

# 公募増資時のJ-REIT投資口価格に 分配金変動が与える影響に関する分析

太田 明  
高橋 大志 CMA

## 目 次

- |         |         |
|---------|---------|
| 1. はじめに | 4. 分析結果 |
| 2. データ  | 5. まとめ  |
| 3. 分析方法 |         |

本研究は、公募増資時におけるJ-REIT投資口価格の変動について、イベントスタディーの方法により分析を行ったものである。特に、本分析では、これまで着目されてこなかった増資期の予想分配金変動に着目する。累積異常リターンの要因分析では、分配金変動が最も強い要因とされ、分配金上昇が大きいほど累積異常リターンが上昇することが確認された。また、分配金上昇によっては公募増資による投資口価格の下落を打ち消す効果が見られた。

## 1. はじめに

### (1) 研究の背景と目的

J-REITは2001年9月の上場から16年がたち、17年12月末時点で59銘柄が上場し、時価総額は11兆円まで成長している。J-REIT拡大における

資金調達には、主に公募増資または金融機関からの借入・投資法人債により行うが、健全な経営を行う上で、有利子負債を増加させない公募増資による資金調達は不可欠である。しかし、公募増資は後述の通り、投資口価格を下落させることが知られている。そのため、REITは既存投資主価値を



**太田 明 (おおた あきら)**

東急不動産シンガポール駐在員事務所長・慶應義塾大学大学院経営管理研究科訪問研究員。名古屋工業大学工学部卒業。同大学大学院修士課程修了。東急不動産入社、東急不動産コンフォリア投信（現東急不動産リート・マネジメント）出向。名古屋工業大学大学院博士課程修了。博士（工学）。東急不動産財務部、海外事業本部を経て、現職。



**高橋 大志 (たかはし ひろし)**

慶應義塾大学大学院経営管理研究科・慶應義塾大学ビジネススクール教授。東京大学工学部卒業。富士写真フイルム（現富士フイルム）研究員、三井信託銀行（現三井住友信託銀行）シニアリサーチャー。筑波大学大学院修士課程修了。同大学大学院博士課程修了。博士（経営学）。岡山大学大学院社会文化科学研究科准教授、キール大学経済学部客員研究員、慶應義塾大学大学院経営管理研究科准教授を経て、2014年より現職。

毀損させないよう投資口価格の下落を招かない公募増資を行うことが重要な点であり、増資時の投資口価格変動の要因を把握することが必要である。

投資口価格変動の要因を探るためには、投資家の投資判断の材料が重要になると考えられる。投資家が不動産・REIT投資をする上で最も重視することは、アイビー総研(株) [2017] によると、個人投資家では分配金利回り、(株)三井住友トラスト基礎研究所 [2017] によると、機関投資家では安定的なインカムゲイン（分配金）の確保、という調査結果を公表しており、個人・機関投資家ともに投資判断の材料に分配金を用いていると推察される。そのため、増資時の投資口価格変動の候補要因の中で、特に公募増資によって起こる予想分配金の変動に着目する。

そこで、本研究では、公募増資時におけるJ-REIT投資口価格変動について、イベントスタディーの方法により、異常リターンを把握し、予想分配金変動を主とした累積異常リターンの要因分析を行うことで、公募増資時に投資家が見ている情報を明らかにする。

## (2) 既往研究の概要

REITの公募増資が投資口価格に与える影響について、Howe and Shilling [1988] は、US-REITの1970～85年における公募増資の公表前後20日間の平均異常リターンを計測し、平均累積異常リターンを $-3.399\%$ と報告した。Ghosh *et al.* [1999] は、同様にUS-REITの91～95年における公募増資の公表前後20日間の平均累積異常リターンを $-1.935\%$ とし、平均異常リターンの要因分析ではREITの規模、引受証券会社のランキングが5%有意となることを報告した。Ong *et al.* [2011] は、J-REIT及びS-REITの02～07年における公募増資の公表前後20日間の平均異

常リターンを計測し、平均累積異常リターンをJ-REITで $-5.76\%$ 、S-REITで $-3.65\%$ とした。これらから、公募増資の公表は投資口価格を下落させることが確認されている。

