第４節　世界経済のリスク要因

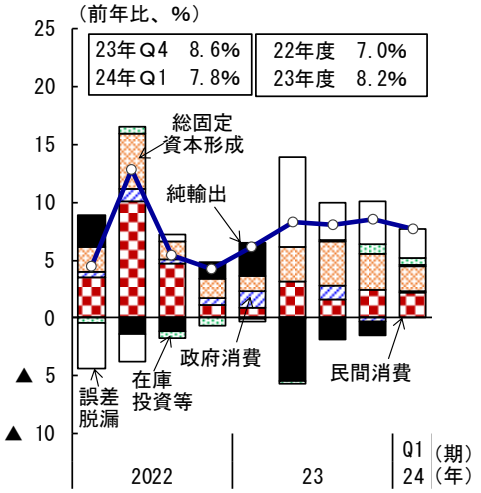
本節では、前節までの分析結果を踏まえた先行きのリスク要因について整理する。

（経済のアップサイドリスク）

2023 年はアメリカや多くの新興国において高い成長がみられた（OECD (2024) ）。アメリカについては第１節でみたように、力強い国内需要を背景に、景気拡大が継続している。また、一部の新興国においても、好調な経済成長が続いている。例えばインドは、2023 年度の実質 GDP 成長率は 8.2%と IMF の 2024 年４月の見通し[140]を上回る成長率となり、景気は拡大している（第 2-4-1 図）。インドネシアは、強い内需に支えられ、景気は緩やかに回復している（第 2-4-2 図）。

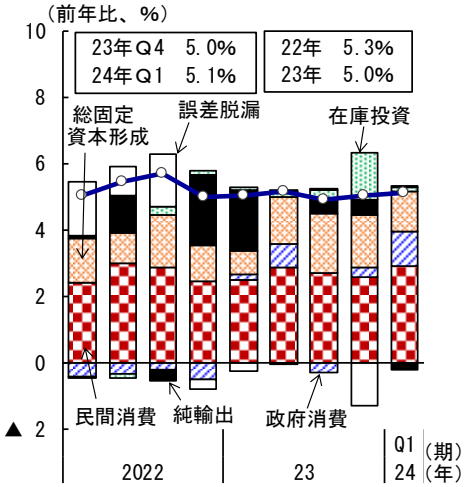
こうしたアメリカや新興国の経済の好調さが貿易・投資を通じて、世界各国の需要を喚起し、商品価格を更に上昇させる可能性がある。その結果、欧米において物価上昇率が想定以上に高まった場合、更なる金融引締めが行われることも考えられる。また、後述のとおり、アメリカとの金利差等を通じて為替安となる国においては、輸入インフレ圧力が高まる可能性がある。

第2-4-1図　インドの実質GDP成長率



（備考）１．インド統計・事業実施省より作成。
２．年度は、４月～翌年３月。

第2-4-2図　インドネシアの実質GDP成長率



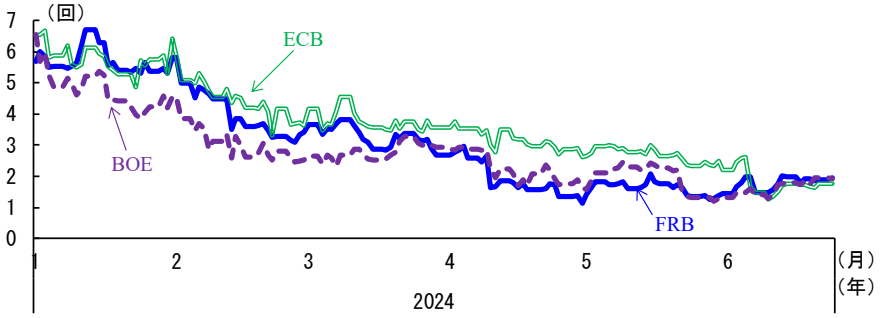
（備考）インドネシア中央統計庁より作成。

[140] IMF の 2024 年４月の見通しでは、2023 年度のインドの実質 GDP 成長率は 7.8%（IMF (2024)）。

（欧米における政策金利の高止まりの長期化）

前述のような経済のアップサイドリスクが実現しない場合でも、物価上昇率の下げ止まりを受けた政策金利の高止まりの長期化が懸念される。金融市場が見込む欧米の主要中央銀行（FRB、ECB、BOE）の2024年の利下げ回数をみると（第2-4-3図）、年初時点では５～７回程度であったが、６月中旬時点では約２回程度にまで減少しており、ECBは2024年６月に政策金利を引き下げたものの、欧米では高い金利水準が今後とも継続することが見込まれている。

