

## &lt;論 説&gt;

## 新規公開市場のアンダープライシングと景気循環の関係

—隠れマルコフモデルによる分析—

比 佐 章 一  
比 佐 優 子

## 要旨

本論では、1998年から2012年の日本の新興市場を分析対象とし、新規公開市場（IPO）で発生しているアンダープライシングの原因とその変動要因に関して、分析を行った。アンダープライシングは、その程度が時期によって変動することが指摘される一方、企業のガバナンス構造などによって引き起こされることが明らかになっている。

本論文では、隠れマルコフモデル（HMM）による分析を行い、IPOにおけるアンダープライシングが、複数の状態を移行する現象が観測されることを確認した。そのうえで、景気循環的要因と個別企業のガバナンス構造・財務状況等を考慮した、線形回帰分析を行い、景気の先行指数の動向とアンダープライシングの変動とに関係性があることを明らかにした。

しかし景気循環的要因だけでは、アンダープライシングの動きは説明できず、個別企業の要因も重要であることが明らかとなった。そしてベンチャーキャピタル（VC）持株比率が大きく、また資産規模が大きい、あるいは自己資本比率が高いほど、アンダープライシングの度合いが小さくなることが判明した。これはVCがつくことで、情報の非対称性が緩和されて、アンダープライシングが小さくなった可能性があることを示唆する結果となっている。

## 目 次

## 序論

1. HMMによるアンダープライシングの分析
  - 1.1 アンダープライシングの変動
  - 1.2 隠れマルコフモデルによるアンダープライシングの分析
2. 個別企業の要因によるアンダープライシングの決定
  - 2.1 線形回帰モデルによるHMM分析（t分布）
3. 実証分析
  - 3.1 データと基本統計量

## 結論

## 序論

新規公開市場、いわゆる IPO (Initial Public Offering) 市場では、アンダープライシングという、上場前の公示価格と上場後の初値の株価のギャップが存在する現象が存在することが知られている。通常は、上場後の価格が上場前よりも高くなる。

先行研究では、これが景気循環と関係していることが指摘されてきた。これは IPO が盛んなときには、IPO を実施する新興企業が多くて、資本市場から資金を調達することが容易である一方で、IPO が冷え込むと、新興企業は資金調達が難しくなる。このように、IPO 市場は景気と密接に関連している。1990 年代後半から、日本では、金融機関の不良債権問題によって、深刻な不況を経験することになったが、それと同時期に、ジャスダックやマザーズ、ヘラクレスなどの新興市場が立ち上げられ、IPO を行うベンチャー企業の数が増加した。この時期、特に IT 関連の産業は、「IT ブーム」と呼ばれる発展をみせた。

最近では、マクロ経済学の観点から、アンダープライシングの決定要因について分析が行われている。Yung et al. (2008) は、IPO 実施企業数の変動が、IPO 企業と投資家の間の情報の非対称性の度合いによって引き起こされ、それが景気循環を引き起こすとしている。IPO が盛んなとき（景気拡張期）には、質の悪い企業も IPO を行うようになることから、投資家と企業間の情報の非対称性が高まり、アンダープライシングが大きくなり、逆に IPO 市場が冷え込んでいるとき（景気縮小期）には、情報の非対称性が弱まり、アンダープライシングが小さくなるとしている。

他方、ミクロ経済の観点からの研究は、数多く存在する。そのほとんどは、情報の非対称性がアンダープライスを引き起こすというものであり、銀行制度やベンチャーキャピタル (VC) などの制度がそれを緩和し、アンダープライスを小さくするとしている。しかしそれらの論文のほとんどが主にアメリカやヨーロッパに関するものであり、日本のケースに関する議論は少ない。

日本の企業は、非上場企業も含め、多くが間接金融による融資、主に銀行制度に頼っている。しかし 1990 年代以降、日本の銀行は巨額の不良債権を負うことになり、融資を行うことが難しくなった。そのため VC が銀行に代わる役割を果たすことが期待されることとなった。

本論文では、まず第 1 節で、IPO におけるアンダープライシングの変動を、隠れマルコフモデル (HMM) で分析する<sup>1</sup>。HMM は、確率過程を持つ変数の、複数の状態間の動きをとらえるための手法である。本論文では、アンダープライシングがマルコフ過程に従うと考え、複数間の状態をどのように変化しているかについて分析を行う。そして 1998 年から 2012 年までの 14 年間の、日本における IPO のアンダープライシングの推移を分析する。

第 2 節では日本における金融システムと IPO の特徴について述べ、アンダープライシングが金融システムとどのように関係するかを論じる。第 3 節ではデータと分析結果に関する説明を行い、結論では景気循環と金融システムおよびアンダープライシングとの関係について論じる。

## 1. HMM によるアンダープライシングの分析

### 1.1 アンダープライシングの変動

Yung et al. (2008) は、投資家と IPO 実施企業の間には存在する情報の非対称性に着目し、景気循環と IPO の変動について分析を行っている。彼らによれば、IPO の件数が増えると、質の悪い企業も上場してくることから、投資家は上場前の IPO 企業の株価を過小にするので、その結果、アンダープライシングが大きくなるとしている。また IPO の変動は景気循環とも関係していると主張している。

好景気の際は企業の資金需要が高くなることから、資金調達の必要が生じ、その結果、IPO の件数が増える。しかしこの時、質の良い企業だけでなく、質の悪い企業もまた上場するため、IPO 市場では、投資家と企業の間における情報の非対称性によって、逆選択が生じ、その結果、質の悪い企業に合わせて上場前の公示価格が決定され、アンダープライシングの程度が大きくなる。そして不況の時は、逆にアンダープライシングが小さくなるとしている。彼らによれば、アンダープライシングは景気循環と密接に関係していることになる。しかしアンダープライシングは、同時に、個別企業の特徴によっても決まってくる。本論文では、両者の効果について同時に分析する。

一般に、IPO 企業の株価は、上場前の公示前の価格のほうが、上場後よりも過小に評価される傾向にあり、この現象が「アンダープライシング」と呼ばれる。図 1.1 と図 1.2 は、1998 年から 2012 年の 15 年間における IPO 企業のアンダープライシング率の推移と分布である<sup>2</sup>。アンダープライシング率は、上場前後の株価の対数値の差分をとっている<sup>3</sup>。この推移をみるかぎり、アンダープライシング率は、高い状態と低い状態との間を推移しているように思えるし（図 1.1）、また分布も、複数の異なる分布によって構成されているように思える（図 1.2）。分布がこのよう

