

金融市場が織り込む消費税率引上げの実施確率

水 門 善 之 CMA
内 山 朋 規 CMA

目 次

- | | |
|-----------------|---------|
| 1. はじめに | 4. 分析結果 |
| 2. インフレスワップの仕組み | 5. まとめ |
| 3. 増税実施確率の推定方法 | |

本稿では、デリバティブ取引の一種であるインフレーションスワップの期間構造に着目することで、金融市場が織り込む消費税率引上げの実施確率を直接抽出する方法を提示する。この手法を用いて、過去の消費増税の実施及び増税延期の決定に向けた四つの期間を対象に、市場が事前に評価する増税の実施確率の推移を算出した結果、実施確率は増税実施の表明に向けて上昇し、増税延期の表明に向けて低下する傾向が確認された。

1. はじめに

現代における人々の経済活動において、金融システムは必要不可欠な役割を担っている。例えば、Crane *et al.* [1995] は、金融が担う機能として、「資金決済」、「資源のプール化・小口化」、「資源の時間・場所を超えた移転」などの六つの根源的

な機能を挙げている。それら機能の一つに「情報提供」がある。これは、金融市場で決定される価格には、様々な情報が含まれていることを意味しており、例えばデリバティブ取引の一種であるオプションの価格からは、将来の資産価格の変動性に関する情報を抽出することが可能である。金融市場の高度化、多様化が進むにつれて、こうした



水門 善之（すいもん よしゆき）

野村証券金融経済研究所経済調査部経済解析グループ・グループリーダー兼シニアエコノミスト。2005年慶應義塾大学理工学部管理工学科卒業。07年東京大学大学院新領域創成科学研究科修士課程修了。07年野村証券入社、金融経済研究所所属。13年米国シガン大学経営大学院修了MBA。17年度人工知能学会研究会優秀賞受賞。18年東京大学大学院工学系研究科博士後期課程入学。



内山 朋規（うちやま とものり）

首都大学東京大学院経営学研究科教授、首都大学東京金融工学研究センター長も兼務。1990年三井信託銀行入社、2000年野村証券入社、15年より現職。1990年早稲田大学卒業、00年青山学院大学修士、07年京都大学大学院経済学研究科博士後期課程修了、博士（経済学）。16年度証券アナリストジャーナル賞受賞。

情報提供機能は増してきた。

本稿では、同じくデリバティブ取引の一種であるインフレーションスワップ（以下、インフレスワップ）に着目することで、金融市場が織り込む消費税率引上げの実施確率を抽出する。詳細は後述するが、インフレスワップのキャッシュフローが参照する消費者物価指数（CPI）は消費税率の影響を反映した値であることから、増税の予定実施時期以前においては、増税の実施の可能性がインフレスワップレートに反映されることになる。

わが国では、長らく財政状況の悪化傾向が続いており、また今後も高齢化に伴う社会保障関係費の増加が見込まれることから、安定財源確保に向けた手段として、消費税率の引上げは規定路線として扱われてきた。一方で、増税実施のタイミングについては、実体経済へのインパクトの大きさゆえに常に議論の対象となってきた。

図表1に、わが国での消費税に関する決定の変遷をまとめた。1989年4月に初めて消費税が3%で導入された後、97年4月には3%から5%への税率の引上げが実施された。しかし、これはバブル崩壊後に生じた金融システム不安の時期に近く、増税後に陥った景気後退との関係について

は、有識者の間でも意見が分かれ、結果、以降の消費増税の是非については、広く議論の対象になった。その後、2012年8月には、2段階で税率が引き上げられることが決まり、その時期も定められたものの、実際に増税が実施されるかどうかは不確実性が残るという状況が続いてきた。

実際に、14年4月に8%に税率が引き上げられた後、10%への引上げの時期も予定されていたが、その後、政府は2回の増税先送りを決定している。そして、安倍晋三首相は18年10月の臨時閣議で19年10月に8%から10%へ引き上げること表明した。すなわち消費増税には、実施のタイミングは定まっているものの、実施されるかどうかの不確実という特徴がある。