投資口価格に影響を与える要因としての分配金では、Wang *et al.* [1993] がUS-REITの85～88年における分配金公表1日後の平均異常リターンについて、分配金が上昇した場合は $0.66\%$ 、下落した場合は $-1.90\%$ とした。Simpson *et al.* [2009] は1970～2007年における分配金公表後40日間の平均累積異常リターンを金融緩和、金融逼迫時に分けて測定し、金融緩和時では分配金上昇 $2.02\%$ 、変化なし $0.60\%$ 、下落 $-0.50\%$ 、金融逼迫時では分配金上昇 $1.14\%$ 、変化なし $-0.14\%$ 、下落 $-3.17\%$ と報告した。Case *et al.* [2012] は08～09年における金融危機時の分配金公表前後60日間の平均異常リターンについて、分配金の停止、減少が与える影響を比較分析した。これらから、分配金変動の公表が投資口価格へ影響を与えていることが確認されている。

また、J-REITにおける投資口価格変動に関するイベントスタディーでは、大橋・澤田 [2004] が01～04年における物件取得公表前後10日間の平均累積異常リターンを $0.074\%$ と報告した。同様に、曹・前川 [2007] は01～06年における物件取得公表前後10日間の平均累積異常リターンを $0.12\%$ と報告した。これらから、物件取得の公表が投資口価格へ正の影響を与えられる。また、川島他 [2011] は金融危機関連ニュースの公表前後10日間の平均累積異常リターンを計測し、リーマンショックでは正のリターン、ニューシティ・レジデンスの破綻では負のリターンを報告した。

J-REITにおける平均累積異常リターンの要因分析では、先述のOng *et al.* [2011] が、公募増

資の公表前後2日間と6日間の平均累積異常リターンの要因分析を行い、総資産、借入比率、直近増資頻度、増資順番、日本ダミー、イールドスプレッドの変化、東証REIT指数の変化、物件取得ダミー、オフィス用途ダミー、住宅用途ダミーが5%有意となったことを報告した。永野 [2015] の報告では、05～11年における公募増資の公表前後2日間及び20日間の平均累積異常リターンの要因分析を行い、取引額、オフィス用途、住宅用途が5%有意となった。

以上のように公募増資、分配金変動等が投資口価格へ与える影響については、個別に分析がなされているが、公募増資時の投資口価格変動について、分配金変動が要因として報告された事例は見られない。

## 2. データ

### (1) 公募増資データ

J-REIT開始時の01年9月10日～17年9月末までの上場・公募増資数の推移を図表1に示す。

なお、上場数・公募増資数には、公表後に中止したものは除いている。

上場数は、05年、06年が最も多くなっており、リーマンショック以降の08～11年の4年間は上場した銘柄はなかった。公募増資数についても、05年以降活発になるも、リーマンショック以降の08～12年は少なくなり、その後、2013年以降に大幅に増加している。

本研究では、J-REITの初上場時から17年9月末までの全公募増資数243から、①03年4月以前（東証REIT指数公表前）公表の4件、②公募増資公表時点で決算が未公表の6件を除外し、サンプル数233を得た。

図表1 J-REITの上場・公募増資数

年	上場	公募増資
2001	2	0
2002	4	1
2003	4	5
2004	5	7
2005	13	14
2006	12	10
2007	2	15
2008	0	6
2009	0	4
2010	0	7
2011	0	11
2012	4	11
2013	6	37
2014	6	30
2015	5	35
2016	7	30
2017	2	20
合計	72	243

