

米国株式市場は『バブル』なのか 金利と新常态からみた米国株の評価

市場調査部エコノミスト

矢澤広崇

03-3591-1242

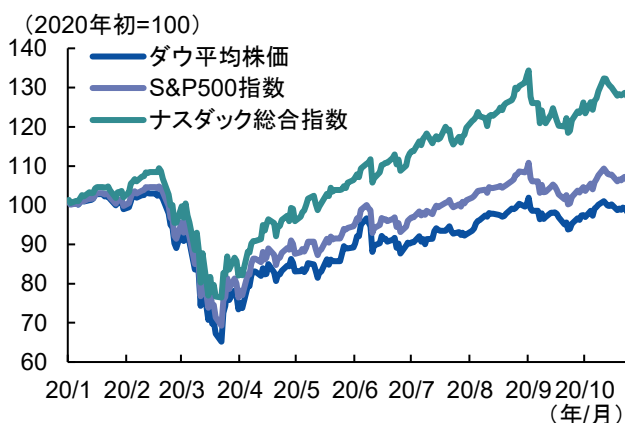
hirotaka.yazawa@mizuho-ri.co.jp

- 米国経済がコロナショックによって停滞する中で、米国株は急回復しており、実体経済との乖離、「コロナ・バブル」が指摘されている
- 予想PERは歴史的な低金利環境とコロナ長期化を見据えた投資家の選好変化で説明可能な水準といえることから、バブルとは言い難い
- 新型コロナウイルス感染再拡大や米国政治動向のほか、金利上昇など下振れリスクは残存しているものの、先行きも低金利環境が続くことから米国株は底堅く推移する公算

1. コロナショックから急回復する米国株

米国株式市場は、2月以降、新型コロナウイルス感染拡大(以下、コロナショック)を背景に急落したものの、3月の底値からダウ平均株価で49%、S&P500指数で52%、ナスダック総合指数で66%、それぞれ上昇している(10月26日時点、図表1)。特に、足元ではやや軟調な推移ではあるものの、S&P500指数とナスダック総合指数は年初来水準を上回って推移している。一方、米国経済はコロナショックを受けて、2020年4~6月期の実質GDPは前期比年率▲31.4%と大幅な落ち込みとなっており、株価と実体経済(ファンダメンタルズ)との乖離、『コロナ・バブル』が指摘されている。実際、株価の割高・割安を判断する指標の一つである、時価総額と名目GDPとの比率(バフェット指数)をみると、ITバブル期に迫る高水準にある(図表2)。本稿では、実体経済対比で堅調な米国株を低金利環境とコロナ長期化といった新常态を踏まえて評価し、その先行きを考察する。

図表1 2020年の米国株の推移



(出所) Refinitiv より、みずほ総合研究所作成

図表2 時価総額/名目GDP比率



(注) 時価総額はダウ平均株価(月末値)。名目GDPは四半期の数値を各月の値とした。

(出所) Refinitiv、CEIC より、みずほ総合研究所作成

2. 上昇要因①：歴史的な低金利環境

(1) 債券対比では割高感の確認されず

株価は企業業績（一株当たり純利益、EPS）とその評価である株価収益率（PER）に分解できる。予想EPS（12カ月先予想ベース）の回復ペースは実体経済と同様に緩慢なものの、予想PER（12カ月先予想ベース、以下同）が急上昇することで株価が押し上げられている格好だ（図表3）。コロナショック以降、予想PERは22倍と過去の水準と比較すると高いが、コロナショックによる米国景気の停滞懸念を背景にFRBが緊急利下げを2度実施（3/3・3/15）し、FF金利の誘導目標を「0～0.25%」と大きく引き下げたことで、米10年債金利も歴史的な水準まで低下している。そのため、図表4のイールドスプレッドをみると、4月以降、2017・18年のゴールドディロック相場¹時よりは割安水準だ。つまり、このような低金利環境を勘案すると、現在の高PERも正当化される可能性がある。

