

Working Paper Series

為替相場予測と消費者物価：
為替予測サーベイを用いた実証分析

原 尚子*・鎌田康一郎**

Working Paper 02-7

2002年8月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(* e-mail: naoko.hara@boj.or.jp)

(** e-mail: kouichirou.kamada@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

為替相場予測と消費者物価：
為替予測サーベイを用いた実証分析[◆]

原 尚子^{*}・鎌田 康一郎^{**}

日本銀行 調査統計局

2002 年 8 月

[◆] 本稿の作成過程で、松林洋一 和歌山大学助教授、そして、日本銀行調査統計局の多くのスタッフから有益なコメントを頂戴した。この場を借りて、深く感謝の意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本論文の内容や意見は筆者個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

^{*} naoko.hara@boj.or.jp

^{**} kouichirou.kamada@boj.or.jp

【要旨】

本稿では、為替相場の消費者物価への影響度が、相場に対する経済主体の期待に依存していることを、サーベイ・データを用いて実証する。予測相場に関するサーベイ・データを見ると、相場予測の現実の姿は、効率市場仮説が示唆する「横這い予測」から程遠いことがわかる。したがって、この点を無視していた従来の実証分析は、為替相場が消費者物価へ与える影響度を過小評価していた可能性が高い。為替相場変動の影響が消費者物価へと伝播していくとき、予測相場の変動による短期的で急な波と川上企業から川下企業へと費用が価格転嫁される際に生ずる長期的で緩やかな波が発生する。分析の結果、いずれの波も統計的に無視し得ない大きさであることが分かった。もっとも、為替相場の予想形成メカニズムは、その時々を経済情勢によって異なりうるので、予測相場と消費者物価の相関関係には、かなりの不確実性が付きまとうことに留意すべきである。

(JEL: E30, F40, L11; キーワード: 為替相場、為替予測サーベイ、消費者物価)

1. はじめに

為替相場は、物価を規定する供給サイドの要因として、重要な経済変数であると考えられている。プラザ合意（1985年）、クリントン政権のドル高政策への転換（1995年）、アジア通貨危機（1997年）、ロシア危機（1998年）など、為替相場が大きく変動した後は、消費者物価をはじめ、物価一般への影響に関心が集まる。そして近年は、わが国のデフレを抑制する手段として、円安が注目を集めた。しかし、現実のデータを見ると、為替相場と消費者物価の相関関係は必ずしも明らかではない（図表1）。実際、多くの実証研究が、両者の相関は驚く程小さいという分析結果を報告してきた¹。同様の分析結果は、わが国に限らず、多くの国で報告されている²。

為替相場の物価への影響を説明する理論は、大まかにみて、寡占的なマーケットの存在を重視するものと、将来の為替相場動向に対する予測を重視するものの2つに分けられる。第1の立場によれば、為替相場の物価への影響が小さいのは、同質の財を販売する競争相手が存在する中でマーケット・シェアを確保するためには、たとえ円安で輸入原材料の価格が上がっても、むやみに費用の増分を価格転嫁できないからである（例えば、Dornbusch [1987] を参照）。円安になっても価格が上昇しないのは「価格の国際化」が原因であるという見方もその一例である（例えば、日本銀行調査統計局 [2000]）。

第2の立場によると、為替相場の物価への影響が小さいのは、現在の相場変

¹ 為替相場の物価への影響は、フィリップス曲線の中にも取り入れられることが多い。

$$\pi_t = \kappa_0 + \kappa_1 \cdot \pi_{t-1} + \kappa_2 \cdot y_t + \kappa_4 \cdot \phi_t + \varepsilon_t.$$

ここで、 π はインフレ率、 y は需給ギャップ、 ϕ は為替相場の変化率（前月比）で、円ドル直物相場を S とすると、 $\phi_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ である。為替相場の物価への影響を統計的に把握するには、 ϕ の有意性をテストすればよい。1980年代後半から2000年代初頭までのサンプルを用いてこうしたテストを行うと、多くの場合、 ϕ は有意ではないという結果が得られる。

² 例えば、Reserve Bank of Australia (1999) は、1997年のアジア通貨危機以降、オーストラリアにおいて、為替相場の物価への影響度が低下した、と報告している。

動は一時的なものであり、時間の経過とともに元の水準に戻ってくると経済主体が予想しているからである。価格変更にかかる費用がかかる場合、今日為替相場が変化しても、明日元の水準に戻っているならば、費用を負担してまで価格を付け替える必要はない。逆に、新しい相場水準が長期間持続すると予想しているならば、価格を変更しないことによる逸失利益が変更費用を上回るので、価格は変更される。こうした見方は、Taylor (1980) の staggered contract モデルを為替相場と物価の関係へ拡張したものである（例えば、Taylor [2000] を参照）。

為替相場の物価への影響度は経済主体による相場の先行き見通しに左右されるという第 2 の立場は、理論上はともかく、実証的なサポート材料は少ない。これは、為替相場の予測値に関するデータが入手困難であることが主な原因であった³。幸い、わが国では、国際金融情報センター（Japan Center for International Finance; JCIF）が予測相場に関するサーベイを行っており、これを用いれば、為替相場の先行き見通しが物価に与える影響を実証することができる⁴。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、為替の予測相場が消費者物価にどのようなかたちで影響を与えるのか、Calvo (1983)、Rotemberg and Woodford (1999) のモデルを拡張することによって、理論的に説明する。3 節では、JCIF による為替の予測相場サーベイの概要と特徴を概説する。4 節では、予測相場のサーベイを理論モデルに当てはめ、実際の為替相場よりは、むしろ、為替相場の予測値が統計的に有意な変数であることを示す。5 節は、本稿の分析結果のまとめである。

2 . モデル

本節では、Calvo (1983) によって発案された企業の価格設定モデルを拡張し、

³ アンカバーの金利裁定式から予測相場を抽出する方法がある。しかし、この方法では、リスク・プレミアムの変動と為替相場の予想変化率とを区別することができないので、予測相場の推計値にかなりの計測誤差が含まれることになる。

⁴ Froot and Klemperer (1989) は、為替相場の予測値が輸入物価に与える影響を分析している。

為替相場が国内物価に与える影響を理論面から考察する。ここで紹介するモデルは、消費財を生産する企業の価格決定行動を描写することに目的があるが、結果的に、為替相場変動の効果が、輸入物価、国内卸売物価、消費者物価へと多段階的に波及していく過程を総合的に捉えたものになっている。

(1) 企業の利潤最大化行動

いま、消費財を生産・販売している独占的競争企業を考えよう。この企業が生産している財の販売価格を X 、全企業の消費財価格を平均した消費者物価の水準を P と表す。また、この企業が直面する主観的需要 Z は、次のような関数で与えられると仮定しよう⁵。

$$Z = \left(\frac{X}{P} \right)^{-\eta} Y. \quad (2-1)$$

ここで、 Y は消費財全体に対する総需要を表す。 η は需要の価格弾力性であり、1 より大きいと仮定する⁶。個々の企業にとっては、 P や Y は外生的に与えられたものなので、主観的には、 Z は X の減少関数である。

Calvo (1983) に倣って、企業が価格を変更できるタイミングが確率 $(1-\alpha)$ で巡ってくると仮定しよう。将来再び価格を変更するときには、現在の価格のことは忘れてよい。したがって、企業の利潤最大化行動は、次の最大化問題に帰着する。

$$\text{MAX}_{X_t} \quad V_t = \sum_{i=\tau}^{\infty} \alpha^i \beta_i (X_t - E_t^s C_{t+i}) E_t^s Z_{t+i} / E_t^s P_{t+i}. \quad (2-2)$$

⁵ (2-1)式は、Dixit and Stiglitz (1977) 以来、独占的競争企業が直面する主観的需要曲線の標準形となった。いま、ある消費者のある期における財 k の消費量を $Y(k)$ と表す。この消費者の効用関数は時間に関して分離可能であり、毎期の効用関数が $u(Y)$ 、 $Y = [\int_0^1 Y(k)^{(\eta-1)/\eta} dk]^{\eta/(\eta-1)}$ で与えられるとする。このとき、財 k の価格を $P(k)$ とすると、消費者物価は $P = [\int_0^1 P(k)^{1-\eta} dz]^{1/(1-\eta)}$ 、財 k に対する需要関数は $Y(k) = (P(k)/P)^{-\eta} Y$ で与えられる。ある企業を取り出して $P(k) = X$ 、 $Y(k) = Z$ とおくと、(2-1)式が得られる。

⁶ η が 1 より小さいと、値段を引き上げるほど利潤が大きくなり、企業の主観的な最適価格が存在しなくなる。

ここで、 c は限界費用（水平）、 β は将来の利潤に対する割引因子、 $E_t^s A_{t+i}$ は t 期における i 期先の変数 A に対する企業の主観的な予測値である。 τ は企業が最適な価格を計算するのに要する時間を表している。この場合、企業は、 τ 期以降に発生する利潤の現在割引価値のみを考慮することに注意しよう。

企業の主観的予測は合理的期待である必要はなく、 E_t^s は合理的期待を表す E_t と異なってもよい。両者を区別することは、理論と実証の両面で重要である。まず、多くの実証研究が、現実の為替相場の予測は非合理的であると指摘している（例えば、Ito [1990] や Hara and Kamada [1999] を参照）。こうした研究成果に沿って考えると、合理的期待仮説を基に構築された理論モデルは、現実のデータに当てはまらないはずである。この点、本節で展開されるモデルは、期待の性格にかかわらず、一般的に成立するものである。もちろん、企業の主観的予測が合理的期待であった場合にも、そのまま適用することができる。

為替相場が変動し、予測相場が変更されても、物価が変動するまでには時間がかかる。本稿では、 τ を企業が最適価格の計算に要する時間と解釈している。しかし、これ以外の解釈も可能である。例えば、為替相場が変動して、川上価格（卸売物価）が変化し、これが川下価格（消費者物価）へと転嫁されていくまでには、 τ 期間が必要であると考えてもよい。いずれにしろ、こうした時間差は、実証分析を行う際に極めて有用である⁷。

(2-2)式を X で微分し、最適化の一階条件を求めると、

$$\frac{dV_t}{dX_t} = \sum_{i=\tau}^{\infty} \alpha^i \beta_i \left\{ (1-\eta) \left(\frac{X_t}{E_t^s P_{t+i}} \right)^{-\eta} \frac{E_t^s Y_{t+i}}{E_t^s P_{t+i}} + \eta \frac{E_t^s C_{t+i}}{X_t} \left(\frac{X_t}{E_t^s P_{t+i}} \right)^{-\eta} \frac{E_t^s Y_{t+i}}{E_t^s P_{t+i}} \right\} = 0. \quad (2-3)$$

