

MS ワラント発行の公表に伴う株価下落に関する実証研究*

姚 智 華

九州大学経済学府経済システム専攻博士後期課程

要 旨：

本稿では、新たな資金調達手段として日本で注目を集めつつある MS ワラントの発行を対象とし、MS ワラント発行の公表時に観測される株価下落の影響要因を実証的に明らかにする。実証結果によると、発行発表時の株価反応は権利行使による発行予定の株式数と負の関係にあり、その関係は下限行使価格が低く設定されることにつれて強まる。そして、MS ワラント発行後の長期の株価リターンは発行済株式数の増加率と負の関係にあり、発行後業績の変化と無関係である。また、企業業績と財務的健全性に関する代理変数はプラスに有意であり、業績不振で財務的困窮な企業が MS ワラントを資金調達のラストリゾートとして発行することはマーケットからよりポジティブな評価を得ていることを示唆している。すなわち、MS ワラントの発行は既存株主の利益を犠牲にしているが、倒産直前の企業にとって資金調達の確保により最悪の事態を避けられたことは既存株主のためにもなったと解釈される。

キーワード：

MS ワラント, 株価反応, 有利発行, 富の移転, ラストリゾート

目 次：

1. はじめに
2. 先行研究と仮説
3. データと分析手法
4. 実証結果
5. 追加分析
6. 終わりに

1. はじめに

MS ワラント (Moving-Strike Warrant) とは、行使価格修正条項付新株予約権の略称であ

り、名前の通り新株予約権に行使価格修正条項を付したものである。新株予約権とは、権利発行企業の株式を一定の行使期間内にあらかじめ定められた行使価格で当該企業から取得できる権利をいう¹⁾。行使価格修正条項が付くことに

* 本稿作成にあたり、内田交謹氏、内田大輔氏、大石桂一氏、鈴木健嗣氏、翟林瑜氏、船岡健太氏、そして2名の匿名のレフェリーから、大変貴重なコメントを頂いた。これらの方々に記して謝意を表したい。

より、新株予約権の行使価格は一定ではなくなり、株価と連動するよう修正されていく²⁾。

従来、新株予約権はストックオプションの形でインセンティブ報酬の一種として役員や従業員に付与されるものとして認識されてきた。また、資金調達目的で発行される場合は転換社債やワラント債（新株引受権付社債）のように社債に付随して発行されなければならなかった。しかし、平成13年11月の商法改正（平成14年4月施行）により、新株予約権の単独発行が認められるようになった。それに伴い、新株予約権を活用した資金調達が盛んになりつつある³⁾。とりわけMSワラントは、将来の株価の変動に関係なく必ず資金調達ができるように設計されているため、業績不振の新興企業が公募増資の代替のスキームとして利用する傾向にある（鶴沢・大村〔2019〕）。

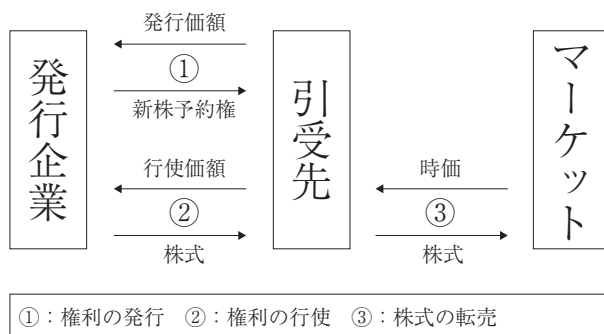
図1はMSワラントの発行による資金調達の仕組みを示している。まず、権利の発行段階において、引受先がMSワラントの対価である発行価額を発行企業に支払う。次に、権利の発行から約2年間の間に引受先は行使価格で発行企業から新株を取得する権利を行使することができる。最後に、引受先は取得した新株を時価でマーケットに転売する。このように、MSワラントは特定の投資家向けに発行しているものの、発行会社の新株は最終的に不特定多数の一般投資家に行き渡るため、MSワラントは第三者割当増資より公募増資に近い存在と言える。

MSワラントの行使価額が常に時価を下回る

ため、引受先はMSワラントを行使する度に取得した株をマーケットで転売し、確実に利益を確保することができる。したがって、MSワラントの引受先である証券会社などは、MSワラント発行の仕組みのなかではアンダーライターではなく投資家になっている（鶴沢・大村〔2019〕）。発行企業が第三者の評価機構にMSワラントの理論価格の算定を依頼しているものの、そのプロセスが不透明であるため算定者の恣意性が働き、結果的にMSワラントの行使益に見合った対価が発行企業に払い込まれておらず、MSワラントの行使が既存株主から引受先への富の移転に繋がると懸念されていた（川口〔2008〕；村田〔2010〕など）。

では、なぜ発行企業が既存株主に損失を与えてまでMSワラントを発行するのか。MSワラントの発行動機についてラストリゾート仮説が有力である。具体的には、業績不振で財務的困窮に陥り、倒産直前の企業にとって、MSワラントが最後の資金調達手段となる。しかしながら、ラストリゾートのシグナル効果に対して二通りの解釈ができる。一つは、金木・鈴木・頭士〔2019〕の結論のように、倒産直前の企業がMSワラントを利用して、割高の株式を発行しようとする。この場合、MSワラントの発行はマーケットにマイナスに評価される。もう一つは、倒産が予測される企業が資金調達を行うことができ、倒産の確率が減少する。この場合、MSワラントの発行はマーケットにプラスに評価される。

