2017年1月4日提出

# 平成 29 年度 卒業論文

日本の IPO 市場における アンダープライシングの時系列分析

# 岡部 匡志

東京大学経済学部経済学科

07-150041

## 日本の IPO 市場におけるアンダープライシングの時系列分析

## 目次

1	はじめに	2
2	IPO におけるアンダープライシング	3
2.1	IPO のプレイヤーとメカニズム	3
2.2	アノマリーとしてのアンダープライシング	3
2.3	アンダープライシングをめぐる仮説	4
3	リサーチ・デザイン	5
3.1	本研究の目的と意義	5
3.2	データ・ソース	6
3.3	データの特徴	6
3.4	モデルの構造と想定される結果	12
4	実証分析の結果	14
5	総括と今後の課題	19

## 1 はじめに

本稿では、日本の新規株式公開<sup>1)</sup>市場において、アンダープライシング<sup>2)</sup>の過去数件の値が、当期のアンダープライシングににどのような影響を及ぼしているのかについて考察を行う。

著者の知る限り、アンダープライシングの研究において、その系列相関をモデルに積極的に引き受けた研究は見当たらない。そのため、実証分析の対象が、5年程度と比較的短い期間であったり、年度ダミーを説明変数に入れて、年度ごとのマーケットの過熱度を表現している研究が多い印象である。

本稿では、年度ダミーではなく、自己回帰モデルを用いることで、20年間の長期に渡ってマーケット・コンディションを表現可能なモデルを構築する。

本稿の構成は以下の通りである。次章で、日本の IPO マーケットと、アンダープライシングの発生メカニズムをめぐる仮説を概観する。第3章では、本稿で検証する仮説を提示し、その検証方法と用いるデータについて説明する。第4章で実証分析で得られた結果について考察し、第5章で総括と今後の課題について言及する。

 $<sup>^{1)}</sup>$  Initial Public Offering。以下、「IPO」とする。

 $<sup>^{2)}</sup>$  {(初値) - (公開価格)} / (公開価格) として示される。初期収益率とも。100% からの乖離を、初期乖離率と呼ぶこともある。ここで、公開価格とは、「IPO 直前に希望する投資家に対して新規公開予定の株式を売却する際の価格(岡村 2011[3])である。また、本稿では初値として、マーケットで付けられた、取引初日における最初の価格を用いる。

## 2 IPO におけるアンダープライシング

## 2.1 IPO のプレイヤーとメカニズム

本題に入る前に、我が国における IPO のメカニズムについて、簡単に説明しておこう。

IPO における主要なプレーヤーは、新規公開企業 (公開会社)、アンダーライター $^{3)}$ 、投資家の3者に分けられる。

公開会社、およびその既存株主が、新規に株式を公開するにあたり、まずアンダーライターを通して、国内の一般投資家を中心に、「公開価格」で株式が販売される<sup>4)</sup>。アンダーライターによって配分方法は異なるが、7割から9割が個人投資家への配分となっているようである。

上場日<sup>5)</sup>になると、公開会社ごとに定められた証券市場で、公開会社の株式が取引可能になる。そこで、取引初日に初めて成立した売買における価格が「初値」である。

公開価格は、1997年以降<sup>6)</sup>、ブックビルディング方式で決定されている。ブックビルディング方式とは、まず、株価算定能力が高いと思われる機関投資家へのヒアリングを元に、仮条件価格帯を決定する。その仮条件価格帯内における、投資家の需要状況を把握し、公開価格を決定する、というものである。一般投資家が公開価格で株式を購入するためには、このブックビルディングに参加しなければならない。公開価格以上で発注した投資家に、購入申し込みの権利が与えられる。

さて、前述したとおり、アンダープライシングは次式で与えられる。

$$Underpricing = \frac{P_{open} - P_{book}}{P_{book}}$$

ここで、 $P_{onen}$  は初値、 $P_{book}$  は公開価格である。

#### 2.2 アノマリーとしてのアンダープライシング

表 1 に示すように、アンダープライシングの期待値が継続的に 100% を上回る値を取ることは、国内外において確認されており、一種の経済学的アノマリー $^{7}$ として知られている。

公開価格には企業のファンダメンタルズが適切に評価されており、初値は株式市場において効率的に形成されると想定するなら、このような現象が放置されている事実は、やはり、アノマリーと言えるだろう。

この状況の下では、投資家は、公開価格で株式を購入し、数週間後の上場後に株式を売却するだけで、高い リターンを得られる。実際、ブックビルディングにおける株式購入には、投資家からの注文が殺到し、抽選が 行われるのが通例である。

<sup>3)</sup> ここでは、株式の発行・売出しに際し、株式を売れ残った際に発行者や所有者から取得する者のことであり、日本国内においては、 IPO を主導する主幹事証券会社を中心としたシンジゲート団のことを指す。

<sup>4)</sup> 一般に、「公募」と呼ばれる新株式の発行と、「売出し」と呼ばれる既存株主による売却が同時に実施される。また、ブックビルディング時に想定以上の需要があった場合、既存株主から株式を一時的に借りて販売する「オーバーアロットメント」も制度化されている。

<sup>5)</sup> 公開価格が決定してから8営業日程度前と言われる。

<sup>6)</sup> 以前は公開価格が高くなりがちな、入札方式しか認められていなかった。本稿で扱うサンプル・データは全てブックビルディング 方式で公開価格が決められている。

<sup>7)</sup> 例えば、辰巳・桂山 2005[5] が、ファイナンス分野で知られるアノマリーに詳しい。

The state of the s	表 1	世界各国における初期収益率の算術平均。	Loughran et el. (1994)	, updated 2015)	[7]	より一部抜粋
--	-----	---------------------	------------------------	-----------------	-----	--------

