Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-06

税と配当落ち日の前後における株価および売買高の関係について ： 日本のデータによる検証

畠田, 敬

(Citation)
神戸大学経営学研究科 Discussion paper,2008・23

(Issue Date)
2008-03

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81000050

KOBE UNIVERSITY

Graduate School of
Business Administration

KOBE
UNIVERSITY

ROKKO KOBE JAPAN

2008-23

税と配当落ち日の前後における株価および売買高の関係について
－日本のデータによる検証－

畠田　敬

Discussion Paper Series

税と配当落ち日の前後における株価および売買高の関係について

－日本のデータによる検証－

神戸大学大学院経営学研究科

畠田　敬

hatakeda@port.kobe-u.ac.jp

要旨

本論文では，2001 年から 2006 年までのわが国のデータを用いて，配当税率やキャピタルゲイン税率が，配当落ち日の前後における株価動向や売買高にどのような影響を与えるかについての実証分析を行う．配当落ち日のプレミアムから配当の選好度の加重平均を推定したところ，税制等の変更・改正の前後において配当の選好度の加重平均が上昇している結果が示される．この結果は，税効果が存在することを支持するだけでなく，配当の選好度の加重平均が外国人投資家の選好度によって説明されることを示している．さらに，配当落ち日の前後において超過売買高が観察され，その超過売買高が配当利回りと正の関係を持ち，固有リスクや市場リスクと負の関係を持つ結果が示される．これらの結果は，動学的な顧客モデルから予想される関係と整合的であり，従って，配当落ち日の前後において外国人投資家による動学的な取引戦略が行われている可能性を示している．

JEL classification: G32; G35

キーワード：静学的な顧客モデル，動学的な顧客モデル，配当落ち日のプレミアム，売買高

1. はじめに

Miller and Modigliani (1961)によれば，一定の仮定[1]の下で，①企業価値を決定づけるのは投資額のみであり，②最適な投資額を所与とすれば，資金制約式が満たされる限り，企業が行う配当政策は企業価値に影響を与えない．従って，配当落ち日の前後において配当権利の喪失に伴う株価の下落は，ちょうど一株当たり配当額と等しくなる．その後，Elton and Gruber(1970)を契機として，U.S を中心に，一株当たり配当額に対する配当落ち日前後における株価の下落率[配当落ち日のプレミアム(ex-day premium)]が 1 に等しいかどうかについての実証研究が多く行われ，その多くは配当落ち日のプレミアムが 1 より小さい実証結果を報告している(例えば，Elton and Gruber (1970)，Michaely (1991)，Eades, Hess, and Kim (1994), Graham，Michaely, and Roberts (2003), Zhang, Brown, and Farrell (2006)).

近年，配当落ち日のプレミアムが 1 より小さくなる原因ついては，3 つの視点から分析されている．いずれのアプローチも Miller and Modigliani (1961)において課されている仮定を再吟味することを起点としている．第 1 の分析アプローチとして，Elton and Gruber(1970)は，投資家が配当落ち日の前後のいずれかでしか株式を売買できない静学的な顧客モデル(Static Clientele Model)の下で，配当落ち日のプレミアムが，限界的な投資家が直面している配当税率とキャピタルゲイン税率によって表現されるキャピタルゲインに対する配当の選好

[1] Miller and Modigliani (1961)の命題は，Miller and Modigliani の配当無関連命題と呼ばれる．配当無関連命題が成立するのは，(1)税金が存在しない，(2)情報の非対称性は存在しない，(3)完備な契約を締結することができる，(4)取引費用が存在しない，(5)資本市場が完備市場である，(6)投資家が合理的である仮定がすべて満たされるときである．配当に関する包括的なサーベイ論文としては，例えば，Allen and Michaely (2003)や畠田(2007)を参照.

度に等しくなることを示している．Elton and Gruber(1970)の静学的な顧客モデルでは，配当税率がキャピタルゲイン税率よりも高い，すなわち，限界的な投資家が低い配当の選好度を持っているとき，配当落ち日のプレミアムは 1 より小さくなる．実際に，U.S では 1986 年における税制改正まで配当税率がキャピタルゲイン税率よりも高かったので，静学的な顧客モデルによる説明は，配当落ち日のプレミアムが 1 より小さくなる結果と整合的であった．

第 2 の分析アプローチとして，静学的な顧客モデルでは排除されていた，配当落ち日の前後において配当の選好度が異なる投資家どうしで売買を行う可能性を考慮する研究である．Kalay(1982)は，配当落ち日の前後において短期的な売買取引を行う投資家に着目し，彼らの配当落ち日の前に行う売買取引の裁定条件と配当落ち日の後に行う売買取引の裁定条件より，配当落ち日のプレミアムが投資家の直面する税率だけでなく，取引費用にも依存することを示している[2]．また，Michaely and Vila(1995)は，税率の違いによって異なる配当の選好度を持つ投資家どうしが，互いに利得を求めて株式の売買取引を行う動学的な顧客モデル(Dynamic Clientele Model)の下で，配当落ち日の前後において裁定機会を求めて株式が取引され，そして，配当落ち日のプレミアムが売買取引に参加する投資家が有する配当の選好度の加重平均と配当落ち日における株価に関するリスクに依存することを示している[3]．