消費増税は財政だけでなく、実体経済にも広く影響を与えることから、事前の予定通りに増税が実施されるかについては、常に関心が高い。本稿では、過去の消費増税の実施や延期の際に、市場が織り込む消費増税の実施確率がどのように推移していたかを、インフレスワップのデータを用いて考察する。

図表1 消費税率引上げに関する決定の変遷

1989年4月	消費税（3%）が導入される。
97年4月	消費税率が3%から5%となる。
2012年8月	消費税増税を柱とする社会保障・税一体改革関連法案が成立。 消費税率の引上げ（14年4月に8%、15年10月に10%）が決定。
13年10月	安倍首相、14年4月の消費税率8%への引上げを表明。
14年4月	消費税率が5%から8%となる。
14年11月	安倍首相、15年10月の消費税率10%への引上げを2017年4月まで1年半延期することを表明。
16年6月	安倍首相、17年4月の消費税率10%への引上げを2019年10月まで2年半再延期することを表明。
18年10月	安倍首相、19年10月の消費税率10%への引上げを予定通り実施することを表明。

（出所）筆者作成

2. インフレスワップの仕組み

本稿で分析対象とするのは、ゼロクーポン・インフレスワップと呼ばれる代表的なインフレ・デリバティブであり、1年から10年超の固定された満期のスワップレートが日々クオートされている。

インフレ率を反映する証券には、他にも物価連動国債がある。わが国では04年に発行が開始され、需要の落ち込みにより08年に発行が中断されたものの、13年から発行が再開されている。しかし、13年以降の発行分には元本保証によるオプションが内包されているため分析上扱いにくいだけでなく、物価連動国債の利回りの水準は流動性の影響を強く受けることが指摘されている。

債券をショートするにはコストが掛かるため、利回りの水準には流動性プレミアムなどの成分が多く含まれるであろう。一方、インフレスワップは、インフレ率を直接対象にするデリバティブ契約であり、ロングとショートが同程度に可能で、債券と異なり発行量が固定されていないため、スワップレートにはインフレ率の見通しが直接反映されているはずである。こうした見方と整合的に、Campbell *et al.* [2009] や Haubrich *et al.* [2012]、Fleckenstein *et al.* [2014, 2017] は、物価連動国債よりもインフレスワップの方がインフレ率の見通しをより正確に反映していることを論じている。

ただし、これらの既存研究は米国のCPIを参照するインフレスワップを対象にしたものであり、わが国のCPIを対象にしたインフレスワップは、欧米諸国に比べて流動性が低いとされる。スワップレートの水準は流動性の影響を大きく受けない

としても、その信頼性は他の国のデータよりも劣り、また情報を迅速に反映していないかもしれない。しかし、月次データを用いて時系列に分析することにより、消費増税の折り込み程度の推移を把握することは可能であろう。

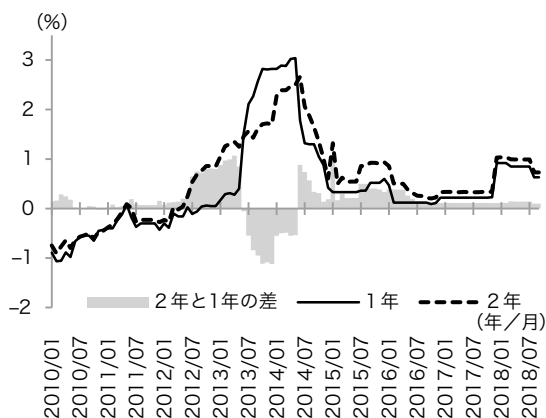
ゼロクーポン・インフレスワップは、満期でのみキャッシュフローが発生するスワップ契約である。契約時点 t における期間 n 年のスワップレートを $S_t(n)$ とすると、想定元本1単位当たり、コアCPI（総務省の全国消費者物価指数の生鮮食品を除く総合指数）の上昇率 C_{t+n}/C_t と $(1+S_t(n))^n$ を満期時点 $t+n$ で交換する（注1）。