(2) 低金利環境がPERを押し上げ

では、現在のPERが本当に正当なものなのかを検討してみよう。理論的には、株価は将来にわたる企業収益（EPS、一株当たり純利益）の割引現在価値で表される：

$$P = \frac{EPS}{D} = \frac{EPS}{\rho + i - g} = EPS \times PER. \quad (1)$$

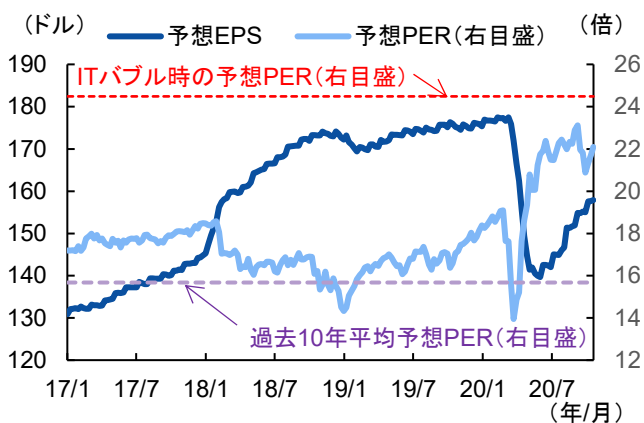
ここで、 P : 株価、 D : 割引因子、 ρ : リスク・プレミアム、 i : 無リスク資産利率、 g : 期待成長率をそれぞれ表す（導出の詳細は補論1参照）。すなわち、PERは次式となる：

$$PER = \frac{P}{EPS} = \frac{1}{\rho + i - g}. \quad (2)$$

したがって、（他の条件が一定の下では）無リスク資産利率が低下すると、PERは上昇するという関係にあり、金利低下がPERの上昇を正当化し、株価を押し上げている可能性が高い。

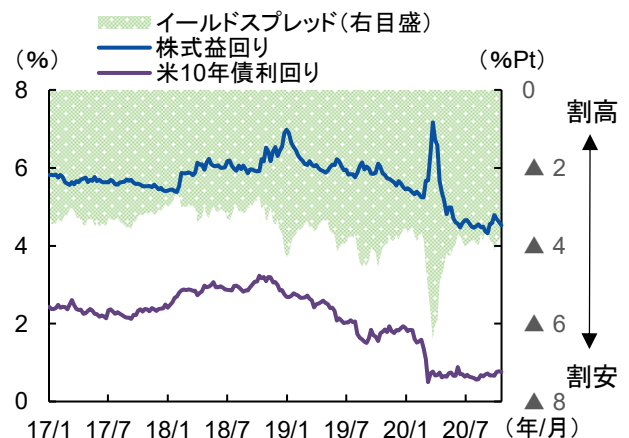
実際に(2)式を推計することで、定量的に米10年債金利が低下した影響を把握してみよう²。データは、PER

図表3 予想EPSと予想PERの推移



(注) 予想EPS及び予想PERは12カ月先予想ベース
(出所) Refinitivより、みずほ総合研究所作成

図表4 イールドスプレッドの推移



(注) 株式益回りは予想PERの逆数。イールドスプレッド=米10年債利回り-株式益回り
(出所) Refinitivより、みずほ総合研究所作成

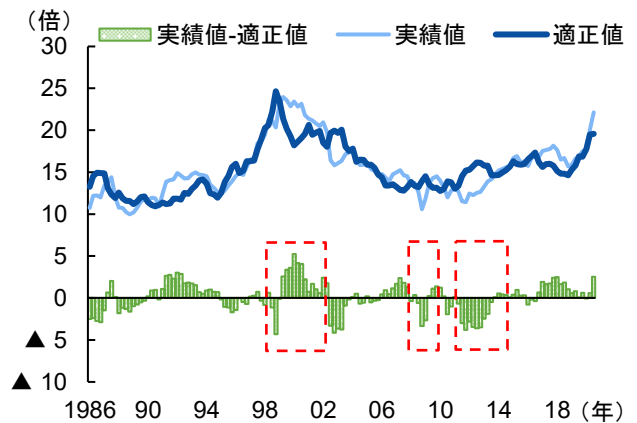
はS&P500指数の12カ月先予想PERを、無リスク資産利子率(i)は米10年債金利を、期待成長率(g)はCBOの潜在成長率(トレンド)を、それぞれ変数として使用した。なお、推計にあたっては、(2)式の逆数をとっている³(推計の詳細は補論1を参照されたい)。

