



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## パネル分位点回帰による 予測インフレ分布の計測

眞壁祥史\*

yoshibumi.makabe@boj.or.jp

乗政喜彦\*

yoshihiko.norimasa@boj.or.jp

No.22-J-7  
2022年3月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

\* 国際局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# パネル分位点回帰による予測インフレ分布の計測\*

眞壁 祥史<sup>†</sup>・乗政 喜彦<sup>‡</sup>

2022年3月

## 【要旨】

本稿では、パネル分位点回帰を用いて、予測インフレ分布のテール部分（インフレリスク）の変動要因について分析した。Great Inflation 期（1960年代後半）に遡ってパネルデータを構築し、近年の先行研究が焦点を当ててきたインフレの下方リスクのほか、インフレの上方リスクを捉える指標を加えることで、米国および一部の欧州諸国における、上下双方向のインフレリスクの動向について考察している。本稿の分析からは、ユニット・レーバー・コストや実質政府支出が、インフレの上方リスクに有意な影響を与えることが示された。また、輸入物価がインフレリスクに与える影響は短期にとどまる一方、実質政府支出やユニット・レーバー・コストの影響は中期的に持続することが明らかとなった。こうした結果から、インフレリスクを決定づける要因に応じてタームストラクチャーが異なる点も明らかとなった。

JEL 分類番号 : C21、E27、E31

キーワード : インフレリスク、パネル分位点回帰、タームストラクチャー

---

\* 本稿の執筆に当たっては、青木浩介氏、開発壮平氏、一瀬善孝氏の各氏および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ただし、本稿に示される内容や意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは全て筆者らに帰する。

<sup>†</sup> 日本銀行国際局 (yoshibumi.makabe@boj.or.jp)

<sup>‡</sup> 日本銀行国際局 (yoshihiko.norimasa@boj.or.jp)

## 1. はじめに

米国や一部の欧州諸国では、新型コロナウイルス感染症（以下、感染症）による危機からの経済再開に伴い需要が急回復するもとで、物流の停滞や労働者不足に起因する供給制約およびエネルギー・食料品価格の上昇もあって、インフレ率が上昇している。IMF (2022) も指摘している様に、こうした米国や一部の欧州諸国におけるインフレ率の上昇は、当初の想定よりも大きく、また長期化しており、先行きのインフレ率を巡る不確実性が高まっている。

感染症危機の初期段階である 2020 年前半に発表された研究等では、「感染症危機の影響は、厳格な公衆衛生上の措置の導入に伴う需要の減退を招くことから、経済に対してデフレ圧力となる」との評価や見通しが多くみられたことは記憶に新しい (Blanchard (2020)、IMF (2020))。足もとでのインフレ率の高止まりを観察したあとで、後知恵的に予測の間違いを指摘することは容易であるが、こうした予測誤差の大きさは、世界的な感染症危機からの復帰という状況のもとで、先行きのインフレ率を予測することが如何に困難な作業であるかを物語っている。

今次局面における、先行きのインフレ率の予測を巡る難しさは、感染症の動向や政府による介入（公衆衛生上の措置や大規模な財政政策）により、景気循環の波が大幅に増幅されている点に加え、物流の停滞等のグローバルなサプライチェーンの脆弱性や、感染症危機を契機とした労働者の退出といった構造要因を同時に考慮しなければならないことに起因している。一方で、感染症危機前に遡ると、Great Moderation 期、特に 1990 年代以降、先進国のインフレ率が緩やかな低下基調を辿り安定するなかで、むしろ低インフレ傾向の背景に関心が集まってきた経緯がある (Coibion and Gorodnichenko (2011)、Heise, Karahan and Şahin (2021)、Eggertsson, Mehrotra and Robbins (2019))。したがって、こうした過去 30 年間にわたる構造的なインフレ率の低下要因と、感染症危機以降に発生した諸要因が複雑に絡み合う状況のもとで、米国や一部の欧州諸国におけるインフレリスクについて、その決定要因や持続性の観点から、改めて整理する必要があると考えられる。

インフレリスクに関する近年の先行研究は、米欧を中心とした先進国における過去 30 年間にわたるインフレ率の低下トレンドを背景として、①世界金融危機の教訓を踏まえて意識されるようになった金融不均衡・脆弱性がもたらすインフレの下方リスクや、②政策金利の下限制約がもたらすインフレの下方リスクをどのように評価するか、という問題意識のもとで発展してきた (López-Salido and Loria (2020)、Banerjee et al. (2020))。それゆえ、これらの研究が分析対象とす

るデータは、インフレ率が安定し始める 1980 年代後半以降に焦点が当てられていることは自然である。もっとも、感染症危機後、特に米国でのインフレ率の状況を踏まえると、先行きの上下双方向のインフレリスクを議論するために、インフレの上方リスクが問題となっていた **Great Inflation** 期——1960～80 年代——のデータを含めて分析を行うことの重要性が高まっている。

こうした問題意識のもとで、本稿では、米欧等における 1960 年代以降の長期時系列パネルデータを構築し、分位点回帰という手法を用いて予測インフレ分布を推定する。そうして得られた条件付き予測インフレ分布のテール部分をインフレリスクと定義し、その挙動や決定要因を明らかにすることを試みる。また、各決定要因がインフレリスクに与える持続性についても、感応度のタームストラクチャーを推定することで、定量的に議論する。

本稿の構成は、以下の通りである。第 2 節では、本稿と関連する先行研究のレビューを行い、その中での本稿の位置づけや貢献を整理する。第 3 節では、実証分析に使用したデータおよび実証アプローチを説明する。第 4 節では、得られた推定結果を解釈する。第 5 節は結論である。

## 2. 先行研究と本稿の貢献

インフレリスクの計測に関する先行研究をみると、これまで時系列分析的な視点と金融工学的な視点の両面から研究が行われてきた。まず、時系列分析的な視点からは、インフレリスクをインフレ率の予測誤差として捉え、その統計的性質について分析されてきた。具体的には、インフレ率の予測誤差を、確率的ボラティリティ・モデル等で定式化し (Engel (1983)、Grier and Perry (1998)、Stock and Watson (2007))、予測誤差 (リスク) の分布特性や時系列的な変化を分析することが一般的である。インフレ率の予測誤差の統計的性質を明らかにすることに主眼があれば、こうした研究が有用であることは間違いないが、予測誤差 (リスク) の変動要因を特定できないという意味において経済学的な解釈や政策運営上の含意を得ることが難しいほか、リスクの偏りなどの方向性については、モデルの仮定に依存しているため、リスク計測手法としての限界も指摘されている<sup>1</sup>。他方で、金融工学的な視点からは、金融市場で観察される取引価格を用いてインフレリスク・プレミアム (インフレリスク) を計測する研究が進められている。

---

<sup>1</sup> インフレ予測は、インフレ率の自己ラグを用いた単変量モデルによる予測 (Grier and Perry (1998)や Stock and Watson (2007)など) と、フィリップス曲線の定式化などを用いた多変量モデルによる予測 (Engel (1983)、Amisano and Giacomini (2007)など) が行われている。特に、Amisano and Giacomini (2007)は、レジームスイッチングモデルやベイズ推定の手法を用いることで、正規分布に依存しない分布予測を報告している。

例えば、物価連動国債やインフレ・スワップの市場価格から、プライシングモデルを利用してインフレリスク・プレミアムを計測することで、市場に織り込まれる先行きのインフレの方向性や不確実性の大きさに関する情報を把握することが可能である<sup>2</sup>。さらに、流動性がある程度確保された金利スワップション市場が存在する場合、オプション価格からプライシングモデルを利用することで、非対称な予測インフレ分布（Kitsul and Wright (2013)、Fleckenstein, Longstaff and Lustig(2017)）を計測し、分布全体の動きを把握することも可能である。もっとも、上述した時系列モデルと同様に、これらの研究においても、リスクの変動要因を直接特定することが難しいほか<sup>3</sup>、オプション価格から抽出されるインフレ予測分布はリスク中立測度を基に計測されるため、実測度に変換するためには追加的な仮定が必要となるなど、リスク計測における課題も存在する<sup>4</sup>。

リスク計測を巡る上記の課題（リスクの非対称性の検証、リスクの変動要因の特定）への対応として、最近、活発に研究が進められているのが、分位点回帰の手法を用いて予測インフレ分布を計測するアプローチである。通常の回帰分析では、条件付き期待値（平均値）を推定するが、分位点回帰では、条件付き期待値に加え、分位点における推定を通じて、分布全体の形状を分析することができる。また、分位点回帰により推定される予測インフレ分布は、金融市場の取引価格からプライシングモデルを利用して計測された予測インフレ分布と異なり、実世界の確率に基づいているため、解釈が容易であることも利点である。予測インフレ率の平均値以外の統計量に注目した研究は、古くは Manzan and Zerom (2013)において、分位点回帰を用いて予測インフレ分布を部分的に計測したことから始まっている。その後、Adrian, Boyarchenko and Giannone (2019)での GDP の予測分布とリスク（Growth-at-Risk）の計測手法が、Banerjee et al. (2020)や López-Salido and Loria (2020)においてインフレ率に応用され、予測インフレ分布全体の計測、およびインフレリスクの非対称性や変動要因について詳しく分析され始めている。また、Korobilis et al. (2021)は、パラメータの時系列変化を許した分位点回帰を用いて、インフレリスクの計測を行っており、リスク計測における金融

---

<sup>2</sup> 詳細については Kupfer (2018)によるサーベイを参照。

<sup>3</sup> Fleckenstein, Longstaff and Lustig (2017)は、推計されたインフレリスク・プレミアムについて、推計モデルに含まれない金融・経済変数との関係を分析することで、リスクの要因を特定しており、金融セクターの信用・流動性リスクや失業率とデフレ確率が正の相関にあると報告している。また、インフレリスク・プレミアムと経済変数の関係を単一のモデルで分析した事例として、Hördahl and Tristani (2014)は、米国やユーロ圏において、需要ショックよりもコスト・プッシュ・ショックがインフレリスク・プレミアムを大きく変動させることを報告している。

<sup>4</sup> Fleckenstein, Longstaff and Lustig (2017)は、追加的な仮定のもとで、実測度下のインフレ予測分布を算出している。

変数の重要性を報告している。

分位点回帰を用いたインフレリスクに関するこれまでの研究では、先進国における **Great Moderation** 期に観察された事実を念頭に分析が進められてきたため、世界金融危機の教訓を踏まえて、金融不均衡・脆弱性変数がインフレの下方リスクに及ぼす影響を明らかにすることのほか、政策金利の下限制約がもたらすインフレの下方リスクの計測といった点に、その主眼が置かれてきた。もっとも、感染症危機以降、米国や一部の欧州諸国を中心に急速なインフレ率の上昇がみられており、先行きのインフレ率について上下双方向のリスクを把握することが政策当局にとって喫緊の課題として浮上してきている。そこで、本稿では、過去のインフレ高進期も含めた 1960 年代まで遡った長期パネルデータを用いて分析を行っている。

インフレリスクに関する近年の先行研究で用いられたデータをみると、米国を中心とした単一の国のデータや、先進国のパネルデータの場合は 1980 年代後半以降の幾分短い時系列データの利用が主流であった（例えば、López-Salido and Loria (2020)、Banerjee et al. (2020)）。経済・金融変数に対するインフレリスクの感応度は国毎に異なる可能性があるものの、本稿での分位点回帰による固定効果推定量を用いた分析では、感応度についてデータ対象国における平均的な関係を抽出した上で、諸要因の時系列や対象国間の変動に基づいて、インフレリスクの変動要因を解釈することに焦点を当てている。米国だけではなく欧州等も含め、クロスセクション方向の次元を大きくし推定の安定性を確保する一方、1960 年代後半まで遡り、可能な限り長期の時系列データを構築したことは、分位点回帰により固定効果推定量を求める際の統計的な問題への対処にもなっている。すなわち、本稿で用いた Koenker (2004) の提示した固定効果モデルに基づいて固定効果推定量を求める場合、推定量の統計的な安定性を確保するためには、クロスセクション方向の個体数と比較して、時系列方向のデータが十分大きいことが必要となる（Besstremyannaya and Golovan (2019)）。また、分位点回帰では、分位点毎に係数を推定するため、説明変数を節約的（parsimonious）に設定することが重要となる。本稿では、インフレリスクを捉える経済変数を追加しているため、説明変数が比較的多くなっているものの、パネルデータにおける各国の平均からの変動が加わることで、識別が容易になることも期待される。

本稿では、インフレ率の分位点回帰モデルにおいて、先行研究で用いられているインフレ率のラグ項や需給ギャップ（あるいは失業率ギャップ）などのフィリップス曲線の推計に用いられる標準的な経済変数のほか、先行研究で下方リスクを捉える上で重要とされる金融不均衡・脆弱性変数に加えて（Banerjee et al. (2020)、López-Salido and Loria (2020)）、ユニット・レーバー・コストと実質政府

支出を加えている。このうち、ユニット・レーバー・コストについては、Mehra (2000)でも指摘されているように、Great Inflation 期などの高インフレ期には、平均的な関係として賃金から物価への波及がみられたという実証結果に基づき、変数として加えた。また、実質政府支出については、Melzer (2005)が指摘しているように、Great Inflation 期の始まりにあたる 1960 年代半ばの米国において、ベトナム戦争の戦費調達等の財政支出増加がインフレ高進の契機となったという経験を踏まえて、変数に追加している。この点は、Summers (2021)や Blanchard (2020)が懸念しているように、感染症危機以降の米国の財政支出拡大に伴うインフレリスクへの影響を定量的に評価する観点からも重要と考えられる。本稿の分析結果を先取りすると、ユニット・レーバー・コストの上昇と実質政府支出の増加はいずれも、インフレの上方リスクを高めるほか、その影響が持続する傾向にあることが統計的に有意な形で示された。

また、インフレリスクの持続性は、金融政策の運営上も重要な論点であり、本稿ではインフレリスクに影響を及ぼす要因を期間構造（タームストラクチャー）の観点から分析した点も貢献である。先行研究をみると、Korobilis et al. (2021)は、1 年先と 3 年先の 2 つの予測期間に対して、インフレリスクの計測を行っているが、金融変数をモデルに含めることや係数の時間変化を許容することによる予測精度の向上に主眼があり、インフレリスクに影響を及ぼす要因のタームストラクチャーについては分析していない。そこで、本稿では、分位点回帰と Jordà (2005)による Local Projection の手法を組み合わせることで、インフレリスクに影響を及ぼす要因のタームストラクチャーを検証する。こうした手法は、様々な経済・金融変数のリスク計測に用いられており (Linnemann and Winkler (2016)、Loria et al. (2019)、Jordà et al. (2020))、例えば Adrian et al. (2021)や Aikman et al. (2019)は、金融変数が GDP のリスク (Growth-at-Risk) に及ぼす影響が、分位点と予測期間に応じて異なることを示し、金融不均衡の蓄積が中長期的な成長率の下振れリスクを高めることを実証的に明らかにしている。本稿では、①輸入物価の大幅な上昇は、インフレの上方リスクを短期的に押し上げる一方で、その影響は中期的には持続しないこと、②ユニット・レーバー・コストや実質政府支出の増加は、インフレの上方リスクを中期的にも持続的に上昇させること（短期的な影響は小さい）を実証的に示しており、インフレリスクへの影響は、その要因毎に異なるタームストラクチャーを持つことを示した点も、新たな貢献と考えられる。

### 3. データと実証アプローチ

#### 3-1. データと記述統計量

本稿では、米欧等を対象に<sup>5</sup>、1965年第1四半期から2016年第4四半期を推定期間（データ頻度は、四半期）とする、アンバランスド・パネルデータを用いる。なお、インフレリスクに影響を及ぼす要因（説明変数）の影響度に関するタームストラクチャーを推定する際には、最大12四半期先のインフレ率が必要となることから、新型コロナウイルス感染症危機の影響のある2020年以降のデータを除き、推定期間を2016年第4四半期までとしている。

まず、実証分析に用いるデータの記述統計量を確認する（図表1）。インフレ率は、平均値が中央値よりも高く、ユニット・レーバー・コストや輸入物価についても同様の傾向が確認できる。これら変数の時系列データとしての特徴をみると、対象とする多くの期間（平時）は安定しているものの、ごく稀に大きく上昇する局面があることを示唆している。一方、実質政府支出や総与信過熱感の継続度合い（後述）、需給ギャップについては、平均値と中央値が概ね同様の値であることが確認できる。

グローバルにインフレ率の不確実性が高まった時期について歴史を紐解くと、インフレ率が極端に上昇した1960年代後半から1980年代初頭のGreat Inflation期に遡ることができる。当時のインフレ高進やインフレリスクの高まりの背景に関して、これまで蓄積されてきた多くの先行研究では、予想インフレ率のアンカーが外れたことを1つの重要な要素として指摘している（Orphanides and Williams (2005)、Leduc, Sill and Stark (2007)）。こうした指摘を踏まえて、予想インフレ率のアンカーに一定の影響を及ぼすと考えられる、通貨制度やインフレ目標政策といった名目アンカー（Nominal Anchor）が導入されている期間とそれ以外の期間で、サンプルを分けた場合の記述統計量も確認する<sup>6</sup>。期間を分割するタイミングは、Mishkin (1999)による整理に従って、①ブレトンウッズ体制のもとで固定相場制度が導入されていた時期、②インフレ目標政策が実施されている時期の2つを名目アンカーの導入時期として扱っている<sup>7</sup>。

---

<sup>5</sup> 対象国は、カナダ（1971/1Q～2016/4Q）、フランス（1969/4Q～2016/4Q）、ドイツ（1971/1Q～2016/4Q）、イタリア（1971/1Q～2016/4Q）、日本（1965/1Q～2016/4Q）、オランダ（1978/1Q～2016/4Q）、ノルウェー（1996/1Q～2016/4Q）、スペイン（1981/1Q～2016/4Q）、スウェーデン（1981/1Q～2016/4Q）、スイス（1991/4Q～2016/4Q）、英国（1971/4Q～2016/4Q）、米国（1965/1Q～2016/4Q）の12か国。

<sup>6</sup> 例えば、Bordo and Eichengreen (2013)は、ブレトンウッズ体制のもとでの固定相場制がインフレ率の安定に寄与したことを指摘している。また、Gürkaynak, Levin and Swanson (2010)やBeechey, Johannsen and Levin (2011)、Davis (2014)は、インフレ目標政策の導入が、専門家や金融市場における予想インフレのアンカー度合いを高めたと報告している。

<sup>7</sup> Mishkin (1999)は、通貨量ターゲットも名目アンカーの1つの系として分類している。もっとも、通貨量ターゲットは、金融政策の誘導目標として金利の代わりに通貨量を用いていることを意味し、あくまでも政策手段の違いを示すにすぎない面もあるため、本稿で