図1：MSワラントによる資金調達の仕組み



（出所）筆者作成。

金木・鈴木・頭士〔2019〕の研究では、MS ワラント発行の公表とともに発行企業の株価が下落し、株価下落は長期間継続することを明らかにし、MS ワラントの発行がゾンビ企業といった不適切な企業を延命したと結論付けている。しかし、上述した富の移転の可能性（川口〔2008〕；村田〔2010〕；鶴沢・大村〔2019〕）も株価下落の要因になり得るが、彼らは株価下落の影響要因を直接的に分析していない。

本稿は、日本企業における MS ワラント発行の公表に伴う短期の株価下落の影響要因を実証的に明らかにする。筆者の知る限り、このような試みに関しては本稿が初めてである。

実証結果によると、発行発表時の株価反応は権利行使による発行予定の株式数、発行企業の収益性や現預金の保有量と負の関係にある一方、下限行使価額、KZ Index 及び発行予定株式数と下限行使価格⁴⁾の交差項とは正の関係にあることが明らかとなった。すなわち、MS ワラントの行使により発行予定の株式数が多いほど、MS ワラントの下限行使価格が低いほど、財務的健全な企業ほど株価がマイナスに反応する。また、MS ワラント発行後の長期の株価リターンは発行済株式数の増加率と負の関係があり、収益性の伸び率と無関係であることが明らかとなった。これらの結果は、MS ワラントの権利行使が行われることによって既存株主から新規株主へ富が移転するという富の移転仮説と整合的であり、金木・鈴木・頭士〔2019〕が主張するラストリゾート仮説と矛盾している。すなわち、株式市場から見ると、MS ワラントの発行は既存株主の利益を犠牲にする資金調達手法である一方、この発行により倒産直前の企業が、倒産を避けることが可能となる点において既存株主にとって望ましい。

本稿の構成は以下のとおりである。次節で先行研究について概観し、そのうえで検証されるべき仮説について述べる。第3節では本研究で用いるデータと分析手法、第4節では検証の結果について説明する。そして、第5節で追加分析を行い、第6節で結論と今後の課題について述べる。

- 1) 会社法2条21号を参照。
- 2) 近年、発行されている MS ワラントの行使価格は、権利行使を請求する度に、請求日直前の取引日の終値の90%から93%に修正されることが多い（金木・鈴木・頭士〔2019〕）。
- 3) 日本証券取引所グループの全国上場会社資金調達額統計によると、2019年の新株予約権発行件数は580件で、資金調達額は1400億円強だった。同年に発表された公募増資（IPOを除く）は21件で、調達額は1300億円弱であった。<https://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/monthly/index.html>
- 4) 通常、MS ワラントの行使価格は、請求日直前の取引日の終値の90%から93%に修正されることが多いものの、下限行使価格付きの MS ワラントの行使価格には下限が設けられており、下限を下回る行使価格の修正が行われない。

2. 先行研究と仮説

MS ワラントは日本特有の資金調達手段であると考えられ、筆者の知る限り、海外における先行研究は存在しない。一方、MS ワラントが日本で資金調達手段として注目されるようになったのは近年のことであり、日本国内でも十分に研究が蓄積されたとは言えない。数少ない MS ワラントに関する先行研究として、川口〔2008〕、村田〔2010〕、鶴沢・大村〔2019〕と金木・鈴木・頭士〔2019〕がある。

川口〔2008〕と村田〔2010〕は法的側面からサーベイし、現行の有利発行規制では MS ワラント発行企業の既存株主を十分に保護することはできないことを指摘した。新株予約権における有利発行とは、発行価額、行使価格、下限行使価格のいずれかが引受先に対して有利であることを指す⁵⁾。しかし、会社法では、特に有利の判断基準が明示されておらず、実務上は日本証券業協会の「第三者割当増資の取扱いに関する指針」に定められた「払込金額が取締役会決議の直前日の価額に0.9を乗じた額以上の価額であること」を有利発行の判断基準とすることが多い。したがって、MS ワラントの発行会社は0.9という数字を強く意識し、行使価格と株価の比率を0.9以上に設定している場合が多いことを指摘している。

一般的に、MS ワラントの行使価格は株価よ

り低く設定されるため、引受先は権利を行使することによって確実に利益を得ることができる。この利益が既存株主からの富の移転によって生じているのか否かは、MSワラントの代金として支払っている発行価額が適切な価格であるのか否かに依存する。発行価額は、ブラック・ショールズ・モデルや二項モデルを用いて算出されるのが一般的であるが、実務で発行されるMSワラントは行使価格修正条項以外にも様々な条項が付いており⁶⁾、それらの条項をMSワラントの価値を算定する際に考慮に入れるべきである(川口〔2008〕；村田〔2010〕)。

鶴沢・大村〔2019〕は行使指定条項が付いているMSワラントの公正価値をモデル分析で論じた。行使指定条項とは、発行企業が引受先に対してMSワラントを行使する時期や数量を指定することができる条項である。これは発行企業にとって有利な条項であり、引受先にとってMSワラントの価値を引き下げる要因となる。このことを踏まえてMSワラントの理論価値を算定しても、実際に発行されるMSワラントの多くは発行価額が理論価値を大幅に下回り、既存株主から引受先へ富が移転することにつながる(鶴沢・大村〔2019〕)。そこで、この主張をMSワラント全般に拡張し、MSワラント発行の公表に伴う株価下落を説明する仮説として富の移転仮説を提示する。

