

期待インフレ率の推計とその展望*

長原 徹[†]

1. はじめに

経済分析において「期待」の重要性に異論を唱える者はいないのではないか。例えば、ケインズの設備投資決定理論では物価上昇、言い換えればインフレへの期待が重要な役割を担っている¹⁾。このことは、期待が資本の限界効率表自体をシフトさせる外生変数の一つであると説明されることから明らかである。一方、金融政策当局による日々の金融調節において、当局が期待を貴重な情報源としていることから冒頭の言述は証明される。すなわち、中央銀行は自ら発信したシグナルが市場参加者の期待形成に及ぼす影響を見極め、期待によって調整された後のオーバーナイト金利水準の誘導方針を再調整するというオペレーションを日常的に行っているのであり、こうした意味で中央銀行にとって期待が重要な政策対象であると言ってよい²⁾。

このように、経済活動に影響を与える要因の一つである期待については、それが観察されない経済変数であるにもかかわらず、これ

までも理論的、実証的な研究課題として重要視されてきた。理論的には、適応的期待や合理的期待といった形で期待形成パターンの特定化がなされたり、期待が理論モデルに組み込まれたもとでシミュレーション分析が行われたりしてきた。実証面ではカールソン・パーキン法によりサーベイ・データから期待系列を推計するなどの研究がなされている。

本研究ノートでは、このような重要な変数である期待のうち、期待インフレ率に関して従来紹介されてきた推計方法をいくつか紹介し、さらにそれらの方法から実際に筆者が推計した期待インフレ率系列を提示する。利用したデータのサンプル期間は2004年4月から2007年3月までである。以下、2節では極めて簡便な方法による期待インフレ率の計算方法が、3節ではミシュキンによるその計算方法が、4節ではカールソン・パーキン法によるそれが紹介される。最後に、本研究ノートのまとめと今後の課題などが述べられる。

2. 簡便法

ここで簡便法とは、足元のインフレ率を期待インフレ率として見なすものである。ただし、こうした形で期待インフレ率を研究対象とするのは、期待インフレ率を直接的な推計対象とするのではなく、他の主要な検証目的のためにそれをを用いる場合などである。例えば、伊藤(2005, 第3章)におけるフィッシ

* 本研究ノートは、2008年度立教大学学術推進特別重点資金研究助成による支援を受けた研究成果の一部である。

† 立教大学経済学部助教

E-mail:nagahara@rikkyo.ac.jp

1) Keynes (1936, pp. 142-143)。

2) 翁(1993, 第2章)、特に57-58ページを参照。

ヤー仮説の検証では、この簡便法がとられている。

この極めて簡易な手法が拠って立つ理論的根拠は以下のようである。

実際のインフレ率の時系列データがドリフトをもたないランダム・ウォークにしたがうとすれば、次の関係が成り立つ。

$$(1) \pi_t = \pi_{t-1} + u_t$$

ここで π はインフレ率、 u はホワイト・ノイズである。(1) 式の期待値をとれば

$$(2) E(\pi_t) = \pi_{t-1}$$

となるが、これは「明日の値に関する最善の予測は今日の値である」³⁾ ということである。すなわち (2) 式における 1 期間を日次で考えれば、このことが言えるのである。そして、この 1 期間を月次、四半期、年次と発展させることで、理論的には月次ベース、四半期ベース、年次ベースの期待インフレ率がそれぞれ得られることになる。つまり

$$(3) E(\pi_{t+i}) = \pi_t$$

(3) 式は、 i 期先の期待インフレ率が足元のインフレ率であることを意味する。

なお、以上のような簡便な方法で期待インフレ率を扱う場合には、インフレ率が (1) 式にしたがうことを確認するために、インフレ率に関する単位根検定が不可欠である。そこで、本研究ノートが扱うサンプル期間についてインフレ率 π の単位根検定を行ったところ、表 1 のような結果となった。表から明らかのように、当該サンプル期間においてインフレ率は階差定常系列である。つまり、インフレ率は (1) 式で示されるランダム・ウ

