

PTM (Pricing-to-Market) と 金融政策の国際的波及効果

「新しい開放マクロ経済学」のアプローチ

おおたに あきら
大谷 聡

要 旨

企業の価格設定行動に関する実証分析によると、わが国企業は為替レート変動を輸出価格にあまり転嫁しない(わが国企業の多くはPTM pricing-to-market に基づいた価格設定を行っている)一方、米国企業は為替レート変動をほぼ完全に輸出価格に転嫁している。本稿は、企業の価格設定行動の違いが金融政策の自国・外国経済への波及効果に及ぼす影響について、「新しい開放マクロ経済学」の枠組みにのっとり、自国・外国企業の価格設定行動の違いを明示的に導入したモデルで検討した。理論モデルによれば、自国・外国の金融政策の国内・世界経済への波及効果は、自国・外国企業の価格設定行動によって大きく影響される。日米企業の価格設定行動を近似した数値解析によれば、わが国における高いPTM企業比率は、わが国金融政策の国際的波及効果を米国金融政策に比較して極めて小さいものとする。金融政策の運営に当たっては、企業の価格設定行動にも注意を払うことが重要である。

キーワード：新しい開放マクロ経済学、購買力平価 (purchasing power parity: PPP)、
PTM (pricing-to-market)、金融政策、近隣窮乏化効果

.....
本稿の作成に当たっては、京都大学経済研究所・柴田章久助教授、金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いたほか、北村富行、三好純子(金融研究所研究第1課)の両氏から、モデル解析、グラフ作成等について、多大な協力を得た。ここに記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見およびあり得べき誤りは全て筆者に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

大谷 聡 日本銀行金融研究所研究第1課副調査役 (E-mail: akira.ootani@boj.or.jp)

1. はじめに

(1) 先行研究の整理

1990年代前半まで、開放マクロ経済学の主たる分析の枠組みはIS-LM分析を開放経済体系に拡張したマンデル＝フレミング・モデルであった。しかし、1995年にオブストフェルドとロゴフが価格の硬直性と価格硬直性の理論的背景の1つである独占的競争を動学的一般均衡の枠組みに導入した新しい開放マクロ経済モデル (Obstfeld and Rogoff [1995] 以下、O-Rモデル) を発表して以来、ミクロ的基礎を持ち、経済厚生観点から厳密な経済政策の分析が可能な「新しい開放マクロ経済学 (new open economy macroeconomics)」に多くの研究者の関心が向けられている。

さらに、近年では、O-Rモデルを幾つかの面で拡張する研究が行われている。なかでも、企業は自国販売価格を外貨換算して輸出価格を決定する (producer's currency pricing : PCP) ため常に一物一価が成立する、というO-Rモデルの仮定を修正し、企業が価格支配力を背景に自国と外国で異なる価格を提示し、為替レートが変化しても外国通貨建て販売価格に為替レート変動を100%転嫁しない、という企業のPTM (pricing-to-market) による価格設定行動を明示的にモデルに導入する研究が数多く行われている。

こうした研究成果を踏まえて、為替レートの変動や金融政策の波及効果に関する分析が発展している¹。すなわち、PCPによる企業の輸出価格設定を仮定したO-Rモデルでは、予期せぬ金融政策の発動に伴って、為替レートが瞬時に長期均衡レートにジャンプする、その間の為替レートの変化率は、マネーサプライの変化率よりも小さい、自国と外国のいずれで行われた金融緩和であっても、自国と外国で同じだけ経済厚生が改善する、といった結論が導かれていた。これに対し、Betts and Devereux [2000] は、PTMによる価格設定行動を導入し、自国と外国の企業のうち、それぞれ s という割合の企業がPTMによる価格設定を行うと仮定することによって、予期せぬ金融緩和によって為替レートがオーバー・シュートすること、 s が大きいほど、為替レートによる内外相対価格の短期的な調整機能が低下するため、大幅な為替レートの変動が生じること、自国の金融政策は、自国の経済厚生を高める一方で、外国の経済厚生を低下させる可能性があることを示し、O-Rモデルと正反対の結論を導いた。

しかし、こうしたO-RモデルへのPTMの応用を企図した研究にも問題点がある。すなわち、Betts and Devereux [2000] では、自国企業と外国企業の価格設定行動が同一と仮定されているが、企業の価格設定行動に関する実証分析では、国ごとに

1 O-Rモデルのさまざまな検討課題は本稿が強調するPTMの導入に限らない。具体的論点については、大谷 [2001]、Lane [2001]、Sarno [2001] 等のサーベイ論文を参照のこと。

企業の価格設定行動が異なることが示されている。例えば、Knetter [1993] 等による実証分析によれば、わが国企業は為替レート変動のうち約半分をマークアップ率の変動によって吸収する²一方、米国企業の為替レート転嫁率は100%（つまり、全ての米国企業はPCPに基づいて価格設定）とされている。このように、Betts and Devereux [2000] は現実の企業の価格設定行動をうまくモデルにとり入れていない。

さらに、その他のPTMを応用した研究（Devereux and Engel [1998] 等）では、自国と外国の全企業がPTMによる価格設定を行うと仮定されている。こうした極端な仮定のもとでは、為替変化の輸出価格への転嫁率は一国全体で0となり、かつ、自国の金融緩和による自国通貨安は、自国の交易条件を改善（外国の交易条件を悪化）させるとの結論が得られる³。この点については、Obstfeld and Rogoff [2000] は、実際の為替レート転嫁率は0ではなく、自国通貨安は自国の交易条件を悪化させるのが実情であるとして、こうしたアプローチの現実妥当性に疑問を呈している。

(2) 本稿の問題意識、分析手法と結論

本稿は、Betts and Devereux [2000] やDevereux and Engel [1998] 等の研究はO-Rモデルの結果を相対化するうえで有益であるものの、PTMに関する実証結果を忠実に応用することにより一段とこれらの研究を精緻化することが可能との大谷 [2001] の問題提起を検討する。すなわち、Knetter [1993] 等のPTMに関する実証分析の結果を踏まえ、Betts and Devereux [2000] やDevereux and Engel [1998] 等の研究が踏襲しているPTMによる価格設定を行う企業の比率が2国間で共通との仮定を緩め、自国企業と外国企業の販売価格設定に関する非対称的な行動を明示的にモデルに導入する。こうすることによって、企業の価格設定行動をより現実に即した形で分析することが可能になるほか、為替レート転嫁率は0ではなく、自国通貨安は自国の交易条件を悪化させるとの結論を導けることから、Obstfeld and Rogoff [2000] が批判した実証的な問題点を克服できる。さらに、全ての企業がPCPに基づく価格設定を行うことを前提にしているO-Rモデルと、自国企業と外国企業の同じ割合の企業がPTMによる価格設定を行うとのBetts and Devereux [2000] のモデルを特殊ケースとして含む一般的なモデルを構築することができるため、PTMによ

2 マクロ的にみれば、全ての企業の価格転嫁率が50%である状況と、50%の企業がPTMによる価格設定を行い、残りの50%の企業がPCPによる価格設定を行っている状況では、いずれの状況でも一国全体の価格転嫁率は50%となる。そこで、6節のシミュレーションでは、日本企業のうち半分の企業はPTMによる価格設定を行うという前提に基づいて計測を行う。

3 全ての企業がPTMに基づく価格設定を行っており、自国企業の外国通貨建て輸出価格を q 、外国企業の自国通貨建て輸出価格を p^* 、名目為替レートを e とすると、自国の交易条件は $e q / p^*$ となる。価格が一定の場合、為替レート変動による自国の交易条件の変化は e の変化率と等しいから、自国通貨安で交易条件は改善する。逆に、全ての企業がPCPに基づく価格設定を行っており、自国企業の自国通貨建て輸出価格を p 、外国企業の外国通貨建て輸出価格を q^* とすると、自国の交易条件は $p / e q^*$ となり、名目価格が一定の場合、交易条件の変化率は名目為替レートの変化率の逆符号となる。

る価格設定を行う企業の割合が国ごとに異なるとき、どのように従来の研究成果が変更されるかを検討することが可能になる。

なお、本稿のモデルは、Betts and Devereux [2000] 等の研究を企業の価格設定行動に関して若干拡張したものであるが、筆者の知る限り企業の非対称的な価格設定行動を明示的にO-Rモデルに導入した研究は、これまでほとんど行われていない。予め、本稿の結論を先取りすると以下のとおりである。

- 1) 本稿のモデルでは、予期せぬ金融政策が発動されると、O-Rモデルと同様に、為替レートはオーバー・シュートすることなく瞬時に長期均衡にジャンプする。ただし、モデルの効用関数の形状によっては、オーバー・シュートする可能性がある。
- 2) 予期せぬ金融政策が発動された結果生じる為替レートの変動は、Betts and Devereux [2000] と同様、PTM企業の割合が高いほど大きくなる。しかし、PTM企業の割合が自国と外国で異なる場合は、自国と外国の経済規模も考慮に入れる必要がある。例えば、自国のPTM企業の割合が外国よりも高い場合は、自国の経済規模が小さいほど為替レートの変動が高まる。このことは、変動相場制のもとで、小国企業が大国通貨建てで輸出価格を設定していることが一般的な場合、金融緩和や引締めの為替レート変動に与える影響が大きくなることを示している（例えば、米国とアジア諸国間、EUと東欧諸国間）。
- 3) 自国と外国の金融政策の国際的な波及効果を、両国における代表的個人の効用の変化幅によって比較すると、その効果は企業の価格設定行動によって大きく影響される。例えば、自国のPTM企業の割合が高く、外国のPTM企業の割合が低い場合には、自国の金融緩和は外国の経済厚生を悪化させる一方、外国の金融緩和は自国の経済厚生を高めるなど、非対称的な波及効果を持つことがあり得る。
- 4) 日米のデータを基に、代表的個人の効用の変化幅に関するシミュレーションを行うと、日米企業の価格設定行動の違いを反映して、わが国の金融政策の米国への波及効果は小さい一方、米国の金融政策のわが国に与える影響は大きくなる。すなわち、わが国で金融政策が変更され、円/ドル・レートが変動しても、わが国ではPTM企業の割合が高く、為替レート変動の輸出価格への転嫁は小さいため、米国の輸入物価の変化は限定的になる。この結果、米国の需要はそれほど変化しない。逆に、米国で金融政策変更が行われ為替レートが変動した場合、米国のPTM企業の割合は低いいため、米国のわが国向け輸出価格も大きく変化し、日本の需要は大きく変化する。

したがって、このシミュレーション結果からは、現在のPTM企業の割合を与件とした場合、わが国の金融政策運営の対外的効果を過大評価すべきでないことが示唆される。

(3) 留意点

本稿の分析では、自国と外国のPTM企業の割合はそれぞれ一定で、政策変更によって影響されないと仮定している。しかし、企業の価格設定行動が外生でかつ不変との仮定には異論もあろう。例えば、Taylor [2000] は、近年、企業の輸出価格設定における為替レート転嫁率は低下傾向をたどっており、こうした為替レート転嫁率の低下には世界的な低インフレや安定的な金融政策の遂行が大きく寄与していると指摘するなど、企業の価格設定行動は内生的に決定され、時間とともに変化する可能性を示唆している⁴。しかし、Campa and Goldberg [2001] は、1975～99年までのデータを用いて、OECD加盟国における輸入物価と為替レート転嫁率に関する実証分析を行い、為替レート転嫁率の世界的な低下は、輸入に占める一次産品のウエイトの低下と工業製品のウエイトの上昇といった世界経済の構造変化によってもたらされており、インフレ率の低下といったマクロ経済の安定が主因ではないとしている。本稿では、経済構造が変化しない世界を分析の対象としているため、Campa and Goldberg [2001] の計測結果に基づけば、企業の価格設定行動が外生的に決まり、かつ一定という仮定は、一次的近似としては有効であろう。

また、本稿の分析のもととなったO-Rモデルには、一物一価の仮定以外にも、名目賃金や価格が硬直的となる原因の説明がないこと、均衡を解析的に求めることができないため、2つの定常状態間の移行過程を線形近似で比較するとの手法は、大幅な資産価格変動等を想定した場合、必ずしも頑健な結果を保証するとは限らないこと、といった留意点がある。しかし、本稿は、こうした仮定の是非についても問わないこととする。

(4) 本稿の構成

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、本稿で使用するモデルを説明する。3節では、価格の硬直性をモデルに導入し、貨幣市場と財市場の均衡条件を導出する。それを踏まえたうえで、4節では、財市場と金融市場の両方を均衡させるように決定される為替レートが金融政策によってどのように影響を受け、為替レート変動がどういった特徴を持つのかを明らかにする。さらに、5節では、自国と外国のPTM企業の割合が変化したとき、金融政策の波及効果がどのように影響を受けるかを明らかにする。6節では、わが国データを用いてシミュレーションを行い、わが国の金融政策運営に関するインプリケーションを導く。7節では、本稿

4 こうしたTaylor [2000] の推論に基づき、Devereux and Engel [2001] は「新しい開放マクロ経済学」のフレームワークを用いて、企業の価格設定行動について分析している。その結果、彼らは、最も金融政策の信認が高い国の通貨を使って、企業は輸出価格の設定を行うことを示している。つまり、金融政策の信認が高く、通貨価値の安定している国の企業は、PCPIによる価格設定を行う一方、金融政策に対する信認が低い国の企業は、PTMによって価格を設定することになる。

で行われた分析の応用方向を若干指摘する。なお、補論1.と補論2.では、3節で示された長期均衡と短期均衡の定義を行うほか、補論3.では、本論で明示的に分析されなかった財政政策の影響について検討する。

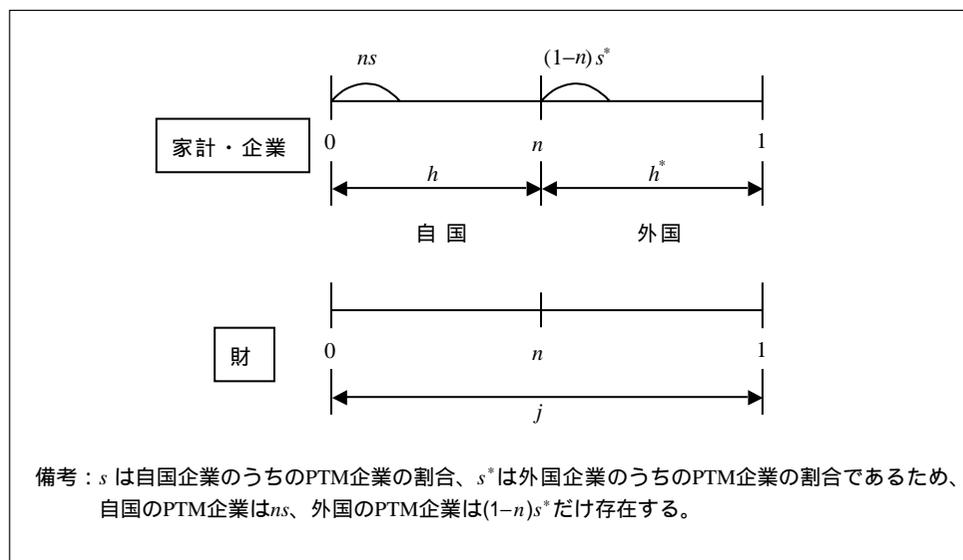
2. モデル

世界には自国と外国の2カ国があり、両国とも家計部門、企業部門、政府から構成される。両国の家計は、0から1までの範囲に連続的に分布し、両国の企業が生産する差別化された (differentiated) 財を消費すると仮定する。さらに、家計はそれぞれ完全に差別化された財を生産する企業を1つずつ保有しており、その企業だけに労働を供給し、賃金と生産活動から得られる利益を受け取るものとする。また、実物資本は生産に用いられないと仮定する。

ここで、図表1上段で示されるように、自国の家計は0から n の範囲内に、外国の家計は n から1の範囲内に連続的に分布しているとする (ただし、 $0 < n < 1$)。なお、自国の家計のインデックスを h 、外国の家計のインデックスを h^* とし、両国の家計を区別する場合はこれらを用いる。

さらに、家計の順番と各家計が所有している企業の順番は同じと仮定すると、自国企業は0から n 、外国企業は n から1の範囲内に分布していることになる。企業についても、家計と同様に、自国企業を表すインデックスを h 、外国の家計のインデックスを h^* とする。本稿では、Betts and Devereux [2000] が導入した自国企業と外国企業のうち、それぞれ s という同一割合の企業がPTMによる価格設定を行うとの想

図表1 家計 (企業) の分布



定を拡張し、自国企業のうち s が PTM による価格設定を行う企業（以下、PTM 企業）、外国企業のうち s^* が PTM 企業と仮定する。したがって、PCP に基づいて価格を設定する企業（以下、PCP 企業）の割合は、自国では $1-s$ 、外国では $1-s^*$ となる。こうした仮定のもとでは、自国企業のうち 0 から ns までの企業が PTM 企業、外国企業のうち n から $n+(1-n)s^*$ までの企業が PTM 企業となる（図表 1 上段）。

また、各企業と、その企業が生産する財の並び方も同じとすれば、図表 1 下段が示すように、自国財は 0 から n 、外国財は n から 1 に連続的に分布することになる。自国と外国の財を統一して示すインデックスを j とする。

なお、各家計の構成人数は同じで、将来にわたってその人数は一定と仮定すれば、 n と $1-n$ は、自国と外国の（世界に占める）人口のシェアを表す。さらに、自国と外国の家計、企業が同じ効用関数や生産関数等に基づいて行動する場合には、ショック発生前の定常状態では全ての企業の生産水準は同じになるため⁵、 n と $1-n$ は、自国と外国の政策の発動やショック発生前の（世界に占める）経済規模の比率も表している。

以下説明するモデルでは、 $s = s^*$ とすることで Betts and Devereux [2000] とほぼ整合的な結果を、 $s = s^* = 0$ とすることで O-R モデルとほぼ整合的な結果を求めることができる。そこで、O-R モデルや PTM を含む O-R モデルの詳細な説明は大谷 [2001] に譲り、以下では本稿のオリジナルな貢献を Betts and Devereux [2000] や O-R モデルと比較しながら示すこととする。

まず、家計・企業・政府部門について、やや詳しくその行動を定式化しよう。

(1) 家計

イ．効用関数

自国の代表的個人は、次の(1)式のような効用関数を持つとする⁶。

5 この点については3節を参照されたい。

6 Betts and Devereux [2000] は、

$$U_t^h = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[\log C_t^h + \frac{\gamma}{1-\varepsilon} \left(\frac{M_t^h}{P_t} \right)^{1-\varepsilon} + \eta \log(1-l_t^h) \right],$$