国名	サンプル数	期間	平均初期収益率 (100% からの乖離)
英国	4,932	1959-2012	16.0%
韓国	1,758	1980-2014	58.8%
シンガポール	609	1973-2013	25.8%
タイ	500	1987-2012	35.1%
台湾	1,620	1980-2013	38.1%
中国	$2,\!512$	1990-2013	118.4%
ドイツ	736	1978-2011	24.2%
日本	3,236	1970-2013	41.7%
フランス	697	1983-2010	10.5%
米国	12,702	1960-2012	16.9%

また、公開会社にとっては、 $P_{open}$  と  $P_{book}$  の差額は、資金調達における機会損失を意味する。

この、株式市場における、ある種の裁定取引の機会は、いったいどのように説明されるのだろうか?

#### 2.3 アンダープライシングをめぐる仮説

アンダープライシングは、IPO におけるアノマリーとして、研究者や投資家たちの強い関心を集めてきた。特に研究面の関心は、アンダープライシングを合理的に説明する決定メカニズムの解明に向けられており、現在に至るまで数多くの仮説が提案されている。

既存研究における、アンダープライシングの決定メカニズムをめぐる仮説は、大きく2つに分類出来る。すなわち、アノマリーの原因を情報の非対称性や、観測不能性に求めるものと、各プレーヤーの限定合理性に求めるものである。

前者の仮説については、岡村 2011[3] によく整理されている。本稿では名前を列挙するに留めるが、「逆選択回避仮説(別名:Winner's Curse)」「エージェンシー仮説」「情報顕示仮説」「利益相反仮説」など、それぞれ、アンダーライターが公開価格を引き下げる誘引を持つことを説明している。

また、アンダーライターではなく、投資家の側に、ブックビルディングにおける需要の申告に際して、株式の市場価格の観察不能性によるリスクの存在から、公開価格を押し下げる誘引が存在することを説明した研究として、池田 (2013)[1] がある。

一方で、近年の行動経済学・行動ファイナンスの発展に伴い、プレーヤーの限定合理性を導入してアンダープライシングを説明しようとする研究が展開されている。その代表的なものとして、「後の投資家は、それまでの他の投資家が行った購入意思決定を意思決定に反映させ、自らの都合に合わせて情報を無視、あるいは軽視し、先の投資家に追随する」という、いわゆる情報カスケード効果<sup>8)</sup>が挙げられるだろう。

<sup>8)</sup> Welch (1992)[8] がその端緒とされている。

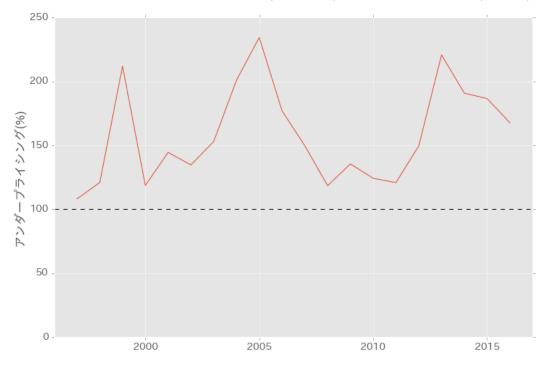


図1 アンダープライシングの年度別平均値の推移 (1997~2016) 後述のデータより著者作成 (以下同様)。

現実的な解釈としては、「どの仮説が正しい/誤っている」という問題ではなく、それぞれの仮説が折り重なって実際のアンダープライシングが形成されている、ということになる。以下、本稿では、図1のように、アンダープライシングの程度が時期によって大きく異なっていることに注目し、情報カスケード効果を想定した、マーケット・コンディションの存在と、その解明について論じていく。

## 3 リサーチ・デザイン

## 3.1 本研究の目的と意義

金子 (2009)[4] も指摘する通り、「間もなく発行される株式をいくら以下なら購入してもよいかを考える際に、投資家がおそらくもっとも参考にしたいと考える現在の株価が、PO(著者注:すでに株式を公開している企業が一般投資家向けに株式を発行すること)の方は存在するが IPO の方は存在しない」(p.84) ことが、IPO の初値形成における固有の事情と言える。

それでは、投資家は何を参考に、情報が不足する株式の購入意思決定を行っているのだろうか?

本稿では、Underpricing の過去数件の値が、当期の IPO の Underpricing に影響を与えると考える。すなわち、直近の IPO において高い Underpricing が観測されたとき、投資家は自分が持つ、当該企業についてのファンダメンタルズの情報を軽視し、「今はマーケット・コンディションが良い」と考えることで、高い $P_{open}$  を付けるのではないか、という仮説である。

同時に、ここで、マーケット・コンディションとは、経済一般における「景気」とは独立した指標であり、 通常の株式市場における価格の上下とは無関係に動く、ということも主張したい。

独自のマーケット・コンディション指数を定義し、*Underpricing* への回帰を行った研究として、Derrien (2005)[6] が挙げられる。Derrien は、マーケット・コンディションを、IPO 企業の属する業種インデックスの上場前3ヶ月間のパフォーマンスと定義している。本稿では、マーケット・コンディション指数を積極的に設定することはせず、当該企業の IPO 時における直近の数件の IPO パフォーマンスそれ自体が、マーケット・コンディションとして機能していると考える。

著者の知る限りにおいて、アンダープライシングの研究において、その系列相関をモデルに積極的に引き受けた研究は見当たらない。そのため、実証分析の対象が、5年程度と比較的短い期間であったり、年度ダミーを説明変数に入れて、年度ごとのマーケットの過熱度を表現している研究が多い印象である。