富の移転仮説：MSワラントの有利発行によって、MSワラントの行使により発行企業の既存株主から引受先へ富の移転が生じることが予期され、発行発表時に発行企業の株価が下落する。

一方、MSワラントの発行価額が正しく評価されていたとしても、権利が行使されることによってマーケットに出回る株式数が増加するため、需給関係により株価が一時期に下落することが予想される。ただし、この可能性は金木・鈴木・頭士〔2019〕の実証研究によって否定されている。これに代わり、同研究ではMSワラントが発行企業にとってラストリゾート(最後

の資金調達手段)であることを実証し、そのことが当該企業のマイナスのシグナルを株式市場に伝達し、発行発表時の株価下落につながると主張する。

ラストリゾート仮説は、Hillion & Vermaelen〔2004〕のMSCB⁷⁾(Moving-strike convertible bond)に関する研究で初めて提示され、倒産直前の企業にとっては、通常の資金調達手段では資金提供者が見つからず、倒産を避けるために買い手が確実に利益を得ることができる、言い換えれば当該企業が確実に実施可能な資金調達方法を選択するしかない状況を指す。ラストリゾート仮説に該当する企業の特徴として、業績不振で財務的困窮に陥り、かつ情報の非対称性が深刻であることが挙げられる(Brophy et al.〔2009〕；Chaplinsky & Haushalter〔2010〕)。金木・鈴木・頭士〔2019〕はMSワラント発行企業にも似たような特徴が見られ、MSワラントを発行することによって不適切な経営を行っている企業が当面延命できることを主張している。

一方、倒産直前の企業にとっては、ラストリゾートで資金調達ができたことにより、倒産する確率が減少する点で、発行企業の既存株主にとってプラスになる議論もある。この議論によれば、発行企業が財務的困窮に陥っているほど、株式市場はポジティブに反応する。しかしながら、これは実証されておらず、MSワラントの発行発表とともに株価下落も観測されるため、本稿は金木・鈴木・頭士〔2019〕の議論に従いラストリゾート仮説を提示する。

ラストリゾート仮説：業績不振で財務的困窮に陥っている企業は、MSワラントを利用して、割高な株式を発行しようとするため、MSワラントの発行はマイナスのシグナルとなり、発行発表時に発行企業の株価が下落する。

5) 会社法238条3項、239条2項を参照。

6) 例としては、行使指定・停止条項、取得条項、譲渡制限、買戻請求権などが挙げられる。

7) Hillion & Vermaelen [2004] では, floating-priced convertibles と呼ばれている。

3. データと分析手法

(1) サンプル

本稿は新株予約権の単独発行が認められた2002年から2019年までの間に発行された325件のMSワラントを分析対象とした。発行企業のリスト、財務データ及び株価データは日経NEEDS Financial Questより取得し、MSワラントに付随する様々な条件は有価証券届出書より入手した。発行発表時の株価反応を検証するため、MSワラントと同時にほかのイベントを発表したケースをサンプルから除外した。発行企業が金融業に属するケースと必要なデータが欠けているケースも除外した。

表1はMSワラント発行企業の年別、業種別の分布を示している。新株予約権の単独発行が認められたのは2002年であるにも関わらず、MSワラントが本格的に発行され始めたのは2005年以降である。その原因は2003年から2005

年までの間に大量に発行されたMSCBが投資家及び日本証券業協会によって問題視され、MSCBの代替手段として登場したのがMSワラントであるためと考えられる(川口[2008]; 鶴沢・大村[2019])。

業種別のサンプル分布をみると、医薬品とサービス業においてはMSワラントを頻繁に利用する傾向にあることがわかる。この二つの業種は他と比べ、事業リスクが大きく、情報の非対称性も深刻である(Schultz[1993]; Jain[1994])。同じ傾向はMSCB発行企業にもみられ(Singh[2005])、MSワラントがMSCBの代替手段であることを示唆している。

(2) 回帰モデル

MSワラント発行発表時の株価反応の決定要因を検証するため、本稿は以下のような回帰式を用いる。

$$\text{CAR} = \beta_0 + \beta_1 \text{株式数希薄化率} + \beta_2 \text{下限行使価格} + \beta_3 \text{株式数希薄化率} \times \text{下限行使価格} + \beta_4 \text{株価ボラティリティ} + \beta_5 \text{企業規模} + \beta_6 \text{設立年数} + \beta_7 \text{現預金} + \beta_8 \text{負債比率} +$$

表1：サンプルの分布

年	件数	調達額 (百万円)	業種	件数	調達額 (百万円)
2004	2	3,283	食品	6	16,451
2005	14	435,506	化学	9	29,245
2006	38	112,932	医薬品	42	174,567
2007	9	45,089	窯業	3	6,936
2008	11	75,638	非鉄金属製品	3	13,655
2009	10	36,078	機械	11	40,346
2010	9	25,078	電気機器	21	94,116
2011	7	8,326	精密機器	12	27,064
2012	3	3,179	その他製造	3	7,062
2013	19	63,389	建設	10	34,999
2014	18	59,399	商社	21	56,387
2015	18	35,637	小売業	18	44,912
2016	27	84,567	不動産	15	52,301
2017	44	152,425	通信	4	384,735
2018	68	245,278	サービス	132	457,544
2019	28	85,989	その他	15	31,473
合計	325	1,471,793	合計	325	1,471,793