スワップレート $S_t(n)$ は契約時点 t で定まるため、契約時点からみて不確実なのは満期におけるCPI C_{t+n} のみである。このためスワップレートには、満期1年であれば1年後までの物価上昇率の予想、満期2年であれば2年後までの物価上昇率の予想が織り込まれている。期待インフレ率やインフレリスクプレミアムの変動に伴って、スワップレートは変動する。更にCPIは消費増税の影響を受けるため、インフレスワップレートに事前にその見通しが反映されることから、これを分析することによって、市場が織り込む消費増税の実施確率を推定することが可能になる。

10年1月から18年9月までのインフレスワップレートの推移を図表2に示した。14年4月の消費増税の実施を例にとると、14年3月から翌4月にかけてのCPIの増税分のジャンプは、14年6月末満期のインフレスワップのペイオフに一部、翌7月末満期のものにはフルに反映される。そのため、2年前の12年6月から、2年スワップレートは1年スワップレートに比べて大きく上昇している。そして、1年前の13年6月になると、

（注1） ただし、適用されるCPIは、物価連動国債と同様に、毎月10日は3カ月前のCPIを用いて、それ以後は2カ月前と3カ月前のCPIの線形補間により算出される。

図表2 インフレスワップレートの推移



(図表注) 満期1年と2年のインフレスワップのレート、及びその差を表す。10年1月から18年9月までの月次データによる。

(出所) 筆者作成

1年スワップレートにも増税の影響が織り込まれるが、スワップレートは年率で表示されることから、1年スワップレートへの消費増税の影響は2年スワップレートの2倍であり、1年スワップレートの方が高くなっている。

3. 増税実施確率の推定方法

(1) インフレスワップレート

表記を簡単にするため、対数（連続複利）ベースで扱うことにする。インフレスワップのペイオフは満期 $t+n$ のみで発生し、レシーバーからみて $C_{t+n}/C_t - (1+S_t(n))^n$ である。時点 t から1期間をカバーする名目無リスク金利（連続複利）を r_t とすると、契約時点におけるスワップの価値はゼロなので、名目世界のリスク中立測度 Q を用いて、

$$0 = E_t^Q \left[e^{-\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i}} \left(\frac{C_{t+n}}{C_t} - (1+S_t(n))^n \right) \right]$$

が成り立つ。したがって、

$$E_t^Q \left[e^{-\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i}} \frac{C_{t+n}}{C_t} \right] = E_t^Q \left[e^{-\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+i}} \right] (1+S_t(n))^n$$

となる。ここで左辺の期待値は時点 $t+n$ に実質価値で1単位支払う証券、すなわち実質割引債の実質価値を表す。また、右辺の期待値は時点 $t+n$ に名目価値で1単位が支払われる名目割引債の名目価値を表す。インフレスワップレート $S_t(n)$ の対数を $s_t(n) = \ln(1+S_t(n))$ とし、期間 n 年の実質と名目の金利（連続複利）をそれぞれ $y_t^*(n)$ 、 $y_t(n)$ とおくと、上式から $e^{-ny_t^*(n)} = e^{-ny_t(n)} e^{ns_t(n)}$ なので、

$$s_t(n) = y_t(n) - y_t^*(n)$$

を得る。すなわちインフレスワップレートは名目金利と実質金利の差を意味する。この差は、フィッシャー方程式として知られているように、期待インフレ率に等しく、これにはインフレ変動の不確実性に対するリスクプレミアムも含まれる。つまりスワップレートはリスクプレミアムを含んだ期待インフレ率を表している（注2）。

更に、時点 t からみて、時点 $t+m-1$ から $t+m$ までの1期間をカバーする、実質と名目のフォワード金利をそれぞれ $f_t^*(m)$ 、 $f_t(m)$ とおくと、よく知られている通り、

$$ny_t^*(n) = f_t^*(1) + f_t^*(2) + \cdots + f_t^*(n)$$

$$ny_t(n) = f_t(1) + f_t(2) + \cdots + f_t(n)$$

が成り立つ。名目と実質のフォワード金利の差をインフレスワップのフォワードレートと呼ぶことにし、 $f_t(m) - f_t^*(m) = g_t(m)$ とおくと

$$ns_t(n) = g_t(1) + g_t(2) + \cdots + g_t(n) \quad (1)$$

(注2) わが国市場のインフレリスクプレミアムについては、湯山・森平 [2017] やその参考文献を参照。

を得る。したがって、 $s_t(m)$ と $s_t(m-1)$ の関係から

$$g_t(m) = ms_t(m) - (m-1)s_t(m-1)$$

となり、インフレスワップレートの期間構造から各年限に対応するインフレスワップのフォワードレート $g_t(m)$ を得ることができる(注3)。また、定義から $s_t(1) = g_t(1)$ である。