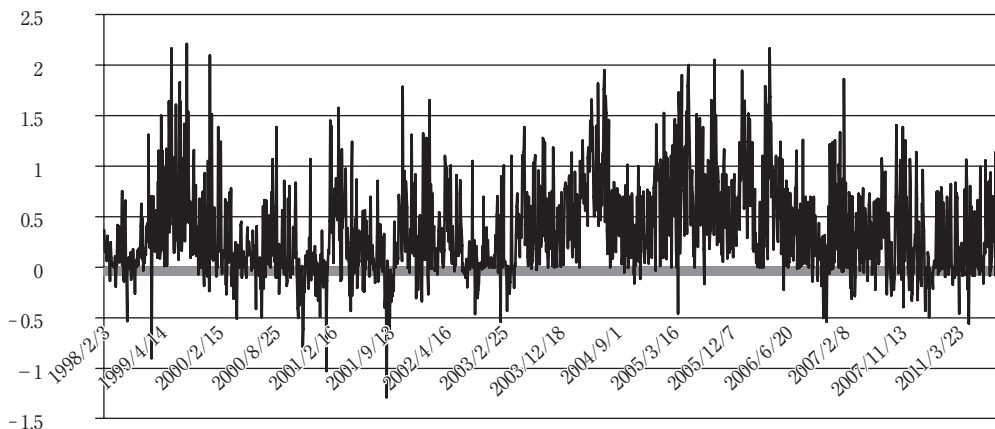


図 1.1：アンダープライシング率の推移

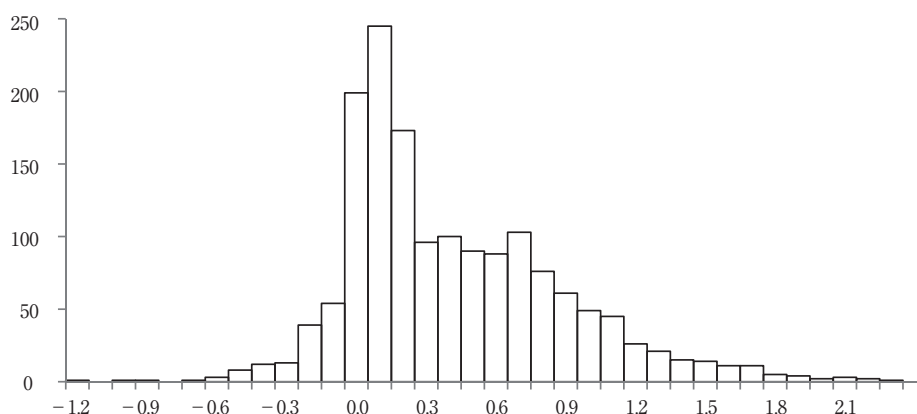


図 1.2 : アンダープライシング率の度数分布

平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
0.366	0.465	0.235	2.207	-1.291

表 1.1 : アンダープライシング率の基本統計量

に複数になることは, Asquith et al. (1997) によって知られている。また図 1.1 から, 2つの確率分布の間を, 推移している可能性があると思われる。

## 1.2 隠れマルコフモデルによるアンダープライシングの分析

本論文では,  $t$  分布による隠れマルコフモデル (HMM) を用いて, IPO のアンダープライシングを分析する。一般に, 株式市場における株価の収益率は, 裾野が広い分布に従うとされている。もし IPO のアンダープライシング率が, 裾野の広い分布である場合,  $t$  分布を用いると, 自由度が低いときに裾野の広い分布を扱うことができる。

HMM の特徴は以下のとおりである。各  $t$  時点における観測値を  $Y_t$ , またその状態変数を  $S_t$  とする。添字の  $t$  は時間の変数であり ( $t=1, \dots, T$ ), また  $T$  は最終時点とする。そのとき, 観測値  $Y_t$  と状態変数  $S_t$  は, 次の条件を満たす。

$$\Pr(S_t | S_1, S_2, \dots, S_{t-1}) = \Pr(S_t | S_{t-1}) \quad (1)$$

$$\Pr(Y_t | Y_1, Y_2, \dots, Y_{t-1}, S_1, S_2, \dots, S_{t-1}, S_t) = \Pr(Y_t | S_t) \quad (2)$$

式(1)は, 状態変数  $S_t$  が確率的に, 前期の状態  $S_{t-1}$  のマルコフ=プロセスのみ依存することを, また観測値  $Y_t$  は, 時間  $t$  において, 確率的に現在の状態変数  $S_t$  に依存している (式(2)) ことを意味する。またパラメータ  $\pi_{ij}$  は,  $t$  時点の状態  $i$  から,  $t+1$  の状態  $j$  に移る推移確率, すなわち  $\pi_{ij} = \Pr(S_{t+1}=j | S_t=i)$  であり, この推移確率行列  $\Pi$  を次のように定義する。

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \cdots & \pi_{1m} \\ \vdots & \pi_{ij} & \vdots \\ \pi_{m1} & \cdots & \pi_{mm} \end{pmatrix}$$

変数  $m$  は状態数である。時間  $t$  において、観測値が  $y_t$  をとる ( $Y_t = y_t$ ) 確率,  $u_{it} = \Pr(S_t = i)$  は次のように表現される。

$$\Pr(Y_t = y_t) = \sum_{i=1}^m \Pr(S_t = i) \Pr(Y_t = y_t | S_t = i) = \sum_{i=1}^m u_{it} p_i(y_t)$$

$p_i(y) = \Pr(Y_t = y | S_t = i)$  である。これを行列表現すると,  $\Pr(Y_t = y_t) = u_t' P(y_t) 1'$ ,

$$u_t = (u_{1t}, \dots, u_{mt}), P(y) = \begin{pmatrix} p_1(y_t) & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & p_m(y_t) \end{pmatrix}, 1' = \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}$$

すると ( $Y_1 = y_1, \dots, Y_T = y_T$ ) となる尤度関数  $L_T$  は次のように定義できる。

$$L_T = \Pr(Y^{(T)} = y^{(T)}) = \delta P(y_1) \Pi P(y_2) \cdots \Pi P(y_T) 1' \quad (3)$$

( $Y^{(T)} = y^{(T)} = (Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_T = y_T)$ ) である。また  $\delta = (u_{11}, \dots, u_{m1})$  であり, 初期時点における状態変数  $S_1$  の確率分布である。HMM では, 式(3)の尤度関数をもとに, 最尤法や EM アルゴリズム, マルコフチェーン・モンテカルロシミュレーション (MCMC) などの手法を用いて, パラメータと各時点 ( $t$ ) における状態変数を推定する。最尤法を用いて直接推定する方法は難しいとされていたが, Lystig and Hughes (2012) は, HMM の対数尤度関数の一階条件を比較的容易に計算する方法を提唱している。本論文では, この方法をもとに, 準ニュートン法による, 不等式制約条件のもとにおける最尤法を実施する。

次に, 状態  $j$  において, 観測値  $y_t$  がとる確率  $p_j(y_t | \theta_j)$  が, 各状態  $j$  において以下のような, 自由度  $\nu_j$  の  $t$  分布に従うものとする。

$$p_j(y_t | \theta_j) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu_j + 1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu_j}{2}\right) \sqrt{\nu_j \pi \sigma_j^2}} \left(1 + \frac{(y_t - \mu_j)^2}{\sigma_j^2}\right)^{-\frac{\nu_j + 1}{2}}, \theta_j = (\mu_j, \sigma_j^2, \nu_j) \quad (4)$$

$\Gamma(\bullet)$  はガンマ関数である。状態  $j$  の下で  $Y_t$  がとる確率を,  $\Pr(Y_t, H_t = j)$ , またパラメータの集合を  $B = (\delta_1, \dots, \delta_m, \pi_{11}, \dots, \pi_{m1}, \dots, \pi_{1m}, \dots, \pi_{mm}, \theta_1, \dots, \theta_s)$  と表現する。そして以下の尤度関数を解く<sup>4</sup>。

$$L_T = \Pr(Y^{(T)} = y^{(T)}) = \delta P(y_1) \Pi P(y_2) \cdots \Pi P(y_T) 1'$$

$$\delta_j \geq 0, \pi_{ij} \geq 0, \sigma_j^2 > 0, \nu_j > 0 \quad (\text{不等式制約})$$

$$\sum_{j=1}^m \delta_j = 1, \sum_{j=1}^m \pi_{ij} = 1 \quad (\text{等式制約}) \quad (5)$$

Lystig and Hughes (2012) によると, 対数尤度関数の最大化問題の一階条件を解くために, まず  $t = 1$  の時の,  $\partial \Pr(Y_1, H_1 = j) / \partial B = \psi_1(j; B)$  を定義し,

$$\psi_1(j; B) = \partial \Pr(Y_1, H_1=j) / \partial B = \left[ \frac{\partial p_j(y_1)}{\partial B} \right] \delta(j) + p_j(y_1) \left[ \frac{\partial \delta_j}{\partial B} \right]$$