次に、(2-3)式を扱いやすくするために、定常状態からの乖離率を用いて線形化する。 P 、 X 、 C 、 Y 、それぞれの定常状態を P^* 、 X^* 、 C^* 、 Y^* と定義する。このとき、 $C^*/P^* = (\eta - 1)/\eta$ と仮定する⁸。さらに、記号を簡略化するために、主要

⁷ 後述の実証分析（特に、図表4を参照）では、5ヶ月前における将来の予測相場が、消費者物価の説明変数として採用されている。

⁸ これは、定常状態におけるマークアップ率を $\eta/(\eta - 1)$ と仮定することを意味している。

変数を定常状態からの乖離率で表す。

$$\chi_t \equiv X_t / P_{t-1} - 1, \quad (2-4a)$$

$$\theta_t \equiv (C_t / P_t - C^* / P^*) / (C^* / P^*), \quad (2-4b)$$

$$E_t^s \rho_{t-1}^{t+i} \equiv E_t^s C_{t+i} / C_{t-1} - 1. \quad (2-4c)$$

いま、

$$\frac{E_t^s C_{t+i}}{X_t} = \frac{E_t^s C_{t+i}}{C_{t-1}} \frac{C_{t-1}}{P_{t-1}} \frac{P_{t-1}}{X_t} \quad (2-5)$$

であることに注意すると、(2-3)式を次のように線形化して解くことができる。

$$\chi_t = \sum_{i=\tau}^{\infty} \delta_i (E_t^s \rho_{t-1}^{t+i} + \theta_{t-1}). \quad (2-6)$$

ここで、 $\delta_i \equiv \alpha^i \beta_i / \sum_{h=\tau}^{\infty} \alpha^h \beta_h$ である。

Dornbusch (1987) が明らかにしたように、独占的競争企業が、製品の差別化が十分であり、価格変更によってマーケット・シェアの縮小を招かないと考えている場合には、費用の増分をすべて自らの製品価格に転嫁する。(2-6)式は、staggered contract モデルの中では、将来の費用の増分（の現在割引価値）を含めて、費用の変化をすべて自らの販売価格に転嫁することを示している。

(2) 生産費用

(2-4b)式で定義したように、 θ_{t-1} は $(t-1)$ 期における C/P 比率の定常状態からの乖離率である。これを具体的に定義するために、限界費用は国内品と輸入品の価格やマクロ的な需給要因に依存すると仮定しよう⁹。

$$C = \mu \tilde{P}^{1-\sum \omega_h} \prod_k (S_k \tilde{P}_k)^{\omega_k} (Y/Y^*)^\gamma. \quad (2-7)$$

実は、企業が每期価格変更できるときも、マークアップ率は $\eta/(\eta-1)$ となる。定常状態では時間の概念がなくなっているため、両者が一致することはほとんど自明である。

⁹ 需給ギャップが限界費用に影響を与えるという考え方は Rotemberg and Woodford (1999) でも採用されている。

ここで、 \tilde{P} は国内品の卸売価格、 S_k は k 国通貨の円建て直物相場、 \tilde{P}_k は k 国からの輸入品の価格（現地通貨建て）、 ω_k は総生産費用に占めるウェイトである。 $1 - \Sigma\omega_h$ は総生産費用に占める国内品のウェイトである。 Y/Y^* は需給ギャップを表しており、限界費用は景気循環と共に変動する。景気循環に伴う賃金変動をイメージしてもよいし、総需要が弱いと川上企業が費用の増分を川下企業へ価格転嫁しにくくなる様子と解釈してもよい。 μ と γ は正の定数である。

輸入物価と国内卸売物価からみた実質実効為替レート（上昇は円安）を $R = \Pi_k (S_k \tilde{P}_k / \tilde{P})^{\omega_k / \Sigma\omega_h}$ と定義すると、次の関係式を導くことができる。

$$C/P = \mu R^{\Sigma\omega_h} (\tilde{P}/P)(Y/Y^*)^\gamma. \quad (2-8)$$

両辺を定常状態 C^*/P^* で割って、自然対数をとると、 θ が求まる。すなわち、

$$\theta_{t-1} = \Sigma\omega_h \cdot \ln R_{t-1} + \ln(\tilde{P}_{t-1}/P_{t-1}) - \ln\psi + \gamma(GAP_{t-1} - GAP^*). \quad (2-9)$$

ここで、 ψ は $R_t^{\Sigma\omega_h} (\tilde{P}_t/P_t)$ の定常状態における値である。 GAP は最大算出量 Y^{\max} からみた需給ギャップ $(\ln Y - \ln Y^{\max})$ である。 GAP^* は均衡産出量 Y^* の最大産出量からの乖離率 $(\ln Y^* - \ln Y^{\max})$ であり、需給ギャップの自然率（固定値と仮定）と解釈することができる。

(2-4c)式の定義によると、 $E_t^s \rho_{t-1}^{t+i}$ は、企業が主観的に予想した $(t-1)$ 期から $(t+i)$ 期までの限界費用の上昇率である。これは、(2-7)式から次のように算出することができる。

$$\begin{aligned} E_t^s \rho_{t-1}^{t+i} &= \ln \left(\frac{(E_t^s \tilde{P}_{t+i})^{1-\Sigma\omega_h} \Pi_k (E_t^s S_{k,t+i} E_t^s \tilde{P}_{k,t+i})^{\omega_k} (E_t^s Y_{t+i} / E_t^s Y_{t+i}^*)^\gamma}{\tilde{P}_{t-1}^{1-\Sigma\omega_h} \Pi_k (S_{k,t-1} \tilde{P}_{k,t-1})^{\omega_k} (Y_{t-1} / Y_{t-1}^*)^\gamma} \right) \\ &= (1 - \Sigma\omega_h) E_t^s \tilde{\zeta}_{t-1}^{t+i} + \Sigma_k \omega_k E_t^s \tilde{\zeta}_{k,t-1}^{t+j} + \Sigma_k \omega_k E_t^s \phi_{k,t-1}^{t+i} + \gamma (E_t^s GAP_{t+i} - GAP_{t-1}). \quad (2-10) \end{aligned}$$

ここで、 $E_t^s \tilde{\zeta}_{t-1}^{t+i}$ は、企業が主観的に予想した $(t-1)$ 期から $(t+i)$ 期までの国内卸売物価の上昇率、すなわち、 $E_t^s \tilde{\zeta}_{t-1}^{t+i} \equiv E_t^s \tilde{P}_{t+i} / \tilde{P}_{t-1} - 1$ である。同じく、 $E_t^s \tilde{\zeta}_{k,t-1}^{t+i}$ は、企業が主観的に予想した k 国からの輸入物価（現地通貨建て）の上昇率である。さ

らに、 $E_t^s \phi_{k,t-1}^{t+i}$ は、企業が主観的に予想した $(t-1)$ 期から $(t+i)$ 期までの k 国通貨に対する円の変化率である（プラスのとき円が減価）。なお、(2-10)式を導くに当たって、 GAP^* が固定値であることを利用した。

現実世界では、為替変動に伴って現地通貨建て輸入物価が見直される慣行がある。例えば、円安時には、現地通貨建ての輸入物価が若干引き下げられる。このとき、 $E_t^s \tilde{\zeta}_{k,t-1}^{t+i}$ と $E_t^s \phi_{k,t-1}^{t+i}$ は逆相関する。しかし、本稿の目的は、企業の価格設定行動が将来の為替相場に対する期待といかに関連しているかを示すことにあるので、簡単化のため、両者は無相関であると仮定して議論を進める。

(3) インフレ率の導出

消費者物価は、個々の消費財価格を幾何平均したものであると仮定しよう¹⁰。このとき、全企業のうち価格変更できる企業の割合は $(1-\alpha)$ であることに注意すると、消費者物価は $P_t = X_{t-\tau}^{1-\alpha} P_{t-1}^\alpha$ で与えられる。両辺を P_{t-1} で割ると、

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \left(\frac{X_{t-\tau} P_{t-\tau-1}}{P_{t-\tau-1} P_{t-1}} \right)^{1-\alpha} \quad (2-11)$$

両辺の対数をとるとインフレ率が算出できる。すなわち、

$$\pi_t = (1-\alpha)(\chi_{t-\tau} - \zeta_{t-\tau-1}^{t-1}) \quad (2-12)$$

ここで、 $\zeta_{t-\tau-1}^{t-1} = P_{t-1}/P_{t-\tau-1} - 1$ は、 $(t-\tau-1)$ 期から $(t-1)$ 期までの消費者物価の上昇率である。この項は、企業が価格変更を決意してから実際に価格を変更するまでの物価上昇分を差し引く調整項にあたる¹¹。

(2-9)式、(2-10)式、(2-12)式を(2-6)式に代入すると、 χ を算出することができ

¹⁰ 先の物価指数 $P = [\int_0^1 P(k)^{1-\eta} dz]^{1/(1-\eta)}$ を定常値の近傍で線形近似すると、消費者物価は各企業の価格を単純幾何平均したものとなる。

¹¹ 調整項が現れる理由は次のとおりである。企業は、将来の最適価格を計算している間にも、平均的な意味では、過去にスタートしてやっと計算できた最適価格へと価格を変更している。したがって、この企業が現在計算中の価格を採用するとき、物価変動への追加的な寄与度は、計算中に行われた価格変更分を差し引いた残りの部分に過ぎない。

る。具体的にインフレ率の決定式を書き下すと、

$$\begin{aligned}
\pi_t = & (1-\alpha)\{(1-\Sigma\omega_h)\Sigma_{i=\tau}^{\infty}\delta_i E_{t-\tau}^s \tilde{\zeta}_{t-\tau-1}^{t-\tau+i} + \Sigma_k \omega_k \Sigma_{i=\tau}^{\infty}\delta_i E_{t-\tau}^s \tilde{\zeta}_{k,t-\tau-1}^{t-\tau+i}\} \\
& + (1-\alpha)\Sigma_k \omega_k \Sigma_{i=\tau}^{\infty}\delta_i E_{t-\tau}^s \phi_{k,t-\tau-1}^{t-\tau+i} \\
& + (1-\alpha)\{\Sigma\omega_h \cdot \ln R_{t-\tau-1} + \ln(\tilde{P}_{t-\tau-1}/P_{t-\tau-1}) - \ln\psi\} \\
& + (1-\alpha)\gamma\Sigma_{i=\tau}^{\infty}\delta_i (E_{t-\tau}^s GAP_{t-\tau+i} - GAP^*) \\
& - (1-\alpha)\zeta_{t-\tau-1}^{t-1}.
\end{aligned} \tag{2-13}$$