名目アンカーが導入されている期間をみると、導入されていない期間と比べて、インフレ率の平均値や中央値が低くなっているほか、平均値と中央値の値も概ね同水準となっている。このことは、名目アンカーが導入されている期間には、インフレ率の水準が低く、インフレ率が上昇する局面でもそのマグニチュードは小幅に止まり安定する傾向にあることを示唆している。ただし、同様の傾向は、ユニット・レーバー・コストや輸入物価についても観察されるため、インフレ率の抑制に寄与した要因が、名目アンカーの導入によるものなのか、ユニット・レーバー・コストや輸入物価といった経済変数によるものなのか、記述統計量からだけでは結論付けることはできない。そこで、名目アンカー導入期間をコントロールしつつ、ユニット・レーバー・コストなどの経済変数の変動要因を含めたインフレリスクの計測モデルを構築し、定量的に分析する必要がある。

次に、先行きのインフレ率の不確実性の動向について、先行研究での計測手法に従い、①時系列分析的な視点の予測誤差 (Stock and Watson (2007)) と、②金融工学的な視点からみたインフレリスク・プレミアム (Kitsul and Wright (2013)) を、米国のデータで確認する (図表 2)。まず、①についてみると、インフレリスクの平均値が高まった局面は、Great Inflation 期、世界金融危機前のコモディティ価格高騰局面、また感染症危機以降であることが窺える<sup>8</sup>。もっとも、インフレリスクの平均値を高めた要因は、Great Inflation 期ではトレンド・ショックが中心であった一方、世界金融危機前のコモディティ高騰局面と感染症危機以降では一時的ショックが中心となっている。ただし、トレンド・ショックは Great Moderation 期において長らく低水準で推移してきたものの、足もとでは上昇がみられている。②については、データの制約上、2010 年以降の動向に限られているが、感染症危機直後に下方リスクが急激に高まったあと、足もとにかけては、下方リスクは急低下する一方、上方リスクが上昇し高止まりしている。上述の通り、これらの指標からは、インフレリスク (上方・下方を含め) の高まりを捉え

---

は、通貨量ターゲットの期間を名目アンカー期としては分類していない。また、インフレ目標政策については、制度として導入された時期を名目アンカーの導入時期として扱っている。例えば、米国では、FRB が 2012 年にインフレ目標政策を導入する以前から、内部的にはインフレ目標を設定した上で政策を行っていたという報告もみられるが (Leigh (2008)、Ireland (2007))、本稿では、制度として導入された 2012 年以降を名目アンカーの導入時期として扱っている。

<sup>8</sup> Stock and Watson (2007) では、インフレ率を、トレンド (permanent) 成分と一時的 (transitory) 成分に分解可能な確率過程として捉え、両確率過程が確率的ボラティリティ・モデルに従うように定式化した。すなわち、各ボラティリティ (分散) の対数値を AR(1) モデルで表現している。その上で、インフレ率の予測誤差について、トレンド成分のボラティリティ (トレンド・ショック) および一時的成分のボラティリティ (一時的ショック) を推定している。ここでのインフレリスクの平均値とは、両ボラティリティの推定値の単純平均を表している。

ることは可能であるが、その背後にある決定メカニズムを理解することは出来ない。本稿では、インフレリスクの高まりと、その決定要因の関係について明らかにしていく。

### 3-2. 実証アプローチ

本節では、インフレリスクに影響を及ぼす諸要因（説明変数）を定量的に検証するための計量手法である分位点回帰と、その推定値から計測される条件付き予測インフレ分布について説明する。具体的には、①パネル分位点回帰を用いて、各分位点における説明変数の影響度を推定し、②推定された分位点関数を *skewed-t* 分布で近似する、という2段階のステップを踏むことで、条件付き予測インフレ分布全体を推計する。本稿では、こうして得られた予測インフレ分布において「上位10%となるインフレ率」をインフレの上方リスク、「下位10%となるインフレ率」をインフレの下方リスクとして定義し、それぞれ  $IaR_{90}$ 、 $IaR_{10}$  として表記する。こうした推計方法は、Adrian, Boyarchenko and Giannone (2019)による条件付き予測 GDP 分布の推計で用いられている手法と同様である。また、López-Salido and Loria (2020)や Kitsul and Wright (2013)が算出する「インフレ率が一定の値を上回る（下回る）確率」についてもインフレの上方（下方）リスクとして用いる。

なお、分位点回帰を用いて経済変数のリスク計測を行う先行研究では、パネルデータを用いる事例と（クロスセクション方向は1系列である）時系列データのみを用いる事例に分類できる。本稿のようにパネルデータを用いて固定効果推定量により分析を行う場合、明らかにしたい問題は、諸要因に対するリスクの感応度のデータ対象国間における異質性ではなく、対象国における感応度の平均的な関係、およびその平均的な関係を所与とした際の、諸要因の時系列・対象国間でみた変動を通じたリスクの変動要因の解釈である。上述の通り、パネルデータを用いる利点としては、固定効果推定量を求める観点からは、説明変数間の相関を小さくし、データ対象国間で平均的にみた影響度の識別精度を向上できる点が挙げられる。経済変数データは、景気変動の影響などを受けるため、変数同士の挙動が似通ってくる場合が多く、単一国のデータを用いた場合には、説明変数の影響度の識別精度が低下する可能性が考えられる。また、分位点回帰では、分位点毎に係数を推定するため、自由度の観点から説明変数を節約的 (*parsimonious*) に設定することが重要となるが、本稿では、先行研究で用いられる基本的な説明変数に加えて、インフレの上方リスクを捉えるための変数も加えているため、識別精度を向上させる観点からも、米欧等を対象としたパネルデータを用いた推計を行っている。

(ステップ1)

1つ目のステップとして、パネル分位点回帰を用いて、本稿が分析対象とする先行き ( $h$ 四半期先) のインフレ率 (消費者物価の前年比、 $\pi_{i,t+h}$ ) の分位点関数を推定する。説明変数の実現値 ( $X_{i,t}$ ) を所与とすると、先行きのインフレ率の条件付き分位点は、以下のように表すことができる。

$$\hat{Q}(\tau; \pi_{i,t+h} | X_{i,t}) = X_{i,t} \hat{\beta}_h^\tau$$

ここで、 $i$  は国、 $\tau \in (0, 1)$  は分位点を表す。本稿では、前節で述べたような問題意識を踏まえ、以下のような説明変数の選択を行った上で、Koenker (2004) による固定効果推定量<sup>9</sup>を用いたパネル分位点回帰を推定している。

$$\begin{aligned} \hat{Q}(\tau; \pi_{i,t+h}) = & \hat{\beta}_{0,h}^\tau \Delta GovtSpend_{i,t} + \hat{\beta}_{1,h}^\tau \Delta ULC_{i,t} \\ & + \hat{\beta}_{2,h}^\tau \pi_{i,t}^{imp} + \hat{\beta}_{3,h}^\tau \pi_{i,t}^{imp} \cdot I_{i,t}^{imp} + \hat{\beta}_{4,h}^\tau \overline{I_{i,t}^{CreditGap}} \\ & + \hat{\beta}_{5,h}^\tau \bar{\pi}_{i,t} + \hat{\beta}_{6,h}^\tau ygap_{i,t} + \hat{\beta}_{7,h}^\tau NomAnchor_{i,t} + \hat{\gamma}_{h,t} \end{aligned}$$

上記の説明変数について、先行研究との関係や分位点・予測期間ごとに期待される符号条件について整理する (図表3)<sup>10</sup>。まず、 $\Delta GovtSpend_{i,t}$  は、実質政府支出の前年比 (%) である。実質政府支出は、先行き、短期的にインフレリスクを押し上げる効果があるか定かではないが、中期的には景気押し上げ効果を通じてインフレリスクの上昇要因となることが期待される。また、メニューコストモデルの考え方に従うと、インフレ率が高い状況においては価格改定が行われやすい状況にあるため、政府支出によって需要が増加すると、マクロ的なインフレ率が一段と高まりやすくなる。すなわち、分位点ごとの符号条件については、高位分位点ほどインフレリスクの上昇に強く影響を及ぼすことが期待される。したがって、低・中位分位点と比べて、高位分位点において、統計的に有意な正の係数が得られる可能性が高いと考えられる。

次に、 $\Delta ULC_{i,t}$  はユニット・レーバー・コストの前年比 (%) である。感染症危機以降のインフレ率の上昇を巡る議論において、賃金と物価の関係に再び注目が集まっている。名目賃金が労働生産性以上に上昇する (すなわち、ユニット・レーバー・コストが上昇する) 場合、コストの上昇ショックとして、先行き短期・中期的にインフレの上方リスクを押し上げる方向に作用すると考えられる。もっとも、同説明変数の影響度は、局面によって変化する可能性がある。すなわち、Great Inflation 期には、予想インフレがアンカーされない中で、賃金から物価へ

<sup>9</sup> Koenker (2004) による固定効果は、分位点に依存しない。

<sup>10</sup> 推計に使用しているデータについては、補論1で詳細を説明している。

のパススルーが大きかったことが報告 (Peneva and Rudd (2017)) されている一方、Heise, Karahan and Şahin (2021)によると、Great Moderation 期には、米国において、中国からの輸入比率の上昇や市場における競争の低下等から、特に財市場を中心に、賃金から物価へのパススルーの低下を通じて、インフレ率全体を押し上げる影響は小さかったことが実証的にも示されている。なお、実質政府支出と同様に、メニューコストモデルの考え方に従うと、高位分位点では感応度が大きくなると予想される。

また、先行きのインフレ率は、輸入財を通じて海外からの供給ショックの影響を受けて変動する。こうした影響は、原油に代表されるコモディティ価格の変動や為替レートの変動として捉えられるため、それらの代理変数として、輸入物価の前年比 ( $\pi_{i,t}^{imp}$ ) を説明変数に加えている<sup>11</sup>。また、輸入物価が消費者物価にパススルーされる度合いについては、輸入物価の上昇が小さい場合には企業努力などを通じて価格転嫁がされにくい可能性を考慮し、輸入物価上昇率が平均を上回る場合には1となるダミー変数 ( $I_{i,t}^{imp}$ ) との交差項を加えている。先行きのインフレリスクへの影響については、コモディティ価格などの供給ショックが根源的な要因の場合、一時的なものである可能性が高く、短期的な影響は正である一方、中期的な影響は小さいあるいは統計的に有意でない可能性も考えられる。分位点毎の影響としては、メニューコストモデルの考え方に従うと、高位分位点ほど大きいことが期待される。

また、世界金融危機以降、先行研究では、金融不均衡や脆弱性を表す金融変数が先行きのインフレ率に及ぼす影響を重点的に検証してきた<sup>12</sup>。本稿でも、金融危機の早期警戒指標としての有用性が支持されている総与信対名目 GDP 比率を、説明変数として採用している。その際、BCBS (2010)や伊藤ほか (2014) に従って、まず、総与信対名目 GDP 比率がトレンド対比で閾値を超えて上回った際に1をとるダミー変数 ( $I_{i,t}^{CreditGap}$ ) を作成する。 $t$  時点まで当該ダミー変数が1をとった継続度合いは、同ダミー変数の後方移動平均を計算することで表現する

---

<sup>11</sup> López-Salido and Loria (2020)は輸入物価を説明変数に使用しているほか、Banerjee et al. (2020)は、原油価格と名目実効為替レートを説明変数に使用している。本稿では、ブレンウツズ体制のもとで固定相場が維持されていた1960年代を含む長期時系列データを利用している。したがって、当該期間では名目実効為替レートが変化しないため、輸入物価を説明変数として採用している。

<sup>12</sup>マクロ経済変数と金融変数の関係は、Kiyotaki and Moore (1997)やBernanke, Gertler and Gilchrist (1999)などを嚆矢に数多くの研究が進んでおり、金融セクターにおけるストレス(借り手のバランスシートの毀損、担保価値の減少など)が信用収縮を引き起こすことで、マクロ経済に影響を与えるチャネルの重要性が理論的には指摘されてきた。Adrian, Boyarchenko and Giannone (2019)などの研究により、GDP等の実体変数のリスクを考える際に、金融変数の役割が重要である点が実証研究にも広く知られるようになっている。

ことが出来る。そこで、推定モデルでは、3年（12四半期）後方移動平均を計算し<sup>13</sup>、これを金融不均衡の蓄積を表す説明変数（総与信過熱感の継続度合い）として用いた。当該説明変数が大きくなると、金融危機を引き起こすリスクが高まると考えられるため、インフレリスクに対しては、分位点によらずに負の影響を及ぼすと考えられる。他方、金融不均衡の蓄積が、短期的には景気を過熱させるリスクもあり、インフレリスクへの影響が正になる場合も考えられるため、事前には短期のインフレリスクに及ぼす符号条件は予見しがたい。ただし、インフレ率が大幅に低下する局面では、名目金利も低くなることが想定されるため、経済に対する負のショックに対して金融政策の対応余地が狭められていく可能性を踏まえると、低位分位点であるほど負の影響が早期に生じ、その影響も大きくなると期待される。以上を整理すると、短期的には、低位分位点で負の影響が期待される一方、中位・高位分位点では符号条件を先験的には決められない。中期的には、分位点によらず負の影響が期待される。

最後に、コントロール変数として、インフレ率の自己相関をコントロールするためのラグ項（ $\bar{\pi}_{i,t}$ 、後方2期移動平均）、上記の説明変数でとらえられない景気循環要因をコントロールするための需給ギャップ（ $ygap_{i,t}$ ）を加えている。これらは、フィリップス曲線の推計に用いられる標準的なインフレ率の説明変数であり、López-Salido and Loria (2020)などの先行研究でも広く用いられている。一方、ニューケインジアン型フィリップス曲線の重要な要素である予想インフレ率については、データ制約上、本稿の推定モデルには用いていない<sup>14</sup>。この点をコントロールするために、予想インフレ率の安定に一定の効果があると先行研究でも認められている名目アンカーの導入時期に関するダミー変数（ $NomAnchor_{i,t}$ ）を設定し、コントロール変数として使用している。具体的には、3-1で用いたブレトンウッズ体制のもとで固定相場制が維持されていた期間とインフレ目標政策が採用されている期間について、1をとるダミー変数を加えている。

<sup>13</sup> 正確には、以下のような変数を設定している。

$$\bar{I}_{i,t}^{CreditGap} = \begin{cases} \frac{1}{12} \sum_{p=0}^{11} I_{i,t-p}^{CreditGap} & \text{if } I_{i,t}^{CreditGap} = 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

<sup>14</sup> パネルデータを用いたインフレリスクに関する先行研究では、Banerjee et al. (2020)においても、予想インフレ率は説明変数に採用されていない。Banerjee et al. (2020)では、推定期間を1990年第1四半期から2019年第1四半期としており、Great Moderation期と重なっている。したがって、予想インフレ率がある程度アンカーされているのであれば、各変数の平均からの乖離を用いて計算される固定効果推定量では、予想インフレ率が実質的に組み込まれているとも解釈できる。一方で、本稿での分析は、1960年代後半からのデータを用いているため、予想インフレ率をコントロールするための工夫が必要と考えられる。

(ステップ 2)

ステップ 1 におけるパネル分位点回帰では、予測インフレ率の条件付き分位点関数が推定される。直観的には、推定する分位点の数(グリッド)を細かくし、各推定結果を接続することで、予測インフレ分布全体を得ることができる。もともと、このように推定された予測インフレ分布(経験分布)は、推定誤差などの影響から、一般的には確率密度関数の性質を満たすとは限らない。そこで、条件付き分位点に関する複数の推定値を、skewed-t 分布に近似することで、確率密度関数の性質を満たす滑らかな予測分布を推計する。具体的には、以下のような、4つのパラメータ  $(\mu, \sigma, \alpha, \nu)$  によって性質の決まる Azzalini and Capitanio (2003) に基づく skewed-t 分布への近似を行っている<sup>15</sup>。

$$f(\pi; \mu, \sigma, \alpha, \nu) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{\pi - \mu}{\sigma}; \nu\right) T\left(\alpha \frac{\pi - \mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu + 1}{\nu + \frac{\pi - \mu}{\sigma}}}; \nu + 1\right)$$

ここで、 $t(\cdot)$ と $T(\cdot)$ は、それぞれスチューデント t 分布の確率密度関数と累積分布関数を示す。なお、本稿では、Azzalini (2021)で提唱されたアルゴリズムを用いている。本稿では、skewed-t 確率密度関数  $f$  のパラメータ  $\{\mu, \sigma, \alpha, \nu\}$  について、以下のように、ステップ 1 で推定した分位点関数  $\hat{Q}(\tau; \pi_{i,t+h})$  と skewed-t 分布の分位点関数  $F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)$  の差の二乗和を最小にするように推計している<sup>16</sup>。その際に、ステップ 1 で推定した分位点関数として、7か所 ( $\tau = \{0.05, 0.10, 0.30, 0.50, 0.70, 0.90, 0.95\}$ ) の分位点を用いている。

$$\{\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\alpha}, \hat{\nu}\} = \operatorname{argmin}_{\mu, \sigma, \alpha, \nu} \sum_{\tau} \left( \hat{Q}(\tau; \pi_{i,t+h} | X_{i,h,t}) - F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu) \right)^2$$

#### 4. 推定結果

本節では、最初に、分位点回帰の結果について、前節で述べた諸要因(説明変数)が予測インフレ率に及ぼす影響を、分位点毎に確認する。次に、各要因が予測インフレ率に及ぼす影響に関して、予測期間に応じて推定したタイムストラクチャーの結果を示しながら解釈を述べる。続いて、米国、ドイツ、英国を対象

<sup>15</sup>  $\mu$ はロケーション、 $\sigma$ はスケール、 $\alpha$ は歪み、 $\nu$ は裾の厚さをそれぞれ表すパラメータである。

<sup>16</sup> 条件付き分布を skewed-t 分布に近似する際に、近似する分位点の個数によって、近似誤差および条件付き分布の形は大きく変化するため、この点からも条件付き分布のみを用いた分析や解釈を行う際には留意が必要である。なお、本稿では、7つの分位点( $\tau = 0.05, 0.10, 0.30, 0.50, 0.70, 0.90, 0.95$ )において最小化を行っている。

として、後段で定量的に定義するインフレリスクに関する指標の挙動を評価する。また、感染症危機以降の経済情勢を踏まえ、重要性が高まっている労働コストや実質財政支出については、追加的にモデルを拡張し、その結果から得られる含意についても説明する。

#### 4-1. 短期的な予測インフレ率への影響

まず、1年後（短期）の予測インフレ率に影響を及ぼす説明変数の感応度を分位点毎に確認する。図表4は、縦軸に各説明変数で推定された感応度を取り、横軸に分位点毎に並べたものであり、シャドー部分はブロック・ブートストラップ法を用いて計算した信頼区間を示している<sup>17</sup>。