(2) 消費増税の影響

ある1回の消費増税によるコアCPIの押し上げ率(後述のように1%から2%ほどである)を定数 L とおく。すなわち、消費増税の影響がCPIに反映される時点 τ において実際に増税が実施されると、CPIは $C_\tau = C_{\tau-}(1+L)$ にジャンプするものとする。 τ はあらかじめ定められた時点を表し、増税が実施されるか否かに不確実性がある。 $\tau-$ は τ の直前を表す。実測度の下での増税の実施確率を p とすると、増税の実施によるCPIの期待ジャンプ率は pL である。この対数を $\bar{I}(p) = \ln(1+pL)$ とおく。モデル上は p を定数として考えるが、後に各時点で p を算出することでその推移を分析する。

消費増税による影響を明示的に考えるため、インフレスワップのフォワードレート $g_t(m)$ から増税による期待ジャンプ率 $\bar{I}(p)$ を除いた成分を $\tilde{g}_t(m)$ とおく。

$$g_t(m) = \tilde{g}_t(m) + \bar{I}(p) \quad (2)$$

$\tilde{g}_t(m)$ は消費増税の影響を除いた期待インフレ率(ただしインフレリスクプレミアムを含む)を表す。もし時点 $t+m-1$ から $t+m$ までの1期間の間に消費増税が実施される可能性がなければ、

$g_t(m) = \tilde{g}_t(m)$ である。

ただし、インフレスワップレートには期待ジャンプ率 $\bar{I}(p)$ のほかに、消費増税の実施の不確実性に付随するリスクプレミアムも含まれている可能性がある。なぜなら、インフレスワップレートに含まれる消費増税の影響はリスク中立測度の下でのCPIの期待ジャンプ率であり、消費増税の実施の不確実性に付随するリスクプレミアムの分だけ実測度の下での期待ジャンプ率とは異なるためである。もしリスクプレミアムがゼロならば、両測度の下での期待ジャンプ率は一致する。

リカードの等価定理によれば、政府支出を調達するために、増税をすることと、増税をせずに公債で賄うことは等価である。いま税金を払うか、将来税金を払うのかの違いでしかない。この理論仮説の下では、平均的な投資家にとって、消費増税が実施されるか否かはリスクではないため、消費増税の実施の不確実性に付随するプレミアムはゼロになるだろう。しかし、人々の行動の非合理性や市場の摩擦などを踏まえると、この理論仮説は実際には成り立ちそうもない。

等価定理が成り立たない場合、もし消費増税が消費の低迷をもたらすことなどにより、増税を実施することが懸念されるならば、このリスクプレミアムは正になるであろう。逆に、消費増税の延期が財政に悪化をもたらすことなどにより、増税を実施しないことが懸念されるのならば、リスクプレミアムは負になるだろう。実際に、過去の2度の増税延期の表明時(14年11月、16年6月)には、財政リスクの高まりから、日本のソブリンCDSのスプレッドはワイド化した。このように、消費増税の実施の不確実性に付随するリスクプレミアム

(注3) インフレスワップのフォワードレート $g_t(m)$ はスワップレートの期間構造から算出されるもので、時点 t で契約して時点 $t+m-1$ から $t+m$ までの1期間をカバーするフォワードスタートのインフレスワップ契約のレートのフェアバリューとは異なる。

の符号や大きさを見積もることは難しい。本稿ではこのリスクプレミアムをゼロと仮定する(注4)。

(3) 消費増税の実施確率の推定方法

消費増税の実施確率を推定するに当たり、アフィンモデルなどのパラメトリックな期間構造モデルを仮定することも考えられるが、本稿ではノンパラメトリックな方法を用いる。これにより、モデルの特定化の誤りやパラメータの推定誤差を避けることができる。具体的には、以下の通り満期1年から満期3年までの月次のインフレスワップレートを用いて、消費増税の実施確率を推定する。

消費増税実施の時期までの期間に応じて、期間を二つに分けて考える。まず期間Ⅰは、消費増税の予定実施時期が近づき、インフレスワップのペイオフの算出に使用されるCPIに反映されるまでの期間が2年を切り、まだ1年前には達していない期間である。この期間では満期2年のスワップレートに消費増税の消費が織り込まれるが、満期1年には織り込まれない。続く期間Ⅱは、時間が経過して、インフレスワップのペイオフの算出に使用されるCPIに反映されるまでの期間が1年を切った期間である。この期間には、満期1年と2年の双方のスワップレートには消費増税の影響が織り込まれているが、1～2年のフォワードレートは消費増税の影響を受けない。

期間Ⅰにおける満期2年のインフレスワップレートは、(1)式と(2)式から

$$2s_t(2)=g_t(1)+\tilde{g}_t(2)+T(p)$$

になる。 $s_t(2)$ と $g_t(1)=s_t(1)$ は観測可能なため、 p を推定するためには $\tilde{g}_t(2)$ を知る必要があるが、 $\tilde{g}_t(2)$ を観測することはできない。そこで、観測可能な、隣接する期間の二つのフォワードレート $g_t(1)$ と $g_t(3)$ の平均により、 $\tilde{g}_t(2)$ を代替する(注5)。この分析期間においては、 $\tilde{g}_t(1)=g_t(1)$ 及び $\tilde{g}_t(3)=g_t(3)$ なので、消費増税の影響がない0～1年のフォワードレート（これは満期1年のスポットレートに等しい）と2～3年のフォワードレートの平均によって、消費増税の影響を除いた1～2年のフォワードレートを推定する。 $g_t(3)=3s_t(3)-2s_t(2)$ であることから、この仮定の下での時点 t における増税の実施確率 p を以下によって算出できる。

$$T(p)=3s_t(2)-\frac{3}{2}(s_t(1)+s_t(3)) \quad (3)$$

その後の期間Ⅱにおいて、満期1年のインフレスワップレートは

$$s_t(1)=\tilde{g}_t(1)+T(p)$$

になる。一方で、隣接する1～2年のフォワードレート $g_t(2)$ は消費増税の影響を受けなくなる。ここでも同様に $\tilde{g}_t(1)$ の値を観測することはできないため、隣接するフォワードレート $g_t(2)=2s_t(2)-s_t(1)$ により $\tilde{g}_t(1)$ の値を代替する。この仮定の下で、増税の実施確率 p を以下に

(注4) ただし、通常の意味でのインフレリスクプレミアム、すなわち、消費増税の影響を除くインフレの率の不確実性に起因するリスクプレミアムをゼロと仮定しているわけではない。

(注5) 年限が隣接するフォワードレートによって、観測できない $\tilde{g}_t(n)$ を代替していることから、推定される消費増税の実施確率にはこの際の近似誤差が含まれることになる。消費増税の影響を除いたインフレスワップレートの期間構造が大きく歪んでいるほど、この誤差は拡大するだろう。ただし、特定のモデルを仮定しない本稿の方法の代わりに、アフィンモデルなどの特定の期間構造モデルを仮定したとしても、モデルの特定化の誤りやパラメータの推定誤差に伴って、推定される消費増税の実施確率には誤差が生じるはずである。

よって算出できる。

$$T(p) = 2s_t(1) - 2s_t(2) \quad (4)$$

ただし、インフレスワップのペイオフの算出に使用されるCPIに反映されるまでの期間がちょうど1年前の月では、 $g_t(1)$ と $g_t(2)$ の双方が増税の影響を受けることから、増税の実施確率 p を計算することができず、算出しない（注6）。

4. 分析結果

これらの議論を踏まえ、図表3に記載した過去4回の増税（延期されたものも含む）を対象として、消費増税の実施確率を算出する。対象(1)は14年4月に増税が実施されたもので、対象(2)と(3)は15年10月と17年4月にそれぞれ増税予定だったものの延期された分である。対象(4)は19年10月に実施することが表明されている分である。それぞれの増税予定について、インフレスワップのペイオフを定めるCPIにフルに反映される2年前から、増税の実施が表明されたか、あるいは延

期が表明された前月までの期間を対象にする。ただし、対象(2)については、後述の理由から分析期間の開始は異なる。

分析には毎月末の月次データを使用し、インフレスワップのレートはBloombergから取得する。また、消費税は全品目に課税されるわけではなく、増税の時期によって軽減税率対象品目が異なることから、CPIに与える影響の大きさ L は、それぞれの増税予定で異なる。日本銀行の「経済・物価情勢の展望（展望レポート）」の記載を基に、 L の値は対象(1)で2%、対象(2)で1.3%、対象(3)と対象(4)ではともに1%と仮定する（注7）。こうして算出された消費増税の事前の実施確率の推移を図表4に記載した。

(1) 14年4月の増税予定

本増税の影響がインフレスワップのペイオフにフルに反映されるのは14年7月であることから、図表4では、その2年前の12年7月からの増税確率の推移を表す。増税確率は当初60%程度で推移した後、13年5月にはいったん40%程度に低

図表3 分析期間とCPIへの影響

増税予定時期	分析期間	税率	コアCPIの押し上げ率 L	
(1) 2014年4月	2012年7月～2013年9月	税率5%から8%に	2.0%ポイント	2013年10月に実施を表明
(2) 2015年10月	2014年7月～2014年10月	税率8%から10%に	1.3%ポイント	2014年11月に延期を表明
(3) 2017年4月	2015年7月～2016年5月	税率8%から10%に	1.0%ポイント	2016年6月に延期を表明
(4) 2019年10月	2018年1月～2018年9月	税率8%から10%に	1.0%ポイント	2018年10月に実施を表明

（出所）筆者作成

（注6） 具体的には、14年4月の増税予定の影響は14年6月満期のインフレスワップレートに反映されるが、その1年前の13年6月時点の増税確率については、これを算出しない。

（注7） 消費税率引上げによるコアCPIの押し上げ率は、税率の引上げが課税品目に転嫁されることを前提に、物価の押し上げ寄与が機械的に計算されている。19年10月の増税については、酒類と外食を除く飲食料品及び新聞に軽減税率が適用されることが前提となっている。なお、本分析期間中においては、教育無償化政策の影響について、統計上の取り扱いが未定であったことからCPIに反映されないものと仮定されている。

下したものの、その後は上昇しており、増税実施表明の前月に当たる13年9月ではほぼ100%の確率になった。

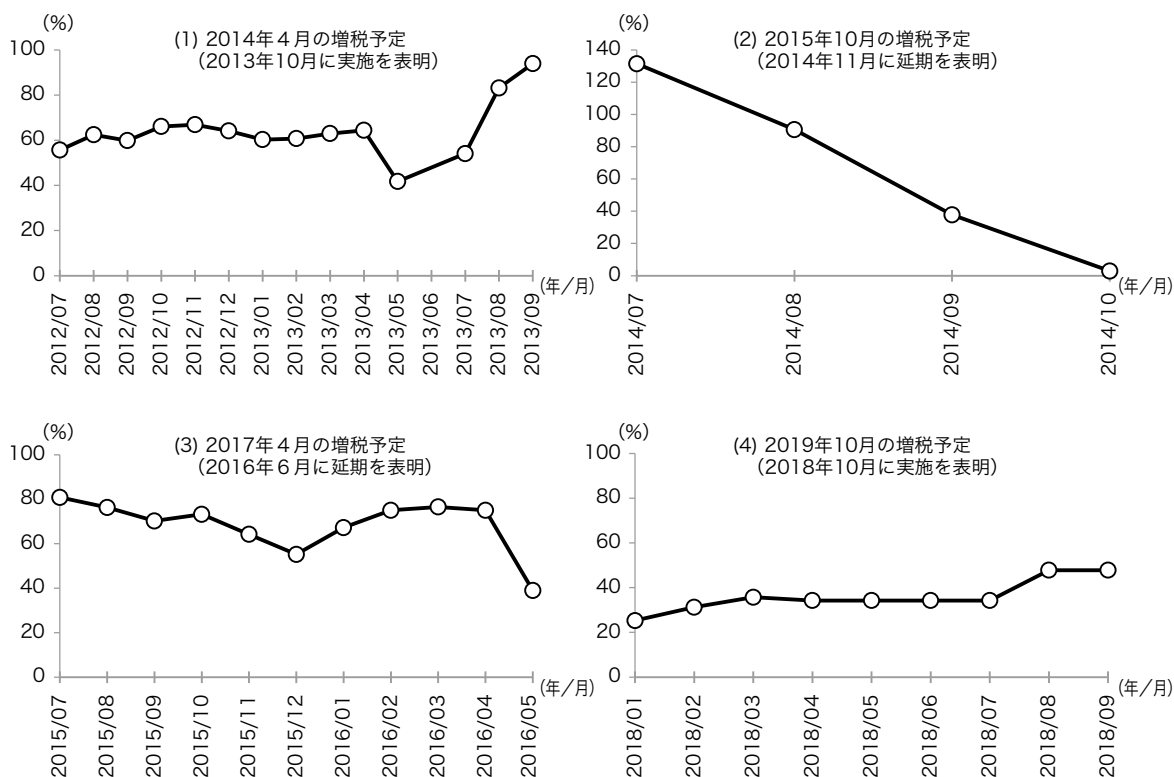
増税の予定時期が近づくと、予定通り増税を実施すべきなのか否かについて、メディアなどで様々な意見が報道される。13年5月から7月にかけての増税確率低下には、増税延期に関するこれらの情報発信が影響していた可能性がある。その後、安倍首相は予定通り増税すべきかを議論するために、13年8月に経済財政諮問会議を設けて識者に意見を聴取した。その結果、増税賛成派が多数を占めることになり、8月や9月には増税

実施が規定路線として認識されたため、増税確率が上昇したものと考えられる。

(2) 15年10月の増税予定

14年6月以前に取引されるインフレスワップレートは、14年4月に実施された増税分と15年10月に予定される増税分の双方の影響を受けるため、**図表4**では14年7月以降の増税確率の推移を示す。14年7月時点における増税確率は100%を超えており(注8)、当初は増税の実施がほぼ確実と受け止められていたのかもしれない。しかし、14年4月に実施された消費増税以降、

図表4 消費増税の実施確率の推移



(図表注) 各月末時点における消費増税の実施確率を表す。インフレスワップのレートを用いて(3)式と(4)式から算出した。

(注8) 本来、確率は100%を超えないが、本稿の計算方法では100%を超え得る。

消費の落ち込みを中心に経済活動の減速が長期化し、4～6月期のみならず、7～9月期も実質経済成長率がマイナス（GDP 1次速報段階）となった。このように、増税に伴う景気への悪影響が顕在化する中、増税による景気減速リスクに関する報道や、増税実施の是非を問う報道が続いたことで、市場が織り込む増税確率も一貫して低下を続けたと考える。最終的には、延期が表明される14年11月の前月には、ほぼ0%にまで低下しており、11月に発表された増税延期の決定は、市場にはおおむね織り込まれていたと解釈できよう。

(3) 17年4月の増税予定

17年4月に実施が先送りされていた消費増税も再度の延期が表明されることになる。15年7月以降、増税確率は60%から80%程度と横ばい圏で推移していたが、増税の再延期が表明された16年6月の前月には、低下が見られている。それでも増税確率は約40%であったため、増税延期の表明にはある程度のサプライズがあったと考えられる。