本稿は、年度ダミーではなく、自己回帰モデルを用いることで、20年間の長期に渡ってマーケット・コンディションを表現可能なモデルを構築しようとするものである。

#### 3.2 データ・ソース

前章で提示した、「直近の IPO のパフォーマンスが、当該 IPO のパフォーマンスに影響を与える」という 仮説を検証するために、1997 年 9 月に上場した株式会社フォトロン(現:株式会社イマジカ・ロボット ホールディングス)から、2016 年 12 月に上場した株式会社グッドコムアセットまでの、計 1962 社をサンプル・データとして用いる<sup>9)</sup>。

なお、上場中止・上場延期になったもの (例:株式会社 ZMP) や、J-REIT(例:星野リゾート・リート投資法人) などは扱っていない。

## 3.3 データの特徴

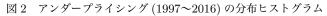
## 3.3.1 アンダープライシング

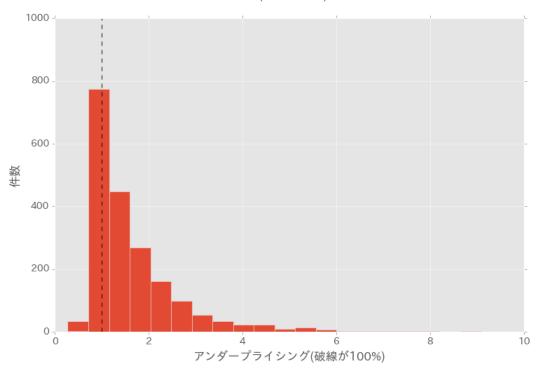
前述したとおり、図 1 のように、年度によってアンダープライシングの度合いは大きく異なる。具体的には、2000 年 $^{10}$ )前後で大きく下落している他、2005 年がピークとなっており、2010 年周辺では 100% は割らないとは言え、低迷していることが分かる。

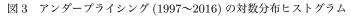
全てのアンダープライシングをヒストグラムに取ったのが図2であり、値は正規分布せず、右に裾野の広い分布となっている。図3に、それを対数表示した。既存研究では、アンダープライシングを百分率で表示し、それを被説明変数に用いることが多かったが、本稿では百分率でなく、比率を自然対数で表示したものを用いる。

<sup>9)</sup> データは、https://github.com/M-okb/IPO\_analysis で公開している。用いたデータの内、1997 年から 2009 年のものについては、Kaneko and Pettway's Japanese IPO Database(http://www.fbc.keio.ac.jp/~kaneko/KP-JIPO/top.htm) で公開されているデータから、2010 年以降のものについては、総合投資情報サイト (http://www.traders.co.jp/)、Yahoo finance(http://stocks.finance.yahoo.co.jp/) から取得した。ここに感謝の意を表します。

<sup>10)</sup> IPO バブル崩壊の年である。政府による起業支援や、ストック・オプションの規制緩和などを受け、WEB 関連銘柄を中心に市況が活性化したが、2000 年 3 月の光通信の不正をきっかけに、WEB 関連銘柄の株価は大きく値下げした。







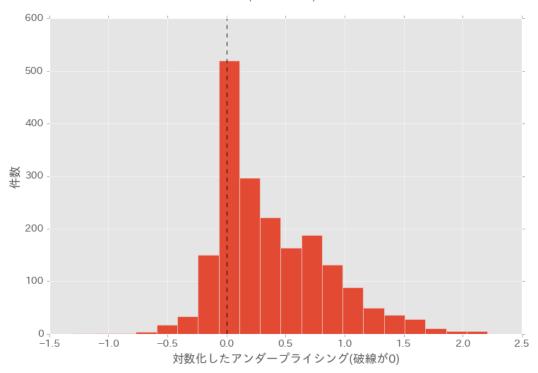
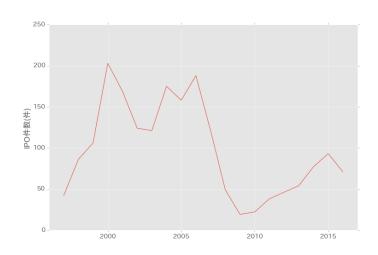


表 2 アンダープライシングの基本統計量の 5 年おきの推移 (1997~2016)

	総計	1997	2002	2007	2012
件数	1962	606	766	249	341
標準偏差	0.990	0.911	1.080	0.601	1.005
平均值	1.647	1.417	1.836	1.357	1.840
最小值	0.275	0.275	0.583	0.571	0.531
25% tile	1.026	1.000	1.094	0.941	1.089
50% tile	1.271	1.115	1.472	1.077	1.486
75% tile	1.999	1.500	2.183	1.694	2.294
最大值	9.091	9.091	8.727	4.086	5.625

図 4 IPO 数の年度別推移 (1997~2016)



年度	件数	年度	件数
1997	42	2007	121
1998	86	2008	49
1999	106	2009	19
2000	203	2010	22
2001	169	2011	38
2002	124	2012	46
2003	121	2013	54
2004	175	2014	77
2005	158	2015	93
2006	188	2016	71

アンダープライシングの5年おきの基本統計量の推移を表2に示した。どの時代でも、おおよそ、25%tileを境目として、アンダープライシングがプラスとなることが分かる。

#### 3.3.2 IPO **件数**

年度別の IPO 数は図 4 のようになっており、多い年では、少ない年の 10 倍近くの IPO がある。こちらは、アンダープライシングとは異なり、IPO バブル崩壊の影響は限定的であるが、2008 年のリーマン・ショックの影響を大きく受けているように見受けられる。