(2-13)式は、Roberts (1995) などによって導出されたニュー・ケインジアン・フィリップス曲線を開放経済に拡張したものである。詳しくみると、インフレ率は、国内卸売物価と輸入物価（現地通貨建て）の予想インフレ率（第1行）、需給ギャップの予想値（第4行）に依存しているほか、為替相場の予想変化率（第2行）、実質実効為替レート（円建て輸入物価・国内卸売物価比率）と国内卸売物価・消費者物価比率（第3行、「相対価格要因」と呼ぶ）にも依存している。

第1の注目点は、インフレ率が、実現した為替相場変化率 $\phi_{k,t-\tau-1}^{t-\tau}$ よりも、むしろ、その後の相場動向 $\{E_{t-\tau}^s \phi_{k,t-\tau-1}^{t-\tau+i}\}_{i=\tau}^{\infty}$ に依存していることである¹²。したがって、たとえ現在為替相場が減価しても、暫くすれば元の水準に戻ると経済主体が予想すれば、価格の変更幅は小さくなり、為替相場が物価に与える影響も小さくなる。こうした為替相場の変化に対する経済主体の予想のリアクションを無視した計量分析は、missing variable の問題を抱えることとなる。次節では、この問題がどれ程重要であるのか、実際のデータに基いて確認する。

第2の注目点は、インフレ率が、為替相場の変化率のみならず、その水準からも影響を受けることである。これは、(2-13)式に、実質実効為替レートの水準が含まれていることから明らかである。為替相場が減価すると輸入原材料にかかる費用が増加する。すると、卸売段階のマージンが縮小する。卸売段階の企業はマージンを回復するために、為替相場の変動分を販売価格に転嫁する。この結果、国内卸売物価が上昇する。国内卸売物価や輸入物価の上昇は、小売

¹² もちろん、為替相場の変動から価格変更までに時間差がなければ、足許の為替相場変化率も価格設定に影響を与える可能性がある。

段階のマージン率を縮小する。小売企業は、マージンを回復させようと、費用の増分を消費者物価に転嫁する。こうした一連の流れが、持続的なインフレを引き起こすのである。

このように、為替相場が消費者物価に影響を与えると、将来の相場変動が現在の物価へ転嫁される経路と過去の相場変動が現在の物価へ転嫁される経路という 2 つが存在し、各々が同時進行している。予測相場のボラティリティーは、現実の相場変動と同じくらい大きい。したがって、予測相場が消費者物価に与える影響も、急激で、短期間に終わる可能性がある。これに対し、為替相場の過去の変動によって生じた費用の変化が川上価格から川下価格へと転嫁されてくるプロセスは、ペースが緩慢で、長期間にわたる可能性がある。為替相場の消費者物価への影響度は、こうした性格の異なる 2 種類の波の和として表されるのである。

3 . 為替予測サーベイ

本節では、実証分析で使用する為替予測サーベイの概要を説明し、データに基いて、現場における相場予測の特徴を整理する。前節では、将来の為替相場に対する企業の見通しが消費者物価を決定する要因の一つであることを理論面から明らかにした。しかし、現実の為替相場予測は複雑であり、予想形成メカニズムの解明は緒に就いたばかりである。そこで、本稿では、JCIF による『為替予測 主要市場参加者による予測』を予測相場データとして利用するというアプローチを採る。以下、本節では、同サーベイの内容を略説し、相場予測の実態を概観しておこう¹³。

¹³ JCIF の予測相場サーベイについては、Ito (1990)、日本銀行 (1990)、Hara and Kamada (1999) などが詳しい。

(1) JCIF サーベイの概要

JCIF は、1985 年 5 月 29 日以来、外国為替市場の関係者に対し、為替相場の先行きについて、サーベイランスを行っている。内容は、1、3、6 ヶ月先の為替相場の予想値である。頻度は、中旬と下旬の月 2 回。2~3 週間の間隔でサーベイされている¹⁴。回答者数は、ほぼ 44 人。会社合併など、特殊事情で多少増減する。回答者の業種は 4 つのカテゴリーに分けられている。内訳は、銀行・短資から 15 人、証券・商社から 10 人、輸出企業から 9 人、生損保・輸入業者から 10 人である¹⁵。

JCIF は 2 つの形式でデータ・ベースを作成している。第 1 の形式では、全ての回答者をプールしたものと 4 つのカテゴリーに分けたものについて、予測相場の平均値、最大値、最小値、標準偏差、ヒストグラムが掲載されている。この形式では、1986 年 1 月 14 日からのデータが利用可能である。第 2 の形式では、回答者毎に予測値が掲載されている。しかし、各回答者がどのカテゴリーに分類されているのかは公表されていない。この形式では、1985 年 5 月 29 日からのデータが利用可能である。

(2) 相場予測の実態

現実の外国為替市場で効率市場仮説は成立しない。成立しているなら、現在の為替相場は利用可能なあらゆる情報を織り込んでいるので、経済主体は将来の為替相場を「横這い」と予測するはずである。図表 2 は、円ドル予測相場の推移を描いたものである。太線は、サーベイ日に対応する東京外国為替市場(午後 5 時時点)の円ドル相場、そこから伸びている短い細線は、1、3、6 ヶ月先予

¹⁴ 下旬サーベイが最終月曜日(元は火ないし水曜日)、中旬サーベイが下旬サーベイの 2 週間前の月曜日(元は火ないし水曜日)。8 月中旬と 12 月下旬は休み。

¹⁵ JCIF サーベイの回答者には金融関係者が含まれており、彼らの予測が製品価格を決める企業の予想為替相場と平行に動いているのかという点が問題になる。この点について、4 節の実証分析の結果を先取りすると、金融関係者の予想を除いて消費者物価関数を推計しても、結果に大きな差は生じない。

測相場の全回答者の平均値を表している。現実の相場予測が横這い予測から程遠いことは、一見して明らかである。

図表 3 は、実際の相場予測と横這い予測の差を描いたものである。いま、 S_t を t 月に実現した円ドル相場、 S_t^i を t 月における i ヶ月先の予測相場とする。本節では円ドル相場のみを取り上げるので、表記を単純化するために、国を表す添え字は省略する。細線は、円ドル相場の前月からの変化率 ($\phi_{t-1}^t \equiv \ln S_t - \ln S_{t-1}$)、太線は、 i ヶ月先 ($i=1,3,6$) 予測相場の前月からの変化率 ($E_t^s \phi_{t-1}^{t+i} \equiv \ln S_t^i - \ln S_{t-1}$) である¹⁶。棒グラフは、両者の差 ($E_t^s \phi_{t-1}^{t+i} - \phi_{t-1}^t = \ln S_t^i - \ln S_t$) であり、現実の為替予測の横這い予測からの乖離率を表している。

現実の為替相場予測について、図表 3 から以下の特徴が観察される。第 1 に、1 ヶ月、3 ヶ月、6 ヶ月と、予測スパンが長くなるにつれて、現実の相場予測は横這い予測から乖離していく。第 2 に、現実の相場予測が横這い予測から乖離していく際の方向は、予測スパンによって異なる。例えば、1994 年～1995 年の円高局面をみると、アンケート回答者は、1 ヶ月先までさらに円高が進行すると予想している。こうした現在の円高が将来の円高予測を呼ぶ現象は、「バンドワゴン予測」と呼ばれ、相場予測の短期的な特徴として知られている¹⁷。逆に、3 ヶ月先から 6 ヶ月先には、相場が円安方向に戻ってくると予想している。行き過ぎた相場変動の後には揺り戻しが起こるという予想は、「回帰的予測」と呼ばれ、相場予測の長期的な特徴と考えられている¹⁸。

為替相場の物価への影響を推計する際、実現した為替相場の変化率のみを説

¹⁶ 中旬と下旬では相場水準に癖がある可能性がある。このため、予想円ドル相場の前月からの変化率を計算するとき、前回比（2 週間前からの変化率）ではなく、中旬なら前中旬、下旬なら前下旬からの伸び率を計算し、これらを平均している。日本銀行（1990）にも同じ取扱いが見られる。なお、当月の実際の為替相場変化率を計算する際にも、サーベイ日の直物相場を用いて、同様の計算を行っている。

¹⁷ 1980 年代の為替予測をみると、1985 年のプラザ合意から 1987 年のルーブル合意に至るドル高是正期に、激しいバンドワゴン予測が観察される。

¹⁸ 米国の為替予測の特徴については Frankel and Froot (1995) を参照。わが国については、1990 年までの分析は Ito (1990) を、それ以降を含めた分析としては Hara and Kamada (1999) を参照されたい。

明変数とする方法は、経済主体の予測が横這い予測であると暗黙に仮定することに等しい。しかし、現実の相場予測は、それが当たっているか外れているかはともかく、単純な横這い予測ではない。このことが、為替相場の物価への影響を推計する際にも、何らかの問題を引き起こしている可能性がある。次節では、為替の予測相場サーベイを、前節で導出された理論モデルに当てはめることによって、企業の価格設定行動における相場予測の重要性を統計的に検出する。

4. 実証分析

本節では、2節で展開した理論モデルに、3節で紹介した為替の予測相場サーベイを当てはめることによって、為替相場の消費者物価への影響を定量化する。最初に、実際に推計する方程式のスペックを紹介する。基本的なスペックは、(2-13)式で与えられる。しかし、データに制約があるので、そのままでは推計になじまない。そこで、本節では、推計可能な消費者物価関数を提示する。次に、この消費者物価関数に、サーベイ・データを当てはめた結果を報告する。消費者物価を決定するのは、足許の為替相場よりは、むしろ予測相場であることが統計的に検出される。最後に、シミュレーションによって、企業の為替予測形成メカニズムの違いが為替相場の消費者物価への影響度を大きく左右する点を明らかにする。

(1) 推計式

(2-13)式を推計するには、円ドル相場に限らず、それ以外の為替相場も必要であるが、JCIFサーベイにそうしたデータは含まれていない。日本の場合、多くの貿易取引がドル建てで行われているので、円ドル相場だけでも、価格設定における相場予測の重要性を検証することは可能である。さらに、アジア通貨危機(1997年)以前、アジアの多くの国は、実質的なドル・ペッグ制を採用していた。このため、円ドル相場の予想変化率をそのままアジア通貨に対する円の予