を計算する。

そのあとで、次に  $t \geq 2$  について、

$$\begin{aligned} \psi_t(j; B) &= \frac{\partial \Pr(Y_1, \dots, Y_t, H_t=j) / \partial B}{\Pr(Y_1, \dots, Y_t)} \\ &= \sum_{i=1}^s \left\{ \psi_{t-1}(i; B) \pi_{ij} p_j(y_t) + \lambda_{t-1}(i) \pi_{ij} \left[ \frac{\partial p_j(y_t)}{\partial B} \right] + \lambda_{t-1}(i) \left[ \frac{\partial \pi_{ij}}{\partial B} \right] p_j(y_t) \right\} \times \Lambda_{t-1}^{-1} \end{aligned}$$

を計算する。なお  $\lambda_1(j) = p_j(y_1) \delta_j$ ,  $\lambda_t(j) = \sum_{i=1}^m [\lambda_{t-1}(i) p_j(y_t) \pi_{ij}] \times \Lambda_{t-1}^{-1}$ ,  $\Lambda_t = \sum_{j=1}^m \lambda_t(j)$  である。この逐次計算を行うことで、 $\Psi_t(B) = \sum_{j=1}^m \psi_t(j; B) / \Lambda_t$ ,  $\partial l_T / \partial B = \Psi_T(B) / \Lambda_T$ , として、一階条件を求めることが可能となる（詳しくは Lystig and Hughes (2012) を参照）。 $l_T$  は、 $L_T$  の対数尤度関数である。

そして、式 (4) の等式および不等式条件のもとで、最終的に対数尤度関数の一階条件  $\partial l_T / \partial B = \Psi_T(B) / \Lambda_T = 0$  を満たすパラメータ集合  $B$  を、準ニュートン法を使って推定する。本論文では、逐次二次計画法 (Sequential Quadratic Programming; SQP) を、Goldfarb and Idnani (1983) の手法を用いて計算する<sup>5</sup>。

このようにして解いた推定結果（状態が 2 つのケースと 3 つのケース）は、以下のとおりである。

図 1.3 と図 1.4 は、 $\Pr(S_t=i | Y^{(T)}=y^{(T)})$ , ( $i=1, 2$ ) において、それぞれの状態にある確率 (local decode) を示している。

また状態が 2 つのときの推移確率行列は以下のとおりである。

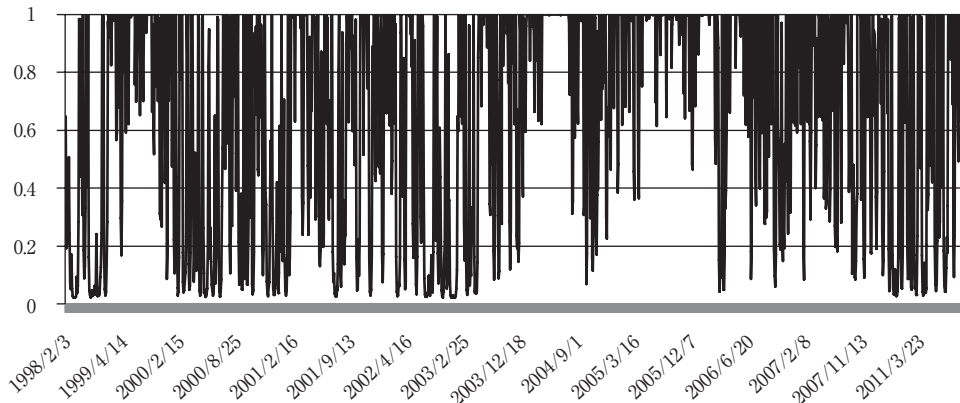


図 1.3：アンダープライシング率が状態 1 をとる確率（状態が 2 つのケース）

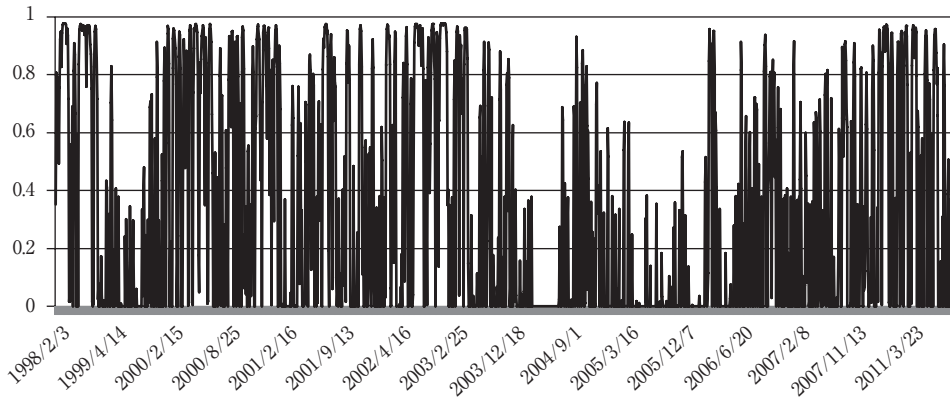


図 1.4：アンダープライシング率が状態 2 をとる確率（状態が 2 つのケース）

パラメータ	状態 1	状態 2
$\hat{\delta}$	0.24685	0.75315
$\hat{\mu}_j$	0.53986	0.037929
$\hat{\sigma}_j^2$	0.23634	0.013139
$\hat{\nu}_j$	1892.8	2589.3
	AIC	BIC
	1537	1585.2

表 1.2：HMM で推定されたパラメータ（状態が 2 つの場合）

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 0.8274 & 0.1726 \\ 0.3247 & 0.6753 \end{pmatrix}$$

状態 1 は、平均 0.53986、分散 0.23634、および自由度が 1892.8、また状態 2 では、平均 0.037929、分散 0.013139、および自由度 2589.3 の t 分布となる。これは IPO のアンダープライシング率が、状態 1 のほうが状態 2 よりも平均的に大きいことを意味する。そして推移確率行列からわかることは、状態 1 からそのまま状態 1 にとどまる確率が 0.8274、また状態 2 のままにとどまる確率は 0.6752 であることがわかる。また状態 1 から状態 2 に移行する確率が 0.1726、状態 2 から状態 1 に移行する確率が 0.3247 である。これはある状態をとると、同じ状態にとどまる傾向にあることがわかる。つまりアンダープライシング率が高いときは、それにとどまる確率が 82.74 パーセントであり、逆にアンダープライシング率が低いときはそれにとどまる確率が 67.53 パーセントとなる。

図 1.5、図 1.6 および図 1.7 は、時間  $t$  において、それぞれの観測値が状態をとる確率（local decode）、すなわち  $\Pr(S_t = i | Y^{(T)} = y^{(T)})$ , ( $i = 1, 2, 3$ ) を示している。