(出所) 筆者作成。

$$\beta_9 ROA + \beta_{10} \text{Tobin's } Q + \beta_{11} \text{ディスカウント率} + \beta_{12} \text{修正頻度} + \beta_{13} \text{行使期間} + \sum_k \beta_k \text{年次ダミー}_k + \sum_l \beta_l \text{産業ダミー}_l + \varepsilon$$

被説明変数である CAR は累積超過収益率であり、公表日から 2 日間の超過収益率 (AR) の合計である。AR はマーケットモデルにより推定されている。推定ウィンドウは発行公表日 - 120 日から - 21 日までの 100 日間、マーケットの収益率としては TOPIX の収益率を利用した。本研究で用いる変数の定義は表 2 にまとめられている。ダミー変数を除くすべての説明変数は上下 1 % でウィンザライズ (winsorize) している。変数の記述統計量は表 3 にまとめられている。

MS ワラントの発行価額と理論価値が同じである場合、権利行使による既存株主の損失の期

待値と同等な価額が権利発行時に発行企業に払い込まれ、MS ワラントに付随する様々な条件は株価の反応に影響を与えない。MS ワラントが理論価値より低い価格で発行される場合、すなわち有利発行の場合、権利行使によって既存株主から新規株主への富の移転が発生する。その場合、MS ワラントの様々な条件は株価の反応に影響を与える。富の移転仮説を検証するために、MS ワラントに付随する様々な条件のうち、発行予定の株式数が発行済株式数に占める割合 (株式数希薄化率) と下限行使価格を用いる。MS ワラントの行使価格が常に株価を下回るため、権利行使による発行予定の株式数が多ければ多いほど既存株主は損失を被る。また、下限行使価格が低めに設定されているほど、既存株主はより大きな損失を被る可能性がある⁸⁾。さらに、上記二つの変数の交差項⁹⁾も

表 2：変数の定義

変数名	定義	変数説明	仮説	予想符号
CAR[0, 1]	0 日から + 1 日までの超過収益率、0 日は発行公表日で、取締役会議決日の翌日である	被説明変数		
株式数希薄化率	権利がすべて行使される場合増加する株式数／発行直前決算期の発行済み株式数	富の移転の程度を測る変数	富の移転仮説	-
下限行使価格	MS ワラントの下限行使価格／取締役会議決日の終値	富の移転の程度を測る変数	富の移転仮説	+
希薄化率 X 下限行使価格	上記二つの独立変数の交差項	富の移転の程度を測る変数	富の移転仮説	+
株価ボラティリティ	マーケットモデルの標準偏差	リスクの代理変数／情報の非対称性の代理変数	富の移転仮説／ラストリゾート仮説	-
時価総額の自然対数	発行直前決算日時価総額の自然対数	情報の非対称性の代理変数	ラストリゾート仮説	+
設立年数	発行の年 - 実質上設立の年	情報の非対称性の代理変数	ラストリゾート仮説	+
KZ Index	Kaplan and Zingales (1997) を参照して作成	財務的困窮の代理変数	ラストリゾート仮説	-
現預金	現預金／総資産	財務的困窮の代理変数	ラストリゾート仮説	+
負債比率	有利子負債総額／総資産	財務的困窮の代理変数	ラストリゾート仮説	-
ROA	(営業利益 + 営業外収益)／総資産	企業業績の代理変数	ラストリゾート仮説	+
Tobin's Q	(発行直前決算日時価総額 + 負債総額)／総資産	投資機会の代理変数	ラストリゾート仮説	-
ディスカウント率	行使価格は時価の何割に修正されるのか	コントロール変数		+
修正頻度	何日ごとに行使価格が修正されていくのか	コントロール変数		+
行使期間	権利の有効期限は何年間なのか	コントロール変数		-

(出所) 筆者作成。

表 3：記述統計量

変数名	最小値	中央値	平均値	最大値	標準偏差
CAR[0, 1]	-0.50	-0.04	-0.05	0.55	0.10
株式数希薄化率	0.03	0.17	0.44	10.04	1.34
下限行使価格	0.00	0.60	0.61	1.19	0.19
希薄化率X下限行使価格	0.00	0.10	0.25	11.98	0.99
株価ボラティリティ	0.01	0.04	0.04	0.11	0.02
時価総額の自然対数	6.98	9.29	9.31	12.06	1.12
設立年数	2.00	18.00	27.88	94.00	22.53
KZ Index	-1.17	1.19	1.29	9.74	1.32
現預金	0.03	0.26	0.30	0.90	0.22
負債比率	0.01	0.23	0.29	0.86	0.22
ROA	-0.93	0.02	-0.08	0.31	0.25
Tobin's Q	0.76	1.91	3.17	27.34	3.86
ディスカウント率	0.90	0.90	0.91	1.00	0.02
修正頻度	1.00	1.00	9.43	180.00	30.31
行使期間	0.00	2.00	2.07	4.00	0.75

