 年から深刻化したデフレーションの局面においては、現実値よりも一貫して下方に期待する傾向がある。このことは、家計がデフレーションを正確に予想していたとはいえず、現実よりも過大にデフレーションを予想していたことを意味する。負債デフレ論によれば、こうした期待誤差にともなう予期せぬデフレは、債権者の消費の増大を上回る債務者の消費の減退を意味、マクロ経済全体の消費を押し下げる効果をもたらす。

#### 4.4 債権者・債務者の間の予想の差異は存在したか

前節で述べた社会における悲観/楽観の指標として、住宅ローンあり家計の期待インフレ率から住宅ローンなし家計の期待インフレ率を引いたものを

4) なお、可変パラメータ・モデルとカールソン・パーキン法による期待インフレ率の推定値が、合理的期待形成仮説を満たしているかどうかについて、全サンプル、住宅ローンあり家計、住宅ローンなし家計それぞれについて、Mincer and Zarnowitz[1969]の合理性検定を行った（図表 6-9）。実現値を被説明変数とする推定式において、定数項がゼロ、説明変数である予測値の係数が1に等しいという係数制約に関する Wald 検定の結果は、すべての場合について、合理的期待形成仮説を棄却した。このことは、推定方法によらず、期待インフレ率が合理的期待形成仮説に従わないことを意味し、本稿が想定するように、行動経済学概念によって説明される非合理的要因を含むデフレ心理が、期待形成にとって重要であることを強く示唆する。

考える。住宅ローンあり家計を債務者、住宅ローンなし家計を債権者と定義すると、債務者が債権者より期待インフレ率が高い場合に、この指標は0より大きくなる。このとき、債務者は（その期待インフレ率が0より大きくても、小さくても）少なくとも平均よりは高い期待インフレ率をもっているという意味で楽観的である。また、同時に債権者は平均よりも低い期待インフレ率をもっているという意味で楽観的といえる。このように社会全体が、債権債務関係とインフレ率を通したミクロの期待として、楽観的期待インフレ率をもっているといえる。すなわち、より低い期待インフレ率をもつ主体が、より高い期待インフレ率をもつ主体にお金を貸しているという状況になっている。

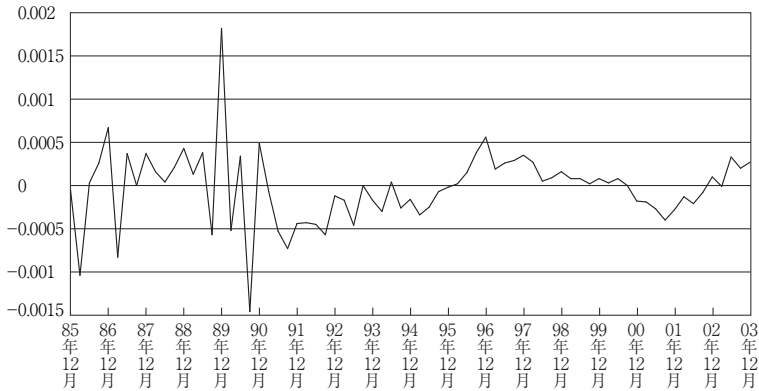
逆にこの指標が0を下回っている場合は、まったく逆のことが起こり、債務者は平均よりも低い期待インフレ率をもち、社会のなかでは債務がより負担となると予想していることになる。同時に、債権者は、平均よりも高いインフレ率をもち、社会のなかでは債権の価値を低く評価していることになる。両者とも、自分の状況を与件とすると、自分の状況が悪化するという意味でミクロの期待をいだし、悲観的である。

この指標を表したのが図表6-10である。たとえば、1996年12月には、住宅ローンの有無による期待インフレ率の差は、0.05%を超えていた。サーベイが物価の「上がり方」に関する調査であるので、この数字は、96年12月時点でのインフレ率0.3%に加えて、その時点から半年間にどれだけインフレ率が高まるかという期待に関する差であり、無視しえないオーダーである。