状態 1 において、観測値は平均値 0.70893、分散 0.21088、自由度 26.689、状態 2 において、観測



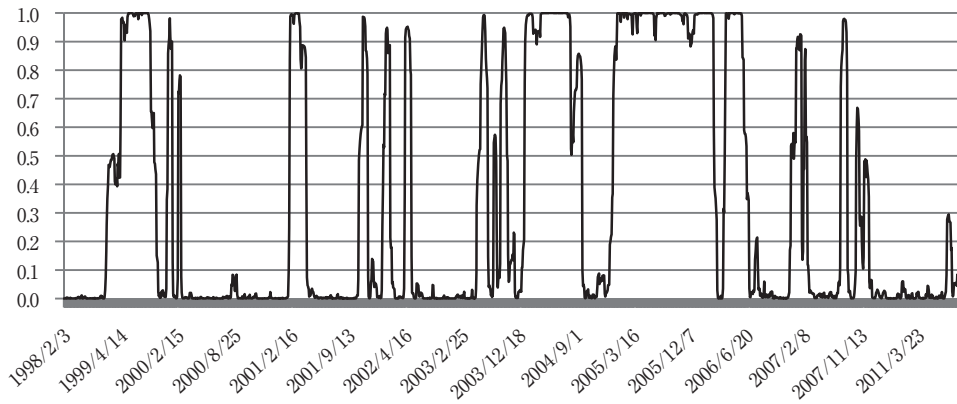


図 1.5：アンダープライシング率が状態 1 をとる確率（状態が 3 つのケース）

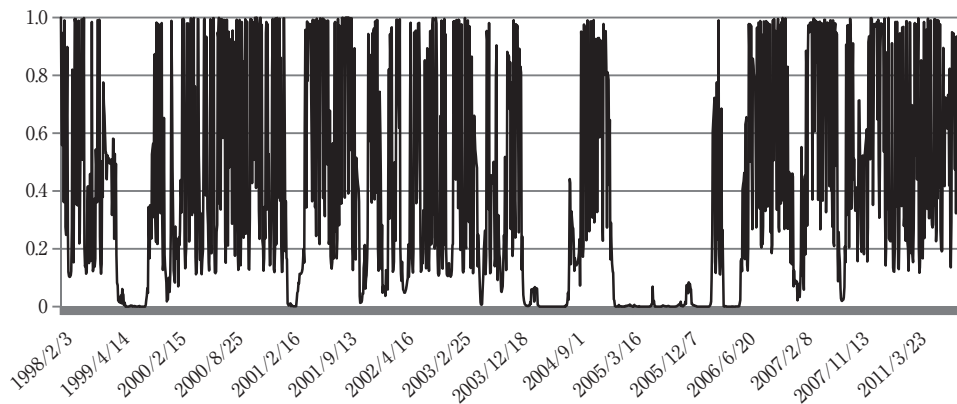


図 1.6：アンダープライシング率が状態 2 をとる確率（状態が 3 つのケース）

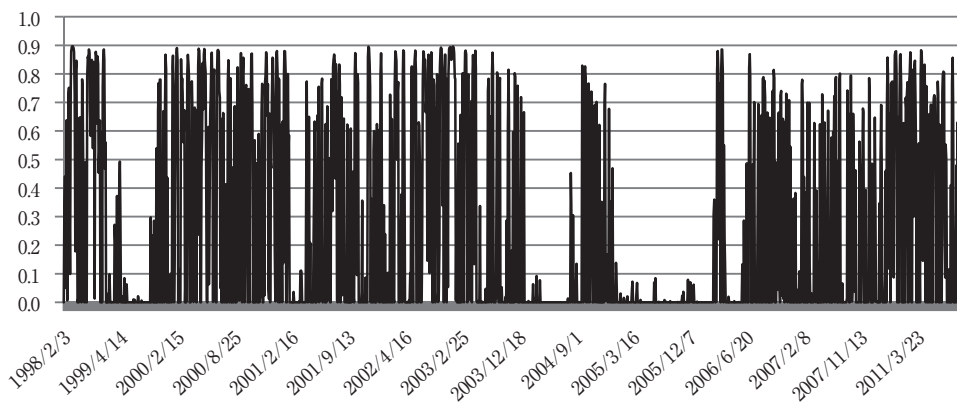


図 1.7：アンダープライシング率が状態 3 をとる確率（状態が 3 つのケース）



状態 ( $S_t$ )	状態 1	状態 2	状態 3
$\hat{\delta}$	0.00271	0.97604	0.021248
$\hat{\mu}_j$	0.70893	0.28564	0.031943
$\hat{\sigma}_j^2$	0.21088	0.16002	0.0060406
$\hat{\nu}_j$	26.689	1847400	156570000
		AIC	BIC
		1313	1404.2

表 1.3：状態が 3 つの場合の、HMM のパラメータの推定値

値は平均値 0.28564, 分散 0.16002, 自由度 1847400, 状態 3 において, 観測値は平均値 0.031943, 分散 0.006046, 自由度 156570000 の t 分布に従う。そして推移確率行列は次のようになる。

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 0.95929 & 0.007263 & 0.033445 \\ 0.009524 & 0.68617 & 0.30431 \\ 0.038437 & 0.46337 & 0.49819 \end{pmatrix}$$

これは, 状態 1 をとる確率にとどまる確率が 95.929 パーセント, 状態 2 にとどまる確率が 68.617 パーセント, そして状態 3 にとどまる確率が 49.819 パーセントとなる。さらに状態 2 から状態 3 に移る確率 (30.431 パーセント) は, 状態 1 から状態 3 に移る確率 (3.3345 パーセント) よりも大きい。また状態 3 から状態 1 に移る確率 (46.337 パーセント) は状態 3 から状態 1 に移る確率 (3.8437 パーセント) よりも大きい。これは状態 1 をとると IPO のアンダープライシング率が平均的に大きくなり, またそこにとどまる確率が高い。またほかの状態に移行すると, 状態 2 と状態 3 の間を移行するといえる。

以上のように, HMM を用いることで, アンダープライシングの変動や, また各企業のアンダープライシング率が大きいかどうかを把握することができる。Yung et al. (2008) によると, アンダープライシングは景気循環と関係しているとしている。しかし一方で, アンダープライシングは, 情報の非対称性に引き起こされることから, 各企業のコーポレートガバナンス構造と関連していることが指摘されている。特に IPO においては, ベンチャーキャピタルの役割が重要であることが指摘されている。HMM モデルでは, こうした景気循環の効果と各企業のコーポレートガバナンス構造による効果を分けて分析することができる。

次節では, 日本の金融システムと IPO のアンダープライシングの関係についてみていく。

## 2. 個別企業の要因によるアンダープライシングの決定

一般に, 多くの投資家が資本市場に参加することで, 彼らが持つ各企業の情報が株価に反映し, 結果, 適切な価格が形成されると考えられている (効率的市場仮説)。しかし多くの国々で, IPO のアンダープライシングという現象が観測されており, それについて, さまざまな理由が指

摘されている。Ljungqvist (2007) は、これまでの研究で、以下のようなものが、IPO のアンダープライシングを説明する要因として指摘されてきたことを明らかにしており、これらの要因の多くは、おもに、金融市場における情報の非対称性によって引き起こされるとしている。

代表的な論文は、Rock (1986), Allen and Faulhaber (1989) などがある。Rock (1986) は、投資家間における情報の非対称性の存在が、IPO のアンダープライシングを引き起こすとしている。そして投資対象の企業に関して、より詳しい情報を持っている情報優位の投資家と、あまり詳しい情報を持っていない情報劣位の投資家という、2つのタイプの投資家がいるときに、IPO を実施すると、情報劣位の投資家の評価に合わせて、株価の公示価格を設定する必要があるとしている。そして両者の持つ情報のギャップが大きいほど、アンダープライシングが大きくなるとしている。さきほど紹介した Yung et al. (2008) の理論は、この考え方をもとにしている。

一方、Allen and Faulhaber (1989) は、投資家と経営者間の情報の非対称性に着目した議論をしている。彼らによれば、投資家は IPO 企業が、質の良い企業なのか、それとも質の悪い企業なのかの区別がつかないとしている。そして質の良い企業は、金融市場において、自身の企業が質の良い企業であることをアピールするために、わざと低い株価を提示することができるとしている。というのも質の良い企業であれば、上場後に適正な価格で評価されることになるので、そこできちんと利益を得ればよいことになるからである。

