

「波及効果に関する経済学的分析

—貿易・金利・インフレ予想—」

日本大学

博士（経済学）学位論文

日本大学経済学部 大学院後期（博士）課程

18CD002 菅沼 健司

論文指導教官 権 赫旭教授

[本論文の構成]

謝辞

1 章

序論

2 章

グローバル・バリュー・チェーンの長さ指標：製造業とサービス業

3 章

マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し

4 章

日本のインフレ予想カーブの推計

5 章

結論

参考文献

【謝辞】

本博士論文の作成に当たっては、日本大学の指導教官である権赫旭教授に、多大なるコメントを頂いた。終始暖かい激励とご指導、ご鞭撻を頂き、心より感謝申し上げたい。

また、論文口述試問に際しては、日本大学の渡邊修士教授と澤田充教授に、貴重なコメントを数多く頂いた。合わせて御礼申し上げたい。

このほか、論文作成に際しては、日本銀行のスタッフのほか、以下の方々に有益なコメントを頂いた（肩書は全て原論文公表時点のもの）。ここに記して感謝の意を表したい。

Alexandre Antonov 氏（Numerix 社）、Heiwai Tang 准教授（ジョンズ・ホプキンス大学）、沖本竜義准教授（オーストラリア国立大学）、楠岡成雄名誉教授（東京大学）、新谷元嗣教授（東京大学）、森平爽一郎名誉教授（慶應義塾大学）、渡部敏明教授（一橋大学）、塚原尚彦氏（野村證券）、大屋健二郎氏（同）、水口啓氏（同）、東京大学都市経済ワークショップ（2015年）、応用地域学会第29回研究発表大会（2015年）、日本経済学会2016年度春季大会（2016年）、第45回日本金融・証券計量・工学学会大会（2016年）、慶應義塾大学計量経済学ワークショップ（2016年）、第25回日本ファイナンス学会大会（2017年）、10th Annual Workshop of the BIS Asian Research Networks（2017年）、日本銀行金融研究所主催ファイナンス・ワークショップ（2017年）、日本金融学会2019年度秋季大会（2019年）の参加者、*Monetary and Economic Studies*、日本大学経済学部経済集史、*Japanese Journal of Monetary and Financial Economics* の査読担当者。

ただし、示されている意見は、全て筆者個人に属し、筆者の所属する日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうるべき誤りは全て筆者個人に属する。

1. 序論

本博士論文の主題は、「波及効果に関する経済学的分析—貿易・金利・インフレ予想—」である。このテーマを選んだ背景として、著者は勤務する日本銀行において、経済活動や金融市場の分析を行い、金融政策の前提となる経済状況の分析や、金融政策の変更が経済・市場に与えた影響の分析を行っている。具体的には、定例の業務において、海外経済や日本経済の現状分析や先行き予測を行ったり、学術的な観点から、過去の経済政策の効果の分析や、次の金融政策を立案するうえで、必要となる経済指標の作成を行っている。こうした業務を行う中で、問題意識として、経済に生じた循環ショックや構造変化が、どのように実体経済や金融市場に波及（propagate）していくのかといったテーマを、精緻に分析することは、極めて重要な論点であると考えられるようになった。

このテーマは、学界や中央銀行などの政策当局にとっても、重要性の高い研究テーマであると考えられる。特に、中央銀行にとっては、経済の先行きを予測し、それに対して適切な金融政策を実行していく際には、過去の金融政策が経済にもたらした影響を分析することは不可欠であるし、アカデミックな観点から、経済構造が変化する中で、実体経済にどのような影響が及ぶのか分析することは、重要な論点であると考えられる。

本論文では、こうした「波及効果の経済学的分析」について、次の3つの観点から行っている。第1のテーマは、「グローバルの貿易構造の変化が、各国の産業構造に与えた影響」、第2のテーマは、「金融政策の変化が、マイナス金利下における市場参加者の金利見通しに与えた影響」、第3のテーマは、「景気循環や金融政策ショックが、経済主体のインフレ予想に与えた影響と、その前提となる経済全体のインフレ予想の推計」である。

第1のテーマである、「グローバル・バリュー・チェーンの影響分析：製造業とサービス業」においては、国際貿易論の観点から、各国の経済構造の変化について論じている。近年、サプライ・チェーンのネットワークが国際的に複雑化し、財やサービスの取引が国境をまた

いで行われることが増加している。こうした貿易の深化が、各国の経済にどのような影響を波及させているのかを分析することは、極めて重要である。その理由としては、Baldwin, Ito and Sato [2014] が「スマイル・カーブ」と主張するように、グローバル・バリュー・チェーンにおいては、バリュー、すなわち付加価値は均一に分布しておらず、競争力を有して収益を生み出すことができる位置は限られていることが挙げられる。こうした、経済構造の変化に伴って、各国・各産業のバリュー・チェーン上の立ち位置が、どのように変化してきているのか、といった点を、数値を用いて定量的に可視化することは、重要度の高い論点である。近年、各国間の中間財の貿易構造の情報を含んだ、国際産業連関表の開発が進んだことで、こうした分析を行うことが可能になってきている。

本論文では、Antràs *et al.* [2012] が提唱した「Upstreamness（上流度）」の概念を、国際産業連関表である WIOD（World Input-Output Database）を用いて、1995～2011 年における、東アジア各国・地域（日本・中国・韓国・台湾）の、グローバル・サプライチェーンにおける立ち位置が、どのように変化してきたのかを定量的に分析した。本研究の学術上の貢献は、大きく 3 点あり、1 点目は、既存研究においてはブラックボックスであった「上流度」の概念が何を意味しているのかを、計算手法を丹念に読み解いて説明を行った点、2 点目は、この手法を、日本の産業別の時系列データにおいて初めて当てはめ、上流度とその変化を計算したこと、最後に、特に各産業における上流度の変化に着目して、上流度指数の変化の背景には、どのような経済構造の変化があったのかを、製造業、サービス業の両産業において、丁寧に分析した点にある。

第 2 のテーマである、「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し」では、ファイナンスの手法を用いて、マイナス金利政策やイールドカーブ・コントロールの導入といった、金融政策の変化が、市場の先行きの金利予想に影響を与えた波及効果を分析している。近年、先進国を中心にマイナス金利政策が導入される中で、市場参加者は先行きの金利がマイナスとなることを予想するようになってきたが、従来の金利のフォ

ワードレート・モデルでは、金利水準に非負制約を置いていたため、こうした環境の変化に対処できなくなるという問題が生じていた。こうした中、Antonov, Konikov, and Spector [2015] らによって、既存モデルを修正し、マイナス金利環境に対応した新たな金利モデルが提唱されるようになってきた。

本論文では、これらの新たな金利モデル (Shifted SABR、Free boundary SABR) を用いて、わが国の市場参加者の金利見通しを分析している。本研究の学術上の貢献は、大きく3点あり、1点目はこうした一連のモデル群と、その特徴を整理したこと、2点目は、わが国の研究としては初めて、モデルを実際の金利オプションのデータにフィットさせ、そのマイナス金利下における当てはまりの精度を確認したこと、3点目は、モデルを用いて、マイナス金利政策やイールドカーブ・コントロール政策といった、一連の日本銀行の金融政策の変更の前後における、市場金利の将来分布の変化を可視化し、金融政策の市場予想への波及効果の分析を通じた、政策効果の検証も行った点にある。その結果、マイナス金利政策は導入の半年前から既に意識され始めていたこと、マイナス金利導入後、追加緩和に対する期待が複数回確認されたこと、イールドカーブ・コントロール政策導入後は、市場の金利に対する見方が一定の水準に収斂し、金融政策が意図した効果をもたらしたことがわかった。

第3の「日本のインフレ予想カーブの推計」では、中央銀行の金融政策にとって最も重要な論点であるインフレ予想について、計量経済学的手法を用いて分析を行っている。近年の金融政策をめぐる研究では、中央銀行がインフレ目標を達成するには、インフレ予想をアンカーさせることで、実際のインフレ率を上昇させることが重要であることがわかってきた。しかしながら、市場には家計・企業・専門家・市場参加者といった多様な経済主体が、インフレ予想を形成しており、これらの情報を集約した「経済全体におけるインフレ予想」を抽出する必要がある。また、これらの予想データには、様々な先行きの期間に対するものが存在していることから、年限別の情報を集約した「インフレ予想の期間構造」についても、推計することは重要である。

本論文では、Crump, Eusepi, and Moench [2018] が提唱した状態空間モデルを用いて、経済主体別・年限別の様々なインフレ予想データについて、その情報を包括的に集約した経済全体のインフレ予想を作成し、この予想を年限別の期間構造で表した、日本の「インフレ予想カーブ」の推計を行った。本研究の学術上の貢献は、大きく3点あり、1点目は、従来日本銀行が経済全体のインフレ予想として用いていた、西野ほか (2016) の「合成予想物価上昇率」に比べ、より多くの情報を用いつつ、アカデミックな観点から、より厳密な定義における「経済全体のインフレ予想」を推計したこと、第2に、わが国のインフレ予想について、年限別の情報を組み合わせて、金利のイールドカーブのように、期間構造で表した「インフレ予想カーブ」を推計したこと、3点目は、このカーブの動きの変化を見ることで、日本銀行の金融政策、特に政策枠組みが大幅に変更された量的・質的金融緩和以降の政策が、経済全体のインフレ予想にどのような影響をもたらしたのか、といった波及効果を分析したこととなっている。

これらの3つの研究の共有点は、本博士論文のテーマに挙げたように、経済に生じた構造変化や金融政策といったショックが、産業の立ち位置や市場予想に対してもたらした変化、即ち波及効果を分析している、といった点にある。その他にも、分析手法として、以下の点が共通に挙げられる。

1つ目は、いずれの研究においても、データリッチな、特に時系列・クロスセクションともに、正確な実証分析に耐えるデータセットを用いた、実証分析を行っている。第1の研究では、国際産業連関表の35か国・40産業の大規模行列を用いて、1995～2011年の各年におけるバリュー・チェーン上の立ち位置を計算している。第2の市場の金利予想では、フォワードレート・モデルを、年限・満期・ストライクの3つの軸で表現された金利のボラティリティにおける、2015年以降の日次データに当てはめ、フィッティングを行っている。第3のインフレ予想では、家計・企業・専門家・マーケットの、インフレ率など経済変数に関する42系列の予想データセットを用いて、1995～2018年の四半期におけるインフレ予想の期

間構造を推計している。

2つ目は、いずれの研究においても、特に2010年代以降に研究が進んだ、最新の手法を用いて、わが国のデータに当てはめていることである。第1のグローバル・バリュー・チェーンでは、近年整備が進んだ国際産業連関表に、Antràs *et al.* [2012] が提唱した「Upstreamness」の概念を用いて、各国・各産業の上流度を計算している。第2の金利モデルでは、マイナス金利政策の導入という、これまで「金利の非負制約」を前提としていた金融業界に生じた大きなパラダイム転換において、最新の研究である Shifted SABR (Lee and Wang [2012]) や、Free boundary SABR (Antonov, Konikov, and Spector [2015]) をわが国の研究として初めて、日本のデータに当てはめている。第3のインフレ予想においては、わが国では、近年少しずつ増えているとはいえ、インフレ予想のデータが他国対比然程多くない中で、Crump, Eusepi, and Moench [2018] が提唱した状態空間モデルを用いて、経済構造を仮定することによって、インフレ予想だけではなく、様々な経済変数についての予想を加えた手法を用いたモデルの推計を行っている。

2章は経済・貿易、3章は金利、4章は物価と、それぞれのテーマは、中央銀行リサーチを軸としつつも、一見別々のように見える。しかし、フィッシャー方程式に基づくと、これらの経済変数は密接に関わっている。特に、中央銀行にとって重要なインフレ予想の動きを見るうえでは、その前提となる経済活動の現状を的確に把握するとともに、市場の金利見通しを見極めることが不可欠である。こうした点で、これらの3つの研究は、「波及」という本論文のテーマを軸としつつ、相互に密接に関連していると考えられる。

2. グローバル・バリュー・チェーンの影響分析：製造業とサービス業¹

2.1 問題意識

サプライ・チェーンのグローバル化が進み、国と国の経済的な結びつきが強まる中、Timmer *et al.* [2014] が述べるように、グローバル・バリュー・チェーン (Global Value Chain : GVC) は、各国の間で生産工程の細分化が進んでいる。すなわち、それぞれの国が各々の特性を活かした生産工程に特化し、生産物を中間財として輸出入することで、GVC が深化してきている。こうした構造的な変化は、輸送コストの低下に加えて、様々な要因——自由貿易協定 (FTA) の締結、EUやASEAN 等の経済統合、安価な労働力の利用拡大、そして情報通信技術 (IT) の進歩など——が絡み合っている。

こうした状況のもとで、貿易から得られる便益を増加させることは、産業政策や貿易政策において、益々重要な論点となっている。Krugman [1980] は、規模の経済が働くもとでは、国の経済厚生は、財の生産の差別化、すなわちある財の生産・輸出に特化し、他の財を輸入で補うことによって改善すると述べている。また、Melitz [2003] は、企業の生産性が不均一であると仮定すると、経済全体の生産性は、貿易に伴って生産性の高い輸出企業へ労働や資本が集積することで高まると主張している。

もっとも、貿易から得られる便益は、各生産工程において均等に分布していない。iPhone を例にとると、付加価値のほとんどは、米国 (デザインや販売戦略) や、日本・韓国 (ハイエンド部品の生産) など、生産の上流工程の国に集中しており、中国 (部品組立て) など、下流工程の国の付加価値は非常に小さい。こうした財の場合は、下流工程を海外に移管して、付加価値の高い上流工程に特化する産業政策が、国の経済成長を促すと考えられる。

このような問題を考える上では、「ある国がGVCにおいて、どの程度相対的に上流(下流)

¹ 2章は原論文、菅沼健司「グローバル・バリュー・チェーンの長さ指標：製造業とサービス業」、「金融研究」35巻3号、日本銀行金融研究所、1～35頁(和)、およびKenji Suganuma, "Upstreamness in the Global Value Chain: Manufacturing and Services," *Monetary and Economic Studies*, No.34, Bank of Japan, pp. 39-66 (英)を加筆修正したものである。

に位置しているか」を数値化し、その指標を分析することが有用である。この上流度指数（Upstreamness）は、Antràs and Chor [2013] において、「生産段階の数で測った、当該産業の最終消費者までの距離」として定義されている。近年、様々な国際産業連関表が公表されるようになってきたことから、GVCにおける上流度の計測が可能になって来ている。

以下のフローチャートは、この上流度指数を図式化したものである。チャートの左側の、コモディティや素材に関連する産業（鉱業、石油精製、金属等）は、その財の産出物が下流工程の投入に「用いられる」ため、最終財からの距離は遠く、上流度指数は高くなる。一方で、チャートの右側の、最終財に関連する産業（一般機械、電気機械、皮革製品等）は、上流工程の産出物を「用いる」ため、最終財までの段階数は少なくなり、上流度指数は小さくなる。



上流度指数を用いると、ある国に生じた経済ショックが、別の国の経済にもたらす波及効果を分析できる。例えば、ある国の主要産業が、GVCの上流工程に位置している場合、その国の生産や輸出は、GVCの下流工程の国における需要ショックの影響をより受けやすくなる。したがって、こうした外部の経済ショックが自国の経済に与える影響を考える上では、GVCの中で、どの国が自国の下流に存在しているのかを理解することが基本となる。また、GVCにおける各国の立ち位置と、その国の貿易から得られる便益を比較することは、産業の競争力を国レベルで考察する上でも重要である。

本論文では、上流度指数の分析の結果、主に以下の3点を示す。第1に、世界全体でみた上流度指数は、2000年代半ばに大きく増加した。この増加は、主に製造業が牽引する形で生じており、サービス業も押し上げに寄与している。第2に、製造業における上流度の増加は、東アジア地域において著しく、この地域で同時期にサプライ・チェーンが深化した事実と整合的である。第3に、サービス業では、先進国を中心に対事業所サービスの増加が目立つが、

これはリースや労働者派遣といった、事業の外注化の進展や、情報通信業のような、他の産業と結びつきやすい産業の発展によるところが大きい。

2章の構成は以下のとおりである。2.2節では、この分野における先行研究を概観するとともに様々な国際産業連関表を紹介する。2.3節では、上流度指数の計算手法と本論文で用いた産業連関表の詳細を述べる。2.4節では、世界全体、製造業、サービス業それぞれの上流度指数を分析する。2.5節は、まとめと今後の研究課題について述べる。

2.2 先行研究のサーベイと国際産業連関表

本節では、上流度指数に関する様々な先行研究を概観する。まず、当指数の定義に関する研究を概観した後、これらの指数を用いた分析について言及する。次に、指数の算出に際して用いられる様々な産業連関表を概観する。最後に、これらの先行研究と比較しながら、本論文の位置づけや特徴を述べる。

2.2.1 上流度指数の定義と分析

上流度指数²の研究が進んだのは、特に2010年以降である。同分野の先駆けとなった、Antràs and Chor [2013] では、ある産業の上流度指数を、「生産段階の数で測った、当該産業の最終消費者までの距離」と定義している。一方、Fally [2012] は、「当該産業の産出物が、バリュー・チェーンの中で、最終消費者からの距離が遠い産業で用いられる場合、その産業は上流に位置する」との概念を用いて、間接的に上流度指数を定義した。これら2つの定義は、Antràs *et al.* [2012] において、等しい値となることが証明された。また、Antràs *et al.* [2012] は、上流度指数の第3の定義として、「産業間の投入・産出関係の1単位の変化に対する、当該産業の産出額の偏弾力性」、あるいは「当産業の付加価値が1ドル増加した時の、他の全産業の産出額の増加額」を提唱し、この定義も、先の2つと同じ値になることを示した。

² 本論文で用いる「上流度」は、先行研究の「産出上流度 (output upstreamness)」に相当する。

各々の定義に基づく産業*i*の上流度は、以下の(2-1)~(2-3)式で示される³。Antràs *et al.* [2012]以降の先行研究では、直観的に理解しやすい(2-1)式を用いて、上流度を分析するが多い。

$$U_i = 1 \cdot \frac{F_i}{Y_i} + 2 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n d_{ij} F_j}{Y_i} + 3 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n d_{ik} d_{kj} F_j}{Y_i} + \dots \quad (\text{Antràs and Chor [2013]}) \quad (2-1)$$

$$U_i = 1 + \sum_{j=1}^n \frac{d_{ij} Y_j}{Y_i} U_j \quad (\text{Fally [2012]}) \quad (2-2)$$

$$U_i = \frac{1}{Y_i} \sum_{j=1}^n \frac{\partial Y_i}{\partial d_{jj}} \quad (\text{Antràs *et al.* [2012]}) \quad (2-3)$$

この上流度指数を用いた先行研究には、以下の論文が挙げられる。Antràs *et al.* [2012] は、米国の国内産業連関表を用いて、同国の426産業（6桁分類）の上流度指数を計算し、最小1、最大4.65、平均2.09、標準偏差0.85と算出した。また、OECD-STANデータベースを用いて、EU16か国における各国41産業の上流度指数も同様に算出し、その順位相関係数が強い正の関係にあること、すなわち産業間の上流度の大小関係が、各国で似ていることを示した。さらに、輸出上流度⁴は、一人当たりGDPとは正の関係にある一方、金融の発展度合い（民間非銀行部門向け与信のGDPに対する比率）とは負の関係にあることを示した。

Fally [2012] は、Antràs *et al.* [2012]と同様に、米国の国内産業連関表を用いて産業別の上流度指数を求め、資本集約度や労働集約度などとの比較を行った。その結果、製造業における上流度指数は、資本集約度（労働集約度）とは正（負）の関係がみられる、としている。

これらの論文は、一国内の産業上流度に焦点を当てたものであるが、最近では、多様な国際産業連関表が利用可能になってきたことから、GVCにおける、国家間の貿易ネットワークも取り込んだ上流度指数の分析も進んでいる。

Fally and Hillberry [2015] は、日本貿易振興機構・アジア経済研究所（IDE-JETRO）の国際産業連関表を用いて、東アジア各国・地域の上流度指数を分析した。具体的には、上流度指数と、付加価値額・輸出額比率（Value-added content of export ratio: VAX）、並びに付加価値

³ それぞれの記号の説明は2.3節を参照されたい。

⁴ 産業別の上流度を、当該産業の輸出額が国全体の輸出額に占めるウェイトで加重平均した値。

額・生産額比率の比較を行い、GVCの中で上流（あるいは下流）にシフトすることが、経済にとって望ましい結果に結びついているか否かを分析した。

Ito and Veniza [2015] は、同様にIDE-JETROの国際産業連関表を用いて、1990～2005年におけるアジア各国の製造業の上流度指数を分析した。上流度と付加価値との関係に焦点を当て、(i) 海外付加価値比率が各国で上昇していること、(ii) 中国では、同比率は通説と異なり低く、国内付加価値比率が相応に高いこと、(iii) サプライ・チェーンの両端にあたる、最上流・最下流工程でも、海外付加価値比率は相対的に低いことを示した。

Miller and Temurshoev [2017] は、World Input–Output Database (WIOD) の国際産業連関表を用いて、上流度指数を分析するとともに、原材料から当該産業までの段階数を測る指標である、下流度指数も分析した。そのうえで、上流度・下流度指数はいずれも、中間財の貿易が深化することによって、影響を受けることを示した。

2.2.2 国際産業連関表

国と国、産業と産業の関係性が極めて重要になる中で、財・サービスの貿易を分析するためには、産業連関表を用いることが有益である。2.2.1節で述べたように、国家間の貿易を取り込んだ国際産業連関表が、近年様々な機関から公表され、充実度が増してきている⁵。以下では、それぞれの国際産業連関表の特徴点を整理する（詳細は表2-1）。これらの連関表はいずれも、中間財・最終財における、対象国との間の貿易データが利用可能となっている。

まず、本論文でも用いているWIODは、国数では40か国・地域⁶、産業数では35産業について、1995年分以降、各年の産業連関表を公表している（直近は2016年に公表された2014年分）

⁷。産業連関表の種類としても、国際産業連関表（World Input–Output Table）と、各国ベース

⁵ 様々な国際産業連関表については、Johnson [2014] も参照。なお、本論における国際産業連関表は、複数の国の産業が1つにまとめられた表、すなわち中間財の輸出入が計上された産業連関表と定義する。

⁶ EU27か国、アジア6か国・地域（中国、インド、インドネシア、日本、韓国、台湾）、米州4か国（ブラジル、カナダ、メキシコ、米国）、その他3か国（豪州、ロシア、トルコ）。

⁷ WIODに関する詳細は、Dietzenbacher *et al.* [2013]、Timmer *et al.* [2015] を参照。

の国内産業連関表（National Input-Output Table）の双方が公表されている。

次に、IDE-JETRO が公表している国際産業連関表（Asian International Input-Output Table）は、アジアの9か国・地域⁸および米国を対象としている。1985年分以降5年ごとに公表され（直近は2013年に公表された2005年分）、産業数は各国とも76分類（1995年以前は78分類）となっているが、うち製造業が49分類と、製造業の分類が相対的に細かくなっている。

この他、経済協力開発機構（OECD）が公表している国際産業連関表（Inter-Country Input-Output Tables）は、61か国・地域（OECD34か国+その他27か国・地域）が対象となっており、産業分類は34分類で固定されている。1995年分以降5年ごとに公表されてきたが、2008年分より毎年公表されるようになった（直近は2018年に公表された2015年分）⁹。

表2-1 国際産業連関表の比較

公表主体	WIOD	IDE-JETRO	OECD
国数	(旧) 40 (新) 43	10	61
産業数	(旧) 35 (新) 56	76	34
公表年	(旧) 1995～2011 (新) 2000～2014 <各年>	1985～2005 <5年毎>	1995～2005 <5年毎> 2008～2015 <各年>

出所：WIOD、JETRO、OECD

産業連関表は、貿易と付加価値の分析において、幅広く利用されている。Johnson and Noguera [2012] ではIDE-JETROの国際産業連関表とOECDの各国産業連関表を用いて、Johnson [2014] ではWIODのグローバル産業連関表を用いて分析を行い、付加価値貿易と名目の貿易額の差が近年拡大し、最終財に比べて中間財の貿易額が大きく増加していることを示した。Antràs and Yeaple [2014] では、米国の産業連関表と国際収支統計を用いて、米国

⁸ 中国、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、台湾、タイ。

⁹ OECD はこの他に、付加価値ベースの貿易統計（Trade in Value Added: TiVA）の公表を2013年より開始している（データ開始年は2009年、直近は2015年に公表された2011年分）。

企業の国際的な経済活動を分析している。Timmer *et al.* [2014] やLos, Timmer, and de Vries [2015] では、WIODの国際産業連関表を用いて、GVCにおける企業活動を分析している。

このように、国際貿易論の研究者や政策担当者の中では、付加価値ベースの輸出額を切り出して捉えようとする動きが進んでいる。これは、企業の経済活動が国境を超えて広がり、中間財の輸出が増加する中、名目の輸出統計と、産業の収益力に直結する付加価値ベースの輸出額の間で、乖離が大きくなってきたことを映じていると考えられる。

2.2.3 本研究の特徴

2.2.1節で述べた先行研究と比較して、本研究は以下の3点で特徴的である。第1に、先行研究は上流度の「水準」に焦点を当てたものが多い中、本研究は、その「変化」の分析を仔細に行っている。具体的には、WIODが公表する国際産業連関表を用いて、世界全体でみた上流度指数の1995～2011年における各年の変化を算出し、上流度指数が構造的、また循環的にどのように変化しているかを分析している。第2に、上流度の変化を考察する際、各産業内の上流度の変化（産業内効果）と、各産業の産出額ウェイトの変化（産業間効果）に分けて分析することによって、上流度の変化の要因に踏み込んで考察している。第3に、上流度指数の構成方法を整理し直し、上流度の変化が、どの国のどの産業を主因として生じているかを分析している。国別、および産業別の上流度として、具体的には、アジア各国の製造業、および先進国（特に日本）のサービス業に焦点を当てて、その特徴と変化に関する仔細な分析を行っている。

2.3 研究手法

2.3.1 データ

本論文では、前述のとおり、基本的にはWIODが公表する国際産業連関表を用いて分析している。その上で、同産業連関表のみでは分析が難しい、サービス業を中心とした仔細な分類については、日本の国内産業連関表を用いて分析している。

WIODの国際産業連関表を用いる利点は、2.2.2節で示したように、1995年以降、2011年ま

で各年のデータが公表されているため、他の国際産業連関表と比べて、構造・循環双方の面から、上流度の変化を把握できる点が挙げられる。また、IDE-JETRO の国際産業連関表と比較した場合には、データのカバレッジがより大きい (Timmer *et al.* [2015] によると、WIOD の40か国は、2008年の名目GDPベースで世界の85%を占める)。また、先行研究では、製造業内の各産業に焦点を当てられることが多かったが、WIODの連関表における産業分類は、製造業とサービス業の双方がバランス良く含まれるため、両方の業種で上流度指数を分析するという本論文の趣旨に合致している。

また、2.4節における分析の補足として、日本の国内産業連関表も用いている。同連関表は、総務省から5年ごと (2011年のみ6年後) に公表されており、各年次の表の他に、部門分類を各時点で揃えた、接続産業連関表が公表されている。本論文では、1995–2000–2005 (平成7–12–17) 年の接続産業連関表 (34分類) に、2011年の産業連関表 (37分類) を接続したデータを利用している¹⁰。また、2.4.3節のサービス業の分析では、より仔細な分類である185分類表 (2011年は190分類表) を用いている。

分析の前に、国際産業連関表と国内産業連関表の違いを簡単に説明する。国内産業連関表においては、産出物の使用用途は、国内産業向けでは中間財と最終財に分かれているが、海外向けでは全てが輸出 (最終財) として計上されている。この場合、国際産業連関表を用いて算出された上流度指数は、開放経済における産業間の結びつきを示すのに対し、国内産業連関表を用いて算出された同指数は、閉鎖経済における国内の産業間の結びつきを示すこととなる。

表2-2では、これら2種類の産業連関表の特徴を簡単にまとめている。いずれの産業連関表から算出された上流度も、ある程度似通った動きを示しているが、製造業、特に中間財輸出比率の高い業種では、両者の間に一定の相違がみられている (詳細は原論文参照)。

¹⁰ 2011年の連関表 (37分類) を1995–2000–2005年の連関表 (34分類) に接続する際には、業種の組み換えを行っている。詳細は原論文を参照。

表2-2 産業連関表の比較（国際産業連関表と日本の国内産業連関表）

	国際産業連関表	国内産業連関表（日本）
公表主体	WIOD	総務省
産業数	35 産業 （全ての国、年で固定）	34 産業（1995-2000-2005 年） 37 産業（2011 年）
年	1995～2011 年 （各年）	1995、2000、2005、2011 年 （原則 5 年ごと）
国数	40 か国・地域＋その他世界	日本
名目・実質表	名目表（1995～2011 年） 前年価格表（1996～2009 年）	名目表 （1995、2000、2005、2011 年） 2005 年価格・接続表 （1995-2000-2005 年）

出所：WIOD、総務省

2.3.2 産業連関表の構造

産業連関表は、表2-3の構造をしている。同表で、 Y_i は産業 i の産出高、 F_i は産業 i の生産への最終需要、 Z_i は同中間需要、 a_{ij} は財 j の生産に用いられる財 i の産出高を表す。

表2-3 産業連関表の構造

	中間財需要 (Z_i)			最終財 需要 (F_i)	生産額 (Y_i)
	産業 ₁	…	産業 _n		
産業 ₁	a_{11}	…	a_{1n}	F_1	Y_1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
産業 _n	a_{n1}	…	a_{nn}	F_n	Y_n
付加価値額	V_1	…	V_n		
生産額	Y_1	…	Y_n		

上流度指数の計算に際して、行列 A 、 \mathbb{Y} およびベクトル \vec{F} 、 \vec{Y} を、(2-4)式のように定義する。また、行列 I は $n \times n$ の単位行列である。

$$A := \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}, \quad \vec{F} := \begin{bmatrix} F_1 \\ \vdots \\ F_n \end{bmatrix}, \quad \vec{Y} := \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, \quad \mathbb{Y} := \begin{bmatrix} Y_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & Y_n \end{bmatrix} \quad (2-4)$$

ここで、 d_{ij} を、財 j を1単位生産するのに必要な財 i の量とすると、 a_{ij}/Y_j で求められるため、行列 $D = (d_{ij})$ は、(2-5)式のように、 AY^{-1} によって与えられる。

$$D := \begin{bmatrix} d_{11} & \cdots & d_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{n1} & \cdots & d_{nn} \end{bmatrix} = AY^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{a_{11}}{Y_1} & \cdots & \frac{a_{1n}}{Y_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{a_{n1}}{Y_1} & \cdots & \frac{a_{nn}}{Y_n} \end{bmatrix} \quad (2-5)$$

2.3.3 上流度指数の計算

上流度指数は、2.2.1節で述べたように、先行研究で複数の計算手法が提案されているが、このうち本論文では、(2-1)式のAntràs and Chor [2013] の計算手法を用いる。

産業連関表において、産業 i の産出高 (Y_i) は、 i 自身の最終需要 (F_i) と、他の産業 j の生産に用いられる中間投入 (Z_i) の和となる (表2-2)。 Z_i はさらに(2-6)式のように展開される。

$$\begin{aligned} Y_i &= F_i + Z_i = F_i + \sum_{j=1}^n a_{ij} = F_i + \sum_{j=1}^n d_{ij}Y_j \\ &= F_i + \sum_{j=1}^n d_{ij}F_j + \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n d_{ik}d_{kj}F_j + \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n d_{il}d_{lk}d_{kj}F_j + \cdots \end{aligned} \quad (2-6)$$

(2-6)式の2行目において、右辺第1項は産業 i に対する産業 i 自身の直接的な最終需要、第2項は産業 i に対する産業 j の直接的な中間需要、第3項は産業 i に対する、産業 k を経由した、産業 j の間接的な中間需要となっている。各項において、産業 i の産出物が最終需要に至るまでの段階数はそれぞれ、1 (i 自身)、2 (i, j)、3 (i, k, j) となっている。

(2-6) 式の両辺を産業 i の産出額 Y_i で割って基準化すると、(2-7)式が得られる。

$$1 = \frac{F_i}{Y_i} + \frac{\sum_{j=1}^n d_{ij}F_j}{Y_i} + \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n d_{ik}d_{kj}F_j}{Y_i} + \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n d_{il}d_{lk}d_{kj}F_j}{Y_i} + \cdots \quad (2-7)$$

産業 i の上流度指数 (U_i) は、(2-7)式の右辺の各項を、最終需要までの段階数でウェイト付けし、生産段階の数で測った、最終財需要までの加重平均距離として、(2-8)式で定義される。

$$U_i = 1 \cdot \frac{F_i}{Y_i} + 2 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n d_{ij}F_j}{Y_i} + 3 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n d_{ik}d_{kj}F_j}{Y_i} + 4 \cdot \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n d_{il}d_{lk}d_{kj}F_j}{Y_i} + \cdots \quad (2-8)$$

各産業の上流度をまとめた、上流度ベクトルを $\vec{U} = (U_1, \dots, U_n)^T$ とすると、(2-4)、(2-5)式

のベクトル・行列表記を用いて、(2-9)式のように表現できる。

$$\vec{U} = Y^{-1} \cdot [I + 2D + 3D^2 + \dots] \cdot \vec{F} \quad (2-9)$$

(2-9)式の両辺に $[I - D] \cdot Y$ を掛けると、以下の(2-10)式が得られ、上流度ベクトル \vec{U} は、(2-11)式のように変形される。

$$[I - D] \cdot Y \cdot \vec{U} = [I + D + D^2 + \dots] \cdot \vec{F} = [I - D]^{-1} \cdot \vec{F} \quad (2-10)$$

$$\vec{U} = Y^{-1} \cdot [I - D]^{-1} \cdot \vec{F} \quad (2-11)$$

(2-11) 式は、Antràs *et al.* [2012] における、上流度指数の定義式である。

ここで、(2-6) 式を用いると、産出額ベクトル \vec{Y} は、(2-12)式のように展開される。

$$\vec{Y} = [I + D + D^2 + \dots] \cdot \vec{F} = [I - D]^{-1} \cdot \vec{F} \quad (2-12)$$

