

KISER Discussion Paper Series No.20
2010/9

近年のデフレーションに関する考察

井田 大輔

(財) 関西社会経済研究所 客員研究員

本稿の内容はすべて執筆者の責任により執筆されたものであり、
(財) 関西社会経済研究所の公式見解を示すものではない。

近年のデフレーションに関する考察☆

井田 大輔

関西社会経済研究所 客員研究員*

【要旨】

本稿は、近年のデフレーション（以下、デフレ）に関する議論整理と統計的手法を用いた分析を行っている。第1に、デフレの諸要因について検証している。近年の日本のデフレの短期的、長期的要因をそれぞれ整理し、計量的手法を用いてデフレの諸要因を検証している。デフレの要因を計量的手法によって分析した結果、非耐久財、半耐久財の価格の低下がCPIインフレを低下させていたことがわかった。また、インフレ予測を計測した結果、2000年以降において予期せぬデフレが生じていた可能性が示唆された。第2に、デフレが実体経済に与える影響を分析している。まず、デフレが実体経済にもたらすコストに関する概念を整理している。次に、計量的手法を用い、日本においてデフレが実体経済にどのような影響を及ぼしたのかを検証している。分析の結果、デフレが実質金利の高止まりデットデフレの影響を通じて実体経済を低迷させた可能性が示唆された。第3に、デフレの克服に金融政策は有効か否かについて、学界におけるこれまでの議論を整理し、日本銀行のこれまでの金融政策を総括している。また、計量的手法を用いてマネタリーベース拡大の実体経済への効果がデフレ下において存在していたのか否かを検証している。分析の結果からは、低インフレ下におけるマネタリーベース拡大の実体経済への有意な影響はみられず、外的な要因によって株価が上昇し、それが需給ギャップを縮小させ、物価下落に歯止めがかかったという経路が示唆された。また、日本銀行のマネタリーベースの拡大は、2006年以降において、さらなる金融緩和の余地があった可能性が示唆された。

キーワード：デフレーション、金融政策

JEL 分類：E52

☆ 本稿の作成にあたり神戸大学の地主敏樹先生から有益なコメントをいただいた。また、関西社会経済研究所のスタッフから有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。本稿における誤謬はすべて筆者の責任である。

* E-mail: ida-d@kiser.or.jp

1 はじめに

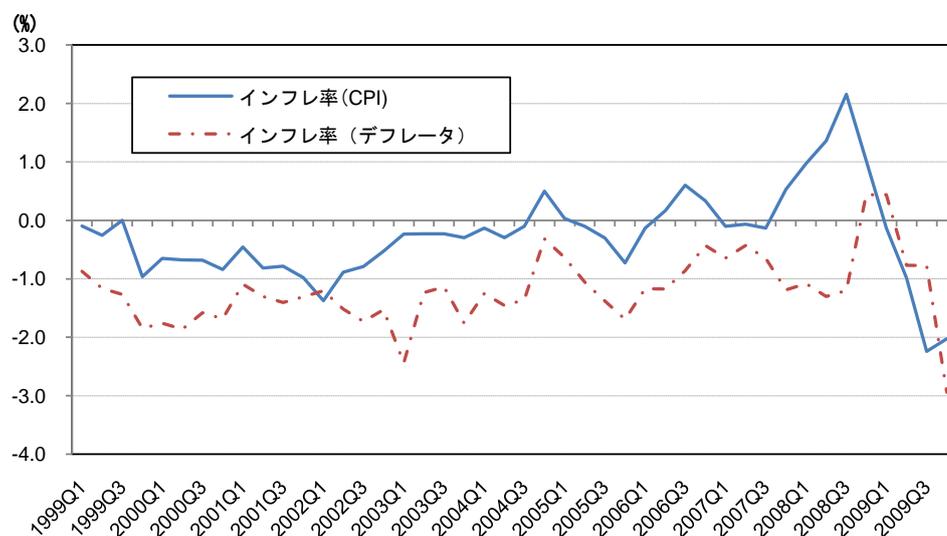
バブル崩壊後の日本経済は「失われた10年」と呼ばれる長期停滞に突入した。1990年代の後半には、一般物価が持続的に下落するというデフレーション（以下、デフレ）に日本経済は直面した。日本銀行は持続的に低下する一般物価と低迷する景気の底上げを狙うべく、政策金利を1990年代一貫して引き下げた。1990年代の後半には、日本銀行の政策金利である無担保オーバーナイト物のコールレートの金利がゼロ近傍で推移するようになった。名目金利にはゼロ以下にすることができないというゼロ金利制約が存在している。日本銀行は、名目金利のゼロ制約とデフレという二重の困難な状況において、金融政策を模索しなければならなかった。1999年、日本銀行は「ゼロ金利政策」を採用した。ゼロ金利政策では、「デフレ懸念が払しょくするまでゼロ金利を継続する」と民間主体にコミットすることによって、ターム物の金利に低下圧力をかけるという時間軸政策を採用した。2000年8月、日本銀行はゼロ金利政策を解除したが、ITバブルの崩壊もあって、2001年3月に「量的緩和政策」を採用した。量的緩和政策は、ゼロ金利環境を維持するというに加え、(1)金融政策の操作目標を「翌日物コールレート」から「日銀当座預金」に変更する、(2)「CPI（消費者物価）が基調的にゼロ%を上回るようになるまで量的緩和を継続する」というコミットメントを行うという二点が大きな柱となった。2点目については、ゼロ金利政策の時と比較して、具体的な目標とするインフレ率の数値を公表したという点で強力な時間軸政策が導入された。2002年以降、不良債権問題のめどが立ち、外需主導という形での実体経済の回復という要因にも日本経済は支えられ、日本銀行は、2006年3月に量的緩和政策を解除し、同年7月にはゼロ金利政策も解除した。2006年7月以降のゼロ金利解除以降、比較的緩やかな金利の引き上げを日本銀行は想定していたと推測されるが、そのような金利の引き下げパスは実現しなかった。そして、2007年秋にサブプライム問題、翌年にはリーマンショックというグローバルな金融危機に直面し、実体経済の落ち込みを支えるために再び日本銀行はゼロ近傍での金融政策運営を迫られたのである。

ところで、2000年代の初頭から最近にかけて、日本における物価の動向は著しく変化していると思われる。教科書的な議論では、物価と貨幣量との間には長期的な関係があるとされている。貨幣数量説的な見方をするとインフレが貨幣的な現象であるとするれば、デフレもまたそうである。日本銀行は、量的緩和政策の採用以降、所与準備額を上回る潤沢なマネタリーベースを市場に供給した。にもかかわらず、消費者物価指数の下落基調は続き、GDPデフレーター版でみたインフレ率は2000年代において一貫してマイナスを記録している（図表1）。

これから詳しくみるように、デフレの主要因が不十分な金融緩和不足に求められる一方で、さまざまな要因が一般物価水準の持続的な下落をもたらしているという議論が多くみられる。第1に、近年のグローバル化の進展が日本をデフレ体質にしたという議論である。例えば、中国の安価な製品の輸入が増えたため、それが一般物価を押し下げているという議論である。あるいは、中国の労働者の低賃金に日本の労働者の賃金がさや寄せされてい

るので一般物価水準が下落しているという仮説もある。第 2 に、労働市場の構造問題によってデフレが引き起こされているという点である。2000 年代に入り、労働者の賃金所得が下落したことに加え、アルバイト、パートタイムや派遣等の非正規雇用者が増大した。労働者の賃金所得の下落や非正規雇用者の増大が消費を抑制し、企業の利潤の減少を通じて、一般物価が下落するという議論である。第 3 は、不十分な金融緩和政策に求めるものである。例えば、量を拡大しても十分でないなら、リスク資産の購入を拡大することによって景気刺激が可能であるという意見がある。もしくは、デフレ期待を日銀が払しょくできていない点が問題であるという指摘も存在している。

図表 1 : GDP デフレータと消費者物価 (CPI) インフレ率の推移



出所：内閣府ホームページ、総務省ホームページより筆者作成

ところで、このデフレは实体经济にいったいどのような影響を及ぼしているのだろうか。デフレが实体经济に影響を及ぼす経路は次のようなものがある。まずは、企業業績の低迷を引き起こすという点である。デフレになって企業の利潤が縮小すると、企業の設備投資が減少し、それがさらなる利潤の低下を誘発するというスパイラル的な状況を引き起こす可能性がある。あるいは、中小企業等の負債を抱えている企業からすれば、デフレによって実質的な債務負担が増大し、収益が減少するといった側面を通じて实体经济にマイナスの影響を及ぼしているといえる。次に、デフレの定着が人々にデフレ期待を植えつけることによって消費マインドを冷え込ませているという点である。例えば、ディスカウントストアやユニクロなどの登場は人々に安価で良質の品物が手に入るという考え方を植えつけていると考えられる。また、ヤマダ電機等の家電量販店は他店との価格の引き下げ競争を行っており、このこともデフレ期待を定着させる要因の一つとされている（例えば、渡辺

(2010))¹。このような状況では、人々の間でデフレ期待が定着しやすくなる。また、デフレによって賃金が引き下げられるという人々の予想も消費マインドを冷え込ませ、デフレ期待をさらに醸成するというメカニズムも考えられる。

本研究の目的は、このように近年の実体経済に大きなインパクトを与えているデフレの原因を究明することである。具体的には、近年のデフレがどのような要因によって引き起こされているかについての議論を整理し、計量的手法を用いて検証する。また、上述のようにデフレは実体経済に様々な負のインパクトをもたらしている可能性がある。上述の仮説に基づいて、どれくらいデフレが実体経済にインパクトをもたらしているかを計量的手法によって明らかにする。最後に、デフレに対して日本銀行はどのような金融政策運営を行うべきかを議論し、今後の金融政策の在り方について模索する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、次節では、デフレがどのような要因で生じ、それがどのように実体経済と関連しているのか等の議論を整理する。そして、計量的手法を用いて、デフレの要因とそれの実体経済との関係を明らかにする。3節では、日本銀行の金融緩和政策に関して議論する。まず、2000年以降の日銀の金融緩和政策を評価する。具体的には、計量的手法を用いてマネタリーベースの拡大が実体経済に影響を及ぼしたか否かも検証する。4節では、3節までの結果を踏まえて、デフレの克服に向けての処方箋を提示し、今後の日本銀行の金融政策運営の在り方について議論する。

2 デフレと実体経済

本節ではデフレの諸要因に関する議論を整理する。まず、2-1節では、デフレの要因に関する要点整理を行う。デフレの短期的要因と長期的要因に焦点をあてて、近年のデフレにおいてどの仮説が妥当なのかを議論する。2-2節では、2-1節で検討した課題がどの程度妥当であるのかを計量的手法によって確認する。まず、分析に用いるアプローチに関して簡単に整理した後、具体的な分析を行い、その政策含意について議論する。

2-1 デフレの要因に関する要点整理

2-1-1 短期的要因

(1) フィリップス曲線のフラット化（物価上昇率の小幅な変化）²

最近、フィリップス曲線の傾きがかなりフラット化しているという議論がある。白川(2008)はデysinフレの背景について3つの仮説を考えている。第1の仮説は、企業の価格改定頻度が低下したというものである。物価上昇率が高い時には相対価格の変動が大きい

¹ 相手企業が動かないので自社も動かないといった戦略的補完関係にある場合、緩やかな物価下落が当面続くことになる。家電量販店などでは「他店よりも価格が高い場合、価格を下げる」という最低価格保証の戦略をとっている（例えば、ヤマダ電気などの家電量販店）。詳細は渡辺(2010)を参照されたい。

² フィリップス曲線のフラット化が日本のインフレ動学において重要かどうかを詳細に議論している研究として、木村・黒住・原(2008)がある。

くなるため、価格を据え置くと、最適な価格からのかい離が大きくなる。しかし、物価上昇率が低下した場合は、最適な価格からのかい離が小さくなるので、経済の現在、もしくは将来の需給環境に応じて価格を変更しようとする企業のインセンティブが低下する。第2の仮説は、金融政策の成功によるものである。物価上昇率が長期的に低位で安定していることを背景に、金融政策への信認が高まったことに起因するというものである。第3の仮説は経済のグローバル化である。ただし、白川(2008)が指摘しているように、これらの仮説のいずれを重視するかについては議論の余地がある。

(2) 期待インフレ率の低下、需給ギャップの拡大

ニューケインジアン経済学において決定的に重要な役割を果たすのがニューケインジアン・フィリップス曲線 (NKPC) である³。具体的には以下で与えられる。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t$$

ただし、 π はインフレ率、 x は需給ギャップ、 κ と β はパラメータを表している。NKPC は現在のインフレ率は、将来のインフレ率と現在の実質限界費用によって説明されることを表している。つまり、将来のデフレ期待が民間主体の間で高まれば、現在のインフレ率が低下する。また、将来の景気の見通しについて悲観的な見方をする企業が増えるほど、価格改定に関する不確実性に直面している状況では、現在の価格を引き下げようとするインセンティブを企業は持つ。ここで、標準的なニューケインジアンの枠組みにおいては、実質限界費用と需給ギャップの間に正の比例的な関係があることが示されている。

例えば、実体経済にマイナスのショックが発生したとしよう。その場合、企業は生産を減らそうとするので、労働需要が減少する。それは、実質賃金率の低下を通じて実質限界費用を引き下げようとする。したがって、今期のインフレ率は低下する。また、労働生産性の上昇も実質限界費用の低下を通じてインフレ率を低下させる圧力を生み出す。ただし、一般的には、生産性ショックは製品の質の向上から価格が低下するが、一方で生産は拡大する。

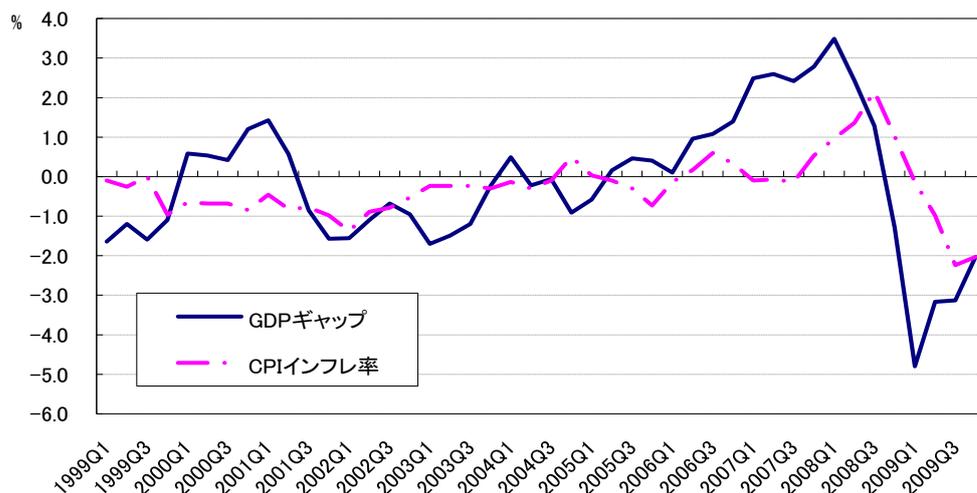
図表2はインフレ率と需給ギャップとの関係を表したものである。図表2をみると、2000年から2006年にかけて、需給ギャップが落ち込んでいるときには、インフレ率も低下していることが確認できる。この需給ギャップの落ち込みに関する当時の議論としては、生産性格差デフレ論や経済政策の失敗等の様々な議論が指摘されていた⁴。2006年以降は、需給ギャップがプラスになってからしばらくして、インフレ率も上昇に転じている。リーマン危機以降、需給ギャップが大幅に落ち込んだため、それに反応する形でインフレ率も低下している。つまり、需給ギャップが落ち込んでいるときには、インフレ率も低下傾向にあるといえる。2000年代前半とは異なり、リーマン危機以降の需給ギャップの落ち込みは主に需要要因と考えることができる。実際に、需給ギャップとインフレ率の相関係数を計算

³ ニューケインジアン・フィリップス曲線の詳細については Woodford (2003)などを参照されたい。

⁴ この点については、例えば岩田編(2003)などを参照のこと。

してみると、1990年から2000年では0.6だったのが、2000年から2009年でも0.5とある程度の相関がみられることを確認している。なお、期待インフレ率が低下したのか否かについては、後ほど定量的に確認することにする。

図表2：インフレ率と需給ギャップ



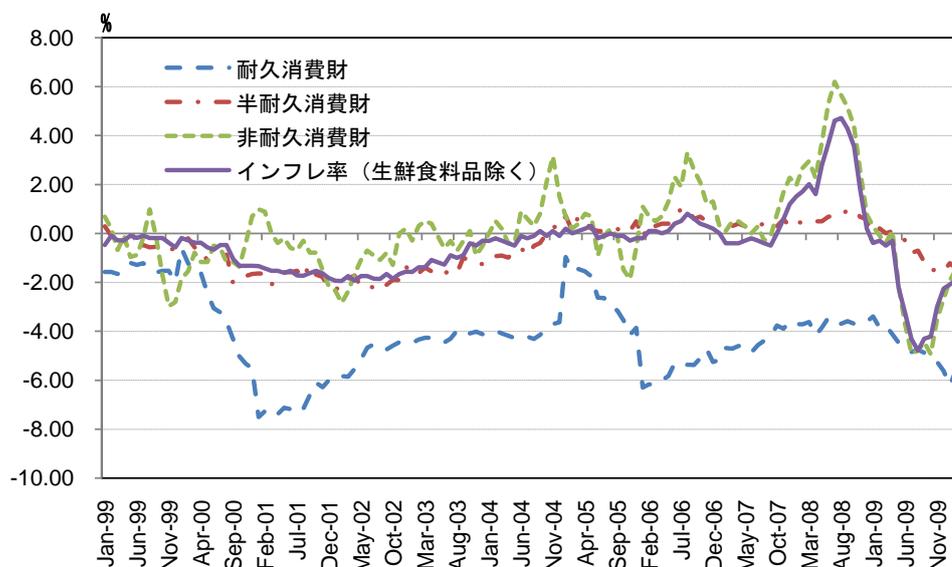
出所：内閣府ホームページ、総務省ホームページより筆者作成。GDPギャップは実質GDPから潜在GDPを引いたものとして定義している。潜在GDPは実質GDPにHP（ホドリック・プレスコット）フィルターをかけることによって導出している。

(3) 経済のグローバル化

宮尾・中村・代田(2008)は、近年のグローバル化は複数の経路を通じて一般物価のインフレ率に影響を及ぼす可能性がある点を指摘している。第1に、労働市場の統合である。グローバル化によって労働市場は国境を越えて統合され、大量の労働力を抱える低賃金国（中国、インド、東欧諸国など）へのアウトソーシング、もしくは、そこからの移民の受け入れが進んでいる。これは、先進国の賃金を抑制し、労働分配率が低下するように作用する。結果として、実質限界費用の低下を通じてインフレ率が低下する。第2は、輸入競合品の流入による輸入物価の低下による効果である。これは、貿易のグローバル化によって安価な輸入品が国内に流入し、コスト下落要因として考えられる。特に、輸入原材料が生産過程に用いられている場合、NKPCにはそれらの項が追加されることになる。したがって、この場合、輸入原材料価格の下落は、実質限界費用の下落を通じて、インフレ率の低下につながるようになる。第3は、グローバル競争激化によるマークアップの低下である。これは、グローバル競争によって国内企業の利潤あるいはマークアップが低下するというものである。マークアップ率の低下は、NKPCのショック項として捉えられるので、このネガテ

イブなショックはインフレ率の低下を促す。もしくは、競争環境の激化によって、長期的なマークアップの値自身が低下する場合には、NKPCの傾き自体が低下するため、インフレ率の動きは緩やかになる。