図表5は、予想PERの実績と推計値である。以下では、推計値を便宜的に「適正PER」と呼ぶ⁴。実績値と適正値は概ね連動しているものの、乖離が大きい時期もある。例えば、ITバブル期(1999年～2000年)は実績値が適正値を大きく上振れている。1990年後半は、アジアやロシアでの金融危機が米国市場に波及することを懸念し、FRBは予防的な利下げを行い、景気後退を防いだことはよく知られている。1999年にはFRBもバブルを懸念し、利上げ軌道に復したが、「ニューエコノミー」などと景気拡張が永続的に続くことが意識され、情報技術セクターを中心に高い企業業績が見込まれていたことが、実績値が適正PERを上回った要因だろう(図表6)。

一方、2008年～2009年や2011～2013年は、実績値が適正値を大きく下振れている。前者はリーマンショック対応によって金利水準は低位だったものの、米国債の先行きの変動リスクを示すMOVE指数は高く(図表7)、先行き不透明感が影響していると考えられる。後者については、欧州債務危機による金融システム不安に加えて、米国債ショック⁵や連邦債務上限問題による政策の手詰まり感から先行きの景気下振れリスクが意識されたことが、リスクテイクを阻害したと考えられる。

では、足元ではどうだろうか。金利低下の影響を受けて、適正値は1～3月期の17.7倍から7～9月期には19.5倍と上昇している。S&P500指数でいえば、2,940Pt程度になる計算だ⁶。仮にFRBが緊急利下げなど金融緩和姿勢を強めなかった場合(金利水準が1～3月期の1.4%程度で他の条件が一定の下では)、7～9月期のS&P500指数は2,660Pt程度と大きく落ち込むことになり、金利低下が株価を約10%

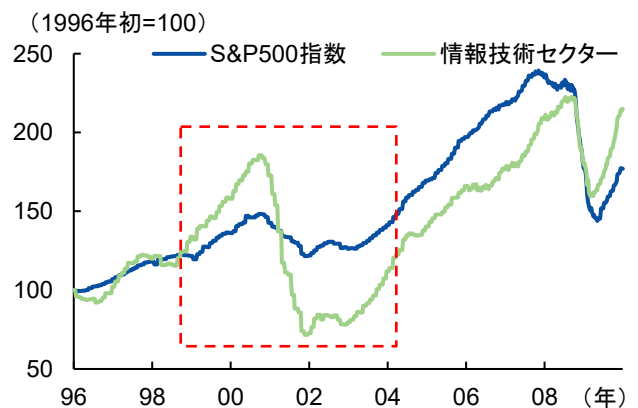
図表5 予想PERの実績値と推計値の推移



(注) 1. 予想PERは12カ月先予想ベース
2. 適正値は推計値。推計方法は補論1参照

(出所) Refinitiv、CBOより、みずほ総合研究所作成

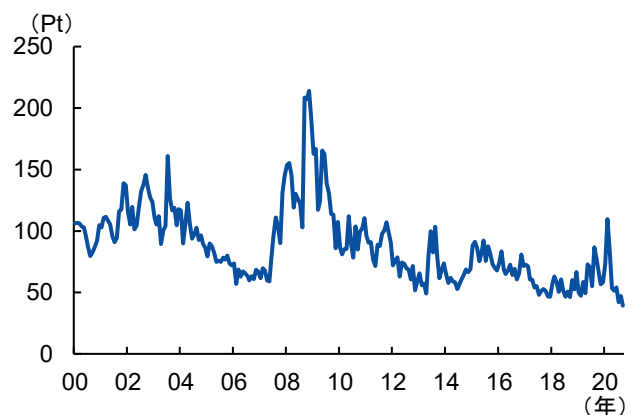
図表6 ITバブル期の予想EPS



(注) 予想PERは12カ月先予想ベース

(出所) Refinitivより、みずほ総合研究所作成

図表7 MOVE指数の推移



(注) Bank of America が算出・公表する指数。米国債のボラティリティ(先行きの変動リスク)を示す

(出所) Refinitivより、みずほ総合研究所作成

押し上げている計算となる。つまり、適正PER自体が低金利環境によって押し上げられていることが、現在の高PERの一因となっている。なお、コロナショックによって、投資家の株式に対する要求利回りが変化した可能性については補論2を参照されたい。