想変化率と見なすことが可能であった。もっとも、通貨危機でアジアの多くの国々がドル・ペッグ制を放棄したときのように、円ドル相場が実効レートと大きく乖離する場合には、こうした単純化には問題があることは否めない。

理論的には、すべての予測スパンに対応した予測相場が必要であるが、JCIFサーベイは 1、3、6 ヶ月先のみをアンケート対象としており、それ以外の予測スパンに関するデータは存在しない。そこで、本節では次のような仮定を設ける。すなわち、すべての予測スパンについて、為替相場の予想変化率は、先月の相場を起点として、今月、1 ヶ月先、3 ヶ月先、6 ヶ月先までの予想変化率の線形結合で表されると考える。これは、サーベイ・データは、予想形成に必要な情報を十分に含んでおり、サーベイでカバーされていない予測値も、そこから計算できるという仮定である。

この仮定の下では、(2-13)式にある為替相場の予想変化率を加重平均した部分は、次のようになる。

$$\begin{aligned} \sum_{i=\tau}^{\infty} \delta_i E_{t-\tau}^s \phi_{t-\tau-1}^{t-\tau+i} &= \lambda_0 (\ln S_{t-\tau} - \ln S_{t-\tau-1}) + \lambda_1 (\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau-1}) \\ &+ \lambda_2 (\ln S_{t-\tau}^3 - \ln S_{t-\tau-1}) + \lambda_3 (\ln S_{t-\tau}^6 - \ln S_{t-\tau-1}) \end{aligned} \quad (4-1)$$

もちろん、(4-1)式の形で λ を推計してもよいが、4 つの説明変数は多重共線性が強いので、個々のパラメータの推計値を安定させるために、説明変数の個数を減らした方がよい。どの隣接する説明変数の差が重要なのかをテストするために、(4-1)式を次のように変形し、消費者物価関数を推計する際に φ の有意性をテストする¹⁹。

$$\begin{aligned} \sum_{i=\tau}^{\infty} \delta_i E_{t-\tau}^s \phi_{t-\tau-1}^{t-\tau+i} &= \varphi_0 (\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau-1}) + \varphi_1 (\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau}) \\ &+ \varphi_2 (\ln S_{t-\tau}^3 - \ln S_{t-\tau}^1) + \varphi_3 (\ln S_{t-\tau}^6 - \ln S_{t-\tau}^3) \end{aligned} \quad (4-2)$$

(2-13)式を推計するためには、需給ギャップの予測値も必要である。これにつ

¹⁹ λ と φ の間には、 $\varphi_0 = \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$ 、 $\varphi_1 = -\lambda_0$ 、 $\varphi_2 = \lambda_2 + \lambda_3$ 、 $\varphi_3 = \lambda_3$ という関係がある。なお、 $\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau-1}$ の $S_{t-\tau}^1$ は、 $S_{t-\tau}$ 、 $S_{t-\tau}^3$ 、 $S_{t-\tau}^6$ などと交換して差し支えない。

いては、企業は足許の需給ギャップがそのまま持続すると予想している、と仮定する。また、将来の国内卸売物価や輸入物価（現地通貨建て）の予想変化率は一定とする²⁰。以上の仮定をすべて(2-13)式に織り込むと、推計すべき消費者物価関数は次のようになる²¹。

$$\begin{aligned}
 \pi_t = & \kappa_0 + \kappa_1(\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau-1}) \\
 & + \kappa_2(\ln S_{t-\tau}^1 - \ln S_{t-\tau}) + \kappa_3(\ln S_{t-\tau}^3 - \ln S_{t-\tau}^1) + \kappa_4(\ln S_{t-\tau}^6 - \ln S_{t-\tau}^3) \\
 & + \kappa_5 \ln(R_{t-\tau-1}) + \kappa_6(\tilde{P}_{t-\tau-1}/P_{t-1}) \\
 & + \kappa_7 GAP_{t-\tau} .
 \end{aligned} \tag{4-3}$$

(2-13)式の第5行（インフレ率調整項）は、(4-3)式の第3行第2項に吸収させた。

（2）推計結果

サンプルは1988年1月～2001年12月の月次データとする。為替相場の予想変化率は、全カテゴリーの回答者毎に、中下旬毎の伸び率を計算し、月間平均してもとめた。消費者物価には、生鮮食品を除いた総合指数の前月比（季節調整済み、消費税調整済み）を用いた。需給ギャップには、鎌田・増田（2001）による非製造業資本稼働率修正型GDPギャップを月次化したものを使用した²²。実質実効為替レート R には、定義どおり、輸入物価（円建て）と国内卸売物価の

²⁰ 多くの実証分析で行われているように、将来の国内卸売物価や輸入物価（現地通貨建て）の予想変化率を過去の平均的な変化率で代替することも可能である。しかし、実際にそうした分析を行ったところ、過去の平均的な変化率はインフレ率の有意な説明変数とならなかった。

²¹ 定数項には需給ギャップの自然率やマークアップ率の定常値のほか、将来のグローバルなインフレ率に対する平均的な予測値も含まれている。

²² 月次需給ギャップは、労働時間ベースの失業率と資本の稼働率を1から差し引いたもの（資本の遊休率）とを加重平均したものである。基本的には、鎌田・増田（2001）による四半期ベースの「非製造業資本稼働率修正型GDPギャップ」を月次化したものである。非製造業資本稼働率修正型GDPギャップの基礎データである資本ストックや非製造業資本稼働率には、月次計数が存在しないので、Goldstein and Khan（1985）の手法を用いて、四半期データを月次に分割した。

比を当てはめた²³。

さまざまな値を τ に試した結果、 $\tau=5$ とした場合の推計パフォーマンスが良好であった。このとき、 $\ln S_{t-5}^6 - \ln S_{t-5}^3$ や $\ln S_{t-5} - \ln S_{t-6}$ は有意ではなかったので、予め説明変数から取り除いた。 $\tau=5$ なので、4ヶ月先までの為替相場動向は、企業の利潤最大化に直接影響しない。それにもかかわらず、回帰分析の説明変数として、6ヶ月先の予測値よりも、1ヶ月先と3ヶ月先の予測値($\ln S_{t-5}^1 - \ln S_{t-6}$ と $\ln S_{t-5}^3 - \ln S_{t-5}^1$)が選択された。このことは、5ヶ月先以降の為替予測を形成する際に企業が用いている情報は、1ヶ月先と3ヶ月先の予測を形成する際に用いている情報と同じであることを示唆している。

最終的な推計結果は図表4のケース0のとおりである。決定係数は約0.4であり、消費者物価の前月比はノイズが大きいことを考慮すると、モデルの当てはまりは良好である。ダービン・ワトソン比は誤差項に系列相関がないことを示している。ここで、予想変化率が有意な変数である点に注目されたい。すなわち、 $\ln S_{t-5}^1 - \ln S_{t-6}$ と $\ln S_{t-5}^3 - \ln S_{t-5}^1$ にかかるパラメータが同時にゼロであるという帰無仮説 H_0 をWaldテストすると、 p 値はほとんどゼロ%であった。

予測相場サーベイの代わりに、現在の為替水準が恒久的に続くという横這い予測を仮定した場合、どのような推計結果が得られるのかみておこう。横這い予測($S_{t-\tau}^i = S_{t-\tau}$)を仮定すると、 $\sum_{i=\tau}^{\infty} \delta_i E_{t-\tau}^S \phi_{t-\tau-1}^{t-\tau+i}$ が $\ln S_{t-\tau} - \ln S_{t-\tau-1}$ の倍数で表現できる²⁴。したがって、この変数だけで為替関連の説明変数としては十分である。 τ にさまざまな値を試したが、推計パフォーマンスに大きな差は生じなかった。そこで、ケース0に合わせて $\tau=5$ を選択し、 $\ln S_{t-5} - \ln S_{t-6}$ を説明変数とした。結果は図表4のケース1のとおりである。この変数にかかるパラメータがゼロであるという帰無仮説 H_1 を t テストしたところ、 p 値が40%を超えてしまった。このように、為替相場に関して横這い予測を仮定すると、為替相場の変動が消費者物価に与える効果を有意に抽出できなくなる。

²³ なお、輸入物価に原油を含めると推計パフォーマンスが良くなかったので、原油を除いた輸入物価を用いた。

²⁴ これは、 $E_{t-\tau}^S \phi_{t-\tau-1}^{t-\tau+i} = \ln S_{t-\tau}^i - \ln S_{t-\tau-1} = \ln S_{t-\tau} - \ln S_{t-\tau-1}$ という関係から明らか。

同様の結果は、サンプル期間の選択に対して頑健である。図表 5 は、サンプルの始期を 1988 年 1 月に固定し、終期を 1993 年 1 月から徐々に 1 ヶ月ずつ延ばしながら、帰無仮説 H_0 、 H_1 を繰り返し計算したものである。予測相場サーベイにかかるパラメータがすべてゼロであるという帰無仮説 H_0 は、1995 年以降、10% 有意水準で常に棄却される。これに対して、足許の為替変化率にかかるパラメータがゼロであるという帰無仮説 H_1 は、一時的な例外を除いて、10% 有意水準で棄却することができない。

消費者物価総合指数（除く生鮮食料品）の代わりに、「サービス」（電気・都市ガス・水道を含む）を除いた「消費財」のみの指数を用いると、推計パフォーマンスが向上した。推計結果は、図表 4 のケース 2 のとおりである。特に、予測相場サーベイにかかるパラメータがすべてゼロであるという帰無仮説 H_2 を、サンプルを延ばしながら繰り返し Wald テストした図表 5 をみると、 p 値が常に 5% を下回っていることが分かる。このように推計パフォーマンスが向上したのは、サービスの生産費用のうち、最も大きなシェアを占めるのは人件費であり、価格が為替相場の変化に反応しにくいのが原因であると考えられる。

予測主体を、「証券・商社」と「生損保・輸入業者」に限定しても、推計パフォーマンスは目立って改善しなかった。推計結果は、図表 4 のケース 3 のとおりである。直感的には、商社と輸入業者の予測が消費者物価の決定により強い影響を与えるように思われる。しかし、推計結果は、そうした考え方を強く支持するものではなかった²⁵。これは、消費財生産部門の財務担当者が将来の為替相場を予測する場合、商社と輸入業者だけではなく、金融関連企業も含めた多くの関係者の見方を参考にしていることが原因であると考えられる。

2 節の理論分析で、為替相場が消費者物価に影響を与えるとき、予想相場の変動による短期的で急な波と 川上企業から川下企業へと費用が製品価格に転嫁される過程で生ずる長期的で緩やかな波という 2 つの波が生ずる可能性を指摘した。実際、ケース 0 を用いて、消費者物価指数の動きを要因分解すると、

²⁵ 本来ならば、商社と輸入業者のサンプルのみを用いるべきであるが、JCIF サーベイでは、商社が証券会社と、輸入業者が生損保と合算されており、分離することができない。

こうした可能性がデータによっても支持されることが分かった。図表 6 にみられるように、消費者物価変動率の大きなサイクルは、相対価格要因と需給ギャップによって決まり、それよりも短いスパンの振動は、予想為替相場の動きによって決まっている。

(3) シミュレーション

次に、為替の物価への影響を推計する際、期待の役割がどの程度重要であるのか、簡単なシミュレーションによって把握しておこう。その際、次の 2 点を予め想定しておく必要がある。為替相場が現実にもどのように推移するのか。

それに対して、相場の予測がどのように形成されるのか。第 1 の点については、現実の円ドル相場が、月間 1% のペースで 1 年間円安になると想定する。これは、年間 13% の円安であり、120 円から出発すると、1 年後 135 円に達する。

第 2 に、予想形成メカニズムとしては、横這い予測と完全予見という 2 種類を考える。もちろん、多くの文献が指摘してきたように、こうした単純なメカニズムだけでは複雑な相場予測の現実を描写し切れない²⁶。しかし、次のように考えることは許されるであろう。いま、為替相場が急激に円安方向へ振れた場合を想定する。外為市場関係者による現実の相場予測は、短期的にはバンドワゴンの要素を多分に持ち合わせている。したがって、横這い予測は、円安予測の下限と考えられる²⁷。また、相場の動きがあまりに急激だと、企業の予測がこれに追いつかないことが多い。したがって、完全予見の仮定は、円安予測の上限と考えることができる。

円安が消費者物価に影響する経路には、期待を通ずる短期効果と川上企業から川下企業へと費用が価格転嫁されていく長期効果の 2 つがある。いずれの効果も重要であるが、ここでは特に、期待が物価に与える短期効果の大きさ

²⁶ Ito (1990)、Frankel and Froot (1995)、Hara and Kamada (1999)を参照。

²⁷ さらに保守的に考えると、為替は前月水準に戻ると仮定する方が、円安予測の下限として相応しいかもしれない。しかし、シミュレーションの結果は、横這い予測のケースとほぼ同様だったので、掲載しなかった。

に注目する。そのために、為替相場予測に関連する項目以外、すなわち、相対価格要因、需給ギャップ要因、コンスタント項などはすべて無視する。また、円安が始まるまでは、為替相場が一定であったと仮定する。

シミュレーションの結果は図表 7 のとおりである。図表 7(1)は、円安が消費者物価の水準にどれ程の影響を与えるかをベースライン（円安がなかった場合）からの乖離率で表したものである。太線が完全予見、細線は横這い予測に対応する。これによると、ベースラインと比べた乖離率は、完全予見の場合が 1 年目で +0.44%であった。これに対し、横這い予測の 1 年目は 0.04%であった。これらをインフレ率（年率）でみると、完全予見の場合は、1 年目で +0.74%の押し上げ効果がある一方、横這い予測の場合は、1 年目で +0.06%にとどまる。

現実の為替相場予測は、完全予見のように、将来の為替相場のパスを後追いでいくほど合理的ではない。また、横這い予測となるほど、効率市場仮説が当てはまっているわけでもない。現実世界は両者の中間にあると考えられる。ちなみに、期待が重要な意味を持っているのは円安が終わって暫くの間に限られる。16 ヶ月目頃からは、為替相場予測要因が剥落していく。

5 . 結論

本稿では、為替相場の変動が消費者物価に与える影響は本当に小さいのかという問題に、将来の為替相場に対する企業の期待という観点から取り組んだ。理論モデルによれば、為替相場が消費者物価に影響を与える経路は 2 つある。一つは、将来の為替相場に対する企業の予想にかかわる部分で、予測相場が変動するとともに、短期間に急な波を描く。他方の経路は、川上企業から川下企業へと費用が価格転嫁される部分で、長期にわたる緩やかな波を描く。

為替相場が消費者物価に与える影響についての従来の実証分析では、足許の相場変化のみを消費者物価変動の説明変数とすることが多かった。これは、変動後の為替相場の水準がそのまま維持される（横這い予測）と企業が予測していると仮定することに等しい。しかし、予測相場サーベイが示しているように、

現実の相場予測は、短期的にはバンドワゴンの、長期的には回帰的であり、横這い予測は当てはまらない。これが、従来為替相場が消費者物価に与える影響を十分に捉え切れなかった原因であると考えられる。

予想相場アンケートを用いた本稿の分析結果は、消費者物価の変動を説明する上で、将来の為替相場に関する予想が無視し得ない存在であることを示している。特に、サービス価格を除いた、商品価格の変動は、予想為替相場の動きにより強く依存していることが分かった。すなわち、われわれが冒頭に掲げた「為替相場変動の物価への影響は意外に小さい」という従来の実証結果は、為替相場の期待形成メカニズムの特殊性を十分考慮に入れていなかったことに起因する、いわば、モデルの不備によるところが大きいと考えられる。

また、消費者物価の変動要因として、為替予測の変動から生まれる短く急な波と、生産費用の価格転嫁から生ずる長く緩やかな波は、1990年代を中心とするデータを見る限り、消費者物価の決定要因として同程度に重要であったことがわかる。これらの結果は、消費者物価の動向を見通すには、経済主体の為替相場の見方を明示的に取り扱う必要があることを示している。

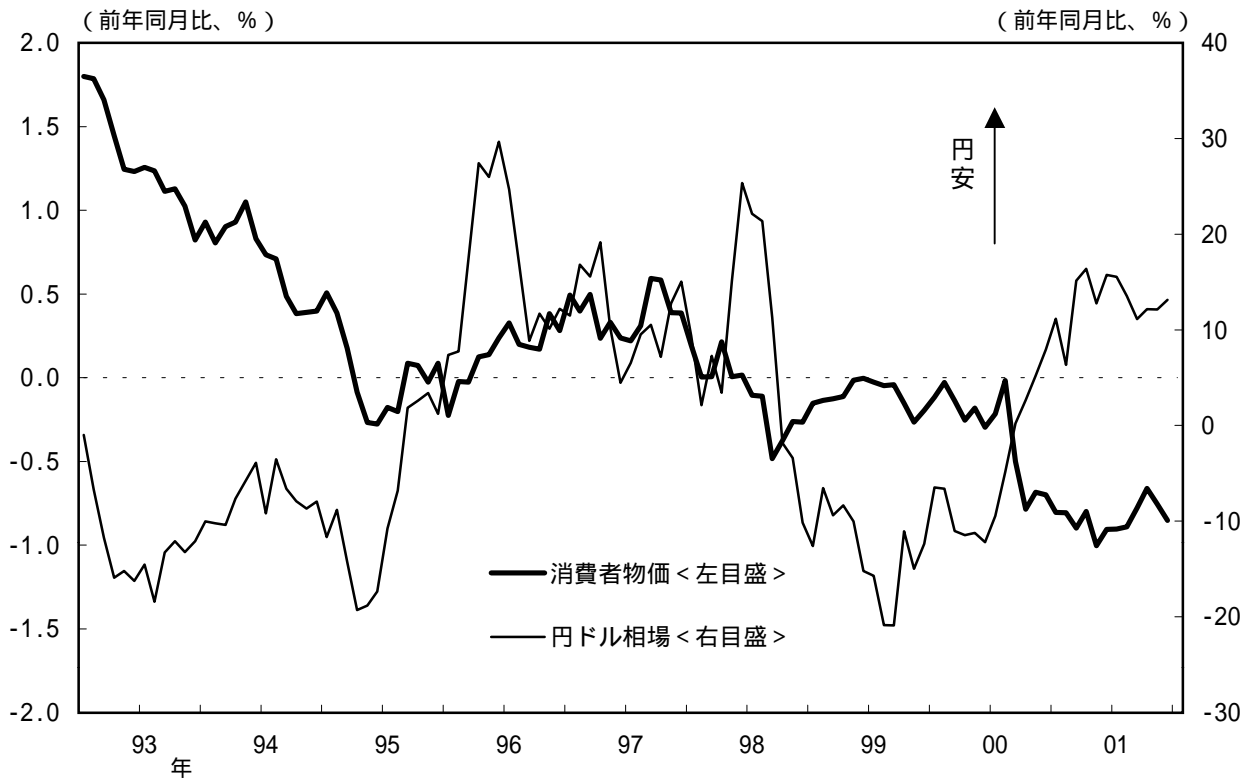
本稿のシミュレーション結果は、円ドル相場を1年かけて120円から135円へと円安誘導すれば、予測相場の変化だけで、1年後に消費者物価変動率を最大で1%弱引き上げられる可能性を示している。しかし、この結果は完全予見を前提にしており、横這い予測を前提にすれば、1年後のインフレ率を押し上げる効果は0.1%に満たない。したがって、円安誘導によるインフレ政策は、為替の予測形成をコントロールするという未知の領域に足を踏み入れなければ、大きな効果は望めない。これまでのところ、為替相場の予測形成メカニズムの解明はほとんど進んでおらず、特定の予想形成メカニズムを前提にした政策は大きなリスクをはらんでいることに留意が必要である。

【参考文献】

- 鎌田 康一郎・増田 宗人 (2001)、「統計誤差がわが国の GDP ギャップに与える影響」『金融研究』第 20 巻第 2 号、日本銀行金融研究所
- 日本銀行 (1990)、「金融国際化の下での対外収支調整・為替レート形成について - 理論的・実証的検討」『調査月報』(1990 年 2 月号) 日本銀行
- 日本銀行調査統計局 (2000)、「わが国の物価動向 - 90 年代の経験を中心に」『日本銀行調査月報』(2000 年 10 月号) 日本銀行
- Calvo, G. A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pp. 383-98.
- Dixit, A., and J. Stiglitz (1977), “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,” *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3 pp. 297-308.
- Dornbusch, R. (1987), “Exchange Rate and Prices,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1 pp. 93-106.
- Frankel, J. A., and K. A. Froot (1995), “Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp. 133-53.
- Froot, K. A., and P. D. Klemperer (1989), “Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters,” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, pp. 637-54.
- Goldstein, M., and M. S. Khan (1985), “Income and Price Effects in Foreign Trade,” in *Handbook of International Economics* (ed., R. W. Jones and P. B. Kenen), Vol. II, pp. 200-25.
- Hara, N., and K. Kamada (1999), “Yen/Dollar Exchange Rate Expectations in the 1980-90’s,” *Bank of Japan Research and Statistics Department Working Paper Series*, No. 99-1.
- Ito, Takatoshi (1990), “Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data,” *American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, pp. 434-49.
- Reserve Bank of Australia (1999), Reserve Bank of Australia Bulletin, August 1999.
- Roberts, J. M. (1995), “New Keynesian Economics and the Phillips Curve,” *Journal of*

- Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 4, pp. 975-84.
- Rotemberg, J. J., and M. Woodford (1999), "The Cyclical Behavior of Prices and Costs," in *Handbook of Macroeconomics* (ed., J. B. Taylor and M. Woodford, North-Holland), Vol. 1B, pp. 1051-135.
- Taylor, J. B. (1980), "Aggregate Dynamic and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 1, pp. 1-23.
- (2000), "Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp. 1389-408.