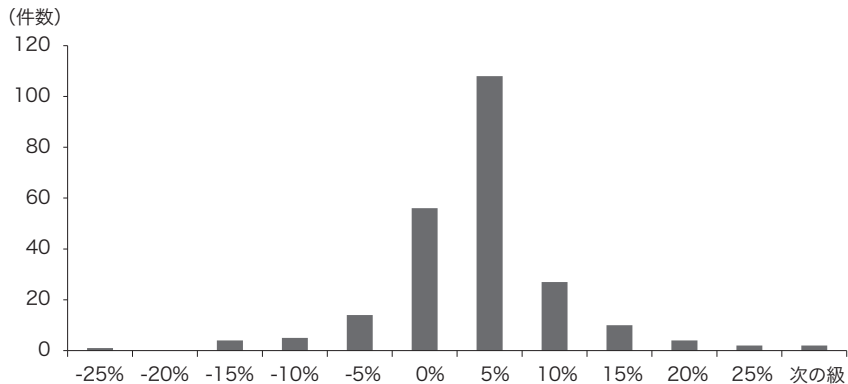
(出所) 筆者作成、以下同じ

### (2) 分配金変動データ

J-REITが公募増資時に公表する情報としては、①新投資口の発行に関するリリース、②発行に伴った業績予想（修正）に関するリリース、③増資の調達資金による物件取得に関するリリース、の3点が公表されることが一般的であり、全サンプル233のうち、①②は全て、③は212件（91%）が公表されている。

本研究では、②発行に伴った業績予想（修正）に関するリリースにおける予想分配金の変動に着目する。予想分配金の変動において、公募増資が行われる期の予想分配金（以下、増資期分配金）の修正変動率を取り扱うが、その時点において増資期分配金が初めて公表される場合については、既に公表済の今期の予想分配金との変動率を採用する。増資期分配金の変動率によって増資件数を整理すると、変動率の平均値は1.7%、上昇件数は153件、減少件数は43件、変動なしは37件となり、全体として予想分配金の上昇を公表している公募増資が多い（図表2）。

図表2 分配金変動別 増資件数



### 3. 分析方法

#### (1) J-REITの公募増資の発行価格

J-REITの公募増資の発行価格決定には、一般にブックビルディング方式（①募集期間に先立つ仮条件（発行価格の時価からのディスカウント率）の提示による事前勧誘、②事前勧誘により応募予約の集積、③予約の集積状況に応じて正式な条件を決定、④予約の集積状況に応じた販売額の配分）（植村 [2002]）が用いられている。加藤・鈴木 [2013] によると、発行価格のディスカウント率については、価格算定日から新株の受取日（払込期日の翌朝）までの期間により生じる株価変動リスクが公募価格に織り込まれるためのものとされ、その期間が長くなるにつれてディスカウント率は高まると報告されている。ディスカウントのある新株が発行されることによる希薄化は、後述する公募増資公表後の投資口価格が下落する傾向と関連していると考えられる。

#### (2) イベントスタディーの概要

本研究では、先述の川島他 [2011] 及び、大橋・澤田 [2004] によるイベント公表前後10日間の平均異常リターンを計測した手法を参考として、

公募増資の公表をイベントとした投資口価格変動を分析するイベントスタディーの手法を用いる。実際のイベント期間のリターンから、イベントがなかったと想定したときの正常リターンを差し引いて、異常リターンを求める。イベント期間は、イベント（公募増資の公表）時点をゼロとし、その前後5営業日を採用し、イベント時点を含めた11日間とし、正常リターンを算定する期間（以下、推定期間）は、イベント期間を除外したイベントから6営業日前から100営業日前までの95日間とした。

#### (3) 正常リターンと異常リターンの測定

正常リターンを求めるモデルは、シングルファクターモデル、マルチファクターモデルが考えられる。まず、シングルファクターモデルでは、市場ポートフォリオとしてTOPIXを採用し、パラメータ推定を行う（式(1)）。

$$NR_{it} = \alpha + \beta T_{it} \quad (1)$$

$NR_{it}$ はJ-REITの銘柄*i*の*t*時点（公募増資の公表）における推定期間の正常リターンとし、 $\alpha$ 、 $\beta$ は推定された係数、 $T_{it}$ はTOPIXの推定期間のリターンである。

次に、マルチファクターモデルでは、産業を代表する指標として東証REIT指数を用いて、パラメータ推定を行う（式(2)）。

$$NR_{it} = \alpha + \beta_1 T_{it} + \beta_2 X_{it} \quad (2)$$

$\alpha$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ は推定された係数、 $X_{it}$ はt時点における東証REIT指数の推定期間のリターンである。

全サンプルにおける決定係数の平均値は、シングルファクターモデルで0.102、マルチファクターモデルで0.457となり、決定係数の高いマルチファクターモデルを採用する。