(2-12) 式において、 $[I - D]^{-1}$ はレオンチェフ逆行列と呼ばれる。(2-12)式を(2-11)式に代入し、(2-5)式を用いて整理すると、(2-13)式が得られる。

$$\vec{U} = Y^{-1} \cdot [I - D]^{-1} \cdot \vec{Y} = [Y - DY]^{-1} \cdot Y \cdot \vec{1} = [I - Y^{-1}A]^{-1} \cdot \vec{1} \quad (13)$$

ただし、 $\vec{1}$ は各要素が 1 の n 次元ベクトルである。

行列 B を(2-14)式のように定義すると、上流度指数は(2-15)式で表される。

$$B := Y^{-1}A = \begin{bmatrix} \frac{a_{11}}{Y_1} & \dots & \frac{a_{1n}}{Y_1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{a_{n1}}{Y_n} & \dots & \frac{a_{nn}}{Y_n} \end{bmatrix} \quad (2-14)$$

$$\vec{U} = [I - B]^{-1} \cdot \vec{1} \quad (2-15)$$

(2-15) 式は、Ito and Vezina [2015] における上流度ベクトルの表現と等しい。また、(2-15)式における $[I - B]^{-1}$ は、ゴーシュ逆行列と呼ばれている (Miller and Temurshoev [2017])。

上流度指数の最小値は、定義により 1 である。この産業は、下流にいかなる生産工程を持たない、すなわち産出物が最終財である場合 ((2-6) 式において、 $Z_i = 0$ 、 $Y_i = F_i$) である。

一方、最大値は(2-8)式より、定義上は無限大となり得るが、実際には、財が永久に中間財としてサプライ・チェーンに留まることはないため、値は有限となっている。WIODの産業連

関表を用いて計算した上流度指数は、国別では1.5～3.0の範囲に収まっており、産業別でも、日本を例にとると、最小値が1.0、最大値が3.7となっている。

2.3.4 上流度指数の拡張

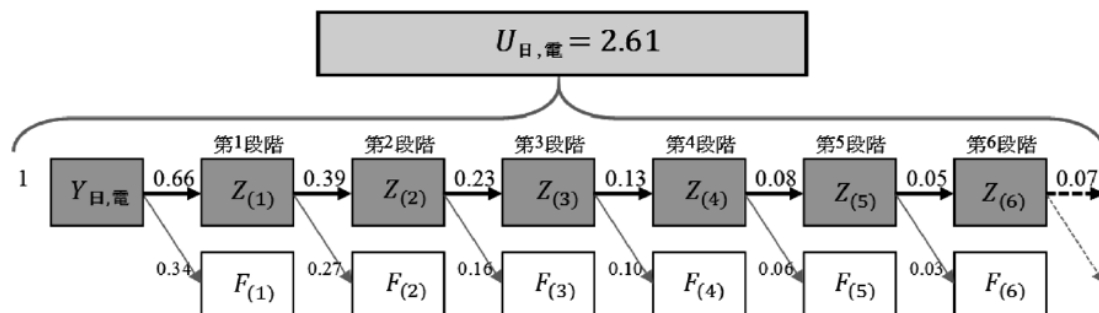
2.3.3節における、上流度指数の定義と計算は、先行研究の分析に準じている。本論文では、この計算式を拡張して上流度指数を分解し、その指数の含意を、分析可能な形へと展開する。

(2-15) 式を変形すると、上流度指数は次の(2-16)式のように変形される。

$$\vec{U} = [I + B + B^2 + \dots] \cdot \vec{1} \quad (2-16)$$

(2-16) 式は、ある産業の上流度指数が、その産業の産出物を用いる、その段階以降全ての生産工程における投入量の無限和として計算されることを意味している。以下の分析で述べるように、この分解式は、本論文の鍵となる重要な表現である。

(16) 式において、 $B = (b_{ij})$ は、財 i が 1 単位生産された時に、その財 i を用いて生産される他の財 j の産出高である。したがって、それぞれの段階における上流度指数は、その次の生産段階において、中間財として用いられる財 i の割合として求められる。下のフローチャートは、この分解の過程を、2011年の日本の電機産業を例として図式化したものである。



フローチャートの左端のように、産業の当初産出額 ($Y_{日,電}$) を 1 とする。次に、第 1 段階では、当初の産出額の 66% が、次の生産工程において、中間財 ($Z_{(1)}$) として用いられ、これが同段階における上流度指数 (0.66) として計上される。残りの 34% は、財 i 自身の最終需要 ($F_{(1)}$) として消費されるため、サプライ・チェーンからは離脱する。次の第 2 段階におい

ては、当初産出額対比で39%が、その次の段階の中間財 ($Z_{(2)}$) として用いられ、第2段階の上流度指数 (0.39) として計上される。以下、同様の計算を続けることで¹¹、上流度指数は最終的に、「当初産出物のうち、各々の段階で中間財として用いられる割合の和」として計算される。この分解が(2-16)式の利点であり、どの産業 j が、どの段階において、どの程度、産業 i の上流度指数に寄与しているかを分析できる。また、産業のみならず、ある国の別の国に対する、上流度の寄与度を求めることもできる。この点は、2.4節で説明する。

2.3.5 産業間の上流度の合成と変化の寄与度分解

ここでは、2.3.4節で求めた各産業の上流度を合成して、国全体の上流度指数やグローバル経済の上流度指数と、その変化の寄与度分解を算出する方法を示す。

U_{ci} を、ある国 c における産業 i の上流度指数とする。国 c 全体の上流度指数 U_c は、当該産業の産出額が国全体に占めるウェイト (Y_{ci}/Y_c) で加重平均し、(2-17)式で計算される。

$$U_c = \sum_{i=1}^n \left(U_{ci} \cdot \frac{Y_{ci}}{Y_c} \right) \quad (2-17)$$

国全体の上流度指数の変化 ΔU_c は、各産業の上流度指数の変化 ΔU_{ci} と、各産業の産出額ウェイトの変化 $\Delta(Y_{ci}/Y_c)$ といった、2種類の変化を用いて分解することが可能となる。前者を「産業内効果 (within effect)」、後者を「産業間効果 (between effect)」と定義すると、それぞれの効果は、以下の(2-18)式から近似的に分解できる。

$$\Delta U_c = \sum_{i=1}^n \left(\Delta U_{ci} \cdot \frac{Y_{ci}}{Y_c} \right) + \sum_{i=1}^n \left(U_{ci} \cdot \Delta \left(\frac{Y_{ci}}{Y_c} \right) \right) \quad (2-18)$$

(2-18)式の右辺の第1項は産業内効果を表し、各産業の産出額ウェイトをある時点で固定し、各々の上流度指数の変化の和で計算される。一方、右辺第2項は産業間効果を表し、各産業の上流度指数をある時点で固定し、各々の産出額ウェイトの変化の和で計算される。

グローバル経済の上流度指数 (U)、およびその変化 (ΔU) は、各国の産出額が世界全体の

¹¹ フローチャートにおける第6段階の右の数値は0.07となっている。ただし、これは第7段階の上流度ではなく、第7段階以降の全ての上流度の総和となっている。各段階の上流度指数は、段階数が増えるに従って減衰し、0に限りなく近づくものの、無限に続くため、以降の値を合計して示している。

産出額に占めるウェイト (Y_c/Y) を用いて、(2-19)、(2-20)式のように求められる。

$$U = \sum_{c=1}^m \left(U_c \cdot \frac{Y_c}{Y} \right) \quad (2-19)$$

$$\Delta U = \sum_{c=1}^m \left(\Delta U_c \cdot \frac{Y_c}{Y} \right) + \sum_{c=1}^m \left(U_c \cdot \Delta \left(\frac{Y_c}{Y} \right) \right) \quad (2-20)$$

グローバル経済の上流度指数を産業別から計算する場合は、まず世界全体における各産業 i の上流度 U_i を、(2-21)式で各国の当該産業全体に占めるウェイト (Y_{ci}/Y_i) を用いて加重平均し、その変化 ΔU_i を(2-22)式で求める。(2-21)式の各産業 i の上流度 U_i を、各産業の産出額が世界全体に占めるウェイト (Y_i/Y) を用いて、(2-23)式のようにグローバル上流度を求めると、その変化 ΔU は(2-24)式のように求められる。グローバル上流度の集計値である(2-19)式と(2-23)式は一致し、その変化である(2-20)式と(2-24)式も一致する。ただし、各式の右辺が示すように、異なる切り口での寄与に分解される。

$$U_i = \sum_{c=1}^m \left(U_{ci} \cdot \frac{Y_{ci}}{Y_i} \right) \quad (2-21)$$

$$\Delta U_i = \sum_{c=1}^m \left(\Delta U_{ci} \cdot \frac{Y_{ci}}{Y_i} \right) + \sum_{c=1}^m \left(U_{ci} \cdot \Delta \left(\frac{Y_{ci}}{Y_i} \right) \right) \quad (2-22)$$

$$U = \sum_{i=1}^n \left(U_i \cdot \frac{Y_i}{Y} \right) \quad (2-23)$$

$$\Delta U = \sum_{i=1}^n \left(\Delta U_i \cdot \frac{Y_i}{Y} \right) + \sum_{i=1}^n \left(U_i \cdot \Delta \left(\frac{Y_i}{Y} \right) \right) \quad (2-24)$$

2.4 分析

2.4.1 グローバル上流度指数

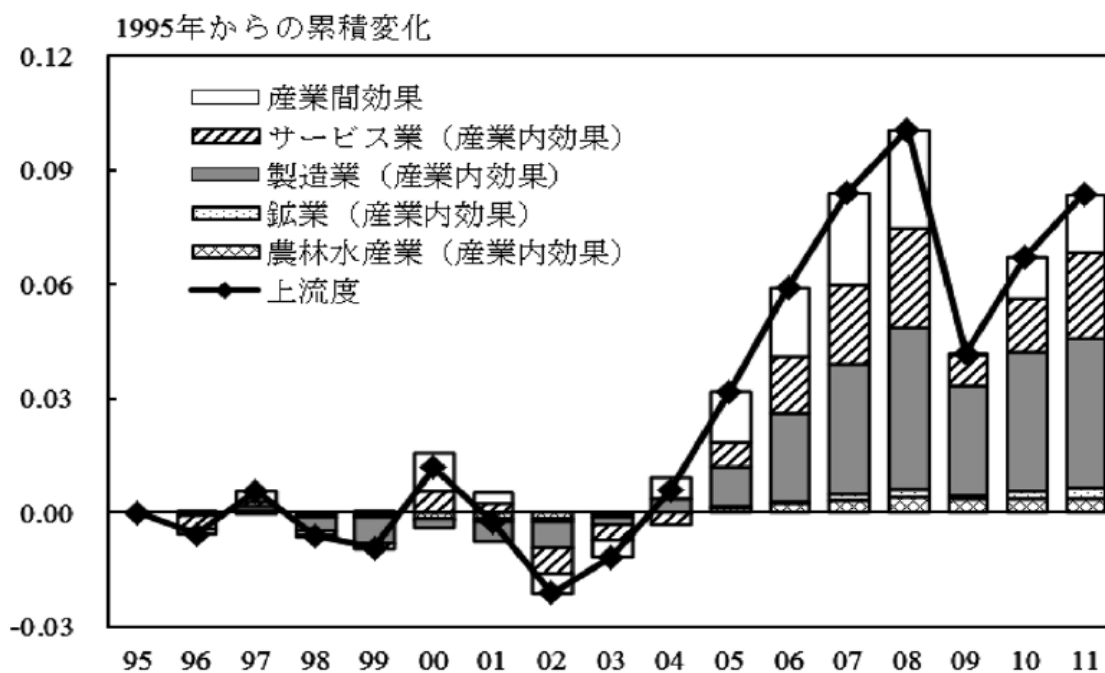
本節では、2.3節の手法を用いて上流度指数を分析する。図2-1、図2-2は、2.3.5節のそれぞれ(2-24)式、(2-18)式を用いて、上流度指数の変化に関する産業別（農林水産業、鉱業、製造業、サービス業）の寄与度分解を示している。その際、産出額ウェイトの変化を表す産業間効果を1つに集約し、各産業の上流度の変化を表す産業内効果に焦点を当てている。

図2-1は、グローバル経済の上流度指数の1995～2011年における変化を示している。変化は、1995年からの累積変化で表されているため、長期的なトレンドを捉えていると解釈でき

る。上流度指数全体は、2000年代半ばに大きく増加した後、国際金融危機の発生に伴って一時的に低下し¹²、再び上昇に転じたが、依然として既往ピークには戻っていない。業種別の寄与度をみると、産業内効果全体のおよそ3分の2が、製造業の変化によって説明されている。加えて、サービス業もまた相応に寄与していることがわかる。

図2-2は、日本における上流度指数の累積変化を示している。全体の変化の傾向は、図1のグローバル経済と概ね似通っている。すなわち、上流度は、2000年代半ばに増加した後、国際金融危機に際して減少し、2010年以降再び増加に転じている。ただし、変化幅を比較すると、日本の上流度は、グローバル対比大きく上昇していることがわかる¹³。業種別の寄与度をみると、日本もグローバル経済と同様に、産業内効果全体の約3分の2が製造業、約3分の1がサービス業の寄与となっていることがわかる。

図2-1 グローバル上流度（1995～2011年）

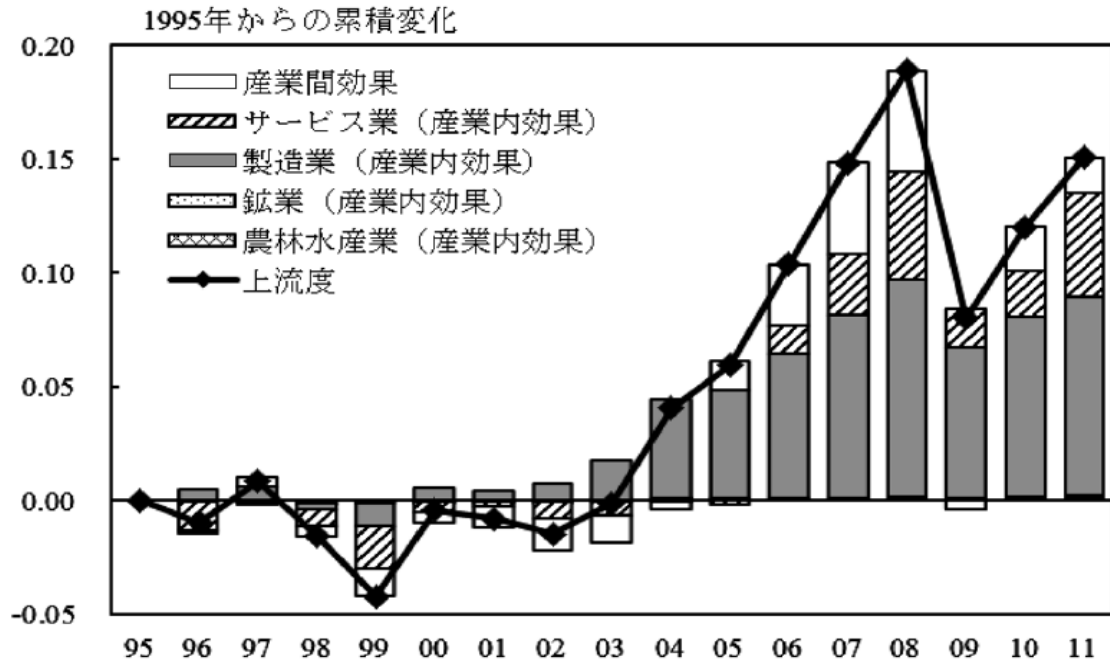


(出所) WIOD

¹² 景気後退時には、資本財や耐久財といった、相対的にサプライ・チェーンが長い(=上流度の大きい)財の需要が大幅に減少するため、全体のの上流度を押し下げると考えられる。

¹³ 上流度指数の上昇への解釈としては、各国、各産業がサプライ・チェーン上で上流へシフトする本来の効果の他、生産工程の細分化が進んだ結果、最終財までの工程数が増加したことも寄与していると考えられる。世界全体のの上流度が上昇したことは、後者を映じていると考えられる。一方、日本の上流度が相対的に大きく上昇したことは、日本企業が下流工程の海外移管等を行い、上流化を進めた点を示唆している。

図2-2 日本の上流度（1995～2011年）



(出所) WIOD

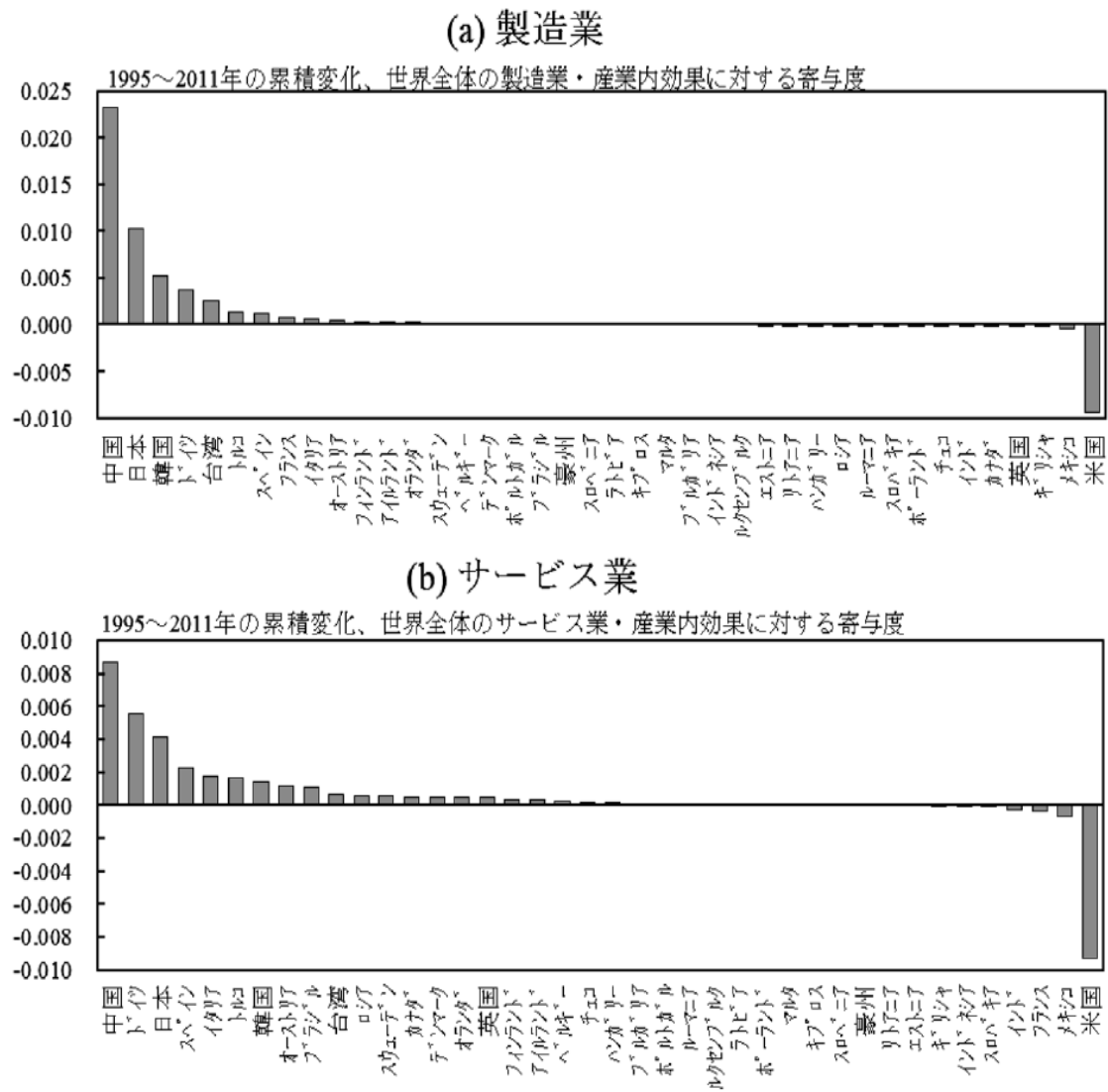
図2-3は、(2-22)式を用いて、グローバル上流度の産業内効果（1995～2011年の累積値）に対する、各国の寄与度を、製造業・サービス業別に並べている。図2-3(a)の製造業では、増加寄与の上位5つのうち4つが、東アジア（中国、日本、韓国、台湾）に集中している。これは、サプライ・チェーン・ネットワークが、2000年代に同地域で深化した事実と整合的である。すなわち、生産工程の細分化に伴って、国境を挟んだ中間財の貿易が増加したことで、これら4か国・地域全てにおいて、上流度が高まったと考えられる。

一方、図2-3(b)のサービス業では、これら東アジア各国・地域の上流度は製造業同様に上昇しており、これは製造業と結びつきの強いサービス業（例：運輸業）の伸びによるものと考えられる。一方で、製造業とは異なる特徴として、上流度指数の上昇は、東アジア地域のみならず、ドイツ、スペイン、イタリアといった欧州先進国でもみられる。

この他、米国では、製造業、サービス業いずれも、上流度指数が低下している。この変化の要因としては、米国の産業が、バリュー・チェーンにおいて、上流の産業（生産工程）を海外に移管して、最終財が消費者に届く直前の最終工程において、付加価値を生む産業（マ

ーケティングなど) にシフトしつつあることを示唆している¹⁴。

図2-3 産業内効果の各国寄与度：製造業とサービス業（1995～2011 年）



(出所) WIOD

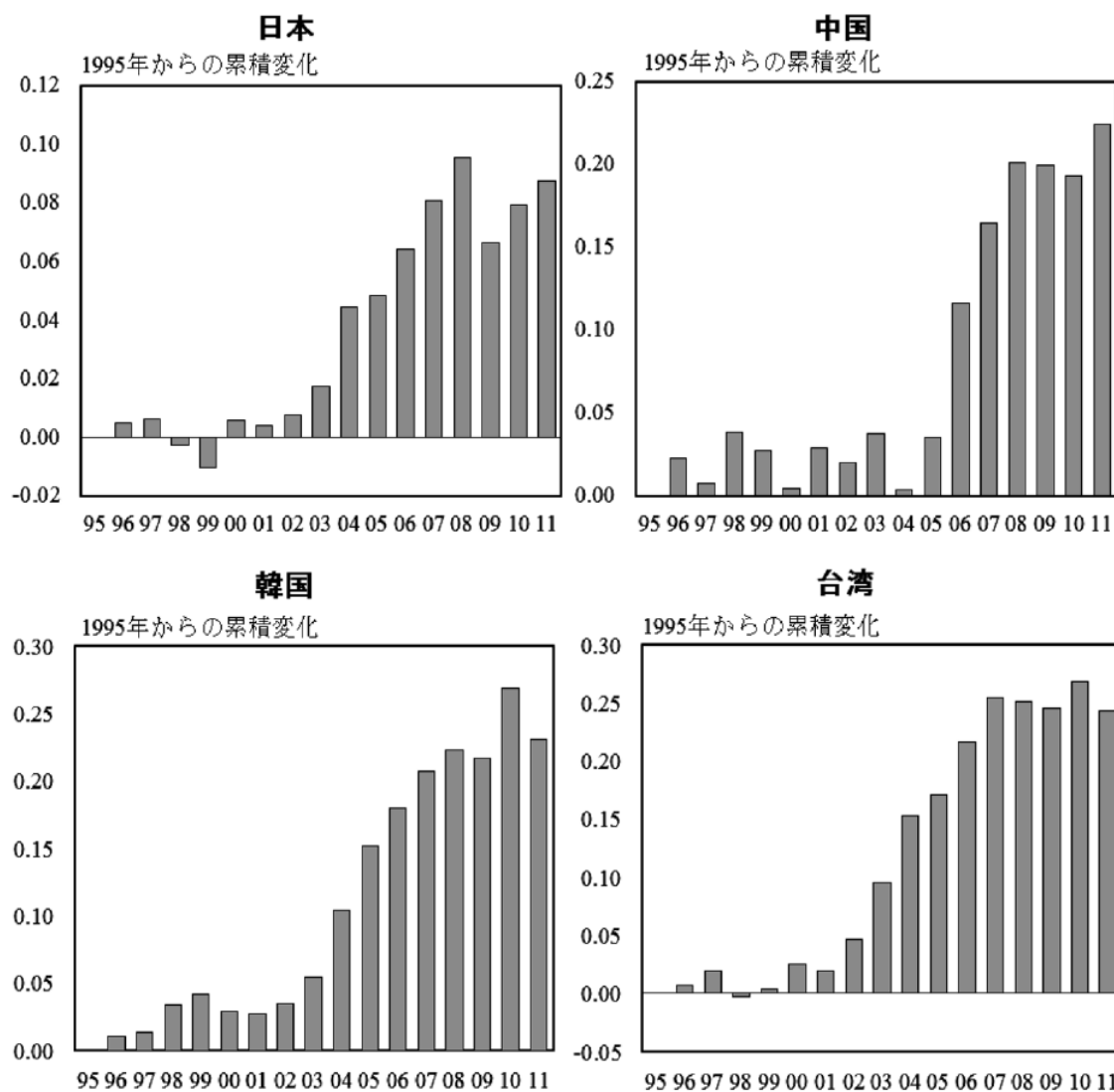
2.4.2 製造業の分析

2.4.1節では、製造業における上流度の伸びが、東アジア4か国・地域において顕著であることを示した。ここでは、同地域で製造業の上流度指数が変化した要因を分析する。

¹⁴ Fally [2012] では、米国におけるバリュー・チェーン上の付加価値は、広告産業や非資本集約型産業といった、より下流の産業へと推移してきており、これが上流度指数の低下と整合的であると説明されている。

図2-4は、(2-18)式を用いて計算した、東アジア4か国・地域における製造業の産業内効果（1995～2011年の累積値）を表している。全体の傾向は、全ての国・地域で似通っていることがみてとれる。すなわち、上流度指数は2000年代初頭までは横ばいであったが、2000年代半ばに急上昇した。国際金融危機を経て、横ばいないし低下に転じた後、2011年においては、いずれも概ね金融危機以前の水準まで戻ってきている。

図2-4 産業内効果：東アジア各国・地域の製造業（1995～2011年）

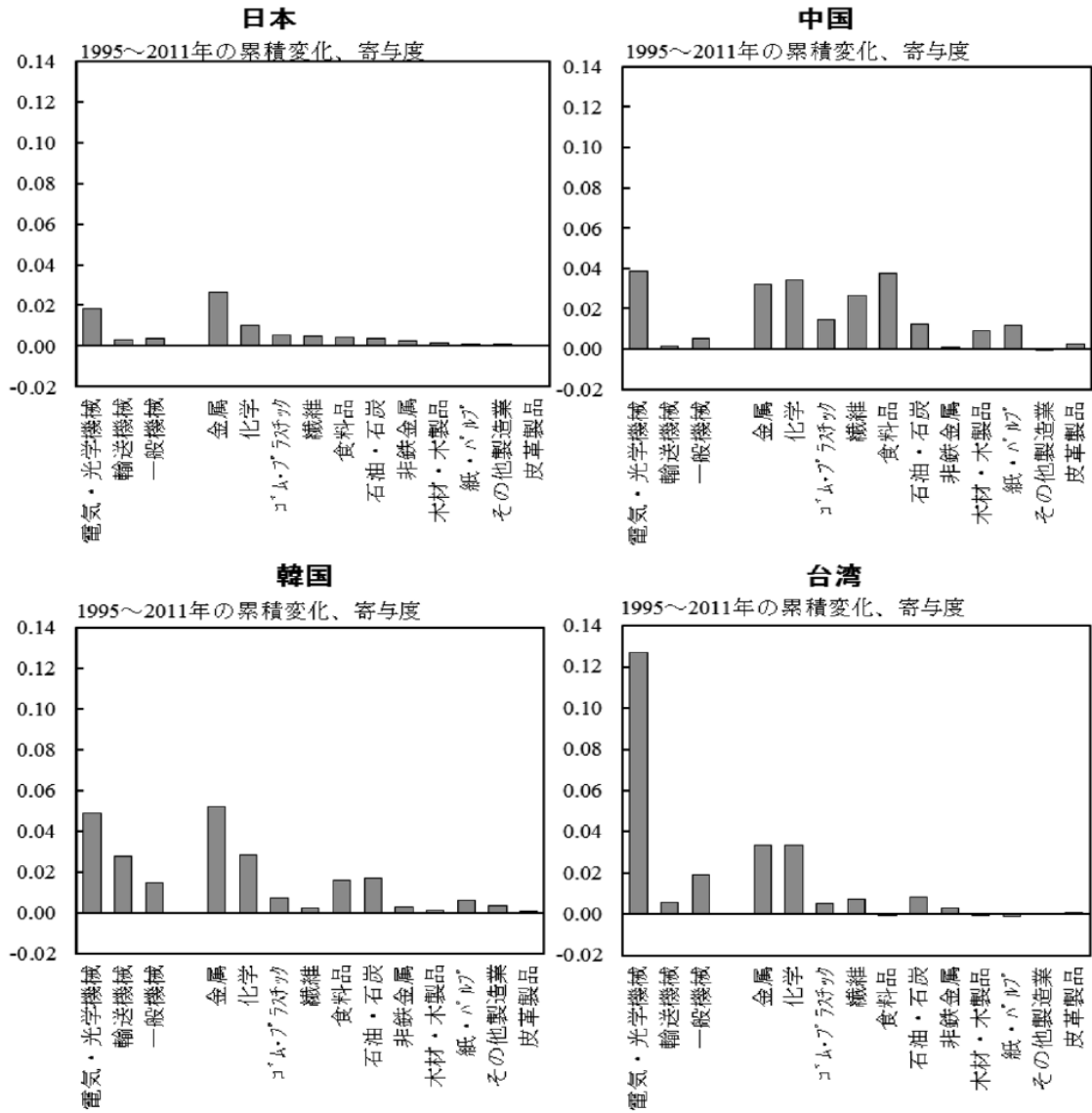


(出所) WIOD

図2-5は、同じく(2-18)式を用いて、これらの国・地域における製造業の産業内効果を、製造業を構成する14部門に寄与度分解したものである。いずれの国・地域においても、共通点

として、上流度の変化に対する電機産業の寄与が大きくなっていることがわかる¹⁵。

図2-5 産業内効果：東アジア各国・地域の製造業（産業別、1995～2011年）



(出所) WIOD

以下では、この電機産業における上流度の増加に対して、詳細な分析を行う。具体的には、(2-16)式を用いて、国別・産業別・段階別に上流度を増加させた要因について寄与度分解を行う。ここでは特に、どの国が増加に寄与したか、すなわち、どの国からの中間財需要が上

¹⁵ 図2-5では、このほか金属や化学などでも、この4か国・地域において上流度が増加している。ただし、これらの産業における上昇は、実質ベース（数量要因）というよりは、むしろ価格要因、すなわち2000年代半ばのコモディティ価格の上昇を映じている可能性が考えられる（原論文の補論2を参照）。

流度の伸びを牽引したかに注目する。

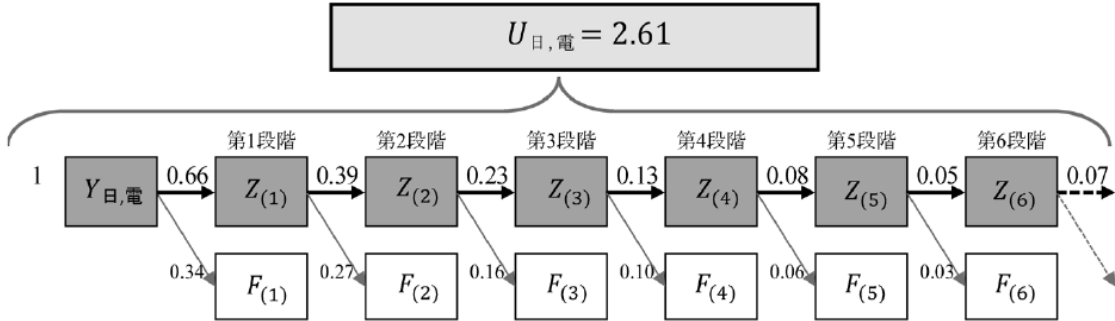
図2-6は、日本の電機産業の産業内効果を寄与度分解したものである。2.2.4節でみたように、図2-6(a)のフローチャートでは、2011年における産出額のうち66%が、第1段階において、中間財として次の下流工程で用いられたことがわかる。図2-6(b)では、1995年と2011年のそれぞれにおいて、各段階における中間財需要が、国内・海外いずれにおいて生じていたかを示している。2011年では、第1段階における66%の中間財需要のうち、43%（約3分の2）が国内需要、24%（約3分の1）が海外需要であった。しかし、次の第2段階については、39%（当初産出額対比）の中間財需要のうち、海外需要（21%）が国内需要（18%）を上回っている。第3段階以降については、国内、海外いずれについても中間財需要は低下していくものの、海外需要が国内需要を常に上回っている。このことは、日本の電機産業の特徴として、国内で生産された中間財が、直後の工程においては国内で加工されるが、その後の工程については、海外に出荷されて加工が進み、現地で最終財として仕上げられていく傾向があることを背景としたものと考えられる。

図2-6(b)で2時点比較を行うと、日本の電機産業の上流度は、2.17から2.61へと上昇しており¹⁶、かつ上昇のほぼ全てが海外の中間財需要に因るものとなっている。一方で国内の需要にはほとんど変化がない。こうしたことから、日本の電機産業は、自国で財を生産後、中間財として海外に輸出し、GVCの上流度を高めていったと示唆される。図2-6(c)は、この海外中間財需要を、相手国別に分けたものである。2011年では、中国が最大の海外需要主体であり、およそ半分（0.39/0.85）の中間財需要を占める。一方で、米国は1995年においては最大の需要主体であり、2011年にも相応の需要を有してはいるが、その寄与度は0.11から0.07へと縮小した。この他、韓国、ドイツ、台湾などの寄与も高まってきており、海外からの中間財需要は、量だけではなく、需要先別にも変化があったことがわかる。

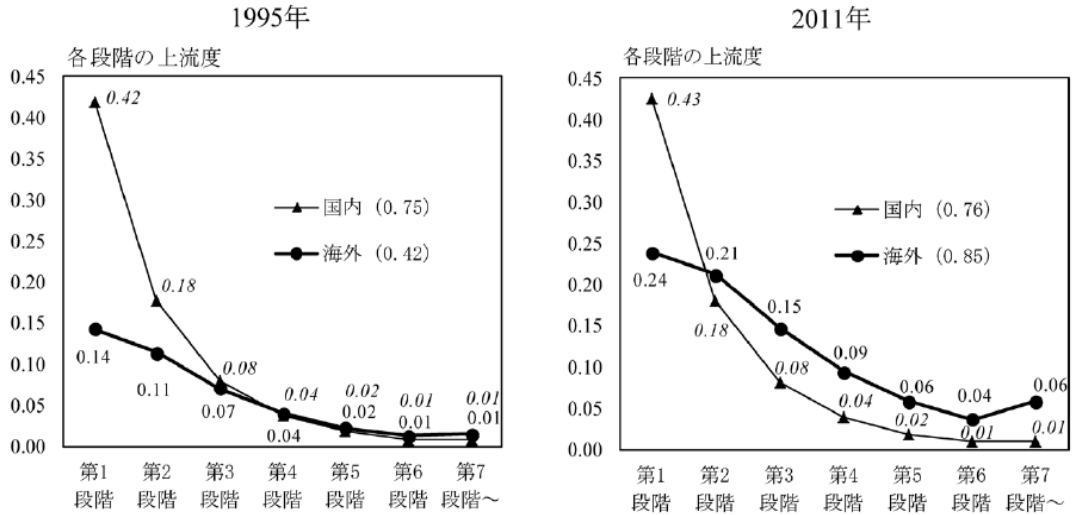
¹⁶ 図表 2-6(b)において、1995 年の上流度(2.16)は、自産業(1)、国内(0.75)、海外(0.42)の和として、2011 年の上流度(2.61)は、自産業(1)、国内(0.76)、海外(0.85)の和として、それぞれ計算される。

図2-6 上流度指数（日本、電機産業）

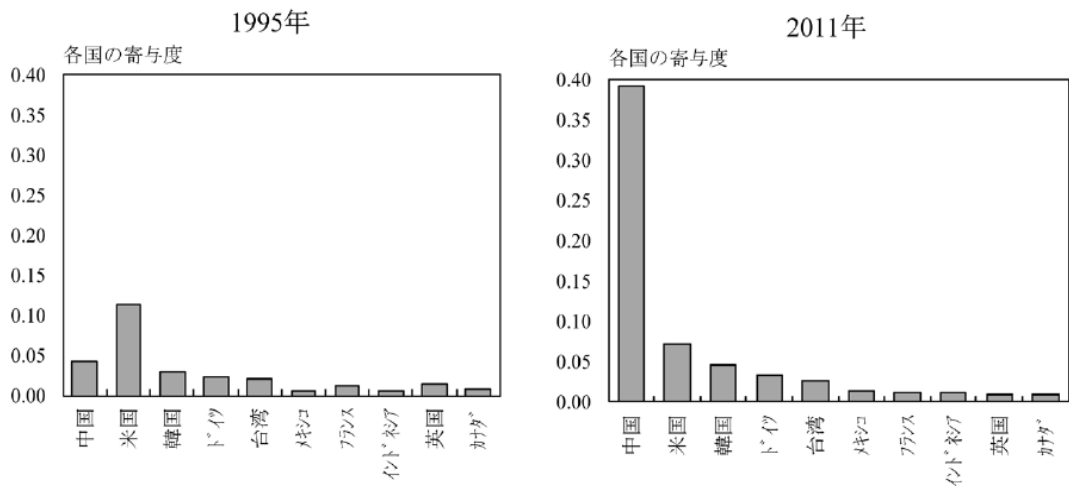
(a) 上流度:各段階への分解(2011)



(b) 各段階における国内・海外の寄与度



(c) 上流度(海外)における各国の寄与度



(注) (b)の括弧内は、国内、海外それぞれの上流度。

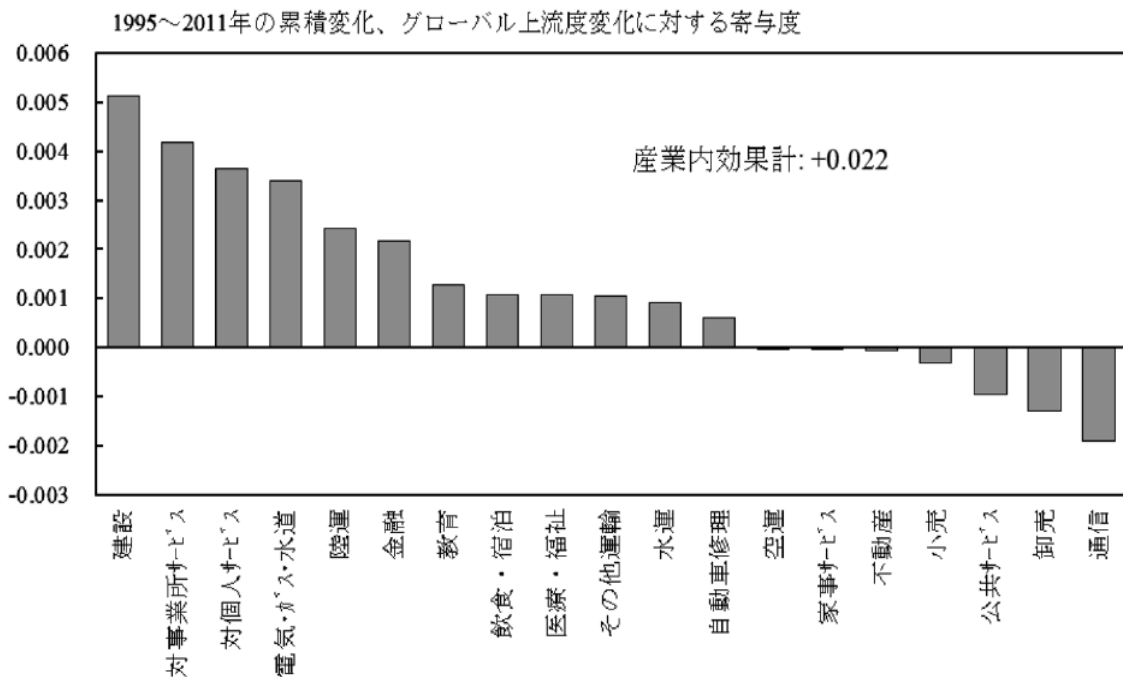
(出所) WIOD

2.4.3 サービス業の分析

次に、サービス業の上流度指数の変化要因を分析する。具体的には、サービス業の上流度の増加において寄与の大きい、対事業所サービス業に焦点を当てる。同産業の上流度においては先進国の寄与が大きいことから、日本を例に、より細目に踏み込んで詳細に分析する。

図2-7は、(2-22)式を用いて、サービス業のグローバル上流度の変化に対する産業内効果(1995～2011年の累積値)を、サービス業を構成する19産業に寄与度分解したものである。寄与が最も大きいのは建設業であるが、これは2000年代半ばの資材価格の高騰を映じている可能性が考えられる。したがって、ここでは寄与度が2番目に大きい、機械リース・その他事業サービス(以下、対事業所サービス)に焦点を当てる。

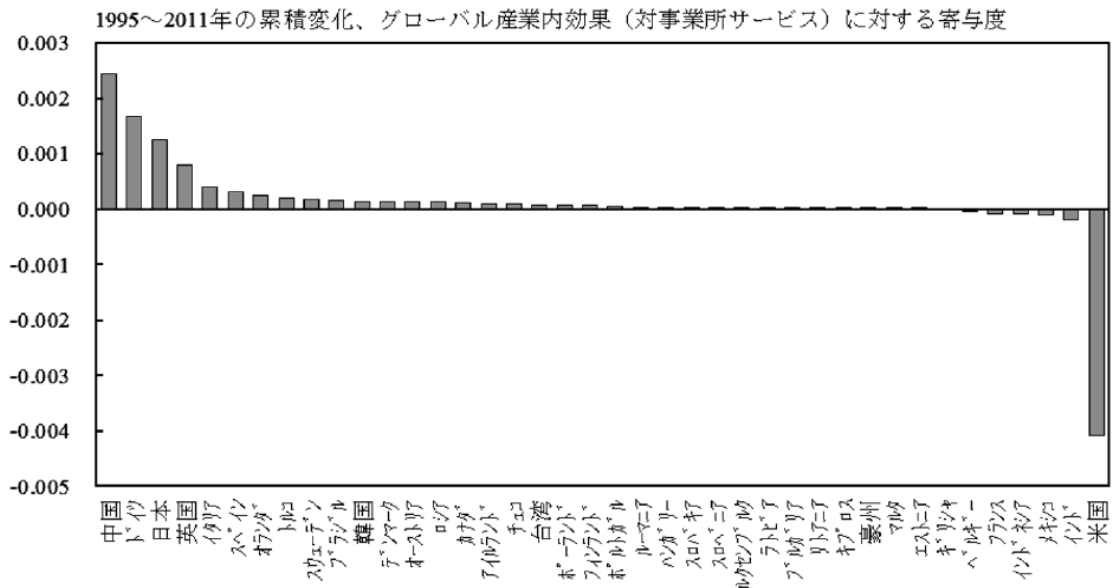
図2-7 サービス業の上流度



(出所) WIOD

図2-8は、同じく(2-22)式を用いて、対事業所サービスの産業内効果を、各国の寄与度に分解したものである。寄与度の大きい国は、中国を除くと、ドイツ、日本、英国、イタリアといった先進国に集中している。そこで、日本を例として、先進国における対事業所サービスの上流度の増加をより仔細に分析し、どのような産業が伸びに寄与したのかをみる。

図2-8 対事業所サービス業の上流度



(出所) WIOD

ただし、問題点として、WIODの国際産業連関表には、より細かな分類の連関表が存在しないという制約がある。したがって、同連関表の細分類対応表（NACE）を用いて、対事業所サービスの細目分類の上流度を、日本の産業連関表（表2-4）を用いて補完する¹⁷。

表2-4 対事業所サービスの内訳

国際産業連関表	国内産業連関表（日本）
機械リース・ その他事業所サービス (対事業所サービス)	機械リース
	情報サービス
	機械修理
	広告
	研究開発（R&D）
	その他事業所サービス

(出所) WIOD、EU、総務省

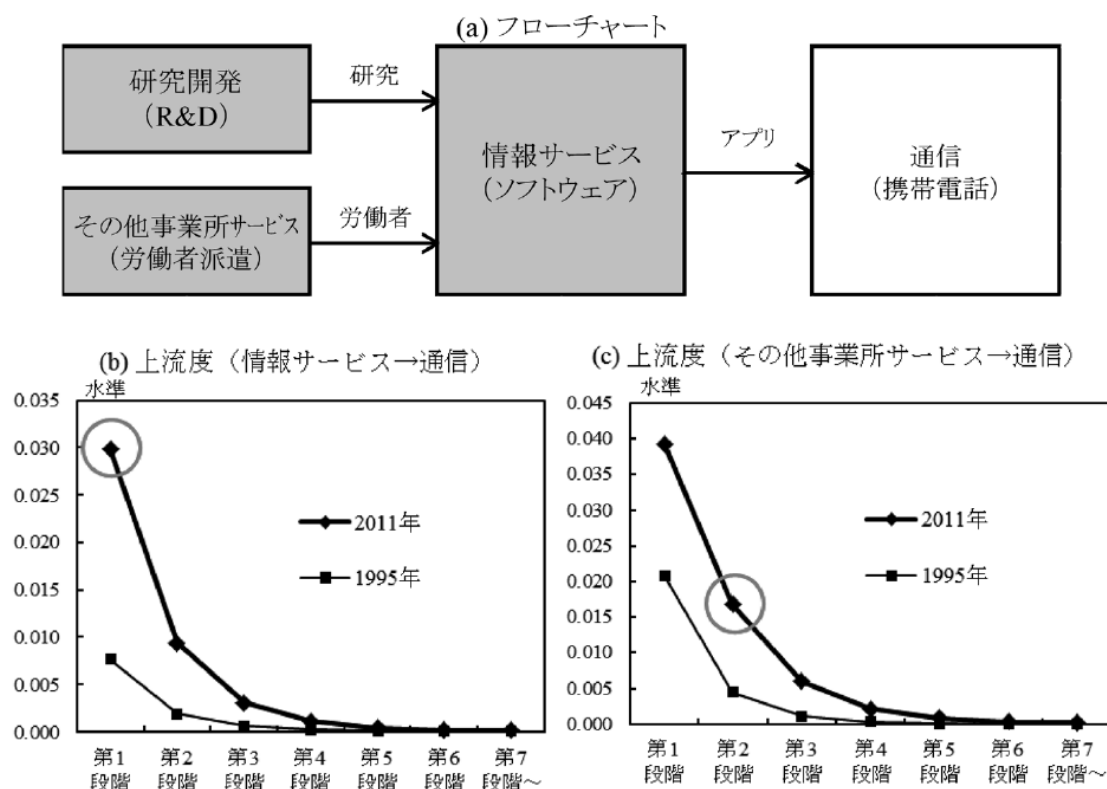
¹⁷ 2.3.1 節の通り、国際連関表と国内連関表では、海外中間財の観点から上流度に相違が生じる。もっとも、サービス業の需要は大部分が国内のため、その影響は相対的に小さいと考えられる（原論文の補論1参照）。

以下の2つの事例は、(2-16)式を用いて、サービス業における上流度指数の増加を示したものである。第1の例は、図2-9(a)で示されるように、「研究開発 (R&D)」と「その他事業所サービス（ここでは、労働者派遣業）」が上流、「通信業」が下流に位置している。これらの産業は、直接的ではなく、「情報サービス業（ソフトウェア）」を介してつながっている。図2-9(b)は、「情報サービス業」の「通信業」に対する上流度を示している。1995～2011年における増加は、主に第1段階で生じており、2つの産業間では、直接的な結びつきが強化されていることがわかる。一方、図2-9(c)は、「その他事業所サービス」の「通信業」に対する上流度を示している。この事例では、1995～2011年における上流度の増加は、第2段階でもみられる。第2段階における上流度の増加は、2つの産業*i*と*j*を例にとると、産業*i*のサービスが産業*j*に直接用いられるのではなく、いったん別の産業*k*に利用され、産業*k*のサービスが産業*j*に用いられることで、間接的に関係性を強めていることを示している。中間に相当する産業*k*を分析すると、「情報サービス業」がこの2つの産業を結ぶ役割を果たしていることがわかった¹⁸。

一連の上流度の上昇は、以下のように解釈される。2000年代初頭の通信業は、携帯電話の登場に伴い、大きな変化が生じた。携帯電話は、アプリケーションなど他のサービス業の産出物を用いるため、これら他の産業の上流度の上昇に寄与する。例えば、「情報サービス業」は、携帯向けアプリケーション・サービスの供給主体として、サプライ・チェーンにおいて通信業の上流に位置する。その「情報サービス業」のさらに上流工程には、「研究開発 (R&D)、アプリケーションの開発など」や「その他事業所サービス（労働者派遣）」が位置しており、これらはいずれも「対事業所サービス」に含まれる。この結果、「対事業所サービス」が、「情報サービス業」を間に挟む形で、「通信業」と間接的につながりを持つことになる。

¹⁸ 第1段階における上流度の増加は、(2-8)式の右辺第2項に相当する。ここでは、産業*i*が対事業所サービス業、産業*j*が通信業となる。一方、第2段階における上流度の増加は、同式の右辺第3項に相当する。ここでは、同様に産業*i*が対事業所サービス業、産業*j*が通信業となり、両産業を媒介する産業*k*として情報サービス業が存在している。

図2-9 サービス業の上流度（日本：研究開発、その他事業所サービス）



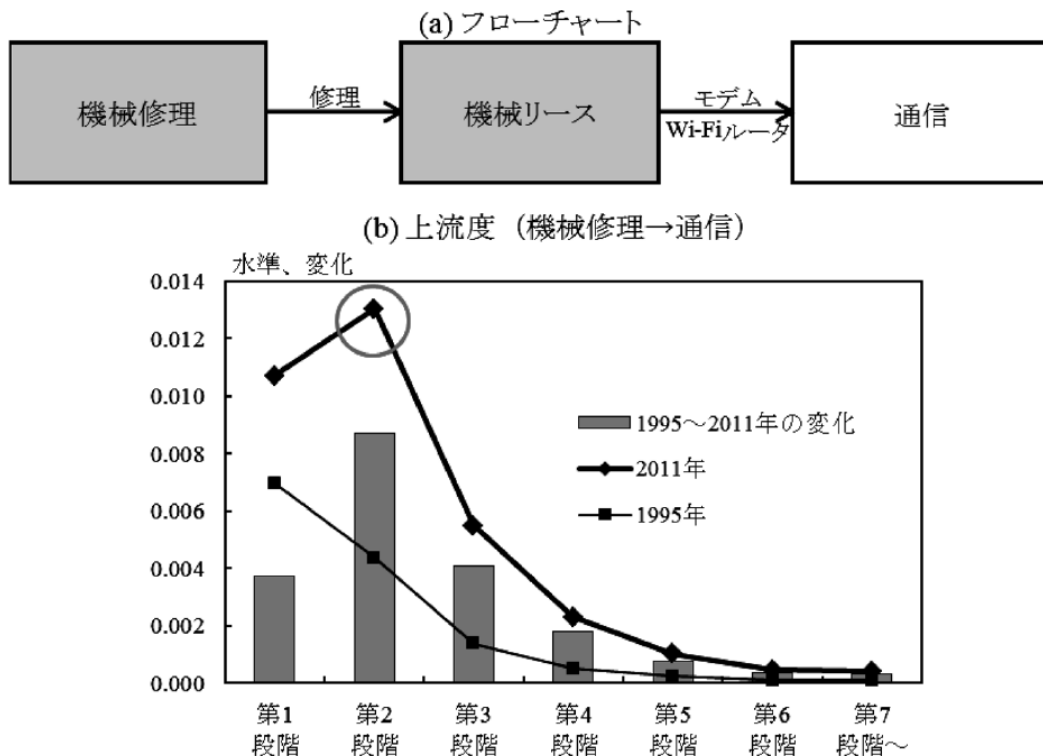
（出所）総務省『1995－2000－2005年接続産業関連表』、『2011年産業関連表』

第2の例は、図2-10(a)に示されるように、「機械修理業」がサプライ・チェーンの上流に、「通信業」が下流に位置しており、「機械リース業」が両者を媒介している。「機械修理業」、「機械リース業」は、いずれも対事業所サービスに属する。図2-10(b)は、「機械修理業」の「通信業」に対する1995年と2011年の上流度を示している。上昇幅のみならず、上流度の水準についても、第2段階が最も大きくなっており、「機械修理業」と「通信業」の結びつきが、直接的から間接的へと変化してきたと考えられる。

こうした変化は、以下のように説明できる。1995年当時は、機械修理業と通信業は、固定電話の修理を介して、直接的に結びついていた。しかし、第1の例で示したように、1990年代後半以降、携帯電話やインターネットサービスが、通信業における主要な産業となった。インターネットが当初普及した際は、固定電話網を利用した接続が中心であったが、現在では、モデムやWi-Fiルータを用いた接続も相応に普及している。これらの機器は、しばしば

プロバイダーから家計や企業へとリースされる（フローチャートの第2段階）。同時に、これらのプロバイダーは機器の所有者として、必要に応じて修理を行う（同第1段階）。このように、機械修理業と通信業が、機械リース業を媒介としてつながることで新しいサービス業のネットワークが形成されるようになった。

図2-10 サービス業の上流度（日本：機械修理）



（出所）総務省『1995－2000－2005年接続産業連関表』、『2011年産業連関表』

以上の2つは、「対事業所サービス」という特定のサービス業の上流度の増加要因を説明する事例に過ぎない¹⁹。しかし、近年のサービス業の環境変化を踏まえると、サービス業の上流度の増加は、一般的に大きく次の2つのパターンに集約されると考えられる。1つは、リースや労働者派遣といった事業の外注化、もう1つは、情報通信業をはじめとした、他のサービスを自己の中間投入として用いる、新しいサービス業の発展である。

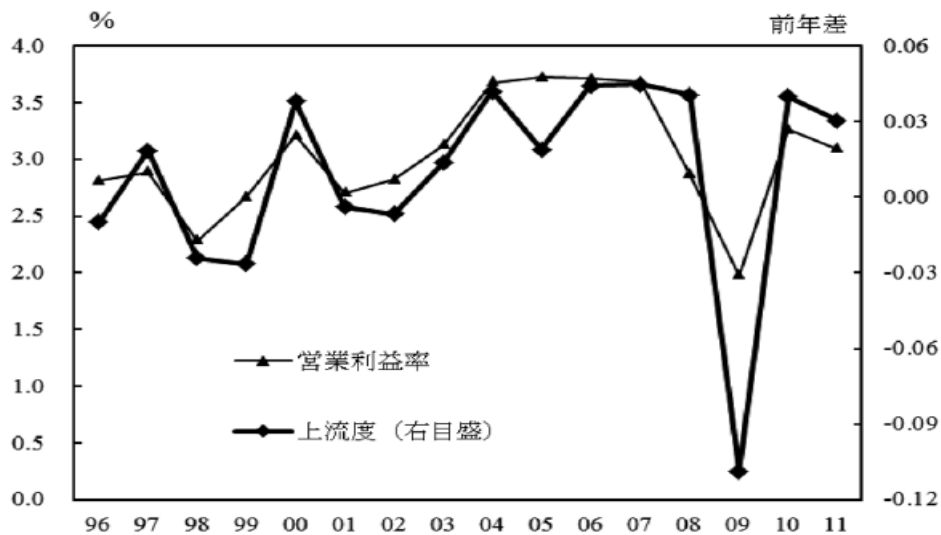
¹⁹ 本論文は、サプライ・チェーンにおけるサービス業間の関係を示した。一方で、事例としては多くはないものの、サービス業が製造業の上流に位置するケースも存在する。例えば、日本では、研究開発（R&D）が輸送機械や化学の上流に位置しており、自動車や医薬品の開発がこうした事例に相当すると考えられる。

2.4.4 上流度と産業競争力

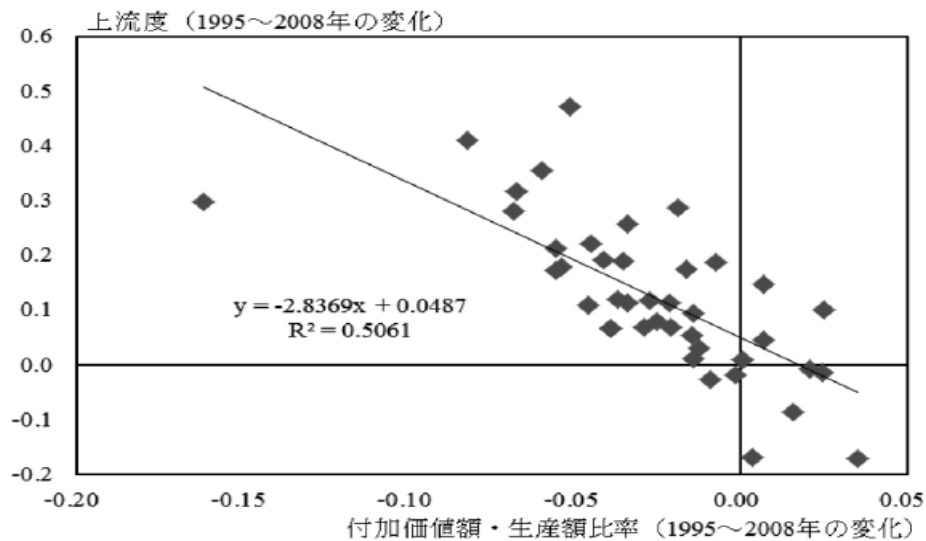
次に、上流度指数を用いて、産業競争力の分析を試みる。Ito and Vezina [2015] は、上流度と国内付加価値比率は、Baldwin, Ito, and Sato [2014] が提唱する「スマイル・カーブ」、すなわち、付加価値がバリュー・チェーンの上流と下流に集中した、U字型を描くと述べている。本論文でも、こうした関係がみられるか、検証を行う。

図2-11 上流度と利益率、付加価値額・生産額比率

(a) 利益率（日本）



(b) 付加価値額・生産額比率（各国）



(出所) 財務省、WIOD

図2-11が示すように、日本においては、上流度指数と企業収益の間には正の相関関係がみられ、上流度指数が上昇した際には、企業収益も改善がみられている。これは、わが国においては、川下に位置する組立工程を海外にアウトソースし、上流の研究開発工程に特化することで、収益性が改善するということが考えられる。

一方、上流度指数と付加価値額・生産額比率（value-added ratio）との間には負の相関関係がみられ、必ずしもスマイル・カーブが確認されるわけではない。ただし、この負の関係については、一定の留意点が必要と考えられる。すなわち、海外事業展開が行われた場合、付加価値そのものも一定程度は流出していること、あるいは、上流のサービス業（研究開発など）と、下流のサービス業（マーケティングなど）が、産業連関表の分類上の制約などから、データ上分類できない、といった問題によるものと考えられる。

2.5. まとめ

本論文では、上流度指数を用いて、グローバル・バリュー・チェーン（GVC）の分析を行った。上流度指数は、産業連関表を用いて、生産段階の数で測った、ある産業の最終消費者までの平均的な距離で示される。本論文では、この指数の計算手法を拡張し、上流度を、1単位の当初産出額に対して、下流の各工程における中間財として利用される金額の総和として表現した。また、上流度指数を分解することで、ある国の上流度における各国別の寄与を分析できるようになった。例えば、日本の電機産業では、中間財の需要主体の過半が、中国をはじめとする海外となっている。

また、産业内効果に焦点を当てて、グローバル上流度指数の変化を仔細に分析した結果、グローバル上流度指数は2000年代半ばに、製造業（寄与度3分の2）、サービス業（同3分の1）の双方が寄与する形で、大きく増加したことが示された。

製造業の増加は、東アジア各国・地域における電機産業で顕著であり、同時期にこの地域でサプライ・チェーンが深化した事実と整合的である。一方、サービス業では、先進国を中心とした対事業所サービスの寄与が目立っている。日本を例としてみると、この増加は主と

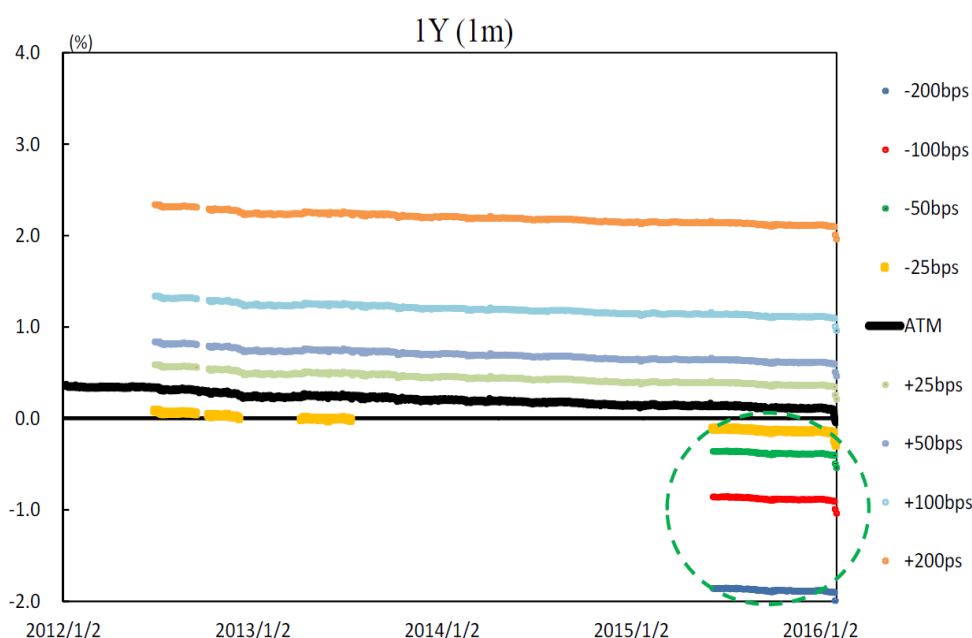
して、リースや労働者派遣といった事業の外注化の動き、並びに情報通信業といった、他のサービス産業と結びつきの強い産業の発展によるものであることが示唆された。

3. マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し²⁰

3.1 問題意識

近年、欧州や日本では、中央銀行がマイナス金利政策を導入する中、投資家が予想する金利の将来分布には大きな変化が生じている。実際、日本の金利オプションの市場価格をみると、マイナス金利政策が導入される以前から、マイナス金利を想定したオプションが既に値付けされ始めていた（図3-1）。

図3-1 スワップション金利に見る市場金利の先行き予想の値付け



(注) 1年スワップを原資産とする満期1か月スワップションのストライク。

こうした動きは、金融実務で用いられるフォワードレート・モデルに大きな影響を与えた。従来のBlackモデル (Black [1976]) やSABRモデルでは、金利がマイナスの値を取ることを想定しておらず、非負制約が課されていたため、マイナス金利政策が導入された後は、これらを用いることが困難となった。具体的には、金利オプションの取引に際して、モデルを用いて市場価格をインプライド・ボラティリティに換算するといった、基本的な実務においても

²⁰ 3章は原論文、菅沼健司・山田哲也「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し」、「経済集志」第89巻第3号、日本大学経済学部、2020年、261～282頁を加筆修正したものである。

変更が必要となり、金融機関にとってはマイナス金利に対応可能なモデル開発が急務となった (Carver [2012]、Balland and Quan [2013])。こうしたもとで開発されたモデルには、Shifted SABR (Lee and Wang [2012]) や、Free boundary SABR (Antonov, Konikov, and Spector [2015]、Kienitz [2015]、Le Floc'h and Kennedy [2015]) が挙げられる。

また、中央銀行にとっても、金利オプションは金利に対する市場の見方を理解するうえで有益なツールである。オプション価格から原資産価格の将来分布を復元する「インプライド分布」を、Breedon and Litzenberger [1978] が提案して以降、中央銀行では、株や為替、金利に関するインプライド分布の研究が進んでいる (Söderlind and Svensson [1997]、小田・吉羽 [1998]、白塚・中村 [1998] 等)。こうしたインプライド分布の研究に際しては、スプライン補間等のノンパラメトリック法がしばしば用いられるが、この手法は、低金利環境では確率がマイナスの値を取る等の問題が生じやすい問題が生じる。このため、最近の研究では、金利が低いものを対象から外し、金利水準が相対的に高い長期金利や、短期金利であっても低金利環境となる以前の期間を分析対象とするものが多い²¹。

本論文では、こうしたノンパラメトリック法の問題を回避するために、マイナス金利に対応可能な2つのフォワードレート・モデル (Shifted SABR、Free boundary SABR) を用いて、インプライド分布を推計した。その上で、マイナス金利やイールドカーブ・コントロールといった金融政策変更前後の、市場金利見通しの変化を確認した。これらのモデルを使うことで、インプライド分布の期間構造、即ち先行きの金利見通しを観測することが可能となるため、投資家が予想するマイナス金利の継続期間や、中央銀行がイールドカーブをコントロールできる期間などの時間軸分析、またマイナス金利の深掘り可能性に対する市場の見方も分析可能となる。

3章の構成は以下の通りである。3.2節では、インプライド分布の概念と導出方法について

²¹ Hull, Sokol, and White [2014]、Ivanova and Gutiérrez [2014]、Sihvonen and Vähämaa [2014]、Hattori, Schrimpf, and Sushuko [2016]など。

て説明したうえで、ノンパラメトリック法の紹介とその低金利環境における限界を述べる。3.3節では、マイナス金利環境に対応した2つのフォワードレート・モデル (Shifted SABR、Free boundary SABR) を紹介し、その特徴点を示す。3.4節では、この2つのモデルを実際の金利オプションのデータにフィットさせ、その当てはまりから両者の長所と短所を比較する。3.5節では、ケース・スタディとして、マイナス金利やイールドカーブ・コントロールといった、日本銀行の金融政策変更前後における、投資家の予測する金利の将来分布の変化を分析する。3.6節では、実確率を用いた分析結果を紹介する。3.7節はまとめである。

3.2 インプライド分布とノンパラメトリック法

3.2.1 インプライド分布

オプションの価格は、原資産価格の将来分布を反映して価格付けされている。すなわち、原資産価格の将来分布を $f^Q(x, T)$ とすると、満期を T 、ストライクを K としたコールオプションの価格 $C(K, T)$ は、以下の (3-1) 式のように、ブラック＝ショールズの公式を用いて算出される。

$$C(K, T) = e^{rT} \int_{-\infty}^{\infty} (x - K)_+ f^Q(x, T) dx \quad (3-1)$$

逆に、Breedon and Litzenberger [1978] は、様々なストライク K に対応するオプション価格 $C(K, T)$ から、インプライド分布と呼ばれる、原資産価格の将来分布 $f^Q(K, T)$ の推計が可能であることを示した。同分布は、(3-1) 式の両辺をストライク K で2階微分することによって、以下の (3-2) 式のように求められる。

$$f^Q(K, T) = e^{rT} \frac{\partial^2 C}{\partial K^2}(K, T) \quad (3-2)$$

ここで、オプション価格を K で2階微分してインプライド分布を推計するためには、相応数のストライクに対応するオプション価格が値付けされている必要があるが、実際の市場ではオプションのストライクは離散的にしか取引されていない。例えば日本のスワップション市場では、データの取得が可能な点は、At the Money (ATM) および、そこから各々