図表 3：財種別のインフレ率の推移



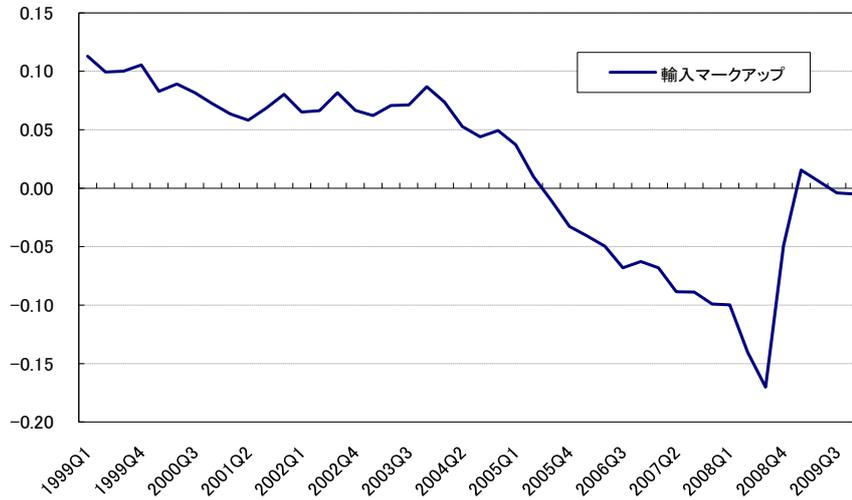
出所：総務省ホームページより作成。対前年同月比。

図表 3 は財別のインフレ率の推移を表している⁵。図表 3 をみると以下のような特徴が確認できる。まず、2000 年から 2007 年にかけて（生鮮食料品を除く）CPI インフレ率の推移と半耐久消費財インフレ率が似通った動きをしている点である。近年においては、海外からの輸入競合品、特に、衣料品の値下げが続いている。いわゆる、グローバル化による価格競争激化による価格低下である。図表 3 はこの点を適切に描写しているといえよう。つまり、このことは、中国からの衣料品の輸入などが日本の CPI インフレ率の低下に寄与していることを示している。次に、近年の CPI インフレ率は、非耐久消費財インフレ率との連動が極めて高いという点である。特に、これは 2008 年からその兆候が顕著に表れている。2008 年は原油価格が高騰した年であり、それは非耐久財の価格を押し上げる要因となった。しかし、その価格高騰の反動やリーマン危機の影響もあり、CPI インフレ率と非耐久消費財のインフレ率は共に下落基調にある。ただし、2009 年の年央で底を打って CPI インフレと非耐久消費財インフレは上昇に転じている。また、耐久消費財インフレは 2000 年以降基調的にマイナスで推移している点が確認される。これらの点については、後ほど統計的手法

⁵ サービス財のインフレ率についても考察してみたが、サービス全体でのインフレ率の動きはほとんどなかった。個別のサービス財インフレの変動については考慮する必要があるが、ここでは議論していない。

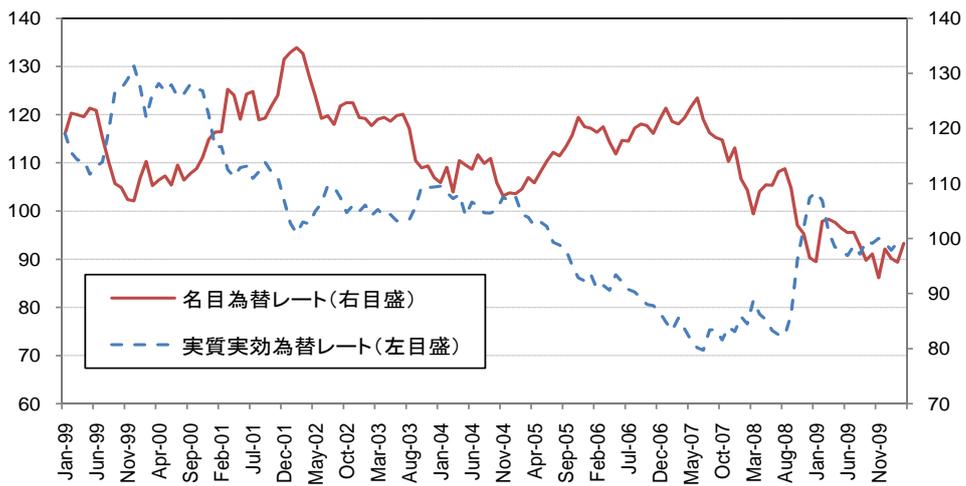
を用いてより詳細に検証することにする。

図表 4：輸入マークアップ率の推移



出所：日本銀行ホームページ、総務省ホームページより筆者作成。

図表 5：為替レートの推移



出所：日本銀行ホームページから筆者作成

また、図表 4 は、輸入マークアップの推移を示しているが、2000 年以降しばらくは趨勢的にマークアップが低下していることが確認できる。特に、2003 年以降その落ち込みは大きくなり、2005 年から 2008 年にかけてはマイナスで推移している。以上から、近年の日本の物価動向においては、グローバル化による要因がかなりデフレに影響しているといえよう。

また、為替レートの影響も日本にデフレをもたらしている要因の一つとなっていると考えられる。図表 5 は、為替レートの推移を表したものである。名目レートは 2000 年初め、2002 年から 2005 年、また、2007 年以降、それぞれ円高に推移していることが確認できる。それに対して、実質為替レートは 2000 年以降、趨勢的に上昇している（円安に推移している）ことが確認できる。ただし、有馬(2010)が指摘しているように、名目レートより実質実効レートが割安ということは、自国の非貿易財の価格が為替レート換算後の他国の水準に比べて割高ということの意味している。したがって、実質実効レートの減価が必ずしも日本の国際競争力が失われていないということを反映しているとはいえない⁶。

白川(2008)は、実質実効為替レートの減価を通じた純輸出の増加は、実体経済が支えることを通じて、デフレ・スパイラルの防止に寄与したとしている。白川(2008)によれば、実質実効レートの減価の寄与度のうち名目レートは 3 分の 1 程度、日本の物価が輸出相手国の物価よりも低いことの寄与度が 3 分の 2 だったことを指摘している。このことは、物価の下落それ自体はデフレ・スパイラルに陥るリスクを押し上げる要因となり得る。しかし、他方で、実質実効為替レートの減価は純輸出の拡大を通じて実体経済を押し上げ、結果としてデフレ・スパイラルの発生を防止する要因としても作用する。

(4) 労働市場の摩擦

労働市場の摩擦には、非正規雇用の増大、名目賃金の下方硬直性等の問題が指摘されている。まず、非正規雇用の拡大は、それらの賃金所得を減少させるように働く。賃金所得の減少は、民間部門の消費支出の抑制という行動を誘発するので、結果として、企業収益が落ち込み物価が下落するというメカニズムが働く。

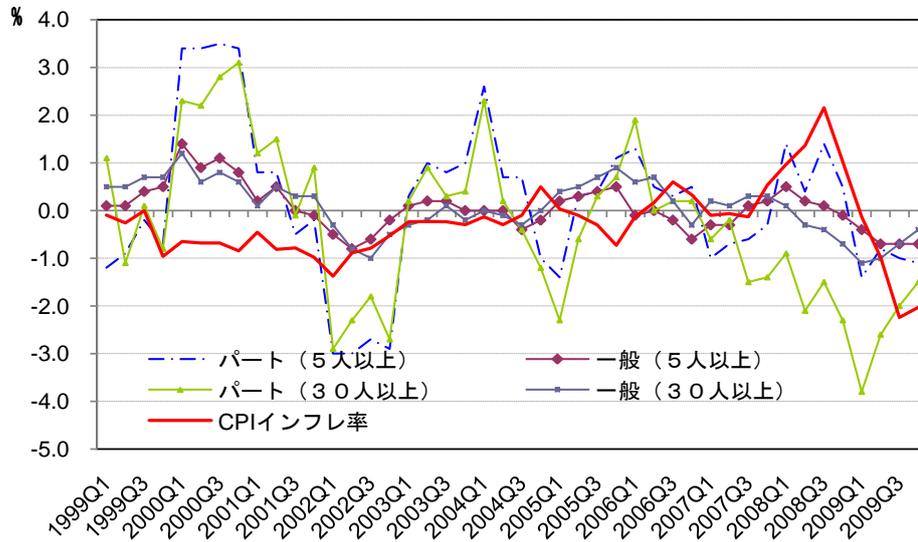
図表 6 は賃金の伸び率とインフレ率の関係を示したものである。図をみると、2006 年以降、パート（5 人以上）の賃金伸び率、インフレ率が共に落ち込んでいることが確認される。特に、パート（30 人）以上の賃金の落ち込みが 2007 年以降最も大きい。つまり、このことは、非正規雇用の拡大が、消費の抑制を通じた企業収益の圧迫をもたらし、結果的にインフレ率を押し下げようように働いた可能性があることを示唆している。

また、名目賃金の下方硬直性もデフレの要因として挙げられている。宮尾・中村・代田(2008)によると、名目賃金の下方硬直性の問題は、デフレ下で顕在化している。つまり、インフレ下では、名目賃金の上昇を抑制することで、実質賃金率の高止まりが抑制さ

⁶ また、実質実効為替レートを算出する際に使用されるバスケットへのウェイトが貿易の実勢を反映したものでないとすれば、実質レートが円安方向に振れたというだけでは日本の国際競争力が低下していないという根拠とならない点についても注意する必要がある。

れ、労働分配率を抑制することによって雇用量を維持することが可能になる。

図表 6：賃金上昇率とインフレ率との関係



出所：厚生労働省、総務省ホームページより筆者作成

図表 7：労働分配率の推移



出所：内閣府ホームページより筆者作成

他方で、デフレ下では、名目賃金の下方硬直性の存在が、レベルでみた名目賃金の引き下げを困難にさせるため、実質賃金率や労働分配率が高止まりし、企業収益が圧迫されることによって、企業は雇用量の調整に着手せざるを得なくなると述べている。

図表 7 は労働分配率の推移を示している。図をみると、景気低迷が著しかった 2000 年代の初めにおいては、労働分配率が高止まりしていることが確認できる。2002 年以降の景気回復によって、労働分配率は低下しはじめ 2007 年のサブプライム手前では 50% 程度にまで低下した。しかし、サブプライム危機以降、再び労働分配率は上昇し、リーマン危機以降では、2000 年代前半の水準に近いところまで上昇していることがわかる。

(5) 日本銀行の金融緩和不足⁷

日本銀行は、量的緩和政策において所要準備額を大幅に上回る潤沢なマネタリーベースを供給した。また、今回のグローバル金融危機後の政策対応においても 20 兆円の資金供給を行った。これだけの潤沢なマネタリーベースが市場に供給されているにもかかわらず、物価が上昇してこないことに対して、よりいっそうの金融緩和政策を求める声がある。量的緩和政策のときには、4~5 兆円程度の所要準備額に対して最大 35 兆円もの日銀当座預金が積み上がった。しかし、積み上がった日銀当座預金は主に国債の保有等にまわり、銀行貸出を通じて実体経済が刺激されるという本来期待されていた効果をもたらさなかった。なぜ、量的緩和政策によって潤沢にマネーが供給されたにもかかわらず、物価が上昇しなかったのか。

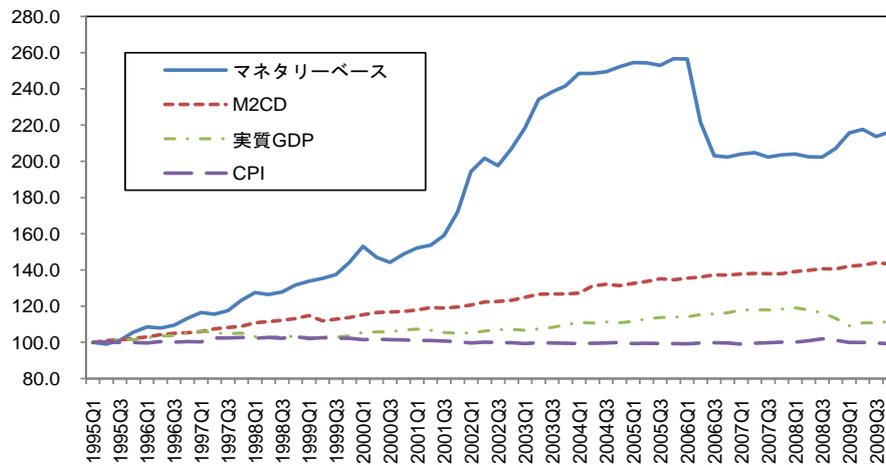
植田(2005)は上記の原因として、(1)経済に流通している潤沢なマネーが働かずに滞留していた点、(2)名目金利のゼロ制約に日本銀行が直面していたという点を挙げている。(1)については、貨幣の流通速度(=マネタリーベース/名目 GDP)が低下していたという点、(2)については、コールレートがゼロに張り付いていた点を挙げている。(1)は、名目金利がゼロ金利近傍で推移していたので、名目金利の機会費用が低下したことによる。

図表 8 はマネタリーベースとマネーストックと実体経済との関係を表したものである。量的緩和期間潤沢なマネタリーベースが市場に供給されていることがわかる。しかし、信用乗数論が示しているような、マネタリーベースの貨幣乗数倍のマネーサプライが生み出されているという事実は確認されない。また、貨幣数量説的な貨幣量の増加が GDP や物価を押し上げるといったことも観察されない。

図表 9 は貨幣の流通速度を表したものである。貨幣の流通速度は、1 単位の貨幣が一定期間のすべての取引に何回使用されたかを表している。図表 9 をみると、1999 年以降、趨勢的に貨幣の流通速度が低下していることが確認できる。その背景には、所得の減少によって民間が消費を手控えたこと、名目金利の低下によって貨幣保有の機会費用が低下したことなどが挙げられる。

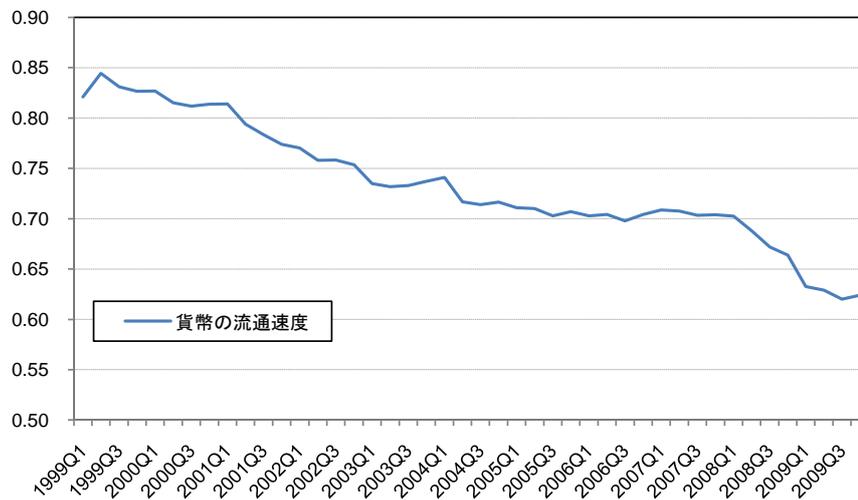
⁷ 日本銀行の金融政策および、デフレ下での金融政策の効果については 3 節で詳しく議論する。

図表 8：量的金融変数と実体経済



出所：日本銀行ホームページ、内閣府ホームページ、総務省ホームページより鶴飼(2006)を参考に筆者作成。
1995年第1四半期を100として基準化している。

図表 9：貨幣の流通速度の推移

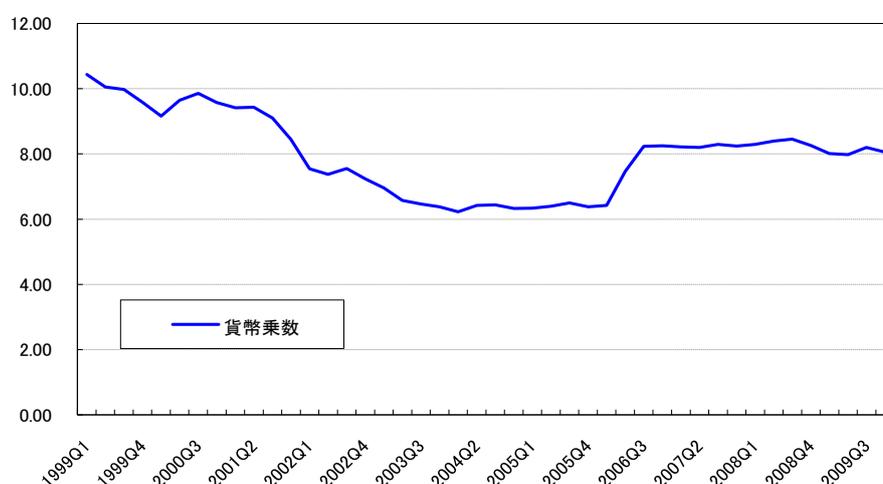


出所：日本銀行、内閣府ホームページより筆者作成。

また、上記以外の要因としては、金融システム不安、不良債権問題、企業のバランスシート調整などによって、銀行の貸出態度が厳しく、企業の資金需要が旺盛でなかったことが金融政策の波及チャネルが働かなかつた大きな原因の一つであろう。それを裏付けるも

のとして、銀行貸出が減少している。言い換えると、このことは銀行貸出を通じたトランスミッション・メカニズムが機能しなかったことを表している。図表 10 は、貨幣乗数の推移を示したものであるが、1999 年から 2006 年の量的緩和解除に至るまで、貨幣乗数は趨勢的に下落している。マネタリーベースが貨幣乗数倍のマネーストックを生み出さなかったのは信用乗数の低下である。信用乗数が低下した原因は、名目利子率の低下が原因の一つであるが、それ以上にマネタリーベースが貸出に回らず、信用創造が起こりにくかったからである。

図表 10：貨幣乗数の推移



出所：日本銀行ホームページより筆者作成

2-1-2 中・長期的要因

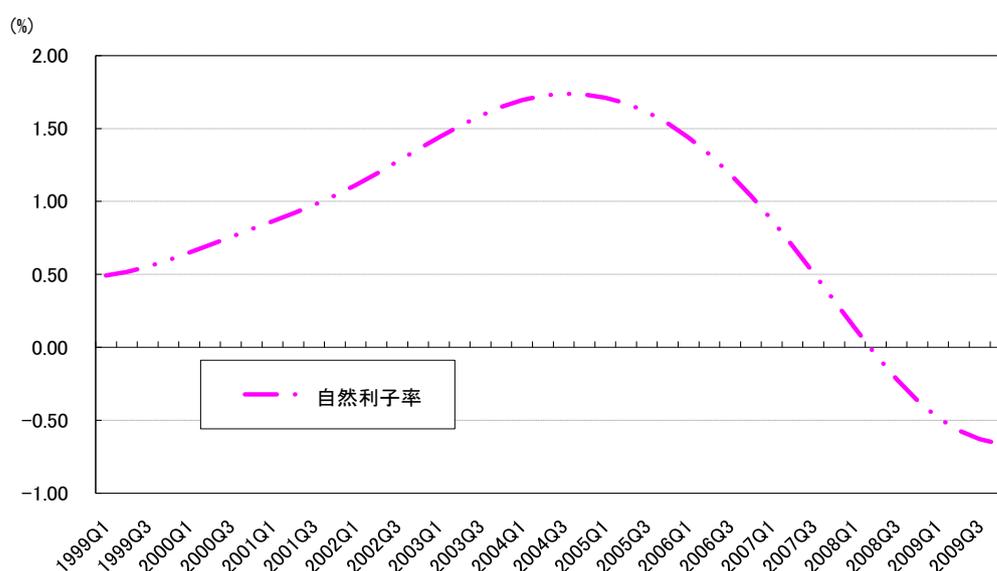
中長期的なデフレの要因としては、趨勢的な自然利子率の低下という点があげられる。自然利子率は価格の粘着性が存在しない状況において成立する実質利子率である。この自然利子率の低下は实体经济にマイナスのインパクトを及ぼす。標準的なニューケインジアン理論における自然利子率は、(1)短期的要因の需要ショック（選好ショックや財政支出ショック）、(2)長期的要因の労働生産性の伸び率や人口成長率によって構成されている。短期的な自然利子率の低下は需要ショックに起因する。その場合、自然利子率の低下は短期的なものであり、いずれ定常状態に回帰すると考えられる。