異常リターンは、イベント期間における実際のリターンから、推定期間のモデルによって求められるイベント期間の正常リターンを差し引いて算定される（式(3)）。

$$AR_{it} = R_{it} - NR_{it} \quad (3)$$

$AR_{it}$ はJ-REITの銘柄iのt時点における異常リターンとし、 $R_{it}$ は銘柄iのイベント期間の実際のリターン、 $NR_{it}$ は推定されるイベント期間の正常リターンである。

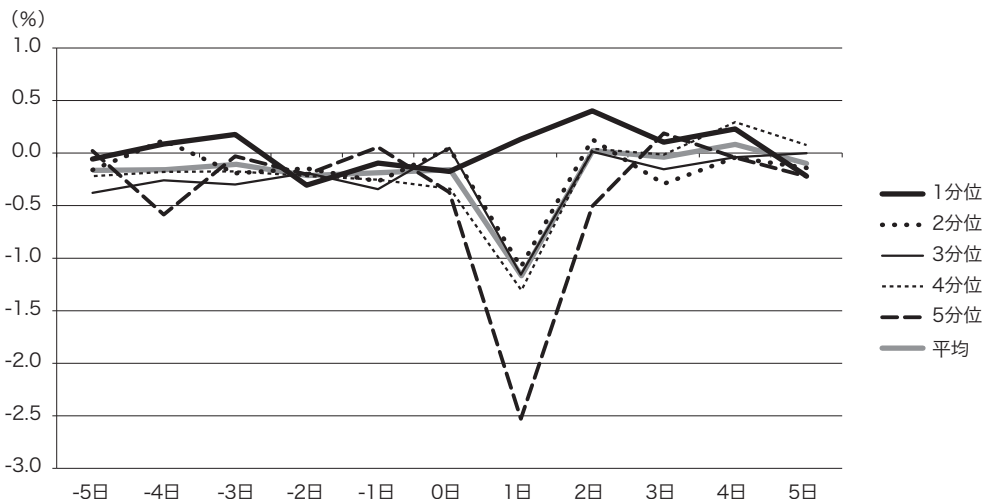
## 4. 分析結果

### (1) 公募増資時の投資口価格変動

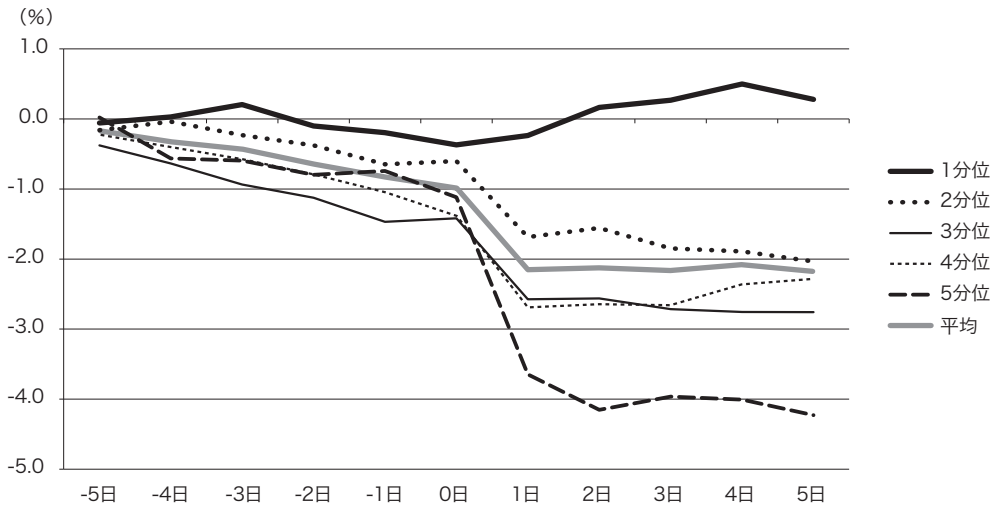
求めた異常リターンについて、増資期分配金変動による5分位ごとの推移及び、その比較としての平均値を図表3に、イベント期間の異常リターンを累積した累積異常リターンを図表4に示す。なお、5分位の記述統計量を図表5に示す。