(出所) 筆者作成。

説明変数に加える。

MS ワラントの行使価格が日々修正されていく場合、権利行使できる確率は100%である。行使価格の修正が日々行われない MS ワラントの場合、発行企業の株価ボラティリティが高いほど、権利が行使される確率が高まり、より多くの権利行使に繋がるため、既存株主はより多くの損失を被る可能性が高まる。したがって、株価ボラティリティについても富の移転仮説の説明変数として用いる。

行使価格の修正が日々行われない MS ワラントの場合、修正頻度が頻繁であるほど、行使期間が長いほど権利行使を行うチャンスが高まるため、このことは既存株主にとってより多くの損失をもたらす可能性がある。しかしながら、修正頻度と行使期間の標準偏差が小さく、過半数の発行会社が修正頻度と行使期間を同じ数値に設定しているため、コントロール変数として扱う。

ラストリゾート仮説に関する変数として、情報の非対称性と関連する変数（株価ボラティリティ、企業規模、設立年数）と財務的困窮と関連する変数（KZ Index、現預金、負債比率、企業業績の代理変数、投資機会の代理変数）を用いる。先行研究によると、ハイリスクの企

業、小規模な企業、設立年数の短い企業ほど、情報の非対称性の程度が深刻であり、ラストリゾートとしての資金調達を行う傾向にある。また、豊富な投資機会を持っているにも関わらず業績不振で財務的困窮に陥る企業もラストリゾートとしての資金調達を行う傾向にある。

(Hillion & Vermaelen [2004] ; Brophy et al. [2009] ; Chaplinsky & Haushalter [2010])。したがって、ラストリゾート仮説が MS ワラントにも当てはまるのであれば、上記の特徴が見られる企業ほど発行発表時に株価がよりマイナスに反応すると考えられる。

8) ここでは、発行価額が理論価値に連動していると仮定している。すなわち、MS ワラントの算定価値（発行価額）が理論価値を下回る場合（有利発行の場合）、MS ワラントの理論価値が大きければ大きいほど、有利発行による既存株主の損失分も大きくなる。

9) ここで注意すべきは、MS ワラントが必ずしも下限行使価格で行使されるとは限らない点である。したがって、一株を発行することによって生じる既存株主の損失額を捉えるために、下限行使価格よりディスカウント率を使ったほうがより適切である。しかしながら、MS ワラントのディスカウント率は大部分のサンプルが90%に設定しているため、株式数希薄化率との交差項を入れると多重共線性の問題が生じるため、下限行使価格を使う。

4. 実証結果

表4はMSワラント発行企業と公募増資企業の発行公表日前後の超過収益率（AR）及び累積超過収益率（CAR）の平均値とそのt検定の結果を示している。0日は発行公表日であり、取締役会議決日の翌日である。MSワラントの株価反応と比較するため、同表では公募増資の株価反応も示している。公募増資企業グループはMSワラントと同じサンプルセレクションを経て、198社から成り立っている。

表4によると、発行公表日のAR[0]は－

4.3%で、公募増資企業の－3.19%よりも1.11%マイナスになっている。両方のAR[0]は1%水準で有意、両者の差も10%水準で有意となっている。多くの先行研究により（Myers and Majluf〔1984〕など）新株発行は過大評価のシグナルとなり、株価が下落する。ただし、MSワラントの場合、公募増資以上に株価が下落していることから、過大評価のシグナルのみでは説明できない。次に、なぜMSワラントの発行が発行会社の株価を下げるのかを検証するために、株価反応を被説明変数とした回帰分析を行う。

表5は回帰分析の結果を示している。モデル

表4：MSワラント発行発表時の株価の反応

	MSワラント			公募増資			差の検定	
	平均値(%)	t 値	正の割合	平均値(%)	t 値	正の割合	平均値(%)	t 値
AR[－10]	0.53	1.62	45.23	0.16	0.61	44.44	0.37	0.85
AR[－9]	－0.12	0.12	43.38	0.22	1.01	48.99	－0.34	0.88
AR[－8]	0.09	0.86	45.23	－0.57	－1.82*	37.88	0.66	1.78*
AR[－7]	－0.50	－1.28	42.15	－0.13	0.57	46.46	－0.37	1.09
AR[－6]	0.37	1.34	43.69	－0.32	－1.06	40.91	0.69	1.82*
AR[－5]	－0.02	0.46	44.00	－0.55	－1.54	36.36	0.53	1.35
AR[－4]	－0.47	－1.01	40.31	－0.42	－0.82	43.43	－0.05	0.12
AR[－3]	－0.32	－0.98	41.85	－0.42	－1.86*	37.88	0.10	0.26
AR[－2]	－0.22	－0.75	46.46	0.03	－0.74	41.41	－0.25	0.72
AR[－1]	－0.05	0.32	45.85	－0.51	－1.99**	38.38	0.46	1.38
AR[0]	－4.30	－10.31***	17.85	－3.19	－7.34***	24.24	－1.11	1.73*
AR[1]	－0.72	－2.90***	39.69	－0.50	－2.17**	40.40	－0.22	0.52
AR[2]	－0.19	－1.24	40.31	－0.21	－1.12	41.92	0.02	0.05
AR[3]	－0.40	－1.04	44.00	－0.66	－2.11**	39.39	0.26	0.91
AR[4]	－0.17	－0.02	42.77	－0.75	－3.14***	32.32	0.58	1.96*
AR[5]	0.02	0.60	44.62	－0.42	－2.23**	38.89	0.44	1.33
AR[6]	－0.54	－1.97**	43.69	－0.61	－3.39***	38.89	0.07	0.25
AR[7]	0.09	－0.37	43.38	－0.44	－1.27	37.88	0.53	1.45
AR[8]	0.09	0.69	41.23	－0.08	0.17	42.42	0.17	0.54
AR[9]	－0.46	－2.63***	41.23	－0.41	－2.27**	37.37	－0.05	0.17
AR[10]	－0.21	－0.53	43.69	－0.71	－3.65***	37.37	0.50	1.63
CAR[0, 1]	－5.02	－9.32***	20.00	－3.69	－7.06***	24.75	－1.33	1.59
CAR[－1, 1]	－5.07	－8.80***	23.69	－4.20	－7.57***	22.22	－0.87	1.13
CAR[－10, 2]	－0.67	－0.00	45.54	－2.00	－1.99**	35.86	1.33	1.00
CAR[2, 10]	－1.77	－2.11**	40.92	－4.29	－7.19***	29.29	2.52	2.78***
CAR[－10, 10]	－7.52	－8.51***	32.00	－8.49	－10.54***	23.23	0.97	1.32