そのほかの理由として、Hughes and Thakor (1992) は、IPO の主幹事証券会社の引き受けリスクを軽減するためというものがあるとしている。これは IPO 市場が過熱しているとき (Hot Market), IPO 市場で証券が売れ残るリスクが生じるため、そのリスクを軽減するために、公示価格を低めに設定するというものである。また証券会社は損失を被った投資家からの訴訟を回避する目的やエージェンシー関係から顧客である投資家を儲けさせるために、あえてアンダープライシングを導くという説も存在する (Tinic (1988))。

これらの論文は、各企業の情報の非対称性と、それを緩和するコーポレートガバナンス構造が、関係していることを明らかにしている。さらにこれらの論文は、IPO 市場が過熱しているのか、また冷え込んでいるのかで、ガバナンス構造がアンダープライシングに与える効果が異なってくることを意味している。以下の議論では、景気循環というマクロ経済的要因と、各企業のガバナンス構造というミクロ的要因とに分けて、HMM による分析を行う。

## 2.1 線形回帰モデルによる HMM 分析 (t 分布)

IPO におけるアンダープライシングは、景気循環だけでなく、各企業のガバナンス構造にも影響を受ける。しかし前述の HMM では、後者の効果については考慮していなかった。しかし表面的に複数の状態を推移するようにみえても、実は個別企業のガバナンス構造によって引き起こされている可能性がある。

例えばある企業の IPO のアンダープライシングの水準が高く、次に IPO を行った企業のアン

ダープライシングの水準が低い場合、それはマクロ的要因によってではなく、企業間のガバナンス構造によって引き起こされている可能性がある。つまり IPO を実施した企業の間における、ガバナンス構造が異なるために、アンダープライシングの水準が変動しているようにみえている可能性があるということである。そのため、個別企業のガバナンス構造も考慮した分析を行う必要があるといえよう。そこで以下のような線形回帰モデルを用いて分析を行う。

$$p_j(y_t, \theta_j) = \frac{\Gamma\left(\frac{v_j+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v_j}{2}\right)\sqrt{v_j\pi\sigma_j^2}} \left(1 + \frac{(y_t - \mu_j - X_t\beta_j)^2}{\sigma_j^2}\right)^{-\frac{v_j+1}{2}}, \quad (6)$$

$$\theta_j = (\mu_j, \sigma_j^2, v_j)$$

$X_t$  は、時間  $t$  において IPO を実施した企業の特徴を表す、説明変数である。そして（定数項を除く）説明変数の数は  $N$  個で  $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{Nt})$ 、定数項は  $\mu_j$  で表現されている。そして状態  $j$  における係数は、 $\beta_j = (\beta_{j1}, \dots, \beta_{jN})$  となっている。これは以下のような線形回帰モデルと同じになっている。

$$y_t = \mu_j + X_t\beta_j + \varepsilon_{jt}, \quad \varepsilon_{jt} \sim t(0, \sigma_j^2, v_j) \quad (7)$$

式(7)では、最終項  $\varepsilon_{jt}$  が攪乱項であり、状態  $j$  の時に、平均 0、分散  $\sigma_j^2$ 、自由度  $v_j$  の  $t$  分布に従う。もし係数  $\beta_j$  すべての係数が 0、すなわち  $\beta_{j1} = \beta_{j2} = \dots = \beta_{jN} = 0$  ならば、前述した式(4)と同じになる。

前述のモデルでは、アンダープライシング率は、複数の状態を推移しているように見えたが、しかしこれは単に各企業の特徴の違い ( $X_t$ ) によるものか、それとも景気循環などのような状態の違い ( $\mu_j, \beta_j$ ) によって引き起こされているのか、識別できなかった。例えば、ある期間に、情報の非対称性を解決しないガバナンス構造を持つ企業（アンダープライスが大きくなるような企業）が連続で上場し、次の期間に、情報の非対称性を解決するガバナンス構造を持つ企業（アンダープライスが小さくなるような企業）が連続で上場したとするならば、最初の期間にアンダープライシングが大きい状態で推移し、その後、アンダープライシングが小さくなるような状態へと移行して、その状態が続くことになり、循環的な現象がみられることになる。

式(6)と式(7)においては、これらの効果は各企業の特徴（すなわち  $X_t$  の係数）としてコントロールされ、それ以外の景気循環のような要因と区別される。加えて、これらの効果（すなわち  $\beta_j$ ）は、状態が異なるとその効果も異なってくるかもしれない。これはガバナンス構造による効果が、アンダープライシングの状態が異なると違ってくるかもしれないことを意味する。例えば、IPO が過熱している市場（Hot Market）では、IPO の件数が多くて情報の非対称性が大きいことから、ベンチャーキャピタルや銀行などによるモニタリングの効果が有効に働かず、逆に IPO 市場が冷え込んでいる場合（Cold Market）には、モニタリングが有効に働くかもしれない。

アメリカでは、多くのベンチャー企業がIPOをしているが、それを支える金融制度として、ベンチャーキャピタル (VC) 制度が発展している。他方日本では、銀行を中心とした間接金融制度が発展し、VCはベンチャー企業への融資制度としては、大きな役割を果たしてこなかった。しかし1990年代に入ると、日本の銀行は不良債権問題を抱えることになり、新規投資への融資が難しくなった。ただ最近では、VCがベンチャー企業への融資を支える金融制度となっており、IPO実施企業の多くが、VCによる融資を受けている。ただ日本において、銀行制度が金融において大きな役割を果たしてきたことを考えると、銀行による融資比率が大きい企業は、情報の非対称性が緩和されることで、IPOのアンダープライシングを小さくする可能性がある。また日本においては、銀行が融資ないし株式を保有するなどすることで、IPO企業と長期的な顧客関係を築くことが予想されると、IPO企業が質の高い企業であるというシグナルを市場に発信することになり、結果、アンダープライシングの度合いを小さくすることになるかもしれない。

Barry and et al. (1990) や Sahlman (1990) は、VCによる融資ないしサポートを受けている企業は、質の高い企業として認識されることで、情報の非対称性が緩和され、IPOにおけるアンダープライシングが小さくなるとしている。また Kutsuna et al. (2002) は、日本において、VCの出資比率が高い企業ほど、IPO後の売り上げの伸び率や株価の上昇率が高くなることを指摘している。これらの先行研究は、IPOに対するVCの融資が、アンダープライシングに影響を与えることを示唆している。よってVCによるIPO企業の株式保有比率が大きいほど、アンダープライシングが小さくなる可能性があるといえる。

また Megginson and Weiss (1991) は、VCの高いモニタリング能力によって、VCの投資がアンダープライシングの低下をもたらしているとし、Li and Masulis (2005) は引受証券会社がVCとなる場合では、アンダープライシングが起りにくいことを示した。このようなVCによる情報の非対称性の緩和はお墨付き仮説と称される。Gompers (1996) や Lee and Wahal (2004) は、経験豊富で評判の高くアンダープライシングが大きいVCほどその利益が増大すると主張する。

情報の非対称性を緩和する制度として、ストックオプション制度がある。この制度は、経営者と投資家の間の情報の非対称性を緩和することが期待されることから、アンダープライシングが小さくなる可能性があるといえる。Holmström and Tirole (1993) は、ストックオプションを通じて経営者に効率的な報酬を提示できるとしており、こうした制度の導入がシグナルとなっている可能性がある。さらに主幹事証券の引き受けが大きいほど、IPOを引き受けた際に生じる株式の売れ残りのリスクを一気に抱えることになるため、IPO企業の公示価格を小さくし、結果、アンダープライシングが大きくなる可能性があるといえる。