図 5 IPO 企業の上場時年齢 (1997~2016) の分布ヒストグラム

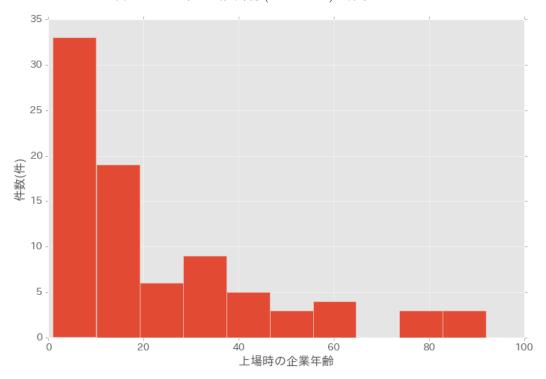


図 6 IPO 企業の上場時年齢の基本統計量の 5 年おきの推移 (1997~2016)

	総計	1997	2002	2007	2012
標準偏差	17.244	16.686	16.864	19.009	16.895
平均值	22.724	25.480	21.295	24.671	19.613
最小值	1	1	1	2	1
25%	9	12	8	9	9
50%	17	23	17	19	13
75%	32	36	30	36	23
最大値	97	96	92	97	90

#### 3.3.3 上場時の企業年齢

図5と表6に、IPO企業の、会社設立から上場までの所要年数を示した。中央値は16年と、比較的若い企業が多い。また、その構成は、年度の推移に関わらずほぼ一定であると言える。

#### 3.3.4 業種

各企業は、日本証券コード委員会が定める、33業種が割り振られている。

業種ごとの上場企業数を示したものが表3である。IPOを行う企業の業種は、情報・通信業、卸売業、小売業、不動産業、サービス業などに偏っていることが分かる。

#### 3.3.5 主幹事証券会社

主幹事とは、会社に代わって株式発行業務を引き受ける、幹事会社の代表のことである。公開株式の買取引受の他、ブックビルディング方式における公開価格の決定、IPO に際する社内管理体制の整備なども実施し、他のアンダーライターに比して、IPO に占める役割が大きい<sup>11)</sup>。

日本の IPO 市場では、池田 (2010)[2] が指摘するように、「どの年度も主幹事を務める証券会社はわずか 20 社程度で、大手証券会社 3 社 (野村、大和、日興) の主幹事シェアが高い」(p.85)。「米国における 1980 から 1997 年までの各年で主幹事を務めた証券会社 (投資銀行) 数は、最大で 1997 年の 124 社 (IPO 件数は 407件)、最小で 1989 年と 1990 年の 39 社 (IPO 件数はそれぞれ 108 件、110 件)である」(p.85)ことを考えると、日本における IPO 主幹事の寡占度の高さが伺える。表 4 は、今回のサンプルにおける、主幹事上位 5 社のシェア (案件数ベース)である。

## 3.3.6 上場市場

いわゆる新興市場 $^{12)}$ と、通常の市場に上場する企業の数の年度別推移を図 $^{7}$ に示す。 IPO 数が伸びている時期は、主に新興市場での伸びが著しいと言えよう。

<sup>11)</sup> 主幹事証券会社がアンダープライシングに与える影響を考察した研究は、国内でも盛んである。例えば、金子 (2009)[4]。

<sup>&</sup>lt;sup>12)</sup> 本稿では、JASDAQ(旧店頭市場、大証ヘラクレス、NEO 含む)、マザーズ、福証 Q-Board、札証アンビシャス、名証セントレックス。

表 3 証券コード協議会が定める 33 業種と本サンプルにおける件数

番号	業種	件数	番号	業種	件数
1	水産・農林業	5	17	輸送用機器	15
2	鉱業	3	18	精密機器	25
3	建設業	57	19	その他製品	51
4	食料品	39	20	電気・ガス業	7
5	繊維製品	4	21	陸運業	10
6	パルプ・紙	6	22	空運業	3
7	化学	50	23	海運業	0
8	医薬品	32	24	倉庫・運輸関連	14
9	石油・石炭製品	2	25	情報・通信業	270
10	ゴム製品	1	26	卸売業	160
11	ガラス・土石製品	7	27	小売業	249
12	鉄鋼	3	28	銀行業	11
13	非鉄金属	9	29	証券・商品先物取引業	26
14	金属製品	19	30	保険業	11
15	機械	70	31	その他金融業	26
16	電気機器	96	32	不動産業	134
17	輸送用機器	15	33	サービス業	547
18	精密機器	25			

表 4 主幹事上位 5 社のシェア (1997~2016)

	野村	大和	日興	みずほ	SBI
件数	536	399	293	74	35
シェア	27.3%	20.3%	14.9%	3.8%	1.8%

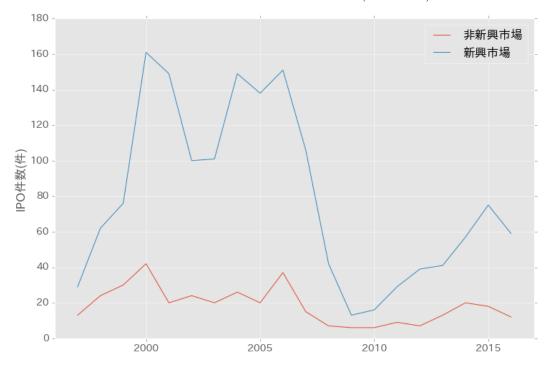


図 7 新興市場と非新興市場の IPO 件数の推移 (1997~2016)