実質政府支出の感応度をみると、高位分位点では、中位分位点と比べて大きくなっている。これは、インフレ率が高まる局面では、政府支出の増加がインフレ率の上昇に及ぼす影響が（平時と比べて）大きくなることを示唆しており、インフレの上方リスクへの影響が大きいことを意味している。この背景には、以下のようなメカニズムが働いていると解釈できる。まず、メニューコストモデルに基づけば、インフレ率が高い局面では、企業の潜在的な価格改定コストが小さくなるため、実際に価格改定が起こりやすくなる。したがって、政府支出の増加が、需要増加を通じてインフレ率を高める場合、価格改定頻度が高まるもとでマクロ的なインフレ率も更に高まりやすくなる。なお、Blanchard (2020)は、過度な政府債務残高の上昇がインフレ率の上昇につながる可能性をリスクとして指摘している。この点については、実質政府支出について、政府債務残高の状態に応じて条件付けした交差項を含めたモデルに拡張し、その妥当性を実証的に検証する。

次に、ユニット・レーバ・コストの感応度をみると、高位分位点ほど大きくなっている。これは、インフレ率が高まる局面では、賃金から物価へのパススルーが大きくなることを示唆しており、インフレの上方リスクへの影響が大きいことを意味する。こうした結果は、Mehra (2000)による報告と整合的である。ただし、Heise, Karahan and Şahin (2021)、Bobeica, Ciccarelli and Vansteenkiste (2019)、Peneva and Rudd (2017)などによる最近の研究では、賃金から物価へのパススルーは、1990年代以降に弱まっていることが実証的に示されており、その背景として、予想インフレ率の安定やグローバル化に伴う貿易依存度の上昇などが指摘されている<sup>18</sup>。Great Moderation 期はインフレ率が低位安定していた時期とも

<sup>17</sup> 時系列方向の自己相関構造を利用するため、連続する8四半期をブロックとして、重複を許しながら5,000回のサンプリングを行った。推定結果は、補論図表2-1、2-2も参照。

<sup>18</sup> Heise, Karahan and Şahin (2021)は、理論・実証の両面から、輸入依存度の上昇や企業独占

重なるため、貿易依存度の代理変数としての輸入比率の水準を考慮した場合のユニット・レーバー・コストの感応度についても、モデルを拡張して検証する。

輸入物価の感応度をみていく。輸入物価が平均的な上昇率を超えて大きく上昇する場合、高位分位点ほど感応度が大きくなっている。この背景も、メニューコストモデルで説明が可能と考えられる（インフレ率の高い局面では価格が改定されやすい傾向）。輸入物価に影響を与える為替と物価の関係についての先行研究をみると、本稿の結果は、高インフレ局面では為替から物価へのパススルーが大きいという Gagnon and Ihrig (2004)や Devereux and Yetman (2010)の実証結果とも整合的である。一方、輸入物価が平均的な上昇率よりもマイルドな上昇にとどまる場合、感応度は分位点毎に大差なく、インフレリスクに与える効果も小さいことが窺われる。こうした結果は、Delatte and López-Villavicencio (2012)が指摘する「為替レート増減局面での為替から物価へのパススルーの非対称性」とも整合的である<sup>19</sup>。

総与信過熱感の継続度合いの感応度をみると、低位分位点では、インフレリスクの押下げ作用がみられるが、統計的には有意ではない。また、高位分位点でも、金融不均衡の蓄積がインフレリスクに及ぼす統計的有意な関係は確認されない。事前には、インフレ率が低下する局面では、名目金利も低くなる傾向から、危機発生時に伝統的な金融政策による政策対応余地が限られてしまうことで、金融不均衡の長期に亘る継続がインフレの下方リスクに強く作用することが期待されたが、少なくとも短期的にはその影響はみられないことが示唆される。なお、López-Salido and Loria (2020)や Banerjee et al. (2020)は、金融面のストレス指標（クレジットスプレッド、株価収益率のボラティリティ）が、低位分位点においてインフレリスクに（統計的に有意な）影響を与えると報告している。これらの研究では、現在や将来の情報を即座に反映する金融市場の価格情報を用いているため、短期的なインフレリスクへの影響が確認されているとみられる一方、本稿で用いた総与信過熱感の継続度合いは、時間をかけて蓄積される性質があるため、

---

力の上昇が賃金から物価へのパススルーを弱めると報告している。同論文は、米国において、輸入依存度の上昇と企業独占力は同時に生じており、中国など安価な労働力を供給する国からの輸入が増加することで、競争力の低い国内企業が淘汰され、結果として国内で存続する企業が独占力を高めるということが要因だと指摘している。そうしたもとでは、国内賃金の上昇を販売価格に転嫁することは、賃金上昇を経験しない外国企業と比べた競争力の低下を意味するため、賃金上昇が販売価格にパススルーされにくくなるというメカニズムを提示している。

<sup>19</sup> Delatte and López-Villavicencio (2012)は、為替減価局面では輸入コストが上昇するため、物価へパススルーすることでマークアップを維持するインセンティブがある一方、為替増価局面では輸入コストが低下するため、物価へパススルーせずにマークアップを高めるインセンティブがあるとしている。

より中期的なインフレリスクに影響する可能性がある。この点は、後段のタームストラクチャーを推定することで検証する。

最後に、コントロール変数の感応度を確認していく。インフレ率のラグ項をみると、高位分位点ほど大きくなっており、メニューコストモデルが示唆するように、インフレ率が高まる局面では、個別品目での価格改定頻度も高まり、マクロ的なインフレ率の上昇につながるという説明とも整合的な結果と解釈できる<sup>20</sup>。一方、需給ギャップについてみると、分位点毎に大きな差は確認されなかった。

#### 4-2. インフレリスクに影響を与える要因のタームストラクチャー

ここまでは、短期である1年先の予測インフレ率に影響を与える各説明変数の感応度を確認してきた。もっとも、説明変数の中に含まれる実質的な経済変数が名目値である予測インフレ率に影響を及ぼすには時間を要する可能性があるため、中期的な視点からインフレリスクの持続性を評価することも重要である。そこで、本稿では、Jordà (2005)による Local Projection の手法をパネル分位点回帰と組み合わせることで、1四半期から12四半期先までの異なる予測時点に応じて、各説明変数の感応度を推定した。これは、Adrian et al. (2021)やAikman et al. (2019)が、先行きのGDP成長率のリスクに関するタームストラクチャーを推定する際に用いた考え方および手法と同様のものである。

図表5、6では、各説明変数において、縦軸に感応度、横軸に予測時点をとった上で、分位点毎（高位・中位・低位）の感応度のタームストラクチャーを比較している。まず、実質政府支出の感応度をみると、どの分位点でも、4四半期先以降の中期的な期間において、予測インフレ率に持続的に影響を及ぼす姿が窺われる。また、高位分位点では、8四半期までは期間を追うごとにその感応度が高まることも示されている。こうした点は、実質変数が名目値であるインフレリスクに影響を及ぼすのに時間を要することを示唆している。

次に、ユニット・レーバー・コストの感応度をみると、高位分位点では、4四半期以降の中期的な期間において、徐々に影響が高まっていく姿となっている。このことは、インフレ率が高まる局面では、労働コストから物価へのパススルーが時間とともに増大することを示唆している。すなわち、インフレ率が高まる局面では、名目賃金などの労働コストの上昇が、インフレの上方リスクを高め、そうしたインフレリスクの高まりが労働コストを押し上げる二次的波及メカニズ

---

<sup>20</sup> データ制約から予想インフレ率を説明変数として用いていないことも、高分位点での感応度の大きさに影響している可能性がある。すなわち、予想インフレ率はインフレ率の実績に影響される面があるため、本来は予想インフレ率の変動で説明される要因の一部をインフレ率の実績の変動による要因として捉えてしまっている可能性も考えられる。

ムが働いている可能性が示唆される。

平均値を上回る場合の輸入物価の感応度をみると、高位分位点では、4 四半期程度先までの短期では影響が大きくなるものの、それ以降の中期での持続性はなく、統計的にも有意な影響はみられない。下位分位点では、短期的には僅かに影響があるものの、中期的には統計的にも有意な影響はみられない。こうした推計結果からは、インフレ率が高まる局面であっても、輸入価格の上昇がインフレの上方リスクを高める効果は一時的（短期）なものにとどまることが示唆される。

総与信過熱感の継続度合いの感応度をみると、低位分位点では、短期的な影響は統計的にも有意ではないが、中期的には統計的にも有意にインフレの下方リスクを高める方向に作用する姿となっている。一方、中位・高位分位点では、中期的には係数が負になっているものの、統計的にも有意な影響はみられない。こうしたタームストラクチャーからは、金融不均衡の蓄積過程では、必ずしもインフレリスクが顕現しない一方、金融危機等を通じて金融不均衡が解消に向かうもとの、中期的なインフレの下方リスクを高める可能性が示唆される。

最後に、インフレ率のラグ項の感応度をみると、低位・中位分位点では、予測時点が先になるほど影響が減衰していく一方、高位分位点では、中期以降も持続的な影響がみられる。このことは、インフレ率が高まる局面では、中期的なインフレリスクも高止まりする可能性を示唆している。ただし、本稿では予想インフレ率を説明変数に用いていないことから、欠落変数バイアスの可能性に留意する必要がある。すなわち、過去のインフレ高進局面における予想インフレ率の高止まりの影響が、インフレ率のラグ項の感応度を高める形で推定されている可能性がある。

#### 4-3. インフレリスクの各国比較

次に、パネル分位点回帰で推定した分位点関数を *skewed-t* 分布に近似することで得られた予測インフレ分布を用いて、インフレリスク指標を算出する。本稿では、上方（下方）リスクとして、予測インフレ分布の 90%点（10%点）におけるインフレ率  $IaR_{90}$  ( $IaR_{10}$ )、およびインフレ率が一定の値を上回る（下回る）確率を、リスク指標として分析する。

図表 7 は、米国、ドイツ、英国における 1 年後の条件付き予測インフレ分布を示している。いずれの国でも、1970 年代の石油危機の頃には、予測分布の形状が全体的に大きく右方向へシフトしていたことが分かる。一方、図表 8 で、2 年後の予測分布をみると、1 年後の予測分布対比、1970 年代においても、分布全体がシフトしていたわけではなく、右方向に歪んだ形状となっていたことが窺

われる。こうした中期的な予測分布の右方向の歪みは、これまでに説明してきた、輸入物価の分位点毎の感応度の差と、タームストラクチャーの形状である程度解釈可能である。まず、輸入物価上昇がインフレの上方リスクに及ぼす影響は短期的にとどまるため、中期的な予測インフレ分布の右テール部分の厚みは急激に減衰する。次に、輸入物価の分位点毎の感応度の差をみると、中位分位点と下位分位点の感応度は、高位分位点と比較して小さく、タームストラクチャーも平坦である。こうした点が、中位分位点以下の確率密度に偏りをもたらし、一つ目の要因と合わせて、予測分布を歪めたと考えられる。ただし、インフレの上方リスクが残存し続ける点については、後ほど図表 10・11 をみる際に、賃金や財政支出の要因も踏まえて説明する。

こうした予測インフレ分布におけるテールリスク部分をそれぞれ  $IaR_{90}$  と  $IaR_{10}$  と定義し、図表 9（左側：1年後、右側：2年後）でその推移を示している。米国、ドイツ、英国ともに、**Great Inflation** 期（1960年代後半から1980年代初頭）には、特にインフレ上方リスク（ $IaR_{90}$ ）を中心にリスクが高まっている姿が確認できる。その後、**Great Moderation** 期（1980年代後半以降）には両指標は水準を切り下げ、局面によっては  $IaR_{10}$  がマイナスとなるインフレの下方リスクもみられる。その後、感染症危機以降、米国と英国では、短期のみならず中期的なインフレリスクも高まってきている姿が窺える（2年後の  $IaR_{90}$  の上昇）。

次に、分位点回帰モデルの長所を活かして、インフレの上方リスクの変動要因について確認する（図表 10、11）。まず、米国に焦点を当てると、**Great Inflation** 期には、輸入物価の上昇（赤色）が短期的に大きく影響していたほか、インフレ率が高めに推移してきたこと（インフレ率のラグ項の影響：青色）もリスクを高める方向に作用している。一方、中期的には、インフレ率のラグ項の影響は残るものの、輸入物価の上昇要因は僅かな寄与となり、ユニット・レーバー・コストの上昇要因（緑色）の寄与が大きくなることが窺われる。また、感染症危機以降の状況を確認すると、短期的には輸入物価、中期的にはユニット・レーバー・コストがインフレの上方リスクを高める方向に寄与しており、寄与のマグニチュードは異なるが、**Great Inflation** 期にも観察されたメカニズムが作用している姿となっている。なお、実質政府支出のインフレの上方リスクへの寄与は、英国では相応にみられるが、米国・ドイツでは推計を行った時点ではほとんど確認できない。

次に、ドイツや英国における変動要因について、米国との違いを中心に確認する。まず、ドイツでは、**Great Inflation** 期におけるインフレリスクの高まりが米国と比較して小さい。インフレ率の上昇を抑制できたことに加え（インフレ率のラグ項の影響：青色）、そうしたもとで労使交渉を通じた賃金引上げも小幅に止

まった点（ユニット・レーバー・コストの影響：緑色）もインフレの上方リスクを抑制した要因となっている。この点は、Issing (2005)による評価とも整合的である。対照的に、英国における Great Inflation 期におけるインフレの上方リスクは、インフレ率の高止まりと、労使交渉を通じた持続的な賃金引上げを背景に、米国対比でもその寄与が大きいことが確認できる。

さらに、図表 12（左側：1年、右側：2年）では、現在の各国・地域のインフレ目標である 2%を基準に、短期と中期で上下 2%ポイント以上乖離する確率（「0%以下確率」と「4%以上確率」）を示している。米国をみると、Great Inflation 期には、インフレ率の高止まりが長期にわたって持続していたこともあって、短期・中期ともにインフレの上方リスクが高止まりしていた。こうした上方リスクは、ボルカー議長による政策運営の効果もあって徐々に低下し、Great Moderation 期には低位に抑えられてきた。その後、世界金融危機前には、コモディティ価格の上昇などから、短期を中心にインフレの上方リスクが再び高まる局面もみられたが、世界金融危機後には、一転してインフレの下方リスクの高まる姿も窺われる。感染症危機以降は、短期・中期ともに再びインフレの上方リスクの高まりがみられており、インフレ目標を設定して以降でみて高水準にある。なお、López-Salido and Loria (2020)は、変動要因の条件付けなど本稿の分析とは異なる点があるものの、本稿の結果同様に、予測インフレ率の低下確率が世界金融危機以降上昇したことを指摘している。

インフレ目標から乖離する確率を、ドイツや英国についても確認する。英国は概ね米国と同様な動きとなっているものの、感染症危機以降のインフレリスクに注目すると、世界金融危機前を既に超える水準に達しており、インフレの上方リスクの高まりが顕著である。一方、ドイツについては、ユーロ統合以降、短期・中期ともにインフレの下方リスクが高まる局面が幾度となくみられており、米国や英国とは状況が異なる点が窺われる。感染症危機以降は、インフレの下方リスクは大幅に縮小しているものの、インフレの上方リスクの上昇は、比較的抑制された姿となっている。

#### 4-4. インフレリスクにおける労働コストや実質政府支出の役割の変化

最後に、本稿のモデルで利用した説明変数について、拡張的な変更を加えて、労働コストや実質政府支出の果たす役割について追加的な分析を行う。まず、①予測インフレ率に対するユニット・レーバー・コストの感応度について、貿易依存度による影響を検証する。次に、②予測インフレ率に対する実質政府支出の感応度について、政府債務残高の水準による影響を検証する。

①については、輸入額の対 GDP 比が平均を上回る場合に 1 をとるダミー変数

( $I_{i,t}^{trade}$ ) を貿易依存度の代理変数とし、当該ダミー変数とユニット・レバー・コストとの交差項 ( $\Delta ULC_{i,t} \cdot I_{i,t}^{trade}$ ) を含めることで場合分けを行っている。

推計結果を確認すると (図表 13、14)、1 年後、2 年後の期間によらず、各分位点において、輸入比率が低い場合は係数が有意となる一方、輸入比率が高い場合は係数が有意でないという結果が得られた。この点を解釈すると、インフレが高まる局面であっても、労働コストがインフレの上方リスクを高める影響は、グローバル化が進展した輸入依存度が高い状況では生じにくいということを示唆している。この結果は、Heise, Karahan and Şahin (2021) の実証結果<sup>21</sup>とも整合的であり、足もとでのインフレリスクの高まりを評価する際にも、重要な論点である。すなわち、既にグローバル化が進展し、先進国の輸入依存度が高い状態に至っている感染症危機以降では、労働コストがインフレの上方リスクを高める影響は小さい可能性も考えられる。

次に、実質政府支出の役割について確認を行う。政府債務残高の対 GDP 比が全サンプルの平均を上回る場合に 1 をとるダミー ( $I_{i,t}^{GovtDebt}$ ) を作成し、当該ダミーと実質政府支出との交差項 ( $\Delta GovtSpend_{i,t} \cdot I_{i,t}^{GovtDebt}$ ) を含めることで場合分けを行っている。また、基準となる政府債務残高の水準については、平均を上回る場合のほかに、平均から +1 標準偏差乖離した場合に 1 をとるダミー ( $I_{i,t}^{GovtDebt,1\sigma}$ ) を用いた場合分けも行っている。

推計結果をみると、政府債務残高の平均を基準にした場合、低位・中位分位点では、期間 (1 年後、2 年後) によらず、実質政府消費の係数の有意性や感応度に差は認められない。高位分位点では、政府債務残高が平均を上回っている局面でのみ係数が有意となるものの、感応度は低位・中位分位点と比べて違いは見受けられない。他方、全サンプルの平均から +1 標準偏差乖離した値を基準にした場合、政府債務残高が同基準を上回っている局面では、期間や分位点によらず、実質政府消費の係数が有意となっているほか、1 年後、2 年後ともに高位分位点における感応度が低位・中位分位点と比べて大きくなることを確認できる。この点を解釈すると、政府債務残高の水準が大きく増加している局面で、政府支出を増加させると、政府債務残高の水準が一定の範囲にとどまる局面と比べて、インフレの上方リスクへの影響が大幅に高まることを示唆し