表 1

	ADF テスト	PP テスト
	ドリフト・トレンドなし	ドリフト・トレンドなし
π	1.802	1.802
π	5.368**	5.397**

** は 1% 水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。(臨界値は MacKinnon (1996) による。)

ォークにしたがうのである。この意味で、サンプル期間において以上の簡便法によって期待インフレ率を計算するのは十分妥当であると言える。

3. ミシュキンの方法

ミシュキンが1990年代初頭に書いた2本の実証論文において、独自の手法で算出された期待インフレ率が検証に用いられている。これらの論文で用いられている期待インフレ率は全く同一のものであり、ともに主たる検証対象に対して期待インフレ率が付属的に使われている⁴⁾ という点で、その位置づけは前節で紹介された簡便型の期待インフレ率と同様である。

具体的には次の形で期待インフレ率が導出されている。すなわち「1月時点での1ヶ月先のインフレ率は12月と1月のCPIデータから計算され、3ヶ月先のインフレ率は12月

4) Mishkin (1990) では、期間の異なる金利の спреッドを尺度とした利率の期間構造が将来のインフレに関する情報を有するかどうかを検証されている。一方、Mishkin (1992) ではフィッシャー仮説の検証が行われている。

5) Mishkin (1990, p.82) および Mishkin (1992, p.198)。ここでのインフレ率は、明示的に述べられているわけではないが、期待インフレ率を指していると考えられる。というのも、Mishkin (1992, p.197: f.5) で詳しく述べられているように、事後的に実現した m 期先の

3) Stock and Watson (2003, p.458)。この性質は、金融工学の分野でマルチンゲール性と呼ばれている。マルチンゲールについては、Luenberger (1998, ch.13) を参照のこと。

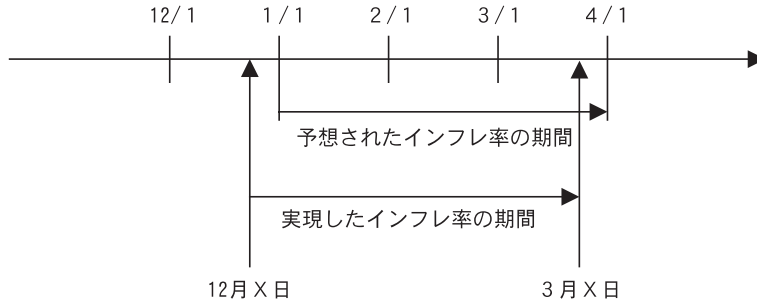


図 1

と3月のCPIデータから計算される」⁵⁾のである。ここで注意を促したいことは、こうして計算されるミシュキン流の期待インフレ率が完全予見を前提にしたものと考えられることである。つまり、1月時点での今後1ヶ月にわたる期待インフレ率や今後3ヶ月にわたる期待インフレ率が、それぞれ1月時点での事後的に実現したインフレ率ならびに3月時点での事後的に実現したインフレ率に他ならないのである。以上の解釈についてはより詳細な説明が必要と思われるので、以下で12月と3月のCPIデータから計算される3ヶ月先のインフレ率を取り上げて筆者の解釈の根拠を述べていきたい。

1月1日時点⁶⁾における今後3ヶ月間の期待インフレ率とは1月1日から4月1日までの物価変動を予想したものである。一方、12月と3月のCPIデータから算出したインフレ率とは、3月X日時点での12月X日から3月X日までの事後的に実現したインフレ率である。ここでX日と表記しているのは、CPIを計算する際に対象となる財・サービス品目

の価格情報が当該月中のさまざまな時点で集められるため、厳密な調査日時が特定化されないことによる⁷⁾。

仮にこのX日が当該月の下旬であるとすれば、インフレ率が予想されている期間とCPIデータから算出されたインフレ率の期間はほぼ一致することになる(図1)。言い換えれば、CPIデータから導出される事後的に実現したインフレ率が、ほぼ同じ期間についての予想されたインフレ率と見なされうということである。以上のことから、上で引用されたミシュキンの期待インフレ率計算の背景に完全予見の前提があることが明白であろう。