マクロ経済的要因として、前述のように、Yung et al. (2008) は、景気循環とIPOの関係性を論じ、景気拡張期にはアンダープライシングが拡大し、景気縮小期には縮小するとしている。

### 3. 実証分析

#### 3.1 データと基本統計量

本論文では、財務データと株式保有データ、リードVCおよび景気循環に関するデータを使って分析を行っている。IPOに関するおもなデータは、ディスクロージャー・ビジネスリサーチのデータ（ディスクロージャー実務研究社）を使用した。また分析は、1998年から2012年（IPO対象企業数、1573社）を分析対象としている。なお東証一部上場は、IPO市場では特殊な上場と認識されていることから、分析から除外した。

上場廃止ダミーは、倒産などで上場廃止になった企業に1を割り当てた変数である。これは上方の非対称性の度合いを表す変数として用いた。表3.1では、IPO実施企業の4.45パーセントが上場廃止になったことを明らかにしている。VC株式保有比率は、VCによって保有されている株式の比率であり、本論文では、VCがアンダープライシングに与える効果を表している。VCの保有比率は、平均で9.1536パーセントであり、中央値は3.59パーセントとなっている。また銀行株式保有率は、平均で1.92パーセント、最大で23.8パーセントとなっている。またROAの平均で11.7パーセント、ストックオプションを導入している企業の割合は半数以上となっている（50.16パーセント）。これらの変数をもとに、回帰分析を行った結果は、次ページの表3.2、表3.3のとおりである。

表3.2と表3.3は、回帰式の推定結果である。モデル1は、景気動向指数の先行指数（CI）のみを説明変数とした回帰式である。モデル2は、各企業のコーポレートガバナンスや企業属性の

	平均	標準偏差	中央値	最大	最小
アンダープライシング（対数差分）	0.3659	0.4652	0.2351	2.2073	-1.2910
上場廃止ダミー	0.0445	0.2063	0	1	0
VC持株比率（％）	9.1536	13.0240	3.59	91.42	0
銀行持株比率（％）	1.9208	3.1495	0	23.8	0
資産収益率（ROA）	0.1173	0.1490	0.0957	1.5253	-1.5746
資産規模（対数）	8.4874	1.4424	8.4194	16.8853	4.5109
ストックオプションダミー	0.5016	0.5002	1	1	0
自己資本比率（％）	40.7765	23.3869	36.7914	100.0000	-20.2703
主幹事証券会社比率（％）	66.0530	9.2989	65	90	21
CEO年齢	52.0324	10.3978	53	79	25
ジャスダックダミー	0.1914	0.3935	0	1	0
新規店頭ダミー	0.3102	0.4627	0	1	0
ヘラクレス上場ダミー	0.0890	0.2848	0	1	0
マザーズダミー	0.1799	0.3842	0	1	0

表3.1：IPO企業に関する基本統計量

説明変数	モデル 1 (CI)		モデル 2 (GOV)	
	状態 1	状態 2	状態 1	状態 2
定数項	-16.101	-0.58089	1.6432	0.24229
CI (景気先行指数)	0.17012	-0.009166		
上場廃止ダミー			-0.1429	0.80599
VC 株式保有率 (%)			-0.0032986	-0.00027819
銀行株式保有率 (%)			0.0074205	0.00053539
資産収益率 (ROA)			0.24762	0.031656
資産規模 (対数)			-0.098868	-0.0099363
ストックオプションダミー			0.088062	-0.033609
自己資本比率 (%)			-0.0017426	-0.00045543
主幹事引き受け比率 (%)			-0.003557	-0.0018543
CEO の年齢			-0.0041979	0.00029968
JASDAQ 上場ダミー			0.22599	0.034379
店頭市場上場ダミー			0.062656	0.025416
ヘラクレス上場ダミー			0.34846	0.01315
マザーズ上場ダミー			0.11507	0.66653
$\sigma_j^2$	39.29	5203.9	0.20065	0.0065126
$\nu_j$	1084	50.192	10000000	181530
	AIC	BIC	AIC	BIC
	8798.1	8857.1	1326.4	1514

表 3.2：回帰分析の結果

変数を説明変数とした回帰式である。モデル 3 は、モデル 1 とモデル 2 で使った説明変数を、すべて用いた回帰式である。

まずモデル 1 は、景気動向指数の先行指数だけでは、アンダープライシングを説明できないことを明らかにしている。というのもモデル 1 の AIC と BIC の値が、他のモデルよりも大きくなっている。これは景気の変動だけでは、アンダープライシングの変動をうまく説明できないことを意味している。

モデル 2 は、定数項の大きさを比較して、状態 1 が状態 2 よりも、平均的にアンダープライシングが高い状態を意味している。そして係数をみると、VC 持株比率が大きく、また資産規模が大きい、あるいは自己資本比率が高いほど、アンダープライシングの度合いが小さくなることがわかる。これは VC がつくことで、情報の非対称性が緩和されて、アンダープライシングが小さくなった可能性があると考えられる。また資産規模や自己資本比率は、企業の倒産リスクが低いことが関係していることが予想される。また主幹事引き受け比率が高いほど、アンダープライシングが小さくなるという結果になっており、これは予想と異なる結果となっている。さらに銀行株式保有比率が高いほど、また ROA が大きいほど、アンダープライシングが大きくなるという



説明変数	モデル 3 (CI + GOV)		最小二乗法 (OLS)
	状態 1	状態 2	
定数項	1.1965	1.0101	0.580782897 [0.217]***
CI (景気先行指数)	0.0053317	0.25447	0.008938994 [0.00169]***
上場廃止ダミー	0.0022029	0.31773	0.017919015 [0.05203]
VC 株式保有率 (%)	-0.0030382	-1.527	-0.002953419 [0.000897]***
銀行株式保有率 (%)	0.0055003	0.19062	0.005495134 [0.00386]
資産収益率 (ROA)	0.1146	0.74171	0.129374903 [0.0763]*
資産規模 (対数)	-0.094501	-0.1108	-0.081598316 [0.0103]***
ストックオプションダミー	0.050902	0.69094	0.062140789 [0.02504]**
自己資本比率 (%)	-0.0017201	-0.46779	-0.001296172 [0.000515]**
主幹事引き受け比率 (%)	-0.0059359	0.26239	-0.004660809 [0.00132]***
CEO の年齢	-0.004493	-0.20505	-0.00399252 [0.00125]***
JASDAQ ダミー	0.16991	0.6129	0.146349122 [0.0358]***
店頭市場上場ダミー	0.050629	0.93634	0.086825427 [0.0316]***
ヘラクレス上場ダミー	0.27129	0.93987	0.265217963 [0.0446]***
マザーズ上場ダミー	0.21374	0.62113	0.210201975 [0.0376]***
$\sigma_j^2$	0.17205	49386	
$v_j$	35097	50.152	
	AIC	BIC	
	1775.6	1974	

表 3.3：回帰分析の結果



結果になった。

モデル3でも、モデル2とほぼ同様の結果になることがわかる。またモデル3では、CIが大きくなるほど、アンダープライシングが大きくなることから、景気が拡張すると、アンダープライシングが大きくなることがわかる。

次に推移確率についてみてみる。モデル1の推移確率は以下のとおりとなった。

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 0.993 & 0.007 \\ 1.000 & 0.000 \end{pmatrix} \quad (8)$$

これは、景気動向指数の先行指数が説明変数に入ると、アンダープライシングが状態1のみをとることを意味する。つまりCIとアンダープライシング状態の変化が連動しており、状態の変化をCIによって説明することができることを意味している。