---

<sup>21</sup> Heise, Karahan and Şahin (2021) が提示するメカニズムでは、国内固有の賃金ショックを想定しており、感染症危機以降、グローバルに供給制約が発生する状況とは異なる面もある。新興国を含めて労働コストが上昇した場合には、輸入依存度が高い状態であっても、労働コストの製品価格への転嫁が、必ずしもグローバルな競争力低下にはつながらないため、国内企業は労働コストを製品価格にパススルーしやすい状態となっている可能性も考えられる。

ている<sup>22</sup>。この背景として、政府債務残高の水準が高い局面で、政府支出を一段と増加させることによって、将来の増税のみで財政均衡を達成できず、インフレによる実質的な政府債務残高の調整リスクへの懸念が高まるチャンネルが考えられる（Davig and Leeper (2011)、Beck-Friis and Willems (2017)）。この点、前述した Blanchard (2020)が指摘するように、感染症危機への対応として政府債務残高が積み上がっている現状においては、追加的な大規模な財政支出が先進国であってもインフレの上方リスクを高める可能性に留意する必要があるかもしれない。もっとも、足もとの状況をみると、例えば米国では、大規模な財政政策の実施と同時に増税等の将来の歳入側の議論も進められており、財政均衡を意識した政策運営がなされている点も考慮する必要がある。

## 5. 結論

本稿では、パネル分位点回帰を用いて条件付き予測インフレ率分布を推定し、インフレの上下双方向のリスクを検証した。また、これらのリスクに影響する要因のタームストラクチャーについても分析を行った。分析に際して、感染症危機以降の米国や一部欧州諸国でのインフレ率の上昇を踏まえ、先行研究では十分に検証されてこなかったインフレの上方リスクを捉える要因を明示的にモデルに組み込むことで、実質政府支出やユニット・レーバー・コストが、特に高位分位点においてインフレリスクに影響を与えることを明らかにした。また、輸入物価がインフレリスクに与える影響は短期的にとどまる一方、ユニット・レーバー・コストや実質政府支出の影響は中期的に持続することを示し、インフレリスクを決定づける要因によってタームストラクチャーが異なる点も明らかにした。

上記の分析結果を米国や一部欧州諸国におけるインフレリスクに当てはめると、程度の差はあるものの、**Great Inflation** 期と似通った要因が感染症危機以降のインフレリスクを高めていることが分かる。もっとも、グローバル化や金融・経済政策への理解深耕など経済構造が変化する中で、過去に生じたようなリスクが現在では顕現しにくくなっている可能性がある点には留意が必要である。

最後に、今後の研究の方向性として、セクター別のインフレリスクの検証が挙げられる。グローバル化を通じて財市場では海外との競争が強まった結果、先進国の財価格が高まりにくい構造となっている一方、サービス価格は内需主導に

---

<sup>22</sup> Reinhart and Rogoff (2010)は、新興国については、政府債務残高が高い（GDP 比 90%以上）場合、インフレ率が高くなる傾向がある一方、先進国ではそうした傾向は観察されないと報告している。このことは、本稿の推計結果において、予測インフレ率に対する政府支出の感応度が、中位分位点では債務残高の水準に依存していないことと整合的と考えられる。

よる変動がみられる。したがって、本稿で用いたインフレリスクの変動要因も財・サービス市場に応じて異なる可能性があり、グローバル化の影響をより精緻に分析可能となることが期待される。

## 参考文献

- 伊藤雄一郎・北村富行・中澤崇・中村康治、「『金融活動指標』の見直しについて」、日本銀行ワーキングペーパー、No.14-J-7、2014年
- Adrian, T., Boyarchenko, N., and Giannone, D. (2019). "Vulnerable Growth," *American Economic Review*, 109(4), 1263-1289.
- Adrian, T., Grinberg, F., Liang, N., Malik, S., and Yu, J. (2021). "The Term Structure of Growth-at-Risk," forthcoming in *American Economic Journal: Macroeconomics*.
- Aikman, D., Bridges, J., Hacıoglu Hoke, S., O'Neill, C., and Raja, A. (2019). "Credit, Capital and Crises: a GDP-at-Risk Approach," Bank of England Staff Working Paper No. 824.
- Amisano, G. and Giacomini, R. (2007). "Comparing Density Forecasts via Weighted Likelihood Ratio Tests," *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2), 177-190.
- Azzalini, A. and Capitanio, A. (2003). "Distributions Generated by Perturbation of Symmetry with Emphasis on a Multivariate Skew t-Distribution," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 65, 367-389.
- Azzalini, A. (2021). The Skew-Normal and Related Distributions Such as the Skew-t and the SUN. "sn" package for R.
- Banerjee, R., Contreras, J., Mehrotra, A., and Zampolli, F. (2020). "Inflation at Risk in Advanced and Emerging Market Economies," BIS Working Papers No. 833.
- Basel Committee on Banking Supervision (2010). "Guidance for National Authorities Operating the Countercyclical Capital Buffer," Bank for International Settlements.
- Beck-Friis, P. and Willems, T. (2017). "Dissecting Fiscal Multipliers under the Fiscal Theory of the Price Level," *European Economic Review*, 95, 62-83
- Beechey, M. J., Johannsen, B. K., and Levin, A. T. (2011). "Are Long-run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area than in the United States?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(2).
- Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in Taylor, J. and Woodford, M. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, vol.1, North Holland, Amsterdam.

- Besstremyannaya, G., and Golovan, S. (2019). "Reconsideration of a simple approach to quantile regression for panel data," *The Econometrics Journal*, 22, pp.292-308.
- Blanchard, O. (2020). "Is There Deflation or Inflation in Our Future?" VOXEU, April 24<sup>th</sup>.
- Bobeica, E., Ciccarelli, M., and Vansteenkiste, I. (2019). "The Changing Link between Labor Cost and Price Inflation in the United States," ECB Working Paper No. 2583.
- Bordo, M. D., and Eichengreen, B. (2014). "Bretton Woods and the Great Inflation," *The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking*, edited by Bordo, M. D., and Orphanides, A., p. 449-489, The University of Chicago Press.
- Coibion, O. and Gorodnichenko, Y. (2011). "Monetary Policy, Trend Inflation, and the Great Moderation: An Alternative Interpretation," *American Economic Journal*, 101(1), 341-370.
- Davig, T. and Leeper, E. M. (2011). "Monetary-fiscal Policy Interactions and Fiscal Stimulus," *European Economic Review*, 55(2), 211-227
- Davis, J. S., (2014). "Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Cross-country Evidence from Consensus Forecasts," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper No. 174.
- Delatte, A. L. and López-Villavicencio, A. (2012). "Asymmetric Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Major Countries," *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
- Devereux, M. B. and Yetman, J. (2010). "Price Adjustment and Exchange Rate Pass-Through," *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181-200.
- Eggertsson, G. B., Mehrotra, N. R. and Robbins, J. A. (2019). "A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(1), 1-48.
- Ehrmann, M. (2021). "Point Targets, Tolerance Bands, or Target Ranges? Inflation Target Types and the Anchoring of Inflation Expectations," CESifo Working Paper No. 9034.
- Engel, F., R. (1983). "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model," *Journal of Money, Credit and Banking*, 15(3), 286-301.

- Fleckenstein, M., Longstaff, F. A. and Lustig, H., (2017). "Deflation Risk," *The Review of Financial Studies*, 30(8), 2719-2760.
- Gagnon, J.E. and Ihrig, J. (2004). "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-through," *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 315-338
- Grier, K. B. and Perry, M. J. (1998). "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries," *Journal of International Money and Finance*, 17 671-689
- Gürkaynak, R. S., Levin, A., and Swanson, E. (2010). "Does Inflation Targeting Anchor Long-run Inflation Expectations? Evidence from the U.S., UK, and Sweden." *Journal of the European Economic Association*, 8(6), 1208-1242.
- Hamilton, J. D. (2018). "Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter," *The Review of Economics and Statistics*, 100 (5), 831–843.
- Hammond, G. (2012). "State of the Art of Inflation Targeting," Handbook No. 29, Center for Central Banking Studies, Bank of England.
- Heise, S., Karahan, F., and Şahin, A. (2021). "The Missing Inflation Puzzle: The Role of the Wage-Price Pass-Through," forthcoming in *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Hördahl, P., and Tristani, O. (2014). "Inflation Risk Premia in the Euro Area and the United States." *International Journal of Central Banking*, 10(3), 1-47.
- International Monetary Fund, (2022). *World Economic Outlook*, January.
- International Monetary Fund, (2020). *World Economic Outlook*, October.
- Ireland, P., (2007). "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target: Causes and Consequences," *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(8), 1851-1882.
- Issing, O. (2005). "Why Did the Great Inflation Not Happen in Germany?" *Review* 87(2) 329-336, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Jordà, Ò. (2005). "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- Jordà, Ò., Francisco, S., Kornejew, M., Schularick, M., Taylor, A. M., and Jordà, O. (2020). "Zombies at Large? Corporate Debt Overhang and the Macroeconomy," NBER Working Paper No. 28197.

- Kitsul, Y., and Wright, J. H. (2013). "The Economics of Options-implied Inflation Probability Density Functions," *Journal of Financial Economics*, 110(3), 696-711.
- Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2 (April 1997), 211-248.
- Koenker, R. (2004). "Quantile Regression for Longitudinal Data," *Journal of Multivariate Analysis*, 91, 74-89.
- Korobilis, D., Landau, B., Musso, A., and Phella, A. (2021). "The time-varying Evolution of Inflation Risks," ECB Working Paper No. 2600.
- Kupfer, A. (2018). "Estimating Inflation Risk Premia Using Inflation-linked Bonds: A Review," *Journal of Economic Surveys*, 32(5), 1326-1354.
- Leduc, S., Sill, K. and Stark, T. (2007). "Self-fulfilling Expectations and the Inflation of the 1970s: Evidence from the Livingston Survey," *Journal of Monetary Economics*, 54(2) 433-459,
- Leigh, D., (2008). "Estimating the Federal Reserve's Implicit Inflation Target: A State Space Approach," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(6), 2013-2020.
- Linnemann, L., and Winkler, R. (2016). "Estimating Nonlinear Effects of Fiscal Policy Using Quantile Regression Methods," *Oxford Economic Papers*, 68(4), 1120-1145.
- López-Salido, D., and Loria, F. (2020). "Inflation at Risk," Finance and Economics Discussion 2020-013, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Loria, F., Matthes, C., and Zhang, D. (2019). "Assessing Macroeconomic Tail Risk," Finance and Economics Discussion 2019-026, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Manzan, S., and Zerom, D. (2013). "Are Macroeconomic Variables Useful for Forecasting the Distribution of U.S. Inflation?" *International Journal of Forecasting*, 29(3), 469-478.
- Mehra, Y. P. (2000). "Wage-price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?" *Economic Quarterly*, 86(3), 27-43.
- Meltzer, A. H. (2005). "Origins of the Great Inflation," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(2 II).

- Mishkin, F. S. (1999). "International Experiences with Different Monetary Policy Regimes," *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 579-605.
- Orphanides, A., and Williams, J. C. (2005). "The Decline of Activist Stabilization Policy: Natural Rate Misperceptions, Learning and Expectations." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29:1927–50.
- Peneva, E. V., and Rudd, J. B. (2017). "The Passthrough of Labor Costs to Price Inflation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(8), 1777-1802.
- Reinhart, C. and Rogoff, K. (2010). "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 100(2), 573-578.
- Stock, J. H., and Watson, M. W. (2007). "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(7), 3-33.
- Summers, L. H. (2021). "The Inflation Risk is Real," *The Washington Post*, May 24<sup>th</sup>.

## 補論 1. データの詳細

本節では、推定に用いたデータの詳細を説明する。まず、被説明変数であるインフレ率については、OECD が公表する消費者物価指数（総合）の前年比を用いている。

次に、説明変数についての詳細を説明する。まず、実質政府支出については、実質政府消費と実質政府投資の合計を用いており、米国、ドイツ、日本、英国のデータは、各国の GDP 統計における四半期ベースの値を使用している。その他の国については、OECD が公表している年ベースの名目政府支出を線形補間することで四半期化し、GDP デフレーターにより実質化している。なお、米国の政府支出には、メディケア・メディケイドなどの社会保障給付が含まれていないため、当該項目が政府支出に含まれる他国との平仄を揃える観点から、Centers for Medicare and Medicaid Services が公表するメディケア・メディケイドの金額（年ベースを線形補間により四半期化）を GDP デフレーターにより実質化した上で加えている。次に、ユニット・レーバー・コストについては、原則として OECD が公表する値を使用しているが、データが利用できない期間については、雇用者報酬と実質 GDP の比を用いて接続している。輸入物価については、OECD が公表する名目輸入と実質輸入から算出した輸入デフレーターを用いている。総与信過熱感の継続度合いについては、BIS が公表する総与信対名目 GDP 比率ギャップを用いている。

次に、コントロール変数についての詳細を説明する。需給ギャップについて、米国は CBO が公表する潜在 GDP からの実質 GDP の乖離を使用している。その他の国については、本稿と同様にパネル分位点回帰を用いてインフレリスクの計測を行っている Banerjee et al. (2020) に倣って、Hamilton (2018) の手法により需給ギャップを推計している。次に、名目アンカーが導入されている期間については、①ブレトンウッズ体制のもとでの固定相場制度が維持されていた期間と②インフレ目標の採用期間を用いている。①については、ドルと金の兌換停止が宣言された 1971 年の第 3 四半期以前としているほか、②については、Ehrmann (2021) や Hammond (2012) による整理を参考にしつつ、各国中央銀行が公式に採用した期間以降としている。なお、ユーロ圏とスイスについては、インフレ目標政策として扱われているものではないが、物価安定に関する数値的な定義を掲げているため、これを採用した期間以降を名目アンカーの導入期間に含めている。

なお、上記の数値データは、Haver Analytics 社が提供するデータベースを用いて取得している。

## 補論 2. 分位点関数の skewed-t 分布による近似の妥当性

本節では、分位点回帰を用いて推定した分位点関数（経験分布）を skewed-t 分布で近似するに当たって、無視し得ない近似誤差が生じていないかを確認する。補論図表 1-1 では、米国、ドイツ、英国について、1 年後の予測インフレ率に関する累積密度関数を、推定された分位点関数（青色ひし形マーカー）と、近似 skewed-t 分布関数（赤線）別に算出し、比較している。補論図表 1-2 では、2 年後の予測インフレ率に関する累積密度関数について、同様に比較している。これらの密度関数の比較からは、推定された分位点関数と skewed-t 分布の誤差は小さく、近似 skewed-t 分布から導出したリスク指標を用いてインフレリスクを分析・解釈する信頼性が担保されていることが確認できる。

図表 1 記述統計量

<全サンプル>

	平均値	中央値	標準偏差	10%点	90%点	観測数
インフレ率(前年比、%)	3.84	2.54	4.04	0.28	9.33	1,967
実質政府支出(前年比、%)	2.39	2.22	3.16	-1.07	6.24	1,967
ユニット・レーバー・コスト(前年比、%)	3.67	2.57	4.83	-0.75	9.54	1,967
輸入物価(前年比、%)	3.12	1.86	9.03	-4.17	11.66	1,967
総与信過熱感の継続度合い(ダミー変数、[0, 1])	0.14	0.00	0.32	0.00	0.83	1,967
需給ギャップ(%)	0.03	0.40	3.08	-4.05	3.78	1,967

<名目アンカーが導入されている期間>

	平均値	中央値	標準偏差	10%点	90%点	観測数
インフレ率(前年比、%)	1.88	1.77	1.48	0.10	3.68	901
実質政府支出(前年比、%)	2.25	2.04	3.38	-1.35	6.08	901
ユニット・レーバー・コスト(前年比、%)	2.03	1.75	2.65	-0.87	5.15	901
輸入物価(前年比、%)	1.08	1.09	4.39	-4.33	6.25	901
総与信過熱感の継続度合い(ダミー変数、[0, 1])	0.18	0.00	0.34	0.00	0.92	901
需給ギャップ(%)	0.60	1.12	3.06	-3.79	4.11	901

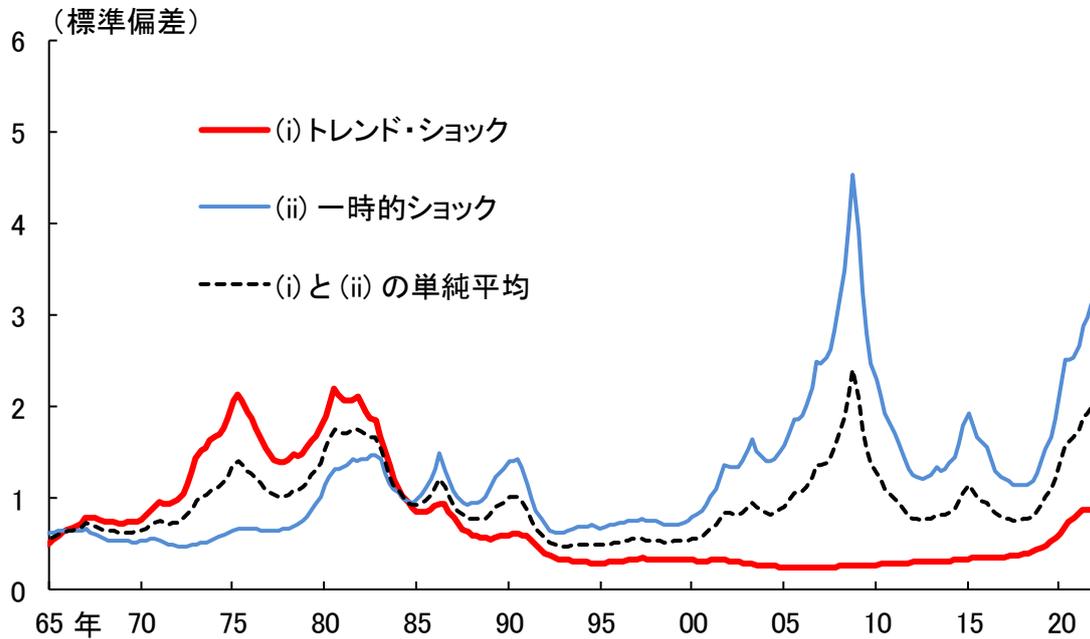
<名目アンカーが導入されていない期間>

	平均値	中央値	標準偏差	10%点	90%点	観測数
インフレ率(前年比、%)	5.49	4.28	4.73	0.75	12.08	1,066
実質政府支出(前年比、%)	2.50	2.34	2.96	-0.81	6.31	1,066
ユニット・レーバー・コスト(前年比、%)	5.05	3.68	5.75	-0.56	11.47	1,066
輸入物価(前年比、%)	4.84	2.77	11.31	-4.04	16.21	1,066
総与信過熱感の継続度合い(ダミー変数、[0, 1])	0.12	0.00	0.29	0.00	0.67	1,066
需給ギャップ(%)	-0.46	-0.24	3.03	-4.27	3.17	1,066