±25bps、±50bps、±100bps、±200bps乖離した計9つのみである。したがって、実際のオプションのデータを(3-2)式のようにストライクで2階微分するためには、何らかの手法を用いてデータを補間する必要がある。この手法は、ノンパラメトリック法とフォワードレート・モデルの2種類に大別される。

3.2.2 ノンパラメトリック法とその限界

まず、ノンパラメトリック法について、インプライド分布の推計に多く使われている、スプライン補間を紹介する。この手法は、離散的なストライクにおけるオプションの価格を、3次多項式を繋ぎ合わせた関数（スプライン関数）で補間した上で、(3-2)式を適用する手法である。この手法は、特定のモデルを仮定する必要がなく、手法も単純であることから、インプライド分布の研究にしばしば用いられて来た。

ただし、この方法にはいくつかの問題が存在する。第1に、補間した曲線は元々の離散的な市場価格の全ての点を通るため、実際の市場データに当てはめると、オーバーフィッティングの問題が生じる。その結果、確率が本来取りえない負の値となるケースが起こりうる。こうした問題は、典型的には、ゼロ金利制約の壁が存在する低金利環境において、インプライド・ボラティリティの水準が正と負の領域で極端に異なっている場合に生じる。

第2に、同法は、ストライクの端点を超えて外挿できないという問題がある。したがって、本論文の分析対象である、インプライド分布の期間構造（投資家の金利の先行き見通し）の推計においては、オプションの満期が長い、相応に先の将来におけるインプライド分布が、的確に推計されないという問題が生じる。

3.3 マイナス金利に対応したフォワードレート・モデル

本節では、3.2節で述べたノンパラメトリック法に生じる問題点を補う手法である、フォワードレート・モデルのうち、金融実務において最も標準的な手法として用いられているSABRモデルを概説する。その上で、SABRモデルを改良する形で、近年、マイナス金利に対

応するべく開発された、Shifted SABRモデルとFree boundary SABRモデルの2つを紹介する。

3.3.1 SABRモデル

金利デリバティブに用いる代表的なフォワードレート・モデルに、Hagan *et al.* [2002] の SABR (Stochastic Alpha Beta Rho) モデルがある。同モデルは、従来の正規モデルと対数正規モデルの中間的な性質を持つほか、ボラティリティを確率変動させることで、モデル精度を高めている。定式化は以下の (3-3) 式となる。

$$\begin{aligned} dF_t &= \sigma_t F_t^\beta dW_t \quad (0 \leq \beta \leq 1) \\ d\sigma_t &= \nu \sigma_t dB_t, \quad \sigma_0 = \alpha, \quad \langle dW_t, dB_t \rangle = \rho dt \end{aligned} \tag{3-3}$$

F_t は時点 t における先行きの金利 (フォワードレート) の水準、 σ_t はそのボラティリティである。 W_t と B_t は標準ブラウン運動となる。

次に、SABRモデルを形作る4つのパラメータ (α, β, ρ, ν) について説明する。 α は初期時点 ($t = 0$) の金利ボラティリティである。 ν はボラティリティのボラティリティであり、ボラティリティの時間経過における変化や分布の尖度を表す4次モーメントとも関連する。 ρ は上で示した2つのブラウン運動の相関となるが、具体的には金利の水準とボラティリティの相関を表すため、将来分布の歪度と関係する。最後に、 β は0と1の間の値を取り²²、モデルが正規モデルと対数正規モデルのいずれに近いかを示す。すなわち、SABRモデルは $\beta = 0$ の時には正規モデルとなり、 $\beta = 1$ の時には対数正規モデルとなる。

なお、正規モデルは負の値を取りうるが、対数正規モデルは非負制約がある。したがって、SABRモデルの特徴点として、 β の値が大きく対数正規分布に近い時 ($1/2 \leq \beta \leq 1$) は、金利はマイナスの値を取らないが、 β の値が小さく正規分布に近い時 ($0 \leq \beta \leq 1/2$) は、金利がマイナスの値を取りうる。ただし、(3) 式に示されるように、 F_t^β というべき乗の関数式が

²² 通常の SABR モデルにおいては、 $\beta < 0$ の場合、 F_t^β が分数の分母側になり、 F_t がゼロに近づくと発散してしまうため、 $\beta \geq 0$ と仮定している。また、 $\beta > 1$ の場合は、マルチンゲール性が成立せず、裁定取引が発生しうることが数学的に知られているため、 $\beta \leq 1$ と仮定している。したがって、 $0 \leq \beta \leq 1$ となる。

含まれるため、モデル上は金利がマイナスの値を取ることが許容されない。したがって、境界条件を用いて強制的に金利水準を正に引き上げる必要がある。

主な境界条件には、吸収壁と反射壁がある。吸収壁では、金利のパスがゼロとなった場合に、以降の値はずっとゼロの値を取り続ける。反射壁では、ゼロ線を軸にして金利パスを反射させ、パスを正の領域に戻す。SABRモデルにおいては、吸収壁が用いられることが多い。

SABRモデルは、正規分布と対数正規分布の双方の特徴を兼ね備えた、非常に便利なモデルではあるが、このモデル自体はマイナス金利に対応したものではない。したがって最近では、Shifted SABRやFree boundary SABRといった、SABRモデルを改良して、マイナス金利下において、確率分布の取扱いを可能にしたモデルが開発されている。

3.3.2 Shifted SABR モデル

Shifted SABR モデルは、SABRモデルの金利 F_t を、 $F_t + s$ (s はシフト幅) に置き換えたモデルであり、(3-5) 式のように表される。

$$d(F_t + s) = \sigma_t(F_t + s)^\beta dW_t \quad (0 \leq \beta \leq 1) \quad (3-4)$$

$$d\sigma_t = \nu\sigma_t dB_t, \quad \sigma_0 = \alpha, \quad \langle dW_t, dB_t \rangle = \rho dt$$

Shifted SABRの金利パスは、図3-2で示される。まず、金利パスの出発点であるフォワード・レートの初期値 F_0 をシフト幅 s だけ上方シフトさせる ($F_0 + s$)。次に、この点から通常のSABRモデルに従って金利の将来パスを描くが、この際、出発点を持ち上げているため、金利パスは負の値を取らなくなる。最後に、生成した金利パスをシフト幅 ($-s$) だけ下方シフトさせ、元の水準 F_0 を出発点とした金利の将来パスが完成する。下方シフトさせることで、モデルの金利パスは負の値を取るが、これらのパスの下限はシフト幅 ($-s$) となる。

Shifted SABRの長所は、既存のSABRモデルと殆ど式が同じなため、キャリブレーションにおける数学的手法が、従来のSABRモデルの微修正で転用が可能な点である。短所は、分布を適切に表現するために、マイナス幅の下限となるシフト幅を、各時点で適確に選択する必要がある。ただし、シフト幅を変更すると推計されるパラメータの値も変わるため、実務

上は非効率となる。シフト幅を大きく取れば、シフト後の金利パスの下限問題は緩和されるが、パスの起点が原点から乖離すると、モデルの推計精度が低下する問題が生じる。

図3-2 Shifted SABR



3.3.3 Free boundary SABR モデル

次に示す、Free boundary SABRモデルは、SABRモデルにおいて、パラメータ β が小さい ($0 \leq \beta \leq 1/2$) 時に金利が負の値を取る性質を利用したものである。通常のSABRモデルでは、この領域で F_t^β が複素数にならないよう、境界条件を設ける必要があるが、Free boundary SABRは (3-5) 式のように、 F_t^β を $|F_t|^\beta$ に置き換えることで、この問題の解決を図っている。

$$dF_t = \sigma_t |F_t|^\beta dW_t \quad (0 \leq \beta \leq 1) \quad (3-5)$$

$$d\sigma_t = \nu \sigma_t dB_t, \quad \sigma_0 = \alpha, \quad \langle dW_t, dB_t \rangle = \rho dt$$

絶対値を付すことによって、SABRモデルでは水準ゼロで反射壁を用いて正の領域に反射されていた金利パスが、同水準を軸として負の領域に対称に折り返されるため、金利水準が負の値を取ることが可能となる (図3-3)。Free boundary SABRの長所は、Shifted SABRのように最適シフト幅を決める必要がないため、いかなる状況下でも、同じモデルを適用することが可能な点である。短所は、絶対値を付けることで、関数の数学的な扱いは難しくなり、また確率密度も原点周辺の一部でスパイクすることがある。

図3-3 Free Boundary SABR

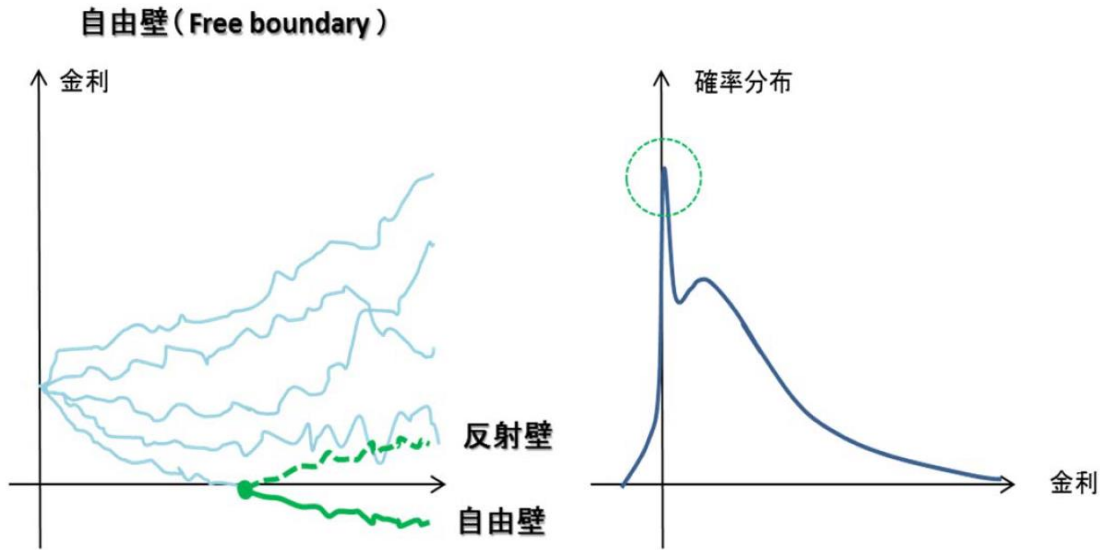
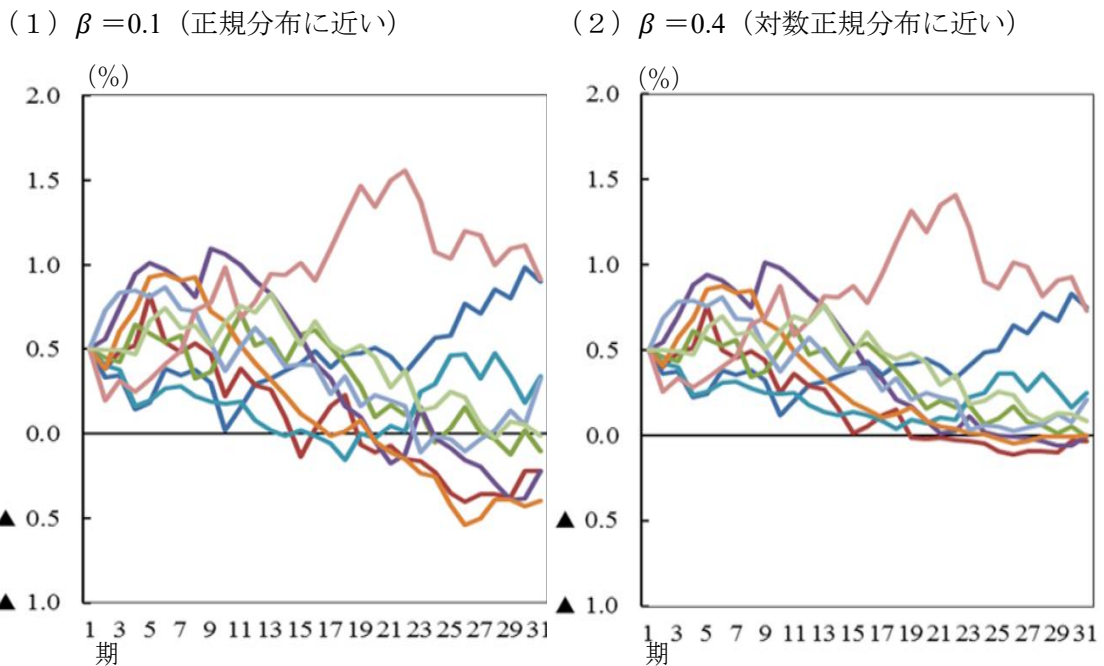


図3-4では、パラメータ β が0.1ないし0.4のFree boundary SABRにおける、金利パスの動きを比較する。 $\beta = 0.1$ の時は、金利パスはゼロ金利の壁を越えて負の領域へ自由に入っていくものの、 $\beta = 0.4$ の時も、金利のパスは負の領域へ入った後、深くは入り込まずゼロ近傍に留まる。なお、 $\beta \geq 0.5$ の場合、金利パスはそもそも負の値を取らないので、通常SABRモデルと同様の形状となる。

図3-4 Free Boundary SABR のシミュレーション



3.4 実証分析—キャリブレーション—

本節では、3.3節で紹介した2つのフォワードレート・モデル (Shifted SABR、Free boundary SABR) を、実際の市場データにフィットさせ、その適合性と特徴を比較する。特に、マイナス金利政策の導入前後で、金利の先行きに対する市場の見方は大きく変化したため、前後の局面でモデルの適合性がどのように変化したか、2時点比較を行う。なお、キャリブレーションを行う際には、それぞれの日のオプション価格のみを参照し、他の日付のデータの影響を受けないため、以降の実証結果については遡及改正されることはない。

3.4.1 市場データ

本論文では、3.2節で述べたように、Bloomberg社が提供する、日本におけるスワップション (スワップ金利を原資産としたオプション) のデータを分析に用いる。具体的には、原資産としてのスワップ金利7つ (1年、2年、3年、5年、7年、10年、20年)、ストライク9つ (ATM、ATM±25bps、ATM±50bps、ATM±100bps、ATM±200bps)、オプションの満期9つ (3か月、6か月、1年、2年、5年、7年、10年、15年、20年) を3つの軸とし、各々に対応するインプライド・ボラティリティを、2015年1月以降の日次データで使用する。

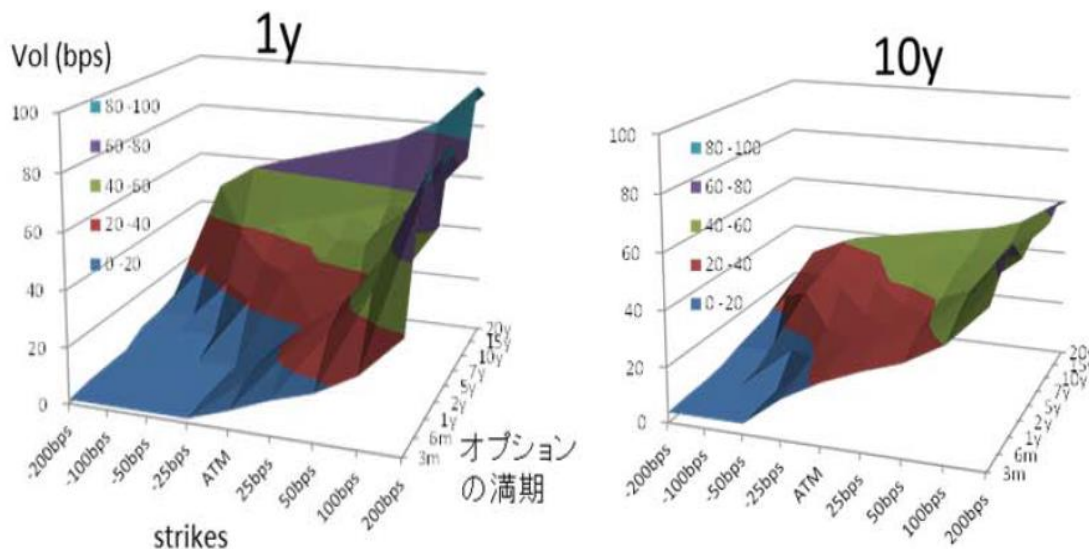
図3-5は、市場データのインプライド・ボラティリティを示したものである。このように、ストライクとオプションの満期の組み合わせごとに、ボラティリティの水準が面状に表示されていることから、ボラティリティ・サーフェイスと呼ばれる。こうしたサーフェイスを、原資産であるスワップ金利の年限ごとに描くことができる。

マイナス金利導入直前 (2016年1月28日) におけるボラティリティ・サーフェイスをみると、当時はマイナス金利のストライクに対応するボラティリティが極めて低かったことが確認される。これが意味することは、仮に金利パスが負の領域に入った場合でも、ボラティリティが低いために金利水準が殆ど動かず、より深い負の領域に入らないという、いわゆるゼロ金利制約の壁が存在していたことと解釈できる。一方、マイナス金利導入の後 (同年2月22日) では、全ての満期とストライクにおいて、ボラティリティ水準がフラットになって

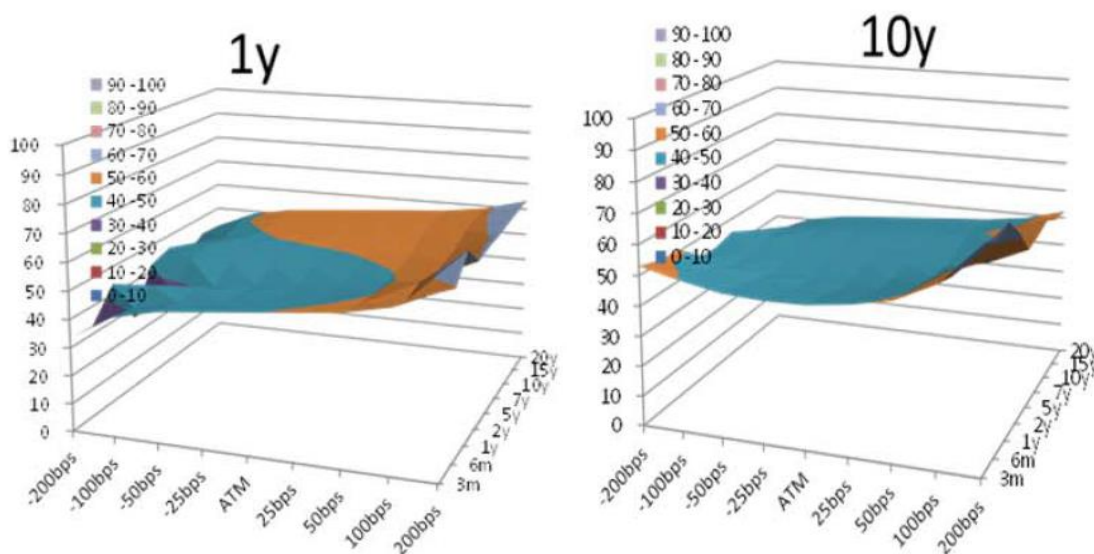
おり、政策変更によってゼロ金利制約の壁が取り払われている。

図3-5 市場データ：スワップションのインプライド・ボラティリティ

(1) マイナス金利導入前 (1月28日)



(2) マイナス金利導入後 (2月22日)



(注) 単位は、縦軸がインプライド・ボラティリティ、横軸がストライク、奥行きがオプションの満期。

3.4.2 キャリブレーション手法

SABRモデルのキャリブレーションは、以下のボラティリティ公式 (3-6) を用いる。現在の金利水準 f 、ストライク K 、満期 T をインプットすると、インプライド・ボラティリティ $\sigma_N(f, K, T)$ が算出され、ボラティリティ・サーフェイスが理論的に表される。また、この

公式には、SABRモデルのパラメータ (α, β, ρ, ν) も含まれるため、これを変化させ、3.4.1節で示した、実際の市場データにおけるボラティリティ・サーフェイスにフィットするようなパラメータの組み合わせを、最小二乗誤差法によって求める (キャリブレーション)²³。

$$\sigma_N(f, K, T) = \frac{\alpha}{\frac{\int_K^f C(g)^{-1} dg}{f-K}} \left(\frac{z}{\chi(z)} \right) \left[1 + \left(G\alpha^2 + \frac{\rho\nu\alpha}{4} \frac{C(f) - C(K)}{f-K} + \frac{2-3\rho^2}{24} \nu^2 \right) T \right] \quad (3-6)$$

$$\text{ただし、 } C(g) = g^\beta, z = \frac{\nu}{\alpha} \int_K^f C(g)^{-1} dg, \chi(z) = \ln \left(\frac{\sqrt{1-2\rho z + z^2} + z - \rho}{1-\rho} \right)$$

Shifted SABR モデルのボラティリティ公式は、(3-6) 式におけるストライク K と金利の初期値 f を、(3-7) 式のように f_s 分だけシフトさせることで簡単に求められる。一方、Free boundary SABR モデルのボラティリティ公式は、以下の (3-8) 式で与えられる²⁴。

$$\sigma_{N, S}(f, K, T) = \sigma_N(f + f_s, K + f_s, T) \quad (3-7)$$

$$\sigma_{N, FB}(f, K, T) = \frac{\alpha}{\frac{\int_K^f C(g)^{-1} dg}{f-K}} \left(\frac{z}{\chi(z)} \right) \left[1 + \left(G\alpha^2 + \frac{\rho\nu\alpha}{4} \frac{C(f) - C(K)}{f-K} + \frac{2-3\rho^2}{24} \nu^2 \right) T \right] \quad (3-8)$$

$$\text{ただし、 } C(g) = |g|^\beta, z = \frac{\nu}{\alpha} \int_K^f C(g)^{-1} dg, \chi(z) = \ln \left(\frac{\sqrt{1-2\rho z + z^2} + z - \rho}{1-\rho} \right)$$

(3-8) 式は、積分式に絶対値が含まれるため、場合分けを必要とする関数となるが、根本的にはSABRモデルのボラティリティ公式と形が似ている。同式は、Kienitz [2015] やLe Floc'h and Kennedy [2015] が提示したもので、通常のSABRモデルとほぼ同じ手順でキャリブレーションを行うことが可能になっている。

以降では、マイナス金利政策導入前 (2016年1月28日) と導入後 (同年2月22日) の2時点における、これらの手法を用いたキャリブレーションを行う。

²³ 実務上は、ストライク方向と満期方向の各々の満期ごとに、ストライク方向を補間して精度を高めることも多いが、同方法は相対的に流動性の問題を受けやすいため、本論文では、両方向に同時推計している。

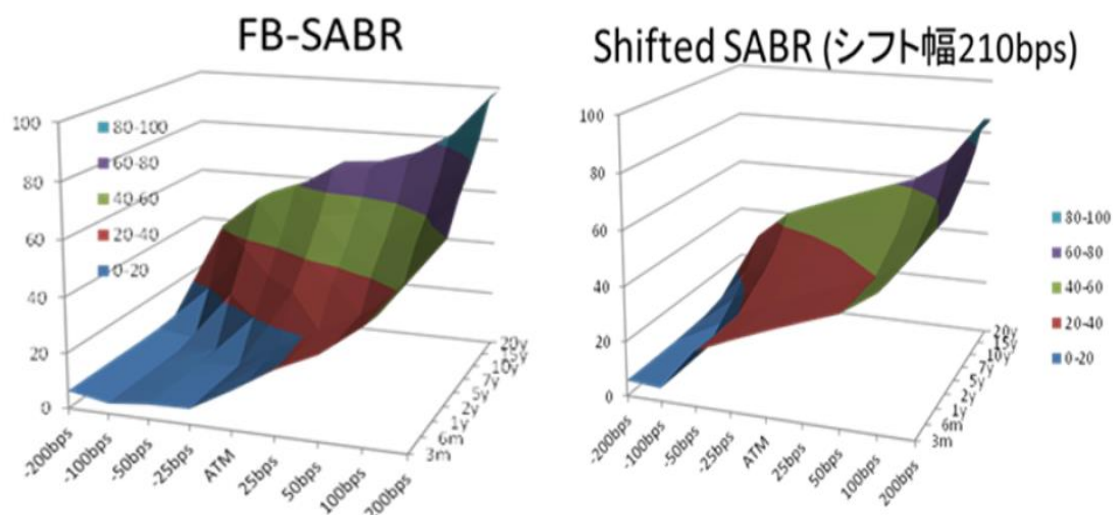
²⁴ ただし、 $f < 0$ の場合は、 $-f \rightarrow f$ 、 $-K \rightarrow K$ 、 $-\nu \rightarrow \nu$ と置き換える。

3.4.3 キャリブレーション結果①（マイナス金利導入前）

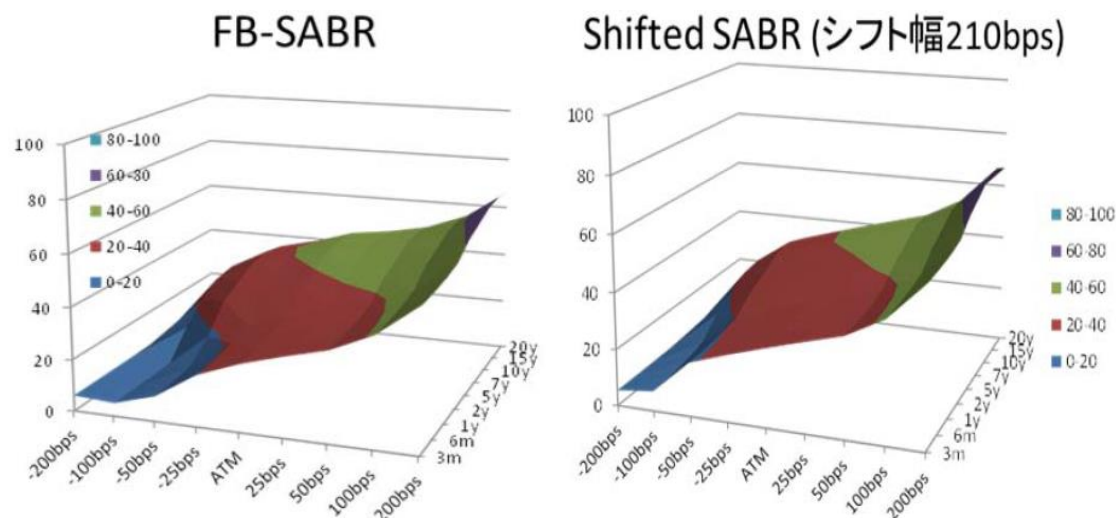
図3-6は、マイナス金利政策導入直前（2016年1月28日）におけるキャリブレーション結果である。図3-5の市場データと比較すると、まず1年金利では、Free boundary SABRのボラティリティ・サーフェイスは、市場データと形状が近く、当てはまりが良いことが示唆される。一方Shifted SABRは、必ずしもボラティリティ・サーフェイスの形状を的確に表しているとは言えない。特に、短い満期（3か月～2年程度）で、マイナスのストライクの分布をうまく描くことができていない。ただし、満期の長い10年金利では、いずれも当てはまりは良い。

図3-6 キャリブレーション結果（マイナス金利導入前<1月28日>）

(1) 1年金利



(2) 10年金利

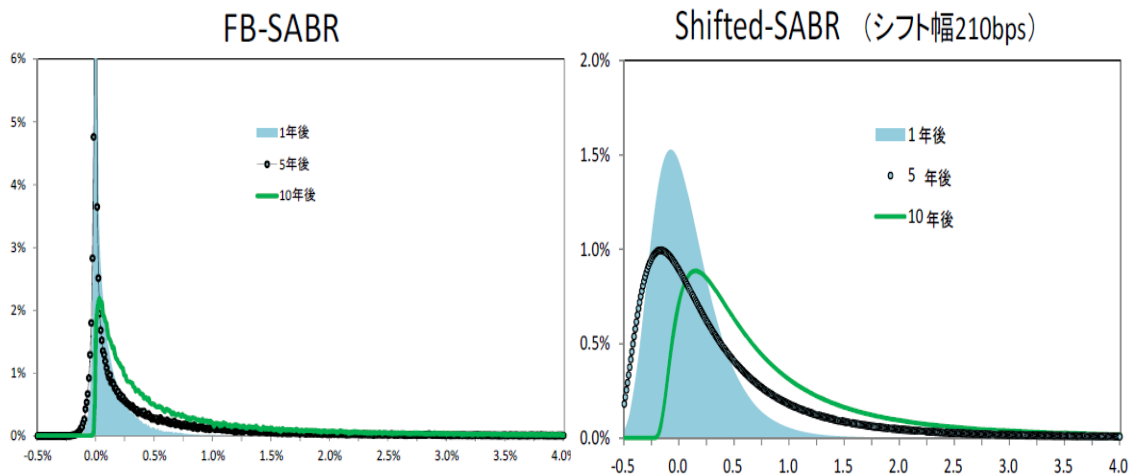


(注) 単位は、縦軸がインプライド・ボラティリティ、横軸がストライク、奥行きがオプションの満期。

金利年限別に1グリッドあたりの推計誤差を見ると、マイナス金利導入前の、ゼロ金利制約の壁が存在していた時点では、①短期金利では、Free boundary SABRの方が市場データへの当てはまりが高い、②ゼロ金利制約の弱い長期金利では、Shifted SABRの当てはまりも改善する、③Shifted SABRの当てはまりは、シフト幅が小さいほど良い、ことが示された。

図3-7 インプライド分布の推計結果（マイナス金利導入前<1月28日>）

(1) 1年金利



(2) 10年金利

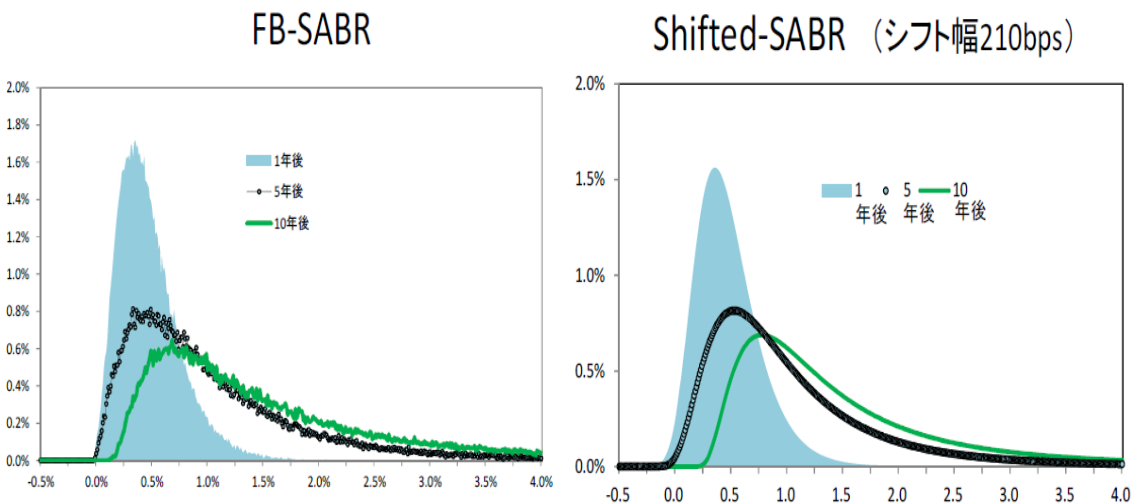


図3-7は、各モデルから推計されたインプライド分布を示している。Shifted SABR、Free boundary SABRとも、全ての点で確率が非負となっており、ノンパラメトリック法対比、分布の形状が改善している。ただし、ゼロ金利制約の壁は、Free boundary SABRの方がShifted SABRよりも適確に表現できており、これが推計誤差の違いとなっているとみられる。一方、

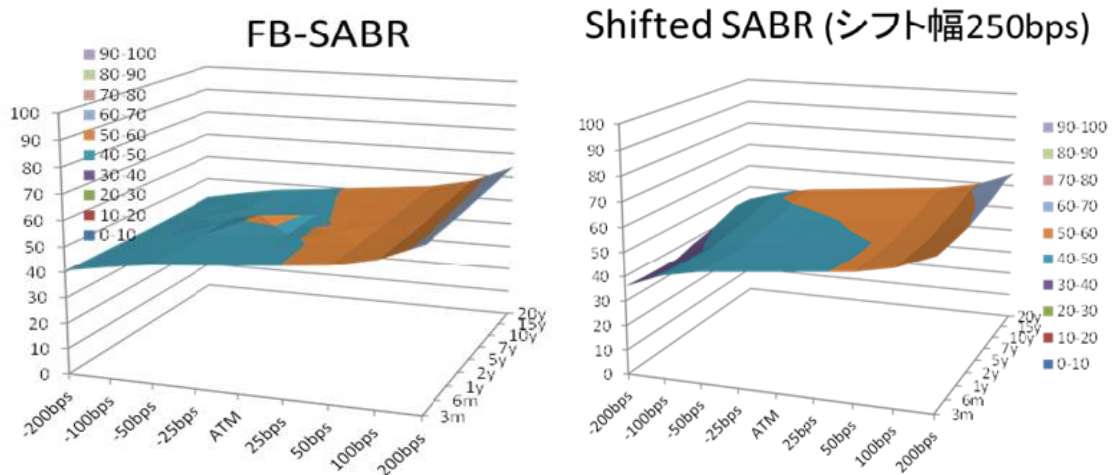
ゼロ金利制約からの水準が遠い中長期金利では、Shifted SABRでも同様の分布が描けている。