図表3から、異常リターンの平均値は1日目（公表直後）が最も大きく、-1.2%と負の値になった。図表4から、累積異常リターンの5日目は、平均値が-2.2%と負の値になっており、既往研究同様、公募増資は投資口価格の下落を引き起こしていることが確認された。また、0日目（公表直前）において、平均値が-1.0%となり、既に負の値が見られる。これは、J-REITの特性として、定期的に公募増資を行うため、投資口価格の下落を引き起こす公募増資が予想されていることが要因の一つだと考えられる。

図表3 分配金変動別 異常リターン



図表4 分配金変動別 累積異常リターン



図表5 累積異常リターン別5分位の記述統計量

	1分位	2分位	3分位	4分位	5分位	
サンプル数	47	47	47	49	43	
累積異常リターン 5日(%)	平均値	0.3	-2.0	-2.8	-2.3	-4.2
	標準偏差	6.1	3.5	3.8	4.5	6.0
	最小値	4.9	2.0	0.4	0.0	-39.4
	最大値	63.9	4.8	2.0	0.3	-0.1
	中央値	34.4	3.4	1.2	0.2	-19.8

(2) 分配金変動別の投資口価格変動

図表3の分配金変動別の異常リターンでは、最も増資期分配金が上昇した1分位で、異常リターンが1日目から4日目まで正の値となり、2日目の異常リターンが最も大きい正の値となった。また、最も増資期分配金が下落した5分位では、大幅な負の値となった。図表4の分配金変動別の累積異常リターンでは、最も増資期分配金が上昇した1分位で、5日目の累積異常リターンが0.3%と正の値になり、増資期分配金の上昇によって、公募増資による投資口価格の下落を打ち消す効果が確認された。また、増資期分配金が下落した5分位では、5日目の累積異常リターンが-4.2%となり、異常リターン同様、大幅な負の値となっ

た。2、3、4分位については、平均と近い値になった。これらの結果から、増資期分配金の変動が公募増資時の投資口価格へ影響を与えていることが示唆される。

(3) 予想分配金の翌期変動における影響

発行に伴った業績予想(修正)に関するリリースに記載されている分配金の情報については、増資期分配金だけでなく、増資期の翌期の予想分配金(以下、翌期分配金)を公表しているリリースがある。233件のサンプルのうち、165件(71%)が翌期分配金の公表を行っている。そこで、翌期分配金公表による影響を把握するために、増資期分配金から翌期分配金の変動率を算定すると、平均値は-0.5%であった。

また、先述の累積異常リターンについて、翌期分配金の影響を考慮する。分配金変動別の累積異常リターンにおいて、平均値と大きく乖離していた最も分配金が上昇した1分位(平均値との乖離:+2.5%)をグループ1とし、平均値と乖離が少なかった2分位(同:+0.2%)、3分位(同:-0.6%)、

4分位（同：-0.1%）を合算したグループ2、分配金が最も下落した5分位（同：-2.0%）をグループ3とした、3グループにまとめた。3グループについて、翌期分配金の公表がなかったもの、翌期分配金が増資期分配金以下となったもの、増資期分配金を超えたもの、の3分類による整理を行った（図表6）。

翌期分配金が0を超えた公募増資では、最も分配金が上昇したグループで累積異常リターンが最も高くなり、平均値と乖離が少なかったグループ、最も分配金が下落したグループでは累積異常リターンの負の値は最も少ない結果となった。また、翌期分配金を公表しなかった公募増資では、翌期分配金を公表したものより、累積異常リターンは悪化する傾向が確認され、翌期分配金は投資口価格変動に影響を与える可能性が示唆された。翌期分配金の公表有無について、累積異常リターンのt検定を行った結果では、p値は0.065となり、10%有意となった。