以上のような性質を有するミシュキンの方法によって本研究ノートが対象とするサンプル期間における1年先の期待インフレ率を計算するならば、例えば2005年1月時点での今後1年にわたる期待インフレ率は2004年12月と2005年12月のCPIデータから算出されることになる。図2は、ミシュキンの方法によって算出された期待インフレ率(INF_MISHKIN)と実際のインフレ率(INF;前年同期比)を

インフレ率 π_t^m は $\pi_t^m = E_t[\pi_t^m] + \varepsilon_t^m$ で定義されるのだが (ε_t^m はインフレの予測誤差)、実際の推計の段階で $E_t[\pi_t^m]$ の代わりに π_t^m が用いられていることが明らかだからである。

6) ここで当該月の1日に予想が行われるとしたのは、ミシュキンの両論文で月頭のデータが各系列に採用されているためである。

7) Mishkin (1990, p. 82: f.4) で同様のことが述べられている。なお、日本の場合でも消費者物価指数の計算において、全584品目の価格情報は当該月中の下旬から下旬にかけてさまざまな時点で集計されている。詳しくは下の総務省HPの消費者物価指数の解説を参照されたい。(URL:<http://www.stat.go.jp/data/cpi/>)

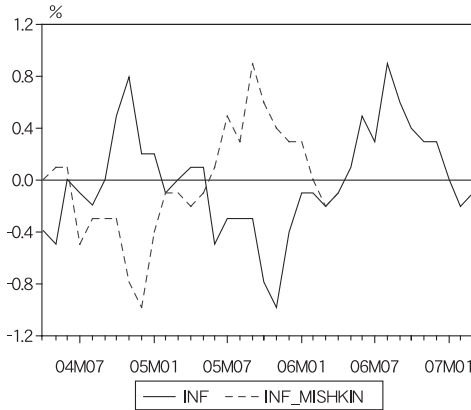


図 2

並べて描いたものである。上述した完全予見の前提によって、期待系列と実際の系列がラグをとめないながら完全に一致した動きを示していることが図から読み取れる。なお、ここでは期待インフレ率が2006年4月までしか載せられていないが、これは2006年3月と2007年3月のデータを使って計算される2006年4月時点の期待インフレ率が当該サンプルから最大限に得られるものだからである。

4. カールソン・パーキン法

カールソン・パーキン法とはサーベイ・データをもとに期待系列を作成する手法であり、Carlson and Parkin (1975) で初めてその手法が紹介された。その後、もともとの手法に改良が加えられ、現在に至るまでにいくつかの修正されたカールソン・パーキン法が提案されてきた⁸⁾。筆者も従来の研究で、1991年6月から2004年3月までの期間における内閣府『消費動向調査』「物価の上がり方」ア

8) ここで述べた修正されたカールソン・パーキン法については、堀・寺井(2004)が詳しい。なお、具体的な修正点は以下の本文で述べる臨界点 δ の計算方法である。

ンケート調査をもとにした、カールソン・パーキン法による期待インフレ率の計測を行っている⁹⁾が、本研究ノートでは、当該アンケート調査の内容が抜本的に変わった2004年4月以降について期待インフレ率の推計を試みてみた。ここでアンケート調査内容の抜本的な変更点とは、2004年3月までが今後半年間の物価見通しに関する四半期ごとの調査であったのに対し、2004年4月以降には今後1年間の物価見通しに関する月次ベースの調査に変わったという点である。

以下では、長原(2008, 93-94ページ)にならいつつ、上述した変更点を加味したカールソン・パーキン法の概略を示す。

最初に、次の三つの仮定をおく。

仮定(i) 各アンケート回答者は物価上昇率の変化を感知する臨界点 δ_t を有し、この臨界点はすべての回答者について共通である。

仮定(ii) 各回答者は、時点 t に形成した期待インフレ率 $E_t\pi_t$ が $\pi_t + \delta_t$ を上回れば(π_t は基準となる足元のインフレ率)そのアンケート調査でインフレ率が「上がる」と答える。一方、期待インフレ率が $\pi_t - \delta_t$ を下回る場合には、インフレ率が「下がる」と答える。 $E_t\pi_t$ が $[\pi_t - \delta_t, \pi_t + \delta_t]$ の範囲に収まった場合、回答者は「不変」と答える。

