

長短金利差だけに注目すると見誤る米国の景気後退確率

ニューヨーク事務所主任エコノミスト
松本 惇
 +1-212-282-3532
 atsushi.matsumoto@mizuhogroup.com

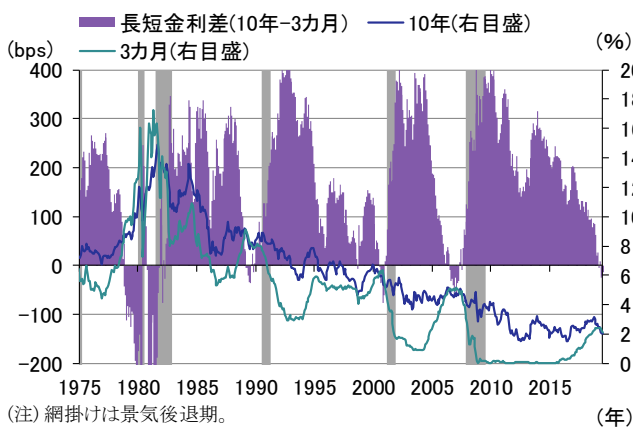
- 米国では、長短金利差(10年物国債と3カ月物国債の利回り差)が景気の先行指標と見なされてきた。足元にかけて長短金利は逆転し(逆イールド)、長短金利差のみからみた景気後退確率は50%と高い。
- ただし、長短金利差のみに注目するのではなく、金融環境や企業・家計マインド、需給逼迫も考慮すると、米国の景気後退確率は10~20%程度まで低下する。
- 現在は、長短金利は過去の景気後退局面前と同様に逆転しているが、金融環境のタイト化や企業・家計マインドの悪化、需給の逼迫が、そこまで深刻ではないためである。

1. 長短金利差のみからみた米国の景気後退確率は50%

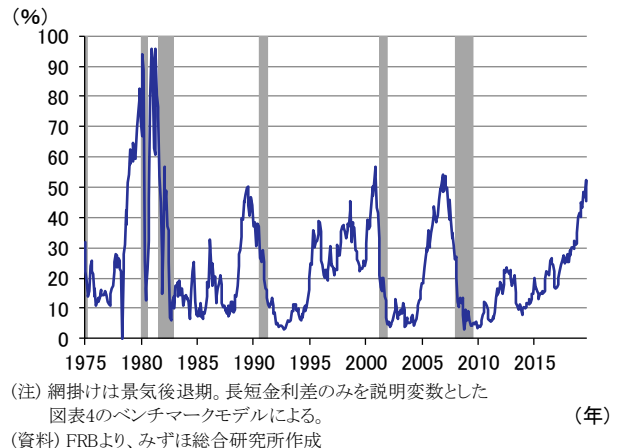
今年3月下旬、米国では、長期金利(10年物国債利回り)と短期金利(3カ月物国債利回り)が逆転した¹。4月には一旦解消したものの、両者は5月に再び逆転し、その後、長期金利の低下と共に金利差は拡大した。そして、長短金利の逆転(逆イールド)、あるいは、長短金利差の縮小(フラット化)が過去の景気後退前に発生していたという歴史的な経緯から、今回の逆イールドも景気後退の予兆ではないかとの懸念が強まった(図表1)。9月に入って長期金利は上昇に転じたが、逆イールド自体は解消されていない。長短金利差のみを用いて筆者が試算すると、今後1年以内に米国が景気後退に陥る確率は約50%と、過去の景気後退局面前と同程度の高い水準にある(図表2)。

米国の景気後退確率はこれほど高いのか。本稿の問題意識は、長短金利差のみで景気後退確率を求めることは望ましくないのではないかという点にある。以下では、同様の問題意識から景気後退確率

図表1 米国の長短金利差



図表2 金利差からみた今後1年以内の後退確率



モデルを作成した松本(2011)や服部(2012)に倣うと共に、新たな指標を用いて景気後退確率モデルを改良する。その上で、米国の景気後退確率は長短金利差が示すほど高くないことを確認する。

2. 逆イールド化・フラット化が景気後退のシグナルとなる背景とモデルの改良

(1) 逆イールド・フラット化が景気後退に先行する3つの理由

長短金利の逆イールド化・フラット化が将来の景気後退のシグナルとなる理由は3つある²。

第1に、逆イールド化・フラット化が金融政策の引締めを反映している場合である。政策金利が引き上げられれば、金融政策の影響を受けやすい短期金利の上昇幅が長期金利の上昇幅を上回り、長短金利は逆イールド化・フラット化する。金融政策の引締めは、金融環境のタイト化につながり得る。タイト化を背景に企業・家計が支出を抑制する可能性があるため、景気後退確率は上昇する。