第2-4-3図　金融市場が見込む2024年の主要中央銀行の利下げ回数



（備考）１．ブルームバーグより作成。2024年６月24日までのデータ。
２．１回の利下げ幅は0.25%ptと想定。

これを受けて、欧米においては、家計の住宅ローンの利払い費負担の増加や企業の資本コストの上昇から、個人消費、住宅投資及び設備投資が過度に抑制されることで、景気が下振れするリスクがある。特に、英国は、短期固定の住宅ローン比率が大陸欧州諸国と比べて高く[141]、急激な金利上昇及び高止まりの局面においては、利払い負担が急増する家計が急速に増える可能性がある。

また、第１節で示したとおり、アメリカでは商業用不動産の中でも都市部のオフィス物件は感染症拡大前に比べて大幅に下落しており、2023年以降、オフィス物件を裏付けとするローン及び商業用不動産担保証券（CMBS）の延滞率は、商業用不動産全体の延滞率を超えて上昇している。政策金利の高止まりが長期化し、借換に伴う資金調達コストの高まりを受けて、オフィス物件を中心とした商業用不動産ローンの債務延滞、不履行が一段と増加すれば、中小銀行の資産を毀損することが考えられる。さらに、銀行与信の収縮を通して、地域経済活動に負の影響を与える可能性がある。

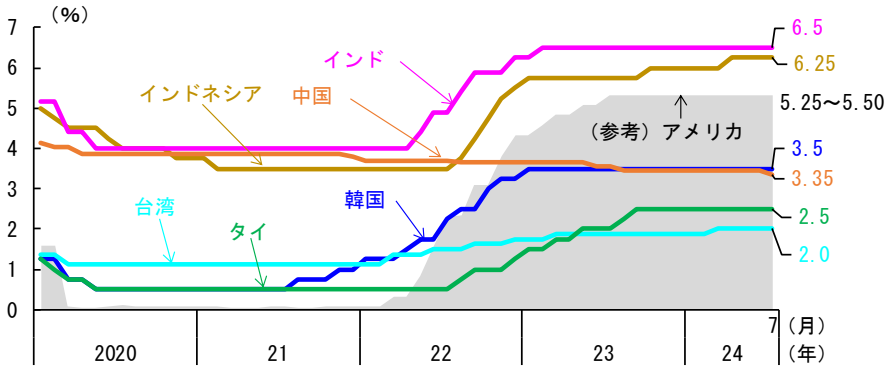
[141] ５年以内に借換えを迎える短期固定の住宅ローン比率について、英国は83.7%、ドイツは9.8%、スペインは20.6%（2023年１－３月期値）。

こうした欧米における景気の下振れが発現した場合、貿易・投資を通じて、世界全体としても景気が下振れする可能性がある。

加えて、タイ、韓国等のアジア諸国においては、アメリカとの金利差等を通じて為替安となる結果、輸入インフレ圧力が働き、景気が下押しされる可能性がある（第2-4-4図、第2-4-5図）。