という効用関数を使用しており、貨幣保有から得られる効用の部分が相対的危険回避度一定（constant-relative-risk-aversion）で、労働投入に伴う不効用（余暇に伴う効用）は対数の形をとることが想定されている。本稿では、(1)式のように、Obstfeld and Rogoff [1996] の効用関数をそのまま踏襲している。これは、(1)式の効用関数を用いる方がモデルを容易に解くことができ、その解も複雑にならないためであるほか、本稿が O-R モデルを基本として発展してきた開放マクロ経済モデルとその PTM への応用研究の統合（synthesis）を1つの目的としていることが理由である。

なお、Betts and Devereux [2000] の効用関数と(1)式の効用関数を用いた場合の結論の違いは、脚注 26 で示すように前者の方が η の値に応じて、為替レートがオーバー・シュートする可能性がある点であり、金融・財政政策に関する国際的波及効果に関する分析にはほとんど影響がない。

$$U_t^h = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\log C_t^h + \chi \log \frac{M_t^h}{P_t} - \frac{\kappa}{2} (l_t^h)^2 \right]. \quad (1)$$

ここで、 β は割引率、下付文字 t は時間、上付文字 h は家計を示すインデックス、 C_t^h は以下のように、差別化された製品の消費に関して合計されたCES (constant elasticity of substitution) 型消費指標を表す。

$$C_t^h = \left[\int_0^1 c_t^h(j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad \theta > 1^7. \quad (2)$$

ここで、 j は自国と外国の財を統一して示すインデックスである。(2)式の消費指標は自国財、外国財にかかわらず、全ての個別の財 j 、 j' に対し、家計 h が行う消費 $c_t^h(j)$ と $c_t^h(j')$ の代替の弾力性は θ で一定であることを意味する。さらに、全ての家計が同じ消費指標に基づいて行動すると仮定すれば、一定の実質消費を行うために必要な名目消費支出を最小化させるという意味で、(2)式の消費指標と双対な一国全体の物価指標 P_t は、次のように表される⁸。

$$P_t = \left[\int_0^1 p_t(j)^{1-\theta} dj \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (3)$$

ただし、 $p_t(j)$ は財 j の名目価格であり、本節(3)で詳しく説明される。

(1)式右辺第2項の M_t^h/P_t は $t+1$ 期の初めに保有している実質貨幣残高を表し、 χ は正のパラメータである。消費者は自国政府が発行した貨幣だけを保有し、実質貨幣残高が増加すると取引コストが削減されるため、効用が高まる。また、(1)式の右辺第3項は労働投入 l_t^h に伴う不効用を示し、 κ は正のパラメータである。

外国家計の効用関数は、自国の効用関数と対称的に表示されるものとする。なお、以下では断りのない限り、外国の変数には*をつけて区別する。

ロ．企業の価格設定と物価指標

PCP企業は自国での販売価格を外貨換算した価格を輸出価格として設定する。一方、PTM企業は自国での販売価格は自国通貨を基に、輸出価格は外国通貨を基に設定し、自国消費者と外国消費者に対して差別的な価格を提示する。

7 θ は独占的供給者が直面している需要の価格弾力性にも一致する。需要の価格弾力性が1より小さい場合、限界収入は負になるため、均衡生産量が正の内点解となるよう $\theta > 1$ を仮定する。ただし、 θ は同じ財の差別化されたブランド同士の代替の弾力性でもあるので、1を上回る大きな値をとるとの仮定はさほど不自然でなからう (Helpman and Krugman [1985], p. 117)。 θ の大きさに関する実証分析例は6節(1)で紹介する。

8 物価水準 P の詳しい導出方法については、 Obstfeld and Rogoff [1996]、大谷 [2001] を参照されたい。

自国のPTM企業 h の当該国通貨建て販売価格を $p_t(h)$ 、外国通貨建て販売価格を $q_t(h)$ とする。このとき、自国のPCP企業の当該国通貨建て価格も $p_t(h)$ となる。この結果は、2節(3)で示す分析を先取りし、自国企業である限り、PTM企業とPCP企業の自国における販売価格は同じになるという性質を用いている。さらに、外国通貨の自国通貨建て名目為替レートを e_t とすれば、自国のPCP企業の外国での販売価格は $p_t(h)/e_t$ となる。

同様に、外国のPTM企業 h^* の自国通貨建て販売価格は $p_t^*(h^*)$ 、当該国通貨建て販売価格を $q_t^*(h^*)$ とする。外国のPCP企業の当該国通貨建て販売価格は $q_t^*(h^*)$ であり、外国のPCP企業の自国での販売価格は $e_t q_t^*(h^*)$ となる。こうした企業の設定価格については、図表2にまとめてある。

図表2 PCP企業とPTM企業の価格設定

		自国企業 (h)	外国企業 (h^*)
PCP	国内販売価格	$p_t(h)$	$q_t^*(h^*)$
	輸出価格	$p_t(h)/e_t$	$e_t q_t^*(h^*)$
PTM	国内販売価格	$p_t(h)$	$q_t^*(h^*)$
	輸出価格	$q_t(h)$	$p_t^*(h^*)$

さらに、前述のように、自国企業については、PTM企業は s の割合、PCP企業は $1-s$ の割合、外国企業のうち、PTM企業は s^* 、PCP企業は $1-s^*$ の割合である（前掲図表1）。

これらの関係を使って(3)式を修正すると、自国と外国のそれぞれの物価指数は以下ようになる⁹。

$$P_t = \left[\int_0^n p_t(h)^{1-\theta} dh + \int_n^{n+(1-n)s^*} p_t^*(h^*)^{1-\theta} dh^* + \int_{n+(1-n)s^*}^1 (e_t q_t^*(h^*))^{1-\theta} dh^* \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4)$$

9 Obstfeld and Rogoff [1995, 1996] では、全ての企業はPCP企業 ($s = s^* = 0$) と仮定されている。このとき、自国の物価水準を表す(4)式と外国の物価水準を表す(5)式は、それぞれ以下のように修正される。

$$P_t = \left[\int_0^n p_t(h)^{1-\theta} dh + \int_n^1 (e_t q_t^*(h^*))^{1-\theta} dh^* \right]^{\frac{1}{1-\theta}},$$

$$P_t^* = \left[\int_0^n \left(\frac{p_t(h)}{e_t} \right)^{1-\theta} dh + \int_n^1 (q_t^*(h^*))^{1-\theta} dh^* \right]^{\frac{1}{1-\theta}}.$$

したがって、価格が硬直的であろうがなかろうが、常に $P_t = e_t P_t^*$ との関係が成り立ち、PPP (purchasing power parity: 購買力平価) が成立する。本稿のモデルではPTM企業が存在するため、PPPは価格が伸縮的な場合だけ成立し(2節(3)、3節(2))、価格が硬直的な場合には成立しない(3節(3))。

$$P_t^* = \left[\int_0^{ns} q_t(h)^{1-\theta} dh + \int_{ns}^n \left(\frac{p_t(h)}{e_t} \right)^{1-\theta} dh + \int_n^1 q_t^*(h^*)^{1-\theta} dh^* \right]^{\frac{1}{1-\theta}} . \quad (5)$$

自国の物価指数(4)式の第1項は、自国企業の当該国内での販売価格、第2項は外国のPTM企業の輸出価格、第3項は外国のPCP企業の輸出価格を表す。同様に、外国の物価指数(5)式については、第1項は自国のPTM企業の輸出価格、第2項は自国のPCP企業の輸出価格、第3項は外国企業の当該国内での販売価格を表す。

同様に、自国の輸出物価指数 Γ_t と輸入物価指数 Γ_t^* (いずれも自国通貨建て)も以下のように定義できる。

$$\Gamma_t = \left[\int_0^{ns} (e_t q_t(h))^{1-\theta} dh + \int_{ns}^n p_t(h)^{1-\theta} dh \right]^{\frac{1}{1-\theta}} . \quad (6)$$

$$\Gamma_t^* = \left[\int_n^{n+(1-n)s^*} p_t^*(h^*)^{1-\theta} dh^* + \int_{n+(1-n)s^*}^1 (e_t q_t^*(h^*))^{1-\theta} dh^* \right]^{\frac{1}{1-\theta}} . \quad (7)$$

(6)式の第1項と第2項は、自国のPTM企業とPCP企業の自国通貨換算での輸出価格を表す。(7)式の第1項と第2項は、外国のPTM企業とPCP企業からの自国通貨建て輸入価格を表す。

八．国際資本市場

家計は、自国と外国の間で完全に統合された国際資本市場で、期間が1期間の自国通貨建て割引債を売買できる。外国通貨建ての債券は存在しない。いま、 B_t^h を $t-1$ 期の経常収支不均衡をファイナンスするために $t-1$ 期末に発行され、 t 期末に満期となる、自国の家計 h が保有する1家計当たりの名目ベースでの債券保有高とする。したがって、 B_t^h は自国の家計が保有する対外債権の総額を表す。また、 $B_t^{h^*}$ を外国の家計 h^* が保有する名目債券保有高とする。なお、 B_t^h 、 $B_t^{h^*}$ とも負であれば債券の発行高(対外負債残高)を表す。

債券は、経常収支が赤字となる国の家計が発行し、相手国の家計が全額を保有することとなるため、 $nB_t^h + (1-n)B_t^{h^*} = 0$ との関係が常に成立する。

さらに、 t 期に満期となり、額面が自国通貨1単位の債券の発行時における自国通貨建て価格を d_t とする。このとき、 d_t はグロスの名目金利の逆数、すなわち、

$$d_t = \frac{1}{1+i_t} ,$$

と表される。ここで、 i_t は $t-1$ 期から t 期にかけての名目金利であり、 i_t と実質金利 r_t の間には、フィッシャー方程式 $1+i_t = (1+r_t)(P_t/P_{t-1})$ が成り立つ。また、完全な債券市場が存在するため、自国の名目金利 i_t と外国の名目金利 i_t^* との間に、アンカ

バーの金利裁定式 $1+i_t=(1+i_t^*)(e_t/e_{t-1})$ が成立する¹⁰。

二．家計の最適化行動

家計 h は、前期から保有していた債券 B_t^h 、貨幣残高 M_{t-1}^h に加えて¹¹、 t 期に新たに賃金 $w_t l_t^h$ と、自ら保有している企業の利益 π_t^h 、政府からの移転（負の値のときは一括入頭税） τ_t^h を受け取る。これらを消費した残りを $t+1$ 期まで、債券ないしは貨幣で保有する。

$$d_{t+1}B_{t+1}^h + M_t^h = B_t^h + M_{t-1}^h + w_t l_t^h + \pi_t^h - P_t C_t^h + P_t \tau_t^h .$$

家計 h は、上記の予算制約式のもとで、(1)式で定義された生涯効用を最大化するように、消費、労働、債券、貨幣保有量を決定する。この結果、家計 h の最適化行動の1階条件は以下の(8)~(10)式で示される。

$$C_{t+1}^h = \beta (1+r_{t+1}) C_t^h , \quad (8)$$

$$\frac{M_t^h}{P_t} = \chi C_t^h \left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}} \right) , \quad (9)$$

$$\kappa l_t^h = \frac{w_t}{P_t C_t^h} . \quad (10)$$

(8)式は消費に関するオイラー方程式、(9)式は実質貨幣需要関数、(10)式は追加的な1単位の労働の不効用が追加的賃金収入を消費に振り向けることによって得られる限界的な効用と等しくなることを示す。

なお、外国家計 h^* は、自国の家計と対称的な予算制約式のもとで、生涯効用を最大化するように、消費、労働、債券、貨幣保有量を決定する。この結果、外国家計の最適化条件は、自国の家計と同様に、以下の(11)~(13)式で示される。

$$C_{t+1}^{h^*} = \beta (1+r_{t+1}^*) C_t^{h^*} , \quad (11)$$

$$\frac{M_t^{h^*}}{P_t} = \chi C_t^{h^*} \left(\frac{1+i_{t+1}^*}{i_{t+1}^*} \right) , \quad (12)$$

$$\kappa l_t^{h^*} = \frac{w_t^*}{P_t^* C_t^{h^*}} . \quad (13)$$

10 通常の国際金融論における2通貨、2資産モデルでは、自国債券に支払われる金利と外国債券に支払われる金利の間に債券売買を介したアンカパーの金利裁定が働くと仮定することにより、金利裁定式が成立すると考えられている。しかし、このモデルでは、取引される債券は1種類であるため、この金利裁定式は、同一債券の自国通貨ベースでの金利と外国通貨ベースでの金利の裁定式を意味し、通常の2通貨、2資産モデルにおける金利裁定式とは意味が異なっている。

11 したがって、 M_{t-1}^h は、 $t-1$ 期末に保有され、 t 期初に持ち越される貨幣保有高を表す。

(2) 政府

中央銀行と財政当局が統合された政府部門が存在する。貨幣発行によるシニョリッジ収入は、政府消費と自国民への移転（または一括人頭税）に振り向けられる。1人当たりの政府消費支出を G とすれば、自国政府の1人当たりの予算制約式は以下のように示される。

$$P_t G_t^h - P_t \tau_t^h = M_t^h - M_{t-1}^h.$$

なお、外国政府の1人当たりの予算制約式も自国政府と対称的であるとする。

(3) 企業

以下では、差別化された財を独占的に供給する企業の価格設定行動が、PTM企業の存在によって、どのように変更されるかを分析する。結論を先取りすると、企業がPTMによる価格設定を行い自国と外国で差別的な価格を提示する場合も、企業がPCPによる価格設定を行う場合も、価格が伸縮的ならば同一通貨で測れば同一価格となり、全ての企業の設定価格がマークアップ率×限界費用と一致する。

まず、自国、外国にかかわらず、企業の生産する財 j への自国家計 h の需要は、(2)式から以下のように表される¹²。

$$c_t^h(j) = \left[\frac{v(j)}{P_t} \right]^{-\theta} C_t^h. \quad (14)$$

ここで、 $v(j)$ は j 財の自国通貨建て価格を表し、それが自国財の場合は $p_t(j)$ 、外国のPTM企業の場合は $p_t^*(j)$ 、外国のPCP企業の場合は $e_t q_t^*(j)$ となる。外国家計の企業の生産する財への需要も同様にして求めることができる。

自国企業 h は労働のみを生産要素として使用し、企業の生産関数は、生産量＝労働投入量という線形関数によって表されると仮定する。

このとき、自国企業 h がPCP企業ならば、以下のように定義される利潤を最大化するように、雇用水準、販売価格 $p_t(h)$ を決定する。なお、既に説明したように、輸出価格は $p_t(h)/e_t$ となる。

$$\pi_t^h = p_t(h) y_t^h - w_t y_t^h.$$

ここで、 y_t^h は自国のPCP企業の生産水準を表す。

価格が伸縮的と仮定すれば、(14)式で示される各財への需要関数のもとで、最適な価格は以下の(15)式を満たす。

12 各財に対する需要関数は、名目消費支出一定のもとでの消費指標(2)式の最大化問題として求められる。
なお、詳しい求め方については、Obstfeld and Rogoff [1996]、大谷 [2001] を参照されたい。

$$p_t(h) = \frac{\theta}{\theta-1} w_t. \quad (15)$$

企業は独占的に差別化された製品を供給し、価格弾力性が一定の需要関数に直面しているため、限界費用 w_t に利潤を $\theta/(\theta-1)$ のマークアップ率で上乗せし、価格を設定する。

一方、自国企業 h がPTM企業であれば、利潤は以下のように表される。

$$\pi_t^h = p_t(h)x_t^h + e_t q_t(h) z_t^h - w_t(x_t^h + z_t^h).$$

ここで、 x_t^h は自国のPTM企業の当該国向け生産水準、 z_t^h は外国向け生産水準である¹³。同様にして、このPTM企業が設定する販売価格は、価格が伸縮的な場合、以下の(16)式のように決定される。

$$p_t(h) = e_t q_t(h) = \frac{\theta}{\theta-1} w_t. \quad (16)$$

(15) (16)式をみると、PTM企業が設定する販売価格は、PCP企業の設定する販売価格に一致する。したがって、価格が伸縮的な場合には、自国と外国の市場が分断され、異なる通貨建てで価格設定が行われていても、あらゆる財について一物一価が成立することになる。

3. 硬直価格のもとでの貨幣市場・財市場の均衡

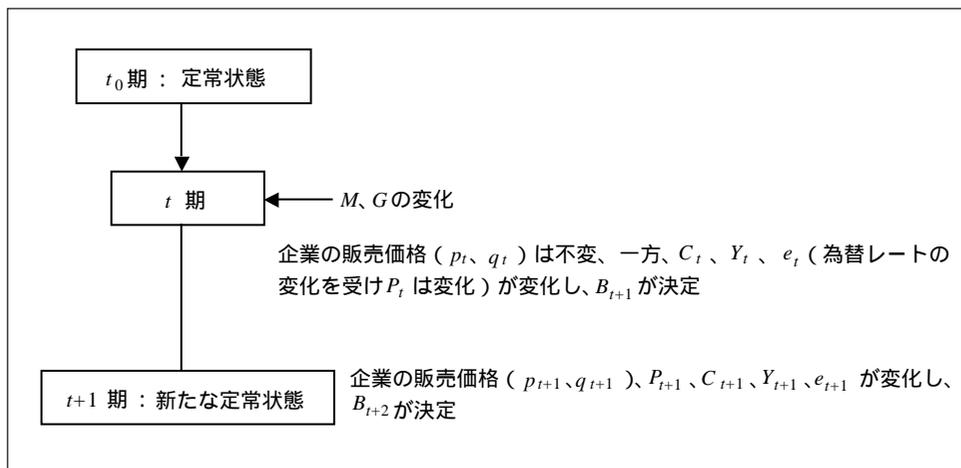
本節では、前節のモデルに価格の硬直性を導入し、貨幣市場と財市場の均衡がどのように決定されるかを検討する。

まず、価格の硬直性の導入方法は、Obstfeld and Rogoff [1995, 1996]に従う。すなわち、当期(t 期)の個別財価格($p_t(h)$ 、 $q_t(h)$ 、 $p_t^*(h^*)$ 、 $q_t^*(h^*)$)は1期前に設定され、当期中に予期せぬショックが生じても変更されないとする。そして、企業は、ショックを織り込んで来期($t+1$ 期)以降、これらの価格を設定し直す。ここで、PCP企業の輸出価格は、 t 期中であっても、為替レート変動分だけ変化するのに対し、PTM企業の輸出価格は一定のままである。したがって、同一の予期せぬショックにより生じた為替レート変動が t 期の物価に及ぼす影響の度合いは、PTM企業比率の高低によって変わってくる。

なお、 t 期中にも家計は物価水準の変化に応じて消費のスケジュールを変更し、債券の保有額を変更する。独占的競争下にある企業は、たとえ販売価格が一定であっても、売上げの増加によって利潤が発生するため、家計の追加的な需要を満たすように生産を変更する。 $t+1$ 期になると、こうした変化に加え価格変更を通じ