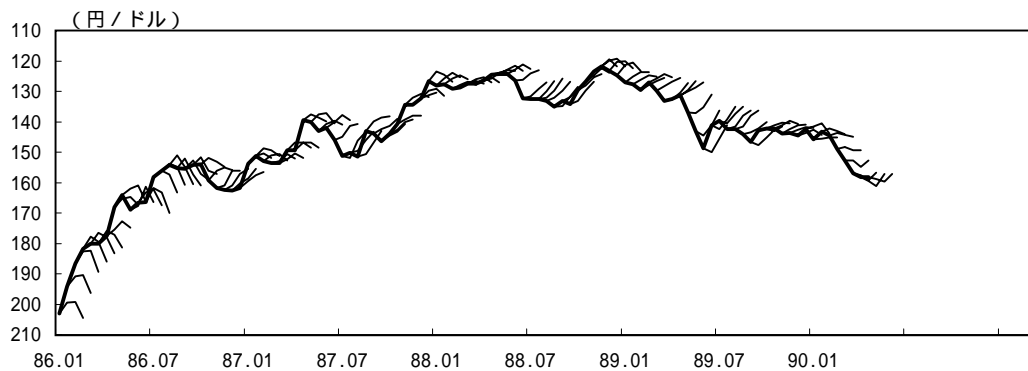
為替相場と消費者物価



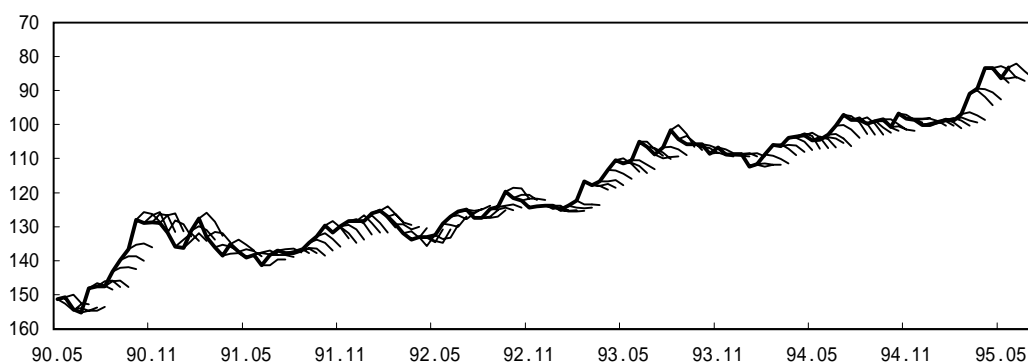
注 . 消費者物価は、生鮮食品を除いた総合指数の前年同月比 (季節調整済み・消費税調整済み)。
円ドル相場は、東京外国為替市場 (午後 5 時時点) の円ドル相場の前年同月比。

円ドル予測相場

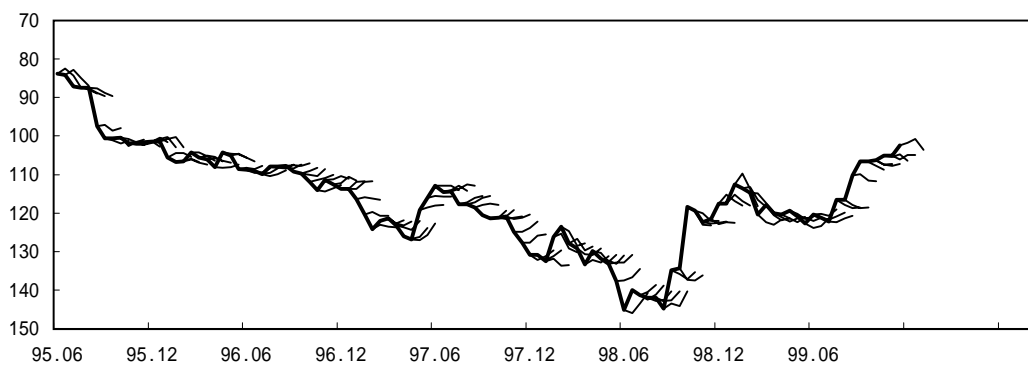
(1) 1986/1 ~ 1988/11月 (円高局面)、1988/12 ~ 1990/4月 (円安局面)



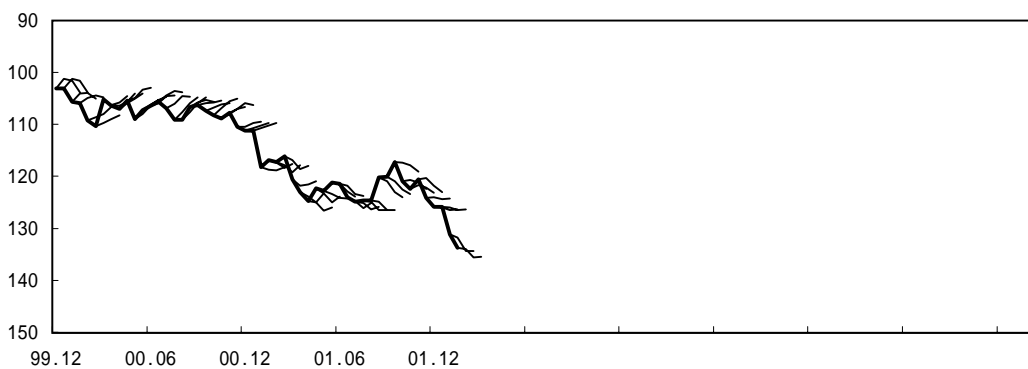
(2) 1990/5 ~ 1995/5月 (円高局面)



(3) 1995/6 ~ 1998/6月前半 (円安局面)、1998/6月後半 ~ 1999/11月 (円高局面)



(4) 1999/12 ~ 2002/1月 (円安局面)