時系列的に見ると、1991年以降1996年までは、ほぼ0を下回った水準で推移している。0を境として悲観/楽観を区分すると、1991年から1996年にかけて社会全体が悲観的状况に陥ったことになる。しかし、1996年以降2001年まで、楽観が支配的になった後、現実にデフレーションが深刻に進行した2001年以降について見ると、期待インフレ率の水準で債権者、債務者の差はマイナスで推移し、悲観的になった。そして再び、2003年以降、楽観的期待が支配的となっている。楽観・悲観は必ずしも景気循環と一致するものではないが、2003年ころに悲観から楽観に転じていることは、景気循環とのある程度の関連は認められる。

一方、期待の閾値の標準偏差、分散を指標として、期待の確信の程度を計

図表 6-10 期待インフレ率の差（ローンあり－ローンなし）



図表 6-11 住宅ローンの有無による閾値の等分散の検定

分散比	ローンあり/ローンなし	F 統計量
上限	2.5280	2.5280*
下限	0.5868	1.7040*
F(0.05, 72, 72)	=	1.4774

注) 1. 帰無仮説は、「ローンあり」世帯と「ローンなし」世帯の間の等分散。  
 2. \*は、片側5%有意水準において有意であることを意味する。

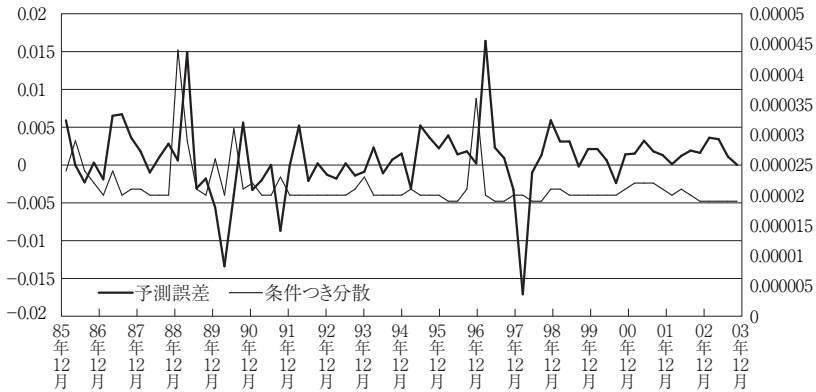
る（図表 6-11）と、インフレ期待に関わる閾値の上限に関しては、債権者の方が債務者よりも確信の程度が高いのに対して、デフレ期待を左右する閾値の下限に関しては、債務者の方が債権者よりも確信している。こうした閾値に関する確信の非対称性から、債権者、債務者とも不都合なケースに関してより強い確信をもっていることになる。

#### 4.5 デフレ期待の加速化のメカニズムは働いたか

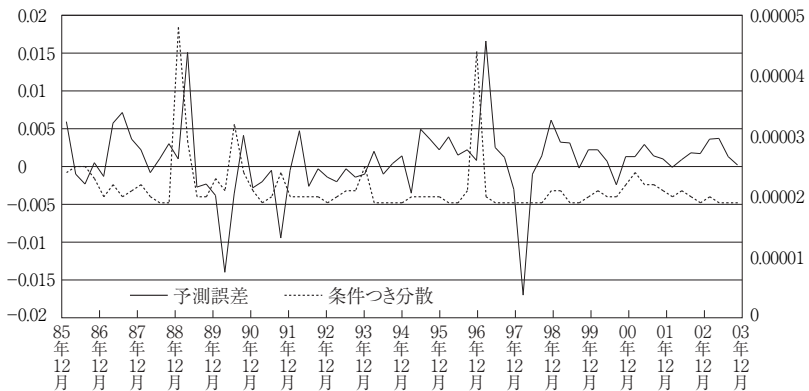
負債デフレ論のフレームワークでは、予期せぬデフレの発生は、さらなるデフレ期待をもたらす。今回のデフレ期にはそのような加速化のメカニズムが働いたのであろうか。われわれは、この問題を考えるために、カルマン・フィルターによる推計で得られる予測誤差と条件つき分散を見る。