13 外国に関しては、 x_t^h は外国PTM企業の自国向け生産水準、 z_t^h を当該国向け生産水準とする。

図表3 ショック発生とマクロ変数の変化のタイミング



た長期的な影響が顕現化する。ショックの発生とそれに伴う各マクロ変数の変化のタイミングについては、図表3を参照されたい。

以下では、ショックが発生し、価格が一定のままに企業や家計が生産・消費計画を修正する t 期を短期、価格変更も起こる $t+1$ 期を長期と定義する。経済主体は異時点間での最適な資源配分を行うため、将来の消費・生産等の変化が現在の行動に影響を及ぼす。したがって、あるショックが経済に短期的に与える影響は、長期均衡解へ移行する途中の経路として、長期均衡と同時に検討されなければならない。

以下ではショックの事例として、拡張的な金融政策の効果を検討する。分析に当たっては、政府消費支出はゼロ、貨幣の発行増によって得られるシニョリッジ収入は全て自国民に移転されるものと仮定し、財政政策の効果を捨象する¹⁴。

なお、本稿で使用するモデルは、マクロ変数を解析的に解くことができない (closed form solutionが得られない) ため¹⁵、分析に当たっては、ショック発生前の期初の定常状態からの変化率を用いて新たな定常状態への移行過程を検討する。具体的には、ある変数 U の期初¹⁶の定常状態 \bar{U}_0 からの変化率 $\hat{U}=(U-\bar{U}_0)/\bar{U}_0$ を計算することを通して、金融政策の短期的・長期的影響を検討する。

本節では、まず、定常状態を定義し、長期と短期の均衡条件が金融政策によってどのような影響を受けるのか明らかにする。そして、次節以降では、本節での考察を基に、為替レート変動や金融政策の波及効果を検討する。

14 補論3.では、政府消費支出がゼロでないとし、政府消費支出が為替レート変動、消費、生産、経常収支といったモデルの内生変数に与える影響について検討する。

15 金融政策の変更は経常収支不均衡をもたらす、生産、消費に長期的な影響を与えるためである。なお、Corsetti and Pesenti [2001] は、代替の弾力性を1とすることによって、常に経常収支が均衡するモデルを構築し、全てのマクロ変数が解析的に解けることを示している。この点について、詳しくは大谷 [2001] を参照されたい。

16 ここでいう期初とは、後述するように、名目債券保有高 (対外債権残高) が0の場合を指す。

(1) 期初の定常状態について

定常状態では、定義により消費、生産とも一定で、ショックが経済に加わっていない。このモデルでは、全ての経済主体の行動を代表的個人の行動によって表すことができ、各経済主体の行動は対称的 (symmetric) と仮定する。こうした想定のもとでは、全ての家計・企業について同一の1階条件が成立するため、家計に関する最適化の条件(8)~(10)式の上付文字 h 、(11)~(13)式の上付文字 h^* は不要となる。同様に、個別企業の生産量を区別する必要もなくなる。なぜなら、PCP企業とPTM企業の輸出価格は定常状態では等しく、PCP企業とPTM企業の生産した財の需給均衡式も同一になるからである。以下ではベンチマークとなる対称的な定常状態で成り立つ値を示すため上添えの - を用いる。

消費に関するオイラー方程式((8) (11)式)より、定常状態の実質金利は、以下のように主観的割引率によって決定される。

$$\bar{r} = \frac{1-\beta}{\beta} \equiv \delta .$$

さらに、定常状態では、企業の利潤と賃金の合計が売上げに一致すること、実質消費は実質所得と等しいこと、また、政府の予算制約式が均衡で成立すること、債券の保有高は一定で、債券市場が均衡するとの条件を用いると、自国、外国について、それぞれ(17) (18)式が成立する。

$$n\bar{c} = \frac{n(1-\bar{d})\bar{B}}{\bar{P}} + n \frac{(1-s)\bar{p}\bar{y} + s(\bar{p}\bar{x} + \bar{e}\bar{q}\bar{z})}{\bar{P}} . \quad (17)$$

$$(1-n)\bar{c}^* = \frac{-n(1-\bar{d})\bar{B}}{\bar{e}\bar{P}^*} + (1-n) \frac{(1-s^*)\bar{q}^*\bar{y}^* + s^*\left(\frac{\bar{p}^*}{\bar{e}}\bar{x}^* + \bar{q}^*\bar{z}^*\right)}{\bar{P}^*} . \quad (18)$$

(17) (18)式右辺第1項は債券の保有から得られる利子収入(利払い)¹⁷、第2項は財の生産・販売から得られる実質収入を表す。また、定常状態では、インフレ率がゼロになるため、実質金利と名目金利が等しくなることを利用すると、債券の名目価格 \bar{d} は、 $\bar{d} = \beta = 1/(1+\delta)$ と表すこともできる。

価格が伸縮的な場合、個別財で一物一価の関係が成立すること、全ての価格が対称的になることを(4) (5)式に代入することにより、自国と外国の物価水準の間には $P_t = e_t P_t^*$ との関係が成り立つことが確認できる。つまり、価格が伸縮的な場合には、PCP企業の生産する財だけでなく、PTM企業の生産する財でも一物一価が成立するため、PPPが成立することになる。したがって、定常状態でもPPPが成立していなければならない。

17 正確には、債券償還時の額面価格と債券発行時の取得価格の差を表す。

以下では、モデルの解析的な解を得るため、対称的な定常状態の中でも、ショックが発生する前の当初の定常状態（initial steady state）で経常収支が均衡し、債券保有高がゼロである定常状態を分析する。以下では、この定常状態を下付文字の0を用いて区別する。

この定常状態では、定義により $\bar{B}_0 = 0$ であり、自国と外国の変数の設定が全て対称的となる。したがって、労働投入、消費に関して、以下のように解析的な解が得られる。

$$\bar{C}_0 = \bar{C}_0^* = \bar{l}_0 = \bar{l}_0^* = \left(\frac{\theta - 1}{\theta \kappa} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

上の式の前半部分（ $\bar{C}_0 = \bar{C}_0^* = \bar{l}_0 = \bar{l}_0^*$ ）は、期初の定常状態では自国財、外国財とも同じ通貨で表示すれば同一価格となること、および $\bar{B}_0 = 0$ を(17) (18)式に代入し、生産関数が線形であることを利用することにより、また、後半部分は(10) (16)式より得られる。さらに、定常状態では、貨幣需要関数の(9) (12)式を以下のように変形できる。

$$\frac{\bar{M}_0}{\bar{P}_0} = \frac{\bar{M}_0^*}{\bar{P}_0^*} = \frac{\chi(1 + \delta)}{\delta} \bar{C}_0.$$

上記の関係式と、定常状態でPPPが成立していることを用いると、名目為替レートは以下のように自国と外国のマネーサプライの比率になることが示される¹⁸。

$$\bar{e}_0 = \frac{\bar{M}_0}{\bar{M}_0^*}.$$

(2) 長期における均衡

本節(1)で検討した定常状態に対して、永続的なマネーサプライの拡張が自国と外国で行われたとしよう。 $t+1$ 期における均衡は、前節で得られた家計の1階の条件である消費に関するオイラー方程式、実質貨幣需要関数、労働供給式のほか、経常収支決定式¹⁹、自国財と外国財の需給均衡式²⁰、PPP ($P_{t+1} = e_{t+1} P_{t+1}^*$)によって表すことができる。

18 この結論は債券保有高がゼロの期初の定常状態にだけ当てはまる。予期せぬ自国の金融緩和の結果、経常収支不均衡が発生し、債券保有高が増加するため、均衡為替レートの変化率は自国と外国のマネーサプライ変化率の乖離に一对一に対応しなくなることが後述の(29)式で示される。

19 経常収支は収入と支出の差によって決定されることを示す恒等式。

20 長期における均衡では、PCP企業とPTM企業の輸出価格は等しくなるため、PCP企業とPTM企業の生産した財の需給均衡式は同一になる。

これらの条件を基に、 $t+1$ 期の内生変数である為替レート変動、消費・経常収支の変化と、外生変数であるマネーサプライとの関係を導出すると、(19) (20)式を得る。なお導出方法の数学的な詳細は補論1.にまとめてある。

$$\hat{e}_{t+1} = (\hat{M}_{t+1} - \hat{M}_{t+1}^*) - (\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_{t+1}^*). \quad (19)$$

$$\frac{\delta(\theta+1)}{(1-n)(1+\delta)2\theta} \hat{B}_{t+1} = \hat{C}_{t+1} - \hat{C}_{t+1}^*. \quad (20)$$

ここで、各変数の変化率は当該変数の期初の水準からの変化率として算出されている。(19)式は長期の貨幣市場の均衡条件を表し、自国のマネーサプライが消費よりも相対的に増加した場合には、自国の物価が上昇するため、自国通貨が減価することを示している。(20)式は長期での財市場の均衡式を表す。(20)式からは、短期(t 期)の経常黒字に伴う債券保有高(対外債権)の増加によって、自国の利子収入が増加(外国の利払いが増加)し、長期的に自国の消費を外国よりも増加させることがわかる。

なお、期初の定常状態では、経常収支は均衡し、債券保有高はゼロ($\bar{B}_0 = 0$)と仮定されている。このため、債券保有高の期初の定常状態からの変化(\hat{B}_{t+1})の計算に当たっては、期初の名目消費水準($\bar{P}_0 \bar{C}_0$)を基準として考えている($\hat{B}_{t+1} = (B_{t+1} - \bar{B}_0) / \bar{P}_0 \bar{C}_0 = B_{t+1} / \bar{P}_0 \bar{C}_0$)。また、2節で説明したように、 B_{t+1} は t 期の経常収支不均衡によって t 期末に決定される債券保有高を表すため、 \hat{B}_{t+1} は t 期における経常収支不均衡をファイナンスするために発行された債券残高を期初の名目消費水準で除した比率である。

(3) 短期における均衡

イ．価格硬直性と一物一価、PPPとの関係

価格が硬直的な t 期(短期)の均衡条件を検討する前に、価格が硬直的な場合に財価格間での一物一価、ならびに自国と外国の物価水準の間でPPPが成立するかどうか考察しよう。

PCP企業では、前節でみたように輸出価格は $p_t(h)/e_t$ と設定される。このため、均衡価格 $p_t(h)$ が前期に決定された後で、為替レート変動が生じても、輸出価格はその変動を織り込んで決定され、常に一物一価が成立する。一方、PTM企業の場合には、自国内での販売価格と輸出価格を別々に設定する。このため、価格が硬直的であれば、前期に均衡価格 $p_t(h)$ と $q_t(h)$ が決定された後で為替レート変動が生じた場合、 t 期の $p_t(h)$ と $e_t q_t(h)$ は乖離するので個別財の一物一価は成立しない。

このように、PTM企業の生産した財に関して一物一価が成立しないため、(4)式と(5)式で定義された自国と外国の物価水準 P 、 P^* の間でも、 P_t と $e_t P_t^*$ は乖離し、PPPは成立しないことになる。

ロ．短期における均衡条件

これらの点を念頭に置きつつ、 t 期の均衡条件を検討しよう。 t 期に拡張的金融政策のショックに直面しても、企業は t 期には財価格 ($p_t(h)$ 、 $q_t(h)$ 、 $p_t^*(h^*)$ 、 $q_t^*(h^*)$) を変更せず、金融緩和に伴う為替レート変動等に対して受動的に生産を変更すると仮定する。また、家計も為替レート変動に伴う価格の変化や貨幣保有量の増加に応じて t 期に消費を変更すると仮定する。このとき、短期の均衡式は、長期の均衡式から以下のように変更される。

まず、価格が硬直的なため、最適な労働供給を表す(10)、(13)式は成立しない。また、PCP企業とPTM企業の輸出価格が異なるため、PCP企業とPTM企業のそれぞれについて、生産された財の需給均衡式が必要になる。さらに、PTM企業の存在のためPPPは成立しない。しかし、アンカバーの金利裁定式は依然として成立する。

以上まとめると、 t 期の均衡は、消費に関するオイラー方程式、実質貨幣需要関数、経常収支決定式、PCP企業の生産財の需給均衡式、PTM企業の生産財の需給均衡式、アンカバーの金利裁定式によって表される。これらの関係式について、詳しくは補論2.参照のこと。

ハ．短期における貨幣市場・財市場の均衡

先ほど定義した短期における均衡条件から、長期における貨幣市場・財市場の均衡を表す(19)式、(20)式に対応する短期での貨幣市場・財市場の均衡式を導出しよう。

物価の定義式(4)、(5)式を対数線形化し、個別財の価格 ($p_t(h)$ 、 $q_t(h)$ 、 $p_t^*(h^*)$ 、 $q_t^*(h^*)$) は t 期には変更されないとの仮定を用いると、自国と外国の物価水準の変化は以下のように表される。

$$\hat{P}_t = (1-n)(1-s^*)\hat{e}_t, \quad (21)$$

$$\hat{P}_t^* = -n(1-s)\hat{e}_t. \quad (22)$$

(21)式は、自国の物価水準の変化は外国のPTM企業比率に依存し、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、為替レート変動の影響を受けなくなることがわかる。特に、外国企業が全てPTM企業の場合 ($s^*=1$)、自国の物価は短期的には全く変化しない。(22)式は、外国の物価水準は自国のPTM企業比率に依存することを示している。外国の物価水準は自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、為替レート変動の影響を受けなくなり、自国企業が全てPTM企業の場合 ($s=1$) には、外国の物価は短期的には全く変化しない。

さらに、アンカバーの金利裁定式を変形し、期初の定常状態の周りで対数線形化することにより、内外実質金利差を以下の(23)式のように示すことができる。

$$\frac{\delta}{1+\delta}(\hat{r}_{t+1} - \hat{r}_{t+1}^*) = -[ns + (1-n)s^*]\hat{e}_t. \quad (23)$$

(23)式をみると、自国と外国の実質金利は、自国・外国を問わずPTM企業比率が高ければ高いほど乖離することがわかる。また、自国で金融緩和が行われる場合、PTM企業比率が高ければ高いほど、自国の実質金利は外国に比べて大幅に低下することもわかる²¹。

これらの関係式を利用し、価格が硬直的な短期における、モデルの内生変数である為替レート変動と消費、政策変数であるマネーサプライの関係を以下のようにして導出する。

まず、自国と外国の消費のオイラー方程式((8)、(11)式)を対数線形化し、物価水準変化率を示す(21)、(22)式と内外実質金利差を表す(23)式を利用すれば、短期と長期における消費の内外変化率格差を、為替レートの変化率を使って、以下のように表すことができる。

$$\hat{C}_{t+1} - \hat{C}_{t+1}^* = (\hat{C}_t - \hat{C}_t^*) - [ns + (1-n)s^*] \hat{e}_t. \quad (24)$$

(24)式は、PTM企業比率がいずれかの国でゼロ以上の値をとるとき、内外実質金利が乖離し、長期と短期における自国と外国の消費の変化率格差が等しくならぬことを意味している。

さらに、短期の均衡を表す関係式に、(21)~(23)式を代入することにより、短期の貨幣市場均衡式(長期での(19)式に対応)と財市場均衡式(長期での(20)式に対応)は、以下の(25)、(26)式のように表すことができる²²。

$$([1 - ns - (1-n)s^*] + \frac{1}{\delta}) \hat{e}_t - \frac{1}{\delta} \hat{e}_{t+1} = (\hat{M}_t - \hat{M}_t^*) - (\hat{C}_t - \hat{C}_t^*), \quad (25)$$

$$\frac{1}{(1-n)(1+\delta)} \hat{B}_{t+1} = (\theta[1 - (1-n)s - ns^*] + (s + s^* - 1)) \hat{e}_t - (\hat{C}_t - \hat{C}_t^*). \quad (26)$$

21 内外実質金利の変化率は、以下のようにして求めることができる。すなわち、 t 期における自国と外国の t 期から $t+1$ 期にかけての金利実質の変化幅である \hat{r}_{t+1} と \hat{r}_{t+1}^* は、(9)、(11)、(21)~(23)式、および後述の(31)式より、

$$\hat{r}_{t+1} = -\frac{1+\delta}{\delta} \{ \hat{C}_t^w + (1-n)[ns + (1-n)s^*] \hat{e}_t \},$$

$$\hat{r}_{t+1}^* = -\frac{1+\delta}{\delta} \{ \hat{C}_t^w - n[ns + (1-n)s^*] \hat{e}_t \},$$

となる。ここで、 $\hat{C}_t^w = n\hat{C}_t + (1-n)\hat{C}_t^*$ である。 $\hat{e}_t > 0$ の場合には、簡単な計算より \hat{r}_{t+1} 、 \hat{r}_{t+1}^* がともに負となり、自国の金融緩和によって自国と外国の実質金利は低下するものの、外国の実質金利は自国に比べそれほど低下しないことがわかる。

22 具体的には、短期における貨幣市場均衡式である(25)式は、実質貨幣需要関数である(9)式を対数線形化し、(21)~(23)式を代入することにより、また、短期における財市場均衡式である(26)式は、短期における経常収支決定式(補論2.0(A-16)、(A-17)式)、PCP企業財の需給均衡式(補論2.0(A-18)、(A-19)式)、PTM企業財の需給均衡式(補論2.0(A-20)~(A-23)式)を対数線形化し、(21)、(22)式を代入することによって求められる。

(26)式右辺第1項の $(\theta [1-(1-n)s-ns^*] + (s+s^*-1))\hat{e}_t$ は為替レート変動による所得変化の合計を表しており、(26)式は、名目債券保有高が、所得変化幅と消費変化幅の差によって決まることを示している。

所得の変化についてやや細かくみると、(26)式右辺第1項の前半部分である $\theta [1-(1-n)s-ns^*]\hat{e}_t$ は、為替レート変動によって、自国財と外国財の間でどの程度需要がシフトするのか、すなわち、為替レート変動に伴う代替効果を表す。この部分は、PTM企業比率が高ければ高いほど、為替レート変動に伴う代替効果が低下することを示している。次に、(26)式右辺第1項の後半部分の $(s+s^*-1)\hat{e}_t$ は交易条件の変化を表している²³。自国通貨が減価した場合、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、輸出からの自国通貨ベースでの名目手取額が増えるほか、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、輸入に伴う自国通貨で測った名目支払額の伸びが低下し、所得が増加することを示している。

4 . 為替レートの決定メカニズム

本節では、前節で求められた長期と短期における貨幣市場・財市場の均衡条件に基づいて、為替レート変動がどのように決まるのかについて検討する。そのうえで、自国と外国の非対称的な価格設定行動を明示的にモデルに導入したことによって明らかになった、為替レート変動の特徴を詳細に説明する。