しかし、経済における生産性などが持続的に低下している場合には、自然利子率も趨勢的に低下していくものと考えられる。例えば、今後の日本の人口動態は低下傾向にある。その場合、人口成長率は毎年低下するものと思われるので、自然利子率も趨勢的に低下し続

けるはずである。自然利率が実質利率を下回り続ける以上、日本経済は中長期的なデフレ環境に直面することになる。宮尾・中村・代田(2008)は、自然利率の大幅な低下の背後には、生産性の低迷、それを引き起こした資本や労働の非効率な配分、非効率な企業経営、過剰設備の存在などの構造問題があると述べている。

図表 11 をみると、2004 年までは自然利率は上昇しているが、それ以降は趨勢的に下落していることが確認できる⁸。特に、リーマン危機以降は自然利率がマイナスの値を記録するという状況に陥っていることが観察される。つまり、2004 年以降、日本経済は中長期的に見てデフレ体質に陥りやすくなっていることを図表 11 は示している。

図表 11：自然利率の推移



出所：内閣府ホームページから筆者作成。自然利率＝相対的リスク回避係数×潜在成長率。潜在成長率は実質 GDP に HP フィルターをかけたものの対数を取り、一階の階差をとったものである。また、相対的リスク回避係数は 1 に設定している。

2-2 デフレと実体経済

2-2-1 デフレのコスト

(1) 予期せぬ富や所得の再配分効果

債務者の名目所得の額が下落する一方で、実質的な債務負担が増大するという効果であ

⁸ ここでの議論は長期の自然利率に焦点をあてている。しかし、実際には、ニューケインジアン理論のように、需要ショックや選好ショックが短期的に自然利率に影響を及ぼしうる。また、HP フィルターを使った潜在 GDP の推計についても様々な問題点が指摘されている。これらの点を考慮したうえで、本稿は中長期的な自然利率の推定に HP フィルターを用いている。

る。90年代以降のデフレの進行は、バランスシートが毀損した企業の実質的な債務負担を増大させた。実質的な債務負担が増大した企業は債務の圧縮を図ろうとするため、新規の設備投資を抑制し、バランスシートの健全化に努めようとする。その結果、企業の資金需要は低迷し、銀行貸出を通じた信用創造機能が低下することになる。経済がデフレに直面するとこれだけの話では終わらない。一般物価の低下が企業の収益の低下をもたらすことによって、労働者の所得が減少する。労働者の所得の減少が消費の抑制につながり、それがさらなる企業収益の低下をもたらす。この負の循環のことをデフレ・スパイラルという⁹。また、一般物価の下落は、上述のように、債務者の実質債務負担を増大させる。実質債務負担の増大は企業のバランスシートの一層の毀損を誘発するので、企業は支出を自粛しようとする。その結果、売り上げがいっそう低下するので、一般物価水準がさらに低下する。それが、企業の実質債務負担をいっそう押し上げ、企業の経営破たんをもたらすという負の循環がアービング・フィッシャーによって指摘された。これをデット・デフレーションと呼ぶ。

(2) 経済の意思決定への歪み

将来のインフレ率の動向は現在の経済主体の行動に影響を及ぼす。例えば、将来のインフレ期待の高まりは、長期金利のインフレ・プレミアムを押し上げるため、長期金利を上昇させる。また、財政支出の持続可能性についての不確実性が高まると、それは、長期国債のリスク・プレミアムを上昇させることにつながり、長期国債の金利上昇につながる。また、将来の物価動向が経済主体の金融資産への投資行動に影響を及ぼす。例えば、将来のデフレ期待が高まれば、低金利の期間が長く続くと経済主体が想定するようになるので、名目金利の機会費用が低下するため、民間主体の貨幣需要への選好が高まる。その場合、中央銀行が潤沢な資金を供給したとしても、それがすべて貨幣需要に吸収されてしまうため、金融政策のトランスミッション・メカニズムが機能しないことになる。あるいは、デフレによる低金利政策継続の期待が通貨のキャリー・トレードを生み出し、国際金融市場の資産価格のゆがみを生み出す恐れがある。さらに、低金利政策の継続が、民間主体の理リスク・アペタイトを高め、リスク資産への投資を助長するというリスクテイキング・チャンネルを誘発する可能性も秘めている¹⁰。

(3) 実質金利の高止まり

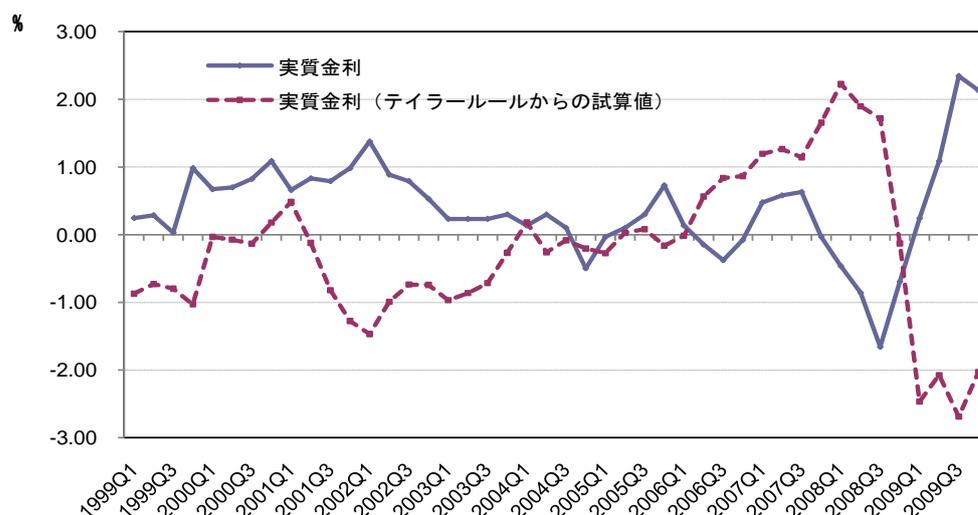
フィッシャーの恒等式によると、実質金利は名目金利から期待インフレ率を除いたものとして定義されている。それゆえ、期待インフレ率の低下（すなわち、デフレ期待の高ま

⁹ 白川(2008)は2001年以降の日本経済がデフレ・スパイラルに直面しなかった理由をいくつか指摘している。第1に、1990年以降の日本の名目賃金水準は伸縮的に変動しているため、名目賃金の下方硬直性が存在しなかった点を指摘している。第2に、ゼロ金利制約が理論で想定されているほどの深刻なインパクトを実体経済にもたらさなかったことを挙げている。第3に、為替レートの減価が2001年以降進んだことによってデフレ・スパイラルが回避された点を挙げている。

¹⁰ 例えば、日本銀行(2009)などを参照。

り)は実質金利を押し上げる。企業の設備投資や家計の住宅ローンに関連する金利は実質(長期)金利であり、実質金利の高止まりは实体经济にマイナスの影響を及ぼす。ゼロ金利制約下では、名目金利は下限に張り付いているため、期待インフレ率の低下がそのまま実質金利の上昇につながる。

図表 12：実質金利の推移



出所：日本銀行ホームページ、内閣府ホームページ、総務省ホームページより作成。テイラールールは、 $1.5 \times \text{インフレ率} + 0.5 \times \text{GDPギャップ}$ で算出している。GDPギャップは実質GDPから潜在GDPを引いたものとして算出している。

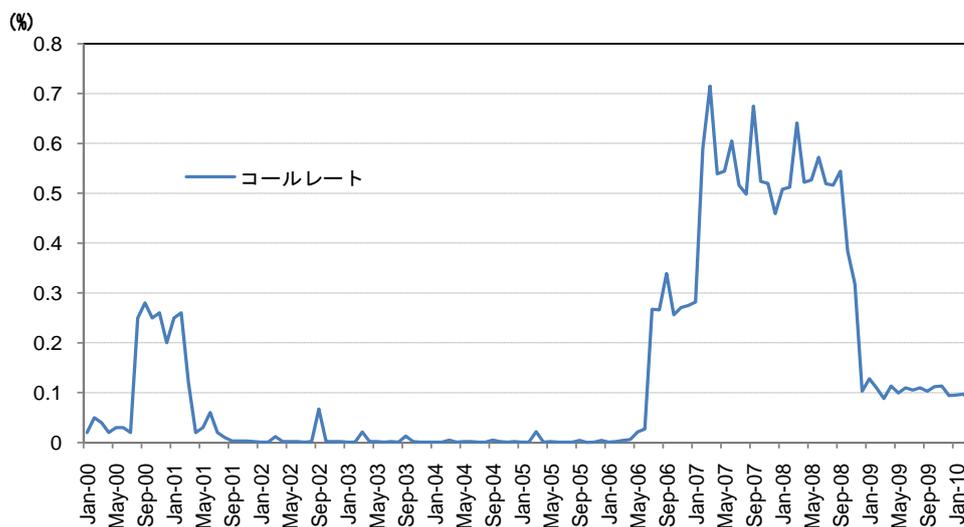
図表 12 は、実質金利の推移を示している。驚くべきことに、ゼロ金利政策を採用した直後においては実質金利が低下しているが、それから 2002 年の第 3 四半期にかけて実質金利は上昇している。特に、量的緩和政策を採用以降において、実質金利が上昇している点である。この間、テイラールールから算出される実質金利の推移を見てみると、2000 年の第 3 四半期をのぞいて、実質金利はマイナスで推移していることが確認できる。つまり、現実の実質金利は理論的に算出される実質金利よりも 2000 年から 2002 年にかけて高めに推移していたのである。言い換えると、このことは日本銀行が十分に金融緩和政策によって実質金利を低下させることができなかったことを示唆している¹¹。

また、2006 年のゼロ金利政策解除以降の実質金利の推移をみると、テイラールールから算出される実質金利よりも低めで推移していたことを表している。つまり、日本銀行は 2006

¹¹ ただし、どのようなテイラールールを採用するかによって、上記の結果は異なることになる点は留意する必要がある。例えば、テイラールールに慣性項を導入する、テイラールールの係数パラメータをオリジナルなものとは異なる値を採用する等によって、テイラールールから算出される政策金利は異なるものになる。

年以降、政策金利を段階的に引き上げるパスをテイラールールが示唆している一方で、実際は緩和的な環境を維持していたことを図表 12 は示している。また、リーマン以降の実質金利の反応はほとんど非対称的であり、テイラールールから示唆される実質金利はマイナスの値をとっているのに対して、実際の実質金利はかなり高めの値をとっている。このことは、リーマン危機以降の金融政策の対応が不十分であった可能性を示唆している。また、上記の実質金利は短期における実質金利であり、企業や家計の意思決定において重要なのは、長期の実質金利である。したがって、短期の実質金利が十分に低下していないことを踏まえると、長期の実質金利も高止まりしていた可能性があり、家計や企業の投資行動を阻害していた恐れがある。

図表 13：コールレートの推移



出所：日本銀行ホームページより筆者作成

(4) 名目金利の非負制約

経済がデフレに直面すると、名目金利をゼロ以下に下げることができない局面に中央銀行は直面する。図表 13 はコールレートの推移を表したものであるが、2006 年のゼロ金利政策が解除されるまで、コールレートがゼロ近傍で張り付いていることが確認できる。

ところで、ニューケインジアン経済学の枠組みでいえば、実質金利が自然利子率（価格が伸縮的な環境の下で成立する実質金利）を上回っている場合には金融引き締めの、逆の場合には緩和的な環境を生み出す¹²。ここで名目利子率がゼロ金利の下限に達してしまうと、実質利子率が自然利子率を上回っている状況にも関わらず、追加的な金融緩和ができなくなってしまう。特に、2000 年代初めには、自然利子率がマイナスの値をとることが指摘さ

¹² ニューケインジアン経済学については Woodford (2003) や加藤(2006)などを参照されたい。

れていた¹³。ニューケインジアン経済学では、ゼロ・インフレの定常状態が望ましく、その場合には、名目利子率を自然利子率に等しくするような金融政策の運営が望ましいとされる。しかし、自然利子率がマイナスの値をとると、名目金利の非負制約によって追加的な金融緩和が行えないという状況に直面することになる。当時の処方箋としては、目標インフレ率を民間主体にコミットし、それに向けて大胆な金融政策を運営するという方法が考えられていた（例えば、Krugman (1998)）。また、ニューケインジアンの枠組みからは、ゼロ金利へのコミットメントを通じて長めの金利に低下圧力をかけることで实体经济を刺激することが可能であるという結論が導かれている。

2-3 デフレの要因分析

2-3-1 データと分析手法

本節では、近年の日本の物価動向においてどのファクターが重要であるかを検証する。用いるデータは、(生鮮食料品を除いた) 消費者物価指数、耐久消費財価格指数、半耐久消費財価格、非耐久消費財価格、実質実効為替レートである¹⁴。これらの変数は、非定常過程に従っていると考えられるため、一階の階差をとることによって推計している¹⁵。推計方法には、誘導型の Vector Auto-regression (VAR) モデルを用いている。推計期間は 1999 年 1 月から 2009 年 12 月までである。最後に、VAR のラグ次数は 2 としている¹⁶。VAR モデルの詳細については補論 1 を参照されたい。

2-3-2 実証分析の結果

図表 14 は、グランジャー因果性検定の結果を表している。結果をみると、まず、為替レートから衣服などの半耐久消費財価格への因果性が観察され、半耐久財価格から消費者物価への因果性が確認された¹⁷。つまり、名目為替レートの上昇が半耐久財の価格を押し下げ、それが国内の消費者物価に低下圧力をかけているということを意味している¹⁸。これはこれまで確認してきたデータと整合的な結果となっている。また、非耐久消費財価格から消費

¹³ 例えば、Krugman (1998)、Eggertson and Woodford (2003)、Jung, Teranishi, and Watanabe (2005) などが挙げられる。

¹⁴ 本稿で用いているデータ出所については補論 3 を参照されたい。

¹⁵ これらの変数は対数をとったものを用いており、その階差をとっていることから、成長率換算されているものとして考えることができる。また、非定常過程に従う変数に対する対処方法については、Hamilton (1994)などを参照されたい。

¹⁶ ラグ次数をいくつか変更して推計してみたが、結果は変わらなかった。

¹⁷ サービス財価格指数を含めた場合においては、サービス価格から半耐久財価格へのグランジャーの意味での因果性が 10%有意で検出されることが確認されたが、議論の本質には影響しないと思われるので、ここでは結果を省略している。

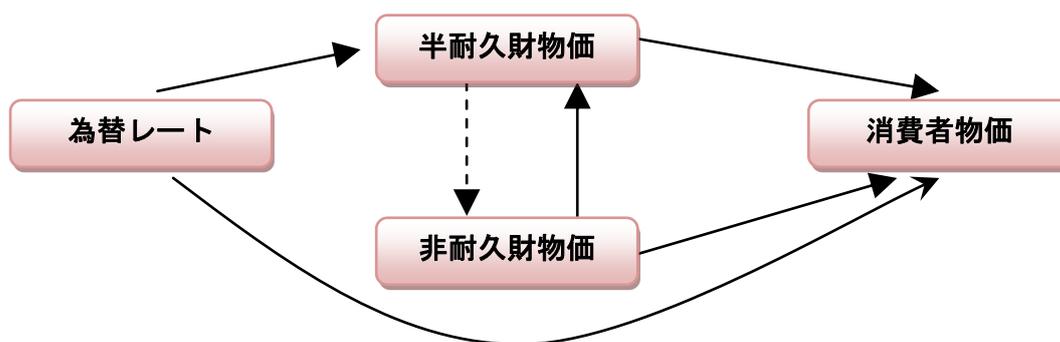
¹⁸ 有馬(2010)は実質実効レートの変動は為替レートの変動から国内物価への影響経路として意味をもつと指摘している。本稿もこの考え方に沿って、実質実効レートを用いている。なお、名目為替レートを用いて分析を行ってみたが、結果は変わらなかった。

者物価へのグランジャーの因果性が、為替レートからの消費者物価への直接的な因果性がそれぞれ確認されている。また、半耐久財と非耐久財との間では、両方向に因果性がみられる¹⁹。

因果性検定の結果から、為替レートの直接的な消費者物価への効果、半耐久財価格を通じた間接的な効果が確認された。また、非耐久財価格からの直接的な消費者物価への効果もみられた。しかし、それらが、消費者物価の変動のどの程度を説明しているのかについては、何も物語っていない。そこで、以下では、予測の分散分解を行うことで消費者物価の変動要因を調べることにする。図表 15 は、消費者物価の予測の分散分解を示したものである。図から、短期（1 年未満）では消費者物価の変動要因のほとんどがそれ自身によって説明されている。

しかし、12 カ月以降をみると、消費者物価の変動のうち、それ自身で 50%程度の変動要因になっている。一方で、非耐久財価格は 20%程度の変動要因となっており、半耐久財価格、為替レートの変動も 10%程度の変動要因になっている。つまり、短期においては、消費者物価自身の変動が大きいですが、1 年以降では、非耐久財の価格動向が消費者物価の 2 割程度の変動要因になっていることが確認できる。図表 3 で確認したように、半耐久財の価格は、ほとんど消費者物価と似たような動きをしているのに対して、消費者物価の急激な変動にはほとんど追随していなかった。また、2007 年以降の消費者物価の上昇と同じような動きが、非耐久財価格においてみられた。したがって、本節で得られた結果は、ある程度データと整合的な結果となっているといえる。

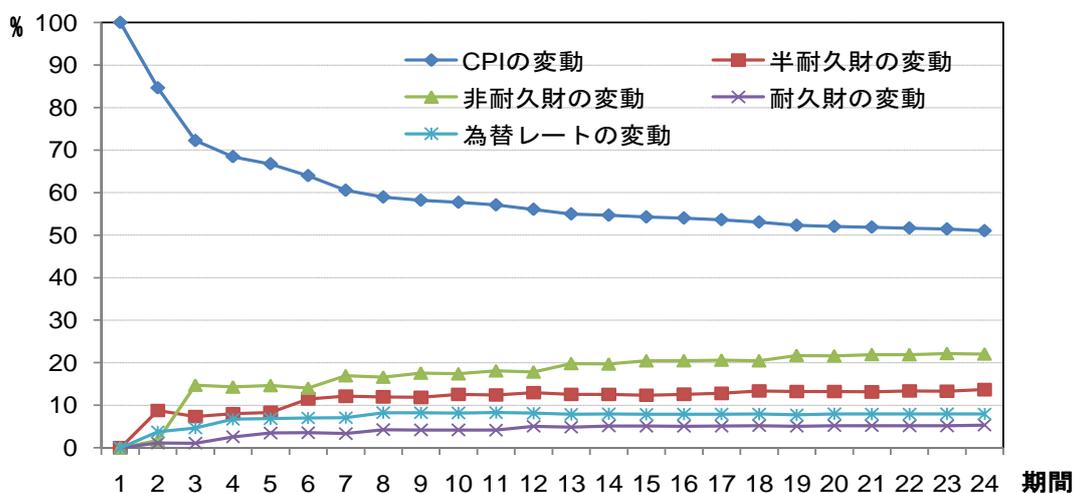
図表 14：グランジャー検定の結果



注意：実線は 1%有意、破線は 5%有意をそれぞれ表している。

¹⁹ 有馬(2010)は名目レート、国際競争力、消費者物価からなる 3 変数を用いたグランジャー検定を行い、為替レートの増価が国際競争力の低下を経由して一般物価を低下させた可能性があることを示唆している。

図表 15：消費者物価の分散分解



2-4 インフレ期待は低下したのか？

2-4-1 分析手法と用いるデータ

以下では、予測モデルに基づいて実際の消費者物価インフレ率の変動と予測がどの程度かい離していたのかを調べる。予測値が実現値からかい離しているとすれば、そこに予期せぬデフレ、もしくは、インフレが発生していた可能性がある²⁰。本節では、2つの予測モデルを考える。第1は、宮尾・中村・代田(2008)に基づいて以下のフィリップス曲線を推計し、そこから予測値を算出する。具体的には、以下のようなフィリップス曲線を考える²¹。

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^k b_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_j \text{GAP}_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_j \pi_{t-j}^M + \varepsilon_t$$

ただし、 π_t はインフレ率、 π_t^M は輸入インフレ率、GAPはGDPギャップを表している。

2つめの定式化は、伝統的フィリップス曲線に相当するもので、それは以下で与えられる。

$$\pi_t = \alpha + \sum_{j=1}^k b_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^k c_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t$$

用いるデータであるが、インフレ率には消費者物価指数の対前年同期比、輸入インフレ率には輸入物価指数の対前年同期比を用いた²²。宮尾・中村・代田(2008)は1983年第1四半

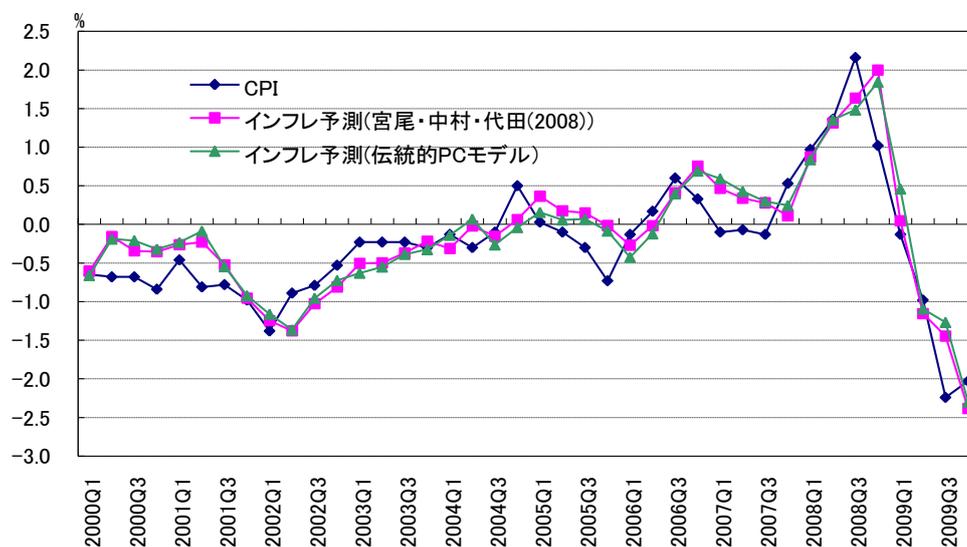
²⁰ インフレ予測の計測方法には、カールソン・パーキン法を用いた方法もあるが、本稿では行っていない。この点については今後の課題としたい。

²¹ ミクロ的基礎をもつニューケインジアン・フィリップス曲線を推計することも考えられるが、本稿では検討しないことにする。

²² 宮尾・中村・代田(2008)では、GDPデフレーター版の予測値も計算しているが、インプリケーションはCPIインフレのそれと同じであると報告している。よって、本稿はGDPデフレーターを使った予測値を計測していない。

期から 2007 年第 1 四半期で推計しているが、本稿の推計期間は、1990 年第 1 四半期から 2009 年の第 4 四半期までである。ここでは、1 期先予測を計算する。各モデルの予測にあたっては、以下のようなステップを採用する。まず、1990 年第 1 四半期から 1999 年第 4 四半期までの上記の式を推定する。そうすることによって 1 期先(2000 年第 1 四半期の予測値)がはじき出される。次に、推計期間を 2000 年第 1 四半期まで伸ばすことで、2000 年第 2 四半期の CPI の予測値が計測される。これを 2009 年第 4 四半期まで逐次的に行うことによって、インフレの予測値を求める。最後に、ラグ次数は宮尾・中村・代田(2008)同様に 2 と仮定する。

図表 16：インフレ予測と実際のインフレ率



出所：総務省ホームページと筆者の推計値などから作成。

図表 16 は、CPI インフレ率の現実値と 2 つのフィリップス曲線から計測されたインフレ予測を示したものである。図表 16 をみると、(1)2000 年第 2 四半期から 2002 年第 2 四半期にかけて、(2)2005 年第 1 四半期から 2006 年の第 1 四半期にかけて、(3)2007 年第 1 四半期から 2008 年第 1 四半期にかけて、それぞれ CPI インフレ率の予測値が現実値を上回っていることが確認できる。宮尾・中村・代田(2008)が指摘しているように、これらの時期においては物価の予測が困難化した可能性がある。つまり、インフレ予想よりも現実のインフレ率が低下していることから、これらの時期において予期せぬデフレが生じていた可能性がある。例えば、2000 年から 2002 年はゼロ金利解除、IT バブル崩壊、量的緩和政策など、経済に様々な不確実性が存在していた。(2)や(3)の時期には(1)の時期ほど实体经济への不確実性が高くなかったと思われるが、物価の予測が困難化していた可能性は少なからず存在していたものと思われる。

最後に、伝統的フィリップス曲線からの予測とそれに輸入インフレを加味した予測モデルからの値を比較してみると、両者に明確な差は見られなかった。宮尾・中村・代田(2008)はCPIの自己回帰モデルの予測値とそれにGDPギャップと輸入インフレを含めた予測値を比較しているが、両者の明確な差はなかったと報告している。したがって、本稿の結果は先行研究と整合的な結果であるといえる。

2-5 デフレが実体経済にどのような影響をもたらしたのか？：実証分析

2-5-1 分析手法と用いるデータ

本節では、デフレがどのようなコストを実体経済にもたらしたのかを検証する。デフレと実体経済との間にどのような因果関係があるのかを検証するためにグランジャーの因果性検定を行う。具体的には、デフレがどのように実体経済に影響をもたらしていたのかを確認し、実体経済の悪化が一般物価水準に跳ね返った可能性があるのかを調べる。ここで、本節で扱う変数はすべて時系列変数であるので、正確な統計的推論を行うためには、変数の定常性を確保しておく必要がある²³。したがって、非定常過程に従うと思われる変数については前年同月比の形にすることによって、定常性を確保している。金利変数については、非定常か否かについての議論がわかれるところであるが、本節では定常プロセスに従うものと想定する。

具体的には、消費者物価（CPI）インフレ率、鉱工業生産指数（対前年同月比）、所定内労働時間の賃金指数（パート、一般、30人以上）の前年同月比からインフレ率を差し引いたもの、実質実効為替レート（対前年同月比）、長期国債10年物利回りからインフレ率を引いたもの、貨幣乗数の代理変数、日経平均株価の対前年同月比からインフレ率を差し引いたもの、半耐久財インフレ率、非耐久財インフレ率の10変数のVARモデルを構築した。サンプル期間は1995年1月から2009年12月までの月次データを用いている。VARのラグ次数は、AIC（赤池情報量）基準では4、シュワルツ情報量基準では1と選択された。本稿では2をベンチマークとして選択している²⁴。

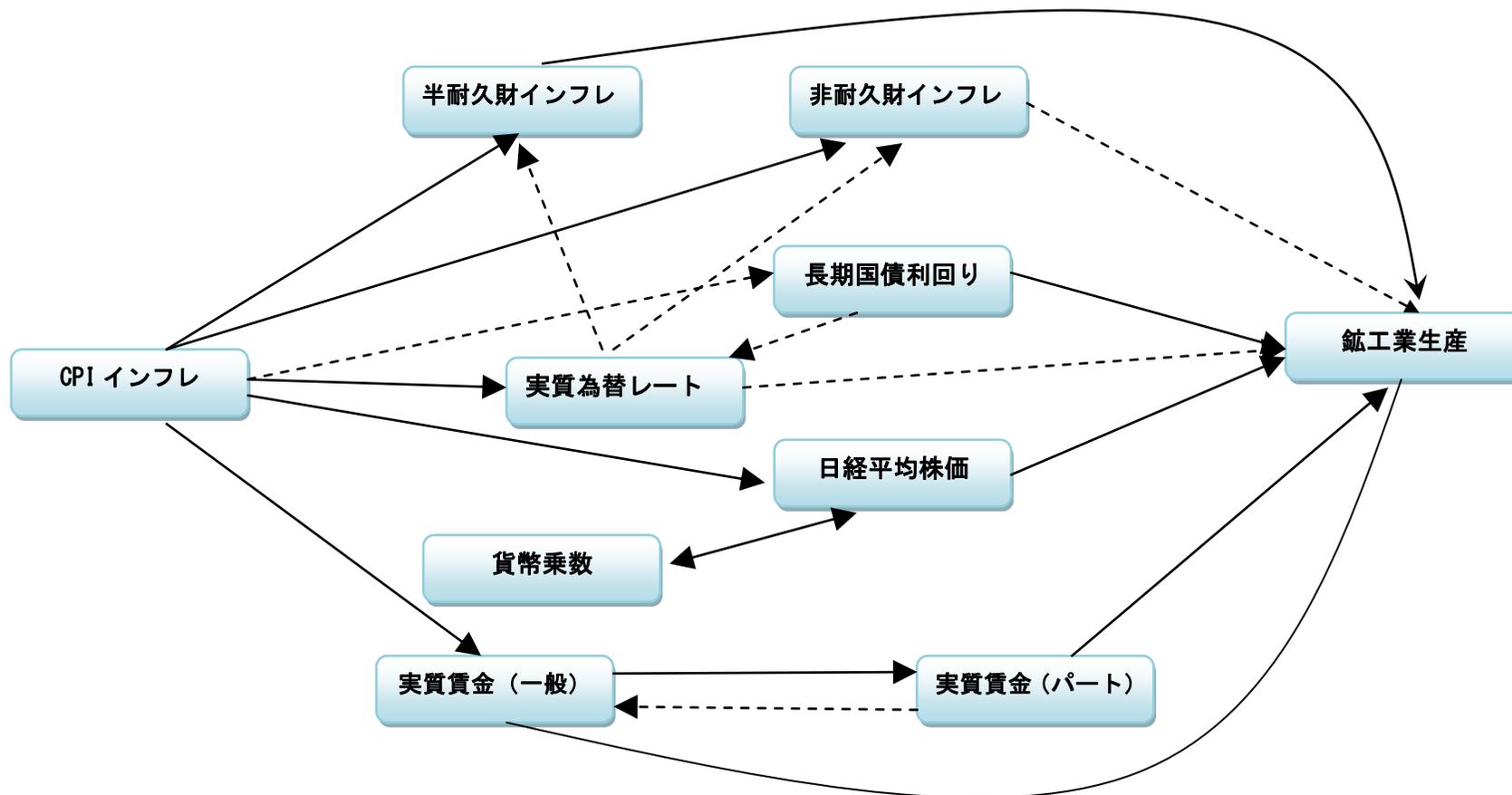
2-5-2 結果と含意

図表17はグランジャー検定の結果を図示したものである。まず、どのような要因がCPIインフレ率に影響を及ぼしているかから見ていくことにする。図表16より、為替レートから半耐久財、非耐久財への因果関係が5%有意水準で存在し、それが景気に1%、5%でそれぞれ景気（鉱工業生産）に影響を及ぼしていることがわかる。また、鉱工業生産から消費者物価への因果関係も1%水準で有意である。つまり、名目為替レートの増価によるグローバル化の影響が耐久財、非耐久財の価格の低下をもたらし、それが実体経済の低迷を通じ

²³ この点については、Hamilton (1994)やEnders(2004)などを参照されたい。

²⁴ ラグ次数を変更したが、結果は変わらなかった。

図表 17：グランジャー因果性テスト



注意：矢印の方向が因果性を表している。また、実線は 1% 有意、破線は 5% 有意水準をそれぞれ表している。

てデフレをもたらしている可能性が示唆されている²⁵²⁶。半耐久財価格から鉱工業生産への因果関係は1%有意であることを踏まえると、中国からの安価な衣料品などによって競争力が激化し、企業の利潤低迷によってさらに一般物価に低下圧力がかかったと考えることができる。また、為替レートの増価による半耐久財、非耐久財の価格の低下を促すという因果関係も観察される。言い換えると、グローバル化がデフレをもたらし、さらにそれが半耐久財、非耐久財の価格の落ち込みをもたらしたという解釈ができる²⁷。つまり、近年の日本の一般物価動向において、グローバル化の影響が無視できないことが確認された。図表17は一般物価から賃金への影響も報告している。図表17をみると、CPIインフレから実質賃金への有意な因果関係が検出されており、それが実体経済の落ち込みを通じてCPIインフレ率にフィードバックするという関係がみられる。また、一般とパートの双方において所定内労働賃金のグランジャー因果が観察された。特に、一般からパートへの因果性は1%で有意である。つまり、一般物価の低下が実質賃金の高止まりを生み出し、それが実体経済の低迷をもたらし、一般物価に再びフィードバックするという見方ができる。

さらに、一般物価から株価への因果性が5%で検出されており、株価から景気への因果性も1%で有意である。つまり、このことは、一般物価の下落によって企業収益の落ち込みを通じて株価が下落し、それがさらなる一般物価の低下を促すということの意味している。言い換えると、デフレによって企業収益が落ち込み、それが株価の下落をもたらすことから、実質的な担保価値が減少し、景気がさらに低迷するという、銀行や企業の負のバランスシート・チャンネルが存在していた可能性をこのことは示唆している。

また、一般物価から10年債に5%で、また、1%有意で景気にそれぞれ有意な影響を及ぼしている。これは、デフレによって、実質長期金利が上昇し、家計の住宅投資や企業の設備投資が減少することによる実体経済の低迷というメカニズムを表している。この結果は、デフレがもたらすコストの概念と整合的であるといえよう。最後に、信用乗数から株価への因果性が検出され、それが鉱工業生産に有意な影響を与えていることが確認された。不良債権の増大などによって、銀行貸し出しが低迷し、それが一段の株式の低迷を招くことで、実体経済が悪化したという考え方ができる。また、株価から信用乗数への因果性も、株価の低迷によって実質債務負担が増大し、言い換えると担保価値が低下し、それが銀行貸出の低迷を誘発し、信用創造を縮小させたと考えることができる。

以上をまとめると、グランジャー検定からは、グローバル化や賃金インフレ率の低下がCPIインフレの低下をもたらしているという結果が得られなかった。それよりもむしろ、一般物価水準の低下、すなわち、デフレが、実質金利の上昇、実質賃金の上昇、担保価値の

25 データは実質実効為替レートを用いているが、これについては有馬(2010)の考え方に基づいている。つまり、上述のように、実質レートの変動は名目レートの変動を通じた国内物価の変動という経路に意味をもつという点に着目している。

26 この点については、白川(2008)において指摘されているように、消費者物価の下落が、実質為替レートを減価させ、輸出の増大を通じて実体経済の回復をもたらしたという解釈も可能である。

27 この点については、脚注19も参照されたい。

下落などを通じて実体経済に波及し、それが一般物価水準に再度フィードバックするというような因果性が観察された。

3 デフレと金融政策

本節ではデフレ下での金融政策運営に関する議論を整理する²⁸。まず、3-1 節では、デフレ下での金融政策に関する要点を整理する。3-2 節では、デフレ下におけるインフレ目標に関する議論を整理する。3-3 節では、低インフレ下においてマネタリーベースの拡大が実体経済に対して効果を発揮したのか否かについての先行研究の議論を整理し、計量的手法によってマネタリーベースの実体経済や物価への影響を調べる。

3-1 デフレーション下での金融政策に関する要点整理

(1) 期待を通じた金融政策

ゼロ金利政策および量的緩和政策が採用されていた当時、最も議論が多かったのが期待を通じた金融政策である。議論の出発点は Krugman (1998)モデルである。彼は、日本経済がデフレ不況から脱却するには「4%のインフレ率を15年間続ける」と民間主体にコミットし、そのために潤沢なマネーを市場に供給せよというものであった。また、ニューケインジアン理論からの処方箋も、ゼロ金利制約のもとで自然利子率にマイナスのショックが生じた場合には、経済が回復し、通常であればゼロ金利制約を解除するような状況でも、ゼロ金利を継続することを民間主体にコミットするのが最適であるというものであった。人々の期待が前向きな場合には、民間主体にゼロ金利政策をしばらく継続するとコミットすることによって、ターム物の金利に低下圧力を促すことができる。また、そのようなコミットメントは期待インフレ率を押し上げる効果を有する。このことは、非負制約によって名目利子率をゼロ以下に下げることができないような状況であっても、実質利子率を低下させることが可能であることを意味している。

(2) 為替レートを通じた金融政策

為替レートを通じた議論は主に円安誘導によるものであった。外国為替市場において円売りドル買い介入を行う場合、国内の市場においてはマネタリーベースが増大している。このマネタリーベースは一般的に売りオペなどによって吸収される。これは不胎化政策と呼ばれるが、市場に出回ったマネタリーベースをそのままにしておくというのである（非不胎化政策）。それによって、経済を刺激することが可能であるというのである。ただし、

²⁸ デフレ下での金融政策について詳細に議論しているものに、岩田(2001)、岩田編(2003)、植田(2005)、鶴飼(2006)、田中(2008)、岩田(2010)などがある。鶴飼(2006)は特に、日本銀行が採用した量的緩和政策に関する実証分析の詳細なサーベイを行っている。

白川(2008)などによれば、不胎化政策と非不胎化政策の違いがそもそも現行法においては意味をなさないことが指摘されている。具体的には、短期金利の誘導目標が設定されている限りは、不胎化介入になっているはずであると白川(2008)は指摘している。これに関連して、円安誘導による外需拡大を通じた景気刺激策も考えられる。しかし、円安誘導については、IMF の法律との関係や近隣窮乏化政策などの議論に抵触するため実現は難しい。最後に、Svensson(2001)の提案がある。まず、第1段階として150円程度の円水準に為替レートをペッグして、それに向けて円売り・ドル買いを実行する。第2段階において、1ドル150円程度の為替レートを達成でき次第、物価水準目標に移行する。この2点を組み合わせることによってゼロ金利下でのデフレ不況から容易に脱却することが可能であると主張している。

(3) 量の拡大を通じた金融政策

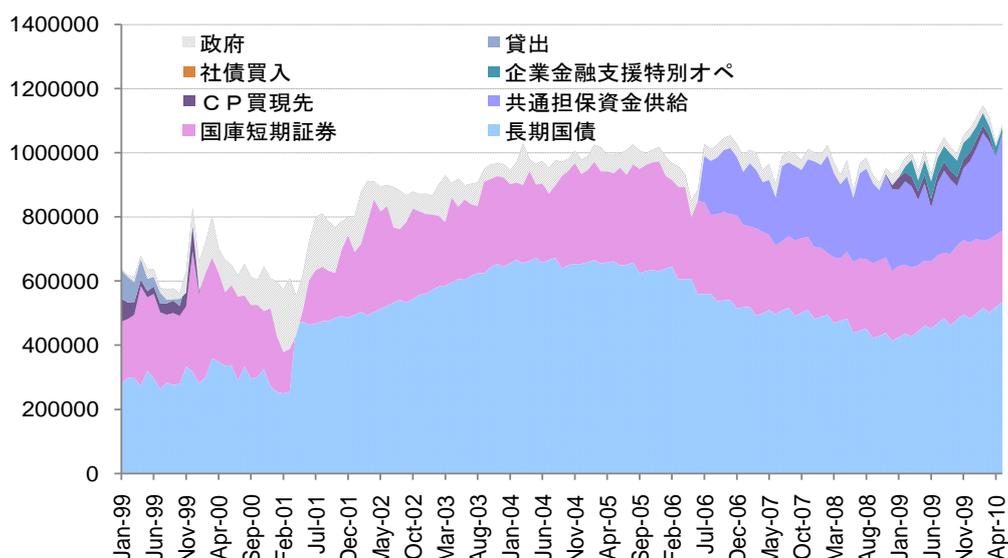
期待を通じた政策とならんで大きな議論を呼んだのは潤沢なマネタリーベースそのものが实体经济を刺激するという量を通じた効果である。日本銀行が所要準備額を大幅に上回るマネタリーベースを供給すると、それがなにがしかのリスク資産に向かうことで金融機関や家計のポートフォリオの再調整が起こり、それによって経済が刺激されるというものである。もっとも代表的だと考えられるのは、潤沢なマネタリーベースが銀行貸出の上昇を通じて实体经济を刺激するという銀行貸出チャンネルである。あるいは、潤沢な量の供給が各種リスク・プレミアムを低下させるといった効果も期待されている。

量を通じた別の効果としては、中央銀行の民間主体からさまざまな金融資産を購入することによって中央銀行のバランスシート構成を変化させるというものがある²⁹。量を通じた効果と中央銀行のバランスシート構成はかなり密接した関係にあることが植田(2005)によって言及されている。近年は、中央銀行がゼロ金利制約に直面しており、伝統的な金融政策を実行することができない。そこで、様々な資産を中央銀行が購入することによってデフレを克服せよという、いわゆる非伝統的金融政策に議論の焦点があつた。2000年はじめの議論では、長期国債の買い切りオペを大幅に増やせというものであつた。長期国債の買い切りオペを大幅に増やすことで長期金利が低下し、設備投資を通じた金融政策のトランスミッション・メカニズムが機能するというのである (Goodfriend (2000)や岩田(2000)など)。また、実際に量的緩和政策のときには採用されなかったが、社債、株式、投資信託の購入などの非伝統的資産を中央銀行が購入することでデフレからの脱却が可能であるという議論があつた。例えば、深尾(2000)は金融機関が民間から買い取った社債を日本銀行に売却すればよいと議論していた。また、伊藤(2001)などは、株価指数連動型上場投資信託 (ETF) や不動産投資信託 (REIT) の購入によってマネタリーベースを日本銀行が市場に潤沢に供給できるので総需要の刺激が可能であると議論した。さらに、外貨建て債券の購入を日本銀行が行うことで為替レートの減価し、輸出増加からの外需拡大を通じて総需要を刺激することが可能であるという議論もあつた。

²⁹ この点については、Bernanke and Reinhart (2004)を参照のこと。

図表 18 は日本銀行の供給したマネタリーベースの内訳を示したものであるが、日本銀行は「銀行券ルール」の範囲内で長期国債の買い切りオペを行った結果、日本銀行のバランスシートに占める長期国債の保有が拡大している。量的緩和解除後、長期国債の買い入れは減少したが、リーマン危機以降、再び長期国債の買い入れが増加している。しかし、日本銀行は米国のようにエージェンシー債のようなリスク資産を積極的に購入するといったことは行っていない。一方で、リーマン危機以降、米国 FRB は信用緩和と呼ばれる政策を採用した。信用緩和は中央銀行のバランスシートを拡大するという点では量的緩和と同じであるが、中央銀行がリスク資産の購入を行うという点で異なる。具体的に、FRB はリーマン危機以降、長期国債の買いオペのみならず、ファニーメイやフレディマックといった政府関係機関債、エージェンシー債、MMF（マネーマーケット・ファンド）などの資産を実際に購入している。

図表 18：日本銀行のバランスシート



出所：日本銀行ホームページより筆者作成。単位：億円。

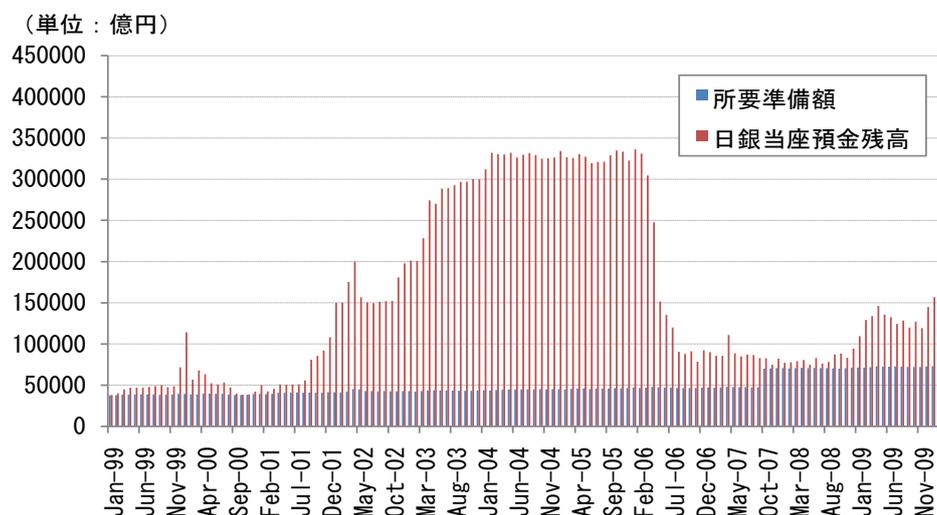
(4) 財政政策と金融政策の合わせ技

量的緩和政策を積極的に実施し、国債の購入によって大量のマネタリーベースが恒久的に市場に供給されると民間主体が認識すると、彼らはそのことを将来にわたる政府債務の利払いが減少すると予想するようになるので、それは民間の将来にわたる税負担の軽減をもたらさうという財政を通じた経路が指摘されている（Auerbach and Obstfeld (2005)）。

(5) シニョレッジの発行

日本銀行は、通貨を発行することによって利益を得ることができる。これは通貨発行益（シニョレッジ）と呼ばれている。デフレの克服にこのシニョレッジが有効であるという議論があった。シニョレッジは国債等の利払いのあるものと異なって、中央銀行が紙幣を発行することにより得られる利益であり、利払い負担もない。したがって、理屈からいえば経済に潤沢なマネタリーベースを供給し続けることが可能である。実際、スティグリッツ教授は貨幣とは別に「政府紙幣」の発行を提案している。しかし、シニョレッジの議論は、政府と中央銀行の統合した予算制約式を念頭によく議論がなされるので、政府支出を埋め合わせるマネタイゼーションという形で民間主体に捉えられると通貨の信認が著しく低下してしまう恐れがある。

図表 19：日本銀行当座預金残高の推移



出所：日本銀行ホームページより筆者作成

3-2 日本銀行のゼロ金利政策、量的緩和政策の評価

量的緩和政策においては、従来の金融政策の誘導目標として利用されていた「無担保（翌日物）コールレート」から「日本銀行当座預金残高」という量に操作目標が変更されている。図表 19 をみると、量的緩和政策採用以降、金融機関は最低限積む必要がある所要準備額を大幅に上回る日本銀行当座預金残高を保有していることがわかる。量的緩和政策には、後述の時間軸政策に加えて、量を通じた直接的な効果である「ポートフォリオ・リバランス効果」も期待されていた。量的緩和政策は、デフレ懸念の払しょくと実体経済の刺激と

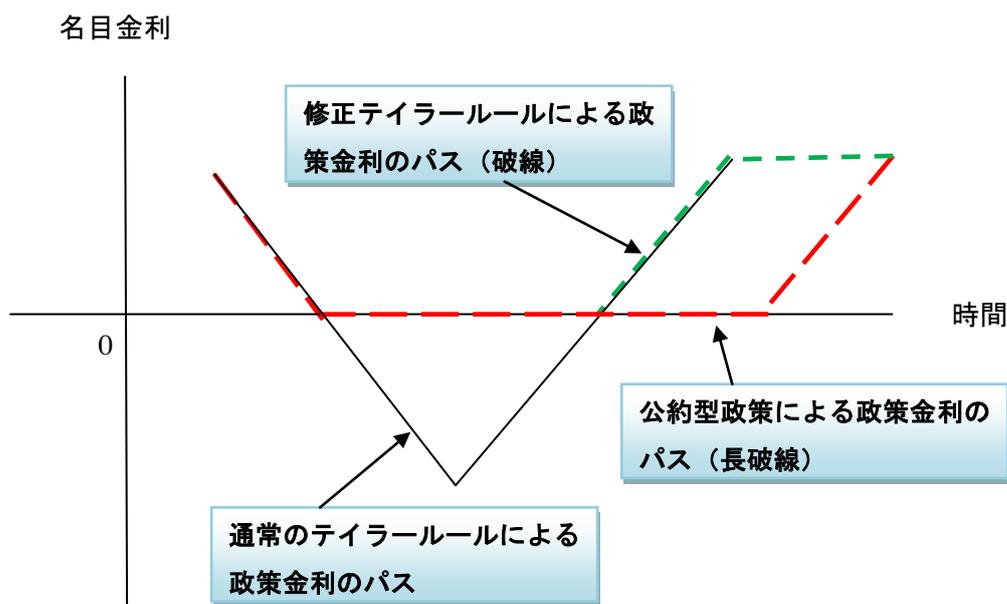
いう目的をもっていたと思われるが、白川(2008)は、日本の経験に照らすと、量的緩和政策の枠組みは、マクロ経済に対する直接的な影響よりもむしろ、金融市場、金融システムに与えた影響のほうが重要であったと述べている。

3-2-1 期待されていた政策

(1) 時間軸政策

量的緩和政策において、「消費者物価指数が安定的にゼロ%を上回るまで量的緩和政策を継続する」というコミットメントが導入された。このコミットメントを通じて、ターム物の金利に低下圧力をかける政策が時間軸政策である。ニューケインジアン理論においても、コミットメントを通じた金融政策は人々の期待を通じて实体经济に影響を及ぼすことが可能であることが示唆されている。

図表 20：時間軸政策の概念



図表 20 はその概念を整理したものである。通常（通常の）テイラールールから算出される政策金利からはマイナス金利が示唆されている場合でも、名目金利のゼロ制約のためそれ以下に金利を下げることはできない。したがって、マイナス金利の期間をゼロにして、实体经济の回復とともに金利を引き上げというのが、修正されたテイラールールでの政策金利のパスである。公約型政策のもとでは、实体经济が回復して政策金利を引き上げるような状況でも、ゼロ金利制約によって十分緩和できなかった期間を考慮してしばらくゼロ金利を継続するという政策金利のパスになる。ニューケインジアン経済学からの処方箋からは公

約型政策が最適な政策となることが示されている（たとえば、Eggertson and Woodford (2003) や Jung, Teranishi and Watanabe (2005) など）³⁰。Oda and Ueda (2005) の研究では、時間軸政策の効果は 2002 年までは小さかったが、2003 年になると時間軸政策のターム物金利への影響が大きくなったことを指摘している。ただし、どれくらい長めの金利まで低下圧力をかけることができたかについては、3 年程度で時間軸効果が最大になっているとしている。白川 (2008) によれば、10 年債の金利の動きは米国の長期金利との相関が高く、長期ゾーンの金利については時間軸効果が働きにくいという推測と整合的であると述べている。その他の時間軸政策に関する研究においても、中期金利に低下圧力がかかったが、より長期の金利については時間軸政策の効果が働きにくいことが指摘されている。最後に、宮尾 (2007) は、時間軸政策が金融市場に及ぼした効果とそれが実体経済に波及した効果の二つの効果を考えることが重要であると述べている。現在のところ、時間軸政策は比較的長めのターム物の金利に低下圧力をかけることができたが、それが実体経済まで波及したかどうかについては定かでないというのが一つの見解であると思われる。

(2) ポートフォリオ・リバランス効果

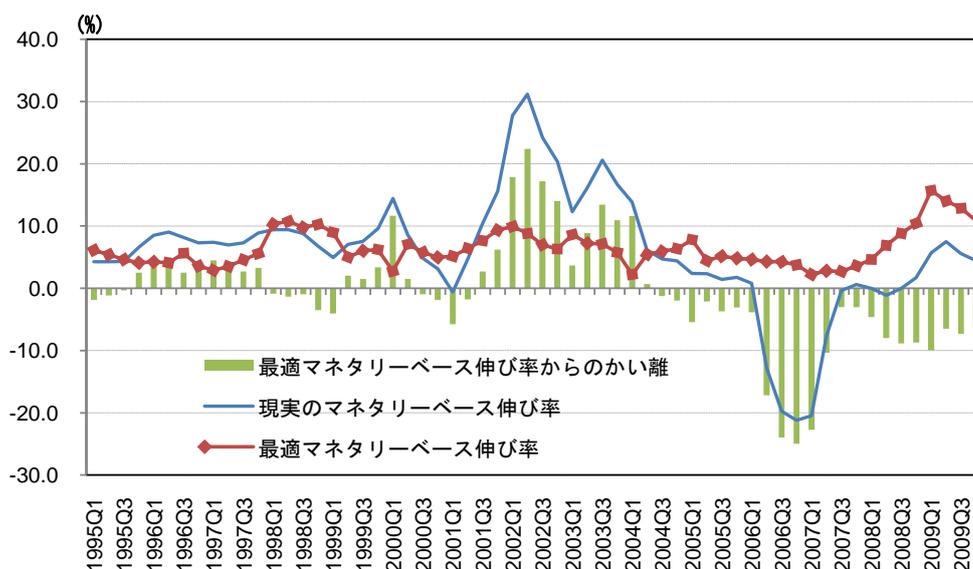
ポートフォリオ・リバランス効果は、上述のように、日本銀行当座預金の拡大が銀行貸出等のリスク資産への投資を促し、実体経済を刺激するというものである³¹。また、ポートフォリオ・リバランス効果には、潤沢に供給されたマネタリーベースが各種金融資産のリスク・プレミアムや信用スプレッドの低下をもたらすという考え方も存在している。ポートフォリオ・リバランス効果に関するこれまでの研究は、(1) 潤沢に供給されたマネタリーベースが各種金融資産のリスク・プレミアムないし信用スプレッドを低下させたか、(2) 量を通じて実体経済に影響を与えるチャンネルが存在したかの二点に着目している。まず、第 1 の点についてであるが、量の拡大がリスク・プレミアムを縮めたといういくつかの研究が存在している。それに対して、量の拡大がポートフォリオ・リバランスを通じて実体経済に波及していったという報告は現在のところ少ない。多くの研究は、量の拡大は実体経済や物価に対して有意な影響を及ぼしていないという結果を報告している。最近になって、量的緩和政策は株式チャンネルを通じて実体経済を押し上げることに寄与したという結果が報告されている (Honda, Tachibana and Kuroki (2007))。しかし、株式が下落基調から反転しはじめたのは 2003 年半ばである。つまり、りそなショック、外国人投資家の日本株買い、米国株式の上昇等、さまざまな外的な要因がこの時期に起こっており、量的緩和政策の効果を正確に識別できるかどうかは必ずしも容易なことではない。

³⁰ 詳細については、補論 2 を参照されたい。

³¹ Eggertson and Woodford (2003) はこの考え方については否定的な見解を示している。彼らの理論モデルによると、中央銀行がいかなる金融資産を購入しようとも経済の均衡には影響を及ぼしえないという無無効性命題 (irrelevance proposition) が成立する。しかし、彼らの理論モデルでは、民間の効用水準が総所得に依存しない、中央銀行の資産の購入は民間主体の期待に影響を及ぼすことはないという強い条件のもとで成立している。したがって、これらの想定が緩められるのであれば、彼らの理論モデルにおいてもポートフォリオ・リバランス効果が働く余地が存在する。この点については、鶴飼 (2006) の説明が詳しい。

また、日本銀行がいわゆるマネタリーベースを市場に供給していれば、デフレの克服に何がしかの効果があったはずだという議論がみられる（例えば、田中(2010)など）。日本銀行の供給したマネタリーベースは果たして適切な水準だったのであろうか。この点を検証するために、マッカラムルールを用いた最適なマネタリーベースの水準を算出する。マッカラムルールは、近年の金融政策分析で用いられているテイラールールのような適切な金利水準に関するものではなく、適切なマネタリーベースの伸び率に関する一つの中立値を与えるものである。小田・永幡(2005)によれば、マッカラムルールは名目成長率ルールのマネー版として位置づけられている³²。つまり、名目成長率が高ければ、中央銀行はマネタリーベースの増加率を中立値より低くし、名目成長率が低ければ、逆に中立値よりもマネタリーベースの増加率を高くする。

図表 21：実際のマネタリーベースと最適マネタリーベースの推移



出所：日本銀行ホームページより筆者作成。最適マネタリーベースはマッカラムルールにより算出した。マッカラムルールは下記のとおり。マッカラムルール＝目標名目 GDP 成長率－流通速度変化率－λ（名目 GDP 成長率－目標名目成長率）。目標 GDP 成長率は管政権が掲げている 3%に設定し、調整速度のλは 0.25 に設定している。詳しくは、マッカラム（1993）を参照されたい。

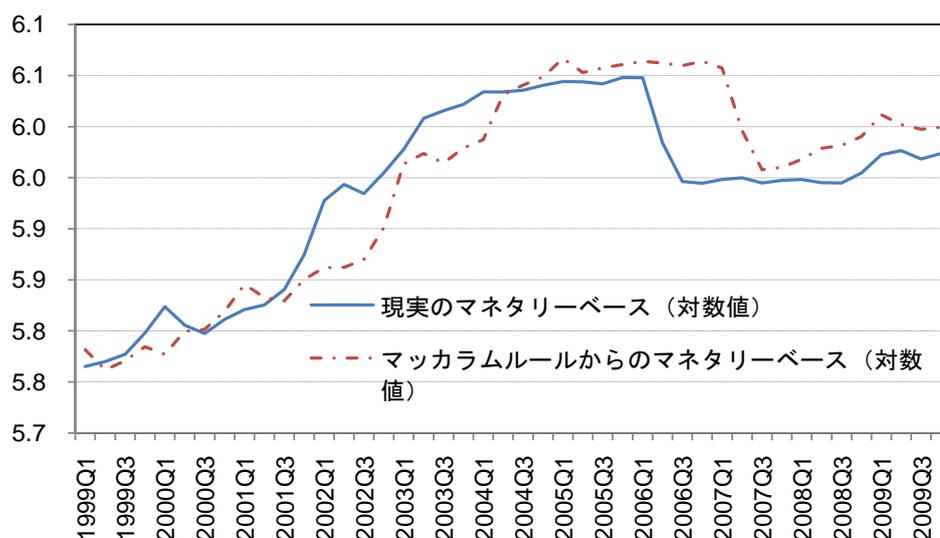
図表 21 は実際のマネタリーベースの伸び率とマッカラムルールから算出された最適マネタリーベースの伸び率を表したものである³³。これをみると、2001 年の量的緩和政策が採用

³² 名目成長率ルールに関しては、小田・永幡(2005)を参照されたい。

³³ ただし、採用するパラメータや目標成長率によって、算出される最適マネタリーベースの値が変わり得る点には留意する必要がある。

されるまでは、実際マネタリーベースの伸び率と最適マネタリーベース伸び率との間にほとんど違いがみられない。しかし、2001年以降は、最適マネタリーベース伸び率が示す以上のマネタリーベースが供給されていたことを図表21は示している。注目すべきは、2005年以降である。つまり、2005年以降は、マッカラムルールが示す中立値よりも実際のマネタリーベースの伸び率が低めに推移していた点である。2003年後半からは、量的緩和政策からの出口を模索しており、そのためにマネタリーベースの伸び率を徐々に落としていった点は理解できる。しかし、重要なのは、量的緩和政策が解除されて以降も、一貫してマッカラムルールから算出される中立値よりも実際のマネタリーベースの伸び率が低めに推移していた点である。これは、金融政策が引き締め気味に推移していた可能性を示唆している。特に、サブプライム金融危機以降においてその傾向が顕著に表れていることが図表21からみてとれる。以上はマネタリーベースの伸び率に関する考察であったが、水準で見た場合には、どのようなことがいえるだろうか。

図表22：現実のマネタリーベースと最適マネタリーベースの推移（水準）



出所：図表21と同じ。

図表22は最適マネタリーベースの水準と実際のマネタリーベースの水準を比較したものである。これをみると、2001年の量的緩和政策開始から2004年にかけては、最適マネタリーベースが示す以上のマネタリーベースが市場に供給されていたことがわかる。これは図表21において確認したとおりである。注目すべきは、2004年以降の実際のマネタリーベースはマッカラムルールから算出される中立値を常に下回っている点である。特に、量的緩和政策は2006年3月に解除されたのであるが、最適マッカラムルールは少なくとも2007

年第1四半期時点まで量的緩和を継続すべきだったということを示唆している³⁴。また、図表21の場合と同様に、2007年のサブプライム金融危機以降のマネタリーベースも中立値を下回っていることから、日本銀行がいわゆるマネタリーベースの拡大を行う必要があったことを示している。

(3) シグナリング効果

量の拡大として「シグナリング効果」が指摘されることがある。白川(2008)によると、シグナリング効果とは、「日本銀行当座預金の増加が、消費者物価指数に基づく量的緩和継続の約束が確実に守られるという安心感を醸成する」ものである。Bernanke, Reinhart and Sack (2004)は、日本においてこのシグナリング効果が有意に観察されたと報告している。しかし、白川(2008)は、量的緩和政策継続のコミットメントが民間主体に信認されれば、量の拡大によっていわゆるシグナリング効果が強化されるわけではないということを指摘している。

(4) 金融システム安定化効果

量的緩和政策には、量を通じて実体経済を刺激する、もしくは、時間軸効果を通じてターム物の金利に低下圧力をかけるということ以外にも、金融市場に潤沢な流動性を供給することによって流動性不安を解消するという金融システム安定化効果が期待されていた。この点に関しては、実証分析が豊富に蓄積されている分野とは言い難いが、2001年の同時テロ後や2002年の金融システム不安時に潤沢な資金を供給したことが流動性不安を和らげることに寄与したという見解が多いというのが現状である。

3-2-2 政策がもたらした弊害、残されている課題

白川(2008)によれば、量的緩和政策は上記のような効果が期待されていたが同時にいくつかの弊害ももたらした。第1に、ゼロ金利によってコール市場の規模が縮小した。ゼロ金利および量的緩和政策期においては、コールレートがゼロ%近傍にはりついていた。したがって、コール市場において金融機関が取引するインセンティブが低下した。コール市場での手数料が運用益を上回るという事態が生じたからである。第2に、コール市場での取引減少に伴いマーケットの取引に参加するディーラーの数が減少した。こうした取引を支える基盤的機能の低下は、量的緩和解除後の推移から判断すると、本格的な回復にはかなり

³⁴ このことは、2節で確認した2006年第3四半期以降のテイラールールからの試算値からは引き締めの金融政策が示唆されたという議論と矛盾しているかもしれない。これは、金利と貨幣量という表裏一体の関係が崩れたことによる結果の相違という解釈が可能である。通常の正の金利の環境であり、貨幣需要関数が安定的であれば、金利の操作と貨幣集計量の操作はいずれかを決めれば、それに見合うようにもう一方が内生的に決定される。しかし、ゼロ金利近傍では、貨幣需要関数が極めて不安定な動きをとるようになるので、金利と貨幣量という表裏一体の関係が成立しづらくなる。これが、金利ルールからの処方箋とマネタリールールからの処方箋のずれをもたらしている理由と思われる。

の時間を要するという指摘がなされている。第 3 に、当座預金の予測精度が低下した点である。ゼロ金利のもとでは、当座預金保有の機会費用がゼロとなるため、民間金融機関は積極的に当座預金残高をコントロールしようとするインセンティブをもたなくなる。結果として、コールレートの誘導に必要な当座預金需要の予測が困難となり、ゼロ金利水準の実現に必要な当座預金供給金額の予測についての不確実性が增大する局面が観察されたのである。

3-3 デフレ下でのインフレ目標の導入をめぐる

(1) 理論的側面

インフレ目標政策は 1989 年にニュージーランドではじめて導入された金融政策のフレームワークである。インフレ目標政策とは、金融政策の目標を「物価の安定」に特定化し、具体的な数値目標を定め、それに向けて金融政策を遂行していこうとするものである。インフレ目標導入の背景には、高インフレの抑制や通貨危機を発端とする為替相場にかわる金融政策の新しい名目アンカーとしてなどが挙げられている。伊藤・林(2006)によれば、インフレ目標の枠組みは以下の 5 点からなるものとしている。

- ① 中央銀行の目的は「物価の安定」にあること（中央銀行の目標）
- ② 中央銀行は金融政策を政府から独立して決定することができる（中央銀行の独立性）
- ③ 中央銀行の「物価の安定」の目標を数値で表現する（物価安定の数値化）
- ④ 物価安定目標の時期を明示する（達成期間の明示）
- ⑤ 政策の透明性を確保して、説明責任を明確にする（透明性と説明責任）

伊藤(2001)によると、インフレ目標には、①数字で目標と責任をはっきりさせること、②中央銀行が独立性を確保することができる、③期待インフレ率を安定化させることができる、という利点がある。

上述のように、高インフレの存在や通貨危機の発生等がインフレ目標を採用するきっかけとなった。2000 年代はじめ日本で議論になったのは、デフレ下において日本銀行がインフレ目標を採用するか否かという点である。デフレ下でのインフレ目標に関する活発な議論が起こるきっかけとなったのが、Krugman (1998)の提案である。Krugman (1998)は日本のデフレーションを克服するには中央銀行が「4%のインフレを 15 年続ける」というコミットをせよと提案した。名目金利が非負制約に直面していたとしても、コミットメントを通じて期待インフレ率を低下させることができれば、実質利子率が自然利子率よりも低くなるので、総需要が刺激されるのである。ニューケインジアンタイプの理論モデルからも同様の議論が展開されている。ニューケインジアン理論は経済構造がフォワードルッキングであり、人々の将来に関する期待が重要になる。そのような経済構造のもとでは、自然利子

率がプラスになったとしてもしばらくの間はゼロ金利を継続するというコミットメントを行うと、実質金利が低下し、総需要が刺激されるということを Eggertson and Woodford(2003)などが明らかにしている。

フォワードルッキングな見通しを民間主体がもっている限りは期待に働きかけるコミットメント政策は有効である。しかし、現実にはインフレ率や経済には慣性(persistence)が働いているといわれており、そのような慣性が強い場合には、中央銀行の人々の期待に働きかける力が一般的に弱まるとされる（例えば、Steinsson (2003)）。したがって、そのような場合には、強いコミットメント政策を中央銀行が採用したとしても、十分な総需要拡大効果が期待できないかもしれない。また、長期間ゼロ金利にコミットすることは果たして問題がない政策といえるであろうか。例えば、最近の傾向として、低インフレを中央銀行が実現している一方で、資産価格が高騰するという現象がみられる。低金利が長期化するという予想が民間主体の間で定着すると、人々のリスク・アペタイトが高まり資産価格の高騰を生み出すという「リスクテイキング・チャネル」が発生する。この場合、資産価格の高騰というリスクが発生することになる。いったん発生した資産価格バブルへの対応については、様々な困難に中央銀行が直面する可能性があることがいくつかの先行研究によって指摘されており、ゼロ金利への長期にわたるコミットメントは必ずしも望ましいとはいえない。しかも、2008年の金融危機から主要各国は相次いでゼロ金利政策もしくは低金利政策を採用している。これは、世界的な過剰流動性を生み出し、グローバルなリスクテイキング・チャネルが発生する危険性があることを意味している。

(2) 実務的側面

実務的な側面からもデフレ下でのインフレ目標の採用についてはいくつかの問題点がある。第1に、白塚(2001)によって指摘されているように「統計上の物価の安定」をどのように解釈するかである。一般的に消費者物価指数には上方バイアスがあるといわれている。この上方バイアスが生じる原因は以下のような点が指摘されている。まず、消費者は一般に価格が上昇した商品・サービスの購入を減らして割安な商品・サービスの購入を増やすが(代替効果)、物価指数は5年間を固定したウェイトを仮定して計算するので、割高な商品が過剰なウェイトになり、物価が実勢に比べて高くなることがあげられる。また、消費者物価指数は新規参入する販売店の動向を十分に反映できない点である。さらに、商品・サービスの質の向上も十分に反映することができない点もある。採用されている物価目標が真の物価情勢を表しているものなのか否かという点も重要である。

第2に、国民の期待に働きかけるという点がデフレ下での金融政策において決定的に重要である。そのためには目標とするインフレ率を達成する道筋をはっきりとする必要があり、それが示せない場合には、中央銀行の信認が低下してしまうという問題がある。言い換えると、ゼロ金利制約に中央銀行が縛られている状況において、目的手段がないままイ

インフレ率にコミットメントすることは、中央銀行の信認を低下させるだけであるということである。

第 3 に、上述のようにインフレ目標を採用する中で、資産価格の動向にどのように対応するのかという問題がある。具体的には、インフレ目標を採用すると資産価格バブルへの対応が困難にならないかという問題である。イングランド銀行は 2003 年に実勢のインフレ率が目標インフレ率を下回っている中で利上げを実施した。その理由として、イングランド銀行は、足許の住宅価格の上昇をインフレ見通しに織り込むかたちで金利を引き上げることに成功した。こうした金融政策を遂行できるのは、イングランド銀行はファンチャートを通じて将来の物価の見通しを公表しているからである。こうした政策は民間主体の期待を安定化させることができる反面、中央銀行に強い説明責任がもとめられることを示唆している。また、インフレ率が安定的な環境において利上げを行うには、相当強い政治的な圧力がかかる可能性がある点にも留意する必要がある。

第 4 に、理論的にはインフレ率を目標にするよりも、物価水準を目標に設定することも考えられる。物価水準目標には歴史依存性という性質が備わっているので、コミットメント政策と似たような金融政策を実現することができる³⁵。Eggertson and Woodford (2003)などは、ゼロ金利制約に経済が直面している場合にも、物価水準目標を採用することを通じて経済に歴史依存性を導入することによって、最適な金融政策を実現できることを示している。ただし、物価水準目標は人々がフォワード・ルッキングな見通しを持っているときには有効な政策レジームであるが、インフレ率には慣性が働いているという指摘がある。したがって、その場合には物価水準目標を採用することが必ずしも最適な政策を実現することができるとはいえなくなる³⁶。また、実際に物価水準目標を採用している国はなく、現実に適用できるフレームワークであるかは疑問の余地が大きい。

3-4 デフレと金融政策：実証分析

3-4-1 先行研究のサーベイ

以下では、低インフレ期において、金融政策が物価や実体経済に影響を及ぼしたか否かを検証する。具体的な分析の手続きに入る前に、ゼロ金利制約下での金融政策の効果について実証分析した議論を整理しておくことにする。まず、時間軸効果については、Oda and Ueda(2005)などが検証を行っている。Oda and Ueda(2005)はマクロ経済とファイナンスを融合させたマクロ・ファイナンスモデルを用いて分析しており、1999 年からの日本銀行が採用した金融政策は、ゼロ金利へのコミットメントを通じて中・長期の金利を低下させることができたとしている。しかし、短・中期の期待の要素を引き上げるのには効果を発揮し

³⁵ フォワード・ルッキングな経済構造の場合、コミットメント政策のもとで得られる金融政策は経済のショックに対してゆっくりとした対応をとることが最適になる。これを政策の歴史依存性 (History dependence) という。また、物価水準目標と公約型政策との関係については、Vestin (2006)を参照されたい。

³⁶ この点については、Walsh (2003)を参照されたい。

たが、リスク・プレミアムの低下にはそれほど効果がなかったとしている。

次に、ポートフォリオ・リバランス効果については、Kimura and Small(2004)などが分析を行っている。具体的に、Kimura and Small(2004)は、資本資産価格モデル(CAPM)を用いてポートフォリオ・リバランス効果の計測を試みている。まず、各種金融資産の収益率を反映したリスクの違いをCAPMのベータの値で表した。そして、各種金融資産利回りのリスク・プレミアムの変動を被説明変数とし、日銀当座預金残高を説明変数とする回帰分析を行った。そして、高格付け社債の信用スプレッドが有意に縮小したという結果を得ている。

これらは、金融市場内でのゼロ金利時の金融政策の効果を計測したものであり、金融政策の実体経済との関係を分析してはいない。そこで、金融政策が実体経済にどのように影響を与えたかどうかを検証している分析を以下で整理する。まず、Kimura, Kobayashi, Muranaga, and Ugai (2002)は、1981年の第1四半期から2002年の第1四半期までのインフレ率、GDPギャップ、マネタリーベース伸び率、翌日物コールレートの4変数を用いて、時間とともに変数間の関係が変化するようなVARの定式化に基づいて推定を行っている。そして、正の金利のもとではマネタリーベースの増大はインフレ率を押し上げる効果がみられたが、ゼロ金利制約下にある場合ではそのような効果がみられないとしている。

安達(2005)は、2003年5月以降のデータを用いて誘導型VARを推計し、グランジャーの因果性検定からマネタリーベースの実体経済への波及プロセスを検証している。それによると、マネタリーベースの上昇が、株価を押し上げ、それが需給ギャップの縮小に寄与することを通じて、デフレに歯止めをかけたという結果を導いている。しかし、グランジャー因果性検定は、誘導型VARからの予測であり、金融政策ショックを正確に識別してはいない。したがって、マネタリーベースの拡大をそのまま金融政策ショックとみなすことができない点を認識した点でグランジャー検定を用いていることに注意されたい。したがって、この結果の解釈については、ある程度の幅を持つてみる必要があるだろう。

貞広(2005)は、円ドルレート、マネタリーベースの日米比率、日米インフレ格差、日米短期金利格差、鉱工業生産指数の日米比率、貨幣乗数の6変数を用いてVAR分析を行っている。その際、期間を(1)1986年1月から1995年4月、(2)1996年1月から2004年9月に分けて推計している。分析からは、1995年4月までは、マネタリーベースの拡大が、為替レートを減価させ、インフレ率やGDPに影響を及ぼしていることが確認できたとしている。しかし、1996年から2004年9月までの期間で分析をおこなうと期間(1)のような効果は検出できなかったとしている。

Fujiwara(2006)は、構造変化を考慮するためにマルコフ・スイッチングVARを用いて分析している。まず、1985年から2004年までの月次データを用いて、CPI、鉱工業生産指数、マネタリーベース、長期国債の利回りの4変数で分析を行い、2000年に構造変化が確認されたとしている。さらに、マネタリーベースの増大に対して景気や物価はプラス、長期国債利回りはマイナスに反応するが、その効果は2000年以降、統計的に有意でなくなったとしている。そして、マネタリーベースの拡大は、ゼロ金利制約下であっても、景気や物価

にわずかながらの影響は及ぼしているが、構造変化後は有意ではないので、量的緩和の効果は限定的であると結論付けている。

Honda, Tachibana and Kuroki (2007)が、2001年3月から2006年3月までの月次データを用いて構造VARによる分析を行っている。まず、ベースラインとして、生産、物価、日銀当座預金残高の3変数を用いて分析を行い、マネーから生産への持続的な効果がみられたと報告している。また、上記の3変数に金融変数を加えた波及経路を考慮したVAR分析では、日銀当座預金の積み上げが株式を増大させ、それが生産の上昇に結びついたとして、ゼロ金利下において株価を通じた資産価格経路が確認できたとしている。これは、先ほどみた安達(2005)の結果と整合的である。

原田・増島(2008)はHonda, Tachibana and Kuroki (2007)のモデルに銀行のバランスシート指標や不動産価格などを考慮した多変数VARを分析しており、分析の結果から量的緩和政策期においてマネタリーベースの生産への有意な結果が観察されたとして、Honda, Tachibana and Kuroki (2007)の結果の頑健性を主張している。

以上をまとめると、量的緩和政策（ゼロ金利政策）以前のデータを用いた実証分析においては、マネタリーベースの実体経済や物価への有意な効果は観察されにくく、量的緩和政策時のサンプルに限定した場合には、マネタリーベースから実体経済への有意な効果が存在していたということになる。後者については、特に、マネタリーベースの拡大が株価を押し上げ、それによって実体経済が回復したという「株価チャネル」の存在が示唆されている。

3-4-2 データと分析手法

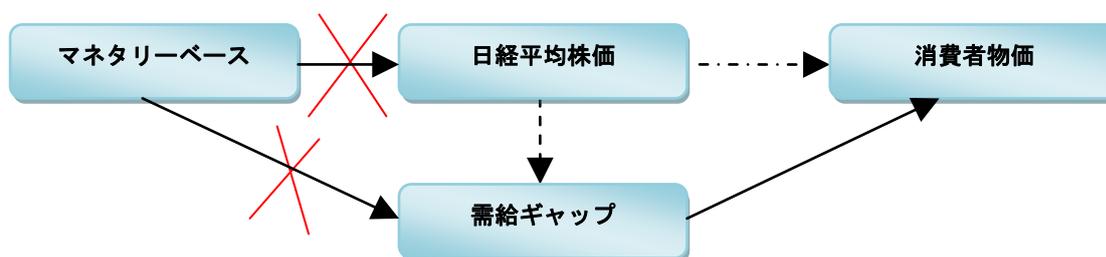
そこで以下では、マネタリーベースの拡大が実体経済およびデフレの回復に寄与したのかどうかをVARモデルのグランジャー因果性検定によって検証する。本節のアプローチは安達(2005)と同様であるが、安達(2005)は2003年5月以降の月次データであるが、本稿は四半期データである点が異なる。四半期データを用いる利点としては、GDPギャップのような変数をモデルに組み込むことができ、より理論的な金融政策の波及経路にもとづいた仮説を組み立てることができる点である。データの期間は1995年の第1四半期から2009年の第4四半期である。前節の分析と同様に、正確な統計的推論を行うためには、データの定常性を確保しておく必要がある。したがって、非定常であると考えられる変数については、成長率に直すなどの処置を行うことで定常性を確保している。用いるデータは、CPIインフレ率、GDPギャップ、(事後的)実質金利、10年物長期国債利回り、マネタリーベース伸び率、実質実効為替レート（対前年同期比）、日経平均株価（対前年同期比）、貨幣乗数（マネタリーベース伸び率とマネーサプライ伸び率の差）の8変数を用いる。ラグ次数は、シュワルツ情報量基準では、1期ラグが示唆されたが、2期ラグをベンチマークとし

て採用した³⁷。

3-4-3 結果と含意

図表 23 はグランジャー因果性テストの結果を表している。いくつかの統計的有意な因果性がみられたが、ここでは、マネタリーベースの拡大が実体経済や消費者物価に影響を及ぼしたのみに焦点をあてている。グランジャー検定からは、マネタリーベースの株価、需給ギャップ、物価への有意な（グランジャーの意味での）因果関係が検出されなかった。これは、安達(2005)や Honda, Tachibana and Kuroki (2007)の結果と異なるものである。両研究は量的緩和政策期にサンプルが限られており、その期間内ではマネタリーベースの株価を通じた実体経済へのチャンネルが確認されている。それに対して、本稿は、1995 年以降の低インフレ(デフレ)期のデータであり、量的緩和期以前のデータを利用している先行研究と整合的な結果となっている。

図表 23： グランジャー因果性（マネタリーベース拡大の効果）



注意：実線は 1% 有意、破線は 5% 有意、一点鎖線は 10% 有意をそれぞれ表している。

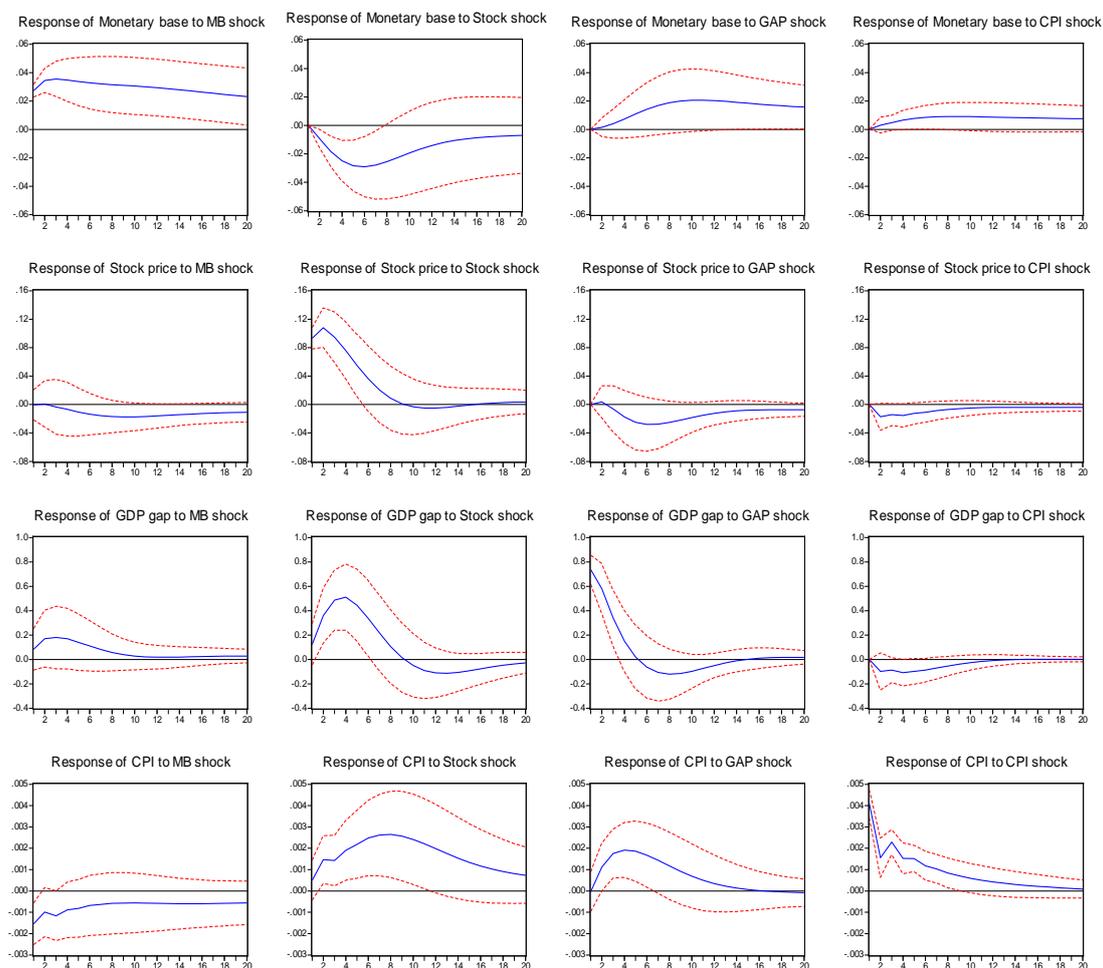
本稿は、Kimura, Kobayashi, Muranaga, and Ugai (2002)や Fujiwara (2006)とは異なり、低インフレ期にしばったデータを用いており、低インフレ下での金融政策の波及経路に焦点を絞っているといえる。量的緩和政策の有効性を指摘している研究においても、2003 年のりそな銀行への公的資金注入、海外株価の要因、米国の長期金利との連動性、外国人機関投資家の国内株式への影響などを考慮した場合、株価チャンネルの存在は必ずしも頑健でないという議論がみられた(例えば、井田(2009))。本稿の結果からも、マネタリーベース拡大による有意なチャンネルは観察されなかったが、株価上昇によって、需給ギャップが縮小し、デフレ圧力が後退するという波及経路を推測することが可能である。

上記の結果は、誘導型の VAR によるグランジャー因果性検定によるものである。詳細は補論に譲ることにするが、誘導型の VAR では誤差項が相互に相関しており、経済学的な解

³⁷ ラグ次数を変更してみたが、結果は変わらなかった。

積が難しい。したがって、金融政策の効果をきちんとみるためには、構造ショックとして金融政策ショックを識別する必要がある。

図表 24：インパルス反応関数



注意：点線は2標準誤差バンドを表している。

そこで、本稿では、短期のリカーシブ制約を課した構造 VAR によってインパルス反応関数を推計し、低インフレ下での日本銀行の金融緩和政策が実体経済に有意な影響をもたらしたのかどうか議論する。使用するデータは、マネタリーベース、日経平均株価、GDP ギャップ、消費者物価指数を用いた。サンプル期間は 1990 年第 1 四半期から 2009 年の第 4 四半期である。また、リーマン危機の影響を考慮するため、2008 年第 3 四半期以降を 1 とするリーマンダミーを外生変数として用いている。また、構造 VAR で用いる変数のいくつかは非定常過程に従っていることがわかっている³⁸。しかし、Hamilton(1994)において指摘

³⁸ 単位根検定を行った結果、マネタリーベース、日経平均株価、消費者物価指数については単位根をもつ

されているように、非定常的な VAR をモデルに組み入れた場合でも、漸近的な一致性を持つことが知られており、レベル変数を用いた統計的推論が可能である³⁹。したがって、本稿ではレベル変数を用いてインパルス反応関数の計算を行っている。

図表 24 はインパルス反応関数の結果である。第 1 列は、金融政策ショックに対する各変数の動学的反応を表したものである。図をみると、金融政策ショックは GDP ギャップを押し上げるように働いているようにみえるが、統計的に有意ではない。また、消費者物価にはネガティブな影響を与えており（統計的に有意ではない）、株価への有意な影響を及ぼしていない。したがって、低インフレ下での金融政策の実体経済への影響は極めて限定的であると結論付けることができる。また、第 2 列目は、株式ショックに対する各変数の動学的反応を表している。これをみると、正の株式ショックは GDP ギャップを有意に押し上げ、さらに、消費者物価にも正で有意な影響を与えていることが確認できる。また、正の株式ショックに対して、マネタリーベースは減少している。株価ショックに対するインパルス反応は、理論と整合的であり、先に確認したグランジャー検定の結果とも整合的なものであるといえる。

したがって、本稿の結果からは、マネタリーベース増大の実体経済の効果は限定的であり、それよりもむしろ、先ほど指摘した外的な要因によって株価が上昇し、需給ギャップが縮小したことによって消費者物価の下落に歯止めがかかったと結論付けることができる。

4 デフレの処方箋と今後の金融政策運営について

現状のデフレを克服するには、残念ながら経済政策が持っているカードに限りがあり、速効性の強い対策を講じることは困難であるように思える。しかし、デフレを日本経済が克服できたのちは、今後の日本銀行の金融政策運営についていくつかの課題が残されている点を現時点で考えておくことはある程度有用であるかもしれない。具体的には、(1)出口戦略、(2)低金利政策下での投資家のリスクテイキング行動をどのように捉えるか、(3)労働市場の構造的な問題と物価のリンクをどのように考えるか、(4)インフレ目標の採用の是非、について以下で議論する。

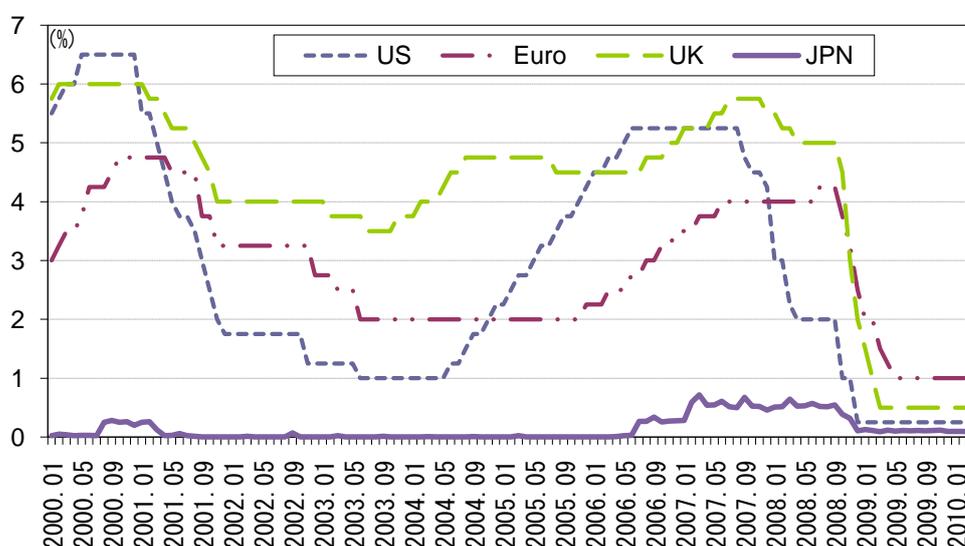
まず、第 1 は直近の出口戦略である。リーマンショック以降、先進国は相次いで低金利政策もしくはゼロ金利政策を実施した（図表 25）。金融危機後の金融市場や実体経済は日本を除き回復の兆しをみせている。最近の議論としては、いつまで低金利政策を継続するのか、とりわけ、米国の出口戦略について注目が集まっている。実際、米国では信用緩和政策で実施したリスク資産のオペの買い入れが次々に終了時期を迎えている。したがって、これはいつ FRB が利上げに踏み切るかに焦点が集まっていることを表しているといえる。

ことが確認された。

³⁹ しかし、グランジャー検定や複数の係数の推定を行う場合には、正確な統計的推論が行えない可能性があることに注意する必要がある。この点については、Hamilton (1994)や Enders (2004)などを参照されたい。

FRB の利上げのタイミングは日本をはじめ欧州、BRICs、アジア経済にとって決定的に重要である。米国に追随して利上げができない場合、米国や他国との金利差が開き、キャリー・トレードの標的とされる可能性がある。さらに、その場合には、国内の投資家のリスク・アペタイトが上昇してそれが自国の資産価格や地価を押し上げるように作用する、いわゆる、リスクテイキング・チャネルが発生してしまう可能性がある。各国間で出口のタイミングを合わせるような国際協調政策を考えるのであれば、各国は米国の利上げに同調できるだけの実体経済の回復が求められることになる。

図表 25：先進各国の政策金利の推移



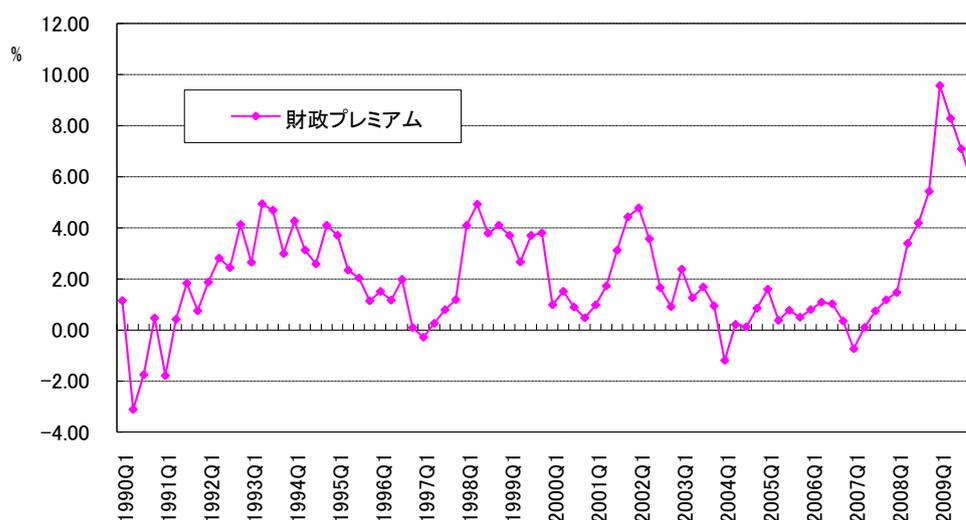
出所：各国中央銀行ホームページより筆者作成

また、利上げの動向によって各国の長期金利の動向が左右されるので、財政赤字の持続可能性に深くかかわってくる可能性がある。また、財政赤字の持続可能性については、長期の経済成長率と深くかかわっている⁴⁰。我が国の人口動態は今後減少の一途をたどり、同時に、高齢化と労働力人口の低下が見込まれている。これらは、長期的にみて日本の潜在成長率を押し下げる要因であり、経済成長率と長期金利とのかかわり合いでいえば、財政赤字の持続可能性に深くかかわってくる要因であるといえる。自然成長率のこれらのマイナス要因を克服するには、R&D 投資などを通じて TFP 成長率を高めることによって中・長期的な経済成長を促すような政策がもとめられよう。2010 年 6 月、日本銀行は環境・エネ

⁴⁰ 物価の財政理論によると将来の財政政策のスタンスが今期の物価水準に影響を及ぼす。物価の財政理論によると、人々が将来の財政スタンスが悪化すると予想すれば、それは現在及び将来の物価水準を押し上げるように働く（岩村(2008)）。

ルギー分野などの研究開発や設備投資を活性化するための金融機関向け貸出制度の創設に乗り出した。直近のデフレ克服に向けてというよりむしろ、中長期的な自然利利率の低下に歯止めをかける上で有効な政策となりうるかもしれない⁴¹。

図表 26：財政プレミアムの推移



出所：日本銀行ホームページ、内閣府ホームページより筆者作成。財政プレミアム＝10年物長期国債一名目 GDP 成長率によって定義している。

図表 26 は財政プレミアム（10年物長期国債一名目 GDP 成長率と本稿では定義）を表している。財政が持続可能であるためには、名目 GDP 成長率が長期国債の利回りを上回っていないとしない。これはドーマー条件と呼ばれているが⁴²、図表 26 をみると、ほとんどの期間で財政プレミアムがプラスで推移している。特に、リーマン危機直後、このスプレッドの値は一時 10% 近くまで上昇した、最近では低下傾向にあるが、スプレッドが高水準で推移している状況から、この状況が続けば、財政赤字は確実に持続不可能になり、国債価格が暴落する。現在、貯蓄超過によって日本の国債が買い支えられており、それが国債の利回りを抑えていることで、プレミアムが跳ね上がらないでいる。しかし、高齢化の進展や人口の減少によって、長期国債の利回りは確実に上昇するであろう。その場合、財政プレミアムが一気に跳ね上がる可能性がある。いずれにしても、財政の立て直しは避けられないというのが現在の状況である。

41 ただし、この日銀の新貸出制度については、資金配分の非効率を招く、民間の資金需要がないなかで、どの程度の効果をもたらされるのかについて不確実であるなどの問題が指摘されている。

42 ドーマー条件は、名目成長率が名目長期金利を上回っていれば財政が持続可能であるというものだが、その背景には基礎的財政収支がある程度均衡していることが前提となっていることに留意する必要がある。

第2は、リスクテイキング・チャンネルをどのように捉えるかである。2008年秋のリーマンショック以降、潤沢なマネタリーベースが市場に流れている。金融政策のトランスミッション・メカニズムが機能不全である状況下では、潤沢なマネタリーベースが銀行貸出の増大を通じて、実体経済に波及するというメカニズムは起こりにくい。よって、その場合、インフレ率の上昇（デフレの克服）という現象は今の時点では起こりにくい。むしろ、低金利環境でかつ、大量のマネーが収益をもとめてさまよっている状況においては、リスク・アペタイトが上昇し、再度の投機的な金融機関や投資家の行動が強まり、リスクテイキング・チャンネルが再び世界経済に不安定性をもたらす可能性をはらんでいるといえる。

特に、先進各国がゼロ金利政策もしくは低金利政策を採用している状況では、世界的な過剰流動性が生じている。このグローバルな過剰流動性は収益を探し求めており、2000年代前半の過剰流動性はサブプライム関連をはじめとした証券化商品や商品先物市場に流れていった。今回の世界的な過剰流動性においては、高金利通貨の国に流入し、流入した国においてバブルが発生するという構図が予想される。例えば、BRICsなどでは世界からの資金が流入し、自国の資産価格を押し上げる要因になっている。したがって、バブルがはじけるといっせいに高金利通貨国から資金が引きあげられるので、その場合高金利通貨国に端を発するグローバル金融危機が発生する可能性があるかもしれない。

第3は、労働市場の構造的な問題とそれに付随する根深い構造的デフレをどのように考えるかである。近年の日本のデフレ構造の背景に大幅な需給ギャップの存在がある。需給ギャップの存在がデフレをもたらしているとすれば、潤沢な資金を市場に供給することが金融政策のトランスミッション・メカニズムが機能するはずである。しかし、実際はこれだけ潤沢な量が出回っているにもかかわらず、トランスミッションが機能しない。これは、デフレの要因が貨幣的な要因以外で生じている可能性がある。それは、労働市場の問題である。非正規雇用の増大が所得の減少を引き起こし、それが消費を押し下げるといって一種のスパイラル的な現象を引き起こしていることが一つの大きな要因であるといえる。

2節の実証分析でみたように、名目賃金が上昇しない中で、デフレが実質賃金の高止まりを誘発し、企業収益の圧迫を通じて、実体経済を冷え込ませていることが確認された。このように労働市場の環境が大きく関与しているため、デフレの克服には労働市場の構造問題を見直す必要がある。一方で、デフレと需給ギャップの問題をどう捉えるのかという問題がある。「金融市場⇒実体経済⇒物価」というチャンネルが断たれている状況においてマクロ金融政策として需給ギャップをどのように埋めていくのかということが重要になってくるであろう。金融市場の緩和的な環境にもかかわらず、金融政策のトランスミッションが回らないのは、企業の資金需要が乏しいことがあげられる。これは、企業が将来経済について前向きな期待を有していないことが背景にある。したがって、企業の資金需要を高めるような環境をつくることが求められる。ただし、これはマクロ金融政策の範疇ではなく、構造改革のような経済政策として位置づけられるだろう。

第4は、インフレ目標の採用の是非についてである。上述のように、デフレ下でのイン

フレ目標の採用、特に、ゼロ金利への長期にわたるコミットメントは人々のリスク・アパタイトを上昇させ、リスクテイキング・チャネルを引き起こす可能性があることを指摘した。他方で、デフレーションにどう立ち向かうかという問題にも直面している。近年のデフレは構造的な問題とデフレ期待の二つの側面をもっている。前者については金融政策の範疇外であるが、後者については金融政策によって対応することが可能である。根強く残っているデフレ期待を払しょくするには人々のインフレ期待を引き上げる必要があり、その場合、コミットメント政策が有効となりうる⁴³。ただし、何度も述べているように、このことは長期にわたるゼロ金利の継続の弊害を意味する。これはゼロ金利への長期にわたるコミットメントとリスクテイキング・チャネルとのトレード・オフに中央銀行が直面することを意味している。

一つの解決策として、ゼロ金利の継続期間（つまり、コミットメントの期間）を明示するという方法が考えられるかもしれない。つまり、「2012年までにコアCPIが安定的に2%近辺で推移するようになるまで低金利を継続する」とコミットするのである。これはおそらくデフレ下でのインフレ目標を採用するということになるだろう。量的緩和政策においても「CPIが基調的にゼロ%を上回るまで量的緩和政策を継続する」というコミットメント政策が採用されたが、達成期間は設定されていなかった。したがって、量的緩和政策よりも強い説明責任が日本銀行に求められることになるだろう。しかし、リスクテイキング・チャネルの潜在的な問題とデフレ期待の払しょくという2点を考慮するならば、達成期間を明示することによってこの2点のトレード・オフをある程度克服することができるかもしれない。

5 おわりに

本稿は、近年のデフレに関する議論整理と統計的手法を用いた分析を行った。具体的には、本稿は以下の3点に焦点を当てて議論を行った。第1に、デフレの諸要因についてである。近年の日本のデフレの短期的、長期的要因をそれぞれ整理し、計量的手法を用いてデフレの諸要因を検証した。デフレーションの要因を計量的手法によって分析した結果、非耐久財、半耐久財の価格の低下がCPIインフレを低下させていたことがわかった。また、インフレ予測を計測した結果、2000年以降において予期せぬデフレが生じていた可能性が示唆された。第2に、デフレが実体経済に与える影響を分析している。まず、デフレが実体経済にもたらすコストに関する概念を整理した。次に、計量的手法を用い、日本においてどのデフレのコストが実体経済に影響を及ぼしたのかを検証した。分析の結果、デフレは、実質金利の高止まりやデットデフレの影響を通じて実体経済を低迷させた可能性が示唆された。第3に、デフレの克服に金融政策は有効か否かについて、学界でのこれまでの

⁴³ フォワードルッキングな大国開放経済モデルにおいても、コミットメント政策の重要性が指摘されている。この点については、Fujiwara, Teranishi, and Sudo (2010)を参照されたい。

議論を整理し、日本銀行のこれまでの金融政策を総括している。また、計量的手法を用いてマネタリーベース拡大の実体経済への効果がデフレ下において存在していたのか否かを検証した。分析の結果からは、低インフレ下におけるマネタリーベース拡大の実体経済への有意な影響はみられず、外的な要因によって株価が上昇し、それが需給ギャップを縮小させ、物価下落に歯止めがかかったという波及経路が示唆された。また、日本銀行のマネタリーベースの拡大は、2006年以降十分でなく、さらなる金融緩和の余地があった可能性が示唆された。

ここで、本稿で分析されなかったいくつかの課題について触れておくことにする。まず、マネタリーベースの拡大が円キャリー・トレード等を通じてどのように実体経済に影響を与えたかについて定量的に検証できていない点である。本稿では、マネタリーベースの拡大が銀行貸出を増大させることができなかつたので、マネーストックが増大せず、実体経済が刺激されなかつたと議論した。しかし、2000年前半には、日本のゼロ金利によって、金利差を利用した円キャリー・トレードが盛んに行われた。このことは為替レートの変動をもたらし、それが日本の実体経済にながしかの影響を与えている可能性は否定できない。また、日本銀行の量的緩和政策によって潤沢に供給された資金そのものが、世界的な過剰流動性をもたらし、結果として国際的な不均衡（グローバル・インバランス）をもたらした原因の一要因として考えることができるかもしれない。

次に、インフレ期待についてである。本稿では、標準的な総供給関数（誘導型のフィリップス曲線）を用いてインフレ予測を行った。しかし、家計や企業のインフレ期待を正確に測定するには、もっと精緻な分析を行う必要がある。これまでにカールソン・パーキン法などによって、インフレ期待を計測している研究がいくつか存在するが、インフレ期待の計測は非常に *sensitive* な点が多く、正確なインフレ期待を検証するには困難を伴う。インフレ期待がきちんと計測できれば、ニューケインジアン理論から示唆される期待チャンネルの強さが日本においてどの程度みられたのかなどの分析が可能になるかもしれない。

最後に、金融政策の効果の検証についてである。本稿では、四半期データを用いて1990年以降の日本に低インフレ下での金融政策を検証した。しかし、重要なのは、2000年以降の金融政策の有効性の効果を検証することであるが、残念ながら、サンプル数が限られており、また、金利変数については名目金利の非負制約によってゼロに直面しているものも多い。それらのデータの利用可能性が限られているなかで、どのように金融政策の効果を抽出するかが課題である。特に、量的緩和政策やゼロ金利政策が金融市場に与えた効果よりも、宮尾(2007)が指摘しているように、量的緩和政策が時間軸効果やポートフォリオ・リバランスを通じて、実体経済に影響を及ぼすことができたのかを検証することが重要である。これらの点については今後の課題としたい。

補論 1 : VAR(Vector auto-regression)について

本補論では、構造 VAR の推定方法について述べる。通常の誘導型の VAR であれば、各式を最小自乗法 (OLS) で推計し、インパルス反応を導出することができる。しかしながら、誘導型の VAR では、誤差項が相互に影響してしまっているために金融政策ショックの識別ができない。したがって誘導型の VAR は経済学的な意味づけを持たない。このような背景が構造 VAR の手法が金融政策の波及効果の分析において頻繁に用いられる理由である。その際、構造 VAR において識別制約をいかに定式化するかが重要になる。

後述する構造 VAR に対して、誘導型の VAR は、

$$\begin{aligned} X_t &= B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_k X_{t-k} + u_t \\ &= B(L)X_t + u_t \end{aligned} \quad (1)$$

で与えられる。ここで、 X_t は n 個の内生変数のベクトル、 B は係数行列、 $B(L)$ はラグ・オペレータをそれぞれ表している。上述のように、この誘導型 VAR には通常の OLS を適用することが可能であり、インパルス反応関数を導き出すことができる。しかしながら、誘導型 VAR の攪乱項には様々な経済ショックが含まれているので、金融政策の効果を正しく抽出できない。したがって、金融政策ショックを正しく識別するためには、VAR モデルにおいて経済構造を特定化する必要がある。そこで、登場するのが以下で述べる構造 VAR という考え方である。誘導 VAR に対し、構造 VAR は、

$$A_0 X_t = A(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

で表される。ここで、 ε は i.i.d であると仮定する。(1) 式と異なるところは、 A_0 という同時点の係数行列によって、経済学的な同時点の構造が明示的に表されている点である。この2つの式から、誘導型の VAR は構造 VAR から同時点の係数行列を消去したものであることが確認できる。いま、(2) 式の両辺に A_0^{-1} を掛けると、

$$\begin{aligned} X_t &= A_0^{-1} A(L)X_t + A_0^{-1} \varepsilon_t \\ &= B(L)X_t + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

となることがわかる。(1) 式が構造型の VAR 表現であるのに対し、(3) 式は誘導型の VAR 表現になっている。ここで、(3) 式から $u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ という関係があることがわかるので、分散・共分散行列は、

$$\sum_u = A_0^{-1} \sum_\varepsilon (A_0^{-1})' \quad (4)$$

となることがわかる。

構造 VAR を推計する場合、(2) 式をそのまま OLS で推計すると、同時決定バイアスがか

かってしまい、推定量が一致性をもたないという問題が生じてしまう。したがって、構造 VAR は、まず、(1) 式の誘導型モデルを OLS で推計し、そこで得られたパラメータを用いて構造型のパラメータを推定するという手順がとられる。

ここで、構造モデルを識別するためには、 A_0 を正しく推定する必要がある。したがって、このことはいかにして A_0 を推計していけばよいかという問題を意味している。いま、 A_0 と \sum_{ε} には n^2 の未知パラメータが含まれているのに対して、 \sum_{μ} は対称行列なので、 $n(n+1)/2$ だけしかない。よって、 A_0 を識別するためには、 $n(n-1)/2$ だけの制約が追加的に必要となる。識別制約には様々な方法があり、分類すると短期制約と長期制約に分けることができる。さらに短期の識別制約についてもリカーシブ（逐次的）制約と非リカーシブ制約がある。リカーシブ制約は変数間の依存関係が逐次的に拡大していくというものであり、非リカーシブ制約は経済理論や制度的側面から制約を課そうとするものである⁴⁴。構造 VAR の識別制約には、Sims(1980)の短期のリカーシブ制約が多く用いられている。

補論 2：最適金融政策について

最適金融政策とは、中央銀行が経済構造を制約条件とし、自身の目的関数を最小化する政策を指す⁴⁵。ここでは、ニューケインジアン経済学の枠組みにおける最適金融政策を紹介する。古典的な金融政策分析と異なり、ニューケインジアン経済学における損失関数は、家計の効用関数の二次の近似によって導出されており、ルーカス批判の問題が回避されている。具体的には、中央銀行の目的関数は下記で与えられる。

$$L_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \{ \pi_{t+j}^2 + \lambda x_{t+j}^2 \} \quad (5)$$

ただし、 π はインフレ率、 x は需給ギャップ、 λ はインフレに対する需給ギャップへの相対的なウェイトを表している。中央銀行は上記の損失関数を最小にするにあたって、2つの制約に直面する。一つは、ニューケインジアン・フィリップス曲線であり、それは下記で与えられる。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t \quad (6)$$

いま一つは、期待 IS 曲線であり、今期の需給ギャップが来期の期待需給ギャップと実質金利ギャップ（実質金利—自然利子率）によって決定されるという関係を描写したものである。

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma (i_t - E_t \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n) \quad (7)$$

⁴⁴ VAR や構造 VAR についての詳細な議論は、Hamilton(1994)の 11 章や Enders(2004)の 5 章などを参照。また、金融政策に関する VAR の識別制約については、照山(2001)や宮尾(2006)が詳しい。

⁴⁵ 最適金融政策に関して詳細に議論しているものに、Woodford (2003)や加藤(2006)などがある。

ただし、 i は名目金利であり、 σ は正のパラメータである。また、 \hat{r}_t^n は価格が伸縮的な世界で成立する均衡実質利子率（自然利子率）を表している。

名目金利が正のもとでは、中央銀行は(6)式を制約として、(5)式を最小にする金融政策を実施する。中央銀行の金融政策運営には、裁量型政策と公約型政策の二種類がある。まず、公約型政策とは、現在の金融政策のスタンスのみならず、将来の金融政策についても現時点で民間主体に公約(コミット)する政策である。それに対して、裁量政策とは、各期において、経済構造を制約に目的関数が最小になるような金融政策を運営するという方法である。

公約型政策の場合の最適化の一階の条件より次のようなターゲティングルールが導出される⁴⁶。

$$\pi_t = -\frac{\lambda}{\kappa}(x_t - x_{t-1}) \quad (8)$$

公約解の場合、後で述べる裁量解とは異なり、中央銀行は過去の需給ギャップの影響も考慮して金融政策を行うことが最適になる。これは、金融政策の歴史依存性と呼ばれる性質である。歴史依存性とは、フォワードルッキングな経済構造において中央銀行が公約型の政策を実施すると、中央銀行の政策ルールに先決変数が追加されるという性質である。これは、経済に政策慣性 (policy inertia) が導入されることと同値である。つまり、政策慣性が働いている状況では、経済のパスは発生するショックに対してゆっくりとした反応を示すようになる。このことは、中央銀行が人々の期待に働きかけるような金融政策を行うことによって厚生損失を抑えるということを表している。

それに対して、裁量型の金融政策運営のもとでは、(8)式は下記のようなになる。

$$\pi_t = -\frac{\lambda}{\kappa}x_t \quad (9)$$

(9)式では、過去の需給ギャップのような変数が入っていない。つまり、このことは経済に発生したショックを即座につぶしにかかるような金融政策を中央銀行が運営することを示唆している。いくつかの先行研究は、裁量型金融政策は公約型のそれに比べて、厚生損失が大きくなることを指摘している（例えば、McCallum and Nelson (2004)）。

ただし、名目金利がゼロ金利制約になると期待 IS 曲線も中央銀行の制約条件となり、解法が複雑化する。この点については、Eggertson and Woodford (2003)を参照されたい。

⁴⁶ ターゲティングルールとは、目的関数を経済構造を制約に最小化する最適金融政策から導出された政策ルールを表すのに対して、インストルメントルールとは、インフレや需給ギャップに内生的に反応させるようなフィードバックルールのことを表している。

補論3：VARモデル等で使用されたデータ出所

変数	出所
マネタリーベース	日本銀行ホームページ
GDP ギャップ	内閣府ホームページより作成
鉱工業生産指数	経済産業省ホームページ
消費者物価指数	総務省ホームページ
CPI インフレ率	総務省ホームページより作成
耐久財インフレ率	総務省ホームページより作成
半耐久財インフレ率	総務省ホームページより作成
非耐久財インフレ率	総務省ホームページより作成
輸入インフレ率	日本銀行ホームページより作成
日経平均株価	日本銀行ホームページ
実質金利	日本銀行ホームページ、総務省ホームページより作成
実質賃金（パート、一般）	厚生労働省ホームページ、総務省ホームページより作成
長期金利	日本銀行ホームページ
実質長期金利	日本銀行ホームページ、総務省ホームページより作成
実質実効為替レート	日本銀行ホームページ
貨幣乗数	日本銀行ホームページより作成

参考文献

- 安達誠司 (2005) 『デフレは終わるのか』 東洋経済新報社.
- 有馬めい (2010) 「円高発、物価下落の可能性～円高の緩和がデフレの進行に歯止めをかける～」『経済トレンド』 第一生命経済研究所.
- 井田大輔 (2009) 「ゼロ金利制約下における金融政策の有効性」 Kobe University Working Paper Series.
- 岩田一政 (2010) 『デフレとの闘い—日銀副総裁の 1800 日』 日本経済新聞出版社.
- 岩田規久男 (2000) 「長期国債の買い切りオペを増額すべき」 岩田規久男編『金融政策の論点』 東洋経済新報社, pp.71-95.
- 岩田規久男 (2001) 『デフレの経済学』 東洋経済新報社.
- 岩田規久男編 (2003) 『まずデフレをとめよ』 日本経済新聞社.
- 伊藤隆敏 (2001) 『インフレーション・ターゲティング』 日本経済新聞社.
- 伊藤隆敏・林伴子 (2006) 『インフレ目標と金融政策』 東洋経済新報社.
- 岩村充 (2008) 『貨幣の経済学：インフレ、デフレ、そして貨幣の未来』 集英社.
- 植田和男 (2005) 『ゼロ金利との闘い』 日本経済新聞社.
- 鵜飼博史 (2006) 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 06-J-14 日本銀行.
- 小田信之・永幡崇 (2005) 「金融政策ルールと中央銀行の政策運営」 日銀レビューシリーズ 2005-J-13 日本銀行.
- 加藤涼 (2006) 『現代マクロ経済学講義』 東洋経済新報社.
- 木村武・黒住卓司・原尚子 (2008) 「日本のフィリップス曲線に何が起こったか—企業の価格改定行動の変化と名目硬直性の高まり—」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 08-J-1 日本銀行.
- 白川方明 (2008) 『現代の金融政策：理論と実際』 日本経済新聞出版社.
- 白塚重典 (2001) 「望ましい物価上昇率とは何か？：物価の安定のメリットに関する理論的・実証的議論の整理」『金融研究』 20(1), pp.247-287.
- 田中隆之 (2008) 『「失われた十五年」と金融政策』 日本経済新聞出版社.
- 田中隆之 (2010) 「非伝統的金融政策：評価と展望（上）」『やさしい経済教室』 2010 年 7 月 8 日, 日本経済新聞.
- 照山博司 (2001) 「VAR による金融政策の分析：展望」『ファイナンシャル・レビュー』 59 号, pp.74-140.
- 日本銀行 (2009) 「金融市場レポート」 2009 年 7 月 日本銀行.
- 原田泰・増島稔 (2008) 「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」 ESRI Discussion Paper Series No.204, 内閣府経済社会総合研究所.
- 深尾光洋 (2000) 「ゼロ金利下の金融政策の有効性：理論と実際」 深尾光洋・吉川洋編

- 『ゼロ金利と日本経済』日本経済新聞社, pp.1-32.
- ベネット・マッカラム (1993) 「金融政策ルールの定式化と分析—日本への応用」『金融研究』12 卷 4 号, pp.1-43, 日本銀行.
- 宮尾龍蔵 (2006) 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞出版社.
- 宮尾龍蔵 (2007) 「量的緩和政策と時間軸効果」『国民経済雑誌』195 卷 2 号, pp.79-94.
- 宮尾龍蔵・中村康治・代田豊一郎 (2008) 「物価変動のコスト—概念整理と計測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 08-J-2 日本銀行.
- 渡辺努 (2010) 「日本のデフレは緩やかだがしぶとい：日銀は「物価予想」への働きかけを」エコノミスト, 2010 年 2 月 2 日号.
- Auerbach, A. J., and M. Obstfeld (2005), “The Case for Open-market Purchases in a Liquidity Trap,” *American Economic Review*, Vol.95, No.1, pp.110-137.
- Bernanke, B. S. and V. R. Reinhart (2004), “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates,” *American Economic Review*, Vol.94, No.2, pp.85-90.
- Bernanke, B. S., V. R. Reinhart, and B. P. Sack (2004), “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment.” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, pp.1-78.
- Eggertsson, G. B. and M. Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.139-211.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, second edition, John Wiley.
- Fujiwara, I. (2006), “Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero,” *Journal of Japanese and International Economy*, Vol.20, No.3, pp.434-453.
- Fujiwara, I., Y. Teranishi, and N. Sudo (2010), “The Zero-lower Bound and Monetary Policy in a Global Economy: A Simple Analytical Investigation. *International Journal of Central Banking*, Vol.6, No.1, pp.103-134.
- Goodfriend, M (2000), “Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.32, No.4, pp.1007-1035.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Honda, Y., Y. Kuroki, and M. Tachibana (2007), “An Injection of Base Money under Liquidity Trap: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006,” *Osaka University Discussion Paper* 07-08.
- Jung, T., Y. Teranishi and T. Watanabe (2005), “Optimal Monetary Policy at the Zero Interest-Rate Bound,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.37, No.5, pp.813-835.
- Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga and H. Ugai (2002), “The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan’s Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis,” *Institute for Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan.
- Kimura, T., and D. Small (2004), “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets,” *Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series* No.2004-57.

- Krugman, P (1998), "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, pp.137-187.
- McCallum, B. T. and E. Nelson (2004), "Timeless Perspective VS Discretionary Monetary Policy in Forward-looking Model," *NBER Working Paper*, No.7915.
- Oda, N. and K. Ueda (2005), "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Bank of Japan Working Paper Series*, No.05-E-6.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.48, No.1, pp.1-48.
- Sims, C. A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol. 43, pp.975-1000.
- Steinsson, J. (2003), "Optimal Monetary Policy in an Economy with Inflation Persistence," *Journal of Monetary Economics*, Vol.50, No.7, pp.1425-1456.
- Svensson, L. E. O. (2003), "Escaping from a Liquidity Trap and Deflation: A Foolproof Way and Others," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.17, No.4, pp.145-166.
- Vestin D. (2006), "Price-level Versus Inflation Targeting," *Journal of Monetary Economics*, Vol.53, No.7, pp.1361-1376.
- Walsh, C. E. (2003), "Speed Limit Policy: The Output Gap and Optimal Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol.93, No.1, pp.265-278.
- Woodford, M. (2003), "*Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy*," Princeton University Press, Princeton.

(最終稿 : 2011 年 3 月 16 日)