## 3.4 モデルの構造と想定される結果

本稿では、「当該企業の IPO に対し、直近の数件の IPO のパフォーマンス自体がマーケット・コンディションとして影響している」という仮定を検証するために、アンダープライシングを被説明変数とする、p 次の自己回帰モデルを用いる。パラメータは最小二乗法で推定し、AIC(赤池情報基準) から適切なラグ次数を算出する。13)

ここで、用いるデータ・セットは、各企業について、別々の一期間しか観測できない、アンバランスなパネルデータと解釈できる $^{14}$ 。以下、添字  $^{t}$  を以て、IPO 企業を区別する。

回帰式は次のようになる。

$$UP_{t} = \alpha + \beta_{u}(L)UP_{t} + \beta_{a}Age_{t} + \beta_{int}Interval_{t} + \beta_{m}Market_{t} + \sum_{L}\beta_{l}Leader_{t} + \sum_{I}\beta_{ind}Industry_{t} + \epsilon_{t}$$

$$(1)$$

<sup>13)</sup> なお、ソフトウェアとしては Python 3.5.2、statsmodels モジュールを用いた。ソースコードは https://github.com/M-okb/IPO\_analysis で公開している。

<sup>14)</sup> 今回のサンプル・データには、期間内に上場廃止し、再上場を果たした企業は含まれていない。

ここで、 $\beta_u(L)$  はラグ多項式であり、

$$\beta_u(\mathbf{L}) = \sum_{i=1}^p \beta_{ui} \mathbf{L}^i$$

である。

それぞれの変数について説明する。

 $UP_t$ 

{(初値) - (公開価格)} / (公開価格) の自然対数を取ったもの。

 $Age_t$ 

IPO 企業の IPO 時における企業年齢 (年) の自然対数を取ったもの。若ければ若いほど、その企業についての情報量ギャップが大きいと考えられ、負の係数が予想される。

#### $Interval_{t}$

前回の IPO からの日数 (日)。同日に IPO が実施される場合は、片方を 0 とした。マーケット・コンディション、すなわち Underpricing の程度が、公開企業の IPO の意思決定に影響を与えるなら、何らかの有意な値が想定される  $^{15}$  。

#### $Market_{t}$

上場市場ダミー。上場先が新興市場のとき1を、それ以外で0を取る。新興市場の方が情報量ギャップが大きいと考えられ、正の係数が予想される。

#### $Leader_t$

主幹事ダミー群。それぞれ、シェア上位 5 位である、野村、大和、日興、みずほ、SBI であったときに 1 を、それ以外で 0 を取る。

本稿では、主幹事の効果は時間を通して一定だと考えてモデルを組んでいる。もし、有意な正の係数が得られるならば、大手証券会社の寡占力<sup>16)</sup>の高さと解釈できる可能性がある。

#### $Industry_t$

業種ダミー群。各業種のときに1を、そうでないときに0を取る。完全な多重共線性を防ぐため、サービス業ダミーの取り除いている。すなわち、係数の意味はIPO企業がサービス業であった場合からのギャップである。情報通信業などの、新しいビジネス・モデルが起こりやすい業態において、正の係数が、金属製品などの素材産業で負の係数が予想される。

 $<sup>^{15)}</sup>$  実際には、IPO の意思決定がなされるのは、上場する日の少なくとも 1 年以上前であり、また公開会社のキャッシュフローに直接影響を与えるのは、調達金額、すなわち公開価格  $P_{book}$  である。とは言え、東日本大震災や、リーマン・ショックなど、市況が悪化した際に、IPO を予定していた公開会社が上場延期を選択するケースは存在する。

<sup>16)</sup>金子(2010)[4]は、主幹事の過小値付けの原因として3つの仮説を挙げている。中でも主幹事と公開会社の利益相反に着目した利益相反仮説では、「日本の総合証券会社のように、発行市場での引受業務のみならず流通市場での委託売買業務も営んでおり、しかも後者の方が主要な収入源である場合、新規公開企業の利益を犠牲にして大口投資家の利益を高める」と指摘している。利益相反仮説に立てば、寡占力の高さは価格決定力の高さだという前提の下、大手証券会社ダミーを説明変数に入れることで、利益相反仮説を検証できる。池田(2010)[2]では、各証券会社ダミーと年度ダミーの交差項を説明変数に加え、年度ごとに効果を検証している。

表 5 使用した各変数間の相関係数行列

	UP	Nikkei	Age	Interval	Market	Nomura	Daiwa	Nikko	Mizuho	SBI
$\overline{UP}$	1.000									
Nikkei	0.061	1.000								
Age	-0.223	0.053	1.000							
Interval	0.045	-0.090	0.000	1.000						
Market	0.235	-0.049	-0.259	0.005	1.000					
Nomura	-0.077	0.002	0.045	0.027	-0.127	1.000				
Daiwa	-0.007	0.022	0.045	-0.045	-0.100	-0.309	1.000			
Nikko	-0.003	0.070	0.025	-0.030	0.009	-0.256	-0.211	1.000		
Mizuho	-0.018	0.039	0.024	0.102	0.020	-0.122	-0.100	-0.083	1.000	
SBI	0.075	0.070	-0.060	0.031	0.065	-0.083	-0.068	-0.056	-0.027	1.000

表 6  $UP_t$  の系列相関

ラグ次数	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
系列相関	1.000	0.326	0.335	0.293	0.278	0.272	0.242	0.239	0.211	0.236
ラグ次数	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19