図表 6-12、図表 6-13 は、それぞれローンあり家計とローンなし家計で推計した予測誤差と条件つき分散をグラフにしたものである。負債デフレ論に

図表 6-12 予測誤差と条件付き分散（住宅ローンありの世帯）



図表 6-13 予測誤差と条件付き分散（住宅ローンなしの世帯）



よれば、予期せぬデフレは加速度的にデフレ期待を生んでいくことになる。実際には、図表 6-12、図表 6-13 から、1998 年 3 月期に予期せぬ大幅なデフレーションが発生していたことが明らかである。期待インフレ率の推移を表わす図表 6-7 から、98 年 3 月以降の期待インフレ率は、デフレーションを記録した実現値をさらに下回る低い水準で推移していたことがわかる。98 年 3 月期には、前年の 11 月における三洋証券、北海道拓殖銀行、山一証券などの倒産・破綻による金融危機の後の時期にあたるとともに、その後の 5 月に 4% 台の完全失業率を初めて記録したことからもわかるように、雇用不

安も高まった時期にあたる。こうして、著しく不透明感が高まった98年3月に端を発するデフレ期待の進行は、負債デフレ論に沿った現象に見える。

しかしながら、図表6-12、図表6-13では、ローンありあるいはローンなし家計にせよ、条件つき分散は、いくつかの例外的な時点を除いて、全体としては非常に安定した値をとっている。このことは、カルマン・ゲインの時系列的変化が起こっていないことを意味する。カルマン・フィルター法による推定の結果、得られるカルマン・ゲインは、予測誤差をシグナルとして期待の閾値に関する予測の更新（updating）をどの程度行うかを意味する「学習過程」を表わす。毎期の予測誤差の条件つき分散が高ければ、この学習過程が働かないことになる。よって、デフレの進行とともにカルマン・ゲインが増加する予測の更新は起こらなかったことを意味している。このことから、デフレーションの生じた時期において、負債デフレ論のもつデフレ期待の加速化のメカニズムは顕在化しなかったと結論づけられる。

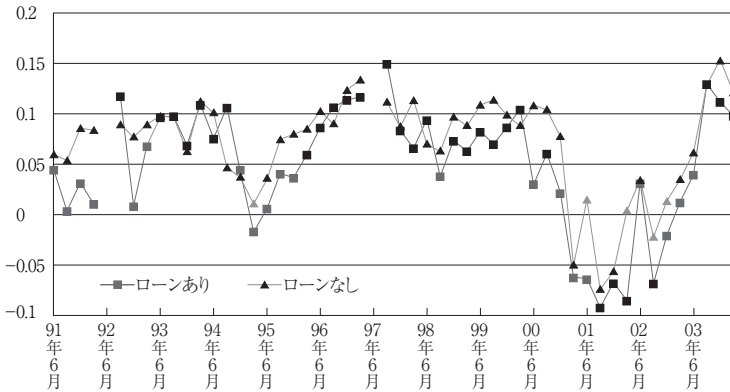
#### 4.6 デフレ期待の加速化を阻止した要因は何か

住宅ローンあり家計が社会全体のなかで、平均より低いインフレ期待をもち、悲観的であったとしても、住宅ローンあり家計の特殊な状況を考慮する必要があるかもしれない。すなわち、住宅ローンを抱えているということは、同時に住宅という資産も保有しているという特殊性である。住宅は、家計が保有するなかでも多くの場合は最大の資産であり、この資産の価値が将来どのように変化するかということは、デフレーションの負債を通じた悲観/楽観とは別に、家計の将来予想に大きな影響を与えている可能性がある。

われわれは、この点に関して、消費動向調査における「お宅で所有している株式・土地などの資産価値は、今後半年間に増えると思いますか」という問いも用いて、住宅ローンあり家計の「インフレ期待」と「資産価値の期待」の関係を見る。物価の上がり方と同様、資産価値の上がり方についても、「増える」・「やや増える」・「変わらない」・「やや減る」・「減る」の5段階を3段階に修正した。

図表6-14は1992年3月調査から2004年3月調査までの「インフレ期待」と「資産価値の期待」のスピアマンの順位相関係数（Spearman[1904]）を示している。1992年9月調査から1994年9月調査にかけて、1996年3月から

図表 6-14 物価の上がり方と資産価値の上がり方に対する期待の相関  
(スピアマンの順位相関係数：■，▲：統計的に有意な相関)



- 注) 1. ■は、住宅ローンのある世帯に関して、有意水準5%において有意にゼロであるという帰無仮説を棄却するケースを意味する。  
2. ▲は、住宅ローンのない世帯に関して、有意水準5%において有意にゼロであるという帰無仮説を棄却するケースを意味する。

2000年9月にかけて、および2003年12月から2004年3月の期間は、少数の例外を除いて有意に正である。これに対して、2001年9月から2002年9月までは、2002年6月を除いて有意に負となっている。

1991年以降は、住宅ローンあり家計は、平均よりもより低いインフレ期待をもつグループであった。そのグループがインフレ期待と正の相関をもつ資産価値の期待を抱いていたことは、より悲観的な状況として解釈できる。すなわち、住宅ローンという負債を抱えながら、その負債の負担は相対的により重くなると予想を立てている。それにもかかわらず、より負担が重くなる予想を立てている家計ほど、住宅という資産の価値が相対的に低い予想もっているという状況である。

しかしながら、デフレーションの深刻化した2001年から2002年にかけて、この関係は逆転し、負の相関を示す。インフレ期待によれば、住宅ローンの負担は実質的により重くなると予想していることに変化はないが、より実質的な負担が重くなると予想する家計は、住宅などの資産価値が高くなると予想しているという関係があったとわかる。このことは、1998年以降、負債デフレ論がマクロの期待となって以降、デフレ期待が支配的になるのを阻止

したのは、2001年3月から2002年9月にいたる資産価格に対する期待の好転であったことになる。

2001年3月19日に日本銀行は、いったん解除していたゼロ金利政策を再導入した上に、日銀当座預金残高をターゲットとする量的緩和政策への移行を決定した。実際、量的緩和政策の導入を境に、下落傾向にあった日経平均株価が4月末にかけて、1万2,000円台から1万4,000円台まで一時的にもち直した。資産価格に対する期待の好転の続いた期間全体から見ると、きわめて一時的にだが、こうした量的緩和政策による株価浮揚がデフレ期待の累積的下降を食い止めた可能性が示唆される<sup>5)</sup>。

## 5 結論

本稿は、負債デフレ論に基づきながら、日本のデフレーションが債権者・債務者の間に、デフレ期待の加速化をもたらした否かについて、内閣府『消費動向調査』の個票データを用いて、可変的パラメータ・モデルのカルマン・フィルター法による推定を通じて明らかにした。その結果、以下の事実が示された。

- i) 全期間を通して、インフレ率が正確に予測されてきたが、デフレーションの深刻化した1998年以降は、むしろ過大なデフレ期待を形成し、期待の弾力性も高まってきた。
- ii) 全期間を通してミクロの期待として悲観、楽観をくり返したが、2001年から2003年までは、悲観が支配的となった。また、債権者、債務者とも自らに不都合なケース（それぞれインフレーション、デフレーション）に関して、より強い確信をもつという非対称性が存在する。
- iii) カルマン・フィルターにおけるカルマン・ゲインの大きさから、デフレ期待の加速化のメカニズムは働いていなかった。
- iv) 2001年以降、デフレ期待が支配的になるのに歯止めをかけたのは、資産価格に対する期待の好転であった。その一因として、2001年3月

5) 植田[2001]が指摘したように、長期国債買切の増額を決定した2001年8月14日の直後において、インフレーション・プレミアムの上昇と見られる一時的な変動がフォワード・レートに見られる点を、竹田・小巻・矢嶋[2005]の第8章の分析が明らかにしている。



以降、導入・強化された量的緩和政策の一時的効果が示唆される。

以上のデフレ心理に関する定量的事実から、負債デフレ論がマクロの期待となることによって生じる累積的下降の過程が回避されてきたことがわかった。

## 参考文献

- 岩田規久男・宮川努編[2003], 『失われた10年の真因は何か』東洋経済新報社。
- 植田和男[2001], 「流動性の罫と金融政策」『日本銀行調査月報』10月号, pp. 17-29。
- 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編著[2005], 『財政赤字と日本経済——財政健全化への理論と政策』有斐閣。
- 清水谷論[2005], 『期待と不確実性の経済学』日本経済新聞社。
- シラー, ロバート, 田村勝省訳[2004], 『新しい金融秩序——来るべき巨大リスクに備える』日本経済新聞社。
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次[2005], 『期待形成の異質性とマクロ経済政策——経済主体はどこまで合理的か』東洋経済新報社。
- トービン, ジェイムス, 浜田宏一・藪下史郎訳[1981], 『マクロ経済学の再検討—国債累積と合理的期待』日本経済新聞社。
- 浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編[2004], 『論争日本の経済危機——長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社。
- 福田慎一・慶田昌之[2004], 「インフレ予測に関する実証分析の展望」, 福田慎一・粕谷宗久編『日本経済の構造変化と経済予測』東京大学出版会, pp. 3-46。
- 堀雅博・寺井晃[2004], 「カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題」ESRI Discussion Paper#91。
- Auerbach, Alan, and Maurice Obstfeld [2005], “The Case for Open-Market Purchases in a Liquidity Trap.” *American Economic Review*, 95(1), pp. 110-137.
- Bernanke, Ben [1983], “Non-Monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression.” *American Economic Review*, 73(3), pp. 257-276.
- Bernanke, Ben [2005], “The Global Saving Glut and the U.S. Current Account Deficit.” Remarks at the Sandridge Lecture, Virginia Association of Economics, Richmond, Virginia.
- Boianovsky, Mauro [1998], “Wicksell on Deflation in the Early 1920s.” *History of Political Economy*, 30(2), pp. 219-275.
- Carlson, John, and Michael Parkin [1975], “Inflation Expectations.” *Economica*, 42(166), pp. 123-138.
- Cecchetti, Stephen G. [1992], “Prices during the Great Depression: Was the Deflation of 1930-1932 Really Unanticipated?” *American Economic Review*, 82(1), pp. 141-156.
- DeLong, Bradford [1999], “Should We Fear Deflation?” *Brookings Papers on Economic*

- Activity*, 59(1), pp. 225–252.
- Dimand, Robert W. [1997], “Irving Fisher and Modern Macroeconomics.” *American Economic Review*, 87(2), pp. 442–444.
- Eggertsson, Gauti and Michael Woodford [2003], “The Zero Bound on Interest-Rates and Optimal Monetary Policy.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 34 (2003–1), pp. 139–235.
- Fisher, Irving [1933], “The Debt-Deflation Theory of Great Depressions.” *Econometrica*, 1 (3), pp. 337–357.
- Friedman, Milton and Anna Jacobson Schwartz [1963], *A Monetary History of the United States, 1867–1969*. Princeton University Press.
- Hamilton, James [1992], “Was the Deflation during the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Market.” *American Economic Review*, 82(1), pp. 157–178.
- Hicks, John R. [1946], *Value and Capital: An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory*. The Clarendon Press (ヒックス／安井琢磨・熊谷尚夫訳[1995], 『価値と資本 (全2冊)』岩波文庫).
- Katona, George [1946], “Psychological Analysis of Business Decisions and Expectations.” *American Economic Review*, 36(1), pp. 44–62.
- Katona, George [1968], “Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations.” *American Economic Review*, 58(2), pp. 19–30.
- Katona, George [1980], *Essays on Behavioral Economics*. The University of Michigan.
- Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson [1998], *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press.
- Marschak, Jacob [1941], “Lack of Confidence.” *Social Research*, 8(1), pp. 41–62.
- Mendoza, Enrique G. [2006], “Lessons from the Debt-Deflation Theory of Sudden Stops.” NBER Working Paper, 11966.
- Mincer, J. and V. Zarnowitz [1969], “The Evaluation of Economic Forecasts.” in J. Mincer (ed.), *Economic Forecasts and Expectations*, NBER, New York.
- Nardo, Michela [2003], “The Quantification of Qualitative Survey Data: A Critical Assessment,” *Journal of Economic Surveys*, 17(5), pp. 645–668.
- Spearman, Charles [1904], “The Proof and Measurement of Association between Two Rings.” *American Journal of Psychology*, Vol. 15, pp. 72–101
- Svensson, Lars [2003], “Escaping from a Liquidity Trap and Deflation: The Foolproof Way and Others.” *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), pp. 145–166.
- Temin, Peter [1976], *Did Monetary Forces Cause the Great Depression?* W. W. Norton & Company, Inc.
- Townsend, Robert [1983], “Forecasting the Forecasts of Others.” *Journal of Political Economy*, 91(4), pp. 546–588.