注：*，**，*** はそれぞれ10%，5%，1%水準で統計的に有意であることを示す。

（出所）筆者作成。

表 5 : 回帰分析の結果

モデル	1		2		3		4		5		6	
	CAR[0,1]		CAR[0,1]		CAR[0,1]		CAR[0,1]		CAR[-1,1]		CAR[-1,1]	
被説明変数 :	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
株式数希薄化率	0.01	1.33	0.01	1.45	-0.02	-1.34	-0.02	-1.30	-0.03	-1.97**	-0.03	-1.93*
下限行使価格	0.09	2.08**	0.08	1.96*	0.06	1.37	0.05	1.24	0.01	0.21	0.00	0.05
希薄化率X 下限行使価格					0.04	2.29**	0.04	2.32**	0.06	3.10***	0.06	3.13***
株価ボラティリティ	-0.67	-1.97**	-0.76	-2.18**	-0.63	-1.83*	-0.71	-2.02**	-0.65	-2.05**	-0.72	-2.27**
時価総額の自然対数	0.00	0.64	-0.00	-0.26	0.00	0.61	-0.00	-0.27	0.00	0.19	-0.00	-0.74
設立年数	0.00	0.14	0.00	0.78	0.00	0.19	0.00	0.85	0.00	0.75	0.00	1.39
KZ Index			0.01	2.53**			0.01	2.64***			0.01	1.90*
現預金	-0.06	-1.82*			-0.06	-1.86*			-0.07	-1.94*		
負債比率	0.03	1.19			0.03	0.99			0.02	0.67		
ROA	-0.07	-2.01**			-0.07	-2.13**			-0.08	-2.05**		
Tobin's Q	0.00	0.82			0.00	0.91			0.00	0.49		
デイスカウント率	0.03	0.10	0.09	0.26	0.01	0.03	0.07	0.22	-0.28	-0.90	-0.21	-0.71
修正頻度	0.00	1.90	0.00	2.10**	0.00	1.90*	0.00	2.11**	0.00	1.56	0.00	1.75*
行使期間	0.00	2.08**	0.01	1.95*	0.01	2.26**	0.01	2.11**	0.02	2.13**	0.01	1.97**
切片	-0.22	-0.70	-0.23	-0.71	-0.18	-0.59	-0.20	-0.62	0.16	0.54	0.14	0.48
年次ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
業種ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes		Yes		Yes	
F 統計量	2.36***		2.29***		2.52***		2.44***		2.53***		2.43***	
調整決定係数	0.17		0.15		0.18		0.17		0.18		0.17	
サンプル数	325		325		325		325		325		325	

注 : t 値は White robust standard error に基づき算出されている。
 *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で統計的に有意であることを示す。
 (出所) 筆者作成。

1 から 4 は CAR $[0, 1]$ を被説明変数として、モデル 5 と 6 は CAR $[-1, 1]$ を被説明変数とした頑健性チェックである。まず、モデル 1 と 2 において、下限行使価額が有意にプラスであり、下限行使価額が低く設定されているほど、株価がマイナスに反応することを示唆している。殆どの発行ケースにおいて、下限行使価額が時価より低く設定されているため、下限行使価額が一定であれば、発行予定の株式数が多ければ多いほど富の移転が発生し、株価がより下落するはずである。逆に、発行予定の株式数が一定であれば、下限行使価格が低く設定されているほど富の移転が発生し、株価がより下落する。この意味では、下限行使価格と発行予定の株式数はお互いのモデレーターである。したがって、富の移転仮説を更に検証するために、株式数希薄化率と下限行使価格の交差項を変数として投入する。モデル 3 と 4 では株式数希薄化率と下限行使価格の交差項が有意にプラスであり、同じ結果はモデル 5 と 6 でも確認することができる。これらの結果は一株を追加的に発行することによる株価の下がり度合いが MS ワラントの下限行使価格に依存し、下限行使価格が低く設定されているほど新株発行による株価下落が大きいことを意味し、富の移転仮説と整合的である。