3. 上昇要因②：コロナ禍での投資家の選好変化

(1) 新常态からグロース株優位の加速

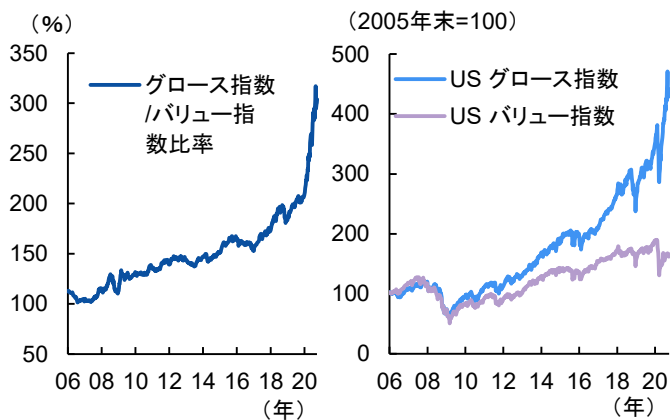
もともと、直近である7~9月期の予想PERは22倍と、前節での推計値である適正PER(19.5倍)と乖離している。こうした乖離が生じる要因は何だろうか。

乖離が生じる一因は、グロース株の優位が加速していることがある。グロース(成長)株がバリュウ(割安)株対比でアウトパフォームしていることは、リーマンショック以降のトレンドであったが、コロナショック後、そうした構図が加速しており、MSCIのグロース指数/バリュウ指数比率は3月以降、過去最高水準にある(図表8)。

グロース株の優位性が加速した背景には、①低金利環境と②コロナ長期化を見据え投資家の選好が変化したことが影響していると考えられる。まず、グロース株投資は将来の企業成長を見込んだ投資であるが、その現在価値は遠い将来であるほど割引かれてしまう(割引現在価値)。金融緩和による低金利は、割引率を低下させ当該企業の現在価値を高めるため、グロース株への選好を推し進める要因となる。また、コロナショックによって在宅勤務やeコマース、遠隔治療の拡大など非接触型サービスに関わる分野の成長が見込まれるようになり、こうした新常态を見越してそれら成長銘柄に投資家が集中した。事実、MSCIのグロース指数は情報技術やヘルスケア、一般消費財セクターで7割超を占め⁷、コロナショックによって成長の加速が見込まれるセクター・銘柄への投資家の選好が進んでいることが表れている。

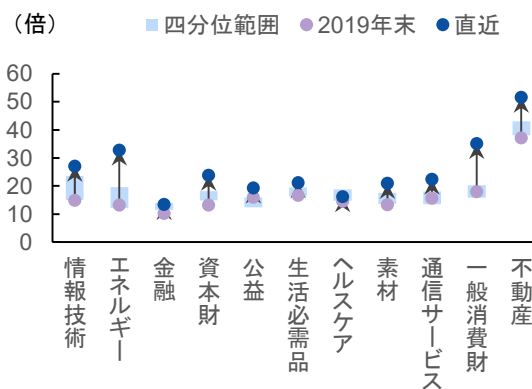
セクター別の予想PERをみると、情報技術や通信、一般消費財セクターを中心に過去対比で高水準にあり、これらセクターへの投資家の期待値の高さが伺える⁸(図表9)。このようにグロース株のPERが成長期待によって押し上げられ、指数全体のPERが適正PERを上回る要因となっている。

図表8 MSCI グロース指数・バリュウ指数



(出所) Refinitiv より、みずほ総合研究所作成

図表9 セクター別予想 PER



(注) 四分位範囲は1995年~直近(不動産は2016年9月より)

(出所) Refinitiv より、みずほ総合研究所作成

(2) GAFAM が S&P500 指数全体を押し上げ

また、こうしたコロナ禍でも成長が見込まれる銘柄への投資家の選好が進んでいることは、別の視点からも確認できる。コロナショック後においても、米国株式市場をけん引しているのは、GAFAM (Google、Apple、Facebook、Amazon、Microsoft) などのIT大手である。これら5社を指数化したGAFAM指数は、年初来で+40%以上の上昇を記録しており、これら5社だけでS&P500指数を7%Pt程度押し上げている計算になる(図表10)。

GAFAM指数の予想PERを算出すると、コロナショック後、急上昇している(図表11)。一方、GAFAMを除いたS&P500指数での予想PERは20倍と、適正PERに近い。もちろん、適正PERの推計時にはGAFAMも含まれており、単純には比較できない。しかし、GAFAMなどのコロナ禍でも高い収益を上げることができる企業に投資家が集中していることが予想PERを押し上げていると考えられる⁹⁾。