一方、モデル2の推移確率は以下のようになった。

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 0.802 & 0.198 \\ 0.472 & 0.528 \end{pmatrix} \quad (9)$$

これは状態1である状態が続く確率が80.2パーセント、状態1から状態2に移行する確率が19.8パーセントとなること、また状態2の状態が続く確率が52.8パーセント、状態2から状態1に移行する確率が47.2パーセントとなることを意味している。これはアンダープライシングが、基本的には、状態1にあるが、約20パーセントで状態2に移行すること、また状態2に移行すると、状態2から状態1になるかそれともその状態にとどまるかは、ほぼ半数の確率で推移することを意味している。

モデル3における推移確率をみると、

$$\hat{\Pi} = \begin{pmatrix} 1.000 & 0.000 \\ 1.000 & 0.000 \end{pmatrix} \quad (10)$$

となった。これは状態1にとどまる確率、および状態2から状態1に移行する確率がほぼ100パーセントとなった。これは状態1という状態のみ、つまりアンダープライシングが複数の状態をとることはないということの意味する。

これらの結果は、アンダープライスの状態の推移が、景気循環的要因によって説明することが可能であること、つまり景気変動がアンダープライシングの変動を説明できることを意味しているといえる。また推移確率行列から、モデル1およびモデル3から、仮に状態1から状態2に移行したとしても、すぐに状態1に戻ることを意味している（式(8)と式(10)から、状態1になる確率がほぼ100パーセントとなっている）。モデル2のみが、IPOにおけるアンダープライシングが複数の状態にあること、またその間の確率的変動について説明していることを意味する（式(9)）。

以上のことより、IPOのアンダープライシングの変動が、景気循環的要因によって説明することが可能であることを意味している。CIの先行指数は、景気循環の先導的な指標の変化であり、

アンダープライシングの増加が、マクロ経済の拡張と高く相関していることを意味している。

表 3.2 においてモデル 3 は、CI 指標とガバナンス変数、双方が含まれている回帰モデルとなっている。ただアンダープライスの推移確率行列より、アンダープライシングが常に状態 1 にあるということから、通常の最小二乗法（OLS）による推定結果と比較した。

その結果、OLS による推定結果は、モデル 3 の状態 1 の推定結果とほぼ同じ値をとっていることがわかる。また OLS の推定結果は、上場廃止ダミーと銀行株式保有比率を除くと、ほとんどの係数で、係数の有為性が確認できた。また推定結果にもとづく、予測値と実際のアンダープライシングの変化を比較すると以下ようになる。

図 3.1 は、景気動向指数 CI の先行指数のみを用いた推定結果であるが、これではアンダープライシングの変化をとらえることはできないことがわかる。これに対し、モデル 2 やモデル 3 は、比較的アンダープライシングの変化をうまくとらえていることがわかる（図 3.2 と図 3.3）。これをみると、アンダープライシングをとらえるうえで、個別企業のガバナンス構造や財務状況などの変数を考慮することが重要であることがわかる。

この事実は、表 3.2 と表 3.3 をみるとわかるように、AIC や BIC の値が、モデル 1 よりも、モデル 2、モデル 3 のほうが小さくなっていることから確認できる。また AIC や BIC の値は、モデル 2 のほうがモデル 3 よりも小さくなっているが、モデル 1 に比べて大きな違いがあるわけではないといえる。