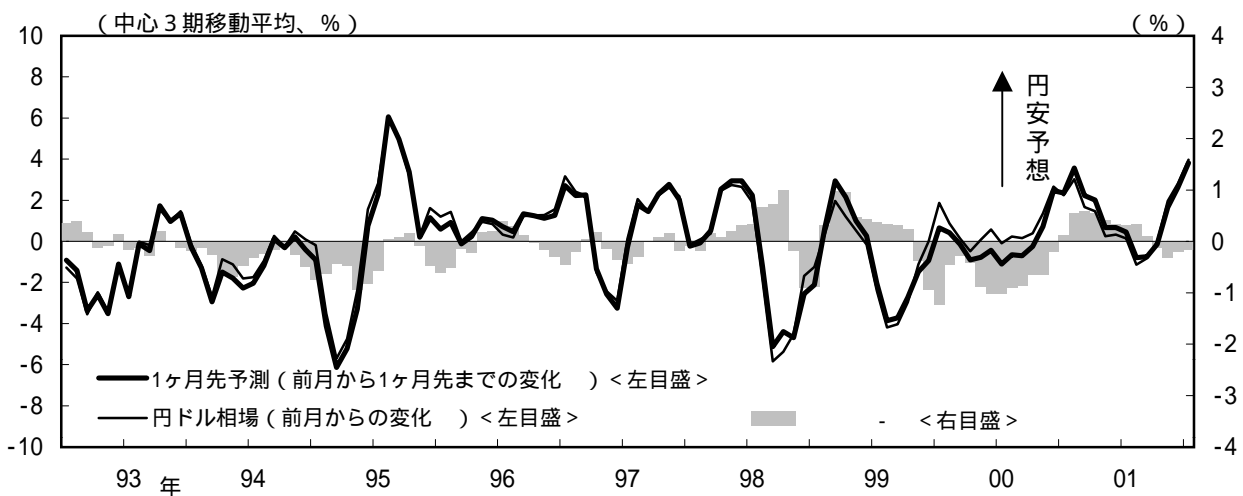


注 . 太線は実際の名目円ドル相場、細線は J C I F による予測相場アンケート。

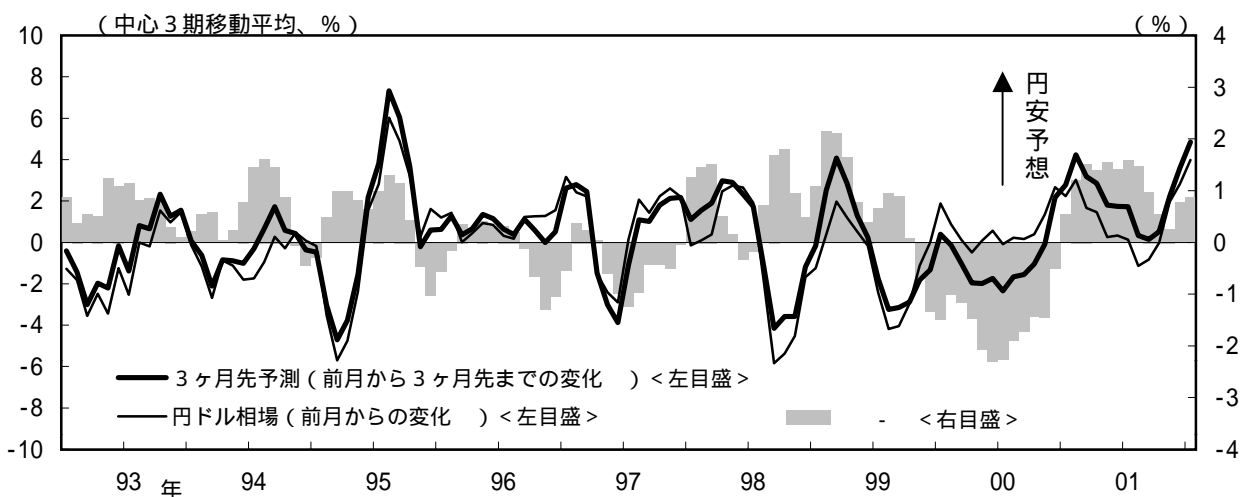
1、3、6ヶ月先予測は全て同一の時間幅で描写されている。

相場予測の実態

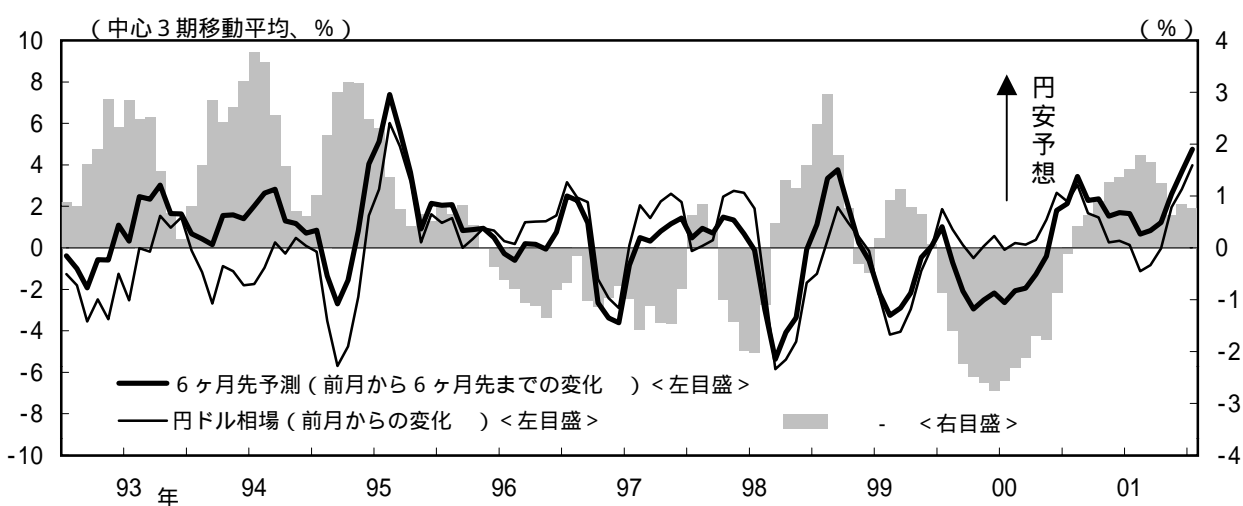
(1) 1ヶ月先予測



(2) 3ヶ月先予測



(3) 6ヶ月先予測



消費者物価関数の推計結果

| ケース | 被説明変数 | 為替関連の説明変数 | | R_{t-6} | $\tilde{p}_{t-6}/CPI_{t-1}$ | GAP_{t-5} | const. | R^2 | Adj. R^2 | DW | H_i (p値) |
|-----|----------|-------------------------------|---------------------------------|----------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------|-------|------------|-------|------------|
| 0 | 消費者物価総合 | (全社サーベイ) | | 0.0030 ** (2.15) | 0.0057 ** (2.27) | 0.0002 *** (2.90) | 0.0013 ** (2.42) | 0.413 | 0.395 | 2.141 | 0.006 |
| | | $\ln S^1_{t-5} - \ln S_{t-6}$ | $\ln S^3_{t-5} - \ln S^1_{t-5}$ | | | | | | | | |
| | | 0.0053 * (1.95) | 0.0264 *** (3.06) | | | | | | | | |
| 1 | 消費者物価総合 | (横這い予測) | | 0.0021 (1.47) | 0.0032 (1.28) | 0.0002 *** (3.38) | 0.0017 *** (3.09) | 0.376 | 0.361 | 2.029 | 0.441 |
| | | $\ln S_{t-5} - \ln S_{t-6}$ | - | | | | | | | | |
| | | 0.0022 (0.77) | - | | | | | | | | |
| 2 | 消費者物価うち財 | (全社サーベイ) | | 0.0065 *** (3.37) | 0.0085 (1.62) | 0.0003 *** (3.19) | 0.0011 ** (1.99) | 0.379 | 0.360 | 1.874 | 0.013 |
| | | $\ln S^1_{t-5} - \ln S_{t-6}$ | $\ln S^3_{t-5} - \ln S^1_{t-5}$ | | | | | | | | |
| | | 0.0073 * (1.91) | 0.0342 *** (2.70) | | | | | | | | |
| 3 | 消費者物価総合 | (証券・商社、生損保・輸入業者サーベイ) | | 0.0026 * (1.84) | 0.0057 ** (2.21) | 0.0002 *** (2.97) | 0.0014 *** (2.59) | 0.405 | 0.386 | 2.144 | 0.016 |
| | | $\ln S^1_{t-5} - \ln S_{t-6}$ | $\ln S^3_{t-5} - \ln S^1_{t-5}$ | | | | | | | | |
| | | 0.0054 * (1.94) | 0.0222 *** (2.69) | | | | | | | | |

: 消費者物価 (季調済前月比)、 S^1 : 予想為替相場 (1 ヶ月先)、 S^3 : 予想為替相場 (3 ヶ月先)

R : 実質実効為替レート = 輸入物価 (円建て) / 国内卸売物価、 \tilde{p} : 国内卸売物価、P : 消費者物価、

GAP : 需給ギャップ

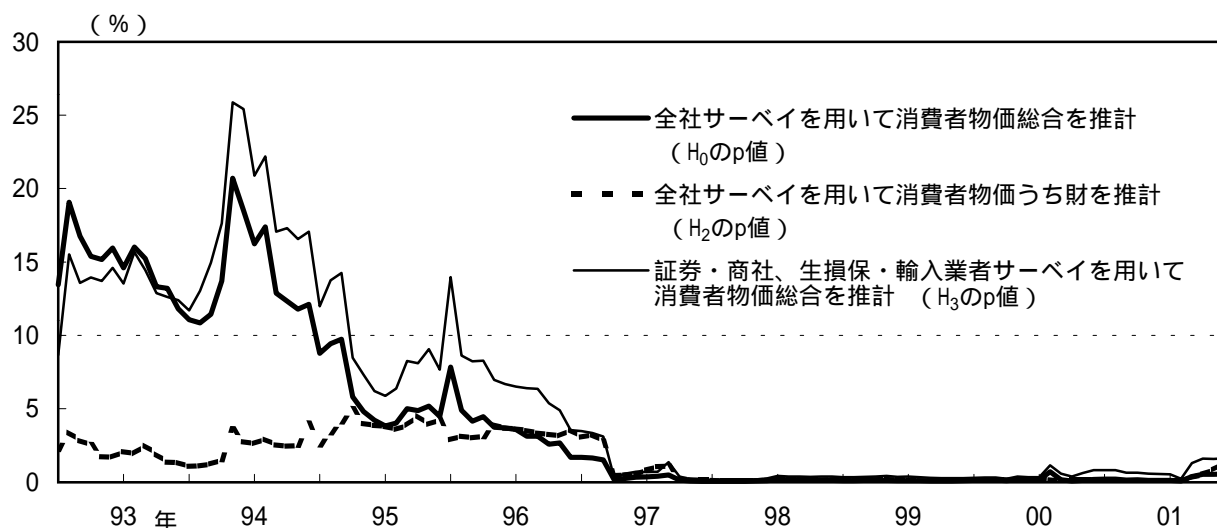
注 1 . 「消費者物価総合」は除く生鮮食品ベース。「消費者物価うち財」は消費者物価総合から生鮮食品と公共料金を含むサービスを除いたもの。

2 . 推計期間は1988/ 1 ~ 2001/12月。

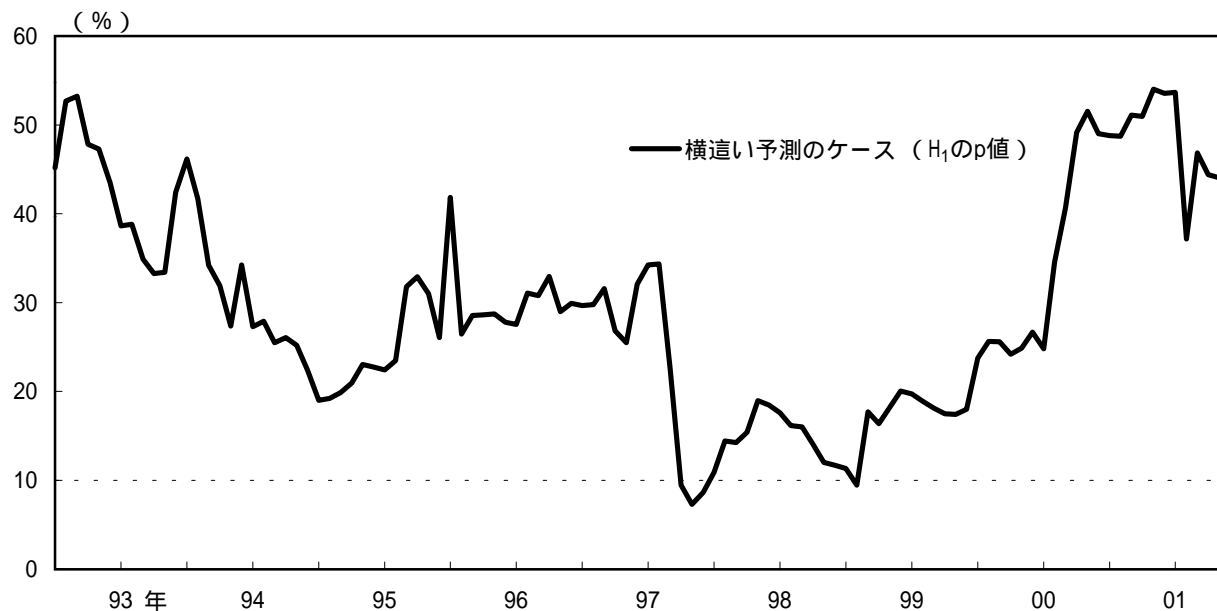
3 . ()内は t 値。*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%水準でみて有意であることを示す。