#### (4) 累積異常リターンの要因分析

累積異常リターンの要因分析に当たり、候補となる要因変数を図表7に示す。候補要因変数につ

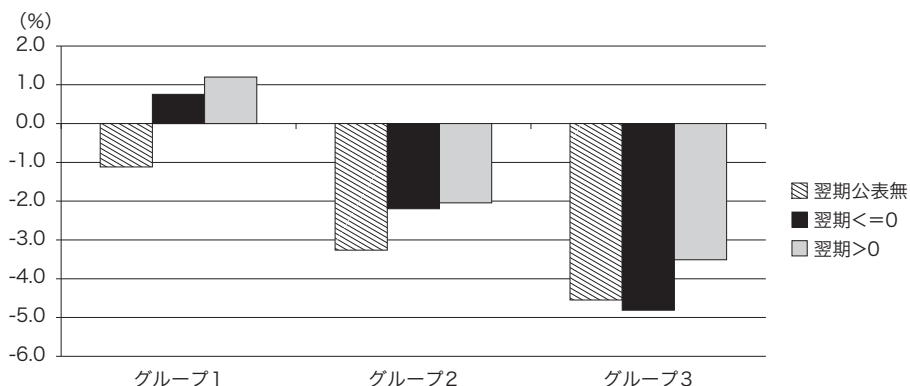
いては、先述のOng *et al.* [2011]を参考として、増資期分配金変動、翌期分配金変動、物件譲渡の公表、年別のダミー変数等を加えた。

累積異常リターンとの相関は、絶対値の順に増資期分配金変動（累積異常リターン5日との相関係数:0.354）、投資口価格資本金倍率（同:0.301）、東証REIT指数直近変動（同:0.225）、年別D（2008）（同:-0.222）、アセット別D（ホテル・旅館）（同:0.210）と続いている。また、多重共線性の疑いの指標とされている分散拡大要因Variance Inflation Factorについて、各候補要因変数間の値を確認したが、全ての候補要因変数間で2を下回っており、多重共線性はないものとして、全ての候補要因変数を取り扱うこととした。

近い概念と考えられる候補要因については、その中から最も累積異常リターンと相関が高い候補要因を採用し、他を除外（灰色部）した上で、累積異常リターンの重回帰分析を行った。モデル選択においては、ステップワイズ変数増減法により、赤池情報量規準（以下、AIC）が最小値となるモデル選択を行った（図表8）。

採択されたモデルの重相関係数は0.594、決定係数は0.353となった。t値から採択された要因

図表6 翌期分配金変動別 累積異常リターン5日



図表7 被説明変数と候補要因変数の概要

番号	項目	概要	相関 (Y)
Y	累積異常リターン	イベント前後5日間の計11日間の異常リターンの累積	1.000
X1	増資規模	増資額(新投資口発行口数×終値)を時価総額で除した	0.081
X2	総資産	直近公表済決算における総資産	-0.052
X3	借入比率	直近公表済決算における有利子負債を総資産で除した	0.085
X4	// 変動	上記X4借入比率の30営業日変動率	0.030
X5	直近増資規模	直近30営業日の増資額を2年間の増資額で除した	0.071
X6	前回増資期間(全産業)	REIT全体において前回公表した増資からの日数	-0.103
X7	// (各銘柄)	各銘柄において //	-0.100
X8	増資順位(全産業)	REIT全体において増資を行った順番	0.151
X9	// (各銘柄)	各銘柄において //	0.046
X10	決算発表後期間(各銘柄)	各銘柄において直近の決算発表からの日数	-0.053
X11	イールドスプレッド(10Y国債)	分配金利回りと10年日本国債利回りの差	-0.062
	// (6M国債)	// と6カ月日本国債利回りの差	-0.129
	// (6M無担保コール)	// と6カ月無担保コールレートの差	-0.147
	// (6MTibor)	// と6カ月Tiborの差	-0.136
X12	// 変動(10Y国債)	上記X11イールドスプレッドの30営業日変動率	-0.142
	// 変動(6M国債)	//	0.003
	// 変動(6M無担保コール)	//	-0.053
	// 変動(6MTibor)	//	-0.058
X13	TOPIX直近変動	TOPIX(30営業日変動率)	-0.046
	東証REIT指数直近変動	東証REIT指数( // )	0.225
	各銘柄投資口価格直近変動	各銘柄投資口価格( // )	0.214
X14	投資口価格純資産倍率	時価総額/直近公表済決算における純資産	0.273
	// 資本金倍率	// 資本金	0.301
X15	物件取得公表D	物件取得が同時に公表されたダミー変数	0.100
X16	物件譲渡公表D(利益)	利益の出る物件譲渡が同時に公表されたダミー変数	0.051
X17	// (損失)	損失の //	-0.006
X18	増資期分配金変動	増資期における分配金変動(修正)率	0.354
X19	翌期分配金変動D(公表無)	翌期分配金の公表がないダミー変数	-0.125
X20	// (下落)	翌期分配金が増資期分配金以下となるダミー変数	0.064
X21	// (上昇)	// を超えたダミー変数	0.055
X22	アセット別D(総合型)	総合型(アセット)の銘柄ダミー変数	0.112
X23	// (複合型)	複合型 //	-0.027
X24	// (オフィス)	オフィス //	-0.078
X25	// (住宅)	住宅 //	-0.092
X26	// (ホテル・旅館)	ホテル・旅館 //	0.210
X27	// (物流)	物流 //	-0.006
X28	// (商業)	商業 //	-0.101
X29	// (ヘルスケア・病院)	ヘルスケア・病院 //	0.070
X30	年別D(2003)	2003年の増資公表ダミー変数	0.004
X31	// (2004)	2004年 //	0.034
X32	// (2005)	2005年 //	-0.066
X33	// (2006)	2006年 //	-0.114
X34	// (2007)	2007年 //	0.006
X35	// (2008)	2008年 //	-0.222
X36	// (2009)	2009年 //	-0.177
X37	// (2010)	2010年 //	-0.020
X38	// (2011)	2011年 //	0.002
X39	// (2012)	2012年 //	0.003
X40	// (2013)	2013年 //	0.026
X41	// (2014)	2014年 //	0.069
X42	// (2015)	2015年 //	0.093
X43	// (2016)	2016年 //	0.054
X44	// (2017)	2017年 //	0.023