また、IPO のマーケット・コンディションが、上場済みの株式市場とどういった関係にあるのかを把握するために、説明変数に当該 IPO 時における株式マーケットのインデックス<sup>17)</sup>を含めたモデルも推定する。その場合の回帰式は、

$$UP_{t} = \alpha + \beta_{u}(L)UP_{t} + \beta_{a}Age_{t} + \beta_{v}Interval_{t} + \beta_{m}Market_{t} + \sum_{K}\beta_{l}Leader_{t} + \sum_{I}\beta_{I}Industry_{t} + \beta_{n}Nikkei_{t} + \epsilon_{t}$$

$$(2)$$

となる。

それぞれの変数間の相関係数を表 5 に示す。多重共線性の問題はないと考えられる。  $UP_t$  の 10 次までの系列相関は、表 6 のようになっている。

# 4 実証分析の結果

実証分析の結果、回帰式 (1)、(2) のいずれにおいても、p=15 が、AIC を最小とするモデルとなった。

表7と表8に回帰分析の結果を示す。また、図8が回帰式(1)におけるOLS残差のプロットである。

<sup>17)</sup> 日経平均株価 【998407】の日足終値を使用。単位は (円)。

表 7 回帰式 (1) の結果

	係数	標準誤差	t 値	p 值			係数	標準誤差	t 値	p 値	
定数項	0.1043	0.047	2.204	0.028	**	$industry_1$	-0.0984	0.172	-0.571	0.568	
Age	-0.0651	0.012	-5.591	0.000	***	$industry_2$	-0.0258	0.223	-0.116	0.908	
Interval	0.0037	0.001	3.215	0.001	***	$industry_3$	-0.0547	0.055	-0.998	0.318	
Market	0.2030	0.024	8.314	0.000	***	$industry_4$	-0.1181	0.064	-1.842	0.066	*
Nomura	-0.0104	0.023	-0.447	0.655		$industry_5$	-0.2161	0.193	-1.122	0.262	
Daiwa	0.0325	0.025	1.290	0.197		$industry_6$	0.0050	0.158	0.032	0.975	
Nikko	0.0136	0.028	0.493	0.622		$industry_7$	-0.0784	0.058	-1.348	0.178	
Mizuho	-0.1164	0.048	-2.440	0.015	**	$industry_8$	-0.2781	0.070	-3.958	0.000	***
SBI	0.0361	0.067	0.539	0.590		$industry_9$	-0.0958	0.271	-0.354	0.724	
$UP_{t-1}$	0.1450	0.021	6.836	0.000	***	$industry_{10}$	-0.0076	0.383	-0.020	0.984	
$UP_{t-2}$	0.1496	0.021	6.972	0.000	***	$industry_{11}$	0.0527	0.147	0.359	0.719	
$UP_{t-3}$	0.0835	0.022	3.848	0.000	***	$industry_{12}$	-0.2605	0.222	-1.173	0.241	
$UP_{t-4}$	0.0500	0.022	2.305	0.021	**	$industry_{13}$	-0.0535	0.129	-0.414	0.679	
$UP_{t-5}$	0.0611	0.022	2.804	0.005	***	$industry_{14}$	-0.2601	0.090	-2.900	0.004	***
$UP_{t-6}$	0.0199	0.022	0.915	0.360		$industry_{15}$	-0.1210	0.050	-2.427	0.015	**
$UP_{t-7}$	0.0340	0.022	1.561	0.119		$industry_{16}$	0.0036	0.043	0.084	0.933	
$UP_{t-8}$	0.0202	0.022	0.925	0.355		$industry_{17}$	-0.1719	0.112	-1.537	0.125	
$UP_{t-9}$	0.0357	0.022	1.641	0.101		$industry_{18}$	-0.0721	0.079	-0.917	0.359	
$UP_{t-10}$	0.0655	0.022	3.010	0.003	**	$industry_{19}$	-0.0842	0.057	-1.477	0.140	
$UP_{t-11}$	0.0349	0.022	1.607	0.108		$industry_{20}$	0.0425	0.146	0.291	0.771	
$UP_{t-12}$	-0.0080	0.022	-0.369	0.712		$industry_{21}$	-0.0882	0.123	-0.715	0.474	
$UP_{t-13}$	-0.0088	0.022	-0.404	0.686		$industry_{22}$	-0.0341	0.222	-0.154	0.878	
$UP_{t-14}$	0.0476	0.021	2.218	0.027	**	$industry_{24}$	-0.0291	0.104	-0.280	0.779	
$UP_{t-15}$	0.0329	0.021	1.541	0.123		$industry_{25}$	0.2132	0.029	7.374	0.000	***
A	djusted <i>F</i>	2		0.334		$industry_{26}$	-0.0217	0.035	-0.620	0.535	
	F 統計量			19.07		$industry_{27}$	-0.0889	0.030	-3.010	0.003	***
	AIC			1816		$industry_{28}$	-0.0616	0.118	-0.523	0.601	
	BIC			2123		$industry_{29}$	-0.1515	0.077	-1.973	0.049	**
	DW 比			1.939		$industry_{30}$	0.0623	0.117	0.532	0.595	
,	サンプル数	(		1947		$industry_{31}$	-0.0298	0.077	-0.385	0.700	
						$industry_{32}$	-0.0342	0.037	-0.922	0.357	

表 8 回帰式 (2) の結果

	係数	標準誤差	t 値	p 值			係数	標準誤差	t 値	p 値	
定数項	0.0588	0.058	1.005	0.315		$industry_1$	-0.0993	0.172	-0.576	0.565	
Age	-0.0656	0.012	-5.635	0	***	$industry_2$	-0.0134	0.223	-0.06	0.952	
Interval	0.0038	0.001	3.316	0.001	***	$industry_3$	-0.0588	0.055	-1.072	0.284	
Market	0.204	0.024	8.352	0	***	$industry_4$	-0.1177	0.064	-1.836	0.066	*
Nomura	-0.0124	0.023	-0.53	0.596		$industry_5$	-0.2089	0.193	-1.084	0.278	
Daiwa	0.03	0.025	1.185	0.236		$industry_6$	0.0084	0.158	0.053	0.958	
Nikko	0.0097	0.028	0.351	0.725		$industry_7$	-0.0785	0.058	-1.351	0.177	
Mizuho	-0.121	0.048	-2.53	0.011	**	$industry_8$	-0.2751	0.07	-3.915	0	***
SBI	0.0284	0.067	0.423	0.672		$industry_9$	-0.0945	0.271	-0.349	0.727	
$UP_{t-1}$	0.1446	0.021	6.819	0	***	$industry_{10}$	-0.0073	0.382	-0.019	0.985	
$UP_{t-2}$	0.1491	0.021	6.949	0	***	$industry_{11}$	0.0539	0.147	0.368	0.713	
$UP_{t-3}$	0.0832	0.022	3.834	0	***	$industry_{12}$	-0.2619	0.222	-1.18	0.238	
$UP_{t-4}$	0.0499	0.022	2.304	0.021	**	$industry_{13}$	-0.0571	0.129	-0.441	0.659	
$UP_{t-5}$	0.0608	0.022	2.791	0.005	***	$industry_{14}$	-0.2623	0.09	-2.925	0.003	***
$UP_{t-6}$	0.0196	0.022	0.9	0.368		$industry_{15}$	-0.1241	0.05	-2.486	0.013	**
$UP_{t-7}$	0.0337	0.022	1.548	0.122		$industry_{16}$	0.0056	0.043	0.131	0.896	
$UP_{t-8}$	0.0199	0.022	0.912	0.362		$industry_{17}$	-0.1715	0.112	-1.533	0.125	
$UP_{t-9}$	0.0354	0.022	1.625	0.104		$industry_{18}$	-0.0705	0.079	-0.897	0.37	
$UP_{t-10}$	0.0652	0.022	3.001	0.003	**	$industry_{19}$	-0.085	0.057	-1.489	0.137	
$UP_{t-11}$	0.0345	0.022	1.588	0.112		$industry_{20}$	0.044	0.146	0.301	0.763	
$UP_{t-12}$	-0.0084	0.022	-0.385	0.7		$industry_{21}$	-0.0877	0.123	-0.711	0.477	
$UP_{t-13}$	-0.0093	0.022	-0.427	0.669		$industry_{22}$	-0.0267	0.222	-0.121	0.904	
$UP_{t-14}$	0.0471	0.021	2.193	0.028	**	$industry_{24}$	-0.0268	0.104	-0.258	0.796	
$UP_{t-15}$	0.0321	0.021	1.503	0.133		$industry_{25}$	0.2119	0.029	7.326	0	***
Nikkei	0	0.0000	1.326	0.185		$industry_{26}$	-0.0206	0.035	-0.589	0.556	
A	djusted $R$	2		0.334		$industry_{27}$	-0.0901	0.03	-3.049	0.002	***
	F 統計量			18.76		$industry_{28}$	-0.063	0.118	-0.535	0.593	
	AIC			1817		$industry_{29}$	-0.1513	0.077	-1.971	0.049	**
	BIC			2129		$industry_{30}$	0.0651	0.117	0.556	0.578	
	DW 比			1.94		$industry_{31}$	-0.0282	0.077	-0.365	0.715	
	サンプル数			1947		$industry_{32}$	-0.0331	0.037	-0.892	0.372	

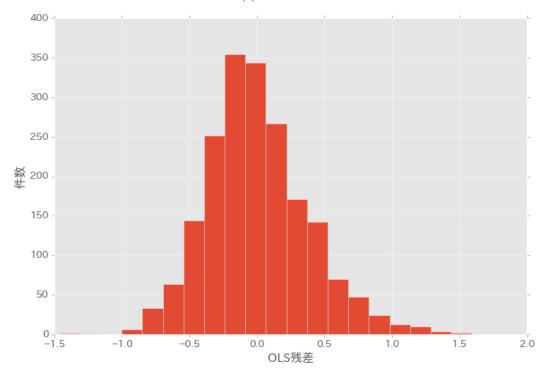


図8 回帰式(1)における残差のプロット

アンダープライシングのラグ項  $\beta_u(L)UP_t$  は、特に 5次の項までの係数の推定値も比較的大きく、有意な値が続いている。「直近の IPO のパフォーマンス自体がアンダープライシングの度合いに影響する」という仮説を検証したと言えるだろう。

企業年齢や、上場市場ダミーについても、想定通りの有意な値が得られた。「情報量ギャップが大きいほど、アンダープライシングは大きくなる」という仮説と整合的である。

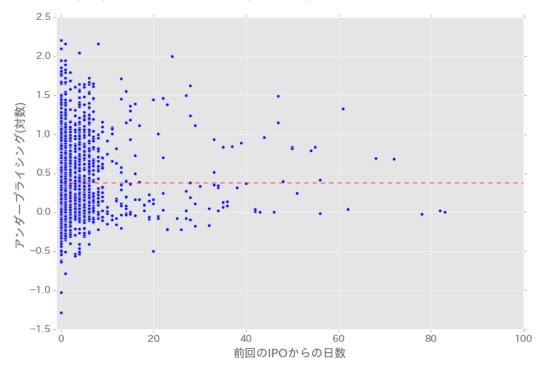
業種ダミーについては、「食料品」「医薬品」「金属製品」「機械」「小売」「商品先物取引」で負の、「情報通信業」で正の有意な係数が得られた。これもほぼ想定通りである。

主幹事ダミーについては、みずほ証券<sup>18)</sup>のみ、負の有意な値が得られた。今回のデータだけでは、「みずほ証券は公開価格を適正に判断している」のか「みずほ証券が主幹事を務める企業に、アンダープライシングを押し下げる要因がある」のか判断が出来ないが、興味深い結果ではある。いずれにせよ、利益相反仮説と整合的な結果は得られなかった。

日経平均株価は、有意な係数を得られず、推定された係数も非常に小さいものだった。AIC も、わずかながら Nikkei を説明変数に加えない式 (1) の方が、小さい値を示した。この実験だけから断言することは出来ないが、「アンダープライシングというマーケットが、通常の株式市場と強い関係を持たないこと」を示唆すると考える。

<sup>18)</sup> 新光証券と合併する前の、旧みずほ証券の発足が2000年であり、当然、今回のサンプル・データにおいても、みずほ証券は2000年以降しか主幹事を務めていない。しかし、2000年以前と以後でアンダープライシングの度合いに大きな差がない(図1参照)こと、本サンプルにおいてSBI証券の主幹事が始まったのも2010年からであることなどから、取扱年度が関係しているとは断言できない。





IPO 間隔については、「IPO 頻度はマーケット・コンディションと負の相関を持つ」ことを示唆する有意な結果が得られた。

これは、少し意外な結果である。どのように解釈すればよいのだろうか?

一つの仮説であるが、通常、IPO の日程は種々の理由 $^{19)}$ から一定の日にちに集中しやすいのだが、アンダープライシングが発生しやすいような企業は、その制約から外れやすく $^{20)}$ 、結果、IPO 間隔が伸びやすい、というようなことは考えられる。

とは言え、この仮説の検証には、本稿では力不足である。むしろ、ブックビルディングによる公開価格  $P_{book}$ の決定プロセスや、IPO 間隔でなく、IPO の日別の集中度のリサーチ、証券会社へのヒアリングが必要になるだろう。

図9はIPO間隔とアンダープライシングをプロットしたものである。

<sup>19)</sup> 例えば、会計・簿記上の都合や、証券会社の業務上の都合など。

<sup>20)</sup> 新規サービスゆえ、証券会社の監査が延長される、公開会社が高いプライシングを期待しており、証券会社と揉めやすい、など。

## 5 総括と今後の課題

本稿では、「当該企業の IPO に対し、直近の数件の IPO のパフォーマンス自体がマーケット・コンディションとして影響している」という仮説を検証し、実証分析の結果、おおむね仮説を裏付ける結果を得た。

また、「IPO におけるマーケット・コンディションは、日経平均株価とは関係がない」という結果も暗示された。とは言え、マーケットの独立性を、高い説得力を以て主張するためには、今後の更なる工夫と検証を要する。

企業年齢・上場市場ダミー・業種ダミーについては、当初の想定通り、「投資家に情報量が不足しているほど、アンダープライシングが大きくなる」という結果が得られた。

一方で、主幹事ダミーについては、みずほ証券のみ有意な負の係数が推定された。池田 (2010)[2] においても、2004 年以降は利益相反仮説を示す有意な証拠は得られていなかった。年度を通して変化する環境<sup>21)</sup>が存在するなら、主幹事の影響を年度ごとに変化する値としてモデルを組み直し、検証されるべきだろう。

IPO の間隔については、有意な負の値が得られた。前頁で1つの仮説を述べたが、IPO の集中度がアンダープライシングに与える影響については、更なる仮説の提示・実証分析による検証が待たれる。

さて、最後にブックビルディングによる公開価格の決定方法について、問題を提起したい。

本稿を通して、 $P_{open}$ がマーケット・コンディションによって大きく変動することを指摘してきた。その  $P_{book}$  との乖離は、そのまま公開会社の資金調達における機会損失なのであるから、 $P_{book}$  はファンダメンタ ルズ・バリューに固執し過ぎるのでなく、過去のアンダープライシングなどの、マーケット・コンディション を考慮して、決定されるべきである。

本稿が、より効率的な IPO 市場に貢献できれば幸いである。

<sup>&</sup>lt;sup>21)</sup> 池田 (2010)[2] では、銀行系証券会社の参入による競争激化を挙げている。

# 参考文献

- [1] 池田直史 (2013) 「IPO の株価観察不能性と正の初期収益率」, 『金融経済研究, 第 35 号 34-51』
- [2] 池田直史 (2010) 「IPO における大手証券会社の引受と初期収益率:利益相反仮説の検証」, 『三田商学研究 第 53 巻 第 1 号』
- [3] 岡村秀夫 (2011)「IPO 研究の展開」, 『商学論究, 58(3):45-65』
- [4] 金子隆 (2009) 「IPO の過小値付け現象 -新しい解釈の試み-」, 『三田商学研究 第 52 巻 第 2 号』
- [5] 辰巳憲一・桂山靖代 (2005)「IPO リターン・リバーバル 一初取引日前後 IPO パフォーマンスのアノマリー分析一」、『学習院大学 経済論集,第 42 巻 第 3 号』
- [6] Derrien, F. (2005) "IPO Pricing in "Hot" Market Conditions: Who Leaves Money On the Table?," Journal of Finance 60, 487-615
- [7] Loughram, T., Ritter, J. and Rydqvist, K. (1994) "Initial Public Offering: International Insights," Pacific-Basin Finance Journal 2, 165-199. (updated 2015)
- [8] Welch, I. (1992) "Sequential Sales, Learning, and Cascades," The Journal of FINANCE 47, 695-732.