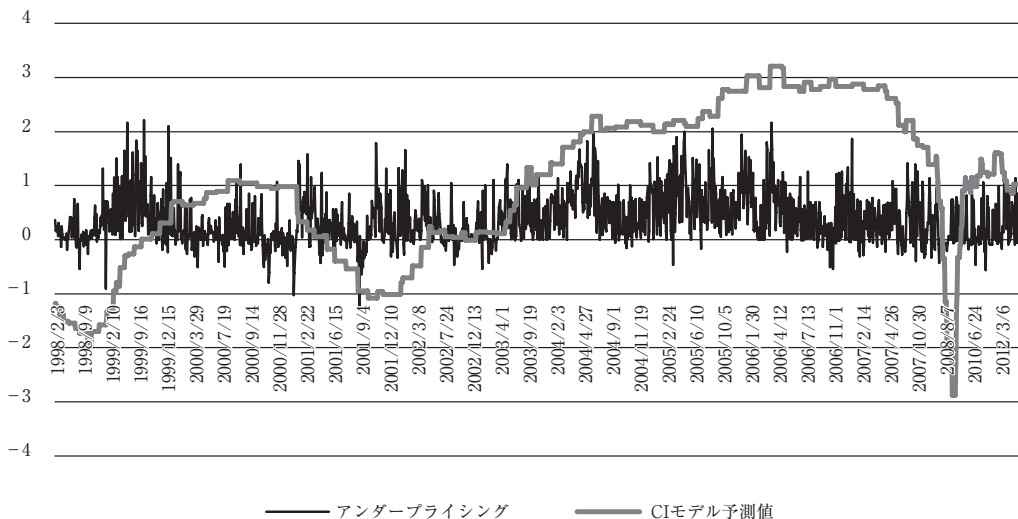


図 3.1：モデル 1 における予測時と実現値の比較

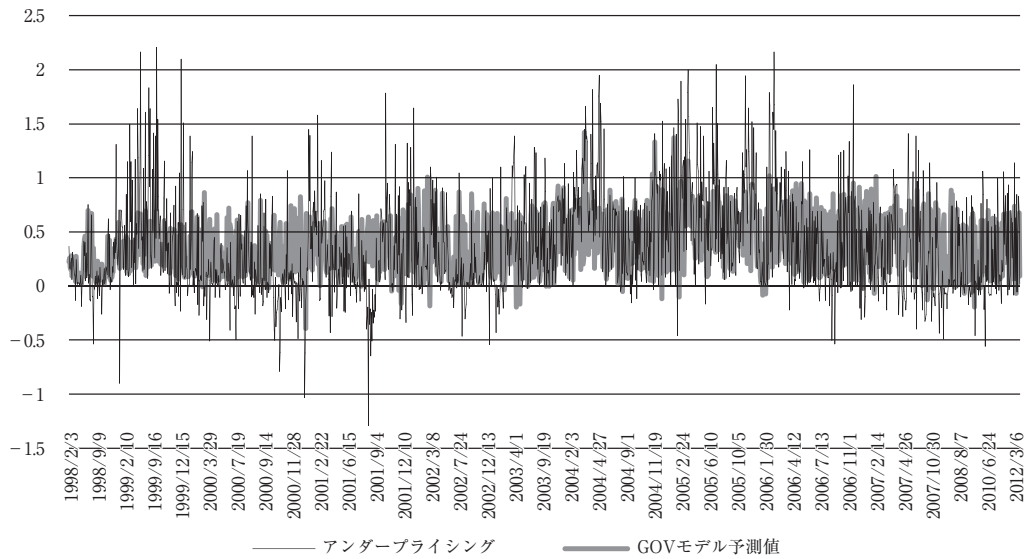


図 3.2：モデル 2 における予測時と実現値の比較

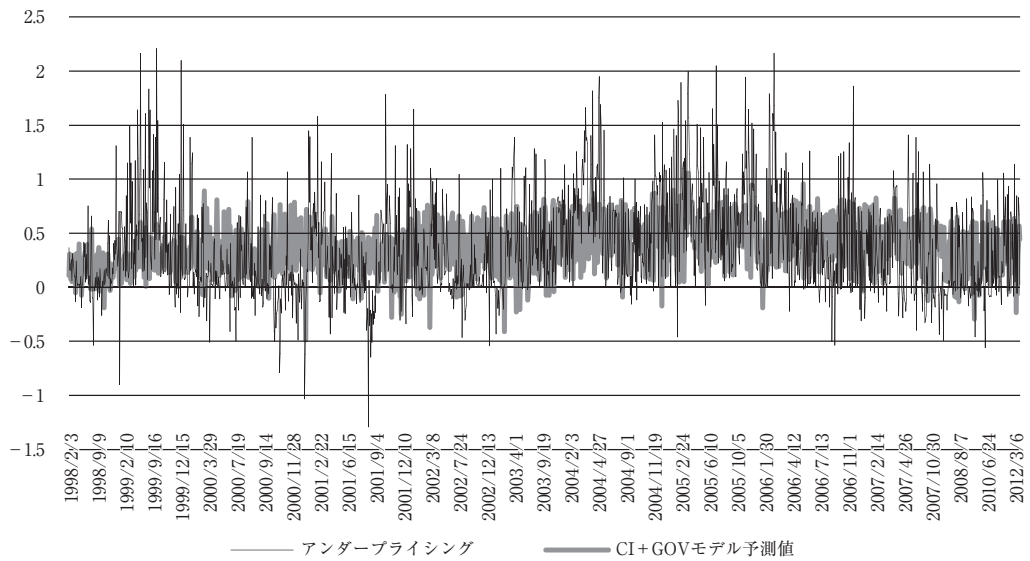


図 3.3：モデル 3 における予測時と実現値の比較

## 結論

IPO におけるアンダープライシングは、HMM による分析を行うことで、異なる状態の間を推移していることがわかった。これはアンダープライシングが変動していることを意味している。本論文では、HMM によって、こうした事実を明らかにしたとともに、線形回帰モデルと組み合わせることで、マクロ的な景気循環的要因と、ミクロ的な個別企業の要因とに分けて、IPO のアンダープライシング分析を行っている。そして HMM によって、日本の IPO におけるアンダープライシングの変動が、景気循環的要因によって影響を受けていることがわかった。

また IPO を実施した個別企業の特徴との関係でみると、VC 持株比率が大きく、また資産規模が大きい、あるいは自己資本比率が高いほど、アンダープライシングの度合いが小さくなることがわかった。これは VC がつくことで、情報の非対称性が緩和されて、アンダープライシングが小さくなった可能性があることを示唆する結果となっている。また資産規模や自己資本比率は、企業の倒産リスクが低くなることから、情報のアンダープライシングが小さくなったと思われる。

## 注

- 1 今回の推計には、Ox Console Version 7.00 64 bit 版（詳しくは Doornik, 2012 を参照）および The Arfima package Version 1.00（詳しくは Doornik and Ooms, 2003 を参照）を使用した。
- 2 東証一部上場および移行上場の IPO については、分析対象から除外している。
- 3 今回、IPO 企業の株価の公開価格を  $X_t$ 、初値をとしたときに  $X_{t+1}$ 、アンダープライシングを  $\ln(X_{t+1}/X_t) = \ln(X_{t+1}) - \ln(X_t) = \Delta \ln(X_t)$  として、公開価格と初値をそれぞれ対数化したものの差分で評価した。アンダープライシングは、(初値 - 公開価格)/公開価格、すなわち  $(X_{t+1} - X_t)/X_t$  で評価する場合もあるが、そうすると下限が -1 になってしまうことで、分布にゆがみが生じてしまう。そのため今回は、t 分布をフィットさせることもあり、下限が  $-\infty$  である、対数の差分でアンダープライシングの収益率を評価した。
- 4 隠れマルコフモデルの尤度関数に関しては、Zucchini and MacDonald (2009) を参照。
- 5 不等式制約の下での非線形最適化問題の計算については、茨木・福島 (1991) および矢部・八巻 (1999) を参照。

## 参考文献

- 茨木俊秀・福島雅夫 (1991) 『Fortran 77 最適化プログラム』岩波書店
- 矢部博・八巻直一 (1999) 『非線形計画法』朝倉書店
- Asquith, D., J. D. Jones and R. Kieschnick (1997), "Evidence on Price Stabilization and Underpricing in Early IPO returns", *The Journal of Finance* 53, No. 5, 1759-1773.
- Allen, F. and G. R. Faulhaber (1989), "Signaling by Underpricing in the IPO Market," *Journal of Financial Economics*, 23: 303-323.
- Barry, C., Muscarella, C., Peavy, J. W. and Vetsuypens, M. (1990), "The Role of Venture Capital in the Creation of Public Companies: Evidence from the Going-Public Process", *Journal of Financial Econom-*

- ics, 27, 447–471.
- Doornik, J. A. (2007), *Object-Oriented Matrix Programming Using Ox*, 3rd ed. London: Timberlake Consultants Press and Oxford: www.doornik.com.
- Doornik, J. A. and M. Ooms, M. (2003), Computational Aspects of Maximum Likelihood Estimation of Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 41, 333–348. Also see www.doornik.com.
- Goldfarb and Idnani (1983), “A Numerically Stable Dual Method for Solving Strictly Convex Quadratic Programs,” *Mathematical Programming*, 27, 1–33.
- Grinblatt, M. and C. Y. Hwang. (1989), “Signalling and the Pricing of New Issues,” *Journal of Finance*, 44: 393–420.
- Gompers, P. A. (1996), “Grandstanding in the Venture Capital Industry” *Journal of Financial Economics*, 42, 133–156.
- Holmström and Tirole (1993), Market Liquidity and Performance Monitoring. *Journal of Political Economy*, 101(4), 678–709.
- Hughes, Patricia J & Thakor, Anjan V, (1992), “Litigation Risk, Intermediation, and the Underpricing of Initial Public Offerings,” *Review of Financial Studies*, Oxford University Press for Society for Financial Studies, 5(4), 709–42.
- Kutsuna, K. Okamura, H., and Cowling, M. (2002), “Ownership Structure Pre-and Post-IPOs and the Operating Performance of JASDAQ Companies”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 163–181.
- Lee, P. M. and Wahal, S. (2004), “Grandstanding, Certification and the Underpricing of Venture Capital Backed IPOs”, *Journal of Financial Economics*, 73, pp. 375–407.
- Lerner, J. (1994), “The Syndication of Venture Capital Investments,” *Financial Management*, 23, 16–27.
- Li, X., and Masulis, R. W. (2005), “Venture Capital Investments by IPO Underwriters: Certification or Conflict of Interest?” Working Paper, Vanderbilt University.
- Ljungqvist (2007), “IPO Underpricing”, Eckbo, B. E. ed. *Handbook of Corporate Finance*, Elsevier, 375–422.
- Lystig and Hughes (2012), “Exact Computation of the Observed Information Matrix for Hidden Markov Models”, *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 11, 678–689.
- Meggison, W. and Weiss, K. (1991), “Venture Capitalist Certification in Initial Public Offerings, *Journal of Finance*”, 46, 879–903.
- Rock, K. (1986), “Why New Issues Are Underpriced,” *Journal of Financial Economics*, 15, 187–212.
- Sahlman, W. A., (1990), “The Structure and Governance of Venture-Capital Organizations”, *Journal of Financial Economics*, 27, 473–521.
- Yung, C. and Gönül, Ç. and Wang, W. (2008), “Cycles in the IPO market”, *Journal of Financial Economics*, 89, 1, pp. 192–208.
- Tinic, Seha M., (1988), “Anatomy of Initial Public Offerings of Common Stock”, *Journal of Finance* 43, 789–822.
- Zucchini, Walter and MacDonald, Iain L. (2009), “Hidden Markov Models for Time Series An Introduction Using R” A Chapman and Hall Book.