実際、首相は、リーマンショック級や大震災級の事態が発生しない限り、予定通り増税を行うとしてきた。しかし、増税延期を表明した6月1日の記者会見では、リーマンショック級の事態は発生していないとの認識を示しつつも、増税延期の背景として、中国など新興国経済に陰りが見えることを理由として挙げている。結果として、リーマンショック級の事態が発生していない中での増税延期の決定であったことが、直前まで増税確率が高い水準を維持したことの背景にあると考えられよう。

(4) 19年10月の増税予定

本増税予定に関しては、2年前の18年1月時点における増税確率は低く、約25%であった。その後増税確率はわずかに上昇したものの、約35%でしばらく安定的に推移した。18年10月、安倍首相は増税の実施を改めて表明したが、その前月においても増税確率は約50%までしか上昇していない。過去、二度にわたって増税の延期が決定されてきた経験を受けてか、金融市場は今回の増税に関しては、当初から積極的には実施を織り込んでいなかったとみられる。実際、株式投資経験のある個人投資家モニターを対象とした、ノムラ個人投資家サーベイ（注9）（18年6月、有効回答数は1,000件）のアンケート調査によると、調査期間6月11～12日において、19年10年の消費増税の実施を想定していた人の割合は、57.7%となっており（増税が予定されていることを知っている人が94.2%、その中で増税が実施されると思うと回答した人は61.3%）、インフレスワップ市場で織り込まれた増税確率の水準と整合的な水準となっている。

5. まとめ

金融の機能の一つに情報の提供があり、市場価格から意思決定に役立つ情報を抽出することができる。本稿では、インフレスワップの期間構造に将来の消費増税の影響が含まれていることに着目し、スワップレートから消費増税の実施確率を抽出した。消費増税は財政に影響を与え得るだけでなく、人々の暮らしに広く関係することから、事前の予定通りに増税が実施されるのかは、常に関心が高い。

（注9） 以下で公表されている。

<https://www.nomuraholdings.com/jp/news/nr/nsc/20180621/20180621.pdf>

本稿では、消費増税の実施や増税延期の決定に向けた、過去の四つの期間を対象として、事前の実施確率の推移を分析した。この結果、実施確率は実施の表明に向けて上昇し、延期の表明に向けて下落する傾向がみられる。ただし、増税に向けた経済環境などの違いによってその傾向は異なる。消費増税の実施は、増税後の消費の落ち込みなどを通じた景気の減速をもたらし得ることから、増税の実施可能性は、その時点での経済状況に依存する面は大きい。一方で、延期の場合は財政再建の遅れにつながり得ることから、増税実施の重要性を説く向きは多く、結果、相反する両面の議論の進展がその都度市場に織り込まれていく。なお、直近では、18年10月に、19年10月に予定される税率10%への引上げが改めて表明されたが、その直前の実施確率は約50%に過ぎず、市場は再々延期の可能性を半分程度見込んでいたことが示唆されよう。

内山による本研究の一部は、JSPS科研費 JP26242028、JP18K01691の助成を受けた。

(参考文献)

- 湯山智教・森平爽一郎 [2017] 「リスクプレミアムを勘案した市場における期待インフレ率の抽出に関する実証分析」、『現代ファイナンス』39、pp.1-30.
- Campbell, J. Y., R. J. Shiller and L. M. Viceira [2009] “Understanding Inflation-Indexed Bond Markets,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring, pp.79-120.
- Crane, D. B., K. A. Froot, S. P. Mason, A. Perold, R. C. Merton, Z. Bodie, E. R. Sirri and P. Tufano [1995] *The Global Financial System: A Functional Perspective*, Harvard Business School Press. (『金融の本質』、野村総合研究所訳、野村総合研究所、2000年)
- Fleckenstein, M., F. A. Longstaff and H. Lustig [2014] “The TIPS-Treasury Bond Puzzle,” *Journal of Finance* 69(5), pp.2151-2197.
- [2017] “Deflation Risk,” *Review of Financial Studies* 30(8), pp.2719-2760.
- Haubrich, J., G. Pennacchi and P. Ritchken [2012] “Inflation Expectations, Real Rates, and Risk Premia: Evidence from Inflation Swaps,” *Review of Financial Studies* 25(5), pp.1588-1629.

(この研究ノートは投稿論稿を採用したものです。)