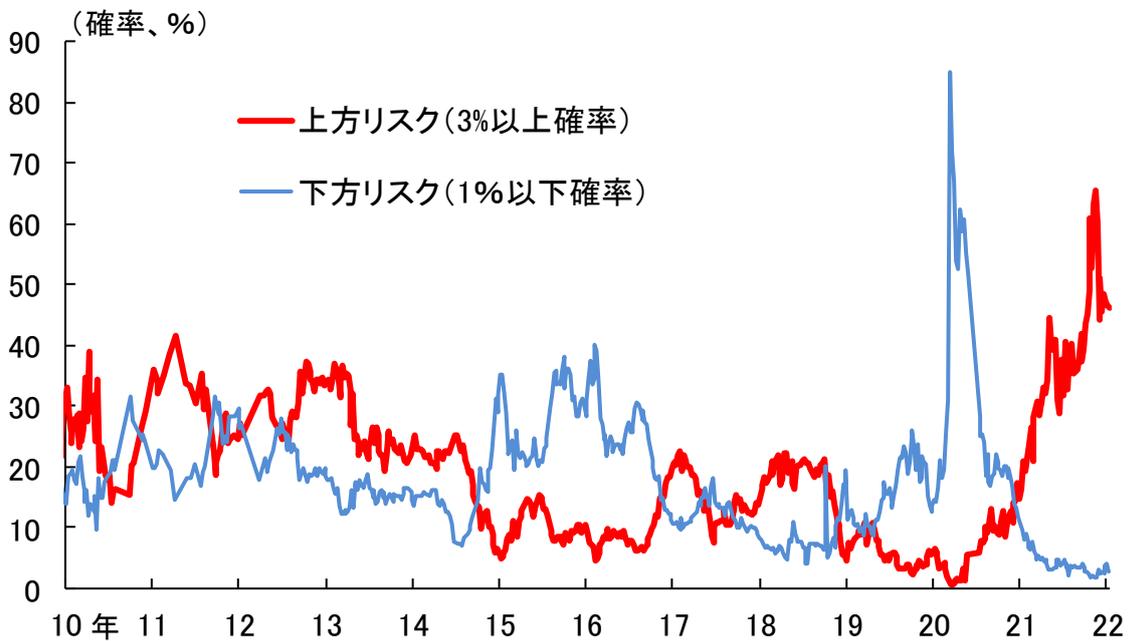
(出所) Haver

図表2 インフレ率の不確実性（米国）

(A) 時系列分析的な視点からみたインフレ率の不確実性



(B) 金融工学的な視点からみたインフレ率の不確実性



(注) (A) は Stock and Watson (2007)による UC-SV モデルを用いた推計値。(B) は Kitsul and Wright (2013)のモデルを用いた推計値 (5年後のインフレ予測分布から算出)。

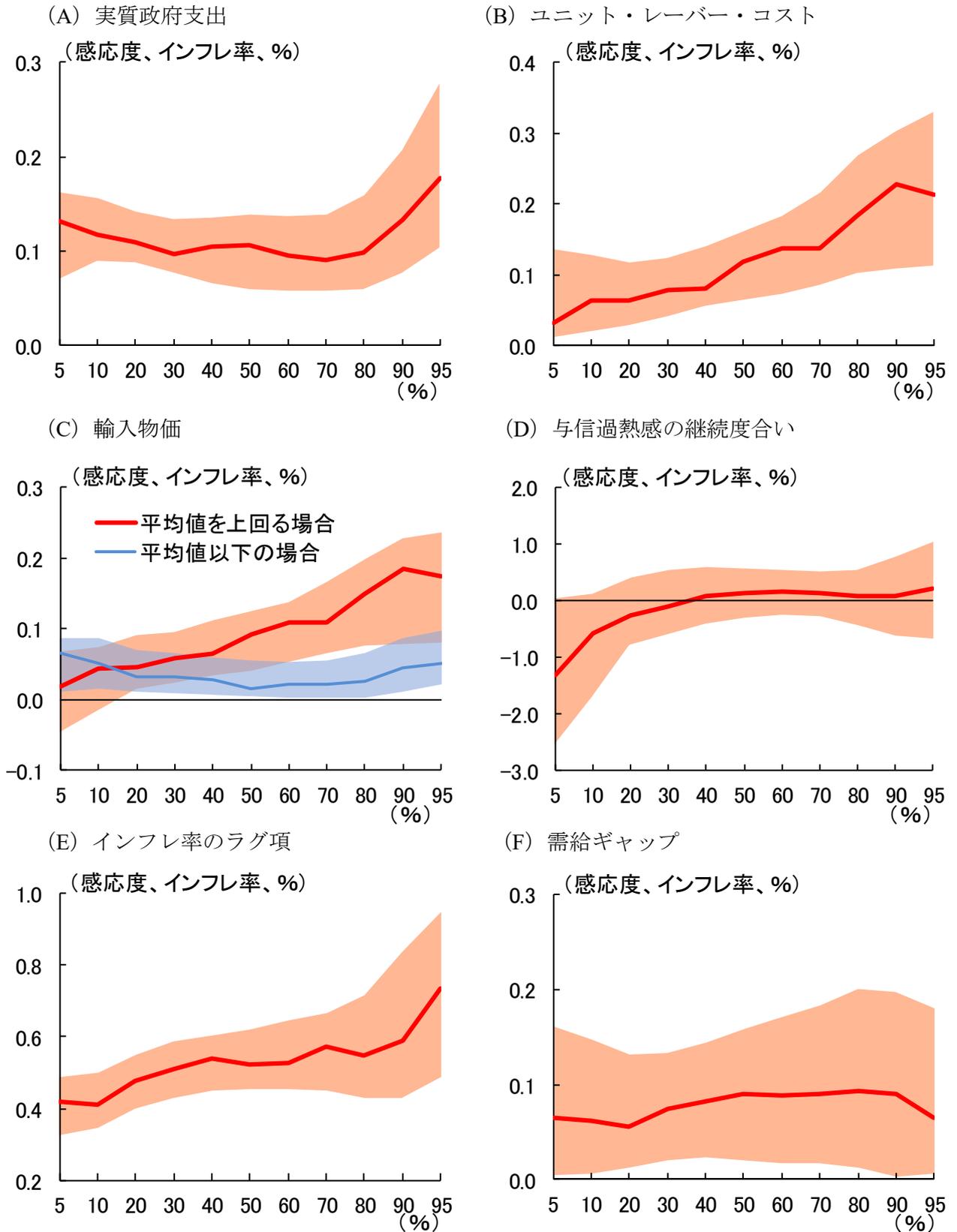
(出所) Haver、Fed Minneapolis

図表3 期待される符号条件

	短期			中期		
	分位点			分位点		
	低位	中位	高位	低位	中位	高位
実質政府支出	±	±	±	+	+	+
ユニット・レーバー・コスト	+	+	+	+	+	+
輸入物価 (含む交差項)	+	+	+	±	±	±
総与信過熱感の継続度	-	±	±	-	-	-

	プラスの符号が期待される
	マイナスの符号が期待される
	有意な影響が期待されない、先験的には決められない

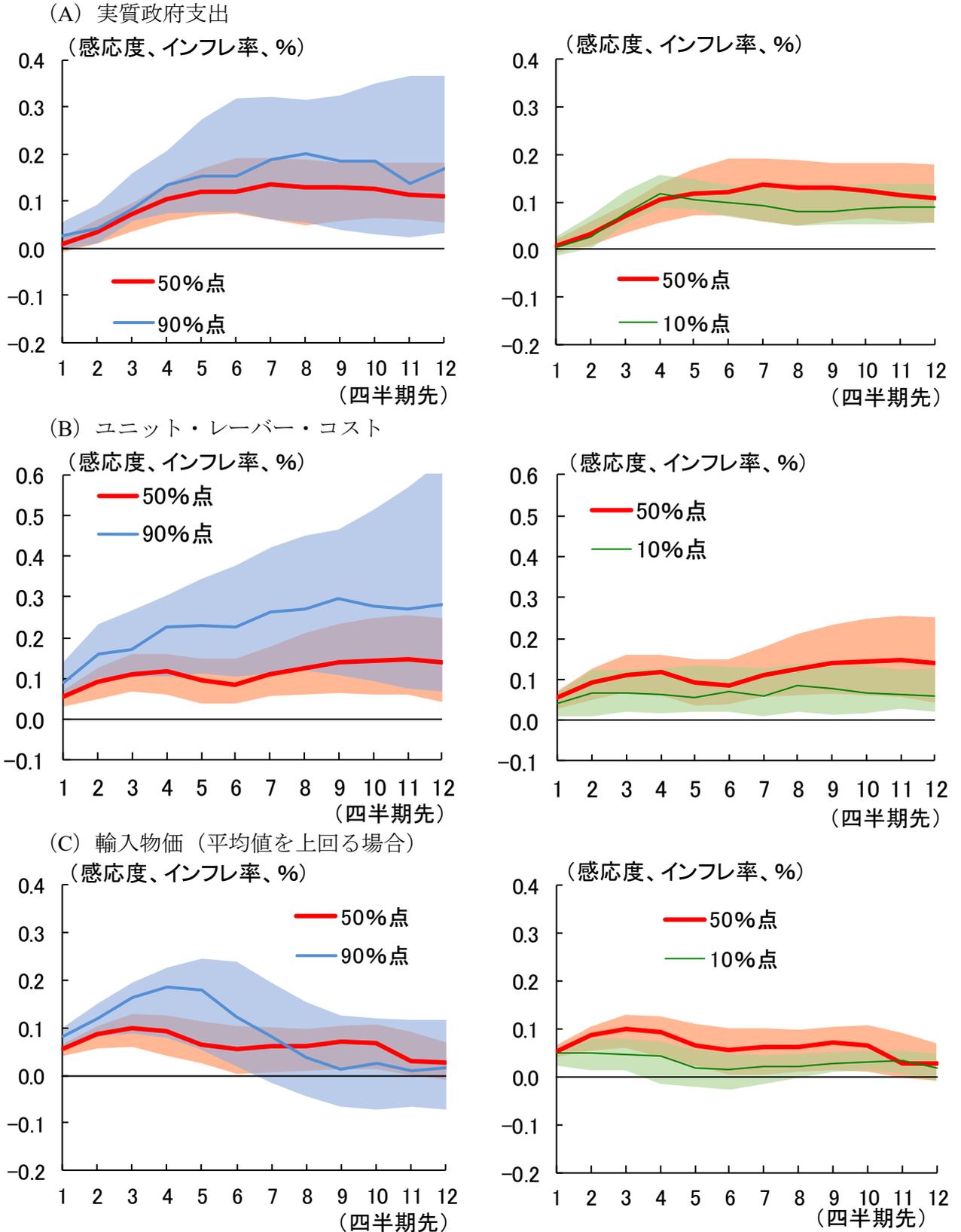
図表4 各リスク要因の感応度（1年後）



(注) シャドーはブロック・ブートストラップ法を利用して求めた5~95%信頼区間。

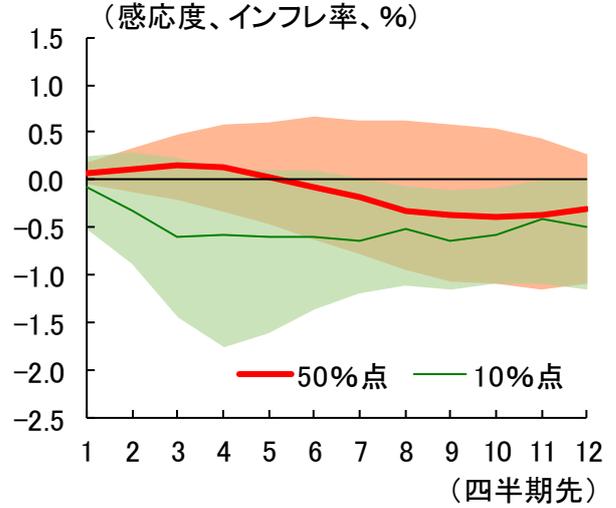
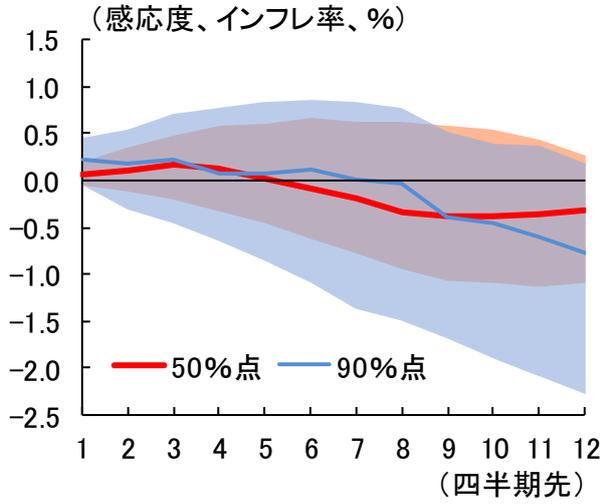
(出所) Haver

図表5 各リスク要因のターム・ストラクチャー（1）

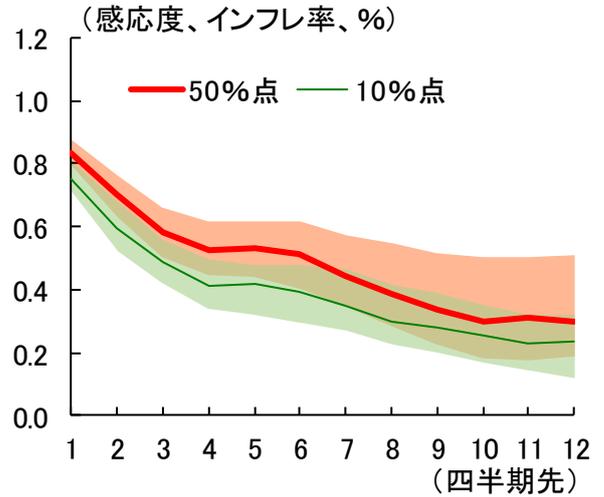
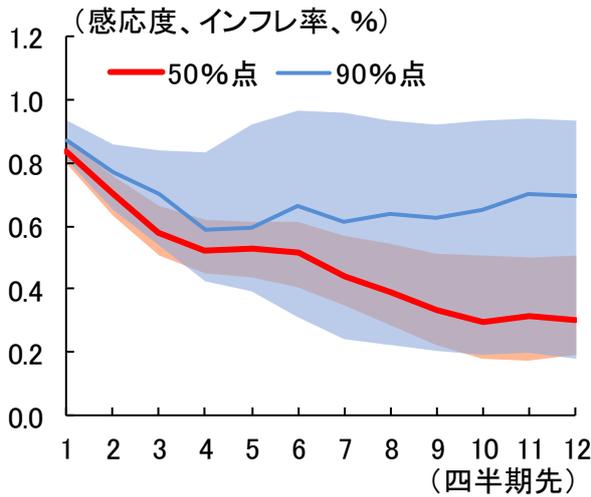


図表6 各リスク要因のターム・ストラクチャー（2）

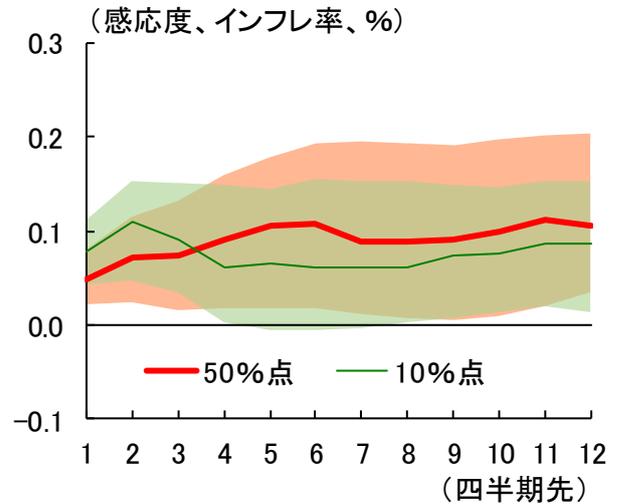
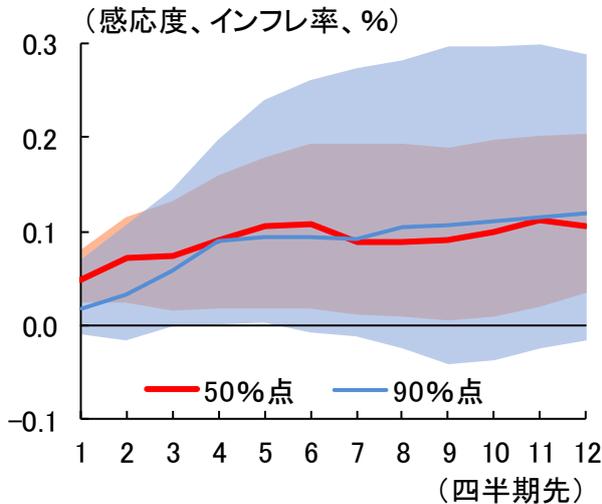
(D) 与信加熱感の継続度合い