第2に、逆イールド・フラット化が、投資家の景気後退予想を反映している場合である。投資家が将来の景気後退を予想すれば、中長期的な利下げが織り込まれて長期金利は低下し、長短金利は逆イールド・フラット化する。こうした状況では、投資家のリスク許容度は低下する可能性があり、金融環境のタイト化につながる。

第3に、逆イールド化・フラット化が、景気に対する経済主体の懸念を強める場合である。すなわち、逆イールド化・フラット化が景気後退前に発生してきたという経験則があるため、逆イールド化・フラット化をみた経済主体が景気に対する懸念を強める場合があるということだ。そうした懸念が強まれば、投資家はリスク許容度を低下させ、金融環境のタイト化が生じ得る³。また、企業が投資・雇用を抑制したり、家計が消費を控えたりする可能性があり、いずれの場合も景気後退確率は上昇する。

(2) 金融環境、景気懸念、需給逼迫の考慮

これらを踏まえると、逆イールド化・フラット化と共に、金融環境のタイト化や経済主体の懸念の増大が生じているかが重要であり、景気後退確率モデルには、長短金利差に加え、金融環境や景気懸念を表す指標を含めるべきと思われる。それぞれ、松本(2011)と服部(2012)の指摘の通りである。

金融環境に関して、松本(2011)は、銀行の貸出態度や社債スプレッド、株価など、個別指標を選択的に用いた。本稿は、シカゴ連銀が公表する「全米金融環境指数」を金融環境の代理変数として用いる⁴。シカゴ連銀の金融環境指数は、銀行の貸出態度や社債スプレッド、株価を含む合計105種類の金融指標から作成されており、より包括的に金融環境の状況を捉えられるはずである。

景気懸念について、服部(2012)は企業・家計のマインド指数を用いた。本稿は、マインド指数と共に、企業が認識する不確実性の指標を作成してモデルに含める⁵。不確実性の増大がマインドに影響しているとの指摘が聞かれる中⁶、サーベイ調査における企業の回答のばらつき度合いを求め、企業の不確実性指標としてモデルに含めることで、予測パフォーマンスが改善しないかを探る⁷。

金融環境と景気懸念に加え、本稿は需給逼迫も考慮する。最近では、一部の企業から、人手不足によって労働需要を満たせないなどの指摘が聞かれる。これは、金融環境や企業・家計マインドが良好で、労働需要が堅調であっても、供給制約から雇用が減少し得るということだ。こうした供給側の理由による景気後退確率の上昇を捉えることも重要と考えられるため、本稿は、GDPギャップと、GDPギャップが連続してプラスである期間の長さ(=プラスのGDPギャップが何カ月継続しているか)をモデルに含め、それぞれ、需給逼迫がどの程度強いのか、需給逼迫がどの程度継続しているかを考慮する⁸。