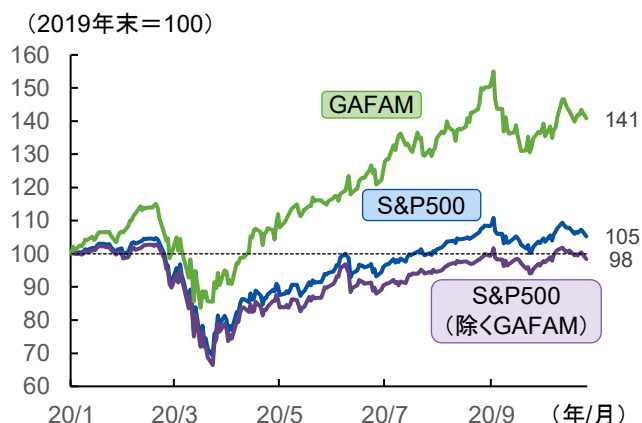
4. 調整リスクは残存も、米国株のメインシナリオは底堅く推移

コロナショックによって、急落を余儀なくされた米国株式市場ではあったが、歴史的な低金利環境とグロース株優位の加速が予想PERの上昇を正当化し、株価を押し上げているというのが現状だ。予想PERは高水準ではあるものの、低金利やコロナ長期化といった新常态など(広義の)ファンダメンタルズで説明可能な水準であり、「バブル」にはあたらないだろう。

しかし、米国株の調整リスクは残存している。まず、1つ目のリスク要因は、新型コロナウイルス感染症の再拡大・ロックダウンだ。仮に前回のような厳しいロックダウン等が実施されれば企業業績の大幅な下方修正が生じる可能性がある。2つ目として、米国政治要因にも注意が必要だ。米国株のけん引役はGAFAMなどのハイテクセクターだが、米大統領選挙でバイデン氏が当選し、厳しいハイテク規制等が実施されれば、当該企業の期待成長率の低下から株価急落もあり得るだろう。

また、蓋然性は低いものの、影響が大きいものとしては、金利上昇リスクが挙げられる。新型コロナウイルスの終息に伴い、米国経済が力強く回復し、インフレが加速すれば、FRBの金融緩和姿勢は変わり得るだろう。また、新型コロナウイルスの影響が長期化し、新型コロナウイルス対応の財政支出拡大から国債発行が一層

図表 10 GAFAM 指数と S&P500 指数 (除く GAFAM) の推移



(注) GAFAM 指数及び S&P500 指数 (除く GAFAM) は試算値 (出所) Refinitiv より、みずほ総合研究所作成

図表 11 GAFAM 指数と S&P500 指数 (除く GAFAM) の予想 PER・時価総額シェア

		S&P500 指数	S&P500 指数 (除く GAFAM)	GAFAM
予想PER (倍)	2019年末	18	17	28
	直近	22	20	36
時価総額シェア (%)	2019年末	-	82	18
	直近	-	76	24

(注) GAFAM 指数及び S&P500 指数 (除く GAFAM) は試算値 (出所) Refinitiv より、みずほ総合研究所作成

増額されれば、金利は上昇し得る。現在の株高は低金利環境に依るところが大きく、金利上昇局面では株価の調整は免れず、注意が必要だ。

もともと、こうした調整リスクはあるが、9月のFOMC会合時に示されたFOMC委員による四半期経済予測では、少なくとも2023年までは利上げを想定しておらず、先行きも低金利環境が継続し、株価を下支える公算が大きい。加えて、新型コロナウイルスのワクチンや治療薬の開発が進展しているものの、その普及には相当程度の時間を要することから、情報技術や一般消費財セクターがけん引するグロース株優位の構図は当面変わらないだろう。したがって、米国株の予想PERは高止まりが継続し、企業業績が緩やかに回復する中で、米国株は底堅く推移するというのがみずほ総合研究所のメインシナリオだ。

補論1：予想PERの推計

・理論モデル

株価の純利益割引現在価値モデルから本稿の(1)および(2)式を導出する。いま、投資家が株式運用に対して要求する利回りを r_{t+1} とする。ここで、この要求利回りは、無リスク資産利子率とリスク・プレミアムの和となる。一方、株式の運用利回りは、インカム・ゲインおよびキャピタル・ゲイン(ロス)で構成され、 t 期から $t+1$ 期にかけての株式利回りは、次式で表される：

$$\frac{E_{t+1} + (P_{t+1} - P_t)}{P_t}$$

ここで、 E_{t+1} は $t+1$ 期の一株当たり純利益、 P_t は t 期の株価を表す^{10,11}。また、株式利回りは投資家の要求利回りを満たさなければならないことから、次式が成り立つ：

$$r_{t+1} = \frac{E_{t+1} + (P_{t+1} - P_t)}{P_t}$$

上式を P_t について解く：

$$\begin{aligned} P_t &= \frac{E_{t+1} + P_{t+1}}{1 + r_{t+1}} = \frac{E_{t+1}}{1 + r_{t+1}} + \frac{E_{t+2}}{(1 + r_{t+1})(1 + r_{t+2})} + \frac{P_{t+2}}{(1 + r_{t+1})(1 + r_{t+2})} = \dots \\ &= \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j})} + \lim_{i \rightarrow \infty} \frac{P_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j})} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、①企業収益は一定倍(g)で成長する、②投資家の要求利回りは一定、③横断性条件(Transversality condition)を仮定する：

$$E_{t+i+1} = (1 + g)E_{t+i} \quad \text{for all } i, \quad (4)$$

$$r_t = r \quad (\text{constant}), \quad (5)$$

$$\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{P_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1 + r_{t+j})} = 0. \quad (6)$$

(3)-(5)式より、本稿(2)式が導出される：

$$\frac{P_t}{E_{t+1}} = \frac{1}{r - g} = \frac{1}{\rho + i - g} \quad (2)'$$

本稿では、(2)'式で示された理論モデルを基に推計を行う。

・ データ

データは、先述の通り、PERはS&P500指数の12カ月先予想PERを、無リスク資産利子率(i)は米10年債金利を、期待成長率(g)はCBOの潜在成長率(トレンド)を、それぞれ代理変数として使用した。推計には四半期平均値を用い、予想PERのデータが取得可能な1985年第2四半期から2020年第3四半期までとした。

推計に先立って、単位根検定および共和分検定を実施した。まず、各変数の単位根検(Phillips-Perron検定)の結果から、株式益回りおよび期待成長率はI(1)(次数1の和分過程)、金利はI(0)過程として分析を行った(図表12)。

・ 推計

一般にI(1)過程を含む推計は見せかけの相関が生じる可能性があるものの、共和分検定(Engle-Granger検定)を行うと共和分ではないことが棄却されたため(図表13)、長期均衡関係に基づく推計(FMOLS)を行った。推計結果は下式の通りだ:

$$\text{株式益回り} = 7.764 + 0.740 \text{ 米10年債金利} - 1.847 \text{ 期待成長率}$$

$$(0.428) \quad (0.082) \quad (0.237)$$

なお、括弧内の数字は標準偏差を表す。各係数はいずれも1%水準で有意であり、その符号も期待された通りである。

図表 12 単位根検定

	株式益回り		米10年債金利		期待成長率	
	水準	1階差	水準	1階差	水準	1階差
検定量	-1.670 *	-9.005 ***	-4.470 ***	-	-1.168	-2.450 **
p値	0.090	0.000	0.002	-	0.221	0.0142
同定	III	I	III	-	I	I

(注) 1. 同定は、I：定数項及びトレンド項を含む、II：定数項のみ、III：定数項・トレンド項いずれも含まない

2. ***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意をそれぞれ表す

(出所) Refinitiv、CBOより、みずほ総合研究所作成

図表 13 共和分検定

	検定量	p値
tau	-4.210 ***	0.017
z	-41.902 ***	0.001

(注) ラグ数(1=3)はSICより選択

(出所) Refinitiv、CBOより、みずほ総合研究所作成

補論2：時変係数回帰(TVPR)モデルによる予想PERの推計

本節では、コロナショックによって投資家の要求利回りが変化した可能性について考察する。前節の推計では、コロナショック前のデータが大宗を占めていた。もともと、コロナショック後のデータは四半期データではデータ観測値は3点であり、通常の構造変化検定は困難であろう。そこで、本節では、時変係数回帰(Time-Varying-Parameters Regression, TVPR)モデルを用いて、(2)式の推計を試みる。時変で係数を推計することで、コロナショック期(2020年1~3月期)以降、各変数の係数が大きく変化しているかを確認する。

・ 推計モデル

時変係数回帰モデルは状態空間モデルの一つである¹²。すなわち、各期の係数を状態(state)として扱い、観測した変数(ここでは株式益回り)を推計する。推計モデルは以下の通りだ:

$$y_t = X_t \beta_t + u_t \quad (7)$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \epsilon_t \quad (8)$$

for $t = 1, \dots, T$. ここで、 y_t :被説明変数である株式益回り(スカラー)、 X_t :説明変数である t 期の[米10年債金利

期待成長率 定数] (1×3) ベクトル、 β_t : 回帰係数 (3×1) ベクトル、 u_t, e_t : 平均0、分散 σ^2, Q にそれぞれ従う誤差項である。(7)式を観測方程式、(8)式を遷移方程式とそれぞれ呼ぶ。(8)式は各係数がランダムウォーク過程に従い、よりフレキシブルに変化を捉えられるように仮定した。

・ 推計手順

ベイズ推定の枠組みにおけるマルコフ連鎖モンテカルロ(MCMC)法を用いて、(7)・(8)式のモデルを推計する。MCMC法では、モデルのパラメータに事前分布を設定し、事後分布からサンプリングを行う。なお、 $\widetilde{\beta}_T = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_T]$ と定義する。推計手順は以下の通りだ:

STEP1: 事前分布および初期値の設定

パラメータ Q の事前分布は逆ウィンシャート分布とした $(p(Q) \sim IW(Q_0, T_0))$ 。 Q_0 はスケールパラメータ、 T_0 は自由度を表す。これらパラメータを定めるために、データの最初の10年分($T_0 = 40$)を訓練データとした。訓練データによるOLS推定量である係数 β_0 と分散共分散 Σ_0 を用い、 $Q_0 = \Sigma_0 \times T_0 \times 3.5e - 03$ とした。また、パラメータ σ^2 の事前分布は逆ガンマ分布とした $(p(\sigma^2) \sim IW(\sigma_0^2, \nu_0))$ 。係数 $\beta_{0|0}$ および σ^2, Q の初期値は、訓練データによるOLS推定量をそれぞれ使用した。

STEP2: $\widetilde{\beta}_T | Q, \sigma^2$ からサンプリング

条件付き事後分布からのサンプリングを行うために、Carter and Kohnアルゴリズムを用い、サンプリングした。

STEP3: $\sigma^2 | \widetilde{\beta}_T, Q$ からサンプリング

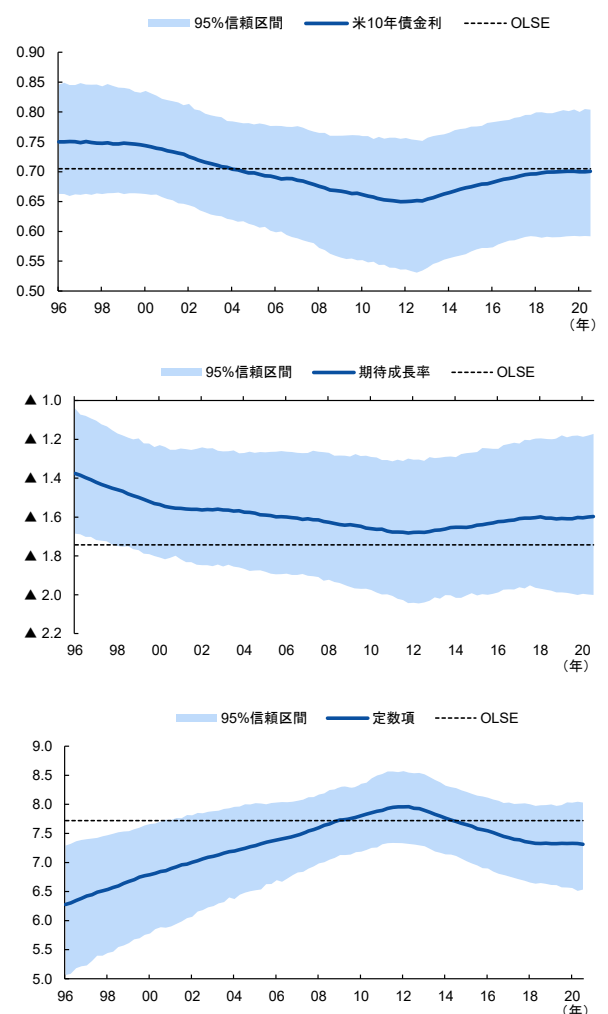
逆ガンマ分布は共役事前分布となっており、 $IG(\hat{V} + R_0, T + \nu_0)$ より、サンプリングした。なお、 $\hat{V} = \sum (y_t - X_t \widetilde{\beta}_t)' (y_t - X_t \widetilde{\beta}_t)$ である。