(E) インフレ率のラグ項



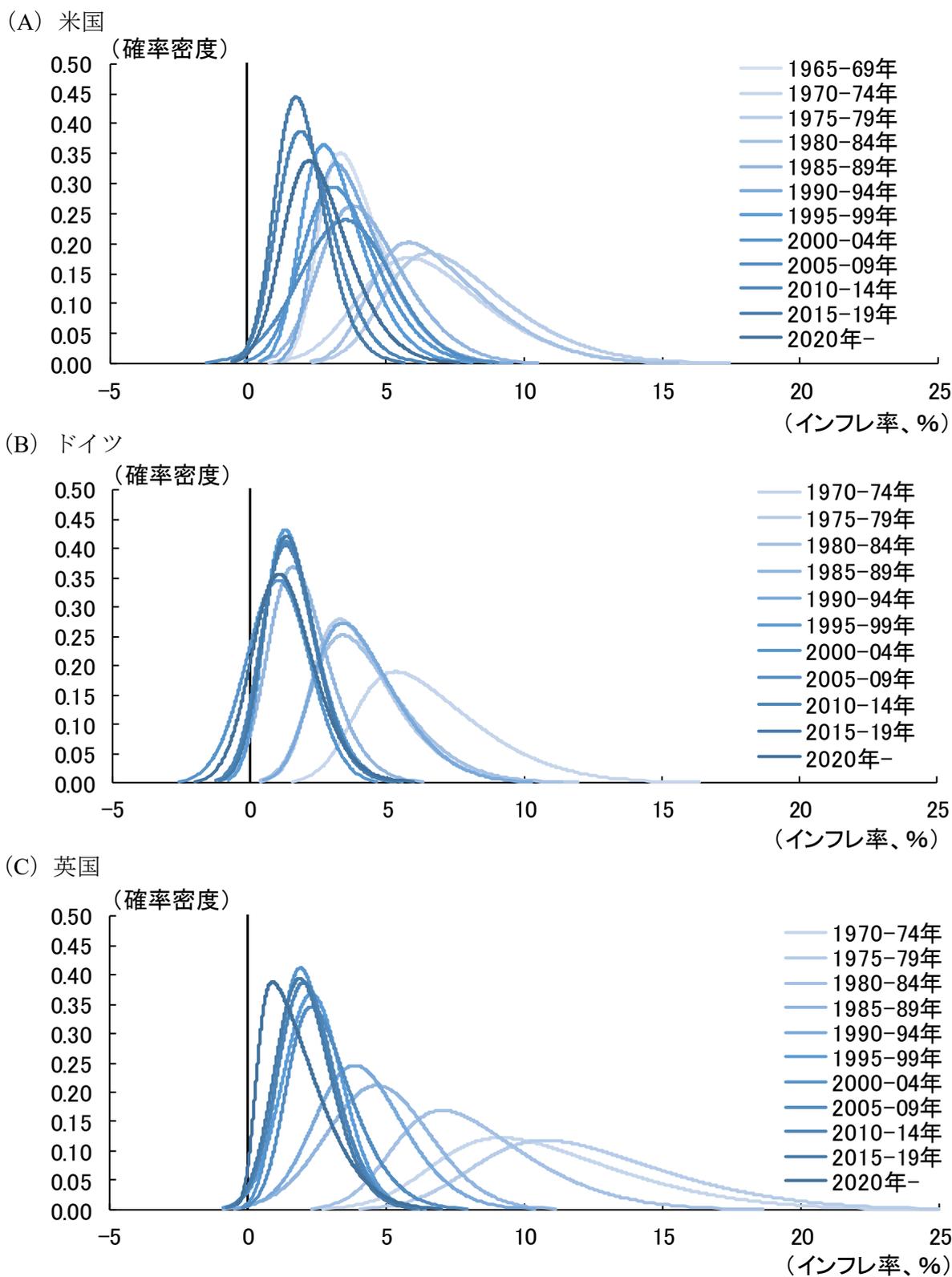
(F) 需給ギャップ



(注) シャドーはブロック・ブートストラップ法を利用して求めた5~95%信頼区間。

(出所) Haver

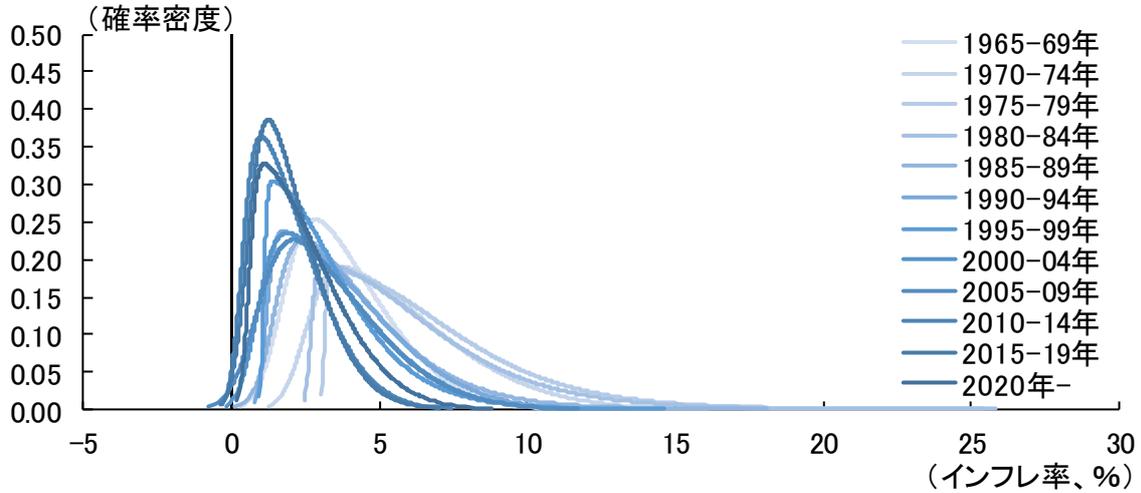
図表7 1年後の予測分布の推移



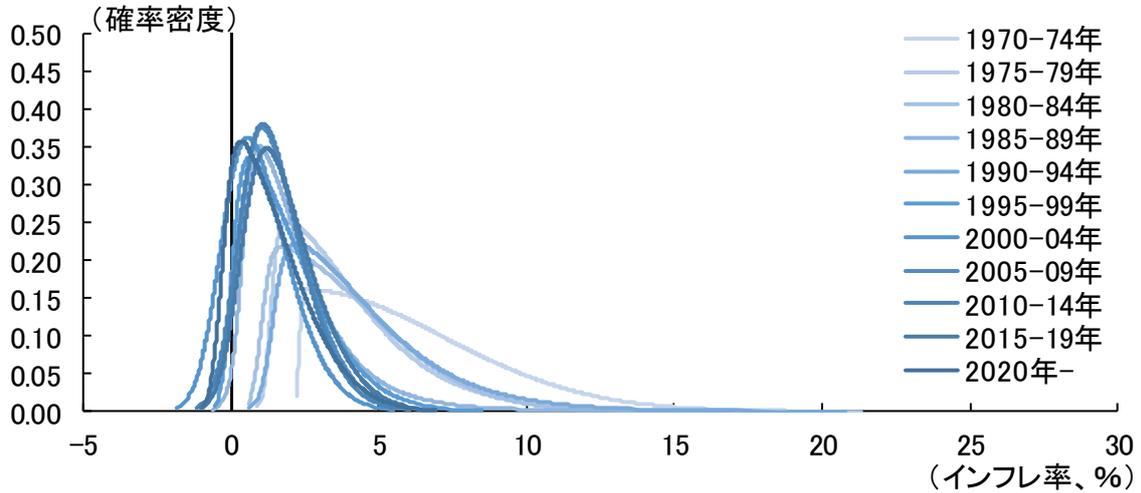
(出所) Haver

図表8 2年後の予測分布の推移

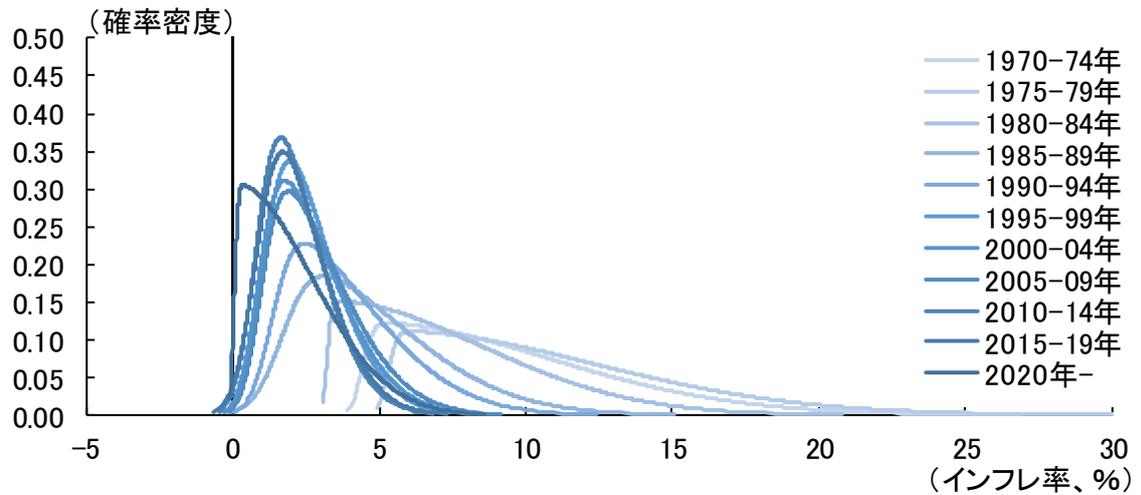
(A) 米国



(B) ドイツ



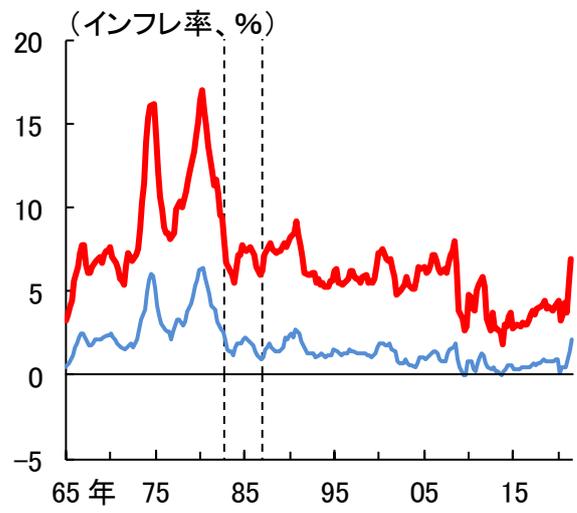
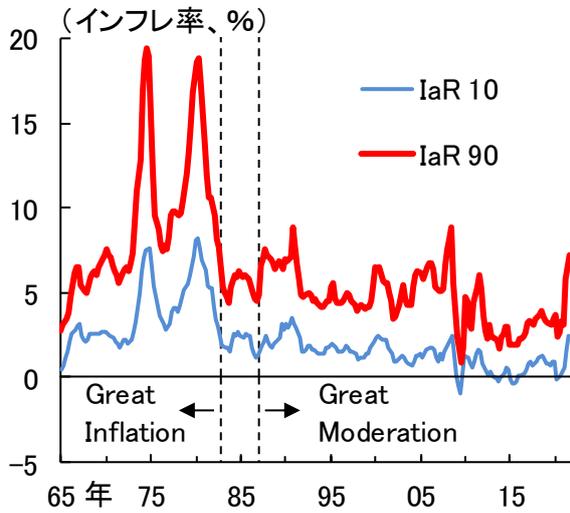
(C) 英国



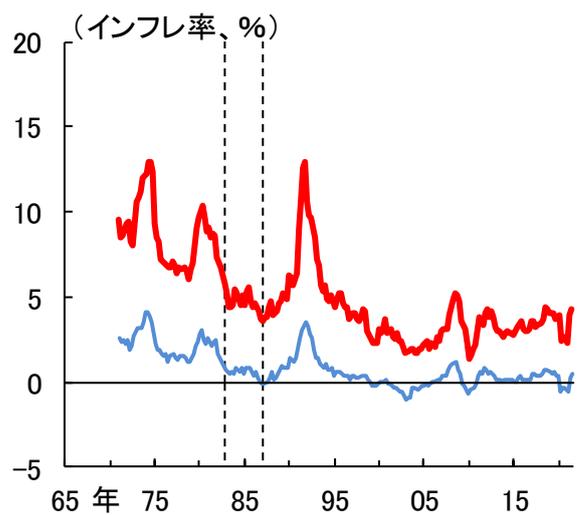
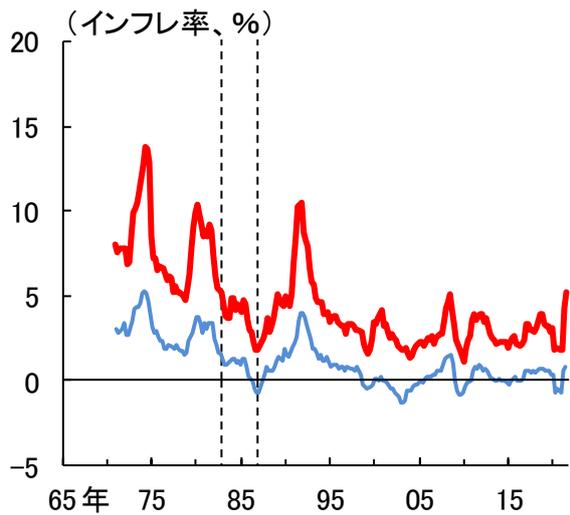
(出所) Haver

図表9 インフレリスク指標 (90%点、10%点)

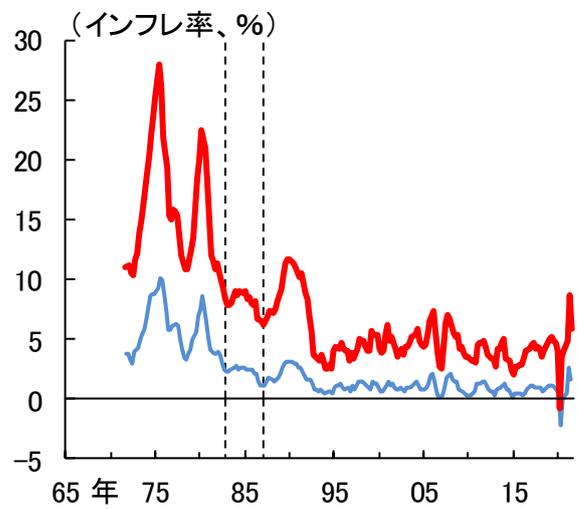
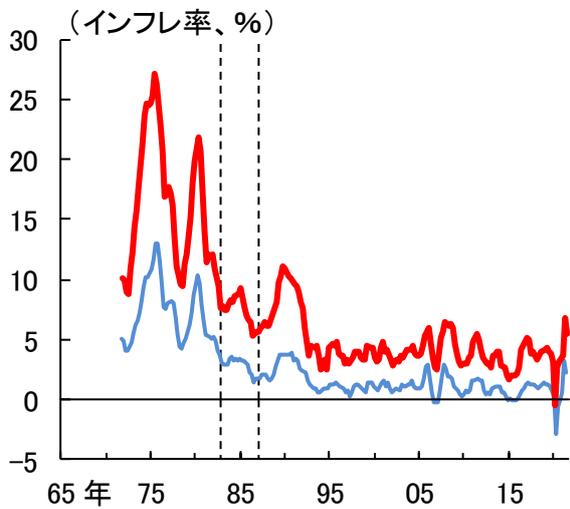
(A) 米国 (左: 1年後、右: 2年後)



(B) ドイツ (左: 1年後、右: 2年後)



(C) 英国 (左: 1年後、右: 2年後)

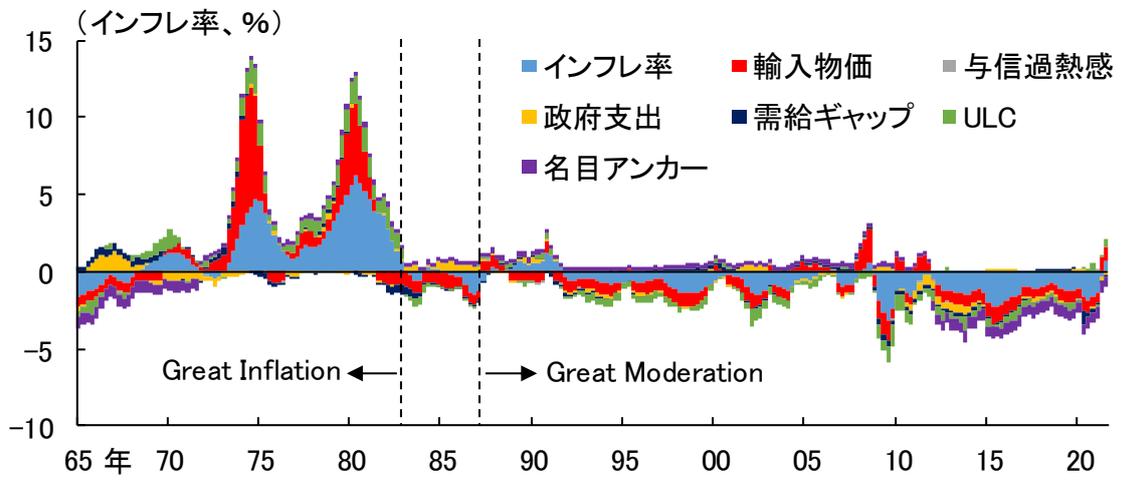


(注) データは、ドイツが 71/1Q 以降、英国が 71/4Q 以降。

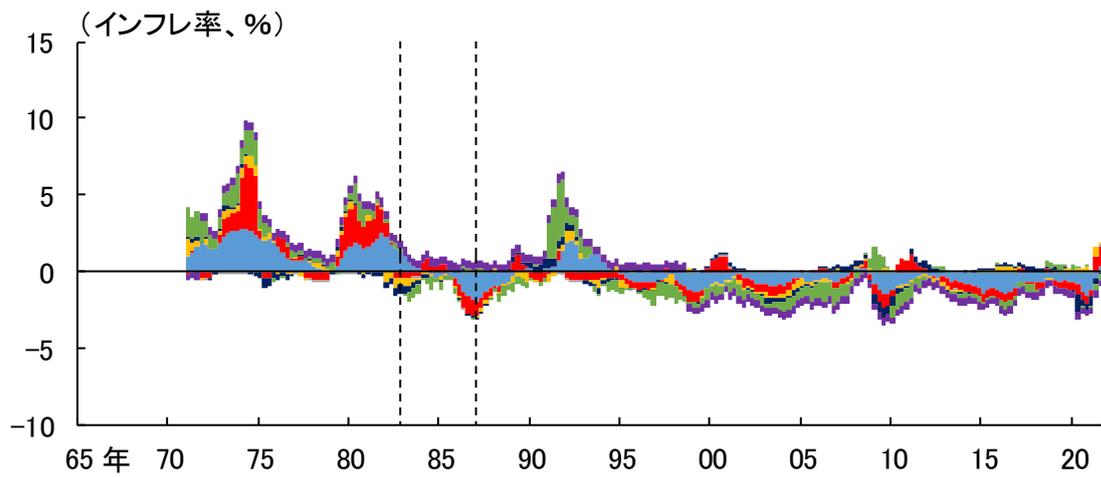
(出所) Haver

図表 10 IaR<sub>90</sub> の要因分解 (1年後)

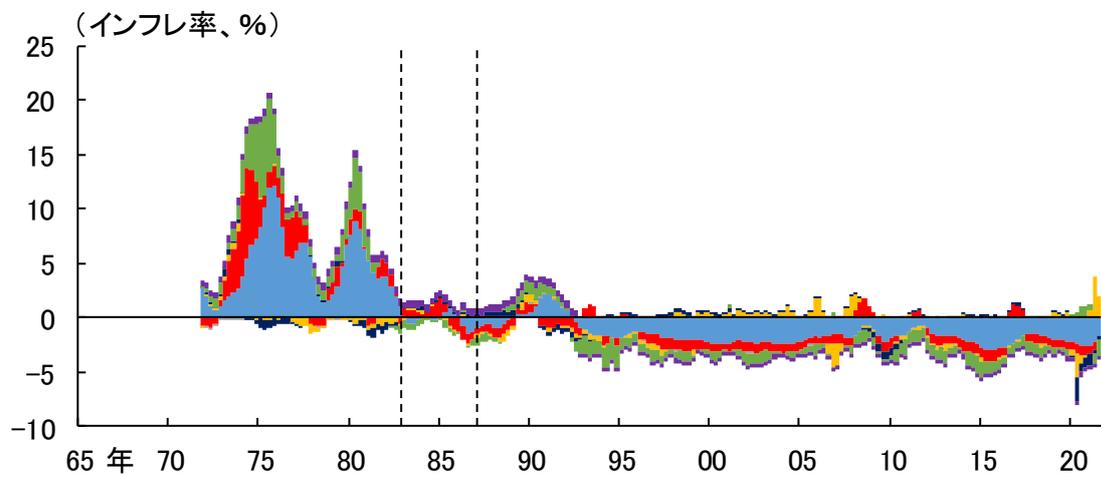
(A) 米国



(B) ドイツ



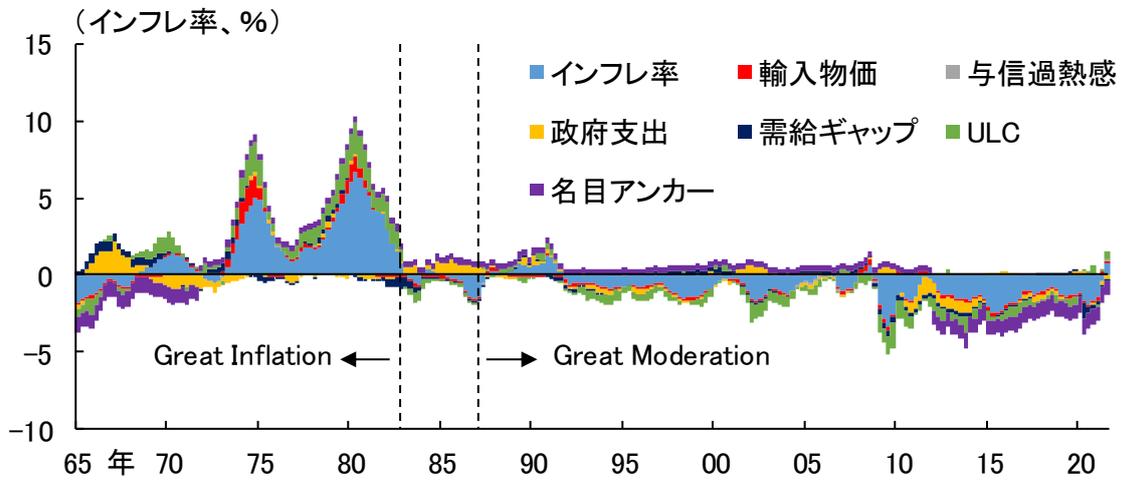
(C) 英国



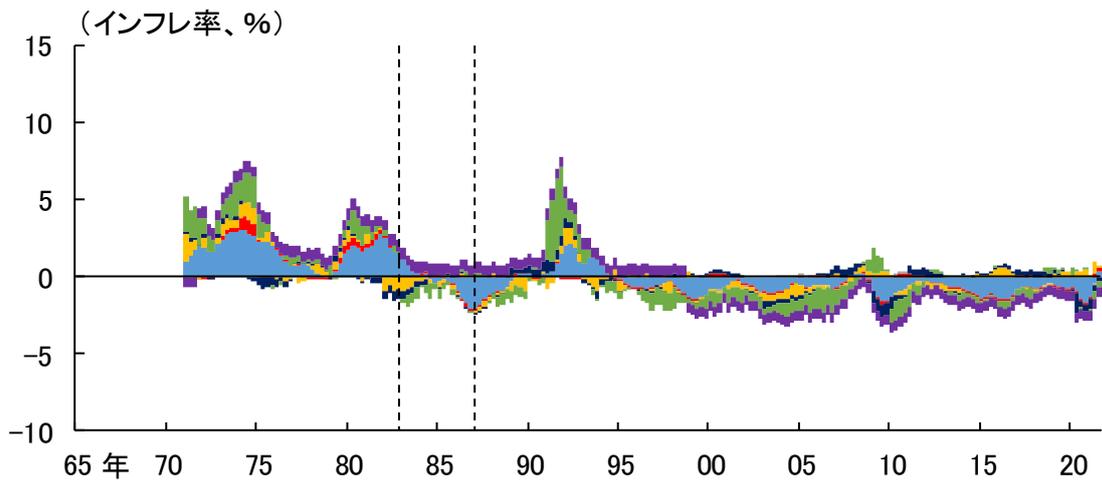
(注) 寄与度は、表示期間平均からの乖離。データは、ドイツが 71/1Q 以降、英国が 71/4Q 以降。  
(出所) Haver

図表 11 IaR<sub>90</sub>の要因分解（2年後）

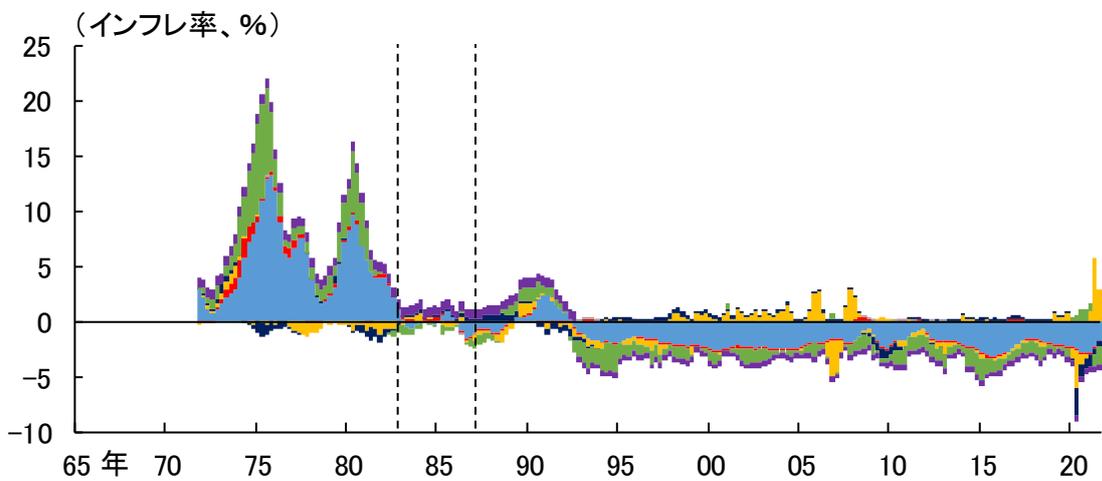
(A) 米国



(B) ドイツ



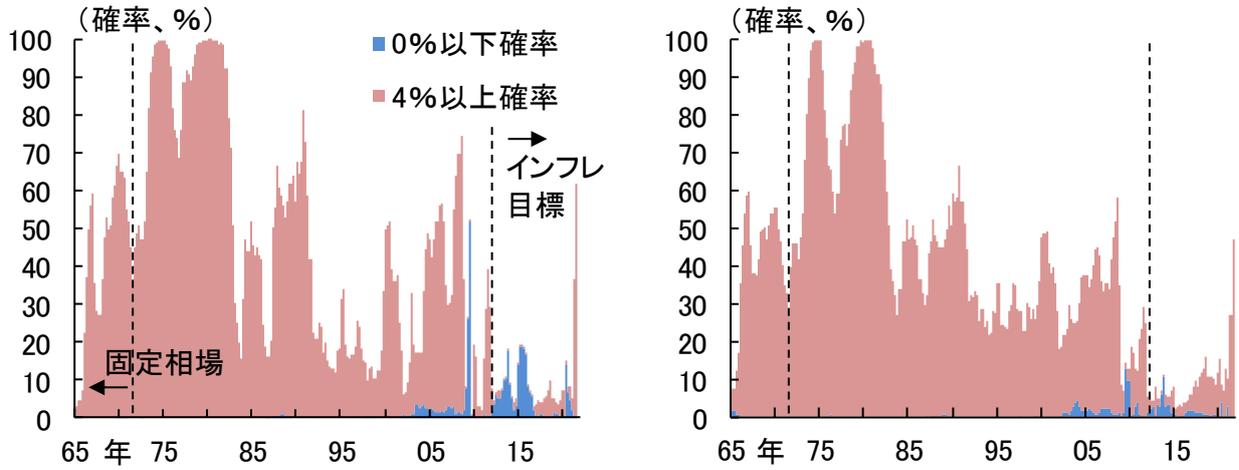
(C) 英国



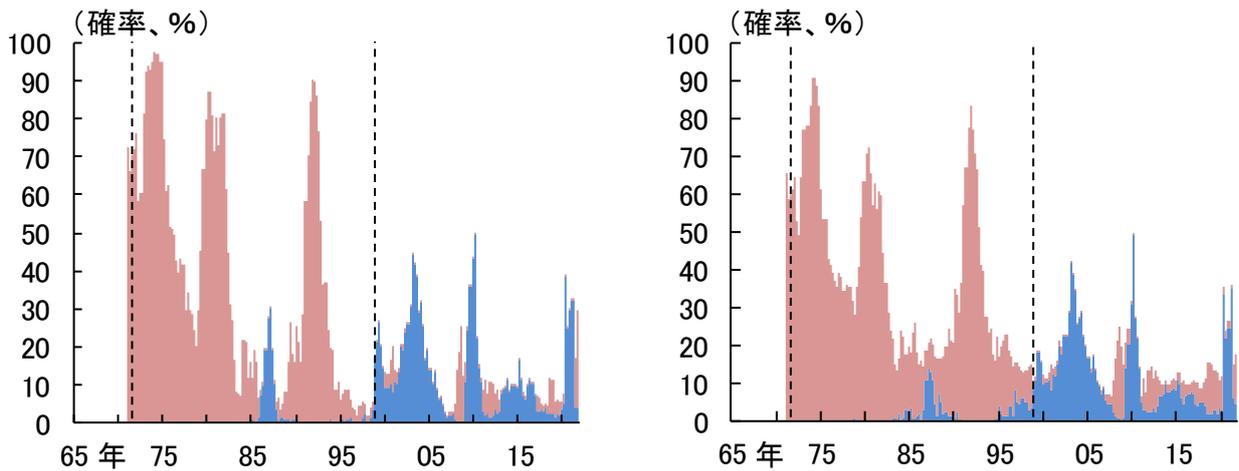
(注) 寄与度は、表示期間平均からの乖離。データは、ドイツが 71/1Q 以降、英国が 71/4Q 以降。  
(出所) Haver

図表 12 インフレリスク指標（上昇下落確率）

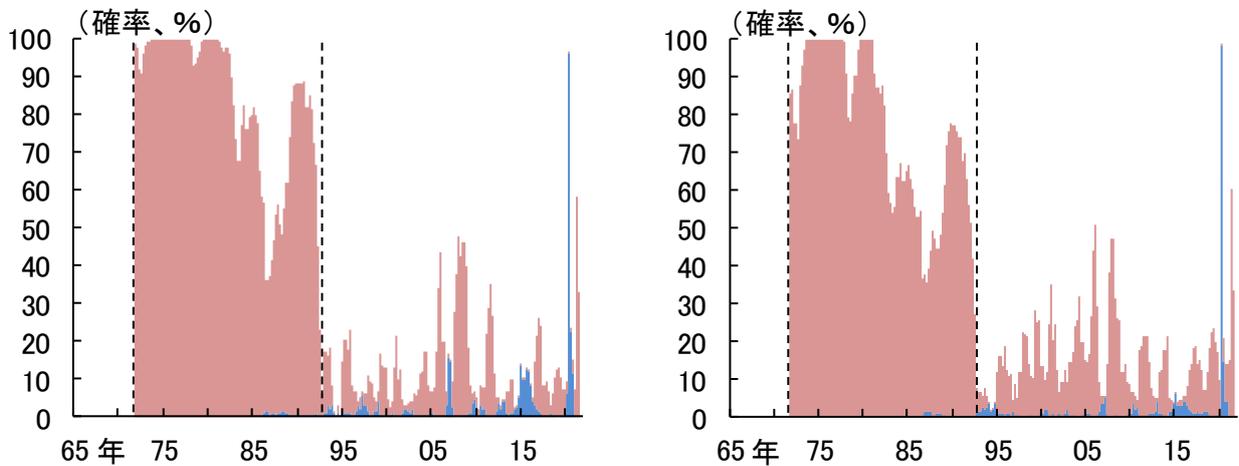
(A) 米国（左：1年後、右：2年後）



(B) ドイツ（左：1年後、右：2年後）



(C) 英国（左：1年後、右：2年後）



(注) データは、ドイツが 71/1Q 以降、英国が 71/4Q 以降。

(出所) Haver

図表 13 パネル分位点回帰のモデル比較（被説明変数：1年後）

被説明変数：インフレ率（1年後）

分位点	モデル(1) ベースライン			モデル(2) ULCを場合分け			モデル(3) 政府支出を場合分け			モデル(4) 政府支出を場合分け		
	10%	50%	90%	10%	50%	90%	10%	50%	90%	10%	50%	90%
ユニット・レーバ・コスト（ULC）	0.06 **	0.12 ***	0.23 ***	—	—	—	0.06 **	0.10 ***	0.24 ***	0.06 **	0.11 ***	0.23 ***
ULC（高輸入比率）	—	—	—	-0.04	-0.02	0.00	—	—	—	—	—	—
ULC（低輸入比率）	—	—	—	0.13 ***	0.19 ***	0.44 ***	—	—	—	—	—	—
実質政府支出	0.12 ***	0.11 ***	0.13 ***	0.11 ***	0.09 ***	0.12 ***	—	—	—	—	—	—
実質政府支出（債務残高：平均以上）	—	—	—	—	—	—	0.10 ***	0.10 ***	0.09 ***	—	—	—
実質政府支出（債務残高：平均以下）	—	—	—	—	—	—	0.12 **	0.11 **	0.13	—	—	—
実質政府支出（債務残高：+1σ以上）	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.05 ***	0.04 ***	0.20 ***
実質政府支出（債務残高：+1σ以下）	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.12	0.11	0.13
輸入物価（平均以上）	0.04	0.09 ***	0.19 ***	0.04	0.08 ***	0.14 ***	0.05	0.11 ***	0.20 ***	0.05	0.11 ***	0.20 ***
輸入物価（平均以下）	0.05 **	0.02 *	0.05 **	0.06 **	0.01	0.04 **	0.03 *	0.01 *	0.04 **	0.04 *	0.02 *	0.05 **
総与信過熱感の継続度合い	-0.59	0.13	0.08	-0.55	0.23	0.45	-0.55	0.17	0.11	-0.57	0.21	0.03
現在のインフレ率	0.41 ***	0.52 ***	0.59 ***	0.34 ***	0.46 ***	0.45 ***	0.38 ***	0.51 ***	0.53 ***	0.38 ***	0.50 ***	0.54 ***
需給ギャップ	0.06 *	0.09 **	0.09 *	0.07 *	0.10 **	0.11 ***	0.06	0.08 *	0.08	0.06 *	0.08	0.09
名目アンカーダミー		あり			あり			あり			あり	
国別固定効果		あり			あり			あり			あり	
観測数		1967			1967			1861			1861	

（注）\*\*\*、\*\*、\*は、ブロック・ブートストラップを用いて算出した信頼区間を基に、それぞれ1%、5%、10%有意を示す。

（出所）Haver

図表 14 パネル分位点回帰のモデル比較（被説明変数：2年後）

被説明変数：インフレ率（2年後）

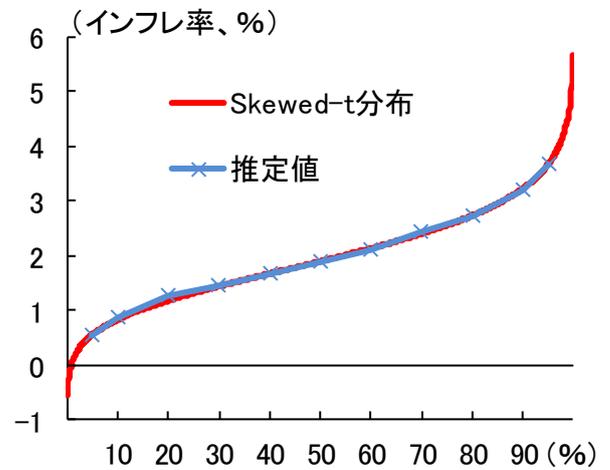
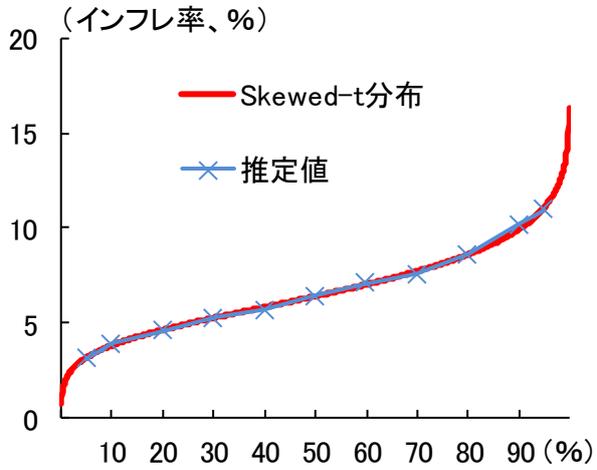
分位点	モデル(1) ベースライン			モデル(2) ULCを場合分け			モデル(3) 政府支出を場合分け			モデル(4) 政府支出を場合分け		
	10%	50%	90%	10%	50%	90%	10%	50%	90%	10%	50%	90%
ユニット・レーバ・コスト（ULC）	0.09 **	0.13 ***	0.27 ***	—	—	—	0.08 *	0.13 ***	0.33 ***	0.09 *	0.13 ***	0.32 ***
ULC（高輸入比率）	—	—	—	-0.04	-0.02	0.02	—	—	—	—	—	—
ULC（低輸入比率）	—	—	—	0.13 ***	0.26 ***	0.54 ***	—	—	—	—	—	—
実質政府支出	0.08 ***	0.13 ***	0.20 **	0.09 ***	0.14 ***	0.14 *	—	—	—	—	—	—
実質政府支出（債務残高：平均以上）	—	—	—	—	—	—	0.12 ***	0.16 ***	0.14 *	—	—	—
実質政府支出（債務残高：平均以下）	—	—	—	—	—	—	0.07 **	0.11 **	0.21	—	—	—
実質政府支出（債務残高：+1σ以上）	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.16 ***	0.14 ***	0.34 **
実質政府支出（債務残高：+1σ以下）	—	—	—	—	—	—	—	—	—	0.07	0.12	0.17
輸入物価（平均以上）	0.02	0.06 **	0.04	0.02	0.05 *	0.04	0.03 *	0.08 **	0.08	0.03 *	0.08 **	0.08
輸入物価（平均以下）	-0.01	0.01	0.00	-0.01	0.01	-0.01	-0.01	0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.02
総与信過熱感の継続度合い	-0.50 *	-0.34	-0.04	-0.45 *	-0.12	0.00	-0.52 *	-0.32	-0.11	-0.55 *	-0.29	-0.17
現在のインフレ率	0.30 ***	0.39 ***	0.64 **	0.26 ***	0.26 ***	0.45 ***	0.29 ***	0.35 ***	0.49 *	0.27 ***	0.36 ***	0.52 **
需給ギャップ	0.06 *	0.09 *	0.11	0.08 *	0.08 *	0.10 **	0.06	0.07	0.10	0.06	0.08	0.08
名目アンカーダミー		あり			あり			あり			あり	
国別固定効果		あり			あり			あり			あり	
観測数		1967			1967			1861			1861	

（注）\*\*\*、\*\*、\*は、ブロック・ブートストラップを用いて算出した信頼区間を基に、それぞれ1%、5%、10%有意を示す。

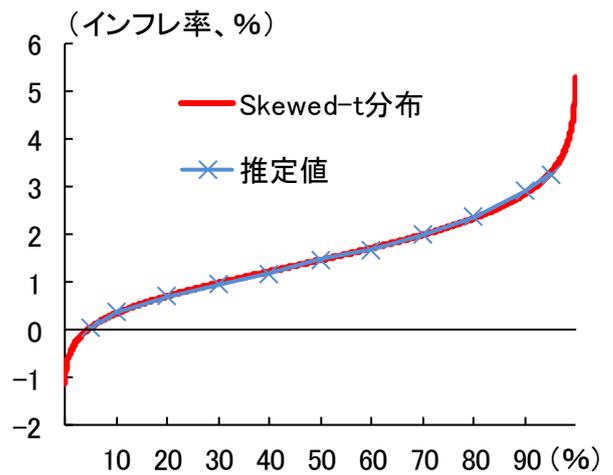
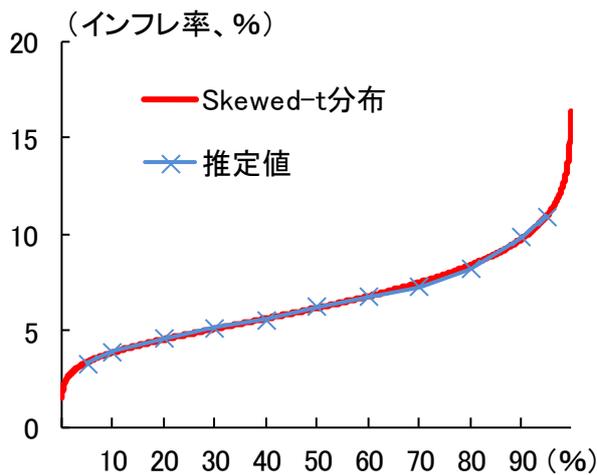
（出所）Haver

(補論図表 1-1) 推定値と skewed-t 分布による近似値の比較  
(1年後の予測分布)

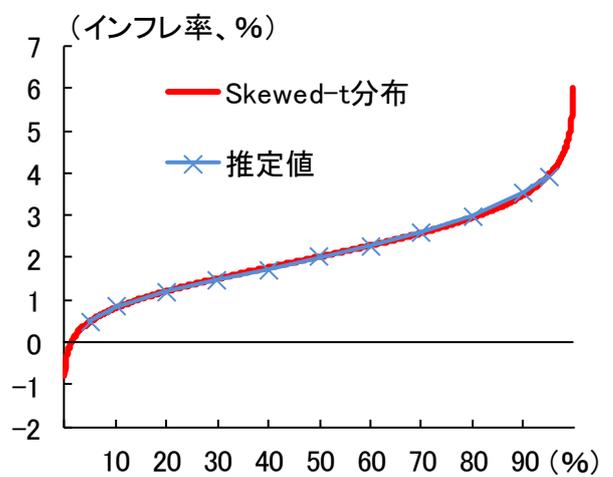
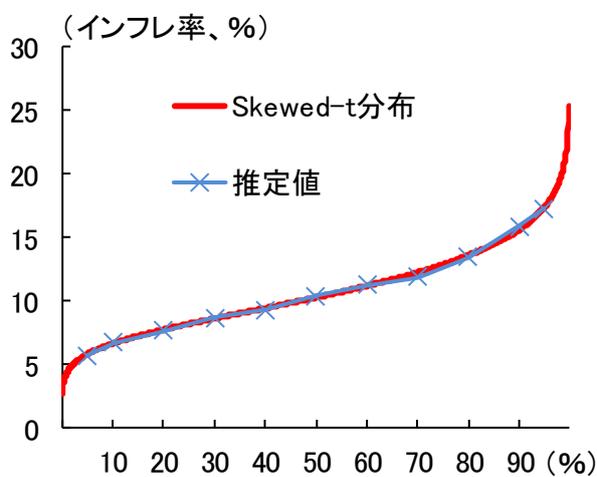
(A) 米国 (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



(B) ドイツ (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



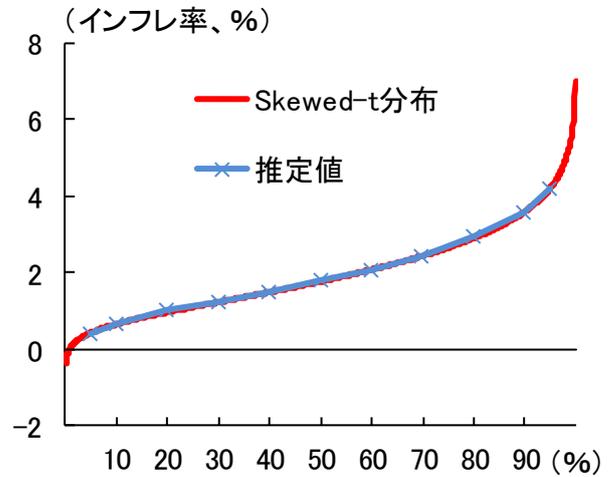
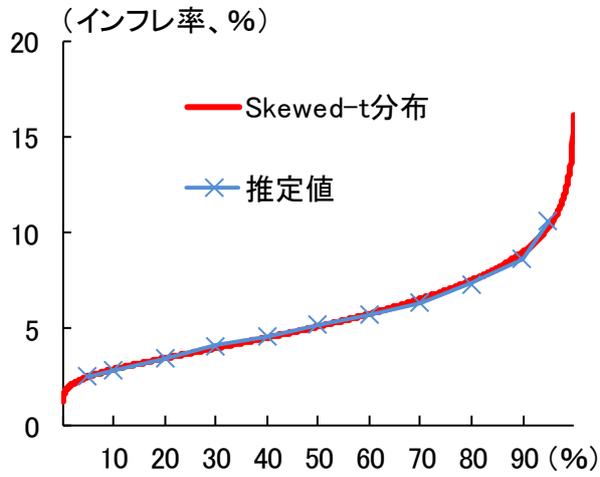
(C) 英国 (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



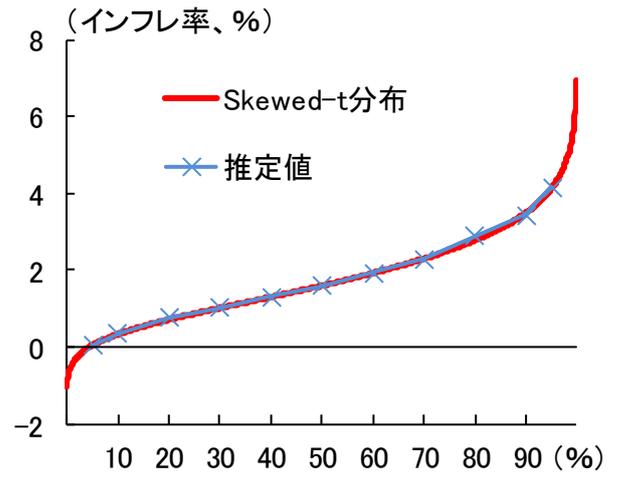
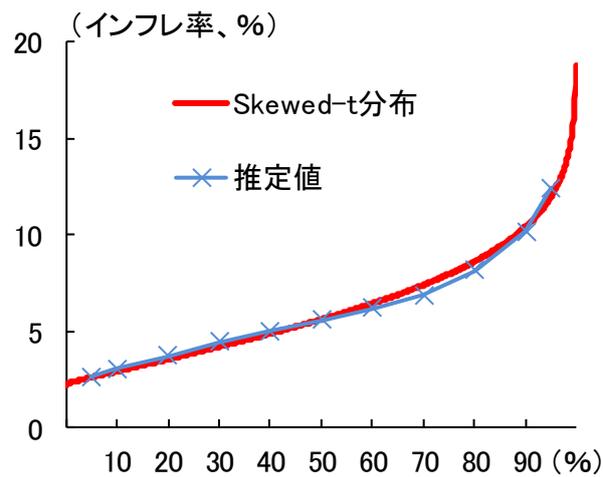
(出所) Haver

(補論図表 1-2) 推定値と skewed-t 分布による近似値の比較  
(2年後の予測分布)

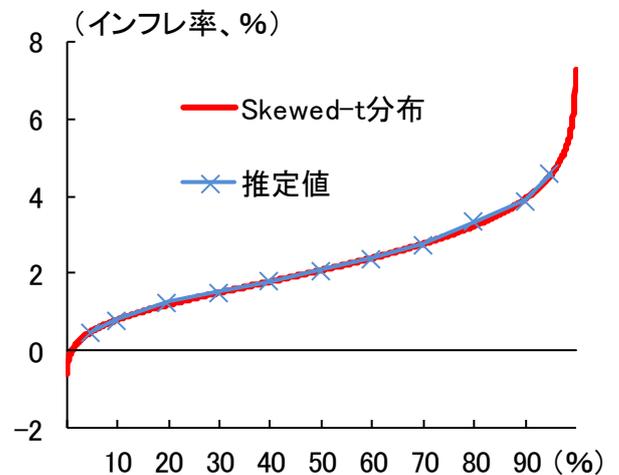
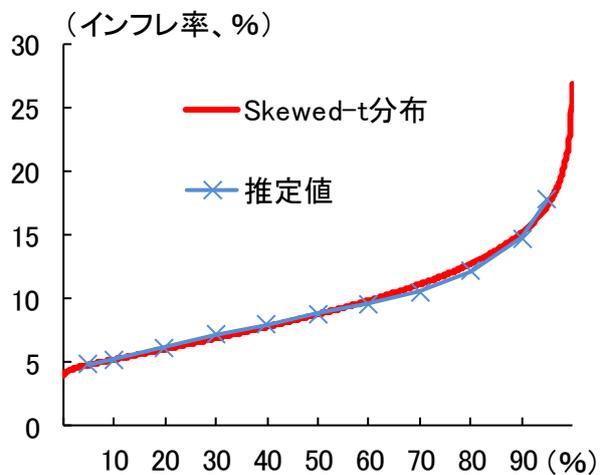
(A) 米国 (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



(B) ドイツ (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



(C) 英国 (左: 1970-74年、右: 2015-19年)



(補論図表 2-1) パネル分位点回帰の推定結果 (被説明変数: 1年後)

被説明変数: インフレ率 (1年後)

	5%	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	95%
ユニット・レーバー・コスト	0.03 *	0.06 **	0.06 ***	0.08 ***	0.08 ***	0.12 ***	0.14 ***	0.14 ***	0.18 ***	0.23 ***	0.21 ***
	[0.01, 0.14]	[0.02, 0.13]	[0.02, 0.12]	[0.04, 0.12]	[0.05, 0.14]	[0.06, 0.16]	[0.07, 0.18]	[0.08, 0.22]	[0.1, 0.27]	[0.11, 0.3]	[0.11, 0.33]
実質政府支出	0.13 ***	0.12 ***	0.11 ***	0.10 ***	0.10 ***	0.11 ***	0.09 ***	0.09 ***	0.10 ***	0.13 ***	0.18 ***
	[0.07, 0.16]	[0.09, 0.16]	[0.08, 0.14]	[0.07, 0.13]	[0.06, 0.13]	[0.06, 0.14]	[0.05, 0.14]	[0.05, 0.14]	[0.06, 0.16]	[0.07, 0.21]	[0.1, 0.28]
輸入物価 (平均以上)	0.02	0.04	0.05 **	0.06 ***	0.06 ***	0.09 ***	0.11 ***	0.11 ***	0.15 ***	0.19 ***	0.17 ***
	[-0.05, 0.07]	[-0.01, 0.07]	[0.02, 0.09]	[0.02, 0.1]	[0.03, 0.11]	[0.04, 0.12]	[0.05, 0.14]	[0.07, 0.17]	[0.08, 0.2]	[0.08, 0.23]	[0.08, 0.24]
輸入物価 (平均以下)	0.07 **	0.05 **	0.03 **	0.03 **	0.03 **	0.02 *	0.02 *	0.02 *	0.03 *	0.05 **	0.05 **
	[0.01, 0.09]	[0.02, 0.09]	[0.01, 0.07]	[0.01, 0.07]	[0.01, 0.06]	[0.0, 0.06]	[0.0, 0.05]	[0.0, 0.06]	[0.0, 0.06]	[0.01, 0.09]	[0.02, 0.1]
総与信過熱感の継続度合い	-1.31	-0.59	-0.26	-0.12	0.08	0.13	0.16	0.13	0.07	0.08	0.22
	[-2.59, 0.04]	[-1.75, 0.13]	[-0.82, 0.4]	[-0.64, 0.55]	[-0.45, 0.59]	[-0.33, 0.57]	[-0.29, 0.54]	[-0.3, 0.52]	[-0.48, 0.55]	[-0.65, 0.78]	[-0.72, 1.06]
現在のインフレ率	0.42 ***	0.41 ***	0.48 ***	0.51 ***	0.54 ***	0.52 ***	0.53 ***	0.57 ***	0.55 ***	0.59 ***	0.74 ***
	[0.32, 0.49]	[0.34, 0.5]	[0.4, 0.55]	[0.43, 0.59]	[0.44, 0.6]	[0.45, 0.62]	[0.45, 0.64]	[0.45, 0.67]	[0.43, 0.72]	[0.42, 0.84]	[0.48, 0.95]
需給ギャップ	0.06 *	0.06 *	0.06 *	0.07 **	0.08 **	0.09 **	0.09 *	0.09 **	0.09 *	0.09 *	0.07 *
	[0.0, 0.16]	[0.0, 0.15]	[0.01, 0.13]	[0.02, 0.13]	[0.02, 0.14]	[0.02, 0.16]	[0.01, 0.17]	[0.01, 0.18]	[0.01, 0.2]	[0.0, 0.2]	[0.0, 0.18]
名目アンカーダミー						あり					
国別固定効果						あり					
観測数						1967					

(注) []は、ブロック・ブートストラップを用いて算出した5~95%信頼区間。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ1%、5%、10%有意を示す。  
(出所) Haver

(補論図表 2-2) パネル分位点回帰の推定結果 (被説明変数: 2年後)

被説明変数: インフレ率 (2年後)

	5%	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	95%
ユニット・レーバー・コスト	0.08 *	0.09 **	0.08 ***	0.09 ***	0.11 ***	0.13 ***	0.15 ***	0.17 ***	0.21 ***	0.27 ***	0.38 ***
	[0.01, 0.14]	[0.02, 0.14]	[0.04, 0.15]	[0.05, 0.17]	[0.05, 0.18]	[0.06, 0.21]	[0.07, 0.24]	[0.08, 0.28]	[0.09, 0.33]	[0.12, 0.45]	[0.15, 0.53]
実質政府支出	0.08 ***	0.08 ***	0.09 ***	0.10 ***	0.11 ***	0.13 ***	0.14 ***	0.14 **	0.15 **	0.20 **	0.23 ***
	[0.05, 0.12]	[0.05, 0.12]	[0.05, 0.13]	[0.05, 0.16]	[0.05, 0.18]	[0.05, 0.19]	[0.05, 0.2]	[0.04, 0.23]	[0.04, 0.27]	[0.06, 0.31]	[0.07, 0.4]
輸入物価 (平均以上)	0.03	0.02	0.02	0.03	0.04 *	0.06 **	0.06 **	0.07 *	0.06	0.04	0.07
	[-0.0, 0.04]	[-0.0, 0.05]	[-0.01, 0.06]	[-0.0, 0.07]	[0.0, 0.09]	[0.01, 0.1]	[0.01, 0.11]	[0.01, 0.12]	[-0.01, 0.13]	[-0.04, 0.16]	[-0.06, 0.22]
輸入物価 (平均以下)	-0.03	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03
	[-0.05, 0.02]	[-0.03, 0.03]	[-0.02, 0.04]	[-0.01, 0.05]	[-0.02, 0.05]	[-0.02, 0.05]	[-0.02, 0.05]	[-0.04, 0.06]	[-0.06, 0.08]	[-0.06, 0.11]	[-0.07, 0.14]
総与信過熱感の継続度合い	-0.79 *	-0.50 *	-0.52	-0.48	-0.39	-0.34	0.04	0.10	-0.17	-0.04	-0.37
	[-1.62, -0.13]	[-1.11, -0.06]	[-0.99, 0.06]	[-0.98, 0.19]	[-0.96, 0.45]	[-0.95, 0.63]	[-0.92, 0.68]	[-0.91, 0.67]	[-1.06, 0.65]	[-1.49, 0.77]	[-1.87, 0.77]
現在のインフレ率	0.31 ***	0.30 ***	0.34 ***	0.38 ***	0.40 ***	0.39 ***	0.40 ***	0.43 ***	0.49 ***	0.64 **	0.58 **
	[0.21, 0.41]	[0.23, 0.41]	[0.26, 0.46]	[0.28, 0.49]	[0.29, 0.52]	[0.28, 0.54]	[0.28, 0.6]	[0.28, 0.69]	[0.28, 0.8]	[0.23, 0.93]	[0.21, 1.05]
需給ギャップ	0.05	0.06 *	0.09 *	0.11 *	0.11 *	0.09 *	0.10 *	0.10	0.13	0.11	0.10
	[-0.01, 0.13]	[0.0, 0.15]	[0.01, 0.17]	[0.01, 0.18]	[0.01, 0.18]	[0.01, 0.19]	[0.0, 0.21]	[-0.0, 0.24]	[-0.01, 0.27]	[-0.02, 0.28]	[-0.06, 0.28]
名目アンカーダミー						あり					
国別固定効果						あり					
観測数						1967					

(注) []は、ブロック・ブートストラップを用いて算出した5~95%信頼区間。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ1%、5%、10%有意を示す。  
(出所) Haver