3. 改良した景気後退確率モデルの推計

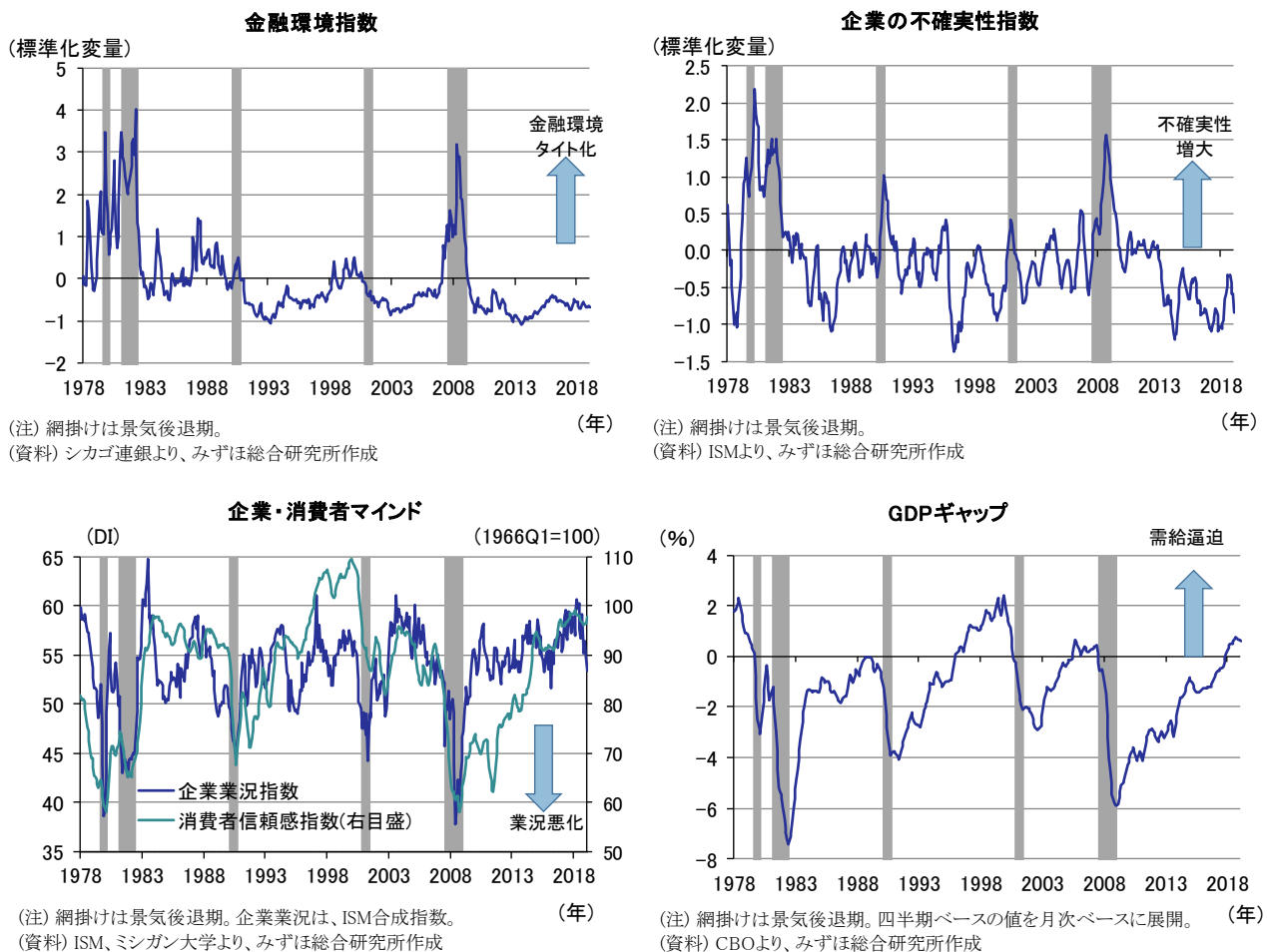
(1) モデルに含まれる説明変数の確認

景気後退確率モデルを推計するにあたり、各説明変数に関して、その動きと共に、期待される回帰係数の符号を確認する(図表3)。金融環境指数については、過去の景気後退局面前に上昇していた(=金融環境のタイト化)。タイト化は景気後退確率を上昇させるため、期待される回帰係数の符号は正となる。企業・家計のマインド指数に関しては、景気後退局面前に指数が低下していた(=マインドの悪化)。マインド悪化は景気後退確率を上昇させるため、期待される回帰係数の符号は負となる。他方、企業の不確実性指数は、景気後退局面前に上昇していた(=不確実性の増大)。不確実性の増大は景気後退確率を上昇させるはずであり、期待される回帰係数の符号は正となる。最後に、GDPギャップは、景気後退局面前にプラス幅を拡大させており、期待される符号は正となる。

(2) 改良したモデルの推計結果

推計結果は次頁図表4の通りである。合計7つのモデルを推計しており、ベンチマークモデルは長短金利差のみを含む。モデル1~モデル6は、いずれも長短金利差と金融環境指数の両方を含むほか、景気懸念の代理変数(企業・家計のマインド指数、不確実性指数)、需給逼迫の代理変数(GDPギャップ、プラスのGDPギャップの継続期間)を1つずつ含んでいる。