欧米の中央銀行においては、こうしたリスクに留意しつつ、景気動向を丁寧に確認しながらの慎重な金融政策運営が引き続き求められる。

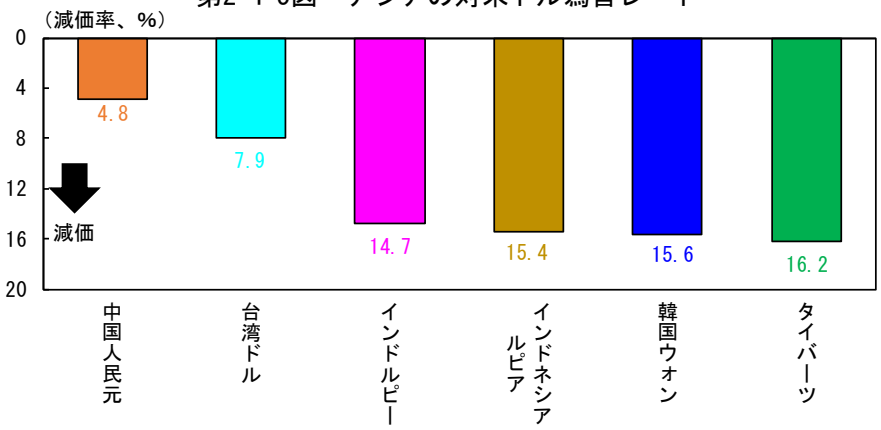
第2-4-4図　アジアの政策金利



（備考）１．各中央銀行より作成。

２．中国は最優遇貸出金利（LPR）１年物。中国人民銀行の中期貸出ファシリティ（MLF）金利を参考に市中銀行が設定・報告した最優遇貸出金利の加重平均値。

第2-4-5図　アジアの対米ドル為替レート



（備考）１．ブルームバーグより作成。

２．2020年１月期中平均を基準にした、2024年７月（１～24日）期中平均の減価率。

（中国の内需の停滞と「過剰供給」問題を受けた貿易摩擦）

中国では、内需停滞の主因となっている不動産市場の停滞については、５月に住宅在庫の買取りを始めとした梃子入れ策が打ち出されたものの、６月時点の統計では、住宅関連の指標に大きな改善はみられていない。今後は、三中全会で示された重点分野のリスク解消に向けた中長期方針も踏まえ、政策の進捗に応じて徐々に安定化に向かうことが期待されるが、引き続き動向を注視する必要がある。しかしながら、不動産市場、都市開発の停滞が更に長期化する場合には、関連企業（地方融資平台を含む）の債務の持続可能性が懸念されることとなり得る。

また、中国で内需の構造的弱さが続く下で、補助金も背景に過剰に生産された財が低価格での輸出に仕向けられているとする、いわゆる「過剰供給」問題が各国から指摘され、中国のEV等に対する関税の大幅な引上げが実施されている。本年夏時点では対象品目は限られており、輸出の基調に対する影響は限定的とみられるものの、双方の関税引上げが続く場合には世界貿易を下押しする不確実性があり、関係当局間の建設的な協議が求められる。

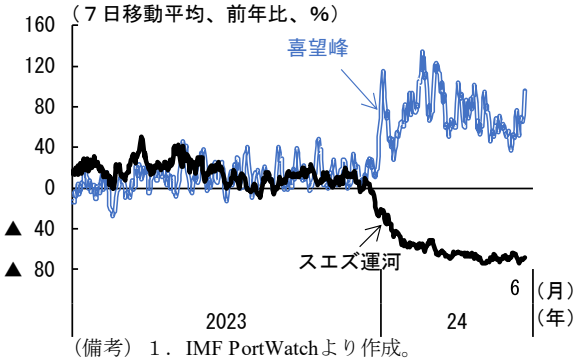
（中東地域をめぐる情勢）

2023年10月中旬にはイスラエル及びパレスチナ武装勢力間の衝突が起こるとともに、同年11月にはイエメン国内の武装勢力であるホーシー派による同国沖の紅海を航行する船舶への攻撃がなされ、中東地域の緊迫が続いている。

これを受け、欧州とアジア間の海運がスエズ運河を回避し喜望峰回りとなる動きが増えるなど、航路変更に伴う物流コストの上昇圧力が続いている（第2-4-6図）。また、エネルギー価格が上昇する局面もみられた[142]。

このように、中東地域をめぐる情勢は、世界経済、特に英国に対する景気の下振れリスクにまで発展するかは不透明ではあるものの、今後の情勢を引き続き注視する必要がある。

第2-4-6図　スエズ運河と喜望峰を通過する積載量



（備考）１．IMF PortWatchより作成。
２．2024年６月18日までのデータ。

[142] 第１節でみたように、2024年４月初旬には、イスラエルによるシリアのイラン大使館爆撃を受けて一時87ドル/バレル台まで原油価格（WTI）が上昇する局面があった。