図表8 累積異常リターンの重回帰分析結果

重相関係数：0.594、決定係数：0.353

AIC：-795.971

番号	要因変数	係数	標準誤差	t値	p値	検定
—	(切片)	-0.055	0.013	-4.089	0.000	***
X18	増資期分配金変動	0.179	0.039	4.605	0.000	***
X14	投資口価格資本金倍率	0.020	0.005	4.251	0.000	***
X13	東証REIT指数直近変動	0.151	0.045	3.341	0.001	***
X35	年別D (2008)	-0.045	0.018	-2.433	0.016	**
X5	直近増資規模	0.077	0.034	2.245	0.026	**
X1	増資規模	0.028	0.013	2.174	0.031	**
X33	年別D (2006)	-0.031	0.015	-2.068	0.040	**
X19	翌期分配金変動D (公表無)	-0.014	0.007	-2.035	0.043	**
X36	年別D (2009)	-0.045	0.023	-1.982	0.049	**
X22	アセット別D (総合型)	0.012	0.006	1.924	0.056	*
X26	アセット別D (ホテル・旅館)	0.023	0.013	1.759	0.080	*
X10	決算発表後期間 (各銘柄)	-0.003	0.002	-1.710	0.089	*
X6	前回増資期間 (全産業)	0.004	0.002	1.500	0.135	
X4	借入比率変動	0.070	0.047	1.495	0.136	
X40	年別D (2013)	-0.012	0.008	-1.396	0.164	

(図表注) \*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意水準。

順位を検討すると、5%有意となった要因では、増資期分配金変動 (t値：4.605) が最も大きい影響を与えており、次いで投資口価格資本金倍率 (同：4.251)、東証REIT指数直近変動 (同：3.341)、年別D (2008) (同：-2.433)、直近増資規模 (同：2.245)、増資規模 (同：2.174)、年別D (2006) (同：-2.068)、翌期分配金変動D (公表無) (同：-2.035)、年別D (2009) (同：-1.982) となった。

増資期分配金変動は、正の符号として1%有意で採択されており、増資期分配金の上昇率が高いほど、累積異常リターンが上昇することが確認された。また、翌期分配金変動を公表していないダミー変数については、負の符号として5%有意で採択されており、翌期分配金を公表していない公募増資の累積異常リターンが下落する傾向が見られた。