(1) 為替レートの決定メカニズム

以下では、短期と長期の貨幣市場・財市場均衡式を用いて、予期せぬ永続的な金融緩和による名目為替レートの変化を明らかにする。

永続的なマネーサプライの変化 $(\hat{M}_t - \hat{M}_t^* = \hat{M}_{t+1} - \hat{M}_{t+1}^*)$ のもとで、(19)、(24)、(25)式を用いると、長期と短期の貨幣市場の均衡を表す(27)式が得られる。

$$[1-ns-(1-n)s^*]\hat{e}_t = (\hat{M}_t - \hat{M}_t^*) - (\hat{C}_t - \hat{C}_t^*). \quad (27)$$

(21)、(22)式はPTM企業比率が高ければ高いほど、物価水準が為替レートに反応しなくなることを示していた。(27)式は、ある一定のマネーサプライの変化幅によって物価水準を一定の幅だけ変化させるためには、PTM企業比率が高ければ高いほど、為替レートが大幅に変動する必要があることを示している。全ての企業

23 この点を確かめるために、まず、自国の輸出物価を表す(6)式を対数線形化すると $\hat{\Gamma}_t = s\hat{e}_t$ 、自国の輸入物価を表す(7)式を対数線形化すると $\hat{\Gamma}_t^* = (1-s^*)\hat{e}_t$ が得られる。したがって、自国の交易条件の変化は $\hat{\Gamma}_t - \hat{\Gamma}_t^* = (s+s^*-1)\hat{e}_t$ となる。

がPTM企業の場合には $s=s^*=1$ が成り立つので、(27)式左辺はゼロとなり、マネーサプライの変化と消費の変化幅が同じになる。ただし、消費は内生変数であるので(27)式は為替レート変化に関する解を与えるわけではない。そこで、まず、(20) (24) (26)式を用いて、以下のような長期と短期での財市場均衡式を得る²⁴。

$$\hat{e}_t = \frac{[2\theta + \delta(\theta + 1)](\hat{C}_t - \hat{C}_t^*)}{\delta(\theta^2 - 1) + 2\theta[ns + (1-n)s^*] - \delta(\theta + 1)(\theta[(1-n)s + ns^*] - (s + s^*))} \cdot (28)$$

(27)式と(28)式から $\hat{C}_t - \hat{C}_t^*$ を消去すれば、為替レート変動は、マネーサプライの変化率によって、以下のように表すことができる。

$$\hat{e}_t = \frac{[2\theta + \delta(\theta + 1)](\hat{M}_t - \hat{M}_t^*)}{\delta\theta(\theta + 1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1)[(1-n)s + ns^*]} \cdot (29)$$

(2) 為替レート変動の特徴

以下では、(29)式から得られる為替レート変動に関する特徴を、全ての企業がPCP企業($s=s^*=0$)という前提に基づいたObstfeld and Rogoff [1995, 1996]と、企業のPTMによる価格設定行動を取り入れつつも、自国企業と外国企業の価格設定行動が対称的($s=s^*>0$)という前提に立ったBetts and Devereux [2000]の結果と比較しながら、本稿の貢献を説明する²⁵。

まず、Obstfeld and Rogoff [1995, 1996]は、為替レートは長期均衡水準からオーバー・シュートすることなく、マネーサプライの変化を受けて、即座に長期均衡水準にジャンプすることを示した。本稿のモデルでも、為替レートはオーバー・シュートしないとの結果が得られる。この点は、(27)式を(25)式に代入し整理すると、 $\hat{e}_t = \hat{e}_{t+1}$ が得られることからわかる²⁶。

次に、Betts and Devereux [2000]は、自国と外国におけるPTM企業比率が同じ値を保ちながら上昇すれば、自国の金融緩和による為替レート減価率が拡大することを示した。本稿のモデルでは、自国と外国企業のPTM企業比率が同じ値を保ちながら上昇すると仮定する必要はない。(29)式右辺の分母をみると、 s 、 s^* それぞれが別々の比率で上昇した場合でも、自国の金融緩和による為替レート減価率は拡大する。つまり、(29)式はBetts and Devereux [2000]の示した為替レート変動の特徴をより一般化したものである。

24 Obstfeld and Rogoff [1995, 1996]は、 $s=s^*=0$ という特別な場合について対応する(27)式をMM曲線、(28)式をGG曲線と呼んでいる。

25 Obstfeld and Rogoff [1995, 1996]、Betts and Devereux [2000]の貢献に関する詳細は大谷[2001]を参照されたい。

26 Betts and Devereux [2000]は、脚注6で示された効用関数を使って、 $\varepsilon > 1$ の場合には、為替レートがオーバー・シュートすることを示している。 $\varepsilon = 1$ の場合には、本稿と同じく、為替レートはオーバー・シュートしない。

本稿の貢献は、為替レート減価率がどの程度高まるかは、Betts and Devereux [2000] が指摘した自国・外国のPTM企業比率のみならず、自国・外国の規模にも依存する点を示したことである。

すなわち、(29)式から得られるマネーサプライの変化に伴う為替レート変動 $\partial \hat{e}_t / \partial (\hat{M}_t - \hat{M}_t^*)$ を自国の規模 n で微分すると、(30)式を得る。

$$\frac{d(\partial \hat{e}_t / \partial (\hat{M}_t - \hat{M}_t^*))}{dn} = \frac{(s^* - s)[2\theta + \delta(\theta + 1)]\delta(\theta^2 - 1)}{(\delta\theta(\theta + 1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1))[(1 - n)s + ns^*]^2} \quad (30)$$

(30)式右辺の分母と、分子の $s - s^*$ の係数である $[2\theta + \delta(\theta + 1)]\delta(\theta^2 - 1)$ は θ が1より大きいので常に正である。したがって、永続的なマネーサプライの変化がもたらす為替レート変動の大きさと、自国の規模 n との関係は、 s と s^* の大きさに依存することがわかる。

(30)式右辺でBetts and Devereux [2000] と同様に $s = s^*$ とした場合、 n が変化しても永続的なマネーサプライの変化がもたらす為替レート変動には影響を与えない。しかし、自国のPTM企業比率が外国よりも大きい ($s > s^*$) 場合には、自国の規模が小さい (n が0に接近する) ほど、永続的なマネーサプライの変化がもたらす為替レート変動は大きくなる²⁷。この点について、直感的には次のように考えることができる。

すなわち、為替レートの減価は、通常、外国財から自国財への需要のシフトを引き起こすが、自国はもともとPTM企業比率が外国よりも高いため、為替レート減価が外国財から自国財への需要シフトを喚起する力は小さい。このとき、 n が低下すれば、需要シフトの対象となる自国財の種類が少なくなるため、為替レート変動による需要シフト効果はますます小さくなる。したがって、 n の低下に伴って、為替レート変動が实体经济にある一定の影響をもたらすためには、為替レートがより大幅に減価しなければならなくなる。

なお、この結果は、変動相場制のもとで、小国企業が大国通貨建てで輸出価格を設定している場合、小国の規模が小さければ小さいほど、同一幅の金融緩和・引締めが為替レート変動に与える影響が大きくなることを意味する。本稿の枠組みには、PTM比率や、国の大きさは外生的に与えられているという限界が存在する。しかし、この結果を敷衍すると、米国とアジア諸国間の貿易のように、米ドルを決済通貨として用いている国同士を比較した場合、小国であればあるほど、金融政策の為替レート変動に与える影響がクローズアップされやすいという実証的含意が得られる²⁸。

27 同様にして、自国のPTM企業比率が外国よりも低い ($s < s^*$) 場合には、自国の規模が大きい (n が1に接近する) ほど永続的なマネーサプライの変化がもたらす為替レート変動は大きくなることを確認できる。

28 EUと東欧諸国間の貿易についても、比較的小国であるほど、金融政策の為替レート変動に対する影響を重視することを意味すると言えよう。

5 . PTMと金融政策の波及効果

本稿のモデルは、消費者の効用最大化というミクロ的基礎を持っているため、経済政策の効果を効用ベースで厳密に評価できる²⁹。本節は、これまでの分析を基に、金融政策が経済厚生に与える影響を検討することを通して、自国と外国のPTM企業の存在が、金融政策の国際的な波及経路に与える影響を明らかにする³⁰。

以下では、前節までの検討を基に、まず、消費、生産、経常収支といったモデルの内生変数が永続的なマネーサプライの変化によってどのように変化するか説明し、その関係がPTM企業の存在によりどのように影響を受けるか検討する³¹。さらに、経済厚生の観点から、PTM企業の存在と金融政策の国際的な波及効果の関係について考察する。

(1) PTMとモデルの内生変数（消費、生産、経常収支）との関係

イ．消費への影響

世界全体でのマクロ変数 X の変化を $\hat{X}^W = n\hat{X} + (1-n)\hat{X}^*$ と定義する。世界全体での消費の変化 \hat{C}^W は、消費のオイラー方程式((8) (11)式)、実質貨幣需要関数((9) (12)式)を対数線形化し、物価水準変化式(21) (22)式を代入することにより、以下の(31)式のように求められる。

$$\hat{C}_t^W = \hat{M}_t^W - n(1-n)(s-s^*)\hat{e}_t. \quad (31)$$

(31)式は、 n を一定として、自国のPTM企業比率 s が外国のPTM企業比率 s^* と比べてより高いほど、同一幅の自国のマネーサプライ増加による世界的な需要創出効果が低下することを意味している³²。これは、自国のPTM企業比率が高い場合には、自国通貨の減価にもかかわらず、外国の輸入物価はあまり低下しないため、自国の金融緩和効果が外国に漏出しにくくなるためである。

ここで、 $\hat{C}_t = \hat{C}_t^W + (1-n)(\hat{C}_t - \hat{C}_t^*)$ 、 $\hat{C}_t^* = \hat{C}_t^W - n(\hat{C}_t - \hat{C}_t^*)$ との関係を利用すると、

29 この点は、「新しい開放マクロ経済学」の特徴の1つである（大谷 [2001]）。

30 政府消費支出の影響については、補論3を参照されたい。

31 本稿のモデルにおける金融政策の波及経路は、為替レート・チャネル（競争力の変化と交易条件の変化）流動性効果による実質金利の変化（実質金利の変化は消費のオイラー方程式(8)式を通じて消費に影響を及ぼす）外国からのフィードバック・チャネルの3つがある。PTM企業比率の変化は、これまでみてきたように競争関係や交易条件に影響を与えるため、為替レート・チャネルを通じた効果を変化させる。さらに、脚注21から明らかなように、実質金利の変化もPTM企業比率に影響を受ける。こうした効果を反映して、外国からのフィードバック・チャネルも企業の価格設定行動によって大きく影響を受けることになる。したがって、金融政策のマクロ変数に及ぼす影響はPTM企業比率に大きく左右されることになる。

32 言い換えると、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、外国の金融緩和の世界的な需要創出効果が高くなる。この点を踏まえた日米金融政策の国際的波及効果の違いに関する数値例については、6節を参照されたい。

(25) (31)式、 $\hat{e}_t = \hat{e}_{t+1}$ より、自国の t 期における消費の変化率は、以下のように求められる。

$$\hat{C}_t = \hat{M}_t - (1-n)(1-s^*)\hat{e}_t. \quad (32)$$

(32)式に(29)式を代入することにより、自国の消費の変化を、自国と外国のマネーサプライ変化率によって示した(33)式を得る³³。

$$\hat{C}_t = \left[1 - \frac{(1-n)(1-s^*)[2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t + \frac{(1-n)(1-s^*)[2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \hat{M}_t^*. \quad (33)$$

(33)式からは、 $\theta > 1$ に注意すると、 \hat{M}_t 、 \hat{M}_t^* にかかる係数は両者とも正 ($s^*=1$ の場合には \hat{M}_t^* の係数は0) となるため、自国・外国のいずれの金融緩和によっても自国の消費は増加する ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t > 0$ 、 $\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t^* \geq 0$)³⁴。

以上検討してきた金融緩和の消費に及ぼす影響は、PTM企業比率の変化によって、どのように変化するのであろうか。この点については、(33)式より、次のような関係が明らかになる。

第1に、自国で金融緩和が行われる場合、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど自国の消費の伸びが低下する。なぜなら、自国のPTM企業比率が高い場合には、自国通貨安にもかかわらず、交易条件はそれほど悪化しない（逆に好転する場合もある）うえ、実質金利も大きく低下する。しかし、自国企業の外国通貨建て輸出価格は変化しづらくなり、外国財から自国財への需要シフトが生じづらくなる。さらに、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、外国の消費の伸びは低くなるため（(31)式参照）、自国の輸出および実質所得、ひいては消費の伸びも低くなる³⁵。

第2に、自国で金融緩和が行われる場合、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど自国の消費の伸びは高まる。なぜなら、外国のPTM企業比率が高ければ、自国の金融緩和によって自国通貨が減価しても、自国企業の価格競争力はそれほど高まらない。しかし、自国通貨安にもかかわらず、自国の輸入物価があまり上昇せず、交易条件はそれほど悪化しない³⁶。このため、自国の金融緩和が、直接、実質所得

33 同様に、外国の消費の変化率も自国と外国のマネーサプライの変化率を使って、以下のように表される。

$$\hat{C}_t^* = \frac{n(1-s)[2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \hat{M}_t + \left[1 - \frac{n(1-s)[2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t^*.$$

34 この理由を $s+s^* < 1$ の場合について説明する。まず、自国で金融緩和が行われる場合、自国通貨の減価によって交易条件が悪化する。しかし、自国の競争力向上による生産の増加（この点については後述）と家計の保有貨幣の増加によって実質所得が増加し、さらに自国の実質金利も低下することから、自国の消費が増加する。次に、外国で金融緩和が行われる場合には、自国通貨の増価によって交易条件が好転するほか、実質金利も低下し、自国の消費も増加する。

35 この結論は、(33)式から $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t) / ds < 0$ を得ることで証明できる。

36 外国企業が全てPTM企業なら、輸入物価は全く変化せず、交易条件は好転する場合さえある。

を増加させる。さらに、外国のPTM企業比率が高いとき、自国の実質金利も大きく低下する³⁷。この結果、外国のPTM企業比率が高いほど、自国の消費の伸びも高まることになる³⁸。

同様の議論を外国で金融緩和が行われる場合に適用すると、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど自国の消費の伸びが高まること、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の消費の伸びが低下することが示せる³⁹。

このように、自国のPTM企業比率と外国のPTM企業比率の上昇は自国の消費の伸びに対して正反対の影響を及ぼす⁴⁰。特に、全ての外国企業がPTM企業なら ($s^*=1$) (33)式は $\hat{C}_t = \hat{M}_t$ となり、自国の金融緩和は自国の消費に大きな影響を与えるものの、外国の金融緩和は自国の消費には全く影響を与えない。

より一般的な金融緩和と消費との関係、およびPTM企業比率の影響については図表4参照のこと。

図表4 金融政策が消費に与える影響に関するPTMの効果

	自国の金融緩和	外国の金融緩和
自国の消費 (C_t)	増加 ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t > 0$)	増加 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t^* \geq 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率鈍化	伸び率上昇
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇 ($s^*=1$ のとき $\hat{C}_t = \hat{M}_t$)	伸び率鈍化 ($s^*=1$ のとき $\hat{C}_t = 0$)
外国の消費 (C_t^*)	増加 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t^* / \partial \hat{M}_t^* \geq 0$)	増加 ($\partial \hat{C}_t^* / \partial \hat{M}_t^* > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率鈍化 ($s=1$ のとき $\hat{C}_t^* = 0$)	伸び率上昇 ($s=1$ のとき $\hat{C}_t^* = \hat{M}_t^*$)
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇	伸び率鈍化

ロ．生産への影響

次に、自国と外国の金融緩和が自国の生産に及ぼす影響を検討する。

本稿のモデルでは自国と外国にPTM企業とPCP企業が混在しているため、自国全体の生産水準 Y は $s(x+z) + (1-s)y$ 、外国全体の生産水準 Y^* は $s^*(x^*+z^*) + (1-s^*)y^*$ によって定義される。自国の消費変化率の導出と同様に、自国の生産変化率 \hat{Y}_t は $\hat{Y}_t^W + (1-n)(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^*)$ と一致する。

37 この点については、脚注21を参照されたい。

38 この結論は、(33)式から $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t) / ds^* > 0$ を得ることで証明できる。

39 これらの結論は、(33)式から $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t^*) / ds > 0$ 、 $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t^*) / ds^* < 0$ が成り立つことによる。

40 自国のPTM企業比率と外国のPTM企業比率のどちらが、自国の消費に対してより大きな影響をもたらすのであろうか。この点に関して、(33)式を用いて自国の金融緩和に伴う自国消費の変化 ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t$) を s と s^* に関して微分すると、 $|d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t) / ds| < |d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{M}_t) / ds^*|$ が得られる。つまり、外国のPTM企業比率の方が自国の消費の変化に大きな影響を与えることになる。例えば、自国と外国のPTM企業比率が0の場合よりも、自国と外国のPTM企業比率が両方とも1の場合の方が、外国のPTM企業比率が高いことが寄与し、自国の消費の伸びは高まる。

ここで、世界全体の生産変化率は世界全体の消費変化率((31)式)に等しくなり、
 本国と外国の生産変化率格差は、PTM企業とPCP企業の生産財の需給均衡式等から、
 以下のように求められる⁴¹。

$$\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^* = \theta[1 - (1-n)s - ns^*]\hat{e}_t.$$

この関係を用いると、本国の生産変化率は、本国と外国のマネーサプライ変化率を使
 って、以下の(34)式のように表すことができる⁴²。

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t = & \left[1 + (1-n) \frac{2\theta(\theta-1)[1-(1-n)s - ns^*] - [2\theta + \delta(\theta+1)]s}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t \\ & + (1-n) \frac{-2\theta(\theta-1)[1-(1-n)s - ns^*] + [2\theta + \delta(\theta+1)]s}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \hat{M}_t^*. \end{aligned} \quad (34)$$

(34)式からは、簡単な計算より \hat{M}_t にかかる係数は正となり($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t > 0$)、 \hat{M}_t^*
 にかかる係数は s と s^* の値に依存して正・負の両方の値をとることがわかる⁴³。した
 がって、本国の金融緩和は本国の生産を常に増加させ、外国の金融緩和は本国の生
 産を増加させる場合と減少させる場合がある⁴⁴。

こうした金融緩和が生産に与える影響も、本国と外国のPTM企業比率が高まると
 変化する。すなわち、本国と外国とにかかわらず、PTM企業比率が高ければ高
 いほど、本国の金融緩和による本国の生産の伸びは低下する一方、外国の金融緩和
 による本国の生産の伸びは高まる(または、減少テンポが鈍化する)⁴⁵。