図表3 景気後退確率モデルに含まれる説明変数



推計結果には3つのポイントがある。第1に、長短金利差以外の指標の回帰係数も総じて統計的に有意にゼロと異なり、かつ、期待される符号が得られたことだ。これは、景気後退確率を考える上では、長短金利差と共に金融環境などを考慮すべきであることを意味する。具体的には、金融環境に関しては、モデル1～6の全てにおいてシカゴ連銀指数の回帰係数が有意に正となり、金融環境のタイト化が後退確率の上昇につながった。マインド指数については、モデル1と2では企業業況指数が、モデル3と4では消費者信頼感指数の回帰係数が有意に負となり、マインド悪化が後退確率の上昇につながった。不確実性指標をみると、モデル5と6では不確実性指数の回帰係数が正となり、不確実性の増大が後退確率の上昇に寄与した⁹。最後に、需給逼迫では、モデル1ではGDPギャップの回帰係数が有意に正となり、需給逼迫の強まりが後退確率の上昇につながることが示唆された。また、モデル2、4、6では、プラスGDPギャップの継続期間の回帰係数が有意に正となり、需給逼迫の期間が長引くほど、後退確率が高まることが確認された¹⁰。なお、モデル3と5ではGDPギャップの係数が統計的に有意とならなかった。

第2のポイントは、長短金利差のみを用いたベンチマークモデルよりも、改良後のモデルの方が優れているということである。ベンチマークモデルの決定係数が約0.2(決定係数は0～1の値をとり、1に近づくほどモデルの当てはまりが良いことを示す)にとどまるのに対し、改良後のモデルの決定係数は約0.5～0.7にまで上昇している。また、ベンチマークモデルの情報量基準が400台であるのに対し、改良後のモデルの情報量基準は100～200台まで低下している(情報量基準が低いほどモデルは優れている)。改良後のモデルの中では、モデル2が最も優れている。

第3のポイントは、世界金融危機後、改良後のモデルによる景気後退確率は、長短金利差のみを用いたベンチマークモデルによる景気後退確率を下回ってきたということである(図表5)。逆イールド化に伴って景気後退懸念が強まった今年5月以降についても、改良後のモデルから得られる景気後退確率は10～20%程度と、ベンチマークモデルが示す50%と比べれば低い。すなわち、長短金利差は過去の景気後退前と同様に逆転しているものの、金融環境のタイト化や経済主体の景気認識の悪化、需給の逼迫はそれほど深刻ではなく、景気後退確率は低くなっている。

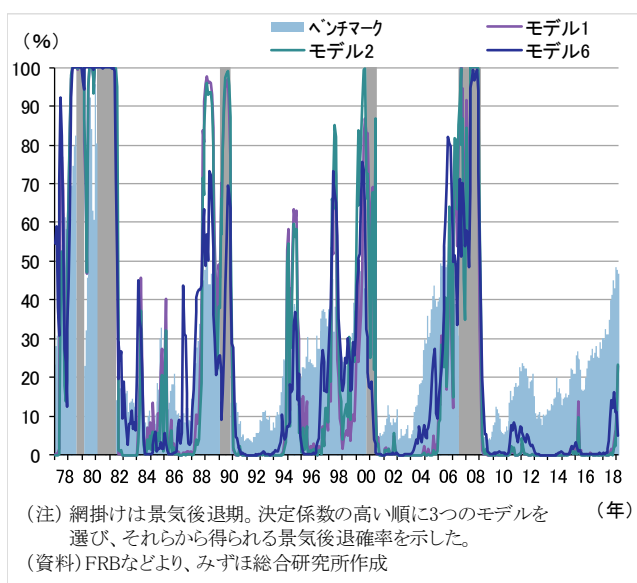
図表4 景気後退確率モデルの推計結果

| | ベンチ マーク | モデル 1 | モデル 2 | モデル 3 | モデル 4 | モデル 5 | モデル 6 |
|---------------------------|------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | 係数 符号 | 係数 符号 | 係数 符号 | 係数 符号 | 係数 符号 | 係数 符号 | 係数 符号 |
| 長短金利差 (10年物-3カ月物) | 負 | 負 | 負 | 負 | 負 | 負 | 負 |
| 金融環境指数 (シカゴ連銀) | | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |
| 企業業況指数 (ISM指数) | | 負 | 負 | | | | |
| 消費者信頼感指数 (ミンガン大指数) | | | | 負 | 負 | | |
| 企業の不確実性 (企業サーベイのばらつき) | | | | | | 正 | 正 |
| 需給の逼迫度 (GDPギャップ) | | 正 | | ゼロ | | ゼロ | |
| 需給の逼迫度(プラスGDP ギャップの期間) | | | 正 | | 正 | | 正 |
| McFadden決定係数 | 0.16 | 0.68 | 0.70 | 0.49 | 0.51 | 0.54 | 0.55 |
| 情報量基準(AIC) | 457.3 | 183.6 | 171.5 | 282.0 | 273.4 | 259.0 | 252.3 |