仮定(iii) 各回答者は期待インフレ率 $E_t\pi_t$ について主観的確率分布をもち、その分布は正規分布 $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ にしたがう。ただし、 μ_t は期待インフレ率の母集団の平均値、 σ_t^2 はその分散である。

この μ_t の値は以下の計算を通じて求められる。

ここでインフレ率が「上昇する」と回答した標本比率を A_t 、「下落する」と回答した標

9) 長原(2008, 第6章)。

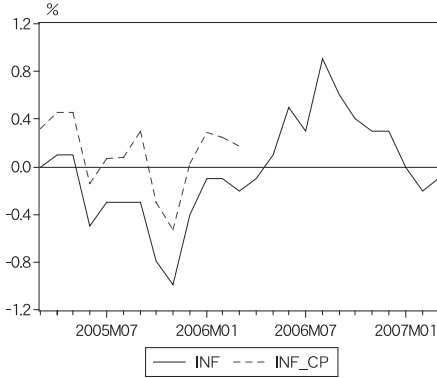


図 3

本比率を B_t とすれば

$$\begin{aligned}
 (4) \quad A_t &= Pr(E_t \pi_t > \pi_t + \delta_t) \\
 &= Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > \frac{\pi_t + \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}\right) \\
 &= Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > a_t\right) \\
 &= 1 - \Phi(a_t) \\
 (5) \quad B_t &= Pr(E_t \pi_t < \pi_t - \delta_t) \\
 &= Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} < \frac{\pi_t - \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}\right) \\
 &= Pr\left(\frac{E_t \pi_t - \mu_t}{\sigma_t} < b_t\right) \\
 &= \Phi(b_t)
 \end{aligned}$$

$\Phi(\cdot)$ は累積標準正規分布関数であり、 A_t と B_t はアンケート調査から得られるので、 a_t ($\equiv (\pi_t + \delta_t - \mu_t) / \sigma_t$) と b_t ($\equiv (\pi_t - \delta_t - \mu_t) / \sigma_t$) の値が正規分布の統計数値表から求められる。一方、 a_t と b_t の定義から

$$(6) \quad \mu_t = \pi_t - \delta_t \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t}, \quad \sigma_t = \frac{2\delta_t}{a_t - b_t}$$

である。 π_t は足元のインフレ率、 a_t と b_t は既知なので、 μ_t すなわち $E_t \pi_t$ を導出するためには臨界点 δ_t がわかればよい。

δ_t の計算方法は堀・寺井 (2004) において比較のもっともらしい結果が出ている合理的期待形成に基づく方法を用いることにする。それによれば、期待インフレ率は過去 n 期間の実現値を情報として形成されることになる。このとき

$$\begin{aligned}
 (7) \quad \delta_t &= \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}, \\
 C_t &= \frac{\sum_{k=t-n}^t (q_k - \pi_k)(a_k^2 - b_k^2)}{n+1}, \\
 D_t &= \frac{\sum_{k=t-n}^t (q_k - \pi_k)^2 (a_k - b_k)^2}{n+1}, \\
 q_k &= \frac{\pi_{t+12} + \pi_{t+11} + \dots + \pi_{t+2} + \pi_{t+1}}{12}
 \end{aligned}$$

である¹⁰⁾。こうして得られた δ_t と既知の a_t 、 b_t を (6) 式に代入すれば、期待インフレ率 $E_t \pi_t$ ($\equiv \mu_t$) が導出される。

図 3 は以上のようにして算出された期待インフレ率 (INF_CP) と実際のインフレ率 (INF; 前年同期比) を一緒に描いたものである。なお、上述の方法で期待インフレ率を算出した場合、実際に得られる期待系列は 2005年3月から2006年3月までとなってしまう。これは、次の二つの理由による。第一に、(7) 式における C_t と D_t の計算をする際、 $n = 11$ のケースでは $C_t = \{\sum_{k=t-11}^t (q_k - \pi_k)(a_k^2 - b_k^2)\} / 12$ かつ $D_t = \{\sum_{k=t-11}^t (q_k - \pi_k)^2 (a_k - b_k)^2\} / 12$ となり、サンプル期間の開始時点