41 本国と外国の生産の変化率格差は、(26)式で説明したように、為替レート変動に伴う本国財と外国財の
 代替効果を表す。

42 同様に、外国の生産の変化は本国と外国のマネーサプライ変化率を使って、以下のように表すことが
 できる。

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t^* = & n \frac{-2\theta(\theta-1)[1-(1-n)s - ns^*] + [2\theta + \delta(\theta+1)]s^*}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \hat{M}_t \\ & + \left[1 + n \frac{2\theta(\theta-1)[1-(1-n)s - ns^*] - [2\theta + \delta(\theta+1)]s^*}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t^*. \end{aligned}$$

43 \hat{M}_t^* にかかる係数が正になる条件は、

$$s > -\frac{2\theta(\theta-1)n}{2\theta(\theta-1)(1-n) + 2\theta + \delta(\theta+1)} s^* + \frac{2\theta(\theta-1)}{2\theta(\theta-1)(1-n) + 2\theta + \delta(\theta+1)},$$

である。この条件は、 s 、 s^* の両方とも十分大きいときのみ、外国の金融緩和が本国の生産を増加させ
 ることを意味している。

44 この理由としては、まず、本国で金融緩和が行われる場合、本国通貨安によって本国企業の競争力が高
 まるほか、本国と外国で消費が増加するため、本国の生産が増加することになる。また、外国で金融緩
 和が行われる場合には、本国通貨高によって本国企業の競争力が低下する一方で、世界で需要が拡大す
 るため、競争力の低下度合いと需要の増加度合いによって、本国の生産が増加するか、それとも減少す
 るのかが決まることになる。

45 これらの結論の導出には、(34)式から本国の金融緩和が本国の生産に与える影響とPTM企業比率との関
 係については、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t) / ds < 0$ 、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t) / ds^* < 0$ が成立すること、外国の金融緩和が本国の生産
 に与える影響とPTM企業比率との関係については、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t) / ds > 0$ 、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t) / ds^* > 0$ が成立す
 ることを用いている。

この結果は、自国、外国を問わず、PTM企業比率が高ければ高いほど、為替レート変動にもかかわらず、自国企業と外国企業の現地通貨建ての輸出価格が変化しないため、外国財と自国財の間の需要シフトが表れにくくなる(代替効果の低下)ためである。特に、自国と外国の企業が全てPTM企業の場合 ($s=s^*=1$) には、金融緩和による為替レート変動にもかかわらず、両国企業の輸出価格は全く変化しないため、世界での消費の拡大に合わせて、両国の生産は同じだけ拡大することになる⁴⁶。

以上みたような金融緩和と生産との関係、およびそれに対するPTM企業比率の影響に関する一般的な結果は、図表5にまとめてある。

図表5 金融政策が生産に与える影響に関するPTMの効果

	自国の金融緩和	外国の金融緩和
自国の生産 (Y_t)	増加 ($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t > 0$)	増加 or 減少 ($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{M}_t^* > 0$ or < 0)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率鈍化	伸び率上昇(または減少テンポの鈍化)
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率鈍化	伸び率上昇(または減少テンポの鈍化)
外国の生産 (Y_t^*)	増加 or 減少 ($\partial \hat{Y}_t^* / \partial \hat{M}_t^* > 0$ or < 0)	増加 ($\partial \hat{Y}_t^* / \partial \hat{M}_t > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇(または減少テンポの鈍化)	伸び率鈍化
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇(または減少テンポの鈍化)	伸び率鈍化

八．経常収支への影響

金融緩和後の t 期の自国と外国の経常収支は、 t 期に債券発行によって調達される資金総額である $d_{t+1}B_{t+1}$ に一致する⁴⁷。 $d_{t+1}B_{t+1}$ を線形近似することによって、均衡における経常収支の変化は $\beta \hat{B}_{t+1}$ となることがわかり⁴⁸、 $\beta \hat{B}_{t+1}$ は(26)式に(27)、(29)式を代入することにより、以下の(35)式を満たす。

$$\beta \hat{B}_{t+1} = \frac{(1-n)2\theta(\theta-1)[1-(1-n)s-ns^*]}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta-\delta(\theta^2-1)[(1-n)s+ns^*]} (\hat{M}_t - \hat{M}_t^*). \quad (35)$$

46 この関係については、(34)式と脚注42で示された外国の生産水準の変化を表す式に、 $s=s^*=1$ を代入すると、自国と外国の生産水準の変化が以下のように表されることからわかる。

$$\begin{aligned} \hat{Y}_t &= n\hat{M}_t + (1-n)\hat{M}_t^* = \hat{M}_t^W, \\ \hat{Y}_t^* &= n\hat{M}_t + (1-n)\hat{M}_t^* = \hat{M}_t^W. \end{aligned}$$

47 これは、 $t+1$ 期に満期となる割引債の総額 B_{t+1} の t 期における割引価値である。

48 この結論は、 $d_{t+1} = \beta(1 + \hat{d}_{t+1})$ 、 $B_{t+1} = \bar{P}_0 \bar{C}_0 (1 + \hat{B}_{t+1})$ が成立し、 $\hat{d}_{t+1} \hat{B}_{t+1}$ が近似的に0となることを利用することによって得られる。

(35)式の $\hat{M}_t - \hat{M}_t^*$ の係数は正となる。したがって、自国の金融緩和は自国の経常収支を黒字化する一方、外国の金融緩和は自国の経常収支を赤字化する⁴⁹。

以上みてきた自国と外国の金融緩和が経常収支に及ぼす影響は、自国と外国のPTM企業比率によってその効果に変化する。自国と外国とにかかわらず、PTM企業比率が高ければ高いほど、自国の金融緩和による自国の経常収支黒字幅は縮小する一方、外国の金融緩和による経常収支赤字幅も縮小する⁵⁰。以下では、自国が金融緩和を行う場合について、この結果の直感的意味を説明する。

まず、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、短期的には自国の金融緩和に伴う自国の生産の伸びと実質所得の伸びが低下する。このため、異時点間での消費平準化の観点から、将来の消費に振り向ける所得が減少し、経常黒字幅が縮小することになる。

次に、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の生産の伸びは低下するものの、自国通貨安にもかかわらず輸入物価が上昇しなくなることから、自国の短期的な実質所得の伸びが高まる。このため、自国では、その所得の増加分を将来の消費に振り向けようとする。しかし、外国の実質金利は自国ほど低下しないため、外国は自国から資金を借り入れ、消費を増やそうとはしなくなる。このため、外国のPTM企業比率が高まる場合にも、自国の経常黒字幅は縮小することになる。

以上でみたような自国の金融緩和による経常収支の黒字化は、長期的な消費増・生産減をもたらす⁵¹。しかし、自国と外国のPTM企業比率が高くなればなるほど、経常収支の黒字幅は縮小するため、この波及経路の有効性は低下する。こうした金融緩和と経常収支との関係、およびそれに対するPTM企業比率の影響についての

49 これは、自国で金融緩和が行われる場合には、短期的に自国の所得が増加するため、異時点間での消費スムージングの観点から、短期での所得増加ほど消費を増加させず、経常収支が黒字化することを反映している。言い換えると、外国で金融緩和が行われる場合には、自国で経常収支が赤字化する。

50 この結論は、(35)式において、 $d(\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t) / ds < 0$ 、 $d(\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t) / ds < 0$ 、および、 $d(\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t^*) / ds > 0$ 、 $d(\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t^*) / ds > 0$ との関係が成立することを用いている。

51 具体的には、長期での自国と外国の労働供給決定式である補論1 .の(A-5)と(A-6)式、および、長期における自国と外国の消費の変化率格差を表す(20)式を利用すると、自国と外国の長期における消費の変化率は、 B を使って、以下のように表すことができる。

$$\hat{C}_{t+1} = \frac{\theta+1}{2\theta} \frac{\delta}{1+\delta} \hat{B}_{t+1} ,$$

$$\hat{C}_{t+1}^* = -\frac{n}{1-n} \frac{\theta+1}{2\theta} \frac{\delta}{1+\delta} \hat{B}_{t+1} .$$

したがって、自国の金融緩和に伴う自国の経常収支黒字（外国の経常収支赤字）によって、自国では長期の消費は期初の定常状態に比べて増加する一方、外国では減少する。

生産の変化率については、補論1 .の(A-5)~(A-10)式から、次のように表すことができる。

$$\hat{Y}_{t+1} = -\frac{\delta}{2(1+\delta)} \hat{B}_{t+1} ,$$

$$\hat{Y}_{t+1}^* = \frac{n}{1-n} \frac{\delta}{2(1+\delta)} \hat{B}_{t+1} .$$

つまり、自国の金融緩和に伴う自国の経常収支黒字（外国の経常収支赤字）を受けて、長期での自国の生産は期初の定常状態に比べて減少する一方、外国の生産は増加することがわかる。

図表6 金融政策が経常収支に与える影響に関するPTMの効果

	自国の金融緩和	外国の金融緩和
自国の経常収支 ($d_{t+1} B_{t+1}$)	黒字 (均衡する場合も) ($\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t \geq 0$)	赤字 (均衡する場合も) ($\partial \beta \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{M}_t^* \leq 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	黒字幅縮小	赤字幅縮小
外国のPTM企業比率が高い場合	黒字幅縮小	赤字幅縮小

備考： $s = s^* = 1$ の場合は、金融緩和にもかかわらず、経常収支は常に均衡する。

一般的結果は図表6にとりまとめた。なお、 $s = s^* = 1$ の場合には、 $\beta \hat{B}_{t+1} = 0$ となり経常収支が常に均衡するため、金融緩和の長期的な影響は全くない⁵²。

(2) PTMと金融政策の国際的波及効果

イ．金融政策の経済厚生に与える影響

これまでの分析で、金融緩和の影響は短期だけでなく長期のマクロ変数にも及ぶことが示された。このため、金融政策の経済厚生への影響を考えるためには、長期と短期の効用水準の変化を考慮する必要がある。

以下の分析では、経済厚生の変化として、期初の定常状態からの短期の効用変化と、長期における期初の定常状態からの効用変化の現在割引価値、の合計を使用する。

経済厚生の算出方法は、Obstfeld and Rogoff [1995, 1996] に従い、効用関数(1)式で、貨幣保有から得られる効用は無視できるほど小さい ($\chi \rightarrow 0$) と仮定する。さらに、労働投入量と生産は等しく、1期後には新たな定常状態になることを利用すると、効用水準の変化を、短期と長期の消費・生産の変化によって、以下の(36)式のように表すことができる。

$$dU = \hat{C}_t - \frac{\theta-1}{\theta} \hat{Y}_t + \frac{1}{\delta} \left(\hat{C}_{t+1} - \frac{\theta-1}{\theta} \hat{Y}_{t+1} \right), \quad (36)$$

このうち、(36)式の右辺第1項と第2項の合計は短期 (t 期) の効用変化、第3項は $t+1$ 期以降各期に得られる効用変化の現在割引価値を表す。

(36)式に(33)(34)式を代入し、長期での消費と生産の変化は保有債券の変化によって表されること(脚注51参照)を利用すると、自国の経済厚生の変化を自国と外国のマナーサプライの変化を使って、以下の(37)式のように表すことができる。

52 換言すれば、全ての企業がPTMに基づいた価格設定を行っていない限り、長期での「貨幣の中立性」が成立しないと結論が得られる。

$$dU = \left[\frac{n}{\theta} + \frac{(1-n)}{\theta} \frac{\{(\theta-1)[ns + (1-n)s^*] + s^*\} [2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t$$

$$+ \left[\frac{1-n}{\theta} - \frac{(1-n)}{\theta} \frac{\{(\theta-1)[ns + (1-n)s^*] + s^*\} [2\theta + \delta(\theta+1)]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2-1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{M}_t^* \quad (37)$$

簡単な計算によって、(37)式で \hat{M}_t にかかる係数は常に正となる ($\partial dU / \partial \hat{M}_t > 0$) ことがわかる。また、 \hat{M}_t^* にかかる係数は、 s と s^* の値に応じて正・負の両方の値をとることもわかる。つまり、自国の金融緩和は自国の効用を高める一方、外国の金融緩和は、PTM企業比率によっては自国の効用を低下させる場合もあるとの結論が得られる⁵³。

さらに、自国と外国にかかわりなく、PTM企業比率が高ければ高いほど、同一幅の自国の金融緩和に伴う自国の効用変化幅が一層高まるほか、同一幅の外国の金融緩和によって自国の効用の改善度合いは鈍化する、ないし悪化の度合いが強まることもわかる。

以下では、PTM企業比率と金融緩和の効果の関係について検討しよう。

まず、自国で金融緩和が行われる場合は、他の条件を一定として、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、短期的な消費の伸びは低下し、経常収支黒字幅は縮小する（経常収支黒字幅の縮小は、長期での消費の伸び低下、生産の減少度合い鈍化、余暇の伸び低下をもたらす）。一方、短期的には生産の伸びが低下（余暇の減少度合いが鈍化）する。自国の効用水準に対して消費の伸び低下と経常収支黒字幅の縮小は負に、生産の伸び低下は正に働くが、正の効果が負の効果を上回るため、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の金融緩和によって効用水準は一層高まることになる。さらに、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の金融緩和による経常収支黒字幅が縮小するものの、短期的には消費の伸びが高まり、生産の伸びが低下する。このとき、経常収支黒字幅縮小による効用への負の効果を、短期的な消費の伸び拡大と生産の伸び低下といった効用への正の効果が上回るため、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の金融緩和によって、自国の効用水準は高まることになる。

次に、外国で金融緩和が行われる場合、他の条件を一定として、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、経常収支赤字幅が縮小し（この結果、長期では消費の減少テンポが鈍化し、生産の伸びが低下する、余暇の減少度合いが鈍化する）、短

53 自国で金融緩和が行われる場合、短期的には自国の生産と消費がともに増加する。しかし、経常収支黒字化に伴い、長期的には消費が増加し、生産が減少し余暇が増加することから、自国の経済厚生は高まる。外国で金融緩和が行われる場合、自国では、短期的には消費が増加し効用を高める。生産は増加する場合と減少する場合の両方がある。一方、経常収支赤字に伴う長期での消費の減少と生産の増加は効用を低下させる。したがって、外国の金融緩和による自国の効用の変化は、これらの正の効果と負の効果のどちらが大きいかによって決定される。

期的に消費の伸びが高まるといった効用への正の効果が拡大する。しかし、短期的な生産の伸び拡大（ないし減少度合いの鈍化）という効用への負の効果が上記の正の効果以上に強まるため、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、外国の金融緩和によって、自国の効用の改善度合いは鈍化する（ないし、悪化度合いが強まる）。さらに、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、外国の金融緩和に伴う経常収支赤字は縮小するものの、短期では消費の伸びが低下するほか、生産の伸びが高まる（ないし減少度合いが高まる）ことから、自国の効用の改善度合いは鈍化する（ないし悪化度合いが強まる）ことになる。

こうした金融緩和と効用との関係、およびそれに対するPTM企業比率の影響の一般的結果は、図表7に要約されている⁵⁴。

図表7 金融政策が経済厚生に与える影響に関するPTMの効果

	自国の金融緩和	外国の金融緩和
自国の経済厚生	改善 ($\partial dU / \partial \hat{M}_t > 0$)	改善 or 悪化 ($\partial dU / \partial \hat{M}_t^* > 0$ or < 0)
自国のPTM企業比率が高い場合	改善幅拡大	改善幅縮小（または悪化幅拡大）
外国のPTM企業比率が高い場合	改善幅拡大	改善幅縮小（または悪化幅拡大）
外国の経済厚生	改善 or 悪化 ($\partial dU^* / \partial \hat{M}_t > 0$ or < 0)	改善 ($\partial dU^* / \partial \hat{M}_t^* > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	改善幅縮小（または悪化幅拡大）	改善幅拡大
外国のPTM企業比率が高い場合	改善幅縮小（または悪化幅拡大）	改善幅拡大

ロ．PTMと自国・外国の金融政策の国際的な波及効果

これまでの検討を基に、自国と外国の効用ベースで測った自国と外国それぞれの金融政策の対外的な波及効果とPTMの関係について考察する。

まず、以下本稿で使用する「近隣窮乏化効果」という用語について定義する。一般的に近隣窮乏化効果とは、自国通貨の減価によって自国の生産が増加し、外国の生産が減少する状況と呼ぶことが多い。しかし、ある政策が近隣窮乏化効果を持つかどうかは、厳密には外国の経済厚生を低下させるかどうかによって測られるべきである。そのため、本稿では、ある政策が外国の経済厚生を低下させる効果を持つ場合、その政策は近隣窮乏化効果を持つと定義する。

こうした近隣窮乏化効果の定義に基づくと、(37)式より、自国と外国のPTM企業比率が以下の条件を満たす場合には、外国の金融政策は近隣窮乏化効果を持つことがわかる。

54 自国の金融緩和が自国の効用に与える影響とPTM企業比率との関係については、(37)式を用いると $d(\partial dU / \partial \hat{M}_t) / ds > 0$ 、 $d(\partial dU / \partial \hat{M}_t) / ds^* > 0$ を得ること、外国の金融緩和が自国の効用に与える影響とPTM企業比率との関係については、 $d(\partial dU / \partial \hat{M}_t^*) / ds < 0$ 、 $d(\partial dU / \partial \hat{M}_t^*) / ds^* < 0$ が成立することを用いている。

$$s > -\frac{\delta\theta(\theta+1)+2\theta[1+(\theta-1)(1-n)]}{\delta(\theta^2-1)+2\theta(\theta-1)n} s^* + \frac{\delta\theta(\theta+1)+2\theta}{\delta(\theta^2-1)+2\theta(\theta-1)n} \quad (38)$$

一方、(37)式と同様な自国・外国のマネーサプライの変化率と、外国の効用の変化率との関係式を用いると⁵⁵、自国と外国のPTM企業比率が次の条件を満たす場合に自国の金融政策が近隣窮乏化効果を持つ。

$$s > -\frac{\delta(\theta^2-1)+2\theta(\theta-1)(1-n)}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta[(\theta-1)n+1]} s^* + \frac{\delta\theta(\theta+1)+2\theta}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta[(\theta-1)n+1]} \quad (39)$$

(38)、(39)式から、自国と外国のPTM企業比率と、効用ベースでみた自国と外国の金融政策の対外的な波及効果を (s, s^*) 平面上で表したのが図表8である。

図表8では、()の領域に s と s^* があり、自国、外国とも比較的PTM企業比率が低い場合には、自国と外国の金融政策は国際的な正の波及効果を持つことが示されている。 s と s^* が()の領域にあり、自国、外国ともPTM企業比率が高い場合には、自国と外国の金融政策は近隣窮乏化効果を持つ。