本分析では、物件取得公表のダミー変数は採択されておらず、大橋・澤田 [2004]、曹・前川 [2007] が報告した物件取得の公表が投資口価格へ与えた正の影響は、公募増資時には確認

されなかった。この原因については、物件取得の情報が分配金変動へ織り込まれている可能性があるが、更なる分析が必要であると考えられる。

## 5. まとめ

### (1) 結論

本研究は、公募増資時におけるJ-REIT投資口価格の変動について、イベントスタディーの方法により、異常リターンを把握し、予想分配金の変動を主とした累積異常リターンの要因分析を行い、以下の4点の結果を得た。

- ①公募増資の公表は投資口価格の下落を引き起こすが、増資期分配金の上昇によって、公募増資による投資口価格の下落を打ち消す効果が確認された。
- ②累積異常リターンの要因分析においては、増資期分配金変動は、正の符号として1%有意で採択されており、増資期分配金の上昇率が高いほど、累積異常リターンが上昇することが確認された。

③翌期分配金変動を公表していないダミー変数については、負の符号として5%有意で採択されており、公表していない公募増資の累積異常リターンが下落する傾向が見られた。

④物件取得公表のダミー変数は採択されておらず、既往研究における物件取得の公表が投資口価格へ与えた正の影響は、公募増資時においては確認されなかった。

## (2) 今後の課題

本研究では、累積異常リターンの要因分析において公募増資時の投資口価格変動に増資期分配金変動が最も影響を与えていることを明らかにしたが、重回帰モデルの決定係数は0.353であり、他の候補要因の模索等により、更なるモデルの改善を今後の課題としたい。

### (参考文献)

アイビー総研(株) [2017] 「2017年版 J-REIT個人投資家アンケート調査結果」、online.  
 植村公彦 [2002] 「公募増資の改善について」、『東京大学法学政治学研究科専修コース研究年報』.  
 大橋和彦・澤田考士 [2004] 「J-REIT リターンのイベント・スタディー」、『国土交通政策研究』35 (1) .  
 加藤政仁・鈴木健嗣 [2013] 「日本の公募増資時のディスカウント率の決定要因について—公募増資制度の変更とその影響—」、『経営財務研究』33 (1・2)、38-55ページ.  
 (株)三井住友トラスト基礎研究所 [2017] 「不動産投資に関する調査 2017年」、online.  
 川島育恵・韓寧寧・前川俊一 [2011] 「金融危機関連

のニュースのJ-REIT株への効果に関するイベント・スタディー」、『ジャレフ実務ジャーナル』9、39-54ページ.

曹葦如・前川俊一 [2007] 「J-REITの新規物件の取得に関するイベントスタディー」、『ジャレフ実務ジャーナル』5、37-50ページ.

永野護 [2015] 「スポンサー企業がもたらすJ-REIT資金調達活動への影響の研究」、『信託研究奨励金論集』36、39-61ページ.

Case, B., W. G. Hardin, III and Z. Wu [2012] “REIT Dividend Policies and Dividend Announcement Effects During the 2008-2009 Liquidity Crisis,” *Real Estate Economics* 40(3), pp.387-421.

Ghosh, C., R. Nag and C. F. Sirmans [1999] “An Analysis of Seasoned Equity Offerings by Equity REITs, 1991 to 1995,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 19(3), pp.175-192.

Howe, J. S. and J. D. Shilling [1988] “Capital Structure Theory and REIT Security Offerings,” *Journal of Finance* 43(4), pp.983-993.

Ong, S. E., J. T. L. Ooi and Y. Kawaguchi [2011] “Seasoned Equity Issuance by Japan and Singapore REITs,” *Journal of Real Estate Finance and Economics* 43(1), pp.205-220.

Simpson, M. W., J. T. Emery and J. F. Moreno [2009] “Overreaction and Underreaction to REIT Dividend Announcements and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Real Estate Portfolio Management* 15(3), pp.289-298.

Wang, K., J. Erickson and G. Gau [1993] “Dividend policies and dividend announcement effects,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 21 (2), pp.185-201.

(この論文は投稿論稿を採用したものです。)