(注) 推計結果の詳細は補足1の通り。赤は、有意水準5%
で有意にゼロと異なることを示す。

(資料) FRBなどより、みずほ総合研究所作成

図表5 米国の景気後退確率



4. まとめ

米国では、将来の景気後退を予想する上で長短金利差が重視されてきたが、それだけに注目すると、景気の実態を見誤る可能性がある。本稿は、長短金利差と共に、金融環境などの指標を用いて景気後退確率モデルを改良した上で、今後1年以内に米国が景気後退に陥る確率が10～20%程度と、長短金利差のみから求まる確率(約50%)ほど高くはないとの結果を得た。現在は、金融環境のタイト化やマイルドの悪化、需給の逼迫が、それほど深刻ではないためである。

(補足1) 図表4の詳細な結果

本文図表4の詳細は以下の通りである。本文で言及したモデル1～6の推計結果と共に、最も予測パフォーマンスに優れたモデル2から長短金利差を除いたモデル7、及び、松本(2011)や服部(2012)のモデルの推計結果も示している。

推計結果の重要なポイントは本文で指摘した3点だが、更に、2点に付言する。第1に、長短金利差の重要性だ。モデル1～6では長短金利差の回帰係数が有意にゼロと異なる。また、モデル2と、モデル2から長短金利差を除いたモデル7を比較すると、モデル2の決定係数が高い。したがって、景気後退確率を求める上で長短金利差のみに着目することは望ましくないが、長短金利差自体は必要であるということである。第2に、本稿の改良モデルと先行研究のモデルとの比較である。推計期間を統一すると、本稿のモデル1や2の決定係数は約0.7となり、松本(2011)や服部(2012)の決定係数(0.4～0.5)を上回る。すなわち、本稿の改良モデルの予測パフォーマンスは、先行研究より高いということである。

| | ベンチマーク | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル4 | モデル5 | モデル6 | モデル7 | 松本(2011) モデル3 | 松本(2011) モデル4 | 服部(2012) モデル1 | 服部(2012) モデル4 |
|--------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) |
| 定数項 | -0.139 (0.092) | 21.171 * (2.823) | 22.349 * (2.2884) | 2.169 * (0.863) | 3.549 * (0.765) | 0.158 (0.146) | 0.056 (0.176) | 15.443 * (2.021) | -1.875 * (0.221) | 0.106 (0.114) | 11.040 * (1.580) | 0.591 (0.567) |
| 長短金利差 (10年物-3カ月物) | -0.408 * (0.049) | -0.630 * (0.123) | -0.738 * (0.120) | -0.574 * (0.101) | -0.439 * (0.082) | -0.660 * (0.109) | -0.573 * (0.096) | | -0.669 * (0.076) | -0.327 * (0.059) | | |
| 社債スプレッド (BBB-AAA債) | | | | | | | | | 1.889 * (0.123) | | | |
| 銀行貸出態度 (消費者向け) | | | | | | | | | | -0.062 * (0.008) | | |
| 株価 (総合) | | | | | | | | | -0.059 * (0.020) | -0.006 (0.020) | | |
| 金融環境指数 (シカゴ連銀) | | 1.174 * (0.196) | 1.151 * (0.202) | 1.074 * (0.141) | 0.955 * (0.138) | 1.029 * (0.154) | 0.982 * (0.154) | 1.260 * (0.167) | | | 1.248 * (0.146) | 1.202 * (0.125) |
| 企業業績指数 (ISM指数) | | -0.400 * (0.053) | -0.430 * (0.055) | | | | | -0.313 * (0.039) | | | -0.223 * (0.030) | |
| 消費者信頼感指数 (ミシガン大指数) | | | | -0.026 * (0.009) | -0.045 * (0.009) | | | | | | | -0.016 * (0.006) |
| 企業の不確実性 (企業サーベイのばらつき) | | | | | | 1.265 * (0.251) | 1.524 * (0.258) | | | | | |
| 需給の逼迫 (GDPギャップ) | | 0.229 * (0.098) | | -0.071 (0.071) | | -0.031 (0.0634) | | | | | | |
| 需給の逼迫 (プラスGDPギャップの期間) | | | 0.036 * (0.009) | | 0.023 * (0.008) | | 0.018 * (0.007) | 0.043 * (0.007) | | | | |
| McFadden決定係数 | 0.16 | 0.68 | 0.70 | 0.49 | 0.51 | 0.54 | 0.55 | 0.60 | 0.40 | 0.38 | 0.52 | 0.39 |
| 情報量基準(AIC) | 457.27 | 183.6 | 171.53 | 281.97 | 273.41 | 258.97 | 252.34 | 226.06 | 333.23 | 344.34 | 265.76 | 333.73 |