しかし、 s と s^* が()の領域にある場合、すなわち、自国のPTM企業比率が高く、外国のPTM企業比率が低い場合は、自国の金融政策は近隣窮乏化効果を持つ一方で、外国の金融政策は自国に対して正の波及効果を持つ。

最後に、 s と s^* が()の領域にある場合、言い換えると自国のPTM企業比率が低く、外国のPTM企業比率が高い場合は、自国の金融政策は外国に対して正の波及効果を有する一方で、外国の金融政策は近隣窮乏化効果を持つ。このように、 s と s^* が()と()の領域にある場合には、自国と外国の金融政策の対外的波及効果が非対称的となる⁵⁶。

55 具体的には、外国の効用の変化は、

$$dU^* = \left[\frac{n}{\theta} - \frac{n}{\theta} \frac{\{(\theta-1)[ns+(1-n)s^*]+s\}[2\theta+\delta(\theta+1)]}{2\theta+\delta\theta(\theta+1)-\delta(\theta^2-1)[(1-n)s+ns^*]} \right] \hat{M}_t$$

$$+ \left[\frac{1-n}{\theta} + \frac{n}{\theta} \frac{\{(\theta-1)[ns+(1-n)s^*]+s\}[2\theta+\delta(\theta+1)]}{2\theta+\delta\theta(\theta+1)-\delta(\theta^2-1)[(1-n)s+ns^*]} \right] \hat{M}_t^*$$

と表すことができる。

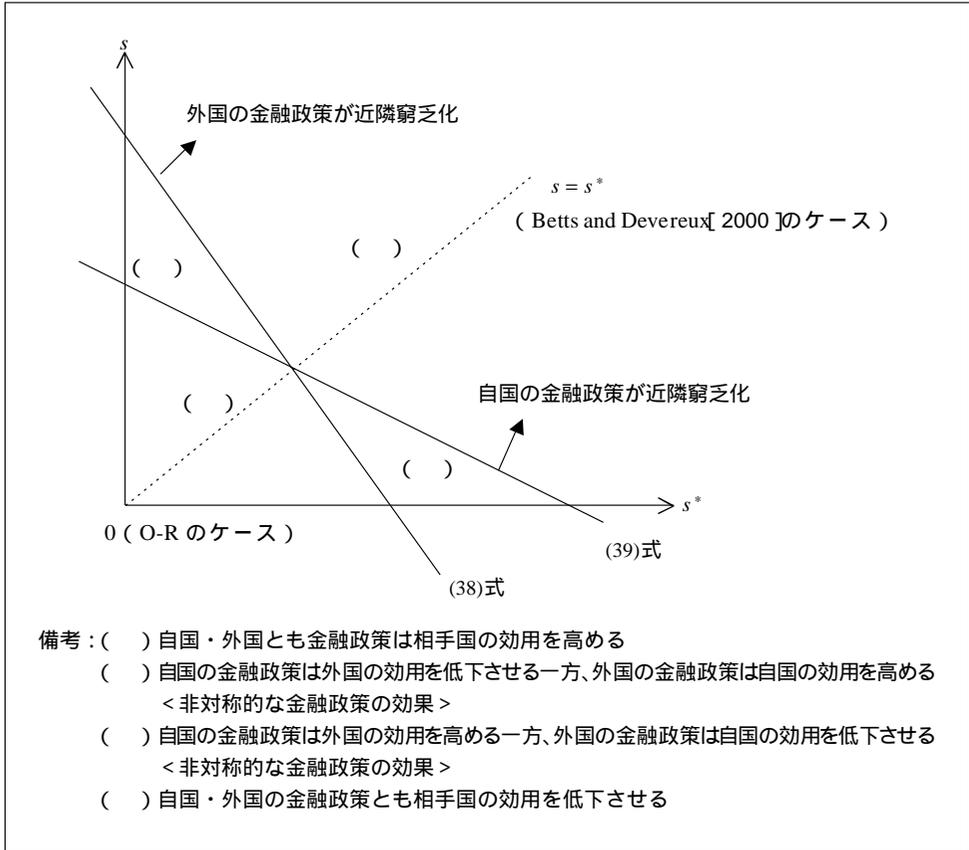
56 金融政策の対外的な波及効果が非対称になる領域の()と()が常に存在することは以下のようにして容易に確かめることができる。まず、(38)式の s^* 切片と(39)式の s 切片は、それぞれ、

$$s^* = \frac{\delta\theta(\theta+1)+2\theta}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta[(\theta-1)(1-n)+1]} ,$$

$$s = \frac{\delta\theta(\theta+1)+2\theta}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta[(\theta-1)n+1]} .$$

となり、 $\theta > 1$ を利用すると、これらの切片は、1より小さいことがわかる。さらに、(38)式、(39)式とも右下がりの直線であり、(38)式の傾きは(39)式の傾きよりも大きいため、()と()の領域が常に存在することになる。

図表8 PTMと自国・外国の金融政策の対外的波及効果



図表8は、Obstfeld and Rogoff [1995, 1996] が想定した $s = s^* = 0$ の場合、すなわち、原点を () の領域に含んでおり、金融政策が常に対外的な正の波及効果を持つとの Obstfeld and Rogoff [1995, 1996] の結果と整合的である。また、Betts and Devereux [2000] が想定した自国企業と外国企業が対称的な価格設定を行う場合は $s = s^*$ の45度線上に相当し、PTMに基づいた価格設定を行う企業が十分多い場合、すなわち () の領域では、金融政策が近隣窮乏化効果を持つとの Betts and Devereux [2000] 結論も包含している。本稿の結果は、 s と s^* が () と () の領域にある場合には、従来の研究結果が修正を求められることを示している。

本稿が発見した自国企業と外国企業の価格設定行動が異なる場合に、非対称的な金融政策の波及効果が生じる直感的な理由は、以下のとおりである。

まず、外国のPTM企業比率が低く、自国のPTM企業比率が比較的高い () の領域では、自国で金融緩和が行われると、外国では生産が増加するほか、経常収支は赤字となる。同様に、自国でも、外国の金融緩和によって生産が増加するほか、経常収支は赤字となる。これらの効果は、自国と外国の金融緩和が、相手国の効用を低下させる方向に作用する。しかしながら、これまでの考察から明らかのように、

自国のPTM企業比率が高ければ、自国の金融緩和に伴う外国の消費の伸びは低下する一方で、外国の金融緩和による自国の消費の伸びは逆に高まる。これは、自国の金融緩和が外国の効用に与える正の効果は、外国の金融緩和が自国の効用に与える正の効果よりも小さい、ということを示している。

これらの効果を合計すると、外国のPTM企業比率が低く、自国のPTM企業比率が比較的高い()の領域では、消費に与える非対称的な効果が寄与し、自国の金融緩和は近隣窮乏化効果を持つ一方、外国の金融緩和は自国の経済厚生を高めるといことになり、自国と外国の金融政策の対外的な波及効果が非対称になるとの結論が得られる。

もっとも、ここで注意しなければならないのは、自国のPTM企業比率がある程度の範囲内にある場合のみ、金融政策の非対称的な効果が表われる点である。なぜなら、外国のPTM企業比率が低い一方、自国のPTM企業比率が非常に高い場合は()の領域に該当し、自国の金融政策だけでなく、外国の金融政策も近隣窮乏化効果を持つからである。

()の領域における金融政策の波及効果の背景にも、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、外国の金融緩和によって自国の生産の伸びは高まるとの性質が影響する。すなわち、自国のPTM企業比率が非常に高く、自国と外国のPTM企業比率が()の領域にある場合には、外国の金融緩和による自国生産の増加という負の効果の強まりが、自国の消費の増加という正の効果を上回り、外国の金融緩和は自国の効用を低下させる。したがって、()の領域では、自国と外国の金融政策の両方とも、近隣窮乏化効果を持つことになる。

6 . わが国金融政策へのインプリケーション

Knetter [1993] 等の実証結果によれば、わが国企業は為替レート変動のうち約半分をマークアップ率の変動によって吸収する一方、米国企業はPCPに基づいた価格設定を行っている。こうした計測結果を基にすると、わが国と米国の金融政策の対外的な波及効果には、どのような関係があるのだろうか。また、対外的な観点からみて、金融政策をどのように運営すべきなのだろうか。

以下では、まず、モデルのパラメータを設定し、わが国と米国の金融政策が消費・生産・経常収支に与える影響を数値的に解析する。そのうえで、経済厚生観点から、日米の金融政策の国際的な波及効果を検討し、対外的な観点からみた金融政策運営のあり方について考える。

(1) パラメータの設定

まず、自国をわが国、外国を米国とし、先行研究を基に、 $s = 0.5$ 、 $s^* = 0$ と仮定する。さらに、2000年の日米の名目GDPより、自国(わが国)の規模(n)を0.3、実

質金利を4% (これは、年ベースで $\beta = 0.96$ に対応) と設定する。

もう1つの重要なパラメータは、代替の弾力性 (θ) であり、 θ の設定によってシミュレーション結果が大きく異なる⁵⁷。そこで、先行研究における代替の弾力性の設定をみると、まず、自国財と外国財の代替の弾力性として1~2の値を利用している例が多い⁵⁸。一方、Betts and Devereux [1999] は同一国財同士の代替の弾力性として、11程度とかなり大きな値を利用している。

本稿では、自国財、外国財を問わず、全ての財の間で代替の弾力性は一定と仮定しているため、実証的に計測されたマークアップ率から θ の範囲を決定する⁵⁹。例えば、Betts and Devereux [1996] は、Rotemberg and Woodford [1992] の米国のマークアップ率1.2という議論に基づいて、代替の弾力性を6と設定している。また、わが国の研究では、馬場 [1995] が、製造業について1.3前後との計測結果を示しており、この結果からは、代替の弾力性は4~5程度との結論が得られる。両者の結果を踏まえ、以下では代替の弾力性を4~6と設定する⁶⁰。

(2) 日米の金融政策の国際的波及効果と金融政策運営のあり方

イ．日米金融政策の国際的波及効果 消費・生産・経常収支への影響

以下では、上述のパラメータ値を基に、まず、日米金融政策の国際的波及効果について、マクロ変数への影響に関する数値解析を行う。なお、波及効果の評価基準として、Obstfeld and Rogoff [1995, 1996] が想定している全ての企業がPCPによる価格設定を行っている場合をベンチマークに利用する。

その後で、日米の金融緩和のマクロ変数への影響に関する理解を深めるために、数値解析結果に基づいて、マクロ変数がたどる動学的経路を示すことにする。

図表9では、日米の金融緩和が消費に与える影響を比較検討した。わが国の金融緩和は、日米企業の全てがPCPに基づいた価格設定を行っているベンチマーク・ケースに比べると、米国への波及効果が約半分に低下することから、世界的な需要創出効果も約3分の2にとどまる。一方、米国の金融緩和は、わが国のPTM企業比率が高いため、日米の消費の伸び率を高める方向に作用するなど、むしろ、世界的な需要創出効果は増幅される。

57 一定のPTM企業比率と国の経済規模のもとで、代替の弾力性の大きさを変化させると、図表8における(38)(39)式の位置と傾きが変化する。例えば、代替の弾力性が1に近い場合、(38)(39)式は原点から遠い位置にあり、()の領域が非常に大きく、わが国と米国の金融政策は相手国の効用を高める可能性が高い。代替の弾力性が大きくなるにつれ、(38)(39)式は原点に接近し、金融政策が近隣窮乏化効果を持つ領域が広がっていくことになる。本稿は $s^* = 0$ の場合を検討しているので、図表8における縦軸と(38)(39)式の交点の位置関係が近隣窮乏化効果の有無に関係する。

58 Chari, Kehoe, and MacGrattan [1998] は、「ほとんどの信頼できる研究では、米国について、(自国財と外国財の)代替の弾力性は1~2の間にあることが示されている」と指摘している。

59 (15)(16)式で説明したように、マークアップ率は、代替の弾力性 θ を用いて $\theta/(\theta-1)$ と表せる。

60 したがって、本稿で使用される代替の弾力性のパラメータ値は、先行研究におけるパラメータ値(1と11)の間の値になっている。

図表9 日米の金融緩和が消費に与える影響
マネーサプライが1%増加した場合の効果

(定常状態からの変化率%)

代替の弾力性	= 4	= 5	= 6
日本の金融緩和効果			
日本への影響	0.332 (0.348)	0.340 (0.360)	0.348 (0.372)
米国への影響	0.143 (0.280)	0.141 (0.274)	0.140 (0.269)
世界計	0.200 (0.300)	0.201 (0.300)	0.202 (0.300)
米国の金融緩和効果			
日本への影響	0.668 (0.652)	0.660 (0.640)	0.652 (0.628)
米国への影響	0.857 (0.720)	0.859 (0.726)	0.860 (0.731)
世界計	0.800 (0.700)	0.799 (0.700)	0.798 (0.700)

備考：括弧内は、ベンチマークとしてわが国企業と米国企業が全てPCP企業のとときの波及効果を表す。

図表10 日米の金融緩和が生産に与える影響
マネーサプライが1%増加した場合の効果

(定常状態からの変化率%)

代替の弾力性	= 4	= 5	= 6
日本の金融緩和効果			
日本への影響	1.937 (2.909)	2.345 (3.500)	2.744 (4.070)
米国への影響	0.545 (0.818)	0.718 (1.071)	0.887 (1.316)
世界計	0.200 (0.300)	0.201 (0.300)	0.202 (0.300)
米国の金融緩和効果			
日本への影響	0.937 (1.909)	1.345 (2.500)	1.744 (3.070)
米国への影響	1.545 (1.818)	1.718 (2.071)	1.887 (2.316)
世界計	0.800 (0.700)	0.799 (0.700)	0.798 (0.700)

備考：括弧内は、ベンチマークとしてわが国企業と米国企業が全てPCP企業のとときの波及効果を表す。

図表10で日米の金融緩和が生産に与える影響をみると、日米の金融緩和とも緩和を行った国の生産を高める一方、相手国の生産を減少させる。それぞれの正の効果と負の効果は、わが国のPTM企業比率が高いためベンチマーク・ケースと比較して大きく低下する。

さらに、図表11で日米の金融緩和の経常収支に与える影響を比較すると、どちらも緩和を行った国の1人当たり経常収支を黒字化（もう一方の国の1人当たり経常収支を赤字化）するものの、わが国のPTM企業比率が高いため、ベンチマーク・ケースと比較して緩和を行った国の黒字幅（もう一方の国にとっては赤字幅）は縮小することになる。

図表11 日米の金融緩和が経常収支に与える影響
マネーサプライが1%増加した場合の効果

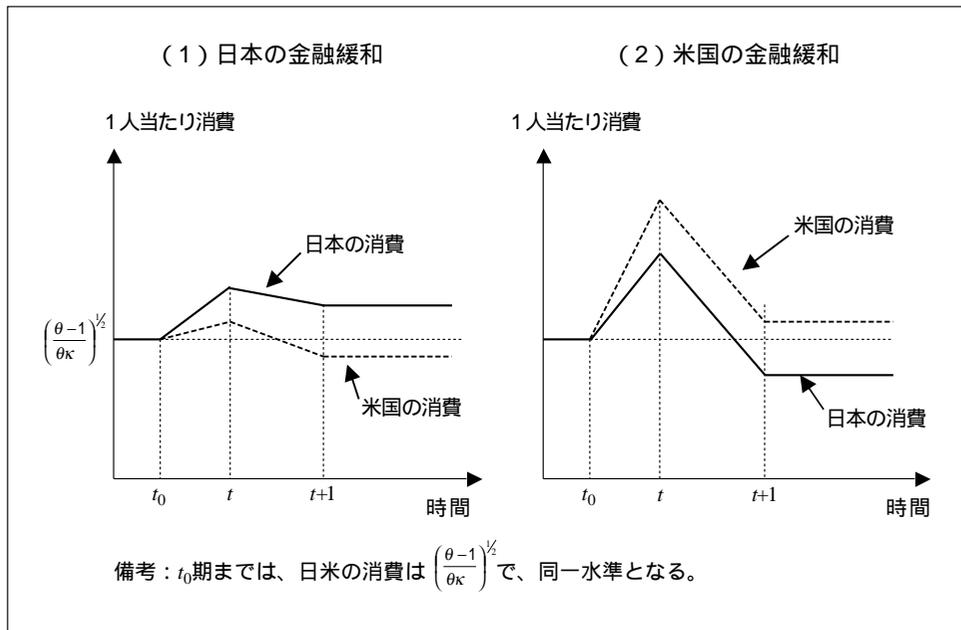
(定常状態からの変化率%)

代替の弾力性	= 4	= 5	= 6
日本の金融緩和効果			
日本への影響	1.271 (1.909)	1.675 (2.500)	2.070 (3.070)
米国への影響	0.545 (0.818)	0.718 (1.071)	0.887 (1.316)
米国の金融緩和効果			
日本への影響	1.271 (1.909)	1.675 (2.500)	2.070 (3.070)
米国への影響	0.545 (0.818)	0.718 (1.071)	0.887 (1.316)

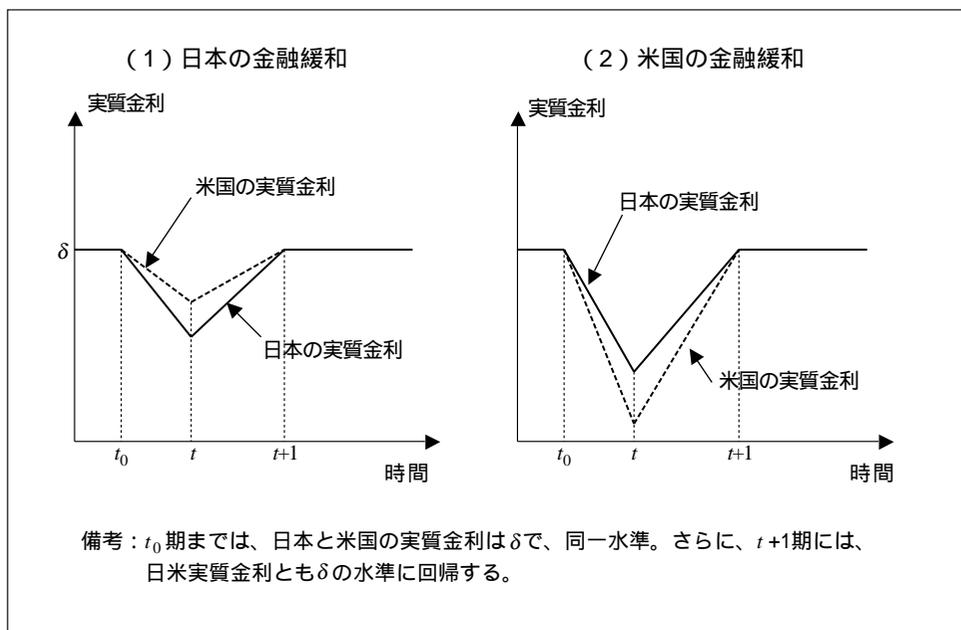
備考：括弧内は、ベンチマークとしてわが国企業と米国企業が全てPCP企業のとときの波及効果を表す。