3.4.4 キャリブレーション結果②（マイナス金利導入後）

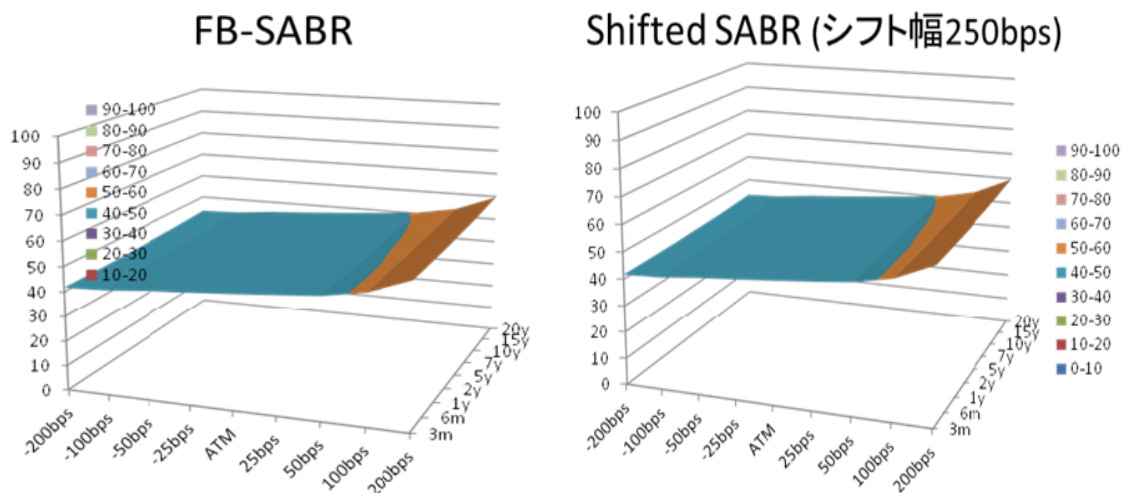
図3-8は、マイナス金利政策導入後（2016年2月22日）のキャリブレーションの結果を示す。3.4.1節でみたように、市場金利のボラティリティ・サーフェスは、ゼロ金利制約の壁が解消され、フラットになっているが、フォワードレート・モデルで表した場合も、Shifted SABR、Free boundary SABRとも、短期・長期金利によらず当てはまりが良い。キャリブレーションの推計誤差も、いずれのモデルもマイナス金利政策導入以前と比べ、誤差は等しく小さい。

図3-8 キャリブレーション結果（マイナス金利導入後<2月22日>）

(1) 1年金利



(2) 10年金利

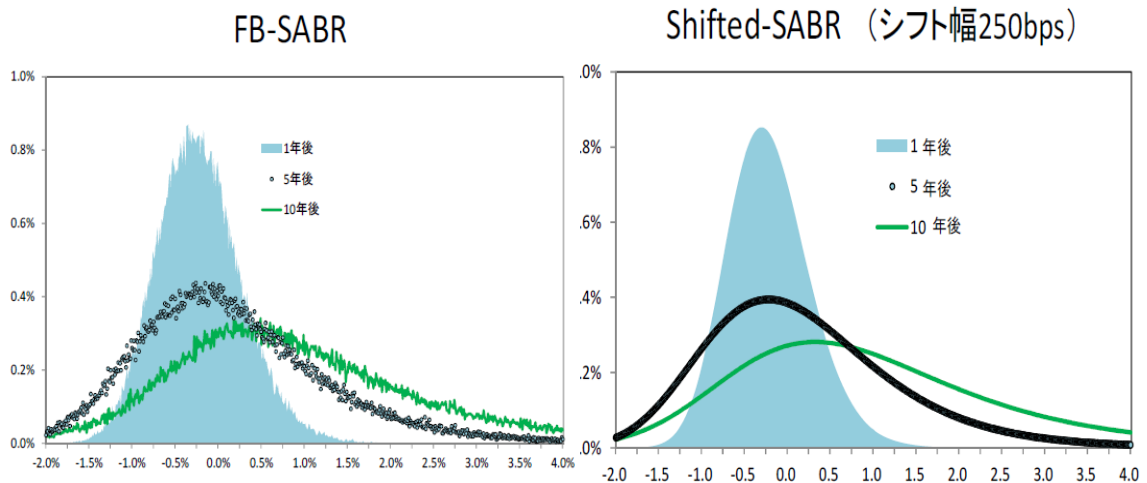


(注) 単位は、縦軸がインプライド・ボラティリティ、横軸がストライク、奥行きがオプションの満期。

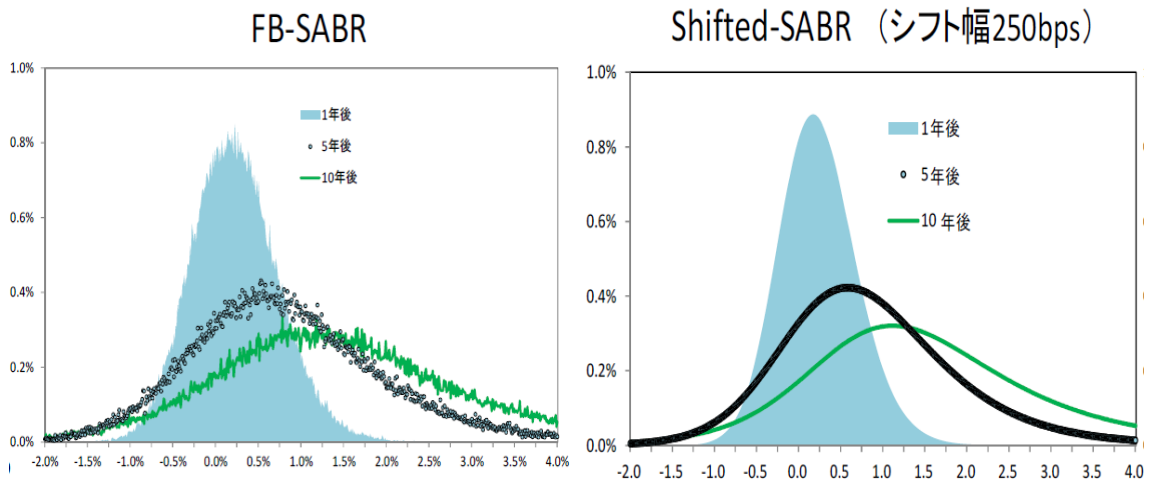
分布の形状を表すパラメータ β の推計値も、いずれのモデルでも 0 に近い値となっており、分布がマイナス金利を取りうる正規分布に近い形状へシフトしたことが窺われる。図3-9のインプライド分布をみても、Shifted SABR、Free boundary SABRの双方とも、確率分布が的確な形で描けており、マイナス金利政策の導入後に、市場の金利予想がマイナスへと拡大した様子を捉えられている。また、ノンパラメトリック法と比較しても、オプション取引のない部分まで含め、外挿が自然な形でできている。

図3-9 インプライド分布の推計結果（マイナス金利導入後<2月22日>）

(1) 1年金利



(2) 10年金利

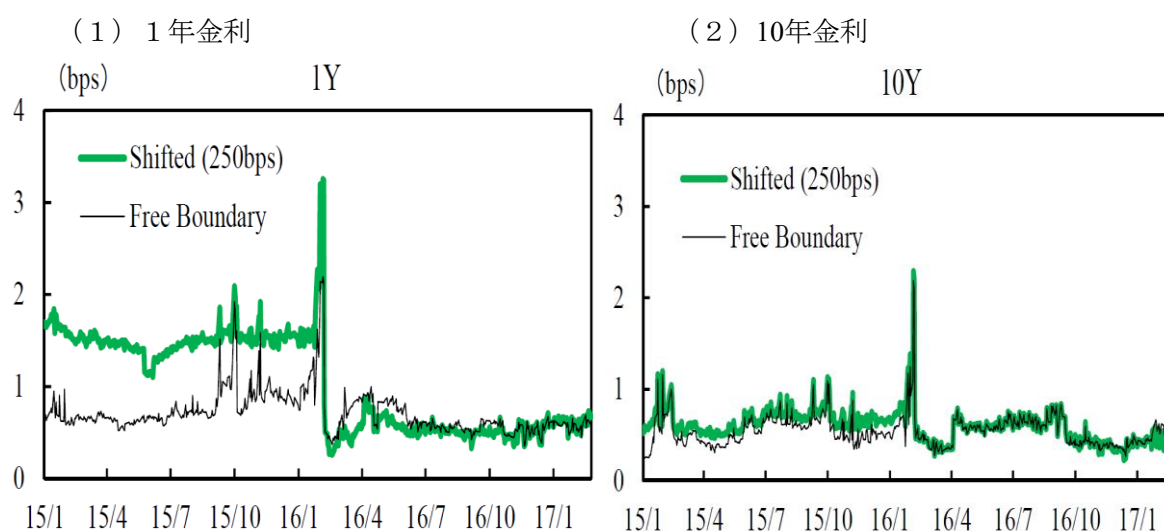


3.4.5 キャリブレーション結果の頑健性

本節の最後に、結果の頑健性の確認として、2つのモデルの推計誤差を時系列で比較する。

図3-10は、金利の年限ごと（1年、10年）に、2つのモデルの推計誤差の推移を確認したものである。短期金利では、マイナス金利政策導入以前では、Free boundary SABRの方の誤差が小さく当てはまりが良かったが、導入後はShifted SABRでもフィットが良くなっている。一方、長期金利では、マイナス金利政策導入前における両社の差は小さく、また導入後はほぼ同水準となっている。これらの結果は、2時点比較の結果と整合的であり、上述の結果は観測期間を通じて頑健であることが確認された。

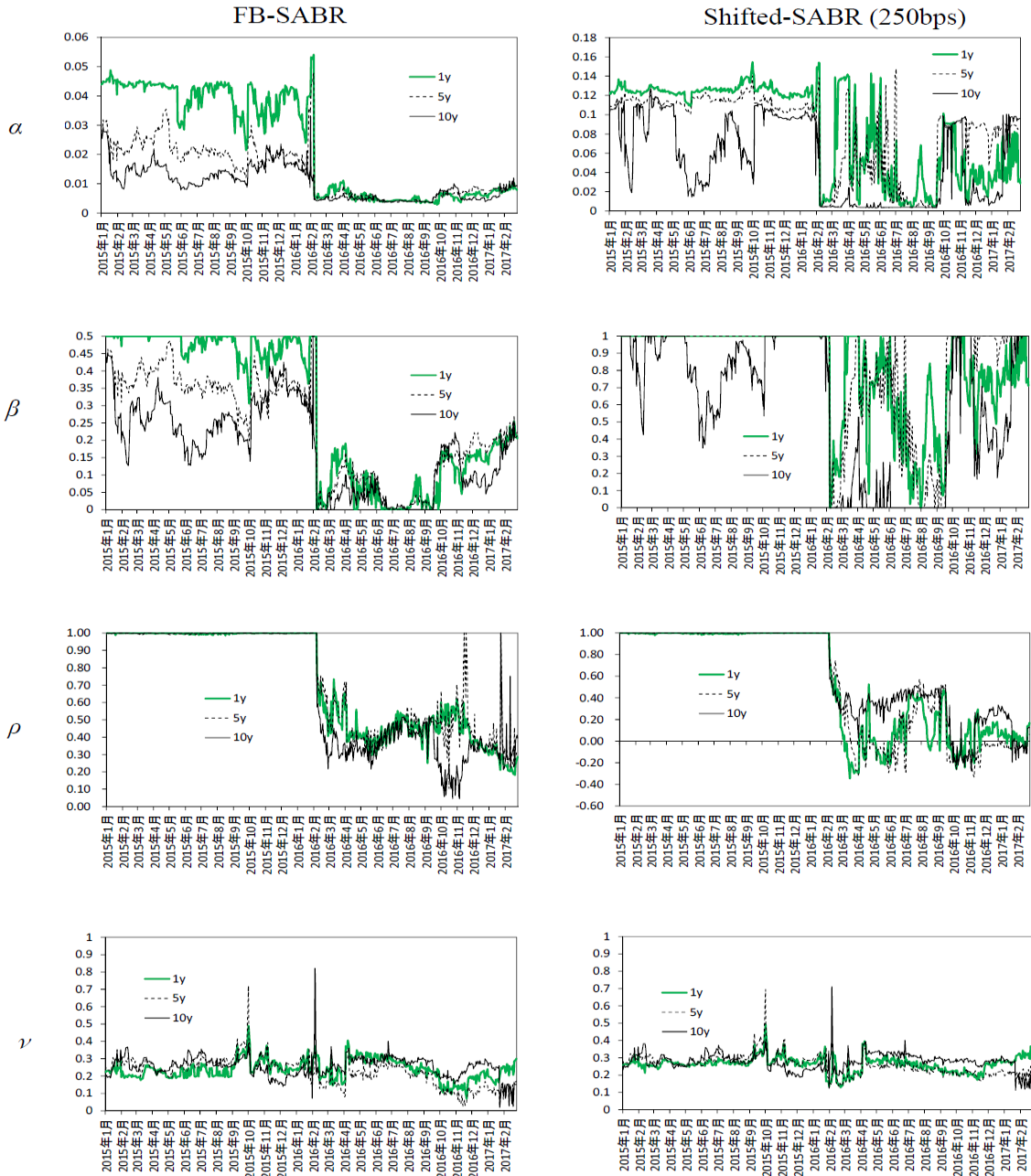
図3-10 推計誤差の比較（時系列）



いずれのモデルとも、市場データに対して相応のフィットが確認され、特にFree boundary SABRモデルは、マイナス金利政策の導入前、導入後いずれも対応可能なことから、金利水準が様々に変化している時系列分析においても有効であると考えられる。以降では、Free boundary SABRモデルを用いて、市場が予想する金利分布の変化を確認する。

最後に、キャリブレーションによって推計された4つのパラメータの時系列を、図3-11で確認する。Free boundary SABRモデルについて、分布の形状を示すパラメータ β の動きを見ると、マイナス金利政策導入前の2016年1月以前は、 β の値が大きく、ゼロ金利制約を持った対数正規分布に近い形状であったのが、マイナス金利政策導入後の2016年2月以降は、 β の値が0近傍まで低下し、ゼロ金利制約が解消された正規分布に変化したことが窺われる。

図3-11 推計されたパラメータ (時系列)



3.5 ケース・スタディ

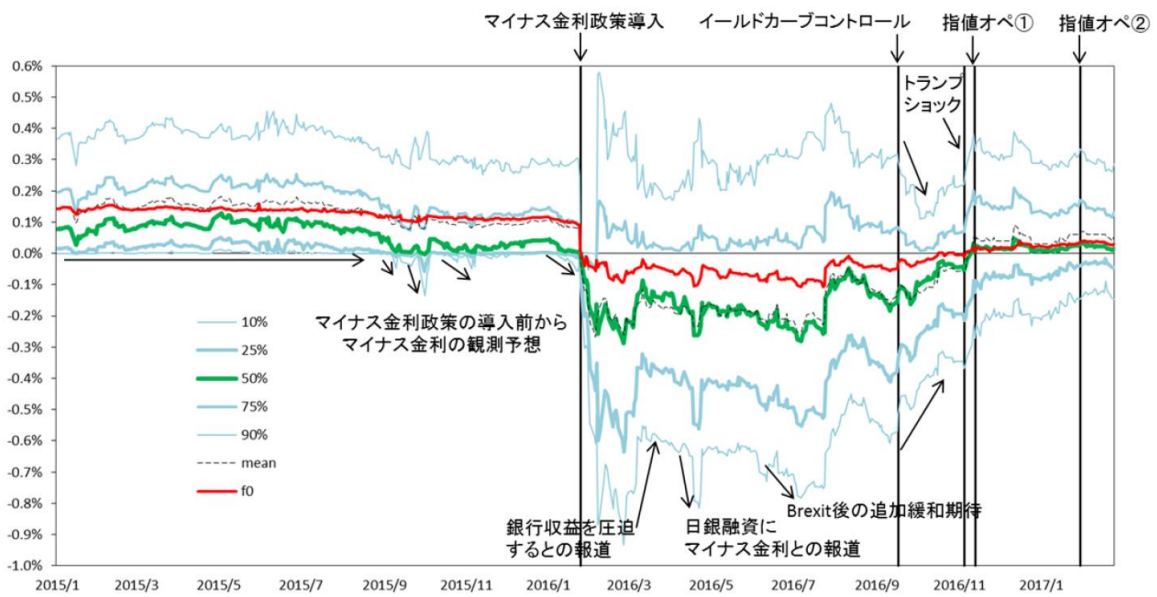
次に、ケース・スタディとして、日本銀行の2016年の金融政策の変更（マイナス金利政策、イールドカーブ・コントロール）の前後における、市場金利の将来分布の変化を分析する。政策金利に近い短期金利（1年金利）を中心としつつ、イールドカーブ・コントロール後は、10年金利などより長い年限の金利も分析対象に加えている。

3.5.1 概観：インプライド分布の推移

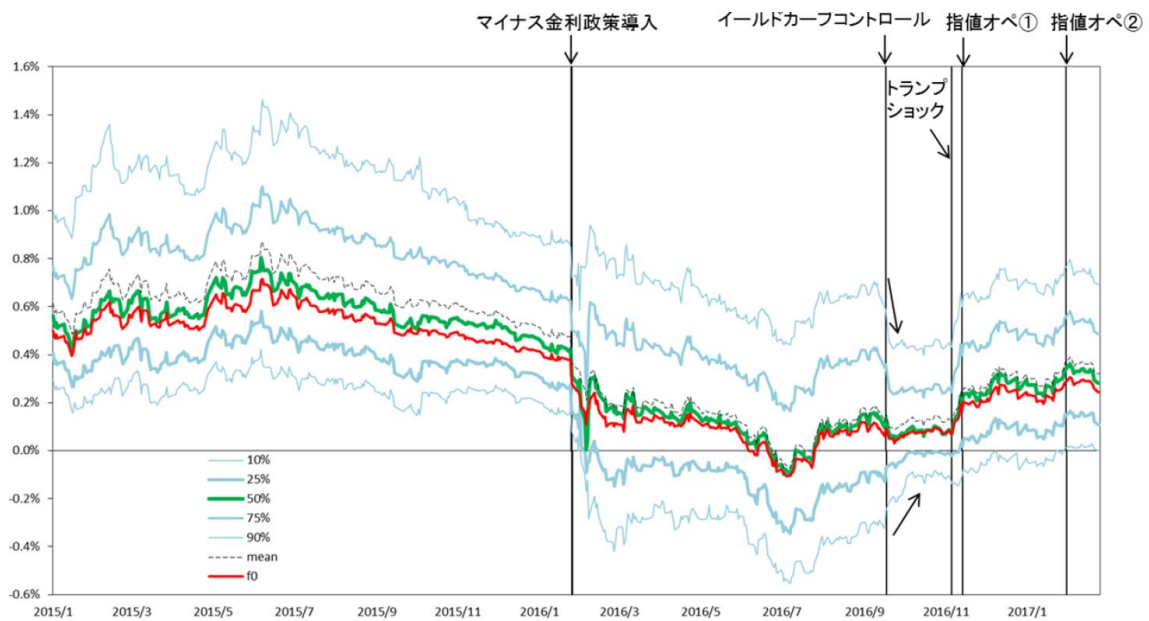
図3-12(1)は、1年金利について、現時点の金利水準 (f_0)、1年後のインプライド分布の分位点 (10%、25%、50%、75%、90%点)、期待値の推移を示している。これをみると、マイナス金利政策導入 (2016年1月29日) の半年ほど前から、分布の75%点、90%点がマイナスの値を取り、市場参加者にマイナス金利政策が徐々に意識されていたことが確認される。

図3-12 インプライド分布の推移

(1) 1年金利 (1年後)



(2) 10年金利 (1年後)

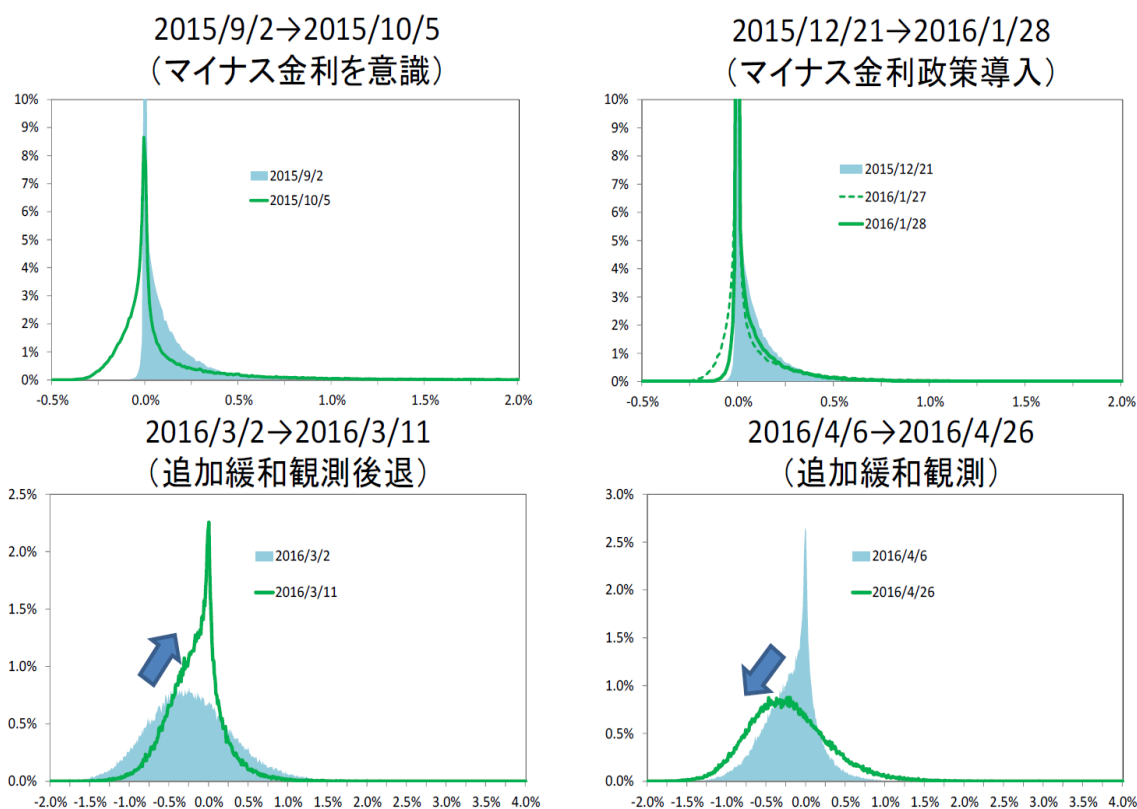


2016年1月のマイナス金利政策導入後は、追加緩和が次の焦点となった。3月には、マイナス金利が銀行収益を圧迫すると批判が高まり、緩和観測が一旦後退したが、4月後半には、日銀の成長基盤融資へのマイナス金利適用観測から、緩和観測が高まった。また、6月の英国のEU離脱に対する国民投票の結果を受けて、7月にも緩和観測の高まりが確認された。

さらに、2016年9月のイールドカーブ・コントロール政策の導入直後は、インプライド分布が閉じている。マイナス金利政策導入後に、先行きの金利に対する見方が分かれていた時期と比較すると、金利見通しが収斂している様子が確認される。この収斂は、マイナス金利政策導入以前の「ゼロ金利制約の壁」が働いていた時期と比較しても強い。

図3-12(2)の10年金利のインプライド分布をみると、マイナス金利政策導入後に拡大した分布が、イールドカーブ・コントロール導入後は閉じており、先行きの長期金利への見方が収斂したことが確認される。また、図3-13でイベント前後のインプライド分布の形状変化をみると、追加緩和期待が高まった時点では、分布が左のマイナス方向にシフトが見られた。

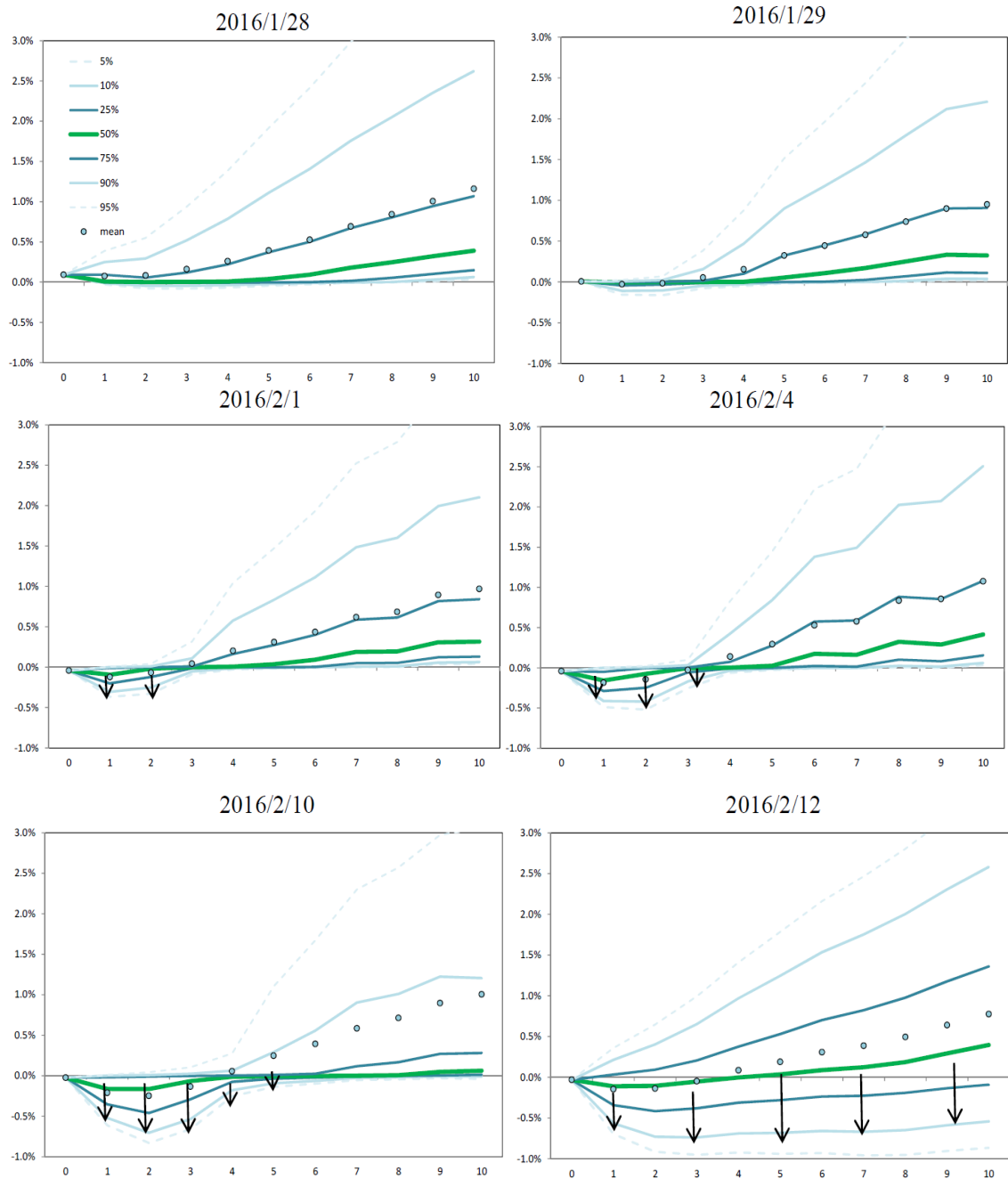
図3-13 インプライド分布の変化：1年金利（1年後）



3.5.2 マイナス金利政策の導入

本節では、より将来の時間軸におけるインプライド分布の変化を対象に、インプライド分布の期間構造から、投資家の先行きの金利見通しを分析する。図3-14は、マイナス金利政策導入後の、2016年1月下旬～2月中旬における、1年金利の1～10年後のインプライド分布を、ファンチャート形式（分位点：5%、10%、25%、50%、75%、90%、95%）で示している。

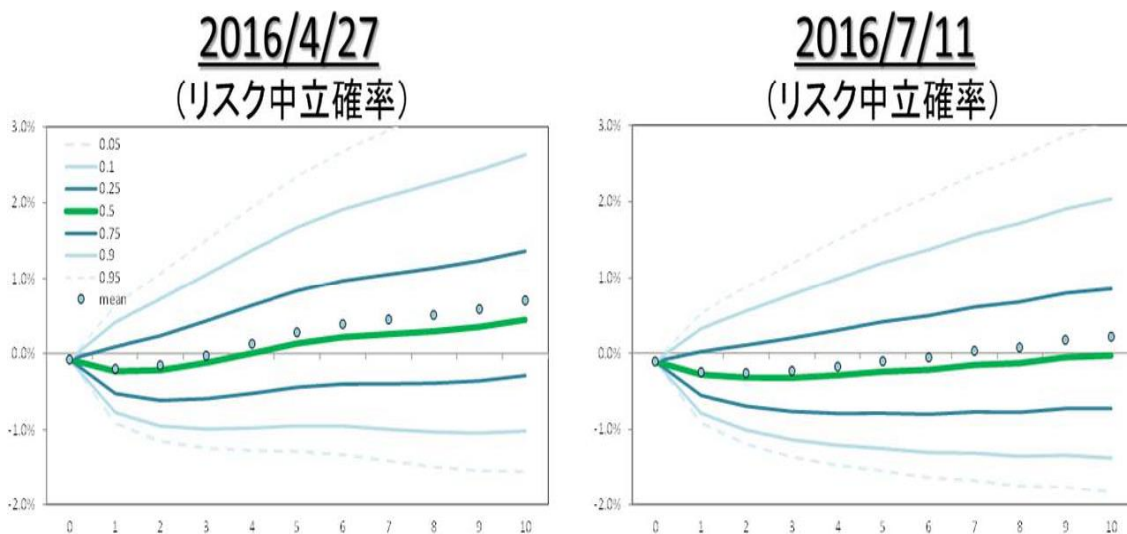
図3-14 マイナス金利政策導入後の金利見通しの変化：1年金利



マイナス金利政策導入前日（2016年1月28日）には、マイナス金利は若干意識されていた程度だったが、導入当日（1月29日）～翌営業日（2月1日）にかけて、先行き2～3年後までマイナス金利が継続する予想が形成されたことが確認される。ただしこの時点では、3～4年以降はゼロ金利制約が引き続き存在していた。その後、2月入り後は（2月4日～2月10日）、ゼロ金利制約の壁は中期においても徐々に弱まっていったことが確認される。

図3-15は、追加緩和期待が高まった2時点（2016年4月27日、7月11日）における、マイナス金利の深掘りに関する、市場の見方を確認している。中心的な見方である、25%～75%分位点の先行きの金利見通しは、いずれの時点においても、概ね▲0.5%以上に止まっており、当時市場で意識されていた、マイナス金利の下限（▲0.5%～▲2.0%）までは達しないとみられていたことが確認できる。

図3-15 追加緩和観測：1年金利



3.5.3 イールドカーブ・コントロール政策の導入

図3-16は、イールドカーブ・コントロール政策導入前後（導入前：2016年9月16日、導入後：同年10月17日）における、市場の金利見通しの変化を確認している。同政策が導入された後では、将来にわたって全体的に分布の幅が閉じており、特に、先行き1～2年の分布が閉じている。すなわち、同政策の導入によって、より長期のゾーンは不透明だが、少なくとも

も先行き1～2年については、中央銀行が金利をコントロールできるとの見方がなされたことが見て取れる。加えて、分布の中央値も、先行き数年間はあまり動いておらず、こうした見方が裏付けられる。ただし、長期金利ほど、先行きのコントロールが相対的に難しいと見られていることが窺われる。

図3-16 イールドカーブ・コントロール導入後の金利見通しの変化

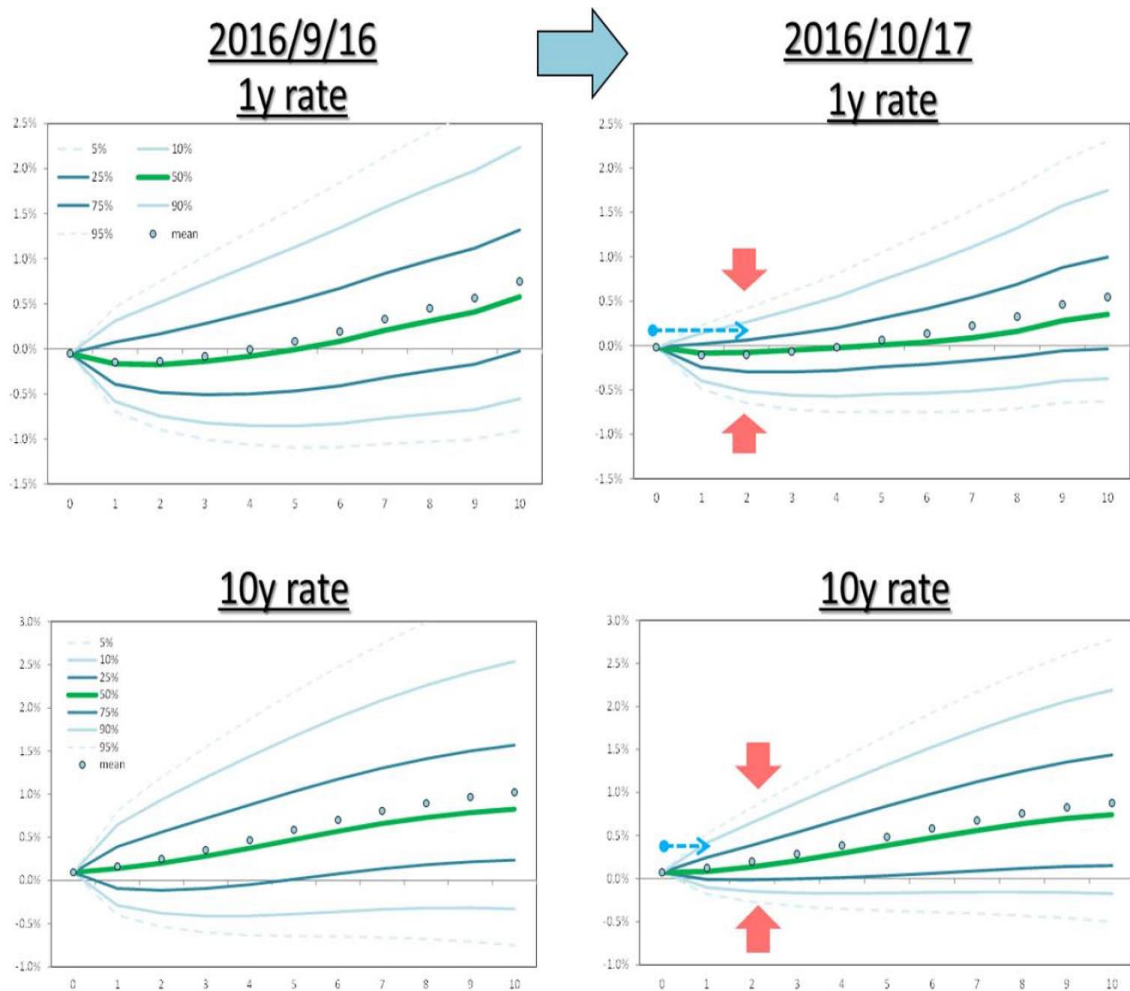


図3-17は、各年限の中央値を用いて、イールドカーブの先行きの見通しを示している。イールドカーブ・コントロール政策導入後の2016年10月17日では、先行き1～2年は現在のイールドカーブの形状が維持されるという姿となっている。マイナス金利政策下において追加緩和観測の高まった時期（2016年7月11日）と比較すると、イールドカーブの水準が押し上げられており、同政策の導入後、金融機関の収益環境が改善に向かったことが確認できる。