(注)1. 被説明変数をダミー変数(今後12か月以内に景気後退=1、それ以外=0)としたプロビットモデル。

推計期間は1978年6月から2019年7月。

2. ISM指数は合成指数(1997年6月以前は、ISM製造業指数を用いて延長)。服部(2012)は、金融環境指数としてカンファレンスボードのLeading Credit Indexを、企業業績指数としてISM製造業指数を用いたが、本稿のモデル1～3との比較を容易にするため、各々、シカゴ連銀金融環境指数、ISM合成指数を用いて再推計した。また、松本(2011)と服部(2012)の推計期間は1978年以降でなかったが、本稿のモデルとの比較を容易にするため、推計期間も本稿のモデルと統一した。更に、松本(2011)と服部(2012)は、各々、6カ月後、3カ月後の景気後退確率を対象としていたが、この点に関しても、本稿のモデルとの比較を容易にするため、今後12か月以内の景気後退確率を求めるように被説明変数を変更し、再推計した。

3. *は5%有意水準で有意であることを示す。McFadden決定係数は、 $1 - \ln L(e) / \ln L(0)$ と定義される。

ただし、 $\ln L(e)$ は推計モデルの対数尤度、 $\ln L(0)$ は定数項以外の全ての説明変数を除いたモデルの対数尤度である。

(資料) FRBなどより、みずほ総合研究所作成

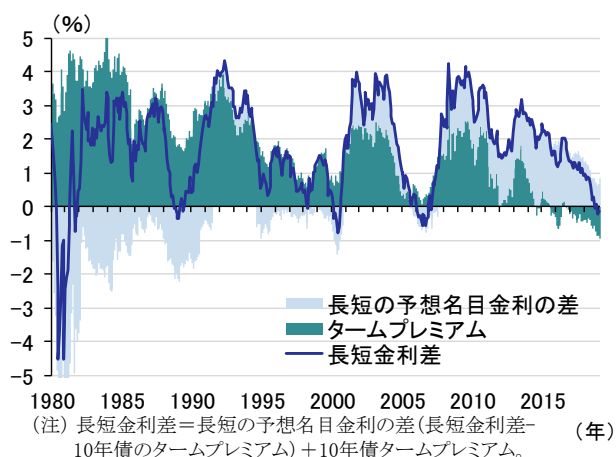
(補足2) タームプレミアムの低下を考慮すべきか

景気後退確率モデルを作成する上では、長短金利差をそのまま用いるのではなく、予想名目金利のみに着目して、あるいは、予想名目金利とタームプレミアムに分割して、長短金利差を用いるべきとの指摘もある。この背景には、タームプレミアムの趨勢的な低下がある。金利は、予想名目金利(将来の予想短期金利の平均値)とタームプレミアム(金利変動にかかるリスクへの対価)の和として決まるが、インフレリスクの沈静化などに伴って、タームプレミアムは1980年代以降、低下傾向にある(補足図表1)。世界金融危機後については、金融緩和もタームプレミアムを押し下げてきたとされる。この結果、かつてよりフラット化・逆イールド化が発生しやすくなっており、フラット化・逆イールド化の背景であるタームプレミアムの低下も、モデルに取り込むべきとの考え方があり¹¹。

この点に関する先行研究は多くあるが、統一的な見解が得られていないのが現状だ。Johansson and Meldrum(2018)は、タームプレミアムをモデルから除き、長短の予想名目金利の差のみを用いても、景気後退の予測パフォーマンスは(長短金利差をそのまま用いた場合と比べて)概ね同程度と述べている。一方、Bauer and Mertens(2018)は、予想名目金利とタームプレミアムの両方が景気後退確率に影響を及ぼすと指摘している。Benzoni, Chyruk and Kelley(2018)は、予想名目金利とタームプレミアムの両方が景気後退確率に影響を及ぼすと述べた上で、タームプレミアムについては、その変化の理由によって景気後退確率を上昇させる場合も低下させる場合もあると言及している。また、予想名目金利とタームプレミアムの相対的な重要性について、Ang, Piazzesi and Wei(2006)は前者が、Favero, Kaminska and Söderström(2005)は後者が重要と述べている。