以上の数値解析の結果を基に、日米の金融緩和に伴う日米のマクロ変数の経路をみると、まず、わが国で金融緩和が行われた場合、日米の消費は図表12(1)のような経路をたどる。日米とも t 期の消費は期初の定常状態の水準に比べて増加するが、わが国の増加幅の方が大きい。 $t+1$ 期以降は、わが国の消費は経常収支の黒字化を受けて、期初の状態よりも増加するものの、その増加幅は t 期よりも縮小するため、 t 期に比べると減少することになる。一方、米国の消費は経常収支の赤字化を受けて、期初の水準よりも減少する。さらに、米国で金融緩和が行われた場合には（図表12(2)）わが国の金融緩和のケースとは正反対となり、わが国の消費は t 期には増加するものの、 $t+1$ 期は期初の定常状態よりも減少する。米国の消費は t 期には増加し、 $t+1$ 期には期初の状態よりも増加するものの、その増加幅は t 期よりも縮小する。この間、図表13に示したように、実質金利は t 期に日米両国とも低下し、その低下幅は金融緩和が行われる国の方が大きい。そして、 $t+1$ 期以降は日米両国とも元の実質金利水準に回帰する。

図表12 日米の金融緩和に伴う日米の1人当たり消費の推移



図表13 日米の金融緩和に伴う日米の実質金利の推移



次に、日米の金融緩和に伴う日米の生産の動学的経路については(図表14)、まず、わが国で金融緩和が行われる場合には、 t 期にわが国の生産が増加する一方、米国の生産は低下する。 $t+1$ 期以降は、わが国の生産は経常収支黒字を受けて期初の水準よりも低下し、逆に米国は増加に転じる。米国で金融緩和が行われる場合には、わが国の金融緩和のケースと正反対となり、 t 期には、わが国の生産が減少し、米国の生産が増加するものの、 $t+1$ 期以降には、わが国の生産は期初の水準よりも増加し、米国は期初の水準よりも減少する。

最後に、経常収支については(図表15)、日米の金融緩和とも、 t 期には自国の経常収支を黒字化する一方、相手国の経常収支を赤字化させる。しかし、 $t+1$ 期以降は、再び両国で経常収支が均衡する。

ロ．日米金融政策の国際的波及効果 経済厚生への影響

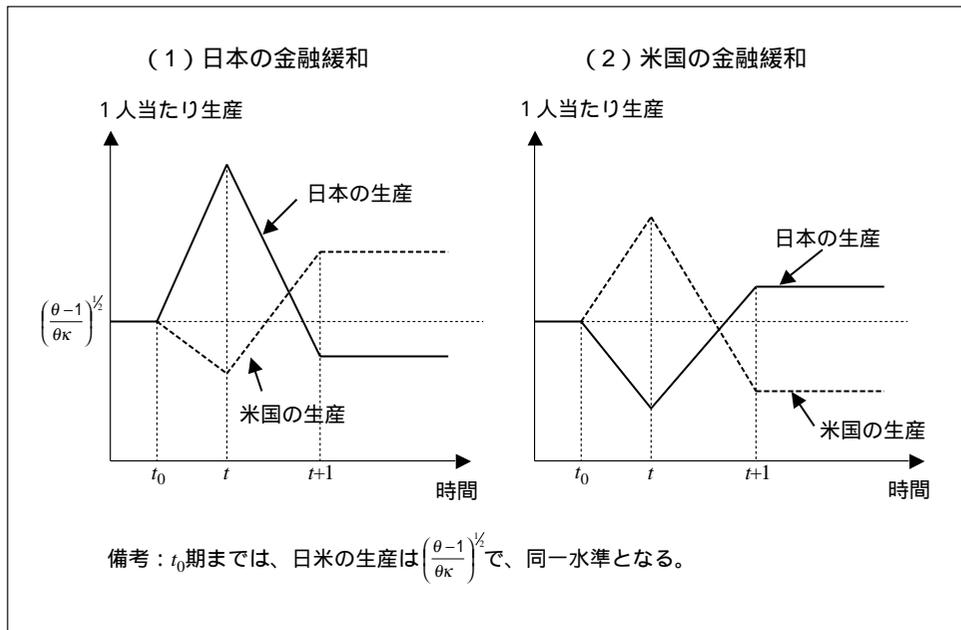
イ．で検討した日米金融政策の日米の生産、消費、経常収支に与える影響に関する数値解析の結果を基に、日米金融政策の効用ベースで計測した波及効果を見ると(図表16)、ベンチマーク・ケースと比較すれば、日米の金融政策とも自国の効用水準を高める方向に作用する一方、相手国の効用水準の改善幅は縮小、ないし悪化する。この結果からは、米国の金融緩和はわが国の経済厚生を高めるものの、わが国の金融緩和が米国に与える影響は、ほとんど無視できる水準のものであることがわかる。なお、特に、正・負の符号に注意すれば、代替の弾力性(θ)が5と6の場合には、米国の経済厚生をわずかながらも悪化させることがわかる⁶¹。わが国の金融緩和が米国の経済厚生を悪化させる点について、図表8を用いて説明すると以下のとおりである。

わが国のPTM企業比率を0.5、米国のPTM企業比率を0とした場合、図表8の縦軸上で $s=0.5$ となる点と、(39)式の s 切片、(38)式の s 切片との相対的な大きさの関係によって、() () ()のいずれの領域にシミュレーションの結果が含まれるかがわかり、両国金融政策の近隣窮乏化効果の有無が判定できる。

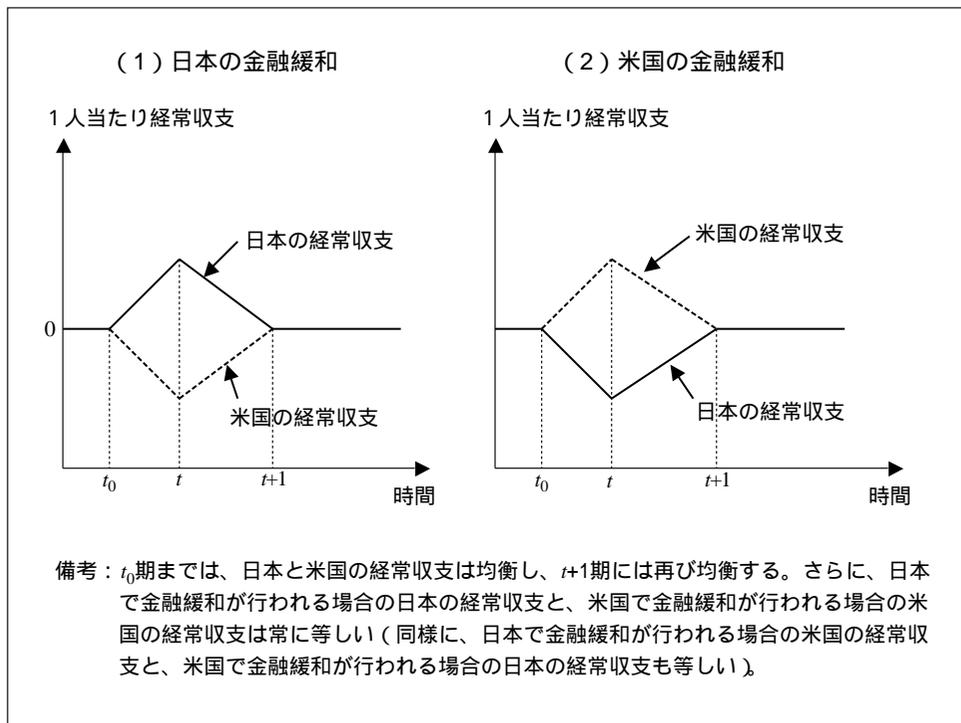
まず、領域() ()の境界である(39)式の s 切片の値は、実質金利が4%のとき、代替の弾力性が4.72以上だと0.5以下になり、わが国の金融政策が近隣窮乏化効果を持つ。このようにして、図表16で代替の弾力性が4の場合と、5以上の場合では近隣窮乏化効果の有無についての結論が異なることを確認できる。

61 このシミュレーションは、日米の経常収支が均衡している定常状態のもとで行われた予期せぬ金融緩和によって生じる経済厚生の変化を計測している。より現実的に、日米間に多額の経常収支不均衡が累積している状況をシミュレーションのベンチマークとした場合には、わが国の金融緩和によって、累積経常収支不均衡がどの程度悪化するのか、さらに、実質金利がどの程度低下するのかによって、わが国の利子収入が、上記シミュレーションの想定よりも増加する場合と減少する場合が考えられる。利子収入が増加する場合には、わが国の金融緩和はわが国の経済厚生を図表16の結果よりも高める一方、米国の経済厚生を悪化させるとの結果が得られる。逆に、わが国利子収入が減少する場合には、わが国の経済厚生はそれほど改善しない一方で、米国の経済厚生は改善すると結論が得られると考えられる。

図表14 日米の金融緩和に伴う日米の1人当たり生産の推移



図表15 日米の金融緩和に伴う日米の1人当たり経常収支の推移



図表16 日米の金融緩和が経済厚生に与える影響

マネーサプライが1%増加した場合の効果

(定常状態からの変化率%)

代替の弾力性	= 4	= 5	= 6
日本の金融緩和効果			
日本への影響	0.150 (0.075)	0.139 (0.060)	0.131 (0.050)
米国への影響	0.007 (0.075)	0.002 (0.060)	0.008 (0.050)
米国の金融緩和効果			
日本への影響	0.100 (0.175)	0.061 (0.140)	0.035 (0.117)
米国への影響	0.243 (0.175)	0.202 (0.140)	0.175 (0.117)

備考：括弧内は、ベンチマークとしてわが国企業と米国企業が全てPCP企業のとときの波及効果を表す。

次に、領域() ()の境界である(38)式の s 切片の値は、実質金利が4%のとき、代替の弾力性が8.37以上だと0.5以下になり、日米の金融政策がともに近隣窮乏化効果を持つ。したがって、Betts and Devereux [1999]のように代替の弾力性を11と仮定すれば、たとえ s と s^* に非対称性を導入したとしても、日米の金融政策がともに近隣窮乏化効果を持つとの結論が得られる。

二．金融政策運営へのインプリケーション

これらのシミュレーション結果を基にすると、国際的な観点からみて、金融政策をどのように運営すべきなのであろうか。

まず、第1に、代替の弾性値(θ)が4から6程度であることを前提とすると、日米の金融政策が同時に近隣窮乏化効果を持つことはない⁶²。いま θ が5~6程度と大き

62 最近のわが国の経済政策を巡って、円の切下げが長期的にはわが国の景気回復による所得効果が大きいかもしれない一方、短期的には為替レート変動に伴う価格効果が大きく、外国への失業の輸出といった負の効果を持つ可能性も否定できないといった議論が聞かれている。しかし、こうした文脈での負の効果は、短期で、かつ生産という項目にのみ焦点を当てたものであり、こうした観点からみれば、本稿の数値例も、常識的なパラメータのもとで短期的にはわが国の金融緩和による円安化がわが国の生産増・米国の生産減という効果を持つことを示している(前掲図表14参照、ただし、(34)式が示すように理論的にはこの結果は不定)。

確かに、経済主体の効用関数が実際には目に見えない以上、こうした生産などのマクロ変数の増減という基準で判断することはある種の合理性があると考えられる。しかし、本稿で明らかにしているように、経済主体の動的最適化行動を前提にすれば、短期的な生産の変化は、経常収支の不均衡を生み出し、その後の消費・生産の変化も生み出すことから、負の効果の有無は、現在から将来にかけての経済主体の生産・消費の変化を総合的に判断する必要があると考えられる。また、その際には、ある程度一般的に受け入れられている効用関数を基に計測される経済厚生の変化を判断基準として用いるべきであろう。

ちなみに、本稿のモデルの代表的個人は合理的に余暇と労働の配分を決定しており、余暇の増加は効用を高める。その意味で、失業の輸出という概念をこのモデルで分析することはできない。

く、図表16が示すようにわが国の金融緩和が円安を通じて、米国にごくわずかな負の効果を及ぼしたとしよう。これを受けて米国が金融緩和を行い、ドル安となっても、図表16によればこうした政策変更がわが国に負の効果を及ぼすことはない。したがって、わが国がドル安を契機にさらに金融緩和を行うといった、連鎖的な金融緩和を通じた自国通貨の減価競争は、本稿のモデルの分析手法である定常状態間の線形近似が妥当である範囲の金融緩和幅に関しては起こり得ない。

第2に、わが国の比較的高いPTM企業比率を前提にすると、わが国の金融政策が米国の需要創出に与える効果は非常に小さいほか、効用ベースで考えても、米国への影響はほぼゼロ近傍にとどまるなど、わが国金融政策の国際的波及効果は極めて小さい。例えば、図表9をみると、わが国の金融政策が世界全体の消費に与える影響は、日米企業の全てがPCPに基づいて価格設定を行っている場合には、米国に比べて7分の3の効果（これは日米の規模の比率と同じ）を持つが、わが国企業の半分がPTM企業であれば、4分の1の効果しか持たなくなる。したがって、わが国では、金融政策運営に当たって、こうしたわが国金融政策の国際的波及効果の弱さを念頭に置く必要がある。

第3に、PTM企業比率が相対的に低い米国金融政策の国際的な波及効果はわが国金融政策よりも大きい。したがって、他の条件を一定とすれば、わが国よりも国際的な視野を持った金融政策運営が望まれることになる。

7．結びに代えて

本稿では、オプストフェルドとロゴフによって提唱された「新しい開放マクロ経済学」の枠組みに、自国と外国の非対称的な価格設定行動を導入することによって、金融政策の国際的な波及効果が受ける影響を検討した。

モデル分析からは、自国企業と外国企業の価格設定行動が異なる場合には、自国と外国の金融政策の国内経済、および世界経済への波及効果が大きく異なることが示され、金融政策の国際的な波及効果を考えるうえでは、企業の価格設定行動と国の経済規模を考慮することが極めて重要であることが明らかにされた。

さらに、実際の日米企業のPTM企業比率と日米の経済規模を念頭に置いてシミュレーションを行ったところ、わが国のPTM企業比率が米国よりもかなり大きいため、わが国の金融政策の国際的波及効果が極めて小さいことも、あわせて示された。

本稿の分析の枠組みは、日米間の金融政策だけでなく、例えば、わが国とアジア諸国との間の金融政策の波及効果に関する分析にも応用可能である。以下では、アジア諸国が何らかの理由で貿易決済通貨を円に切り替える、という意味での「円の国際化」の影響について、本稿の分析の枠組みを用いて検討し、結びに代えることにしたい。

言うまでもなく、「円の国際化」が進むかどうかは、企業や投資家が最適な通貨選択の結果、金融・貿易取引で、ドルではなく円を選択するかどうかにかかってい

る。ここで、1980年代以降継続的にとられてきたわが国金融市場の自由化措置が奏効し、また、わが国とアジア諸国との経済的な結びつきが一層強まることによって、アジア企業が最適な通貨選択を行った結果、わが国とアジア諸国との貿易で、決済通貨をドルから円に切り替える動きが広範化したとしよう。

このとき、企業にとっては、最適な選択の結果、円へのシフトが行われるため、為替リスクや取引費用の削減といったメリットがもたらされるであろう。しかし、本稿の分析からは、「円の国際化」はメリットだけでなく、わが国の政策当局に対して新たな課題をもたらすことを意味する。つまり、わが国とアジア諸国間の貿易で、わが国企業がPCP、アジア企業がPTMによる価格設定を行う場合には、日米のシミュレーション結果から明らかなように、わが国の金融政策はアジア諸国に大きな影響を及ぼす。このため、わが国にはアジア諸国への影響を念頭に置いた政策運営スタンスが求められるかもしれない。

「円の国際化」を推進するためには、こうした観点からの研究も今後必要になってくるのではないだろうか。

補論1．長期における為替レート変動とマクロ変数との関係について

補論1.では、長期における均衡条件と、(19)(20)式の導出方法を説明する。
 まず、 $t+1$ 期における均衡条件は以下の11本の関係式によって表すことができる。

(消費に関するオイラー方程式)

$$C_{t+2} = \beta(1+r_{t+2})C_{t+1}, \quad (\text{A-1})$$

$$C_{t+2}^* = \beta(1+r_{t+2}^*)C_{t+1}^*, \quad (\text{A-2})$$

(実質貨幣需要関数)

$$\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}} = \chi C_{t+1} \left(\frac{1+i_{t+2}}{i_{t+2}} \right), \quad (\text{A-3})$$

$$\frac{M_{t+1}^*}{P_{t+1}^*} = \chi C_{t+1}^* \left(\frac{1+i_{t+2}^*}{i_{t+2}^*} \right), \quad (\text{A-4})$$

(労働供給式)

$$-\kappa l_{t+1} + \frac{w_{t+1}}{P_{t+1} C_{t+1}} = 0, \quad (\text{A-5})$$

$$-\kappa l_{t+1}^* + \frac{w_{t+1}^*}{P_{t+1}^* C_{t+1}^*} = 0, \quad (\text{A-6})$$

(経常収支決定式)

$$d_{t+2} B_{t+2} = B_{t+1} + p_{t+1} y_{t+1} - P_{t+1} C_{t+1}, \quad (\text{A-7})$$

$$\frac{d_{t+2} B_{t+2}^*}{e_{t+1}} = \frac{B_{t+1}^*}{e_{t+1}} + q_{t+1}^* y_{t+1}^* - P_{t+1}^* C_{t+1}^*, \quad (\text{A-8})$$

(財の需給均衡式)

$$y_{t+1} = x_{t+1} + z_{t+1} = \left(\frac{P_{t+1}}{P_{t+1}} \right)^{-\theta} [n C_{t+1} + (1-n) C_{t+1}^*], \quad (\text{A-9})$$

$$y_{t+1}^* = x_{t+1}^* + z_{t+1}^* = \left(\frac{e_{t+1} q_{t+1}^*}{P_{t+1}} \right)^{-\theta} [n C_{t+1} + (1-n) C_{t+1}^*], \quad (\text{A-10})$$

(PPP)

$$P_{t+1} = e_{t+1} P_{t+1}^*. \quad (\text{A-11})$$

(A-1)~(A-6)式は、家計の1階の条件((8)~(13)式)より直接得られる。

(A-7) (A-8)式は、債券保有高は、前期の債券保有高、および、生産から得られる収入と、自国の消費支出の差によって決定されることを示している。

また、(A-9) (A-10)式は、 j 財に関する需要の(14)式に関して、全ての経済主体の合計をとることによって得られる。なお、 $t+1$ 期には、価格が完全に伸縮的であるため、PTM企業とPCP企業の設定する価格は同じになることから、PTM企業とPCP企業の生産する財の均衡式は同一になるほか、常にPPPが成立し、内外実質金利は均等化する。