図3-17 先行きのイールドカーブ（インプライド分布の中央値）

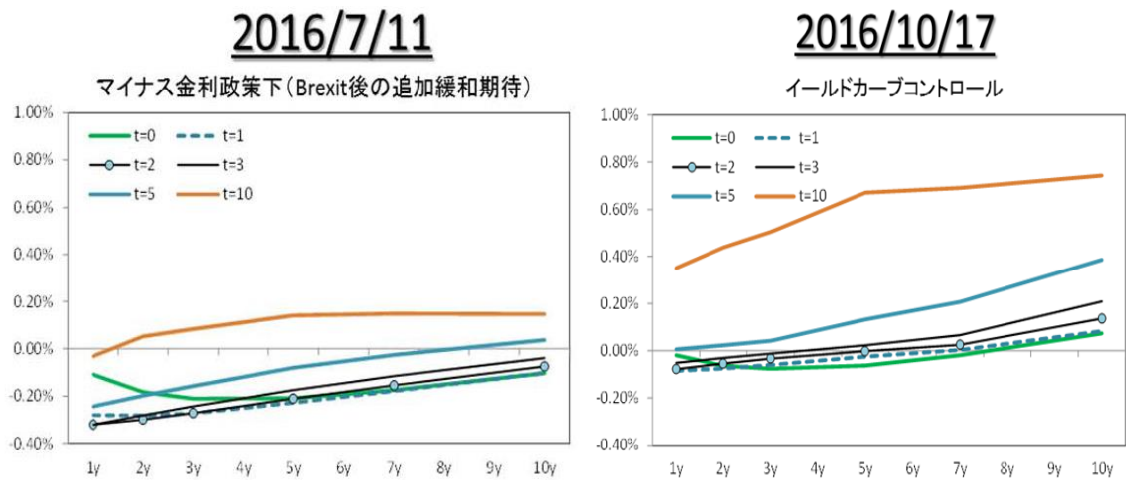
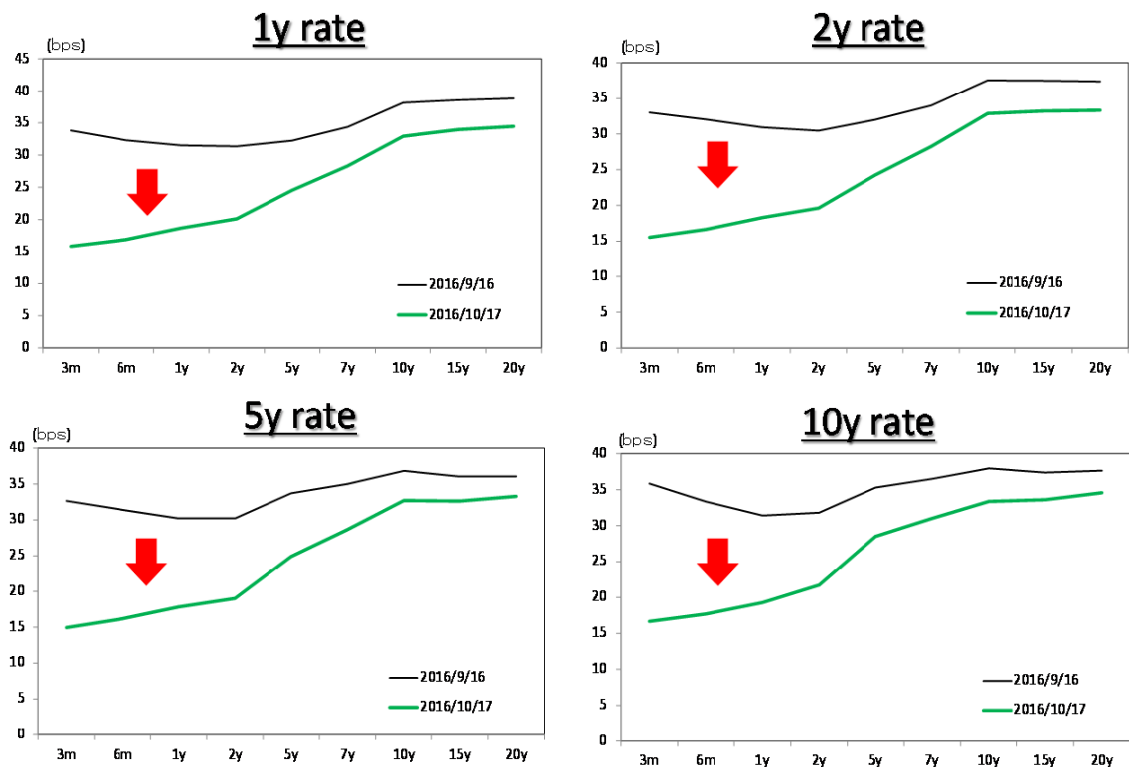


図3-18では、イールドカーブ・コントロール政策の導入後、特に先行き1～2年のインプライド分布が閉じた背景を、市場データから確認している。スワップションのATMのインプライド・ボラティリティを、オプションの満期別にみると、いずれの年限とも、ボラティリティは短期では大きく低下している一方、長期では低下は小幅となっている。

図3-18 イールドカーブ・コントロール政策導入後のボラティリティの期間構造

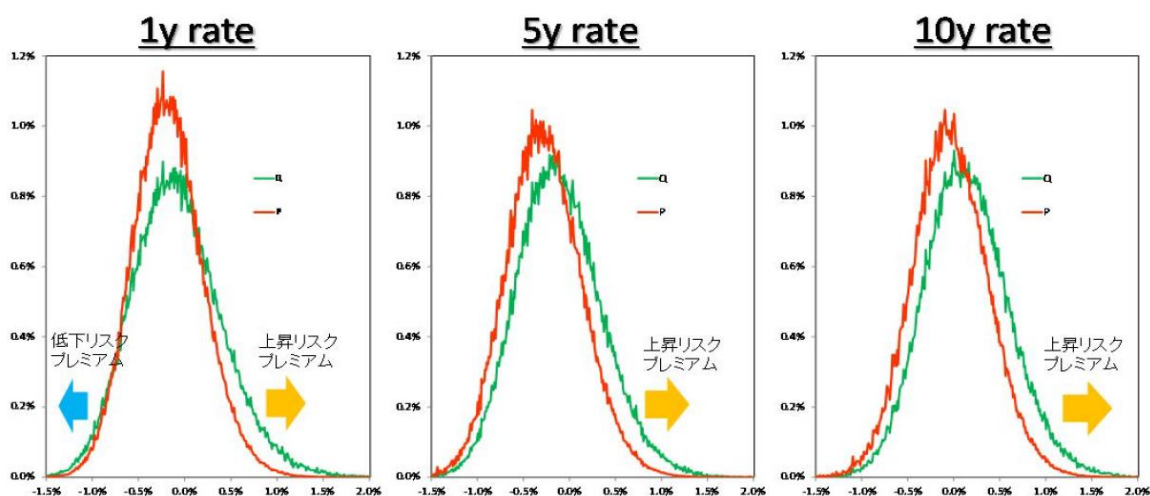


(注)スワップションのATMのボラティリティ

3.6. 実確率のインプライド分布

本論文の研究で示されているインプライド分布は、リスク中立確率に基づくものであるが、これには投資家のリスクプレミアムが含まれている。近年、Liu *et al.* [2007] やHull, Sokol, and White [2014]、Ross [2015] によって、リスク中立確率からリスクプレミアムを取り除いた、実確率のインプライド分布の推計方法が提案されている。図3-19では、多くの研究に用いられているLiu *et al.* [2007] の手法を用いて、実確率のインプライド分布を計算した。

図3-19 実確率で見たインプライド分布



(注) 日本の2016/2/22の例。1年後の分布。Q=リスク中立確率、P=実確率

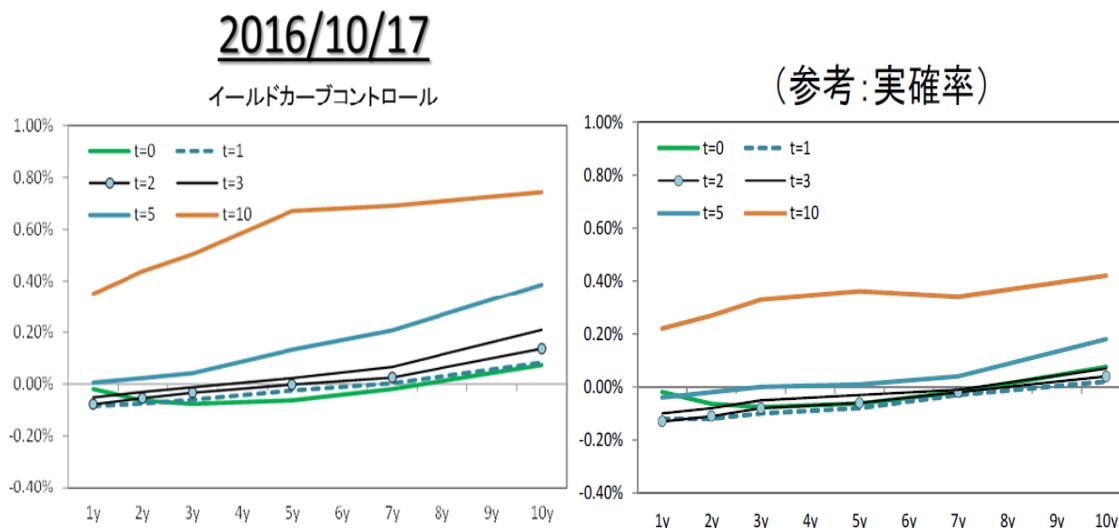
実確率のインプライド分布は、リスク中立確率よりも左側（金利低下側）となっており、リスク中立確率にはリスクプレミアムが相応に含まれていたことが確認される。ただし、1年金利については、水準の低いところではリスク中立確率と実確率の関係が逆転しており、利下げに対応した金利低下プレミアムも若干ながら含まれていると解釈される。

次に、マイナス金利政策導入後、追加緩和観測が高まった時期には、実確率で見ても、リスク中立確率と同様、中心的な見方は概ね▲0.5%以上に止まっていたことが確認された。

最後に、図3-17で示されている、イールドカーブの先行き見通しの中央値についても、実確率で確認した（図3-20）。イールドカーブ・コントロール政策導入後の2016年10月17日時点においては、リスク中立確率では長期金利の水準が先行き上昇しているが、実確率で見た

場合には長期まで含めて、金利水準がコントロールされる可能性があるとの見方が多くなっている。すなわち、この時点で長期金利の長期的なコントロールが難しいと思われていたのは、リスクプレミアムに要因があったことが改めて確認された。

図3-20 実確率で見た先行きのイールドカーブ（インプライド分布の中央値）



3.7 まとめ

本論文は、近年金融実務や中央銀行の間で注目を集めている「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデル」を紹介し、その特徴を整理した。その上で、わが国で初めて、実際の金利オプションのデータにフィットさせて、マイナス金利政策およびイールドカーブ・コントロール政策下において市場が予測する金利の将来分布を推計した。

本論文で得られた主要な結論は以下のとおり。まず、近年開発されたフォワードレート・モデル（Shifted SABRモデル、Free boundary SABRモデル）は、いずれもマイナス金利環境下で相応の当てはまりの良さがみられ、特に、Free boundary SABRモデルは、ゼロ金利制約の壁が存在した場合も高い説明力が示され、時系列分析に有効であることが確認された。

次に、Free boundary SABRモデルを用いて、マイナス金利政策とイールドカーブ・コントロール政策における市場の将来金利に対する予想分布を分析し、以下の点を確認した。

第1に、マイナス金利政策については、政策導入の半年前から、市場では既に少しずつ意

識されていた。また、導入後は、市場で緩和観測（深掘り）が意識された時には、分布にも変化がみられた。第2に、マイナス金利政策導入直後を仔細にみると、まず先行き2～3年のゾーンにおいてゼロ金利制約が解消し、その後徐々に長期のゾーンに波及していく様子が観測された。第3に、イールドカーブ・コントロール政策導入後は、先行き1～2年程度における金利見通しが収斂することが確認され、中央銀行が先行き一定期間は、イールドカーブをコントロールする可能性があるとの期待形成が観測された。

4. 日本のインフレ予想カーブの推計²⁵

4.1 はじめに

民間主体のインフレ予想は、物価動向に大きな影響を及ぼす要因として、世界各国で、これを捕捉するデータ整備が進められてきた。これらのインフレ予想データには、家計や企業、専門家といった、様々な経済主体を対象としたものが含まれており、各予想データの間には、必然的に無視し得ない異質性が存在する。また、インフレ率の予想期間という面でも、インフレ予想には、短期から中長期まで様々な年限のデータが存在する。

多くの中央銀行では、インフレ予想データの情報を用いて、インフレ予想の基調を判断する際には、様々な主体や年限のインフレ予想データを幅広くクロスチェックすることが一般的である（例えば、ECB [2006]）²⁶。その際、こうした基調判断の補助を目的として、様々な経済主体による予想形成の異質性を所与として、インフレ予想データの情報を統計学的手法を用いて集約し、経済全体の基調的なインフレ予想を抽出する試みもみられている。例えば、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）では、家計や企業、専門家のインフレ予想データに主成分分析を適用して「合成予想物価上昇率」を作成した。

また、世界的金融危機以降は、インフレ予想を年限別の期間構造で表した「インフレ予想カーブ」への関心も、米国を中心に高まっている。すなわち、危機後の景気回復局面において、インフレ率が低位に推移する（いわゆるmissing inflation）中で、「民間主体は、先行きインフレ率が中央銀行の目標にどのようなペースで近づくと考えているのか」という情報がより重要である。この点、例えば、フィラデルフィア連銀では、Aruoba [2016] の研究に基づき、複数種類の専門家のインフレ予想データをNelson-Siegelモデルに当てはめてインフレ予想カーブを推計し、月次で公表している。また、Crump, Eusepi, and Moench [2018] は、

²⁵ 4章は原論文、Maruyama, Toshitaka, and Kenji Suganuma, "Inflation Expectation Curves in Japan," *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, Vol.8, 2020, pp.1-28.を加筆修正したものである。

²⁶ FRB も、2019年3月の連邦公開市場委員会（FOMC）政策声明文において、「マーケットのインフレ予想はこの数か月低水準で推移し、サーベイの長期インフレ予想は、総じてみればほとんど不変であった」としているように、インフレ予想の基調判断に際し、複数の予想データをクロスチェックしている。

専門家による各種インフレ予想データに加え、これに影響を与えうる実質成長率や名目金利の予想データから成る、大規模なサーベイ・データのセットを整備し、これら変数の経済学的な関係を組み込んだ状態空間モデルを用いて、インフレ予想カーブを推計している。

こうしたインフレ予想を巡る問題意識を踏まえ、本論文では、多様な経済主体によるインフレ予想に関するデータセットを用いて、日本のインフレ予想カーブの推計を行った。具体的には、様々な主体や年限のインフレ予想データを幅広くみるという観点から、家計や企業、専門家を対象としたサーベイ・データや、マーケット・データも含めたデータセットを作成し、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の手法を改良して、インフレ予想の期間構造を計測している。日本のインフレ予想について、多様な予想データを集約する形で、その期間構造に着目した研究は、著者たちが知る限り、本研究が初めてである。

本論文の主要な結果は、次のとおりである。第1に、推計された日本のインフレ予想カーブは、米国の先行研究と同様、1990年以降の概ね全ての時点で、右上がりの期間構造である。第2に、インフレ予想を時系列に見ると、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年に上昇した。第3に、特に短期インフレ予想は、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられる。

4章の構成は、以下のとおりである。4.2節では、先行研究と比較した本論文の特徴を取り上げる。4.3節では推計に用いたデータを説明する。4.4節では分析に用いたモデルの概要を示す。4.5節では推計された日本のインフレ予想カーブを示す。4.6節はまとめである。

4.2 先行研究と本研究の分析の特徴

インフレ予想に関する研究は、近年目覚ましい発展を遂げている²⁷。本節では、本論文の問題意識と密接に関係する、インフレ予想形成の異質性を巡る先行研究とインフレ予想カ

²⁷ 近年の研究を包括的にサーベイした文献として、Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar [2018] を参照。

ープを巡る先行研究を概観し、先行研究との対比でみた本論文の特徴を述べる。

4.2.1 インフレ予想形成の異質性を巡る先行研究

近年、サーベイ・データの個票分析により、家計や企業、専門家がインフレ予想形成において異なる特徴を有することが明らかとなってきた。例えば、Coibion *et al.* [2018] は、専門家は、金融政策の変更に反応してインフレ予想形成を行うと主張した。他方、Cavallo, Cruces, and Perez-Truglia [2017] は、家計のインフレ予想形成は、身近な買い物の経験に影響されると指摘した。また、Coibion, Gorodnichenko, and Kumar [2018] は、企業のインフレ予想の形成は、一般物価よりも自社の属する業界の価格動向を意識していると主張した。

また、マーケット・データは、サーベイ・データとも異なる特性を有している。例えば、市場参加者のインフレ予想として用いられる、物価連動国債の価格から抽出されるブレイク・イーブン・インフレ率は、Christensen, Dion, and Reid [2004] や、Haubrich, Pennacchi, and Ritchken [2012] 等が指摘するように、インフレ・リスクプレミアムや流動性プレミアムの影響を受ける。世界的金融危機の際には、市場の流動性の大幅な低下を受けて、マーケット・データから得られるインフレ予想は、明らかに異常な水準まで低下した(片岡・白鳥(2011))。

こうした家計・企業・専門家を対象としたサーベイ、及びマーケット情報から抽出されるインフレ予想データのうち、どのデータを重視すべきかについては、コンセンサスが存在しない。例えば、Burke and Ozdagli [2013] は、家計のインフレ予想が重要であると指摘しており、その理由として、家計のインフレ予想は、直面する実質金利の変化を通じて、消費に直接的に影響を及ぼすことを挙げている。一方で、Coibion and Gorodnichenko [2015] は、企業のインフレ予想に着目することが重要であると主張しており、その理由として、学界等で多く利用されている金融政策分析の枠組み(ニューケインジアン・モデル)では、企業のインフレ予想に基づいて、その価格設定行動が定まることを指摘している。

各主体のインフレ予想の形成メカニズムについて様々な見方が示される中でも、それらが互いに関連していることを示す研究もある。Carroll [2003] は、家計や企業がインフレ予

想を形成する際には、専門家の予想が強い影響を与えることを指摘した。また、Bullard [2016] は、家計のインフレ予想は、賃金交渉を通じて企業の価格設定に波及し、消費者物価にも影響を及ぼすと主張した。このように、専門家や家計のインフレ予想が企業のインフレ予想に影響を及ぼす場合、本来企業のインフレ予想を用いるべきニューケインジアン・フィリップス曲線の推計に、家計や専門家の予想を用いることも正当化されうると、Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar [2018] は論じた。これらの研究は、各経済主体の予想の間に、異質性と同時に、共通の変動成分が存在することを示唆している。日本銀行 (2016) や西野ほか (2016) は、この共通変動成分に着目し、家計や企業、専門家のインフレ予想データから主成分分析を用いて合成予想物価上昇率を作成し、インフレ予想の推移を局面分析した。

4.2.2 インフレ予想カーブを巡る先行研究

次に、様々な年限の予想データを用いて、インフレ予想の期間構造 (インフレ予想カーブ) の推計を行った先行研究を概観する。フィラデルフィア連銀が述べるように、インフレ予想データは予想年限が限られており、かつそれらは離散的である。したがって、連続的なインフレ予想カーブの推計においては、これら離散的な値をいかに繋ぐかが論点となる。

1つの方向性は、ファイナンス分野における金利の期間構造モデルの応用である。第1に、アフィン型の期間構造モデルが用いられており、例えば、Chernov and Mueller [2012] は、インフレ予想サーベイであるLivingston Survey、Survey of Professional Forecasters (SPF)、Blue Chipの様々な年限のデータを用いて、米国のインフレ予想カーブを推計した。また、Haubrich, Pennacchi, and Ritchken [2012] は、サーベイ (SPF、Blue Chip) とマーケット・データ (インフレ・スワップ・レート) を用いて、米国のインフレ予想カーブを推計した。第2に、Nelson-Siegelモデルを用いた研究も存在する。Aruoba [2016] は、2種類のサーベイ (SPF、Blue Chip) の様々な年限に対するインフレ予想データを、Nelson-Siegelモデルに当てはめて、米国の3か月先~10年先の任意の年限のインフレ予想を推計した。この手法を用いて推計されたインフレ予想は、フィラデルフィア連銀のウェブサイトで、ATSIX (Aruoba Term Structure of

Inflation Expectations) として、毎月更新される形で公表されている²⁸。

もう一つの方向性としては、マクロ経済学の考え方を取り入れて、状態空間モデルを構築するアプローチである。例えば、Kozicki and Tinsley [2012] は、Livingston Surveyの短期予想に、Beveridge=Nelson分解を組み込んだ状態空間モデルを用いて、米国のインフレ予想の期間構造を推計した。その際に、サーベイ・データの予想期間は短期のものが多いため、長期インフレ予想の導出には、何らかの期間構造モデルを用いることが必要と指摘し、状態空間モデルで、インフレ予想をトレンド成分と循環成分に分けて推計すれば、長期インフレ予想の動向も捕捉可能と主張した。Mehrotra and Yetman [2018] も、概ね同様のモデルを用いて、米国のインフレ予想の期間構造を推計した。Crump, Eusepi, and Moench [2018] は、Kozicki and Tinsley [2012] の手法を拡張し、600系列を超える大規模なサーベイ・データ・セット²⁹を用いて米国のインフレ予想カーブの推計を行った。インフレ率と実質成長率、名目金利の予想の間に、長期的にはフィッシャー方程式が、短期的にはVAR構造が成立することを仮定して、インフレ率以外の経済変数へのサーベイ・データもモデルに取り込んだ。

4.2.3 先行研究と比較した本研究の特徴

本論文では、Crump, Eusepi, and Moench [2018]の状態空間モデルの分析をベースにしつつ、いくつかの改良を加える形で、日本のインフレ予想カーブを推計する。先行研究と比較した、本論文で推計に用いたモデルの特徴は、以下のとおりである。

第1に、本論文では、各経済主体のインフレ予想には、異質性が存在することを許容しつつ、その共通変動成分の存在を仮定し、経済全体の基調的なインフレ予想の抽出を行った。この点は、様々な経済主体のインフレ予想を合成（合成予想物価上昇率）した、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）と同様である。もっとも、合成予想物価上昇率が、異なる年限のインフレ予想データの第1主成分抽出で推計され、インフレ予想の期間構造を勘案して

²⁸ ATsix の詳細は、<https://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center/atsix> を参照。

²⁹ 具体的に用いられているサーベイデータのリストについては、本論の原論文を参照。

いないのに対し、本論文では、予想データの年限間の整合性や、インフレ率以外の経済変数との整合性を考慮しつつ、経済全体の基調的なインフレ予想を推計している。

第2に、インフレ予想カーブの先行研究と比較すると、先行研究で用いているのは、専門家のサーベイ・データ、またはマーケット・データのみであるが、本論文では、家計や企業を含め様々な主体のサーベイ・データ情報を集約して、インフレ予想カーブを推計している。

第3に、状態空間モデルを用いた先行研究では、最尤法を用いてモデル推計を行っているが、本論文ではベイズ推計を採用している。パラメータ数が多い複雑なモデルでは、最尤法による推計は、結果が不安定になるため、ベイズ推計を用いてこうした問題を軽減している。

4.3 データ

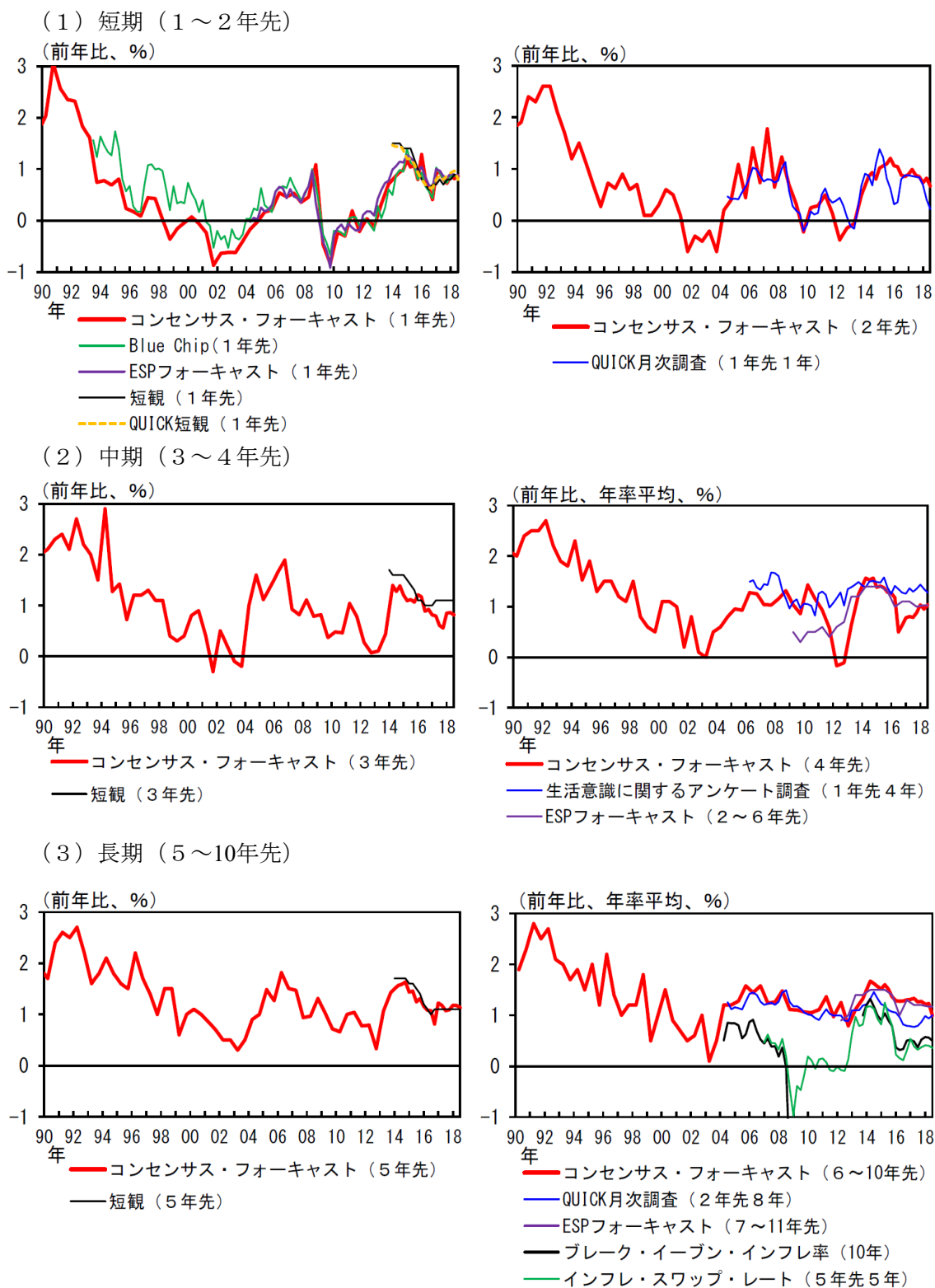
本節では、推計に用いるデータについて概観する。予想データとしては、インフレ予想と、これに関連する実質成長率及び名目金利についての予想データを用いている。また、カーブの起点として、これらの経済変数の実績値も用いている³⁰。

インフレ予想データについては、専門家、企業、家計に対するサーベイ・データに加えて、マーケット・データも用いている。サーベイ・データの内訳は、専門家がコンセンサス・フォーキャスト（6系列³¹）、Blue Chip（1系列）、QUICK月次調査（債券）（2系列）、ESPフォーキャスト（3系列）の計12系列、企業が短観（「企業の物価見通し」）（3系列）とQUICK短観（1系列）の計4系列、家計が生活意識に関するアンケート調査（1系列）である。また、マーケット・データは、インフレ・スワップ・レート（1系列）とブレイク・イーブン・インフレ率（1系列）の計2系列を用いている。以上を合計すると、インフレ予想データは、計19系列となっている（図4-1）。

³⁰ 本論文で用いたデータ（予想、実績）の詳細については、原論文の補論1を参照されたい。インフレ率の予想データについては、消費税率変更の影響を調整しているが、その調整方法についても、同補論を参照されたい。

³¹ 同一のサーベイにおいて、系列数が複数存在するのは、各々のサーベイに、調査対象となる年限が複数存在するためである。例えば、コンセンサス・フォーキャストには、1年先、2年先、3年先、4年先、5年先、6～10年先の6つの年限が存在し、これらは本モデルではそれぞれ別系列として扱われている。

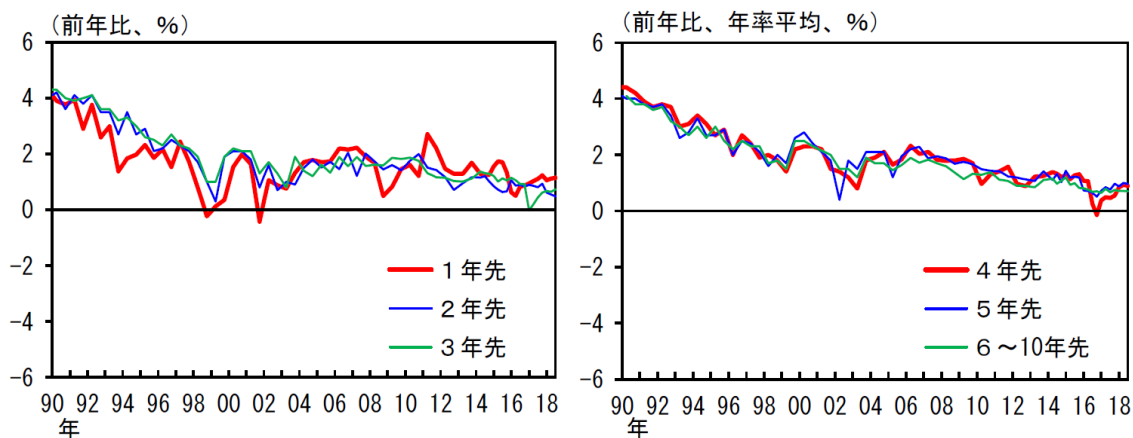
図4-1 予想データ（インフレ率）



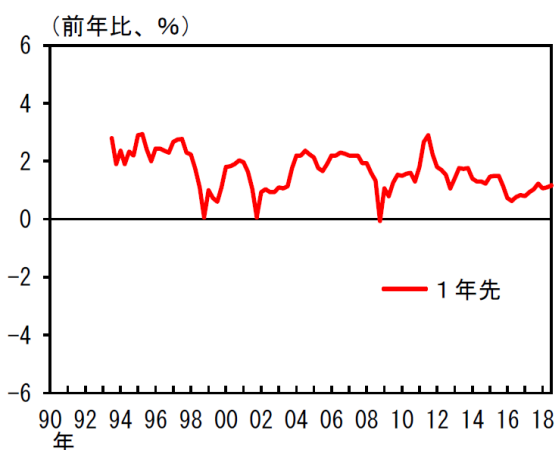
（出所） Consensus Economics 「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、日本経済研究センター、経済企画協会、Wolters Kluwer 「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、日本銀行