本稿でも、長短金利差を予想名目金利とタームプレミアムに分けて推計し直すと、予想長短金利差とタームプレミアムの双方が統計的に有意との結果が得られた(補足図表2)。ただし、いずれのモデルでも決定係数や情報量基準に改善はみられなかった。また、モデルによって予想長短金利差とタームプレミアムの回帰係数の大小関係がまちまちであり、両者の相対的な重要性について確たることは言えなかった。タームプレミアムはモデルに含めるべきだが、長短金利差をそのまま用いるか、予想長短金利とタームプレミアムに分けるべきかに関しては、現時点での判断が困難である。なお、いずれの場合も、今後1年以内に米国が景気後退に陥る確率は10~20%にとどまった。

補足図表1 長短金利差の要因分解



補足図表2 景気後退確率モデル

| | ベンチマーク | モデル1 | モデル2 | モデル6 |
|-------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) | 係数 (標準誤差) |
| 定数項 | -0.637 * (0.128) | 21.385 * (2.812) | 22.378 * (2.888) | -0.080 (0.127) |
| 予想長短金利差 (10年-3か月-タームプレミアム) | -0.537 * (0.059) | -0.603 * (0.129) | -0.519 * (0.127) | -0.580 * (0.106) |
| タームプレミアム (10年物) | -0.164 * (0.062) | -0.738 * (0.166) | -0.732 * (0.159) | -0.562 * (0.112) |
| 金融環境指数 (シカゴ連銀) | | 1.246 * (0.212) | 1.161 * (0.214) | 0.973 * (0.164) |
| 企業業況指数 (ISM指数) | | -0.400 * (0.052) | -0.430 * (0.055) | |
| 企業の不確実性 (企業サーベイのばらつき) | | | | 1.527 * (0.258) |
| 需給の逼迫 (GDPギャップ) | | 0.201 * (0.100) | | |
| 需給の逼迫 (プラスGDPギャップの期間) | | | 0.036 * (0.010) | 0.019 * (0.007) |
| McFadden決定係数 | 0.24 | 0.68 | 0.70 | 0.55 |
| 情報量基準(AIC) | 416.51 | 184.64 | 173.51 | 254.31 |

(注) 補足1に同じ。モデル1~6のうち決定係数の高い3つのモデルについて再推計。
(資料) FRBなどより、みずほ総合研究所作成

【参考文献】

- 服部直樹(2012)「米国経済は景気後退に陥るか」(みずほ総合研究所『みずほマーケットインサイト』、9月27日)
- 松本惇(2011)「金融指標を用いた米国の景気後退確率の推計」(みずほ総合研究所『みずほレポート』、3月30日)
- Ang, A., M. Piazzesi and M. Wei(2006) “What does the yield curve tell us about GDP growth?” , *Journal of Econometrics*, Vol. 131, pp. 359-403
- Bachmann, R., S. Elstner and E. R. Sims(2010) “Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data” , *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 16143
- Bauer, M. D. and T. M. Mertens(2018) “Information in the Yield Curve about Future Recessions” , The Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Letter*, August
- Benzoni, L., O. Chyruk and D. Kelley(2018) “Why does the yield-curve slope predict recessions?” , The Federal Reserve Bank of Chicago, *Chicago Fed Letter*, No. 404
- Brave, S. A. and D. Kelley(2017) “Introducing the Chicago Fed’s New Adjusted National Financial Conditions Index” , The Federal Reserve Bank of Chicago, *Chicago Fed Letter*, No. 386
- De Backer, B., M. Deroose and Ch. Van Nieuwenhuyze(2019) “Is a recession imminent? The signal of the yield curve” , National Bank of Belgium, *Economic Review*, June
- Estrella, A. and M. R. Trubin(2006) “The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues” , The Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues*, Vol. 12, No. 5, July/August
- European Central Bank(2016) “The impact of uncertainty on activity in the euro area” , *Economic Bulletin*, Issue 8
- Favero, C. A., I. Kaminska, and U. Söderström (2005), “The Predictive Power of the Yield Spread: Further Evidence and a Structural Interpretation,” *CEPR Discussion Paper*, 4910.
- Haltom, R., E. Wissuchek and A. L. Wolman(2018) “Have Yield Curve Inversions Become More Likely?” , The Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Brief*, EB18-12, December
- Johansson, P. and A. Meldrum(2018) “Predicting Recession Probabilities Using the Slope of the Yield Curve” , Board of Governors of the Federal Reserve System, *FEDS Notes*, March 1