（アメリカ大統領選の動向）

2024年は、世界の主要国等で大統領選挙や総選挙等が行われてきたが（第2-4-7表）、11月にはアメリカ大統領選挙が予定されており、移民政策や貿易政策が主要な論点となっている。アメリカ大統領選挙に向けた両候補者の主張を踏まえると、政権が交代した場合、まず移民政策が厳格化される可能性がある。第１節で確認したとおり、アメリカ経済が好調な要因の一つとして、移民流入の上振れが背景にあることから、移民を制限した場合、労働供給不足によるインフレ再燃を招く可能性がある。また、貿易政策については、広範な品目にわたり更なる関税引上げが行われる可能性があり、特に中国に対しては大幅な関税引上げになる可能性がある。これまでも中国に対して追加関税措置が度々行われてきたものの、主に経済安全保障の観点からの規制強化であり、対象品目は限定されていた。もし、広範な品目にわたり関税が引き上げられることになれば、輸入物価上昇を通じたインフレ圧力による家計の実質所得の減少や、サプライチェーンの混乱を招き、対アメリカ輸出国を始め、世界経済全体に大きな影響を与える可能性がある。

第2-4-7表　2024年の世界各国の主な選挙

日程	内容
2024年１月13日	台湾総統選挙
2024年２月14日	インドネシア大統領選挙
2024年３月17日	ロシア大統領選挙
2024年４月10日	韓国総選挙
2024年４月19日～６月４日	インド下院総選挙
2024年６月２日	メキシコ大統領選挙
2024年６月６日～６月９日	欧州議会議員選挙
2024年６月30日、７月７日	フランス下院総選挙
2024年７月４日	英国下院総選挙
2024年11月５日	アメリカ大統領選挙

（備考）各種公表情報より作成。

付注２－１　マルコフ・スイッチングモデルによるドイツの景気循環の分析

１．データ出所

ドイツ連邦統計局の鉱工業生産指数（総合、季節調整値、1991年１月～2024年４月）、ドイツ経済諮問委員会が設定するドイツの景気基準日付を用いた。

２．推計方法

マルコフ・スイッチングモデルでは、景気後退期と景気拡張期の２つの状態が存在すると考え、この２つの状態がマルコフ連鎖にしたがい、時々スイッチすると考える。

時点t（$t = 1, \cdots, T$）における状態をS_tとし、状態が１（景気後退期）または２（景気拡張期）の２状態しかないモデルを考える。この時、S_tの条件付確率関数が次のようなマルコフ連鎖にしたがうと仮定する。

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = p_{11}, \qquad \Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = p_{12} = 1 - p_{11},$$
$$\Pr(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) = p_{22}, \qquad \Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = p_{21} = 1 - p_{22},$$
$$0 < p_{11} < 1, \qquad 0 < p_{22} < 1.$$

また、x_tを鉱工業生産指数とし、鉱工業生産指数の前月比を以下のとおり対数階差の100倍として表す。

$$y_t = (\ln x_t - \ln x_{t-1}) \times 100.$$

これらの仮定のもとで、モデル式を以下のとおり表す[143]。

$$y_t = \mu_{S_t} + \epsilon_t,$$
$$\mu_{S_t} = \mu_1 I(S_t = 1) + \mu_2 I(S_t = 2),$$
$$\epsilon_t \sim i.i.d.\ t_3(0, \sigma^2).$$

ただし、$I(\cdot)$は指示関数（Aが真の時$I(A) = 1$、それ以外は0）。

ここで、確率密度関数を$\pi(\cdot)$、尤度関数を$f(\cdot)$で表すと、ベイズの定理より、事後確率密度関数は以下のとおり表せる。

---

[143] $t_\nu(\mu, \sigma^2)$は、自由度ν、平均μ、分散σ^2のt分布を表す。ϵ_tに正規分布を仮定した場合、コロナ禍で生産が大きく落ち込んだ時点のみが景気後退と認識され、他の景気循環を検出できない。裾が厚いt分布を用いることで、コロナ禍の時期が外れ値として認識される結果、他の景気循環を認識できる。なお、AIC や BIC、確率標本の定常分布への収束度合いを勘案し、t分布の自由度は３とした。

$$\pi(\boldsymbol{\mu}, \sigma^2, \boldsymbol{p}, \boldsymbol{S}|\boldsymbol{y})$$
$$\propto f(\boldsymbol{y}|\boldsymbol{\mu}, \sigma^2, \boldsymbol{p}, \boldsymbol{S})\pi(\boldsymbol{\mu})\pi(\sigma^2)\pi(\boldsymbol{p})\pi(\boldsymbol{S})$$