図4-2 予想データ（実質成長率・名目金利）

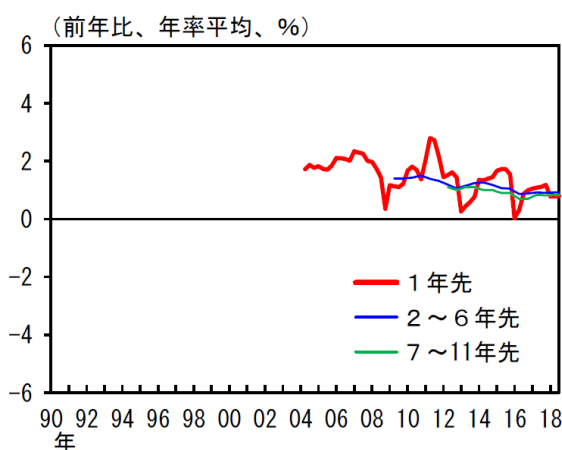
(1) コンセンサス・フォーキャスト



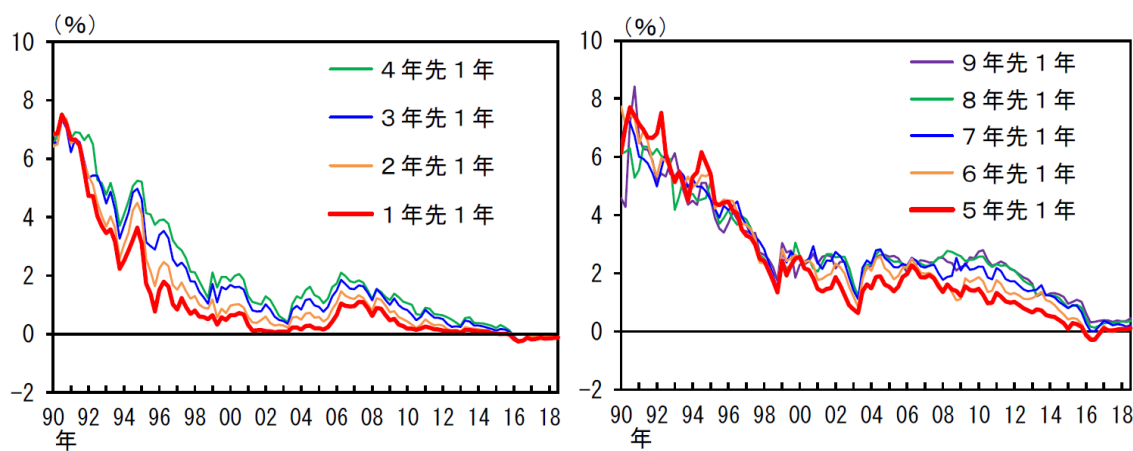
(2) Blue Chip



(3) ESPフォーキャスト



(4) 名目金利



(出所) Consensus Economics 「コンセンサス・フォーキャスト」、日本経済研究センター、
経済企画協会、Wolters Kluwer 「Blue Chip Economic Indicators」、財務省

次に、実質成長率の予想データは、入手可能な系列が全て専門家の予想データとなっており、コンセンサス・フォーキャスト（6系列）、Blue Chip（1系列）及びESPフォーキャスト（3系列）の、計10系列である（図4-2）。最後に、名目金利の予想データは、モデルで用いる3か月物金利の先行き1年以上についてのサーベイ・データが存在しないため、国債の市場金利のスポット・レート（残存年限1年、2年、…、10年）から、1～9年先の各時点における、先行き1年のフォワード・レート（9系列）を算出している。

また、3変数の実績値として、消費者物価指数（総合<除く生鮮>、消費税調整済）、実質成長率、名目金利（3か月物）を用いる（図4-3）ほか、インフレ率に対する外生変数として、輸入物価指数を用いる。データは、いずれも四半期の季節調整済・前期比を用いる。

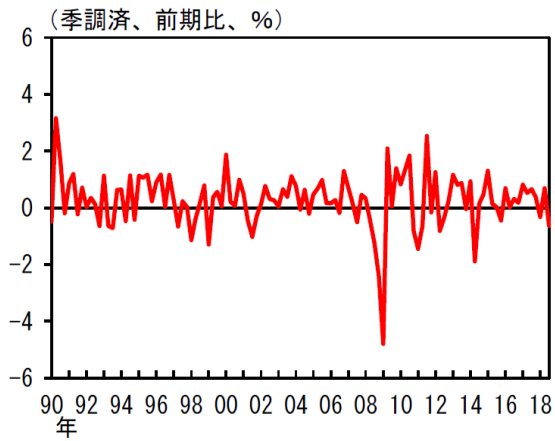
以上、本論文の推計に用いる系列は、予想データ38系列、実績値4系列の、計42系列となる。これは、日本において利用可能な、インフレ率、実質成長率、名目金利の予想に関するサーベイ・データ及びマーケット・データ（1年先以上）を概ね包含している。Crump, Eusepi, and Moench [2018] が用いた約600系列よりは少ないが、これは日米で利用可能な、サーベイ・データの数が、大きく異なるためである。

予想データをモデルで推計に用いる際には、スポット系列（足もとから h 年先までの平均的な伸び率に対する予想）と、フォワード系列（先行き h 年先スタートの x 年間の伸び率に対する予想）のいずれを用いるかという論点が存在する³²。本論文では、期間構造の推計において、各々の年限の情報が独立して得られることが望ましいと考え、スポットの予想データは全てフォワード系列に変換して、モデルの推計を行っている。例えば、QUICK月次調査（債券）は、「今後1年間」「今後2年間」「今後10年間」の3つのスポット系列があるが、「今後1年間」と「今後2年間」から「1年先スタート1年間」を、「今後2年間」と「今後10年間」より「2年先スタート8年間」を計算し、この2系列を推計に用いる。

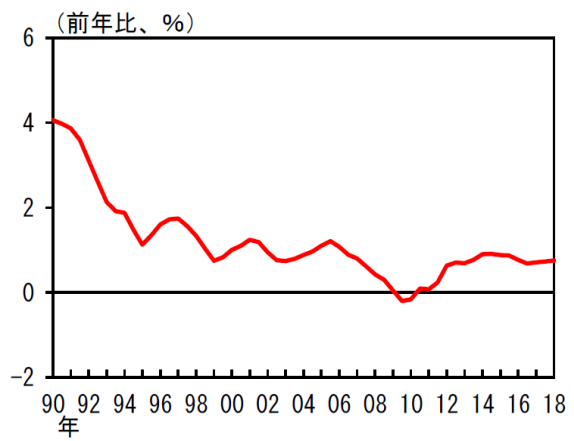
³² 金利の期間構造の表現を用いると、前者はスポット・レート、後者はフォワード・レートに相当する。

図4-3 実績値

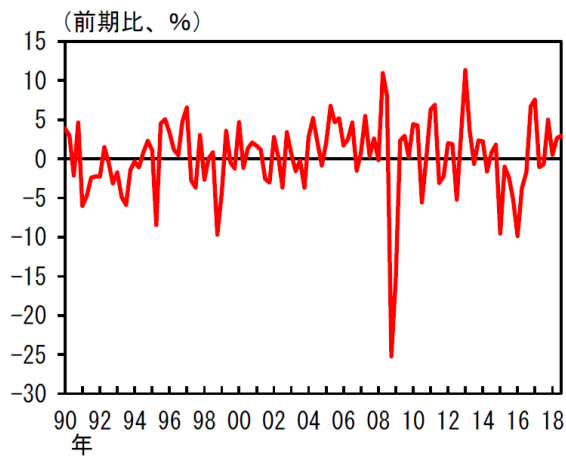
(1) 実質成長率



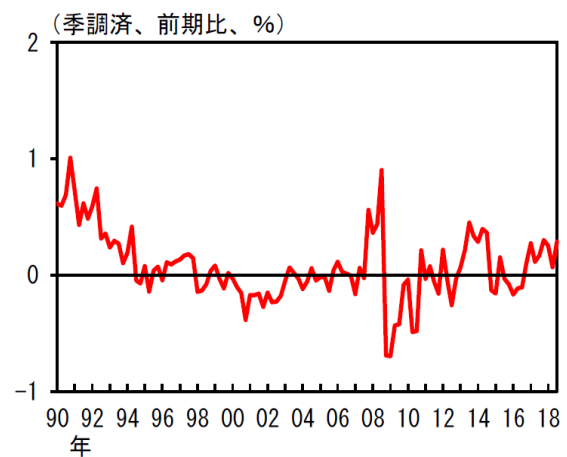
(2) 潜在成長率 (日本銀行推計値)



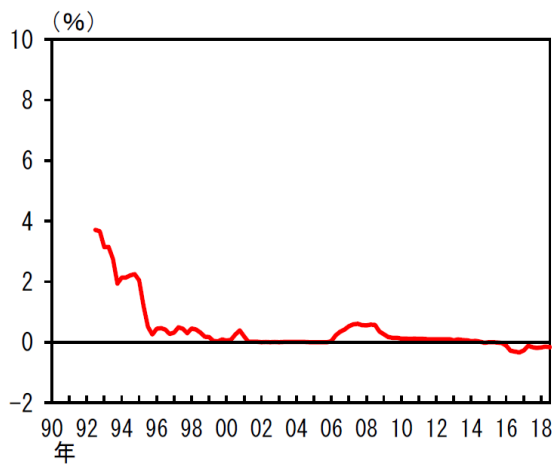
(3) 輸入物価指数



(4) CPI (総合<除く生鮮>)



(5) 名目金利 (3か月物)



(出所) 内閣府、総務省、日本銀行、Bloomberg

4.4 モデルの構造と推計方法

4.4.1 モデルの構造

4.2節で述べたように、本論文では、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の状態空間モデルを拡張して、インフレ予想カーブを推計する。状態空間モデルは、状態変数の動学を示す「状態方程式」と、観測変数と状態変数との関係を示す「観測方程式」の2種類から成る。

第1に、状態方程式は、Crump, Eusepi, and Moench [2018] と同様に、インフレ率 (π_t)、実質成長率 (g_t)、名目金利 (i_t) の3変数ベクトルを z_t と定義する。 z_t の予想値と実績値は、いずれも (4-1) 式のように、Beveridge=Nelson 分解に従い、トレンド成分 (\bar{z}_t) と循環成分 (\hat{z}_t) に分けられると仮定する。分解されたトレンド成分と循環成分は、それぞれ異なる動学に従うことで、実績値から各年限の予想値が形成されると仮定する。

$$\begin{aligned} z_t &= (g_t, \pi_t, i_t)' \\ z_t &= \bar{z}_t + \hat{z}_t \end{aligned} \tag{4-1}$$

このうち、トレンド成分の動学は (4-2) 式及び (4-3) 式で表される。インフレ率と実質成長率のトレンド成分 ($\bar{\pi}_t, \bar{g}_t$) の動学は (4-2) 式で表され、Stock and Watson [2007] と同様に、各々独立にランダム・ウォークに従うと仮定する。各トレンド成分のショック ($\eta_{\bar{\pi},t}, \eta_{\bar{g},t}$) は、平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する。また、名目金利のトレンド成分は、(4-3) 式のように、フィッシャー方程式を通じて、インフレ率及び実質成長率のトレンド成分と結びつく。名目金利のトレンド成分の誤差 ($\bar{\zeta}_t$) はランダム・ウォーク過程に従い、同過程のショック ($\eta_{i,t}$) は、平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する^{33,34}。

$$\begin{pmatrix} \bar{g}_t \\ \bar{\pi}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{g}_{t-1} \\ \bar{\pi}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{\bar{g},t} \\ \eta_{\bar{\pi},t} \end{pmatrix} \tag{4-2}$$

$$\bar{i}_t = \psi \bar{g}_t + \bar{\pi}_t + \bar{\zeta}_t, \quad \bar{\zeta}_t = \bar{\zeta}_{t-1} + \eta_{i,t} \tag{4-3}$$

³³ フィッシャー方程式は、元々名目金利を実質金利とインフレ予想の和で表した式だが、Crump, Eusepi and Moench [2018] では、実質金利が異時点間の代替弾力性の逆数(ψ)を通じて実質成長率のトレンド成分と結びつくと仮定し (4-3) 式を導出。同式の誤差は消費者の選好変化や \bar{i}_t の他の決定要因と解釈した。

³⁴ フィッシャー方程式が成立するためには、消費者の効用関数が一次近似されているほか、異時点間の代替弾力性の逆数が消費者のリスク回避度と一致する必要がある。この仮定を緩めた例として、Epstein and Zin [1989]の再帰型効用関数が挙げられ、不確実性の変化がインフレ予想に及ぼす影響の分析が期待される。

他方、循環成分の動学は、ベクトル自己回帰（Vector Auto-Regression、VAR）構造を仮定し、インフレ率、実質成長率、名目金利の各々の循環成分（ $\hat{\pi}_t, \hat{g}_t, \hat{i}_t$ ）が、互いにラグを持って影響を及ぼし合うと考える。本分析では、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の手法に加え、（１）外生変数の追加と、（２）VARの次数変更の２点を行った。（１）外生変数は、輸入物価指数（ IPI_t ）をモデルに追加し、自己ラグ（AR 2期）に従うと仮定する³⁵。（２）VARの次数は、Crump, Eusepi, and Moench [2018] では1期としているが、本論文では「モデル全体の周辺尤度を最大化する次数」として、3期を選んだ³⁶。結果、循環成分の動学は、(4-4)式の、4変数・ラグ3期のVARモデルとなる。 Φ_k ($k=1,2,3$) は4変数の関係性を表すパラメータで構成される遷移行列であり、 v_t は各変数のショックから成るベクトルで、各々のショックは平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d*) に従うと仮定する。ショックに関するコレスキー分解は、実質成長率は自身のショックのみ、インフレ率は自身と実質成長率のショック、名目金利は自身と実質成長率及びインフレ率のショックの影響を受けると仮定している。

$$\begin{pmatrix} \hat{z}_t \\ IPI_t \end{pmatrix} = \Phi_1 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-1} \\ IPI_{t-1} \end{pmatrix} + \Phi_2 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-2} \\ IPI_{t-2} \end{pmatrix} + \Phi_3 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-3} \\ IPI_{t-3} \end{pmatrix} + v_t$$

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} b_1 & b_2 & b_3 & b_4 \\ b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ b_9 & b_{10} & b_{11} & b_{12} \\ 0 & 0 & 0 & b_{37} \end{bmatrix}, \quad \Phi_2 = \begin{bmatrix} b_{13} & b_{14} & b_{15} & b_{16} \\ b_{17} & b_{18} & b_{19} & b_{20} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 0 & b_{38} \end{bmatrix} \quad (4-4)$$

$$\Phi_3 = \begin{bmatrix} b_{25} & b_{26} & b_{27} & b_{28} \\ b_{29} & b_{30} & b_{31} & b_{32} \\ b_{33} & b_{34} & b_{35} & b_{36} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad v_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{\hat{g}_t} \\ \varepsilon_{\hat{\pi}_t} + b_{39}\varepsilon_{\hat{g}_t} \\ \varepsilon_{\hat{i}_t} + b_{40}\varepsilon_{\hat{\pi}_t} + b_{41}\varepsilon_{\hat{g}_t} \\ \varepsilon_{IPI_t} \end{bmatrix}$$

$b_1 \sim b_{41}$ は、モデルで推計されるパラメータ

このように、状態方程式において、トレンド成分についてはフィッシャー方程式を、循環成分についてはVAR構造を仮定することによって、インフレ率の予想値と、これに影響を与える実質成長率や名目金利の予想値を、体系的に結びつけている。

第2に、観測方程式は(4-5)式で表される。左辺の y_t は観測変数 (43×1) で、 y_t^F はイン

³⁵ 輸入物価指数は、エネルギー価格や為替レート等に関する情報を包括的に含むと考えられる。

³⁶ 周辺尤度は、Geweke [1999] の修正調平均値を用いた。輸入物価の自己ラグの次数も同様に選択。

フレ率、実質成長率、名目金利の予想データをまとめたベクトル (38×1) である。 y_t^A は実績値を表すベクトル (5×1) であり、 π_t 、 g_t 、 i_t 、 IPI_t に加え、 \bar{g}_t も観察可能と仮定している。すなわち、実質成長率のトレンド成分 \bar{g}_t の観測値を、潜在成長率 (日本銀行公表) とすることで、推計パラメータ数を節約している。 H_t は観測変数と状態変数を繋ぐ構造 (43×18) であり、その予想値と実績値の部分は、それぞれ H_t^F 、 H_t^A で表される³⁷。 Z_t は、状態変数 z_t とそのラグ項³⁸、トレンド成分 \bar{z}_t 、循環成分 \hat{z}_t をまとめたベクトル (18×1) である。最後に、 ε_t は観測変数の観測誤差 (43×1) であり、予想データの観測誤差 ε_t^F (38×1) はいずれも、平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する。

なお、Crump, Eusepi, and Moench [2018] では、年限が近い予想データの観測誤差の標準偏差は全て等しいとしているが、本論文では、次の4.4.2節で述べるように、同一年限が対象でも、標準偏差は予想データごとに全て異なると仮定している。また、実績値には観測誤差は存在しないと仮定して、実績値の観測誤差 ε_t^A (5×1) は0としている。

$$y_t = H_t Z_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \begin{pmatrix} y_t^F \\ y_t^A \end{pmatrix}, H_t = \begin{pmatrix} H_t^F \\ H_t^A \end{pmatrix}, \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^F \\ 0 \end{pmatrix} \quad (4-5)$$

$$Z_t = (z_{t-1}, z_{t-2}, z_{t-3}, \bar{z}_t, \hat{z}_t)$$

このほか、同一年限が対象の予想データの間では、観測変数と状態変数を繋ぐ H_t^F の構造は等しく、その値の違いは観測誤差 ε_t^F の違いで表されると仮定している。(4-5) 式の一部を抽出した (4-6) 式は、この点を示している。左辺の $y_{t,t+k}^{F1}$ 、 $y_{t,t+k}^{F2}$ を、 k 期先のインフレ率に対する2種類の予想データ1、2とすると、右辺の $H_{t+k}^F Z_t$ は両方に共通しており、両者の違いは観測誤差 $\varepsilon_{t,t+k}^{F1}$ 、 $\varepsilon_{t,t+k}^{F2}$ となる。すなわち、各予想データから、「異質性」としての観測誤差を取り除いた「共通部分」が、本モデルのインフレ予想値 $E_t \pi_{t+k}$ と解釈できる。

³⁷ それぞれのベクトルの詳細は、原論文の補論3を参照されたい。

³⁸ z_t のラグ項 ($z_{t-1}, z_{t-2}, z_{t-3}$) を用いるのは、前年比の予想データを、モデルでは前期比に変換するため。変換方法は原論文の補論3、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の Appendix A.3、Crump *et al.* [2014] を参照されたい。

$$\begin{aligned}
y_{t,t+k}^{F1} &= H_{t+k}^F Z_t + \varepsilon_{t,t+k}^{F1} \\
y_{t,t+k}^{F2} &= H_{t+k}^F Z_t + \varepsilon_{t,t+k}^{F2}
\end{aligned}
\tag{4-6}$$

以下では、このモデル体系にしたがって、インフレ予想カーブの推計を行う。

4.4.2 推計方法：ベイズ推計

状態空間モデルを用いてインフレ予想カーブを推計した先行研究では、最尤法が用いられてきた。最尤法は、カルマン・フィルターを用いて尤度関数を導出し、同関数を最大化するパラメータの組み合わせを見つける方法で、状態空間モデルの推計に頻繁に用いられる。

Crump, Eusepi, and Moench [2018] では、3変数の予想データを、予想年限に応じて短期・中期・長期の3種類に区分し、各グループ内では、予想データの観測誤差の標準偏差が全て等しいという仮定を置くことにより、推計の対象となる観測誤差の標準偏差の数を大幅に節約した。しかし、専門家のサーベイ・データのみを用いた同論文とは異なり、本論文では、専門家のほか、家計や企業のサーベイ・データやマーケット・データも用いる。この場合、データの異質性がより大きいと考えられるため、同様の仮定を置くことは必ずしも適当でない。そこで、本論文では、予想系列ごとに異なる観測誤差の標準偏差を設定している。加えて、モデルのVAR構造についても、Crump, Eusepi, and Moench [2018] では1期だが、本論文ではより長く変数間のショックの影響が残存すると仮定し、3期としている。

この結果、本論文のモデルでは、推計するパラメータ数が非常に多い。この場合、尤度関数の形状が非常に複雑となるため、最尤法の推計は、推計結果が不安定になることが知られている。したがって、モデルの推計においては、ベイズ推計を用いている。ベイズ推計は、推計された尤度関数に、別途設定したパラメータの事前分布を掛け合わせ、各パラメータの事後分布の密度関数を算出する手法である。尤度関数が複雑で、最尤法では推計が難しい場合でも、パラメータを識別し、最適な推計値の組み合わせを見つけることができる。

ベイズ推計を行う際には、パラメータや観測誤差の標準偏差についての事前分布の設定が、推計値に影響を及ぼしうる。すなわち、観測誤差の標準偏差の事前分布の平均値が大き

い（小さい）ほど、その予想データの情報が推計値に反映されにくく（やすく）なる。この問題について、本論文では一定のルールを設けて、恣意性を排除している。詳細は次の4.4.3節で述べるが、予想値における、年限間及び経済主体間のバランスが、事前的に均等となるように、事前分布の平均値を設定している。なお、ベイズ推計における手法としては、本論文では、ランダム・ウォークMetropolis-Hastings (M-H) アルゴリズムを使用している³⁹。

推計期間は、推計に用いた予想データのうち、もっとも時系列が長いコンセンサス・フォーキャストに合わせ、1989年第4四半期から2018年第3四半期である。状態空間モデルを用いてインフレ予想カーブを推計する1つの利点は、Kozicki and Tinsley [2012] が指摘しているように、カルマン・フィルターを用いることで、データに欠損値がある場合でも推計が行える点である。実際、本論文の推計に用いる予想データには、データの存在期間が短い系列や、時期によっては公表頻度が四半期ではなく、半期の系列も存在しているが、こうした制約のもとでも、長期間に亘ってインフレ予想カーブの推計が可能となっている⁴⁰。

4.4.3. ベイズ推計における観測誤差の標準偏差の事前分布の平均値の決め方

4.4.2節で述べたように、予想データには、全て観測誤差が存在すると仮定している。この観測誤差のばらつき（標準偏差）の取り扱い、推計上重要な論点である。ベイズ推計では、観測誤差の標準偏差の事前分布の設定が、推計値に影響を及ぼしうる。そこで、特定の予想データの情報が用いられるように事前分布を設定する、といった恣意性を排除するために、本論文では、以下のようなルールを定めて、事前分布を設定している。

まず、インフレ率、実質成長率、名目金利それぞれの予想系列を、Crump, Eusepi, and Moench [2018] に準じて、予想年限に基づく、短期（1～2年先）、中期（3～4年先）、長期（5～10年先）の3つにグループ化する。結果、予想データは、インフレ予想（短・中・長期）、

³⁹ パラメータの収束は、Brooks and Gelman [1998] の統計量によって確認している。また、サンプリングは30万回行っており、そのうち最初の15万回は捨てている。

⁴⁰ 合成予想物価上昇率は、3種類の系列の第1主成分を抽出するため、データの時系列は、最も短いデータの期間となる制約がある。より長い時系列における推計が可能なる点も、本分析の利点の1つである。

実質成長率予想（短・中・長期）、名目金利予想（短・中・長期）の、9つのいずれかに割り振られる。なお、予想期間が複数年にまたがる予想データは、その平均的な年限が含まれる区分に入れている（例：2年先スタート8年間の予想は長期）。

次に、観測誤差の標準偏差に関する事前分布の平均値を設定する際には、第1に、年限間のバランスを考慮する。具体的には、上記の9つのブロック間で、予想データの観測誤差の分散の和が等しいと置くことで、予想系列が相対的に多く（少なく）含まれるブロックでは、1系列あたりの情報量が大きく（小さく）なる。また、各ブロック内においては、各予想系列の観測誤差の標準偏差が等しいとする。

第2に、回答主体の間のバランスを考慮する。日本のインフレ予想データを経済主体別に見ると、専門家・マーケットが多い一方、家計や企業は少ない。対応として、各ブロック内で、回答数が多い経済主体の事前分布の平均値は、系列の数を、第1のルールに基づいて計算された平均値に掛け合わせる。これにより、ブロック内で、予想系列の多い専門家・マーケットは、観測誤差の標準偏差が大きくなる一方、予想系列の少ない家計・企業は、観測誤差の標準偏差が相対的に小さくなる。したがって、回答主体間のバランスが、事前的な意味で均等となる⁴¹。もちろん、観測誤差の事後分布の値は、各予想系列で変わりうるが、これは予想データに基づき、各系列について、観測誤差が大きい（小さい）と、本モデルが判断したことによる。

表4-1および表4-2は、推計されたパラメータおよびその分布の一覧を示している。表4-1において、実質成長率、インフレ率、名目金利の循環成分、および輸入物価指数に係るパラメータは、正負いずれの値も取りうるため、正規分布を仮定している。一方、実質成長率のトレンド成分のパラメータは、ガンマ分布としている。また、表4-2における、ショックや観測誤差の標準偏差は、いずれも逆ガンマ分布を仮定している。

⁴¹ 西野ほか（2016）では、合成予想物価上昇率の推計に際して、専門家・企業・家計のウエイトがほぼ3分の1ずつになったとしており、本論文の分析で置いている仮定も、こうした結果に基づいている。

表4-1 推計されたパラメータ（1）

パラメータ	分布	事前分布		事後分布		
		平均	標準偏差	平均	5%	95%
実質成長率の循環成分						
1期前の実質成長率の循環成分	N	0.30	(0.10)	0.13	0.04	0.23
1期前のインフレ率の循環成分	N	-0.30	(0.10)	-0.28	-0.40	-0.16
1期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.09	-0.22	0.06
1期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.06	0.03	0.08
2期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.13	0.05	0.21
2期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.09	-0.03	0.21
2期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.05	-0.13	0.02
2期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.06	-0.08	-0.03
3期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.01	-0.06	0.07
3期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.23	0.16	0.30
3期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.16	-0.26	-0.05
3期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.02	0.00	0.04
インフレ率の循環成分						
1期前の実質成長率の循環成分	N	0.00	(0.10)	0.03	0.00	0.06
1期前のインフレ率の循環成分	N	0.04	(0.10)	0.41	0.32	0.49
1期前の金利の循環成分	N	0.00	(0.10)	-0.02	-0.11	0.06
1期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.00
2期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.06	0.03	0.08
2期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.03	-0.04	0.11
2期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.03	-0.05	0.12
2期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.00
3期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.03	-0.05	-0.01
3期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.26	0.19	0.34
3期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.07	0.11
3期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.01	-0.01	0.00
実質成長率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.02	0.05
金利の循環成分						
1期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.01
1期前のインフレ率の循環成分	N	-0.30	(0.10)	-0.05	-0.10	-0.01
1期前の金利の循環成分	N	1.00	(0.10)	1.04	0.97	1.10
1期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
2期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.01
2期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.03	0.07
2期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.05	-0.14	0.04
2期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
3期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.01	0.00	0.01
3期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.09	0.06	0.13
3期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.03	-0.10	0.04
3期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
インフレ率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.12	0.06	0.18
実質成長率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.02	0.01	0.04
輸入物価指数						
1期前の輸入物価指数	N	0.70	(0.10)	0.42	0.34	0.51
2期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.13	-0.22	-0.05
フィッシャー方程式						
実質成長率のトレンド成分	G	1.00	(0.10)	0.71	0.62	0.81

(注) 1. N : 正規分布、G : ガンマ分布、invG : 逆ガンマ分布を表す。

2. 1期前の係数、フィッシャー方程式の係数及びショックの標準偏差の事前分布の平均値は、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の結果を基に決めている。

表4-2 推計されたパラメータ（2）

パラメータ	分布	事前分布		事後分布		
		平均	標準偏差	平均	5%	95%
ショックの標準偏差						
実質成長率の循環成分	invG	0.70	(0.10)	0.89	0.81	0.97
インフレ率の循環成分	invG	0.01	(0.10)	0.21	0.18	0.23
金利の循環成分	invG	0.20	(0.10)	0.08	0.07	0.10
輸入物価指数	invG	5.00	(0.10)	4.96	4.83	5.07
実質成長率のトレンド成分	invG	0.10	(0.10)	0.10	0.09	0.11
インフレ率のトレンド成分	invG	0.10	(0.10)	0.04	0.03	0.04
金利のトレンド成分	invG	0.30	(0.10)	0.12	0.11	0.14
観測誤差の標準偏差						
インフレ率						
コンセンサス・フォーキャスト(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.72	0.65	0.80
コンセンサス・フォーキャスト(2年先)	invG	1.00	(0.10)	0.74	0.66	0.82
コンセンサス・フォーキャスト(3年先)	invG	0.60	(0.10)	0.47	0.41	0.53
コンセンサス・フォーキャスト(4年先)	invG	0.60	(0.10)	0.42	0.36	0.47
コンセンサス・フォーキャスト(5年先)	invG	1.20	(0.10)	0.88	0.80	0.95
コンセンサス・フォーキャスト(6～10年先)	invG	1.20	(0.10)	0.90	0.82	0.98
ESPフォーキャスト(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.74	0.67	0.83
ESPフォーキャスト(2～6年先)	invG	0.60	(0.10)	0.47	0.38	0.56
ESPフォーキャスト(7～11年先)	invG	1.20	(0.10)	1.10	1.01	1.20
Blue Chip(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.68	0.61	0.73
QUICK月次調査(1年先1年)	invG	1.00	(0.10)	0.72	0.66	0.78
QUICK月次調査(2年先8年)	invG	1.20	(0.10)	0.92	0.82	1.01
ブレイク・イーブン・インフレ率(10年間)	invG	1.20	(0.10)	1.13	1.00	1.26
インフレ・スワップ・レート(5年先5年)	invG	1.20	(0.10)	1.08	1.00	1.17
生活意識アンケート(1年先4年)	invG	0.20	(0.10)	0.37	0.28	0.44
短観(1年先)	invG	0.40	(0.10)	0.26	0.21	0.32
短観(3年先)	invG	0.20	(0.10)	0.09	0.07	0.12
短観(5年先)	invG	0.20	(0.10)	0.09	0.07	0.11
QUICK短観(1年先)	invG	0.40	(0.10)	0.24	0.19	0.29
実質成長率						
コンセンサス・フォーキャスト(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.75	0.67	0.82
コンセンサス・フォーキャスト(2年先)	invG	0.30	(0.10)	0.56	0.49	0.63
コンセンサス・フォーキャスト(3年先)	invG	0.30	(0.10)	0.48	0.42	0.54
コンセンサス・フォーキャスト(4年先)	invG	0.30	(0.10)	0.47	0.41	0.53
コンセンサス・フォーキャスト(5年先)	invG	0.30	(0.10)	0.49	0.43	0.56
コンセンサス・フォーキャスト(6～10年先)	invG	0.30	(0.10)	0.48	0.41	0.54
ESPフォーキャスト(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.63	0.55	0.71
ESPフォーキャスト(2～6年先)	invG	0.30	(0.10)	0.34	0.27	0.41
ESPフォーキャスト(7～11年先)	invG	0.30	(0.10)	0.21	0.15	0.26
Blue Chip(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.73	0.65	0.80
名目金利(フォワード・レート)						
1年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.23	0.20	0.25
2年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.24	0.21	0.26
3年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.23	0.20	0.26
4年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.28	0.24	0.32
5年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.34	0.30	0.39
6年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.31	0.27	0.35
7年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.38	0.34	0.43
8年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.53	0.46	0.59
9年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.62	0.56	0.69

4.5 日本のインフレ予想カーブ

4.5.1 推計された日本のインフレ予想カーブ

4.5.1節では、4.3節のデータ及び4.4節の手法を用いた、日本のインフレ予想カーブの推計結果を示す。図4-4(1)は、日本における消費者物価インフレ率の実績値と、各年第1四半期における、先行き10年間のインフレ予想カーブを示している。太実線がインフレ率の実績値、灰色線が各時点における先行き10年間（40四半期）のインフレ予想カーブである。

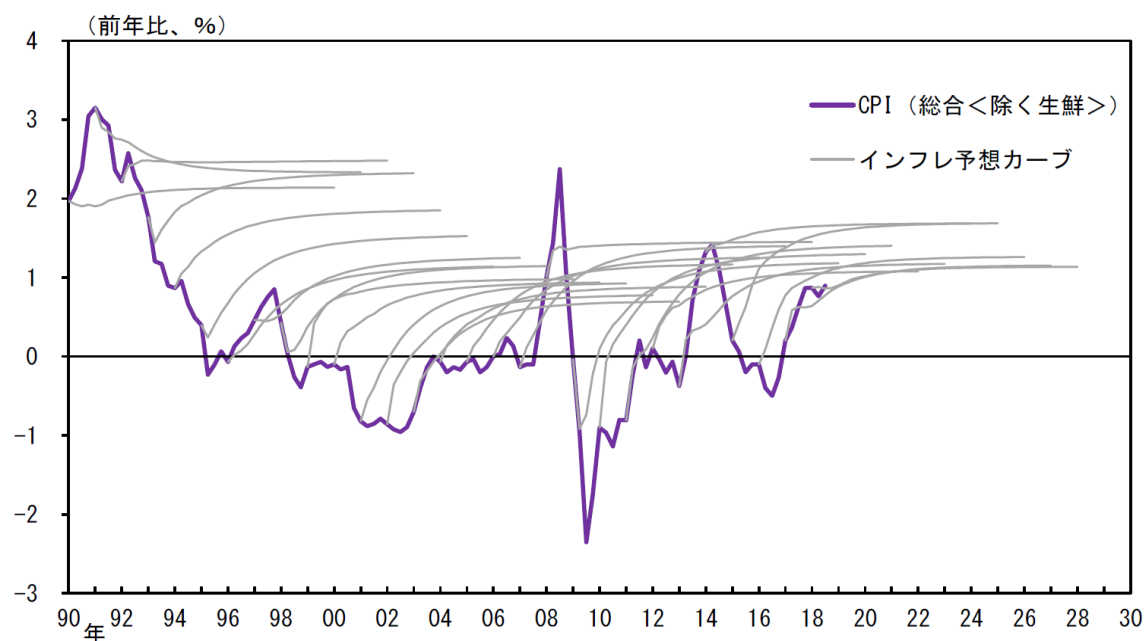
カーブの形状をみると、推計期間中の概ね全ての時点で、右上がりの期間構造となっている。これは、Aruoba [2016] やCrump, Eusepi, and Moench [2018] 等の先行研究で示された、米国のインフレ予想カーブと同様の形状である。また、推計されたインフレ予想カーブは、年限が長くなるほど、傾きは次第に緩やかになり、一定の値へと収束していく姿となっている。モデル上、循環成分の影響が減衰し、トレンド成分(π_t)へと収束するためである。