次に、すべてのモデルにおいて株価ボラティリティの符号は有意にマイナスであり、二つの仮説と整合的である。しかしながら、ボラティリティ以外のラストリゾート仮説に関する変数は仮説の予想とは反対の符号となっている。モデル 1, 3, 5 の分析結果によると、現金を潤沢に保有している企業ほど、ROA の高い企業ほど、MS ワラント発行の公表に伴う株価下落が著しい。また、モデル 2, 4, 6 で KZ Index をラストリゾートの代理変数として用いる時も、財務的困窮に陥っている企業であるほど、株価がプラスに反応することを示唆している。この二つの結果は金木・鈴木・頭士〔2019〕の結論と矛盾している。

すなわち、株式市場から見ると、MS ワラントの発行は既存株主から新規株主への富の移転

に繋がる点でマイナスに評価すべきであるが、資金を確保できるメリットはプラスに評価すべきである。発行条件が同じである場合、富の移転による損失の割合が同一だとしても、財務的困窮な企業であるほど、資金調達の特典が大きくなる。

5. 追加分析

MS ワラント発行発表時では、権利が実際に行使されたわけではなく、発行企業の真の経営状態が顕在化したわけでもない。あくまでも新たに公表された情報を株式市場が織り込み、株価が反応している。富の移転仮説とラストリゾート仮説を区別するための更なる検証として、発行企業の長期株価の推移と、その変化の原因を分析する。富の移転仮説によると、MS ワラントが行使される度に既存株主から新規株主への富の移転が発生するため、長期株価の推移は権利行使によって発行された株式数と負の関係にあることが予想される。ラストリゾート仮説によると、MS ワラント発行企業の長期株価は下落傾向にあり、その原因は発行企業の業績悪化により顕在化するからである (Hillion & Vermaelen [2004])。すなわち長期株価の推移は企業業績の変化と正の関係がある。分析で用いる具体的な回帰モデルは以下のようである。

$$\begin{aligned} \text{長期株価の変化}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{業績の変化}_i + \beta_2 \text{発行済株式数の変化}_i + \beta_3 \text{現預金増加率} \\ & + \beta_4 \text{有利子負債増加率} + \beta_5 \text{総資産増加率} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

長期株価の変化は発行発表後から次の決算期までの Buy and Hold Return (BHR) または Buy and Hold Abnormal Return (BHAR) である。BHAR は BHR から同じ期間の TOPIX の BHR を引いて算出される。業績の変化は発行直後の決算期の ROA を発行直前決算期の ROA で割って 1 を引いた値、すなわち ROA の成長率である。発行済株式数の変化は発行直後の決算期の発行済株式数を発行直前決算期の

発行済株式数で割って1を引いた値である。残りの変数は、コントロール変数である。

上記のモデルは2期パネルデータの一階差分モデルになっており、変化率を取ることで、MS ワラントの発行条件や業種ダミーなどの時間とともに変化しない説明変数は0になる。一方、設立年数と年次ダミーは差分を取って1となり、定数項に含まれる。MS ワラント行使以外の原因で株式数が変化した可能性を排除するために、変化の分析期間中でエクイティファイナンス、自社株買い、株式分割または株式合併を行った企業をサンプルから除外した。

図2はMS ワラント発行企業のBuy and Hold Abnormal Return (BHAR)を図示している。横軸は発行の公表を行った月を0月とし、公表月から1年後(+12月)の時間を月単位で示している。

図2によると、MS ワラント発行企業の株価は公表後の約6ヶ月間にかけて下落する。公表後に株価が下落するという結果は両方の仮説と整合的である。

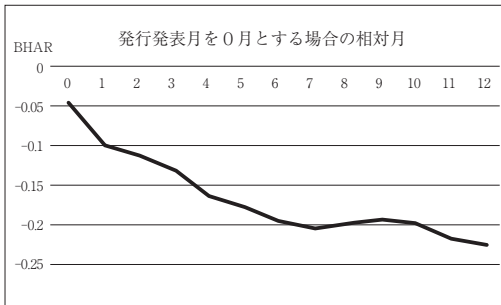
公表後における長期株価の下落の原因を分析した結果は表6のようになる。発行企業自身の株価推移(BHR)とTOPIXの収益率で調整した株価の推移(BHAR)をそれぞれ被説明変数とし、ラストリゾート仮説を検証する変数(ROA成長率)、富の移転仮説を検証する変数(発行済株式数増加率)とその他のコントロール変数を説明変数とするOLSによる回帰分析を行った。

表6によると、ROAの成長率が示す企業業績の変化は株価の変化に有意な影響を与えないのに対し、発行済株式数の変化は株価に有意にマイナスの影響を与える。MS ワラントの権利行使による株式数増加以外の株式数を変化させるイベントをサンプルから除外したため、MS ワラントが行使されるほど長期株価が下落するといえる。この結果は富の移転仮説と整合的である。

6. 終わりに

本稿は、日本企業におけるMS ワラント発行の公表に伴う短期の株価下落の影響要因を検証

図2：長期株価の推移



(出所) 筆者作成。

表6：追加分析の結果

モデル	1		2		3		4	
被説明変数：	BHR		BHR		BHAR		BHAR	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
発行済株式数の増加率	-0.02	-2.47**	-0.03	-2.05**	-0.02	-2.18**	-0.03	-1.93*
ROA 成長率	-0.01	-1.13	-0.01	-1.07	-0.01	-1.48	-0.01	-1.45
現預金増加率			0.01	0.81			0.01	0.67
有利子負債増加率			0.00	1.26			0.00	1.70*
総資産増加率			-0.02	-0.94			-0.01	-0.97
切片	84.68	36.73***	84.00	34.19***	-17.89	-8.21***	-18.49	-7.96***
F 統計量	3.47**		1.90*		3.29**		2.01**	
調整係数	0.01		0.02		0.01		0.02	
サンプル数	246		246		246		246	