ただし、

$$\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2)', \boldsymbol{p} = (p_{11}, p_{22})', \boldsymbol{y} = (y_1, \cdots, y_T)', \boldsymbol{S} = (S_1, \cdots, S_T)'.$$

この事後確率密度関数の各パラメータを、マルコフ連鎖モンテカルロ法[144]を用いて推定を行った。各パラメータが推定できれば、求めたい景気後退の事後確率

$$\Pr(S_t = 1|\boldsymbol{y}, \boldsymbol{\mu}, \sigma^2, \boldsymbol{p})$$

の確率分布を求めることができる。

なお、事前分布は、以下のとおり設定した[145]。

$$\mu_1 \sim N(-1, 5^2),\ \ \mu_2 \sim N(0.2, 5^2), \sigma^{-2} \sim Ga(0.1, 0.1)$$
$$p_{11} \sim Beta(92,8),\ \ p_{22} \sim Beta(96,4),$$
$$\Pr(S_1 = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}}.$$

３．推計結果[146]

パラメータ	事後平均	事後標準偏差	95%信用区間	有効標本数
μ_1	−0.33	0.33	[−1.10, 0.13]	671
μ_2	0.21	0.10	[0.03, 0.42]	5,500
σ^2	1.28	0.13	[1.04, 1.56]	2,720
p_{11}	0.92	0.03	[0.86, 0.96]	1,635
p_{22}	0.97	0.02	[0.92, 0.99]	1,905

[144] マルコフ連鎖モンテカルロ（Markov chain Monte Carlo: MCMC）法とは、事後分布が定常分布になるようなマルコフ連鎖を構成することで、事後分布からの確率標本を得る手法のことである。今回の例のように事後分布が多次元であり、各パラメータに関する周辺事後確率密度関数を数値積分で求めることが困難な場合であっても、MCMC 法によって事後分布からの確率標本を得ることで、事後分布に関する推論を行うことができる。MCMC 法の実行にあたっては、確率的プログラミング言語 Stan を用いた。MCMC 法を実行する際、確率標本が定常分布に収束するまでは、初期値に依存する期間の確率標本を稼動検査期間（burn-in period）として捨て、それ以降の確率標本を用いて推論を行う。ここでは、最初の 1,000 個の確率標本を稼動検査期間として捨て、その後の 10,000 個の確率標本を推論に使用した。MCMC 法の詳細については、大森他（2008）を参照のこと。

[145] $N(\mu, \sigma^2)$は平均μ、分散σ^2の正規分布、$Ga(\alpha, \beta)$は形状母数（shape parameter）α、尺度母数（scale parameter）βのガンマ分布、$Beta(\alpha, \beta)$はパラメータα、βのベータ分布を表す。ガンマ分布、ベータ分布の詳細については、久保川（2017）を参照のこと。σ^{-2}は平均 1、標準偏差 3.2 であり情報が少ない事前分布を仮定している。p_{11}は平均 0.92、標準偏差 0.03、p_{22}は平均 0.96、標準偏差 0.02 と強めの事前分布を仮定しており、安定的に各景気循環が検出されるようにしている。なお、コロナ禍前の期間である 1991 年～2019 年にドイツ経済諮問委員会が景気後退とみなした景気後退期の実績を用いて得られる推定値は、$\hat{p}_{11} = \sum_t I(S_t = 1, S_{t-1} = 1)/\sum_t I(S_{t-1} = 1) = 0.95$、$\hat{p}_{22} = \sum_t I(S_t = 2, S_{t-1} = 2)/\sum_t I(S_{t-1} = 2) = 0.99$である。本分析では（実際には景気後退と認定されていない）2023 年 3 月以降において景気後退期への局面変化の可能性がどの程度高まっていたのかが関心の対象であることから、実際に景気後退と認定された時期よりも広く景気後退が検出されるように、事前分布の平均値を低く設定している。

[146] 「事後平均」はパラメータの事後分布の平均値、「事後標準偏差」はパラメータの事後分布の標準偏差、「95%信用区間」は 95%の確率でパラメータが入る区間、「有効標本数」は MCMC 法によって得た確率標本の精度が独立な標本いくつ分に相当するかを表す（大森他（2008））。