STEP4: $Q | \widetilde{\beta}_T, \sigma^2$ からサンプリング

STEP3と同様に逆ウィンシャート分布は共役事前分布となっており、 $IW(\hat{S} + Q_0, T + T_0)$ より、サンプリングした。なお、 $\hat{S} = \sum (\widetilde{\beta}_t - \widetilde{\beta}_{t-1})' (\widetilde{\beta}_t - \widetilde{\beta}_{t-1})$ である。

STEP5: STEP2~STEP4を11,000回繰り返し、最初の10,000回を捨て(burn-in)、最後の1,000回のサンプルを使用

図表 14 TVPR モデルでの係数



(注) OLSは1985年第2四半期~2020年第3四半期までのデータを使用した最小二乗推定量。推定値は中央値(出所) Refinitiv、CBOより、みずほ総合研究所作成

・推計結果

図表14が推計結果である。図表14をみると、時変で推計したものの、係数はOLSE(最小二乗推定量)と変わらず、係数の動きは僅かだ¹³。また、2020年以降についても、係数の動きに大きな変化は確認できない。現在の予想PERの上昇は、過去とある程度整合的な動きであることが示唆される。

参考文献

- Blake, A., and H. Mumtaz, “Applied Bayesian Econometrics for central bankers,” Handbooks, Centre for Central Banking Studies, Bank of England, number 36, 2015.
- Koop, G, and D. Korobilis, “Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics,” Foundations and Trends in Econometrics, 3, 2010, pp.267-358.
- Nakajima, J., “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications,” Money and Economic Studies,29, Nov. 2011.

-
- ¹ ゴルディロック相場とは、景気に過熱感もなく緩やかに回復する期待から、投資資金が安全資産からリスク資産へ流入し、相場を押し上げる状態。
- ² 無リスク資産利率や投資家の期待成長率、リスク・プレミアムは直接観測できないため、各変数の代理指数を用いる必要があるため、推計を行っている。
- ³ 推計式での定数項は、平均回帰的な性質を有するリスク・プレミアムとして解釈した。
- ⁴ ここでの「適正 PER」は金利や期待成長率など広義のファンダメンタルズで説明可能な PER 水準を指す。
- ⁵ S&P が米国債を「AAA」から 1 ノッチ引き下げて「AA+」に格下げしたことが金融市場へ与えたショックのこと。
- ⁶ 7～9 月期の予想 EPS（実績値）を基に算出。
- ⁷ 詳細は、<https://www.msci.com/documents/10199/ffae8d5d-29d4-4b71-a497-8c2e368cc51d> を参照。
- ⁸ なお、エネルギーセクターについては原油価格の下落を背景に予想 EPS が大幅に低下したため、予想 PER が急騰している。
- ⁹ また、図表 7 で示した MOVE 指数は過去最低水準にあり、金利の低位安定も上振れ要因の一つに挙げられよう。
- ¹⁰ インカム・ゲインとして配当を用いる場合がある（配当割引現在価値モデル）。配当を用いる場合、自社株買いなどの影響が捨象されてしまうため、本稿では純利益（EPS）を用いた。
- ¹¹ t+1 期以降、すなわち将来の変数は未知であり何らかの予想値であるが、表記を単純化している点には留意されたい。
- ¹² 時変係数回帰モデルについては、Nakajima (2011) や Blake et al.(2015) 等を参照。
- ¹³ Koop et al. (2010) は、可変パラメータモデルでは、パラメータの変化する度合いが高く推計される過剰適合に陥る可能性を指摘している。今回の推計では、過剰適合の可能性があるにも関わらず、パラメータの変化は僅かである。

●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。