10) δ_t および C_t 、 D_t の導出法については堀・寺井 (2004, 脚注 6) を参照せよ。 q_t の定義は、堀・寺井 (2004, 12ページ) を参考にして、ここで問題にしている期待インフレ率が 1 年先のものであることからこのように定義した。また n の値は 11 としているが、これは回答者が期待形成を行う際に足元から 11 期間前までの情報を用いることを意味する。月次ベースの本研究ノートにおいては、このことは要するに回答者が過去 1 年間の情報をもとに期待形成することを表す。

(2004年4月)から11期間(2004年4月から2005年2月まで)のデータが必然的に埋没してしまうためである。第二に、(7)式の q_t の定義から、サンプル期間の最後の12期間(2006年4月から2007年3月)も期待系列を計算していく過程で落とさざるを得なくなる。その結果、期待系列の終止時点は2006年3月となっている。

5. おわりに

本研究ノートでは、簡便な方法、ミシュキンが提示した方法、カールソン・パーキン法それぞれの手法によって期待インフレ率がどのように導出されるかが紹介され、さらに後者の二つの方法によって得られた期待系列の時系列での動きが図表として示された。2節と3節で述べたように、前者の二つの方法は比較的簡単に算出されるものであるが、それぞれが理論的な根拠をもって計算されていることは強調されるべき点である。すなわち、簡便な方法ではインフレ率がランダム・ウォークにしたがうという前提が、ミシュキンの方法ではインフレ率に関する完全予見の前提が置かれているのである。一方、カールソン・パーキン法によって推計された期待インフレ率については、サンプル数の制約もあり、現状ではほとんどその推計値が得られない。よって、そうした不十分なデータに対して期待系列としての妥当性の判断を現段階で下すのは時期尚早かもしれないが、前節の図3を見る限りでは、得られた期待インフレ率は足元のインフレ率に強く引っ張られていると言えそうである。

本研究ノートで紹介された期待インフレ率は月次ベースであったが、今後期待インフレ率を用いた検証作業などを行う際には、情報量の充実を図るためにもより高頻度な期待系列の作成が求められるかもしれない。そのような期待インフレ率の計測方法として最近注

目されているのが物価連動債を活用した方法である。というのも、北村(2004)や北村(2006)で紹介されているように、この方法であれば日次ベースの期待インフレ率が計測されるからである。日本でも2004年3月から物価連動債の発行が開始されたが、発行されて間もないため、当該分野に関する日本のデータを使った先行研究は筆者の知る限り先掲の北村(2006)に限られる。その意味で、日本の物価連動債を用いた日次ベースの期待インフレ率の計測と、その期待インフレ率を利用した利子率の期間構造に関するフィッシャー仮説の検証などは、筆者に残された研究課題であることを最後に付言しておきたい。

参考文献

- 伊藤隆康(2005)『長期金利と中央銀行』日本評論社。
- 翁邦雄(1993)『金融政策 中央銀行の視点と選択』東洋経済新報社。
- 北村行伸(2004)『物価連動債の市場価格より得られる情報：米国財務省物価連動債の評価』『金融研究』第23巻第1号、63-93ページ。
- 北村行伸(2006)『国債市場における情報に基づく物価連動債の評価』(URL:http://www.bb.jbts.co.jp/data/ronbun_bei.pdfから取得)。
- 長原徹(2008)『利子率の期間構造分析 理論的・実証的研究』博士学位論文。
- 堀雅博・寺井晃(2004)『カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題』ESRI Discussion Paper Series No. 91。
- Carlson, J. A. and M. Parkin (1975), "Inflation Expectations," *Economica*, Vol. 42, pp. 123-138.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Macmillan. 邦訳、塩野谷祐一訳『(普及版) 雇用・利子および貨幣の一般理論』東

- 洋経済新報社, 1995年。
- Luenberger, D.G. (1998), *Investment Science*, Oxford University Press.
- MacKinnon, J. G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Co integration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 11, pp. 601 618.
- Mishkin, F. S. (1990), “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?” *Journal of Monetary Economics*, Vol.25, pp.77 95.
- Mishkin, F. S. (1992), “Is the Fisher Effect for Real?” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, pp. 195 215.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2003), *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley.