

日本企業における IPO の決定要因^{*}

河田博紀[†]

中央大学商学部商業貿易学科

2014 年 1 月

概要

本稿は 2006 年から 2011 年までの未上場企業に関するデータを用いて、日本企業の IPO の決定要因を分析する。推定結果から、企業規模の大きい企業や収益性の高い企業ほど IPO を行いやすいことが示される。その一方で、企業年齢が高い企業ほど IPO を行いにくいという、先行研究とは対照的な結果が示される。さらに企業規模の効果は非線形であり、資本金 17.6 億円を超える企業はむしろ IPO を行いにくいことも明らかにしている。この結果は、上場審査基準を満たす未上場企業のなかには、IPO を選択せずに未上場を続けている企業が存在していることを示唆している。

^{*} 第 4 節で説明したデータソースにもとづいて中央大学商学部本庄研究室で編集されたものを用いている。データの編集にあたって中央大学商学部本庄ゼミナールの方々、とくに、8 期生の田村晋氏の貢献によるところが大きい。これらの方々に深く感謝を申し上げたい。また本稿の執筆にあたり、中央大学大学院商学研究科博士後期課程の池田雄哉氏、関西学院大学商学部の岡村秀夫教授、一橋大学大学院経済学研究科の岡室博之教授、中央大学商学部の本庄裕司教授から多くの貴重なコメントやアドバイスを頂いた。ここに改めて感謝の意を表したい。ただし、本稿に残された誤謬はすべて筆者に帰するものである。

[†] E-mail: hiroki2525locking@gmail.com

1. はじめに

IPO（新規株式公開）によって、未上場企業の株式は新たに株式市場に上場され、不特定多数の投資家が売買できるようになる¹。創業者にとって、保有株式の売却によって得られる利益は創業に報いる対価となることから、IPOは重要な出口戦略といえる。成長著しい企業にとっては、さらなる事業の拡大に要する資金を調達する手段としてIPOが果たす役割は大きい。このようにIPOは創業から続く企業の成長ステージとして簡潔に捉えられ、IPOの意思決定を左右する要因について十分に検討されないことも少なくない。しかしながら、サントリーや竹中工務店、佐川急便といった企業は未上場を続けている大企業であり、IPOを選択せずに成長する企業もある。

IPOの決定要因を分析するために、Pagano et al. (1998)はIPOによって生じるベネフィットとコストについて議論している。IPOのベネフィットとして、Pagano et al.は「資金制約の克服 (overcoming borrowing constraints)」、銀行への交渉力強化「(greater bargaining power with banks)」、 「モニタリング (monitoring)」、 「投資家の認知 (investor recognition)」、 「支配の変更 (change of control)」、 「機会の窓 (windows of opportunity)」をあげている。一方、IPOのコストとして、「逆選択 (adverse selection)」、 「管理費用 (administrative expenses and fees)」、 「秘匿性の喪失 (loss of confidentiality)」をあげている。こうしたIPOの決定要因に関する研究は諸外国では盛んに行われているもの（例えば、Pagano et al., 1998; Chemmanur et al., 2010; De Jong et al., 2012）、わが国ではHonjo (2001)を除いて十分な研究蓄積がない²。しかしながら、Röell (1996)がIPOの特性に関する国ごとの差異に注目しているように、企業や市場をとりまく環境や基本的な資本構成の違いはIPOの決定要因に大きく関係している。したがって、先行研究の結果が日本企業のIPOに当てはまるかどうかは、疑問をはさむ余地が残されている。

本稿では日本企業におけるIPOの決定要因を明らかにする。とくに本稿では、未上場企業に関する広範なデータセットを独自に作成し、2006年から2011年にIPOを行った企業を特定している。また、IPOを選択せずに未上場を続ける企業の存在に注目し、企業規模とIPOとの関係が非線形かどうかを分析する。本稿は日本企業を対象としたIPOの決定要因を分析する数少ない研究のひとつであり、IPO研究に対する貢献は高いと考えている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節ではIPOの決定を左右するいくつかの要因について検討する。第3節ではIPOの決定要因に関する先行研究の実証結果をサーベイする。第4節では、本稿で用いたデータや推定モデルについて説明する。第5節では推定から得られた結果について議論する。最後に、第6節を本稿のまとめとする。

2. 決定要因

¹ 2014年1月現在、わが国に開設されている株式市場として、東京証券取引所（1部・2部）、名古屋証券取引所（1部・2部）、福岡証券取引所、札幌証券取引所がある。また、新興企業向けの市場として、ジャスダック（東京証券取引所）、マザーズ（東京証券取引所）、セントレックス（名古屋証券取引所）、Q-Board（福岡証券取引所）、アンビシャス（札幌証券取引所）が開設されている。

² アンダープライシングやIPO後のパフォーマンスに関する議論は、Ritter and Welch (2002) や忽那 (2007) に詳しい。また、日本企業を対象としたIPO研究としては、Kutsuna et al. (2002) や Kutsuna et al. (2009) などがある。

2.1. IPO のベネフィット

IPO は未公開の株式を株式市場に公開することにより、新たな資金調達的手段を獲得する。投資家からの直接的な資金調達は、金融機関からの借入に依存している企業にとって代替的な資金調達手段になりうる。金融機関は企業に融資を行いながらも、倒産リスクを回避するインセンティブが強く、追加的な融資には積極的ではない。したがって、将来的な設備投資や事業の拡大を見込んでいる企業にとっては、金融機関に代わる資金調達手段の確保は喫緊の課題といえる。投資家は高いリスクを引き受ける代わりに、将来のリターンを期待して投資機会の大きな企業を評価しやすいため、このような成長意欲の高い企業ほど IPO によるベネフィットが大きいと考えられる。

IPO をつうじた株式による資金調達手段の獲得は、金融機関に対する交渉力にもつながる。金融機関の多くは、企業に対して完全な情報を有してはおらず、金融機関と企業との間では情報の非対称性が生じている。情報の劣位者である金融機関は、高い金利を設定したり、融資限度を低くするなどの方法を取ろうとする。その結果、企業には十分な資金が供給されず、資金制約に陥る可能性が高くなる。とりわけ、未上場企業は企業規模や社会的な知名度が十分でないため、金融機関との情報の非対称が大きくなりやすい。株式による資金調達が可能な場合、金融機関から高い金利を提示されても、株式による資金調達を交渉材料として金利の引き下げを求めやすくなる。

さらに、IPO は株式市場へ上場することによって、広く投資家へ宣伝する効果がある (Röell, 1996)。未上場企業の株式は、投資家と直接もしくは証券会社を介して間接的に売買が可能だが、一般的な投資家の認知度はそれほど高くない。IPO のアナウンスは、投資家に対して企業の存在を認知させ、売買の対象とさせる効果がある。また、このような宣伝効果は、投資家のみならず潜在的な顧客や従業員にも効果を与え、製品市場や労働市場へのアクセスを容易にする (本庄, 2013)。これらは、事業の拡大や優秀な人材の採用をつうじて企業の成長に寄与すると考えられる。さらに、経営者や従業員にストックオプションが付与されている場合、IPO という目標が社内のモチベーションを高めることもある。

2.2. IPO のコスト

IPO はベネフィットだけでなくコストも生む。情報の非対称性は金融機関だけでなく投資家との間にも生じている。一般的に、投資家は IPO 企業の価値を企業自身よりも知り得ることはない。情報の非対称性が存在していると、投資家は IPO 企業の株式を過小に評価する傾向がある (Rock, 1986)。期待どおりの評価が得られないとすると、価値の高い企業は IPO を避けて、相対的に価値の低い企業ばかりが IPO を行うという逆選択 (adverse selection) が起きる。このような逆選択に関わるコストは、企業年齢の若い企業や規模の小さい企業ほど深刻であり、上場の障害になると考えられる。

Ritter (1987) は、IPO に必要なさまざまな費用が企業の重い負担になると指摘している。IPO を目指す企業は、上場する証券取引所に対して有価証券報告書をはじめとする上場申請書類を提出しなければならない。上場申請書類の作成には、主幹事証券会社や監査法人に対する手数料・

監査料が発生する³。これらの費用は、支払えば回収できないサunkコストの性格をもっており、規模の大きい企業ほど負担が軽くなる規模の経済性がはたらく。したがって、費用の金額が高くなれば、規模の小さい企業の負担は大きくなり、IPOを阻害する要因になりやすい。

IPOによる株式の上場は、企業内容の情報開示（ディスクロージャー）をつうじて、企業の秘匿性を公にする効果がある。事業の競争優位に関する情報が公開されると、ライバル企業の模倣を招くなど、事業に損失を与える恐れがある。したがってIPOにともなう秘匿性の喪失は、IPOを阻害する要因としてはたらく（Cambell, 1979）。とくに、医薬品や電機製造業のような研究開発費の集約度が高い産業に属する企業ほど、情報公開にともなう秘匿性の喪失は大きく、IPOを選択する可能性が低くなる（Yosha, 1995）。

さらに、IPOは既存の株主による株式の売却や新株発行をつうじて、企業のガバナンスやコントロールに変化を生み出す機会となる（本庄, 2013）。未上場企業の多くは、経営者に所有権が集中している。IPOによる株式の売却をつうじて、経営者の所有権は分散するが、その対価として経営者は多額の現金を受け取ることになる。すなわち、経営者は所有権の分散と現金化のトレードオフに直面しているといえる。Zingales (1995) が述べるように、企業の売却を目的としている経営者にとってIPOは現金化を達成する最大の機会となる。その一方で、上場後も経営の舵取りを続けようとする意識の高い経営者にとって、所有の分散は敵対的買収のリスクにさらされることを意味する。敵対的買収のような所有権の分散にともなうコストを重視する経営者は、未上場を続けてIPOを選択しない可能性がある。

2.3. 上場の審査基準

企業がIPOを行うためには、それぞれの証券取引所が定める上場審査基準を満たさなければならない。上場審査基準は、株式の公正かつ円滑な取引や投資家の保護などを目的として設けられ、株主数や流通株式数、時価総額といった上場時の見込にもとづく基準から、利益額や純資産額といった企業の財務状況に関する基準がある。これらの基準は、IPOを目指す企業の参入障壁となり、IPOを阻害する要因としてはたらく。

表1は、わが国の主な証券取引所の上場審査基準をまとめたものである⁴。新興市場のマザーズとジャスダックにおける審査基準は、東証1部や東証2部に比べてより緩やかなものになっている。とくにマザーズでは利益額や純資産額に審査基準を設けていないため、バイオベンチャーのように莫大な研究開発費を必要としながらも短期的な黒字化が困難な企業にとっては、上場の障壁が低い市場といえる。

しかしながら、表1にある審査基準を満たしながらも、IPOを行わずに未上場を続ける企業が存在する。帝国データバンクの調査によれば、2002年から2010年の間に平均して、未上場企業の約1,500社が東証2部の上場審査基準を満たしていた⁵。この間、わが国におけるIPOは100

³ これらの費用以外にも、実際の株式の発行や販売を請け負うアンダーライターに対する委託料を支払うことがある。

⁴ これらは一部の審査基準を抜粋したものである。

⁵ 調査は「第23回上場基準突破企業動向調査」である。この調査は帝国データバンクが把握する約200万社を対象としており、1989年から毎年実施されている。

表 1. 市場別の上場審査基準

項目	東証 1 部	東証 2 部	マザーズ	ジャスダック
株主数	2,200 以上	800 人以上	300 人以上	300 人以上
流通株式数	2 万単位以上	4 千単位以上	2 千単位以上	1 千単位以上
時価総額	250 億円以上	20 億円以上	10 億円以上	5 億円以上
事業継続年数	3 年以上	3 年以上	1 年以上	なし
利益額	5 億円以上	5 億円以上	なし	1 億円以上
純資産額	10 億円以上	10 億円以上	なし	2 億円以上

注: 各証券取引所ホームページをもとに筆者作成 (2014 年 1 月アクセス). 株主数, 流通株式数, 時価総額については上場時見込の基準. 詳細な定義については, 各証券取引所が掲載する上場審査基準を参照されたい.

件ほどであるため, 審査基準を満たす企業のうち約 7% の企業しか上場していないことになる⁶. これまでの議論では, 企業規模の大きい企業ほど IPO を行いやすいと考えられる. しかしながら, 未上場企業のなかには, サントリーのような大企業が含まれていた. この点を考慮すると, 企業規模と IPO の関係は線形でなく非線形であり, ある一定の規模を超えた企業はむしろ IPO を行いにくいと考えられる.

3. 決定要因に関する実証結果

IPO の決定要因を実証的に分析した研究として, Pagano et al. (1998) と Chemmanur et al. (2010) がある. Pagano et al. はイタリアの未上場企業 2,181 社をサンプルとして, IPO の決定要因を分析している. 彼らの分析結果では, 規模の大きい企業や投資機会の高い産業に属している企業ほど IPO を行いやすい一方で, 設備投資比率や収益性は IPO の決定に有意な効果を及ぼしていなかった⁷. これらの結果から, Pagano et al. は企業が IPO を行う理由として, 将来の設備投資や成長に向けた資金調達ではなく, 負債に依存した資本構成を修正するためだと結論付けている.

Chemmanur et al. (2010) はアメリカの未上場の製造業 2,578 社をサンプルとして IPO の決定要因を分析している. 彼らは, 生産性やマーケットシェアといった企業の製品市場における特性と IPO との関連に注目した. その分析結果によれば, TFP (全要素生産性) やマーケットシェア, 成長性の高い企業ほど IPO を行いやすいことが明らかになった. また, 製造業のなかでも, 競争が活発でない産業や資本集約的な産業, 市場集中度の高い産業に属している企業ほど IPO を行いやすいことが明らかになった⁸.

⁶ わが国における IPO の件数は, 2004 年の 175 件を最高として下降傾向にある. とくに 2008 年の世界金融危機以降は深刻な状況にあり, 2009 年は 19 件, 2010 年は 22 件にとどまっている. IPO の件数については, 『株式公開白書 (プロネクサス編)』に詳しい.

⁷ この分析結果は全サンプルに基づくものである. 子会社と独立系企業のサンプルを分割した結果では, 独立系企業について設備投資比率や収益性は IPO の決定に正の有意な効果を及ぼしていた.

⁸ 成長性, マーケットシェア, 市場集中度の効果については, イギリス企業を対象とした De Jong et al. (2012) の分析においても確認されている.

日本企業を対象とした研究としては、Honjo (2001) と Honjo (2012) がある。Honjo (2001) は電機製造業のスタートアップ企業をサンプルとして、IPO の決定要因を分析している。その分析結果によれば、研究集約度の高い企業や負債依存度の高い企業が IPO を行いやすい一方で、企業年齢の高い企業ほど IPO を行いにくいことが明らかになっている。また、Honjo (2012) はスタートアップ企業 6,172 社をサンプルとした分析をしている。分析結果によれば、企業規模が大きい企業や負債依存度の高い企業ほど IPO を行いやすいことが明らかになった。これらの要因以外にも Honjo (2012) では、ストックオプションを導入している企業や情報通信業に属している企業ほど IPO を行いやすいことが明らかにされている。

決定要因および先行研究の分析結果を踏まえて、本稿は日本企業における IPO の決定要因を実証的に分析する。とくに本稿は、企業規模や企業年齢、収益性に注目する。企業規模、企業年齢、収益性は逆選択のコストと関係していた。逆選択のコストは企業と投資家との間で生じる情報の非対称性が原因であり、この非対称性は企業の平均的な質が増加するにつれて減少する。したがって、企業規模の大きい企業、企業年齢の高い企業、収益性の高い企業は IPO を行いやすいと考えられる。企業規模については、管理費用にはたらく規模の経済性という視点からも、IPO に対して正の効果を及ぼすといえる。また、上場審査基準に関する議論から、企業規模と IPO の関係は線形でなく非線形であり、ある一定の規模を超えた企業はむしろ IPO を行いにくいと考えられる。この点について、本稿では東証 1 部と東証 2 部の審査基準である「純資産額 10 億」を目安として、審査基準を満たす企業かどうかを識別する⁹。

4.1. 実証分析

4.1. データ

本稿は 2006 年から 2011 年に IPO を行った企業の決定要因を分析する。IPO 企業の特定には、プロネクサス社が出版している『株式公開白書』の各年版を用いる。株式公開白書は、その年に上場した企業に関する情報を網羅的に掲載している政府刊行物である。上場企業名や上場した取引所のみならず、上場の年月日まで掲載されており、企業がどの会計期間に上場したのかを正確に特定することができる。また、未上場企業に関するデータは、東洋経済新報社が出版している『会社四季報 未上場会社版』の各年版（上期版および下期版）から収集している。推定に影響を及ぼす異常値を考慮して、まず純利益の観測不可能なデータをサンプルから除外する。さらに、企業規模、企業年齢、収益性について、それぞれ 1% 点未満のデータと 99% 点より大きいデータを除く。異常値を処理した結果、サンプルサイズは 21,848 (4,879 社) となった¹⁰。このうち、資本金額が 10 億円未満のデータは 18,130、一方の 10 億円以上のデータは 3,718 である¹¹。

⁹ 後述するように純資産額のデータを入手できないため、代わりに資本金額を用いる。

¹⁰ 異常値を処理する以前のサンプルサイズは 22,845 (企業数 5,036 社) である。異常値を処理した結果、IPO を 4 件除外することとなった。

¹¹ 『会社四季報 未上場版』には純資産に関するデータが収録されていない。そのため、純資産の代わりに資本金のデータを用いている。

表 2. IPO の分布

上場年	資本金 10 億円未満	資本金 10 億円以上	合計
2006	12	9	21
2007	24	6	30
2008	6	0	6
2009	3	1	4
2010	1	1	2
2010	4	3	7
合計	50	20	70

表 2 は、上場年ごとに IPO の分布を示したものである。収集した未上場企業のうち、この期間をつうじて 70 件の IPO が行われている。このうち、資本金 10 億円未満の企業が 50 件に対して、資本金 10 億円以上では 20 件と半数に満たない。上場年別にみると、資本金額に関係なく 2007 年を境に大きく減少している。とくに資本金 10 億円以上に限れば、2008 年は 0 件となり続く 2010 年、2011 年も 1 件ずつにとどまっている。

4.2. 変数

従属変数の IPO ダミー (*IPO*) は IPO を行うかどうかの二値変数である。IPO を行った企業の場合、IPO 後にむかえる直後の決算期に 1 をとる¹²。企業規模 (*SIZE*) は資本金の自然対数値と定義する。企業年齢 (*AGE*) はデータ年から会社設立年を減じた値である。収益性 (*PROF*) は売上高に対する純利益の比率とする。また、日本標準産業分類の大分類を基準として、製造業ダミー (*I_MANU*)、情報通信業ダミー (*I_ICT*)、不動産業ダミー (*I_REAL*)、サービス業ダミー (*I_SERV*) といった業種ダミーを設定する。これらの変数の定義を表 3 にまとめ、表 4 に変数の基本統計量を示しておく。

4.3. 推定モデル

推定にはプロビットモデルを用いる。具体的な推定モデルは (1) 式のとおりである¹³。

$$Pr(IPO_{it} = 1) = f(\alpha + \beta_1 SIZE_{it-1} + \beta_2 AGE_{it-1} + \beta_3 PROF_{it-1} + \gamma IND_i + \lambda YEAR_t + \epsilon_{it}) \quad (1)$$

IPO_{it} は企業 i の t 年における IPO ダミーをあらわしている。説明変数の企業規模 (*SIZE*)、企業年齢 (*AGE*)、収益性 (*PROF*) については、従属変数との因果関係をより明確にするために 1 期ラグをとっている。また、 α は定数項、 β 、 γ 、 λ はパラメータ、 ϵ は攪乱項をあらわしている。

¹² 例えば、毎年 3 月に決算期をむかえる企業が 2009 年 10 月に IPO した場合、直後の決算期は 2010 年 3 月であり、その決算期のデータに 1 をとる。なお、IPO を行った企業のデータは IPO 時点で打ち切られている。

¹³ データの形式はパネルデータに相当するが、推定に際して企業の個別効果を考慮していない。

表 3. 変数の定義

IPO ダミー	<i>IPO</i>	1: IPO を実施, 0: それ以外
企業規模	<i>SIZE</i>	資本金の自然対数値
企業年齢	<i>AGE</i>	<i>t</i> 年 - 会社設立年
収益性	<i>PROF</i>	純利益 / 売上高
(業種ダミー)	(<i>IND</i>)	
	<i>I_MANU</i>	1: 製造業, 0: それ以外
	<i>I_ICT</i>	1: 情報通信業, 0: それ以外
	<i>I_REAL</i>	1: 不動産業 0: それ以外
	<i>I_SERV</i>	1: サービス業, 0: それ以外
(年ダミー)	(<i>YEAR</i>)	
	<i>Y_07</i>	1: <i>t</i> 年が 2007 年, 0: それ以外
	<i>Y_08</i>	1: <i>t</i> 年が 2008 年, 0: それ以外
	<i>Y_09</i>	1: <i>t</i> 年が 2009 年, 0: それ以外
	<i>Y_10</i>	1: <i>t</i> 年が 2010 年, 0: それ以外
	<i>Y_11</i>	1: <i>t</i> 年が 2011 年, 0: それ以外

注: 業種ダミーは日本標準産業分類 (2007 年 11 月改定版) の大分類をもとに定義している。
年ダミーは 2006 年が参照カテゴリーである

表 4. 基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値
<i>SIZE</i>	21,848	5.446	1.503	2.303	5.303	10.113
<i>SIZE</i> ²	21,848	31.919	17.636	5.302	28.125	102.275
<i>AGE</i>	21,848	44.163	18.646	4.000	46.000	93.000
<i>PROF</i>	21,848	0.018	0.039	-0.224	0.012	0.193
<i>I_MANU</i>	21,848	0.491	0.500	0.000	0.000	1.000
<i>I_ICT</i>	21,848	0.162	0.368	0.000	0.000	1.000
<i>I_REAL</i>	21,848	0.039	0.193	0.000	0.000	1.000
<i>I_SERV</i>	21,848	0.095	0.293	0.000	0.000	1.000

注: 年ダミーの記載を省略。変数の定義は表 3 を参照されたい。

一般に、プロビットモデルの背後には潜在変数モデルとよばれる線形モデルが想定される。潜在変数モデルにおいて、潜在変数 IPO^* は説明変数ベクトル \mathbf{X} の線形関数である。

$$IPO^* = \alpha + \mathbf{X}'\beta + \epsilon \quad (2)$$

IPO^* は連続的で観察不可能であり、0を超えると観察できるようになる。したがって、実際に観察される IPO は0もしくは1をとる二値の確率変数となる。

$$IPO = \begin{cases} 1 & \text{if } IPO^* > 0 \\ 0 & \text{if } IPO^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

5. 推定結果

ここからプロビットモデルの推定結果について説明していく¹⁴。表5は全サンプルでの推定結果である。表の(1)列には企業規模($SIZE$)の一次項のみを用いた推定結果、(2)列には $SIZE$ の二乗項を含めたモデルの推定結果を示している。

企業規模($SIZE$)は、期待どおり IPO に正の効果を及ぼしている。つまり、企業規模の大きい企業ほど IPO を行いやすいといえる。(1)列における係数の限界効果は0.001となっている¹⁵。これは資本金の自然対数値と定義する $SIZE$ が1%増加するにつれて、 IPO を選択する確率が0.1%上がることをあらわしている。これらの結果から、企業規模が大きい企業ほど逆選択のコストや管理費用が低く、 IPO へのインセンティブが高いといえる。

企業年齢(AGE)は、期待とは異なり IPO に負の効果を及ぼしている。つまり、企業年齢の高い企業ほど IPO を行にくいといえる。(1)列における係数の限界効果は -4.68×10^5 となっている。これは企業年齢が1単位増加するにつれて、 IPO を選択する確率が約0.005%下がることをあらわしている。Pagano et al. (1998)は企業年齢の増加にともなって企業と投資家との間で生じる情報の非対称性が緩和されるため、企業年齢の高い企業ほど IPO を行いやすいと予想している¹⁶。さらにChemmanur et al. (2010)においても企業年齢は IPO の確率に正の効果を及ぼしていた。わが国では、企業年齢が高くなるにつれて金融機関との情報の非対称性が解消されて資金制約に陥りにくくなり、 IPO へのインセンティブが低くなるかもしれない。また、成長性は企業年齢を重ねるにつれて鈍化するため、企業年齢の高い企業は将来の事業拡大に向けた資金調達が必要なく、 IPO を行にくいのかもかもしれない。

収益性($PROF$)は、期待どおり IPO に正の効果を及ぼしている。つまり、収益性の高い企業

¹⁴ 推定に用いたソフトウェアはStataである。

¹⁵ 限界効果はStataのdprobitコマンドより計算している。dprobitコマンドでは、累積密度関数にある独立変数で微分して限界効果を計算している。

¹⁶ Pagano et al. (1998)ではデータの制約のため企業年齢の効果を分析していない。本稿と同じく、De Jong et al. (2012)においても企業年齢は負の効果を及ぼしていた。

表 5. IPO の決定要因 (フルサンプル)

	(1)		(2)	
	係数	限界効果	係数	限界効果
<i>SIZE</i>	0.131 ^{***} (0.019)	0.001 ^{***} (1.36×10^{-4})	0.882 ^{***} (0.258)	0.003 ^{***} (0.001)
<i>SIZE2</i>			-0.059 ^{***} (0.021)	-2.13×10^{-4} ^{***} (7.17×10^{-4})
<i>AGE</i>	-0.011 ^{***} (0.002)	-4.68×10^{-5} ^{***} (1.12×10^{-5})	-0.012 ^{***} (0.003)	-4.31×10^{-5} ^{***} (1.02×10^{-5})
<i>PROF</i>	3.448 ^{***} (0.916)	0.015 ^{***} (0.005)	3.726 ^{***} (1.019)	0.014 ^{***} (0.004)
<i>I_MANU</i>	0.069 (0.131)	3.09×10^{-4} (5.82×10^{-4})	0.084 (0.132)	3.06×10^{-5} (4.79×10^{-4})
<i>I_ICT</i>	0.149 (0.151)	0.001 (0.001)	0.152 (0.152)	0.001 (0.001)
<i>I_REAL</i>	0.271 (0.191)	0.002 (0.002)	0.259 (0.192)	0.001 (0.001)
<i>I_SERV</i>	0.060 (0.182)	2.90×10^{-4} (0.001)	0.073 (0.185)	2.89×10^{-4} (0.001)
<i>Y_07</i>	0.137 (0.105)	0.001 (0.001)	0.144 (0.107)	0.001 (0.001)
<i>Y_08</i>	-0.423 ^{***} (0.155)	-0.001 ^{***} (3.81×10^{-4})	-0.422 ^{***} (0.155)	-0.001 ^{***} (3.30×10^{-4})
<i>Y_09</i>	-0.522 ^{***} (0.174)	-0.002 ^{***} (3.61×10^{-4})	-0.518 ^{***} (0.175)	-0.001 ^{***} (3.23×10^{-4})
<i>Y_10</i>	-0.701 ^{***} (0.228)	-0.002 ^{***} (3.71×10^{-4})	-0.698 ^{***} (0.227)	-0.001 ^{***} (3.48×10^{-4})
<i>Y_11</i>	-0.300 ^{**} (0.148)	-0.001 ^{**} (3.96×10^{-4})	-0.268 [*] (0.147)	-0.001 [*] (3.18×10^{-4})
定数項	-3.085 ^{***} (0.226)		-5.326 ^{***} (0.773)	
観測数	21,848	21,848	21,848	21,848
擬似対数尤度	-415	-415	-408	-408
Wald 統計量	159 ^{***}	159 ^{***}	139 ^{***}	139 ^{***}

注: 括弧内の数値は頑健標準誤差である。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準での統計的有意性をあらわしている。Wald 統計量は χ^2 分布にしたがう検定統計量であり, すべてのパラメータの合計が 0 であるという帰無仮説を検定している。変数の定義は表 3 を参照されたい。

ほど IPO を行いやすいといえる。(1) 列における係数の限界効果は 0.015 となっている。これは収益性が 1 単位増加するにつれて、IPO を選択する確率が 1.5% 上がることをあらわしている。企業規模の大きい企業と同じく、収益性が高い企業は逆選択のコストが低く、IPO へのインセンティブが高いといえる。

業種ダミーはいずれも符号は正になっているが、10%水準で有意な効果を及ぼしていない¹⁷。これまでの議論によれば、他の産業にくらべて資本集約度の高い製造業や成長性の高い情報通信業に属する企業は、IPO を行いやすいと考えられる。しかしながら、本稿の結果ではこれらの産業と他の産業に大きな違いは見られない。また、年ダミーは 2007 年 (Y_07) を除いて、負の効果を及ぼしている。

(2) 列における企業規模の推定結果について、一次項 (SIZE) は (1) 列の結果と同じく正の効果を及ぼす一方で、二次項 (SIZE²) は負の効果を及ぼしている。つまり、企業規模の大きい規模は IPO を行いやすいが、ある一定以上の規模を超えた企業はむしろ IPO を行いにくいといえる。一次項の係数が 0.882、二次項の係数が -0.059 であることから、IPO に対する極大値は 17.6 億円と計算することができる。したがって、サンプルの未上場企業のうち、資本金が 17.6 億円を超える企業は IPO を行いにくいと考えられる。

表 6 はサブサンプルの推定結果である。(1) 列には、資本金 10 億円未満のサンプルの推定結果を示している。SIZE, AGE, PROF の係数は表 5 の結果と大きな変化がなく、これらの変数の効果は頑健的なものである。また、業種ダミーについても、表 5 と同じくいずれの変数も有意な効果を及ぼしていない。年ダミーについては、表 5 の結果と若干の変化が見られる。資本金 10 億円未満の企業に限れば、2007 年の年ダミー (Y_07) は正に有意な効果を及ぼしている。これは表 1 の IPO の分布と照らし合わせても整合的な結果といえる。

表 6 の (2) 列には、資本金 10 億円以上のサンプルの推定結果を示している。SIZE, AGE, PROF の係数は表 5 および表 6 の (1) 列の結果と大きく異なっている。SIZE と PROF の符号は正だが、10%水準で有意な効果を及ぼしていない。AGE の符号は (1) 列とは反対に正だが、10%水準で有意でない。また、産業ダミーや年ダミーに関するいずれの変数も 5%水準では有意な効果を及ぼしていない。

表 5 の (2) 列の企業規模の結果によれば、企業規模と IPO との関係は逆 U 字になっていた。とくに、資本金が 17.6 億円を超えた企業はむしろ IPO を選択しにくいと考えられる。この効果は表 6 のサブサンプルの推定結果とも一致する。表 6 の資本金 10 億円以上のサンプルでは、いずれの変数の効果も確認できなかった。すなわち、上場審査基準を満たす企業のなかには IPO を行わず、未上場を続ける企業が存在していると考えられる。こうした企業はすでに金融機関に対して十分な交渉力をもっており、新たな資金調達手段を獲得するほどの資金制約に陥っていないのかもしれない。また、未上場企業のなかには、産業のリーダー企業も少なくない。同業種の上場企業とくらべても社会的な知名度が劣らなるとすれば、IPO による宣伝効果は低いといえる。同様に、IPO にともなう秘匿性の喪失や支配の変更といったコストを重視する未上場企業もある

¹⁷ ただし異常値を含めた推定結果では、サービス業ダミー (I_SERV) 以外の変数は正に有意な効果を及ぼしている。

表 6. IPO の決定要因 (サブサンプル)

	(1)		(2)	
	係数	限界効果	係数	限界効果
<i>SIZE</i>	0.343*** (0.051)	0.001*** (2.15×10^{-4})	0.006 (0.109)	6.35×10^{-5} (0.001)
<i>AGE</i>	-0.019*** (0.003)	-3.99×10^{-5} *** (1.02×10^{-5})	0.002 (0.005)	1.75×10^{-5} (4.82×10^{-5})
<i>PROF</i>	4.913*** (1.027)	0.010*** (0.004)	1.292 (1.689)	0.014 (0.019)
<i>I_MANU</i>	0.017 (0.152)	3.53×10^{-5} (3.23×10^{-4})	0.314 (0.325)	0.003 (0.003)
<i>I ICT</i>	-0.064 (0.169)	-1.27×10^{-4} (3.24×10^{-4})	0.710* (0.370)	0.016* (0.014)
<i>I_REAL</i>	0.162 (0.227)	4.42×10^{-4} (0.001)	0.570 (0.403)	0.012 (0.015)
<i>I_SERV</i>	-0.010 (0.207)	-2.01×10^{-5} (4.30×10^{-4})	0.188 (0.449)	0.002 (0.007)
<i>Y_07</i>	0.275** (0.133)	0.001** (0.001)	0.126 (0.193)	0.002 (0.003)
<i>Y_08</i>	-0.236 (0.175)	-3.96×10^{-4} (2.63×10^{-4})		
<i>Y_09</i>	-0.387* (0.213)	-0.001* (2.38×10^{-4})	-0.532* (0.311)	-0.004* (0.002)
<i>Y_10</i>	-0.704** (0.322)	-0.001** (2.56×10^{-4})	-0.517 (0.333)	-0.004 (0.002)
<i>Y_11</i>	-0.242 (0.199)	-4.03×10^{-4} (2.69×10^{-4})	-0.128 (0.219)	-0.001 (0.002)
定数項	-3.978*** (0.368)		-2.982*** (1.055)	
観測数	18,130	18,130	3,718	3,718
擬似対数尤度	-282	-282	-117	-117
Wald 統計量	153***	153***	39.05***	39.05***

注: 括弧内の数値は頑健標準誤差である。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準での統計的有意性をあらわしている。Wald 統計量は χ^2 分布にしたがう検定統計量であり、すべてのパラメータの合計が 0 であるという帰無仮説を検定している。変数の定義は表 3 を参照されたい。なお、資本金 10 億円以上の企業について、2008 年の IPO を観測できなかったため、(2) のモデルでは *Y_08* を設定していない

だろう。とくに未上場企業は上場企業にくらべて創業者やその一族が経営者であることが多く、株式の売却にともなう経営への影響力の低下や敵対的買収のリスクを懸念して、IPO を選択しないのかもしれない。

6. おわりに

本稿では、日本企業における IPO の決定要因を分析している。IPO の決定に際して、企業は IPO のベネフィットとコストのトレードオフに直面している。ベネフィットとして、資金制約の克服、銀行への交渉力強化、投資家の認知といった効果がある。一方、コストとして、逆選択、管理費用、秘匿性の喪失といった効果がある。ベネフィットとコスト以外にも、証券取引所が設ける上場審査基準は IPO の決定に影響する要因である。

IPO の決定要因を分析するため、未上場企業に関するデータを独自に構築して、2006 年から 2011 年の間に行われた IPO を特定する。プロビットモデルの推定結果によれば、企業規模と収益性は IPO の確率に正の効果을及ぼしていた。この結果は企業規模の大きい企業や収益性の高い企業が IPO を行いやすいことを示している。こうした企業は投資家との情報の非対称性が小さく、逆選択のコストが低いため IPO へのインセンティブが強いといえる。とくに、IPO にともなう管理費用には規模の経済性がはたらくため、企業規模の大きいほど IPO の負担が少なく IPO を行いやすいといえる。また推定結果によれば、企業年齢は IPO の確率に負の効果을及ぼしていた。この結果は企業年齢の高い企業ほど IPO を行いにくいことを示している。企業年齢の高い企業は、金融機関との情報の非対称性が小さいため資金制約に陥りにくく、IPO をつうじた新たな資金調達手段の獲得の必要性がないと考えられる。

さらに本稿では、上場審査基準を満たしながらも未上場を続けている企業に注目している。企業規模の効果の非線形性を検討したモデルでは、企業規模の大きい企業ほど IPO を行いやすい一方で、資本金 17.6 億円を超える企業はむしろ IPO を行いにくいことが明らかになった。この結果は、資本金 10 億円を上場審査基準としたサブサンプルの推定においても確認されている。

これまで、IPO の決定要因に関する研究は諸外国を対象としたものに限られてきた。その点で、本稿は日本企業の IPO の決定要因を論じた研究であり、今後の IPO 研究への示唆を十分に含んでいると考えている。将来的には、本稿で十分に論じることができなかった産業特性やガバナンス構造を踏まえ、研究を行いたいと考えている。

7. 参考文献

[1] 忽那憲治 (2007) 『IPO 市場の価格形成』中央経済社。

[2] 本庄裕司 (2013) 「日本の株式市場における新規株式公開」『商学論纂』第 54 巻, 499-531.

[3] Cambell, T. (1979) “Optimal investment financing decisions and the value of confidentiality,” *Journal*

of Financial and Quantitative Analysis 14, 913-924.

- [4] Chemmanur, T. J., He, S. and Nandy, D. K. (2010) “The going public decision and the product market,” *Review of Financial Studies* 23, 1856-1906.
- [5] De Jong, A., Hujigen, C. A., Marra, T. A., Roosenboom, P. (2012) “Why do firms go public? The role of the product market,” *Journal of Business Finance and Accounting* 39, 165-192.
- [6] Honjo, Y. (2001) “Do innovative start-ups really wish to go public? Evidence from Japanese electrical manufacturing companies,” *Applied Economics Letters* 8, 493-497.
- [7] Honjo, Y. (2012) “Initial public offerings of start-up firms: evidence from Japan,” Unpublished.
- [8] 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.
- [9] Kutsuna, K., Smith, J. K. and Smith, R. (2009) “Public information, IPO price formation, and long-term returns: Japanese Evidence,” *Journal of Finance* 64, 505-546.
- [10] Pagano, M., Panetta, F. and Zingales, L. (1998) “Why do companies go public,” *Journal of Finance* 53, 27-64.
- [11] Ritter, J. R. (1987) “The costs of going public,” *Journal of Financial Economics* 19, 269-281.
- [12] Ritter, J. R. and Welch, I. (2002) “Review of IPO activity, pricing and allocations,” *Journal of Finance* 62, 1795-1828.
- [13] Rock, K. (1986) “Why new issues are underpriced,” *Journal of Finance* 15, 157-212.
- [14] Röell, A. (1996) “The decision to go public: an overview,” *European Economic Review* 40, 1071-1081.
- [15] Yosha, O. (1995) “Information disclosure costs and the choice of financing source,” *Journal of Financial Intermediation* 4, 3-20.
- [16] Zingales, L. (1995) “Insider ownership and the decision to go public,” *Review of Economic Studies* 62, 425-448.