¹ 長短金利差として、10年物と3カ月物の差以外に10年物と2年物の差などが用いられる場合もあるが、Bauere and Mertens(2018)は、景気後退の予測パフォーマンスという点では10年物と3カ月物の差が優れていると指摘している。

² De Backer, Deroose and Van Nieuwenhuyze(2019)やEstrella and Trubin(2006)などを参考にした。

³ 例えば、FRBのSenior Loan Officer Opinion Survey(2018年10月調査)では、長短金利のフラット化の影響について「現時点では貸出条件に及ぼす影響は限定的」と回答した融資担当者がほとんどだったが、逆イールドが続くならば「貸出条件を厳格化する」と回答した融資担当者が3割程度にまで増え、その理由として「逆イールドが景気悪化のシグナルであるから」と回答されている。

⁴ 詳細は、Brave and Kelley(2017)。シカゴ連銀は金融環境指数を2種類公表しているが、本稿では、景気循環や物価動向の影響による金融環境の変化を除いたANFCI(Adjusted National Financial Conditions Index)を用いている。

⁵ 企業と同様、消費者や投資家の不確実性指数も作成して景気後退確率への影響を検証したが、いずれも統計的に有意な結果が得られなかったため、本稿では企業の不確実性を用いた推計結果のみを示した。

⁶ 例えば、地区連銀経済報告(ページブック、2019年9月調査)では、「不確実性に伴い設備投資を先送りした」、「不確実性によって今後の見通しが立てづらい」、「不確実性を背景に慎重姿勢を強めた」などの指摘がされている。

⁷ 不確実性については、代表的な指標として「経済政策不確実性指数(Economic Policy Uncertainty Index、EPU)」が用いられる。ただし、European Central Bank(2016)のように、景気見通しを考える上でのEPUの有用性が低下したとの指摘もある。この理由として、EPUが不確実性に関する語句の報道頻度に基づいて作成されるため、(1)対象とする報道サンプルに偏りがあるほか、(2)自国政策に関する不確実性と他国政策に関する不確実性が区別されておらず、EPUが示す不確実性の高低が、企業などが認識する不確実性の高低と一致しない可能性があるとされている。本稿でも、European Central Bank(2016)に倣い、企業サーベイの結果から不確実性指数を作成した。具体的には、ISM指数を作成するための企業への質問の回答結果を用い、景気にポジティブな回答比率と、景気にネガティブな回答比率を求め、Bachmann, Elstner and Sims(2010)の手法によって指数化した。この作成方法の基本的な考え方は、不確実性が高いほど、企業の回答がばらつくというものである。

⁸ 過去においては、需給逼迫が直接的な原因となって景気後退が発生したわけではない。そのため、GDPギャップやプラスのGDPギャップの継続期間の回帰係数が正になるのは、過去においては、需給逼迫が続いたことで景気過熱抑制のために金融引き締めがなされたことで景気後退に陥った、あるいは、需給逼迫を伴うほど景気が好調でバブルが生じ、その後にバブルが崩壊して景気後退に陥ったことなどを、モデルが捉えていると思われる。他方、足元においては、需給逼迫は続いているが、FRBが景気過熱抑制のために金融引き締めに動いたり、バブルの兆候がみられたりするわけではない。そのため、足元の需給逼迫が景気後退につながるならば、過去のようなパスではなく、本文で述べたような供給要因を通じて起きる可能性がある。

⁹ なお、企業業況指数を用いたモデル1や2の決定係数が約0.7であるのに対し、企業の不確実性指数を用いたモデル5や6の決定係数は約0.5であった。すなわち、企業の不確実性指数を用いても予測パフォーマンスは改善しなかった。

¹⁰ プラスのGDPギャップの継続期間の代わりに、景気拡大の継続期間を用いると、回帰係数は有意にゼロと異なる。このことは、いわゆる景気の寿命論を否定する結果である。

¹¹ Haltom, Wissuchek and Wolman(2018)

●当レポートは情報提供のみを目的として作成されたものであり、取引の勧誘を目的としたものではありません。本資料は、当社が信頼できると判断した各種データに基づき作成されておりますが、その正確性、確実性を保証するものではありません。本資料のご利用に際しては、ご自身の判断にてなされますようお願い申し上げます。また、本資料に記載された内容は予告なしに変更されることもあります。なお、当社は本情報を無償でのみ提供しております。当社からの無償の情報提供をお望みにならない場合には、配信停止を希望する旨をお知らせ願います。