図4-4(2)は、インフレ予想カーブにおける、短期（1・2年先予想の平均）・中期（3・4年先予想の平均）・長期（5～10年先予想の平均）の予想の時系列的推移をみている。動きを確認すると、全年限に共通して、①1990年代前半から2000年代初頭にかけて、趨勢的に低下した後⁴²、②2000年代中や、③2012年後半から2013年にかけて上昇したことが確認できる。②の上昇は、景気の回復が続き、かつ輸入物価も上昇基調で推移する中で、消費者物価が横ばいから緩やかな上昇に転じたことが影響している可能性が高い。また、③の上昇は、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）が指摘しているように、日本銀行による物価安定の目標や量的・質的金融緩和の導入も寄与しているとみられる。また、短期インフレ予想は、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降、水準が趨勢的に切り上がってきており、インフレ率の実績値がマイナスに転じた2016年もゼロ%台半ばで推移する等、一時的な要因によって落ちにくくなっている傾向が観察される。

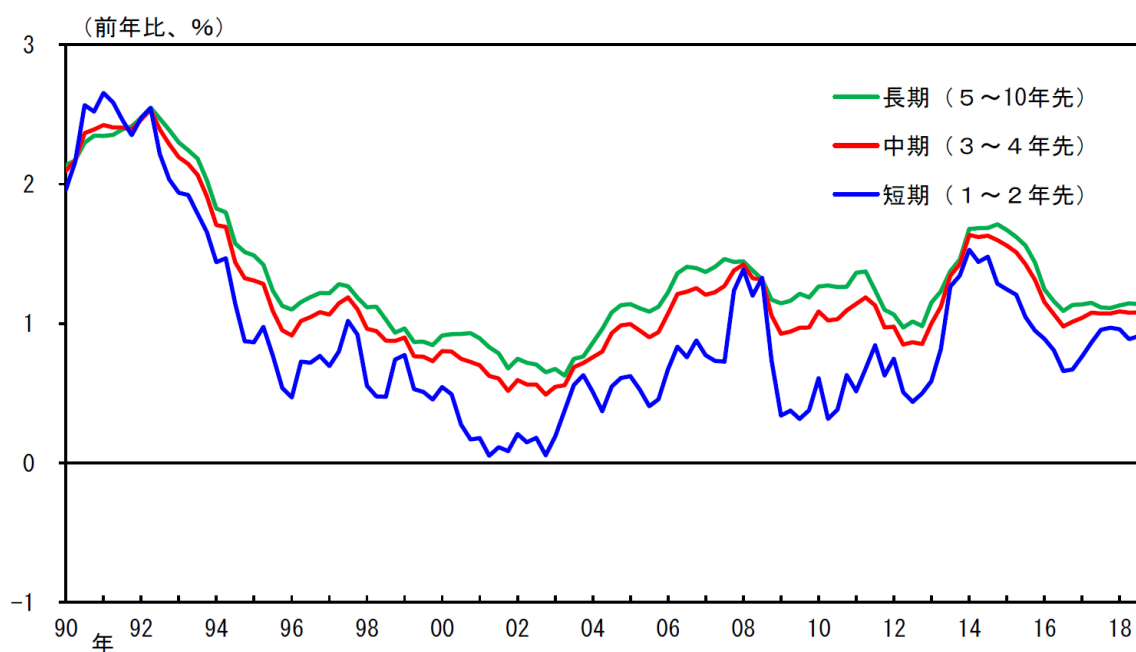
⁴² 2000年代初頭は、インフレ率の実績値がマイナスとなり、インフレ予想も低下したが、この当時でも、なおインフレ予想カーブは右上がりの形状で、長期予想は1%弱で推移していた。このことは、経済主体は当時、物価は長い目でみれば緩やかな上昇に転じるとみていたことを示唆している。こうした結果は、Nishizaki, Sekine, and Ueno [2014] における、日本の長期インフレ予想の推計値と概ね整合的である。

図4-4 推計された日本のインフレ予想カーブ

(1) インフレ予想カーブ



(2) 短・中・長期のインフレ予想の時系列推移



(注) (1) のインフレ予想カーブは、各年の第1四半期における10年先までの予想値。CPIは消費税調整済。(2) の「短期」「中期」「長期」は、各々の年限の値を単純平均したもの。

(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、内閣府、財務省、総務省、日本銀行

4.5.2 既存の日本のインフレ予想指標との比較

4.5.2節では、インフレ予想カーブの推計により得られた短期・中期・長期インフレ予想を、既存の日本のインフレ予想指標と比較し、その特徴点を整理する。

図4-5(1)は、本論文における短期・中期・長期インフレ予想を、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）が提案した「合成予想物価上昇率」と比較したものである。先述のように、合成予想物価上昇率と本論文のインフレ予想カーブは、様々な経済主体のインフレ予想の情報を集約し、経済全体の基調的なインフレ予想を捕捉する点で共通している。比較すると、合成予想物価上昇率は、本論文の短期予想と中期予想の間を推移している。推計方法が異なるため、厳密な比較は必ずしも可能ではないが、こうした結果は、合成予想物価上昇率の推計に用いる予想データの平均的な年限を反映しているとみられる⁴³。

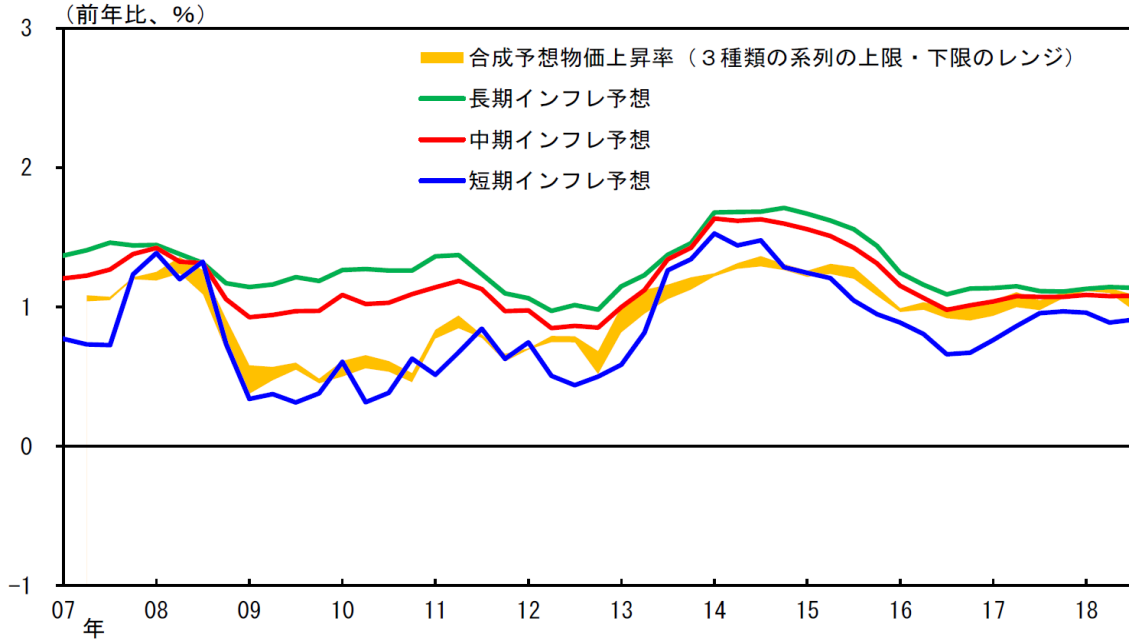
また、図4-5(2)では、本論文の長期インフレ予想を、既存研究の長期インフレ予想系列と比較している。まず、開発・中島（2015）のトレンド・インフレ率と比較すると、本論の長期インフレ予想の方が、水準が明確に高い。これは、開発・中島（2015）が、インフレ率等の実績値の情報からトレンド・インフレ率を推計しているのに対し、本論文では、実績値に加え、インフレ率等の予想データの情報も用いて推計していることを映じている可能性が高い。すなわち、中長期のインフレ予想データは、インフレ率の実績値を上回って推移する傾向があるため、この情報が推計値に反映されるか否かが、推計値の差を説明すると考えられる。

次に、法眼・大熊（2018）の長期インフレ予想と比較すると、2000年代等、時期によっては水準が異なる。これは、中長期のインフレ予想データを推計に用いているか否かの違いによると考えられる。法眼・大熊（2018）は、ラーニング・メカニズムを仮定し、短期予想の予測誤差が、長期予想の変動に繋がると考えて、中長期の予想データを推計に用いていない。

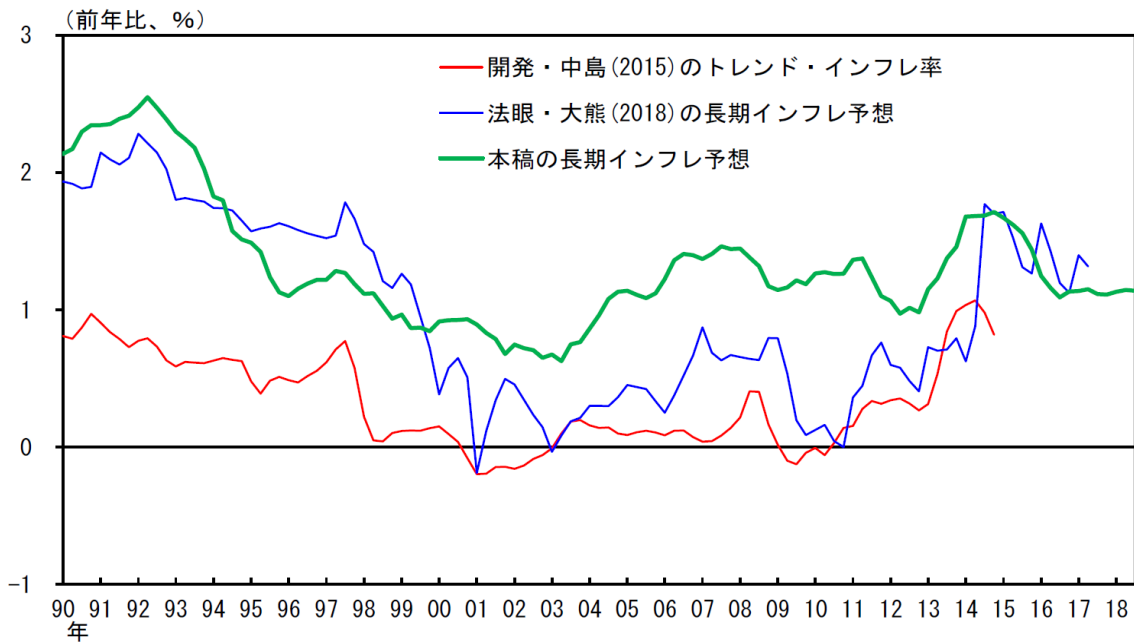
⁴³ 合成予想物価上昇率では、「家計」に生活意識アンケート（5年間）、「企業」に短観の販売価格判断D.I.（足もと）のほか、「専門家」に①コンセンサス・フォーキャスト（6～10年先）、②QUICK 月次調査（債券・10年間）、③インフレ・スワップ・レート（5年先5年）のいずれかが用いられている。

図4-5 既存の日本のインフレ予想指標との比較

(1) 合成予想物価上昇率との比較



(2) トレンド・インフレ率および長期インフレ予想との比較



(注) (1) の3種類は、合成予想①(企業、家計、コンセンサス・フォーキャスト)、②(企業、家計、QUICK月次調査(債券))、③(企業、家計、インフレ・スワップ・レート)。

(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、内閣府、財務省、総務省、日本銀行等

一方で、本論文では、4.4節の状態空間モデルで示したメカニズムを想定して、中長期のインフレ予想データ等の情報も用いて推計している。なお、1990年代や量的・質的金融緩和の導入以降といった時期では、法眼・大熊（2018）と本論文の長期インフレ予想は、概ね同じ水準を示す傾向が観察される。これは、本論文における短期インフレ予想と長期インフレ予想の差が、この時期には相対的に小さいことを映じていると考えられる。

4.6 まとめ

本論文では、Crump, Eusepi, and Moench [2018] の手法を拡張する形で、インフレ予想の年別期間構造を表す「インフレ予想カーブ」の推計を行った。その特徴として、（1）多様な経済主体による予想形成の異質性を所与として、インフレ予想データの有する情報を包括的に集約し、経済全体としての基調的なインフレ予想を抽出したこと、（2）状態空間モデルを用いて、短期から長期までの、年限間の整合性を考慮したインフレ予想を推計したことが挙げられる。

分析から得られた結果は、以下の3点に集約される。第1に、推計されたインフレ予想カーブは、1990年代以降の概ね全ての期間において、右上がりの期間構造であった。第2に、インフレ予想は、全ての年限において、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年にかけて上昇した。第3に、とくに短期インフレ予想については、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられた。

5. 結論

本論文では、「波及効果に関する経済学的分析」をテーマに、グローバル・バリュー・チェーン、金利の見通し、インフレ予想の3つの観点から、経済において生じた構造変化や、金融政策の影響が、金利や物価における市場の予想に対してどのように波及効果をもたらすのかについて、分析を行った。それぞれの研究で、得られた結果は以下の通りである。

第1の研究では、先行研究で提案された上流度指数を、国際産業連関表を用いて、各国・各産業ベースで計算した。その上で、本論文では、上流度指数を分解してその数学的な意味を読み解き、ある国（産業）の上流度及びその変化が、どの国のどの産業の影響に因るものなのかといった、寄与を分析できるようになった。その結果、①グローバル上流度指数は2000年代半ばに、製造業（寄与度3分の2）、サービス業（同3分の1）の双方が寄与する形で、大きく増加したこと、②製造業の増加は、東アジア各国・地域における電機産業で顕著であり、同時期にこの地域でサプライ・チェーンが深化した事実と整合的であること、③サービス業では、先進国を中心とした対事業所サービスの寄与が目立っており、日本では、リースや労働者派遣といった事業の外注化や、IT化の進展に伴い、情報通信業のような、他のサービス産業と結びつきの強い産業が発展したことが示唆された。

第2の研究では、「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデル」を、わが国で初めて、実際の金利オプションのデータにフィットさせて、その当てはまりを確認した。その上で、マイナス金利政策やイールドカーブ・コントロールといった日本銀行の金融政策の変化した際に、市場が予測する金利の将来分布がどのように変化したかを推計した。分析の結果、①Shifted SABRモデルやFree boundary SABRモデルといった、近年開発されたフォワードレート・モデルはいずれも、わが国においては、ゼロ金利制約やマイナス金利環境下でも相応の当てはまりの良さがみられたこと、②マイナス金利政策の導入における市場の反応をみると、ゼロ金利制約の解消は、先行き2～3年のゾーンで始まり、その後徐々に長期のゾーンに波及していったこと、③イールドカーブ・コントロール政策導入後は、先行き1～

2年程度における金利見通しが収斂し、中央銀行が先行き一定期間は、イールドカーブをコントロールする可能性があるとの期待形成が観測されたこと、が確認された。

第3の研究では、インフレ予想の年限別の期間構造を表す「インフレ予想カーブ」の推計を行った。多様な経済主体によるインフレ予想データの有する情報を包括的に集約した、経済全体としての基調的なインフレ予想を抽出し、状態空間モデルを用いて、短期から長期までの、年限間の整合性を考慮したインフレ予想を推計した。分析からは、①推計されたインフレ予想カーブは、1990年代以降の概ね全ての期間において、右上がりの期間構造であったこと、②インフレ予想は、全ての年限において、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年にかけて上昇したこと、③短期インフレ予想は、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられたこと、が確認された。

これらの3つの研究は、先行研究の分析手法を、わが国のデータに当てはめる形で行われた、初めての研究である。特に、いずれの研究についても、データリッチに構築されたデータベースに基づいた実証分析を行っており、第1の研究では、1440もの国別・業種別の分析、第2の研究では、3次元の特性を持つデータの3年間以上に及ぶ日次データへのフィッティング、第3の研究では、40以上に及ぶ予想データから共通の変動成分を抽出している。こうしたデータの分析については、過去の研究に類を見ないものであると言える。これらの実証分析によって、わが国の経済・金融面における波及効果について、様々な角度から、より精度の高い分析が可能になったといえよう。

これらの3つの分析における分析手法は、いずれも、2010年代以降に研究が進んだ新しい分野であり、波及効果の分析を行う上で、広がりが大いに期待される。今後の発展可能性としては、以下のことが考えられる。

第1のバリュー・チェーンの分析では、先行きの研究分野として、①グローバル金融危機などの大規模な経済ショックが起こった際に生じる、貿易ネットワークの縮小と上流度の

関係性の分析、②上流度指数と、企業収益や国内付加価値比率などで測った産業競争力の関係性の分析、③上流度指数と下流度指数を組み合わせた、グローバル・バリュー・チェーンを川上から川下まで一貫してみる分析、④上流度指数の変化を、価格効果と数量効果に分けてその要因をみる分析などが考えられる。

これらの課題のうち、特に重要な課題は②であり、グローバル・バリュー・チェーンにおいて、国や産業が、貿易から得られる便益を最大化できるような、最適なポジションを見つけることは、産業政策、貿易政策の観点からも、極めて重要な課題である。2章の研究では、産業別のデータ制約などもあり、上流度指数と産業競争力の関係について、先行研究の主張する「スマイル・カーブ」の形状が、必ずしも明確には導き出されなかった。この点、産業競争力を表す指標を再考するなどして、引き続き、貿易政策に資するツールとしての、上流度の意義を見出していきたい。

また、①のショックの波及も、重要な分析テーマである。2019年には、日本と韓国の間で、一部財の輸出制限が行われるなど、貿易における緊張感が高まった。また、2020年に生じた新型コロナウイルス感染症の問題は、グローバル・サプライチェーンにおける中国の存在感を際立たせることになり、またその後の感染症の米欧や東南アジアへの広がり、わが国の輸出・生産活動に影響を与えられている。WTOの推計によると、2020年の世界貿易量は、楽観的なシナリオでも前年比▲10%以上、悲観的なシナリオの場合は同▲30%以上と、リーマン・ショックを上回る大幅な減少となることを見込まれている。こうしたグローバルに大きなショックが生じたときに、その影響が各国・各産業にどのように波及していくのか、といった点も、今後分析していきたいテーマだと考えている。

第2のマイナス金利モデルの分析では、先行きの研究分野として、①流動性が必ずしも高くない日本のスワップション市場のデータ制約への対応としての、低流動性に対応したSABRモデルのキャリブレーション方法の応用、② λ -SABRモデルを応用することによって、SABRモデルに平均回帰性のパラメータを取り入れ、平均回帰する速度を推計すること

で、金融政策に対する市場参加者の見方をより精緻に把握することが挙げられる。

こうした点に加えて、今後については、より足もとの金融政策の変更に際しての、市場の金利見通しの分析を行いたい。3章の分析は、日本銀行の2016年の金融政策変更、すなわち、「マイナス金利政策」と「イールドカーブ・コントロール政策」の2点における、市場参加者の金利見通しを分析していた。その後、2016～17年の「指値オペ」や2019年の「金融緩和の微修正」などは行われてきたが、一方で、マイナス金利の深掘りは、金融機関の収益に影響を及ぼすといったように、金融緩和の「効果と副作用」が意識される中で、2019年までは大幅な政策枠組みの変更は行われてこなかった。

しかし、2020年に入り、新型コロナウイルス感染症が拡大する中で、各国中銀は相次いで利下げを行っており、リーマン・ショック時のような、グローバルの金利緩和が再び生じている。既にマイナス金利の幅が深い欧州だけではなく、米国や英国においても、政策金利がほぼゼロとなる環境においては、これらの国で、金利が先行きマイナスの領域に入る可能性について、市場参加者がどのように見通しているのかを分析することは、極めて重要度の高い分析となる。また、わが国においても、社債やCPの買入れの増額などを打ち出し、追加的な金融緩和を行っているが、そうした中で、市場参加者の金利に対する観測はどのように変化しているのか、また、現在のイールドカーブ・コントロールに対する信認が維持されているのかを確認することは、中央銀行の金融政策が、金利予想に対する波及効果を見る上で、極めて重要かつ優先順位の高い分析テーマであると考えられる。

第3のインフレ予想の分析では、先行きの研究分野として、インフレ予想の形成メカニズムに何らかの構造的な仮定を置くことが考えられる。4章の研究では、状態空間モデルの設定において、誘導型を仮定しており、各年限のインフレ予想については、予想データによって説明されることを前提としている。この点、例えば、Fuhrer [2012,2017] が主張するように、短期インフレ予想と中長期のインフレ予想においては、予想形成において重要となる要因が異なっているような場合も考えられる。こうした、インフレ予想に対する期待形成メカ

ニズムに関する研究結果を、本論文のモデルに取り入れることで、より精緻なインフレ予想を年限別に推計すること等が、今後の応用として期待されている。それによって、「なぜ日本銀行は2%の物価目標を達成するのに時間を要しているのか」、「経済主体は、いつ頃物価目標が達成されるとみているのか」といった、金融政策の物価に対する波及効果の分析を、より仔細に行いたい。

加えて、直近の物価を巡る動きは激しさを増している。原油価格は急落し、原油先物は史上初めてマイナスの価格をつけるなど、インフレ率に強い影響を与えるエネルギー価格の変動は大きい。一方で、グローバル・サプライチェーンの途絶に伴い、中国から輸入していた一部財の価格は上昇するなど、物価に対して押し上げに働く要素もある。こうした経済・物価における大きな動きは、インフレ予想にどのように波及していくのか、その中で、中央銀行の物価目標に対する経済主体の見通しは、どのように変化していくのか、といった問題について、引き続き非常に高い関心を持って取り組んでいきたい。

[参考文献]

- Antonov, Alexandre, Michael Konikov, and Michael Spector, "The Free Boundary SABR: Natural Extension to Negative Rates," *Risk Magazine*, 28(9), 2015, pp. 68–73.
- Antràs, Pol, Davin Chor, Thibault Fally, and Russell Hillberry, "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows," *American Economic Review*, 102(3), 2012, pp. 412–416.
- , and ——, "Organizing the Global Value Chain," *Econometrica*, 81(6), 2013, pp. 2127–2204.
- , and Stephen R. Yeaple, "Multinational Firms and the Structure of International Trade," *Handbook of International Economics*, 4, 2014, pp. 55–129.
- Aruoba, Boragan S., "Term Structures of Inflation Expectations and Real Interest Rates," Working Papers, No. 16-09, 2016, Federal Reserve Bank of Philadelphia (forthcoming in *Journal of Business and Economic Statistics*).
- Baldwin, Richard, Tadashi Ito, and Hitoshi Sato, "Portrait of Factory Asia: Production Network in Asia and Its Implication for Growth—The ‘Smile Curve’," *Joint Research Program Series, IDE-JETRO*, 159, 2014.
- Balland, Philippe, and Tran Quan, "SABR Goes Normal," *Risk magazine*, 26(6), 2013, pp. 72–77.
- Bernard, Andrew B., J. Bradford Jensen, Stephen J. Redding, and Peter K. Schott, "Firms in International Trade," *Journal of Economic Perspectives*, 21(3), 2007, pp. 105–130.
- Beveridge, Stephen, and Charles R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 1981, pp. 151-174.
- Black, Fischer, "The Pricing of Commodity Contracts," *Journal of Financial Economics*, 3(1-2), 1976, pp.167–179.
- Board of Governors of the Federal Reserve System, "Federal Reserve Issues FOMC Statement," March 20, 2019.

- Breedon, Douglas T., and Robert H. Litzenger, "Prices of State-Contingent Claims Implicit in Option Prices," *Journal of Business*, 51(4), 1978, pp. 621–651.
- Brooks, Stephen P., and Andrew Gelman, "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 1998, pp. 434-455.
- Bullard, James, "Inflation Expectations Are Important to Central Bankers, Too," *The Regional Economist*, Federal Reserve Bank of St. Louis, April 2016, pp. 3.
- Burke, Mary A., and Ali Ozdagli, "Household Inflation Expectations and Consumer Spending: Evidence from Panel Data," Working Papers, No. 13-25, 2013, Federal Reserve Bank of Boston.
- Carroll, Christopher D., "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters," *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 2003, pp. 269-298.
- Carver, Laurie, "Going Negative," *Risk Magazine*, 25(11), 2012, pp. 22–24.
- Cavallo, Alberto, Guillermo Cruces, and Ricardo Perez-Truglia, "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 2017, pp. 1-35.
- Chernov, Mikhail, and Philippe Mueller, "The Term Structure of Inflation Expectations," *Journal of Financial Economics*, 106(2), 2012, pp. 367-394.
- Christensen, Ian, Frederic Dion, and Christopher Reid, "Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate," Working Paper, No. 2004-43, 2004, Bank of Canada.
- Coibion, Olivier, and Yuriy Gorodnichenko, "Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 2015, pp. 197-232.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Rupal Kamdar, "The Formation of Expectations, Inflation and the Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 56(4), 2018, pp. 1447-1491.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Saten Kumar, "How Do Firms Form Their Expectations?"

- New Survey Evidence," *American Economic Review*, 108(9), 2018, pp. 2671-2713.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, Saten Kumar, and Mathieu Pedemonte, "Inflation Expectation as a Policy Tool?" NBER Working Paper, No. 24788, 2018.
- Crump, Richard K., Stefano Eusepi, and Emanuel Moench, "The Term Structure of Expectations and Bond Yields," Staff Reports, No. 775, 2016 (revised 2018), Federal Reserve Bank of New York.
- Crump, Richard K., Stefano Eusepi, David Lucca, and Emanuel Moench, "Data Insight: Which Growth Rate? It's a Weighty Subject," Liberty Street Economics, December 2014, Federal Reserve Bank of New York.
- Dietzenbacher, Erik, Bart Los, Robert Stehrer, Marcel P. Timmer, and Gaaitzen J. de Vries, "The Construction of World Input–Output Tables in the WIOD Project," *Economic Systems Research*, 25, 2013, pp. 71–98.
- Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin, "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 57(4), 1989, pp. 937-969.
- European Central Bank, "Measures of Inflation Expectations in the Euro Area," July 2006 Monthly Bulletin.
- Fally, Thibault, "Production Staging: Measurement and Facts," Working paper, 2012 (available at https://are.berkeley.edu/~fally/Papers/Fragmentation_US_Aug_2012.pdf).
- , and Russell Hillberry, "A Coasian Model of International Production Chain," NBER Working Paper, No. 21520, 2015.
- Federal Reserve Bank of Philadelphia, "ATSIX: Aruoba Term Structure of Inflation Expectations."
- Fuhrer, Jeffrey, "The Role of Expectations in Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 8(S1), 2012, pp. 137-165.
- Fuhrer, Jeffrey, "Japanese and U.S. Inflation Dynamics in the 21st Century," IMES Discussion Paper

- Series, No. 2017-E-5, 2017, Bank of Japan.
- Geweke, John F., "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication," *Econometric Reviews*, 18(1), 1999, pp. 1-73.
- Hagan, Patrick S., Deep Kumar, Andrew S. Lesniewski, and Diana E. Woodward, "Managing Smile Risk," *Wilmott Magazine*, September 2002, pp. 84–108.
- Hattori, Masazumi, Andreas Schrimpf, and Vladyslav Sushko, "The Response of Tail Risk Perceptions to Unconventional Monetary Policy," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(2), 2016, pp. 111–136.
- Haubrich, Joseph, George Pennacchi, and Peter Ritchken, "Inflation Expectations, Real Rates, and Risk Premia: Evidence from Inflation Swaps," *Review of Financial Studies*, 25(5), 2012, pp. 1588-1629.
- Helpman, Elhanan, Marc J. Melitz, and Yona Rubinstein, "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes," *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 2008, pp. 441–487.
- Henry-Labordère, Pierre, "A General Asymptotic Implied Volatility for Stochastic Volatility Models," arXiv, 2005.
- Hull, John, Alexander Sokol, and Alan White, "Short-Rate Joint-Measure Models," *Risk Magazine*, 27(10), 2014, pp. 59–63.
- Ito, Tadashi, and Pierre-Louis Vezina, "Production Fragmentation, Upstreamness, and Value-Added: Evidence from Factory Asia 1990–2005," IDE Discussion Paper, 535, 2015.
- Ivanova, Vesela, and Josep Maria Puigvert Gutiérrez, "Interest Rate Forecasts, State Price Densities and Risk Premium from Euribor Options," *Journal of Banking and Finance*, 48, 2014, pp. 210–223.
- Kienitz, Jörg, "Negative Rates, SABR PDE and Approximation," Quantlib, 2015.
- Kozicki, Sharon, and P. A. Tinsley, "Effective Use of Survey Information in Estimating the Evolution

- of Expected Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44(1), 2012, pp. 145-169.
- Krugman, Paul R., "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade," *American Economic Review*, 70, 1980, pp. 950–959.
- Johnson, Robert C., "Five Facts about Value-Added Exports and Implications for Macroeconomics and Trade Research," *Journal of Economics Perspectives*, 28(2), 2014, pp. 119–142.
- , and Guillermo Noguera, "Fragmentation and Trade in Value Added Over Four Decades," NBER Working Paper, No. 18186, 2012.
- Lee, Roger., and Dan Wang, "Displaced Lognormal Volatility Skews: Analysis and Applications to Stochastic Volatility Simulations," *Annals of Finance*, 8(2), 2012, pp. 159–181.
- Le Floch, Fabien., and Gary J. Kennedy, "Finite Difference Techniques for Arbitrage Free SABR," SSRN, 2015.
- Liu, Xiaoquan., Mark B. Shackleton, Stephen J. Taylor, and Xinzhong Xu, "Closed-Form Transformations from Risk-Neutral to Real-World Distributions," *Journal of Banking and Finance*, 31(5), 2007, pp. 1501–1520.
- Los, Bart, Marcel P. Timmer, and Gaaitzen J. de Vries, "How Global are Global Value Chains? A New Approach to Measure International Fragmentation," *Journal of Regional Science*, 55(1), 2015, pp. 66–92.
- Markusen, James R., "Expansion of Trade at the Extensive Margin: A General Gains-from Trade Result and Illustrative Examples," *Journal of International Economics*, 89(1), 2013, pp. 262–270.
- Maruyama, Toshitaka, and Kenji Sugauma, "Inflation Expectation Curves in Japan," *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 8, 2020, pp. 1-28.
- Mehrotra, Aaron, and James Yetman, "Decaying Expectations: What Inflation Forecasts Tell Us about the Anchoring of Inflation Expectations," *International Journal of Central Banking*, 14(5), 2018, pp. 55-101.

- Melitz, Marc J., "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, 71(6), 2003, pp. 1695–1725.
- Miller, Ronald E., and Umed Temurshoev, "Output Upstreamness and Input Downstreamness of Industries/Countries in World Production," *International Regional Science Review*, 40(5), 2017, pp. 443–475.
- Nishizaki, Kenji, Toshitaka Sekine, and Yoichi Ueno, "Chronic Deflation in Japan," *Asian Economic Policy Review*, 9(1), 2014, pp. 20-39.
- Ross, Steve, "The Recovery Theorem," *Journal of Finance*, 70(2), 2015, pp. 615–648.
- Sihvonen, Jukka., and Sami Vähämaa, "Forward-Looking Monetary Policy Rules and Option-Implied Interest Rate Expectations," *Journal of Futures Markets*, 34(4), 2014, pp. 346–373.
- Söderlind, Paul., and Lars E. O. Svensson, "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments," *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 1997, pp.383–429.
- Stock, James H., and Mark W. Watson, "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast ?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), 2007, pp. 3-33.
- Suganuma, Kenji, "Upstreamness in the Global Value Chain: Manufacturing and Services," *Monetary and Economic Studies*, 34, 2016, pp. 39–66.
- Timmer, Marcel P., Abdul Azeez Erumban, Bart Los, Robert Stehrer, and Gaaitzen J. de Vries, "Slicing up Global Value Chains," *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 2014, pp. 99–118.
- , Erik Dietzenbacher, Bart Los, Robert Stehrer, and Gaaitzen J. de Vries, "An Illustrated User Guide to the World Input–Output Database: The Case of Global Automotive Production," *Review of International Economics*, 23, 2015, pp. 575–605.
- West, Graeme, "Calibration of the SABR model in Illiquid Markets," *Applied Mathematical Finance*, 12(4), 2005, pp. 371–385.
- 小田信之・吉羽要直、「デリバティブ商品価格から導出可能な市場情報を利用したマーケッ

- ト分析方法」、『金融研究』第17巻第2号、日本銀行金融研究所、1998年、1～34頁
開発壯平・中島上智、「トレンドインフレ率は変化したか？—レジームスイッチング・モデルを用いた実証分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 15-J-3、2015年、日本銀行.
- 片岡雅彦・白鳥哲哉、「中長期の予想物価上昇率に関するサーベイの有用性について」、日銀レビュー、No. 2011-J-8、2011年、日本銀行.
- 白塚重典・中村 恒、「金融市場における期待形成の変化 — オプション取引価格の情報変数としての有用性に関する一考察 —」、『金融研究』第17巻第4号、日本銀行金融研究所、1998年、129～172頁
- 菅沼健司、「グローバル・サプライチェーンの長さ指標：製造業とサービス業」、『金融研究』第35巻第3号、日本銀行金融研究所、2016年、1～34頁
- ・山田哲也、「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し」、『経済集志』第89巻第3号、日本大学経済学部、2020年、261～282頁
- 西野孝佑・山本弘樹・北原潤・永幡崇、「『総括的検証』補足ペーパーシリーズ（1）：『量的・質的金融緩和』の3年間における予想物価上昇率の変化」、日銀レビュー、No. 2016-J-17、2016年、日本銀行.
- 日本銀行、「『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証」、2016年.
- 法眼吉彦・大熊亮一、「日本におけるインフレ予想のアンカー：ラーニング・アプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 18-J-1、2018年、日本銀行.