次に、(19)式と(20)式の導出方法についてみると、(19)式は、(A-1)式と(A-2)式を対数線形化し、 $t+1$ 期以降はPPPが成立することを利用することによって求められる。さらに、(20)式は、(A-3)~(A-10)式を対数線形化し、 B_{t+1} が B_{t+2} に等しくなることを利用して、 y_{t+1} 、 y_{t+1}^* 、 e_{t+1} を消去することにより得られる。

補論2．短期における均衡条件

短期における均衡では、以下13本の関係式が成立する。

(消費に関するオイラー方程式)

$$C_{t+1} = \beta(1+r_{t+1})C_t, \quad (\text{A-12})$$

$$C_{t+1}^* = \beta(1+r_{t+1}^*)C_t^*, \quad (\text{A-13})$$

(実質貨幣需要関数)

$$\frac{M_t}{P_t} = \chi C_t \left(\frac{1+i_{t+1}}{i_{t+1}} \right), \quad (\text{A-14})$$

$$\frac{M_t^*}{P_t^*} = \chi C_t^* \left(\frac{1+i_{t+1}^*}{i_{t+1}^*} \right), \quad (\text{A-15})$$

(経常収支決定式)

$$d_{t+1}B_{t+1} = B_t + (1-s)p_t y_t + s(p_t x_t + e_t q_t z_t) - P_t C_t, \quad (\text{A-16})$$

$$\frac{d_{t+1}B_{t+1}^*}{e_t} = \frac{B_t^*}{e_t} + (1-s)q_t^* y_t^* + s\left(\frac{P_t^*}{e_t} x_t^* + q_t^* z_t^*\right) - P_t^* C_t^*, \quad (\text{A-17})$$

(PCP企業財の需給均衡式)

$$y_t = \left(\frac{P_t}{P_t} \right)^{-\theta} n C_t + \left(\frac{P_t}{e_t P_t^*} \right)^{-\theta} (1-n) C_t^*, \quad (\text{A-18})$$

$$y_t^* = \left(\frac{e_t q_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} n C_t + \left(\frac{q_t^*}{P_t^*} \right)^{-\theta} (1-n) C_t^*, \quad (\text{A-19})$$

(PTM企業財の需給均衡式)

$$x_t = \left(\frac{P_t}{P_t} \right)^{-\theta} n C_t, \quad (\text{A-20})$$

$$x_t^* = \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} n C_t, \quad (\text{A-21})$$

$$z_t = \left(\frac{q_t}{P_t^*} \right)^{-\theta} (1-n) C_t^*, \quad (\text{A-22})$$

$$z_t^* = \left(\frac{q_t^*}{P_t^*} \right)^{-\theta} (1-n)C_t^* \quad (\text{A-23})$$

(アンカバーの金利裁定式)

$$(1+i_{t+1}) = \frac{e_{t+1}}{e_t} (1+i_{t+1}^*) \quad (\text{A-24})$$

これら13本の関係式に対して、12の未知変数 (C_t 、 C_t^* 、 i_{t+1} 、 i_{t+1}^* 、 e_t 、 x_t 、 x_t^* 、 z_t 、 z_t^* 、 y_t 、 y_t^* 、 B_{t+1})があり⁶³、ワルラスの法則より、関係式のうち1つは独立ではないため、方程式の数と未知の変数の数が一致し、これらの関係式が t 期における均衡を表していることがわかる。

なお、補論1.で示した長期の均衡条件との違いは以下のとおりである。短期の均衡では価格は硬直的と仮定されているため、PTM企業とPCP企業の財の均衡式が異なる。このため、(A-9) (A-10)式が(A-18)~(A-23)式に変更される。さらに、短期では労働供給式も成立しない。

国際資本市場での債券取引により、(A-24)式は依然として成立するが、PTM企業の存在によってPPPは成立せず、(A-11)式は均衡条件から除外される。さらに、両国の物価水準は対称的に変化しないため、内外実質金利も均等化しない。

63 C_{t+1} 、 C_{t+1}^* 、 e_{t+1} 、 B_t 、 r_t を所与とする。

補論3．政府消費支出の効果

O-Rモデルを出発点とする「新しい開放マクロ経済学」では、資本ストックの存在は捨象されている⁶⁴。本稿のモデルもO-Rモデルを直接拡張したものであるため、資本ストックは存在しない。したがって、財政政策を検討する場合には、政府投資支出は分析できず、政府消費支出のみが検討対象となる。こうした限界はあるものの、政府消費支出の分析は、「価格が硬直的な世界において、財政政策が実体経済に影響を及ぼすメカニズムを理解するうえで有益」(Obstfeld and Rogoff [1996]) と考えられる。

そこで、補論3 .では、Obstfeld and Rogoff [1996] の分析方法にのっとり、本論では検討されなかった政府消費支出の効果について考察する。ここで、自国と外国のマナーサプライは一定と仮定する。以下では一時的な政府消費支出の増加の影響について検討していく。政府支出増加は一時的であるから、 $\hat{G}_{t+1} = \hat{G}_{t+1}^* = 0$ が成り立つ。したがって、補論1 .の長期均衡を表す関係式はそのまま成立する。

なお、以下で検討される政府消費支出は、代表的個人の効用には何の影響も与えない、という意味では単なる浪費である。むしろ、税金の増加による所得の減少を通じて代表的個人の効用を低下させる効果を持つ、という性質には留意する必要がある。

イ．為替レート変動への影響

自国と外国の政府は、代表的個人への一括人頭税で調達した資金を用いて、自国と外国で生産されている財を消費する。政府消費支出も(2)式と同じCES型関数で表されると仮定すると、政府の個別財 j への需要は、(14)式と同じく、以下の(A-25)式のように表すことができる。

$$g(j) = \left[\frac{v(j)}{P} \right]^{-\theta} G. \quad (\text{A-25})$$

政府消費支出の導入によって、補論2 .で示された短期の均衡を表す関係式のうち、財の需給均衡式と経常収支決定式が影響を受ける。

例えば、短期における自国のPCP企業財の需給均衡式である(A-18)式は、以下の(A-26)式のように自国と外国政府の消費を含むよう変更される。

$$y_t = \left(\frac{P_t}{P_t} \right)^{-\theta} n(C_t + G_t) + \left(\frac{P_t}{e_t P_t^*} \right)^{-\theta} (1-n)(C_t^* + G_t^*). \quad (\text{A-26})$$

64 資本ストックを明示的にとり入れた分析としては、Chari, Kehoe, and MacGrattan [1998] がある。彼らは、企業がPTMに基づいて輸出価格を設定している場合には、自国の金融緩和が自国の実質金利を低下させることを通じて、投資の増加をもたらすという金融政策の波及効果を示している。しかし、こうした分析は一部にとどまっており、「資本ストックをとり入れたモデルの分析は今後の課題の1つ」(Sarno [2001]) である。

短期における外国のPCP企業財の需給均衡式である(A-19)式や、PTM企業財の需給均衡式である(A-20)~(A-23)式も同様に自国と外国政府の消費を含むように修正される。

次に、短期における自国の経常収支決定式である(A-16)式は、以下の(A-27)式のように政府の消費分を含むように変更される。

$$d_{t+1}B_{t+1} = B_t + (1-s)p_t y_t + s(p_t x_t + e_t q_t z_t) - P_t(C_t + G_t) . \quad (\text{A-27})$$

短期における外国の経常収支決定式((A-17)式)も同様に修正される。

こうした関係を利用すれば、短期の財市場均衡を表す本文の(26)式は、以下の(A-28)式のように修正される。

$$\frac{1}{(1-n)(1+\delta)} \hat{B}_{t+1} = (\theta[1-(1-n)s - ns^*] + (s + s^* - 1)) \hat{e}_t - (\hat{C}_t - \hat{C}_t^*) - (\hat{G}_t - \hat{G}_t^*) . \quad (\text{A-28})$$

この間、短期の貨幣市場均衡を表す本文の(25)式は、 $\hat{M}_t = \hat{M}_t^* = 0$ を利用することにより、以下のように表される。

$$([1 - ns - (1-n)s^*] + \frac{1}{\delta}) \hat{e}_t - \frac{1}{\delta} \hat{e}_{t+1} = -(\hat{C}_t - \hat{C}_t^*) .$$

以上の分析を踏まえると、為替レート変動は外生変数である政府消費支出によって、以下の(3-5)式のように表すことができる。

$$\hat{e}_t = \frac{\delta(\theta+1)(\hat{G}_t - \hat{G}_t^*)}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1)[(1-n)s + ns^*]} . \quad (\text{A-29})$$

(A-29)式は、本文の(29)式に対応しており、自国の政府消費支出の一時的な増加は、自国通貨の減価を招くことを示している。

この理由は、以下のとおりである。政府消費支出は貨幣の追加発行なしに一括人頭税によってファイナンスされると仮定しているため、政府消費支出の増加は、増税による可処分所得の減少をもたらす。家計は可処分所得の減少を補填するため、生産を増加させようとするものの、後述の(A-31)式から明らかのように、生産の増加による収入の増加は常に増税額を下回ることから、消費は減少する。この間、マネーサプライは一定と仮定されているため、金融市場を均衡させるためには、物価水準が上昇しなければならず、自国通貨は減価する。

ロ．消費への影響

本文5節と同様に、本文の(32)式で $\hat{M}_t = 0$ とした式に、為替レート決定式((A-29)式)を代入することにより、自国の消費の変化は、自国と外国の政府消費支出の変化によって(A-30)式のように表すことができる。

$$\hat{C}_t = -(1-n)(1-s^*) \frac{\delta(\theta+1)(\hat{G}_t - \hat{G}_t^*)}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1)[(1-n)s + ns^*]} \quad (\text{A-30})$$

簡単な計算により、 \hat{G}_t にかかる係数は負（ただし、 $s^*=1$ のときには係数は0）、 \hat{G}_t^* にかかる係数は正（ $s^*=1$ のときには0）となることがわかる。つまり、自国政府消費支出の一時的な増加は自国消費を減少させる一方、外国政府消費支出の一時的な増加は、自国消費を増加させる（ $\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t \leq 0$ 、 $\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t^* \geq 0$ ）⁶⁵。

しかし、こうした政府消費支出拡大の消費に対する効果は、本文中で検討した金融緩和の効果と同じく、自国と外国のPTM企業比率の大きさによって全く異なる。すなわち、自国で政府消費支出が増加する場合、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の消費の減少度合いが高まる。一方、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の消費の減少度合いは鈍化する。また、外国で政府消費支出が増加する場合には、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど自国の消費の伸びは高まる一方、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど自国の消費の伸びは低下する⁶⁶。特に、外国企業の全てがPTM企業（ $s^*=1$ ）の場合には、 $\hat{C}_t=0$ となり、自国の消費は自国と外国の政府消費支出の一時的な増加から全く影響を受けないことになる。こうした一時的な政府消費支出拡大と消費の関係がPTM企業比率の増減によりどのような影響を受けるか、という点については図表A-1に要約してある。

以上みたように、政府消費支出が消費に与える影響に関するPTMの効果は、金融政策が消費に与える影響のPTMの効果と全く同様に分析できる。

八．生産に与える影響

生産に与える影響については、本文の(34)式と同様の算出方法により、以下の(A-31)式が求められる。

$$\hat{Y}_t = \left[1 - \frac{(1-n)[2\theta + \delta(\theta+1)s]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1)[(1-n)s + ns^*]} \right] \hat{G}_t + \frac{(1-n)[2\theta + \delta(\theta+1)s]}{\delta\theta(\theta+1) + 2\theta - \delta(\theta^2 - 1)[(1-n)s + ns^*]} \hat{G}_t^* \quad (\text{A-31})$$

65 これは、自国の政府消費支出の増加は、増税を通じて自国の可処分所得を減少させるため、自国の消費を減少させる効果を持つ一方、外国では逆に生産の増加によって所得が増加することによって、消費が増加するためである。

66 自国の政府消費支出拡大が自国の消費に与える影響とPTM企業比率との関係については、 $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t) / ds < 0$ 、 $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t^*) / ds^* > 0$ という関係が成立する。一方、外国の政府消費支出拡大が自国の消費に与える影響とPTM企業比率の関係については、 $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t^*) / ds > 0$ 、 $d(\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t) / ds^* < 0$ が成り立つ。このように、政府消費支出拡大が消費に与える影響についても、自国のPTM企業比率が高い場合と外国のPTM企業の多い場合とでは、消費の減少度合いは正反対の影響を受ける。しかしながら、外国のPTM企業比率の方が、自国のPTM企業比率よりも、自国の消費に対して大きな影響を与える。こうした結果も金融政策の効果に関する分析と整合的である。

図表A-1 政府消費支出の増加が消費に与える影響に関するPTMの効果

	自国の政府消費 支出増加	外国の政府消費 支出増加
自国の消費 (C_t)	減少 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t \leq 0$)	増加 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t / \partial \hat{G}_t^* \geq 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	減少テンポの強まり	伸び率上昇
外国のPTM企業比率が高い場合	減少テンポの鈍化 ($s^* = 1$ のとき 0)	伸び率低下 ($s^* = 1$ のとき 0)
外国の消費 (C_t^*)	増加 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t^* / \partial \hat{G}_t \geq 0$)	減少 (不変の場合も) ($\partial \hat{C}_t^* / \partial \hat{G}_t^* \leq 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率低下 ($s = 1$ のとき 0)	減少テンポの鈍化 ($s = 1$ のとき 0)
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇	減少テンポの強まり

図表A-2 政府消費支出の増加が生産に与える影響に関するPTMの効果

	自国の政府消費 支出増加	外国の政府消費 支出増加
自国の生産 (Y_t)	増加 ($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t > 0$)	増加 ($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t^* > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率低下	伸び率上昇
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率低下	伸び率上昇
外国の生産 (Y_t^*)	増加 ($\partial \hat{Y}_t^* / \partial \hat{G}_t > 0$)	増加 ($\partial \hat{Y}_t^* / \partial \hat{G}_t^* > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇	伸び率低下
外国のPTM企業比率が高い場合	伸び率上昇	伸び率低下

簡単な計算により(A-31)式の \hat{G}_t と \hat{G}_t^* の係数は常に正となり、自国の生産は自国と外国の一時的な政府消費支出の増加によって、増加することがわかる($\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t > 0$, $\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t^* > 0$)。

政府消費支出拡大が生産に与える影響についても、消費への影響と同じく、自国と外国のPTM企業比率によって、その効果は変化する。すなわち、自国のPTM企業比率が高ければ高いほど、また、外国のPTM企業比率が高ければ高いほど、自国の政府消費支出拡大による自国の生産の伸びは低下する一方、外国の政府消費支出拡大による自国の生産の伸びは高まる⁶⁷。政府消費支出拡大と生産の関係、およ

67 これらのうち、自国の政府消費支出が自国の生産に与える影響とPTM企業比率との間には、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t) / ds < 0$ 、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t^*) / ds < 0$ との関係が成立する。また、外国の政府消費支出が自国の生産に与える影響とPTM企業比率との関係については、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t) / ds > 0$ 、 $d(\partial \hat{Y}_t / \partial \hat{G}_t^*) / ds > 0$ が成立する。

びPTM企業比率の影響については図表A-2にまとめてある。この結果の解釈は、金融政策の生産に与える影響にPTM企業比率が及ぼす影響の解釈と全く同様に行える。

なお、特殊ケースとして、自国と外国の全企業がPTM企業である場合には ($s=s^*=1$)、為替レート変動による自国財と外国財との間の需要シフトが全く生じないため、自国の生産は、世界全体での政府支出増加分だけ拡大することになる ($\hat{Y}_t = \hat{G}_t^W$)。

二．経常収支に与える影響

経常収支に与える影響をみると、本文の(35)式と同様にして(A-32)式を得る。

$$\hat{\beta}\hat{B}_{t+1} = \frac{-(1-n)\delta 2\theta(\theta-1)}{\delta\theta(\theta+1)+2\theta-\delta(\theta^2-1)[(1-n)s+ns^*]}(\hat{G}_t - \hat{G}_t^*). \quad (\text{A-32})$$

自国の政府消費支出拡大によって自国の経常収支は赤字化する一方、外国の政府消費支出拡大によって自国の経常収支は黒字化する ($\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t < 0$ 、 $\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t^* > 0$)。なぜなら、政府消費支出の増加によって、自国の消費は短期的に減少する。異時点間での消費を平準化しようとする自国の代表的家計は外国から資金借入を行い、短期の消費に充当するため、経常収支が悪化するからである。

また、自国と外国の政府消費支出の増加が経常収支に及ぼす影響についても、自国と外国のPTM企業比率によってその効果は変化する。自国と外国とにかかわらず、PTM企業比率が高ければ高いほど、自国の政府消費支出の増加は経常赤字を拡大させる一方、外国の政府消費支出増加に伴う経常収支黒字を拡大させるなど、経常収支の不均衡が一段と深刻になる⁶⁸。なぜなら、PTM企業比率が高まることによって、為替レート変動による自国財と外国財との需要シフトが弱まるためである。こうした政府消費支出拡大と経常収支の関係、およびそれに対するPTM企業比率の影響については図表A-3にまとめてある。

なお、政府消費支出は家計に効用をもたらさず、しかも増税によってファイナンスされるとの設定に基づけば、政府消費支出の増加は常に経済厚生を低下させることになる。したがって、ここでは政府消費支出拡大が経済厚生に与える影響については検討しない⁶⁹。

68 この関係は、 $d(\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t)/ds < 0$ 、 $d(\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t^*)/ds^* < 0$ 、 $d(\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t^*)/ds > 0$ 、 $d(\partial\hat{\beta}\hat{B}_{t+1}/\partial\hat{G}_t^*)/ds^* > 0$ と表される。

69 言い換えれば、家計が政府消費支出から効用を得るように効用関数を変更すれば、政府消費支出の拡大によって、経済厚生がどのように変化するかを検討することが可能になる。

図表A-3 政府消費支出が経常収支に与える影響に関するPTMの効果
マネーサプライが1%増加した場合の効果

	自国の政府消費 支出増加	外国の政府消費 支出増加
自国の経常収支 ($d_{t+1} B_{t+1}$)	赤字 ($\partial \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{G}_t < 0$)	黒字 ($\partial \hat{B}_{t+1} / \partial \hat{G}_t^* > 0$)
自国のPTM企業比率が高い場合	赤字幅拡大	黒字幅拡大
外国のPTM企業比率が高い場合	赤字幅拡大	黒字幅拡大