注：t 値は White robust standard error に基づき算出されている。

*, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%水準で統計的に有意であることを示す。

(出所) 筆者作成。

し、主に3つの実証結果が得られている。まず、発行企業の株価はMSワラント発行の公表に伴い有意に下落し、公表後の約6ヶ月間にかけて下落する。次に、発行発表時の株価反応は株式数希薄化率、株価ボラティリティ、ROA、現預金と負の関係にある一方、下限行使価額、KZ Index及び株式数希薄化率と下限行使価格の交差項とは正の関係にある。最後に、MSワラント発行後の長期株価の変化は発行済株式数の変化と負の関係があり、企業業績の変化と無関係である。実証の結果は、MSワラント発行公表時のマイナスの株価反応は主に富の移転効果によるものであることを示唆している。

本稿の課題として、資金調達ができただけにより発行企業の将来の業績回復、倒産の確率の低下について検証していない点が挙げられる。検証方法としては傾向スコアマッチングとdifference-in-differenceを組み合わせた分析手法(PSM-DID)などを用いて、精緻に構築された対照企業との比較が挙げられる。

また、今までの議論は経営者が既存株主価値最大化しようとする仮定の上に構築されている。すなわち、MSワラントの発行は一見して既存株主の利益を犠牲にしているが、実際は企業を倒産から救い、既存株主の価値がゼロとなるリスクを回避することができる。これに対し、経営者が利己的だと想定すれば、保身のためや私的便益のために(トンネリングなど)MSワラントを利用する可能性もある。その場合、MSワラント発行企業の多くが情報の非対称性が深刻で業績不振の企業であるということも整合的である。MSワラントの発行動機に関するこれらの検証は今後行うべき研究課題であろう。

<参考文献>

- 金木健・鈴木健嗣・頭士奈加子〔2019〕、「MSワラントの発行要因と株価リターン」『証券経済研究』第108号、12月、47-61頁
- 川口幸美〔2008〕、「新株予約権の有利発行規制の一考察—MSCB(転換価額修正条項付転換社債型新株予約権付社債)とMSSO(行使価額修正条項付

- 新株予約権)を素材として—」『駒澤法学』第7巻第4号、3月、100-134頁
- 鶴沢真・大村敬一〔2019〕、「わが国における新型エクイティファイナンスの分析—新株予約権の第三者割当による公募増資代替スキーム—」『早稲田国際経営研究』第50号、3月、27-62頁
- 村田敏一〔2010〕、「新株予約権の有利発行に関する一考察」『立命館法学』第329号、82-109頁
- Brophy, D.J., Ouimet, P.P. and Sialm, C.〔2009〕, “Hedge funds as investors of last resort?”, *The Review of Financial Studies*, 22 (2), pp. 541-574.
- Chaplinsky, S. and Haushalter, D.〔2010〕, “Financing under extreme risk: Contract terms and returns to private investments in public equity”, *The Review of Financial Studies*, 23 (7), pp. 2789-2820.
- Hertzel, M. and Smith, R.L.〔1993〕, “Market discounts and shareholder gains for placing equity privately”, *The Journal of Finance*, 48 (2), pp. 459-485.
- Hillion, P. and Vermaelen, T.〔2004〕, “Death spiral convertibles”, *Journal of Financial Economics*, 71 (2), pp.381-415.
- Jain, B.A.〔1994〕, “The underpricing of ‘unit’ initial public offerings”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34 (3), pp. 309-325.
- Kaplan, S.N. and Zingales, L.〔1997〕, “Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 112 (1), pp. 169-215.
- Myers, S.C. and Majluf, N.S.〔1984〕, “Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have”. *Journal of Financial Economics*, 13 (2), pp. 187-221.
- Schultz, P.〔1993〕, “Unit initial public offerings: A form of staged financing”, *Journal of Financial Economics*, 34 (2), pp. 199-229.
- Singh, S.〔2005〕, “Toxic convertibles: Catalysts of doom or financing of last resort?”, *SAM Advanced Management Journal*, 70 (1), pp. 36-42.

(投稿受付2020年9月30日、
最終受理日2021年1月12日)

The Negative Announcement Effect of Issuing Moving-Strike Warrants: An Empirical Research

Zhihua Yao

Doctoral Course of Department of Economy and Business,
Graduate School of Economics, Kyushu University

Abstract:

This paper empirically examines the determinants of the negative announcement effect of issuing moving-strike warrants, which is an emerging financing technique that has been intensively used in Japan. The results show that the announcement effect is negatively correlated to the number of shares to be issued via warrant exercise and that the correlation is more negative when the floor exercise price is lower. Moreover, proxies of operating performance and financial distress are positively correlated to the announcement effect. These results imply that the negative announcement effect of issuing moving-strike warrants is mainly caused by the transfer of wealth from existing shareholders to new shareholders when moving-strike warrants are exercised as expected by market participants and researchers. However, the merit of ensured financing for existing shareholders of defaulting firms exceeds the transferred wealth.

Keywords:

Moving-Strike Warrant, Announcement Effect, Discounted Issue, Wealth Transfer, Last Resort