予測相場の有意性

(1) 為替予想サーベイを説明変数に用いた場合のp値



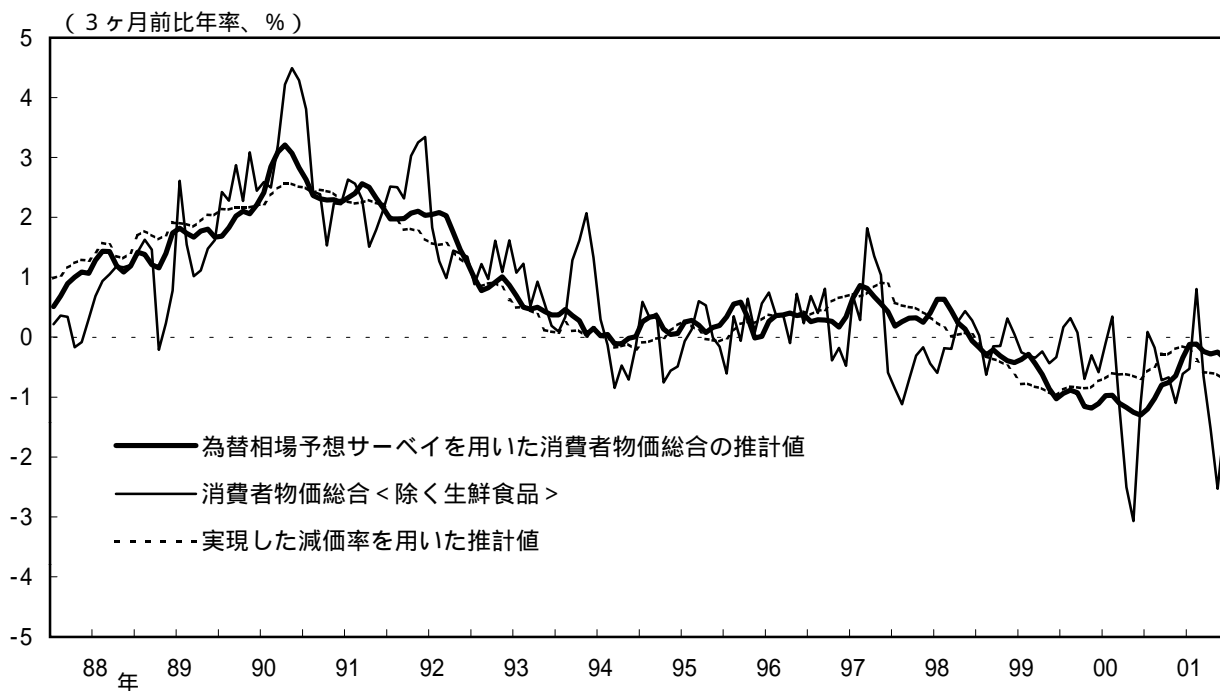
(2) 為替予想サーベイの代わりに実現した減価率を用いた場合のp値



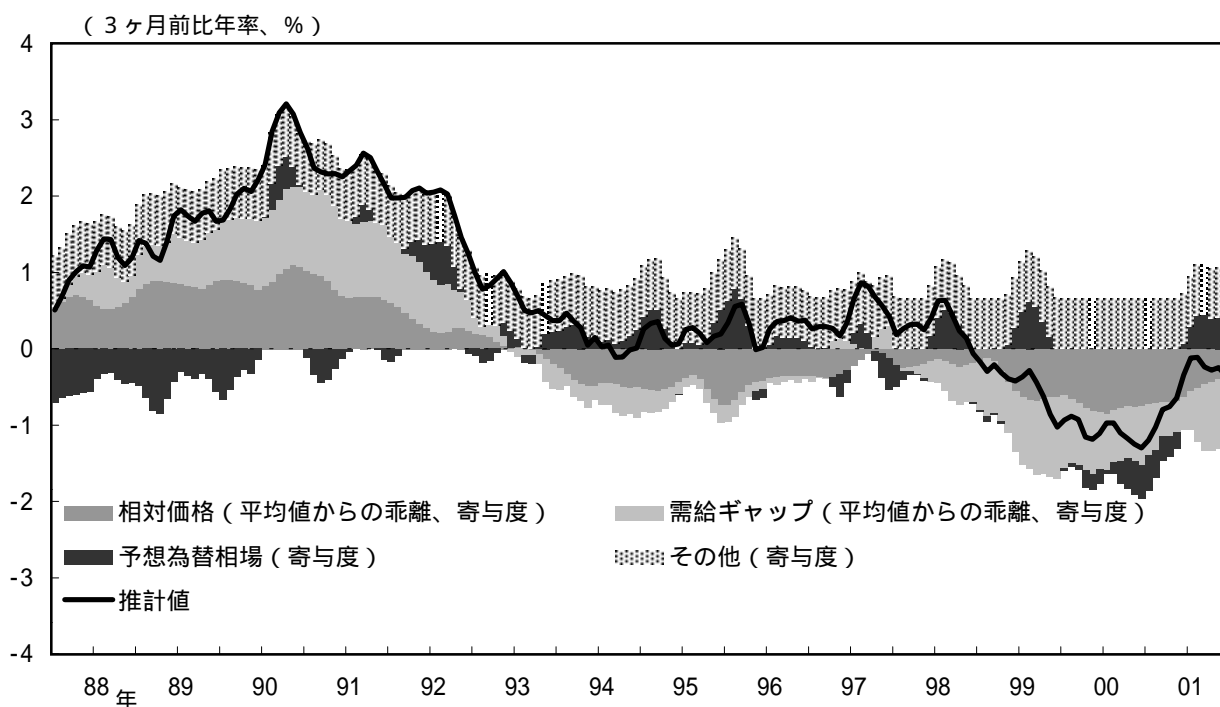
注 . サンプルの始期を1988/ 1月に固定し、終期を1993/ 1 ~ 2001/ 12月まで順次延ばした。
なお、「消費者物価総合」は除く生鮮食品ベース、「消費者物価うち財」は除く生鮮食品・電気・都市ガス・水道ベース。

消費者物価変動の寄与度分解

(1) 消費者物価関数のあてはまり (予想為替相場 < 全社ベース > を用いて推計したケース)



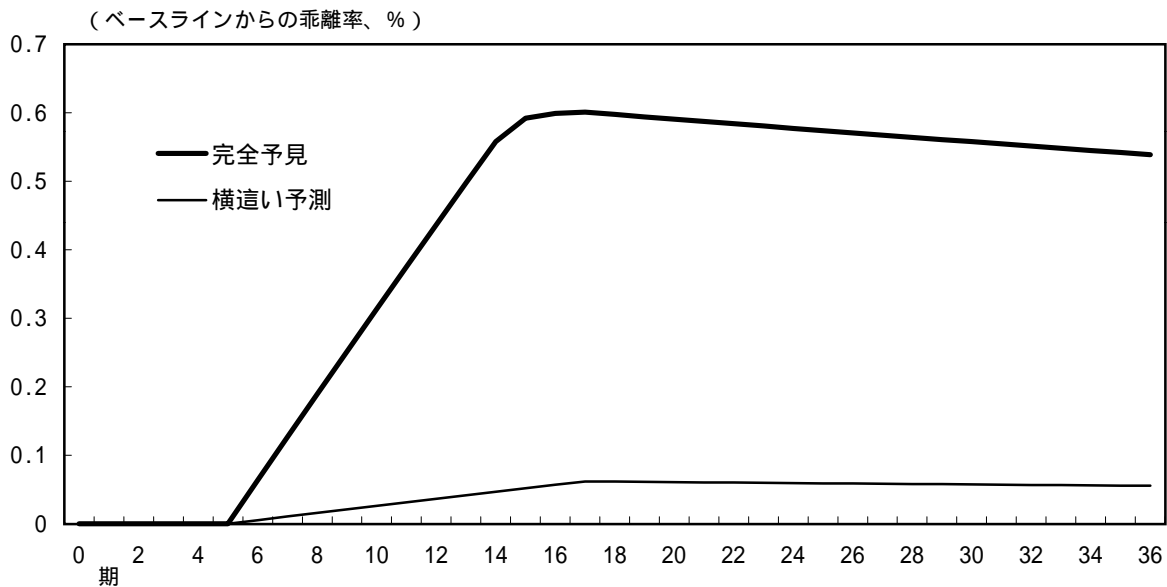
(2) 推計値の寄与度分解



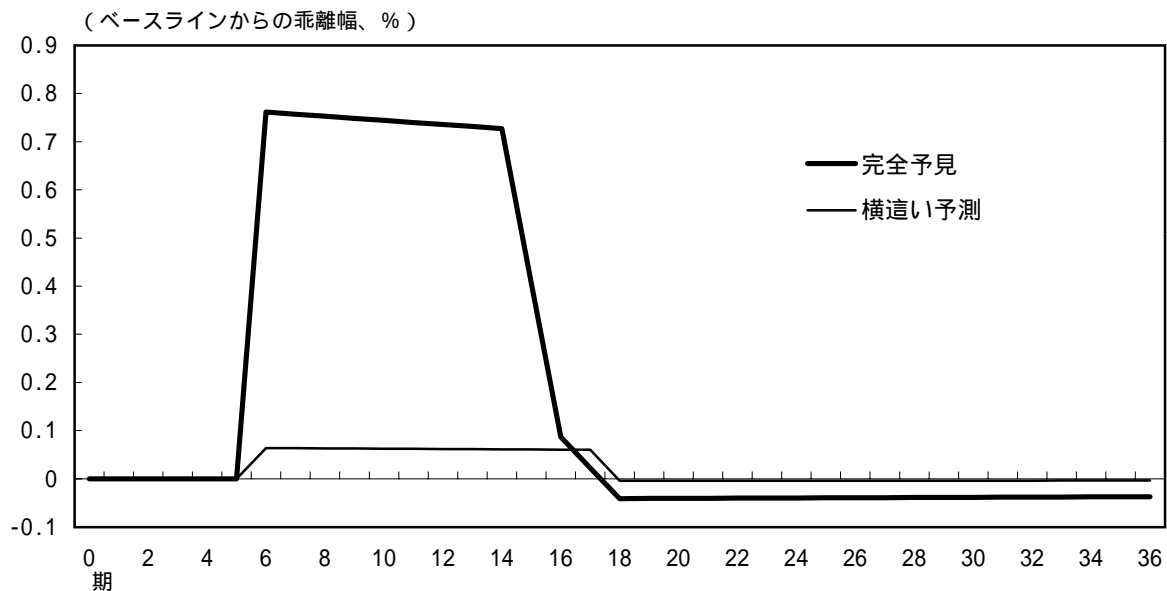
(注) 月次推計値の3ヶ月移動和。

為替相場の予想が消費者物価に与える影響 月間1%のペースで1年間円安となった場合

(1) 円安予測が消費者物価水準に与える影響



(2) 円安予測がインフレ率に与える影響



注 . 円安とならなかったケースをベースラインとして描写。完全予見とは、為替相場の予想値が実際のパスと一致するケースであり、横這い予測とは、足許の為替レートが先行きも続くと予想するケース。