第 1，第 2 のアプローチはともに，税率と配当落ち日に前後における株価と売

[2] 短期の売買取引を行う投資家(裁定取引者)とは，配当落ち日前後の一定期間以内において株式を取得し，譲渡(売却)するという短期所有株式売買を行う投資家である．それに対して，長期的な投資家とは，配当落ち日前後の一定期間以上にわたって株式を保有している投資家である．U.S では，短期的な投資家は，配当とキャピタルゲインを合算して課税される，すなわち，配当税率とキャピタルゲイン税率が等しい．すなわち，短期的な投資家のキャピタルゲインに対する配当の選好度は 1 となる．

[3] 静学的な顧客モデルおよび動学的な顧客モデルから配当落ち日のプレミアムを説明しようとする基本的な背景は，税率と配当落ち日の前後における株価の動向に関係があるかである．従って，Elton and Gruber(1970)以降，多くの実証研究が行われている．

買高の関係について考察しており，膨大な実証研究が行われている(例えば，Elton and Gruber (1970)，Kalay(1982)，Barclay (1987)，Michaely (1991)，Lamdin and Hiemstra (1993)，Poterba and Summers (1984)，Kato and Loewenstein (1995)，Michaely and Vila(1995，1996)， Elton, Gruber and Blake (2005), Dutta, Jog and Saadi (2004), Zang, Brown and Farrell (2006), Dhaliwal and Li (2006)).

最後に，マーケット・マイクロストラクチャー(market microstructure)の議論を用いて，配当落ち日のプレミアムが 1 より小さくなることを説明しようとする第 3 のアプローチである．Bali and Hite(1998)は，株価が離散的にしか値付けされていないために，配当落ち日のプレミアムが 1 より小さくなることを実証的に示している．Frank and Jagannathan (1998)は，配当税率やキャピタルゲイン税率が存在しない香港市場おいても株価の予想下落が配当額よりも小さくなることを実証的に示している．Frank and Jagannathan (1998)は，ティックサイズやビット・アスク・バウンスなどの要因により，配当落ち日の株価が影響され，その結果，配当落ち日のプレミアムが 1 より小さくなることを指摘している．一方，Graham, Michaely, and Roberts (2003)は，2001 年 1 月以降の呼び値の幅が 1/8 ドル刻みから 1/16 ドル刻みへ変更されたことによって，配当落ち日のプレミアムがどのように変化したかを検証している．Graham, Michaely, and Roberts (2003)は，得られた実証結果がマーケット・マイクロストラクチャーによる予想と正反対となることを報告している．

わが国における税と配当落ち日の株価や売買動向を扱った先行研究として，Kato and Loewenstein (1995)が挙げられる[4]．Kato and Loewenstein (1995)は，

[4] わが国のおける税率と配当落ち日の前後における株式の価格や売買高の関係について言及した論文は，Kato and Loewenstein (1995)以降ほとんど見られないが，税制とコーポレートファイナンスの関係を扱った包括的なサーベイとして，国枝(2003)が挙げられる．

1981 年から 1991 年のデータを用いて配当落ち日の前後における株価の動向と売買高について分析を行っている．Kato and Loewenstein (1995)の実証結果によれば，税率によって株価の動向を説明できる部分は限定的であり，またマイクロストラクチャー的な説明も当てはまらないことを主張している．そして，彼らは，配当落ち日の前後における株価動向と超過売買高から，企業が決算期末において会計操作を行っている可能性を指摘している．

本論文は，先行研究と同様に，投資家が直面している配当税率やキャピタルゲイン税率が，配当落ち日の前後における株価動向や売買取引高にどのような影響をもたらすかについて，2001 年から 2006 年までのわが国のデータを用いて，実証的な分析を行う．

本論文を分析するにあたり，その意義として大きく 4 つ存在する．第 1 に，税率から配当落ち日の前後における株価と超過売買高を関係づけるアプローチは，静学的な顧客モデルあるいは動学的な顧客モデルによって説明される．しかしながら，これまでの研究において，静学的な顧客モデルと動学的な顧客モデルの関係についてそれほど厳密的に議論されていないように思われる．本論文では，両者の関係を整理した上で，税率と配当落ち日のプレミアムや配当落ち日の前後における超過売買高とを関連づけた仮説を構築し，それについて検証していることである．

第 2 に，Kato and Loewenstein (1995)以降，税率と配当落ち日のプレミアムや配当落ち日の前後における超過売買高の関係について言及した論文はほとんど存在しない．また，Kato and Loewenstein (1995)において採り上げられている分析期間は 1981 年から 1991 年のであり、いわゆるバブル経済とよばれる特殊な時期である．従って，株価がファンダメンタル以上に評価されていたこともあり，それ故，税率と株価の関係が限定的にしか観察されない可能性がある．

第 3 に，わが国の金融環境は 1990 年代後半以降大きく変容している．株式の持ち合いの解消やバブル経済の崩壊後による金融機関の経営体力の低下を反映して，銀行や生命保険会社などの株式保有比率は低下傾向にある一方，外国人による株式保有比率は上昇傾向にある．また，1999 年 10 月から株式委託売買手数料の自由化に伴い，東京証券取引所の 1 部上場において，個人投資家と外国人が占める委託株式売買高の割合は，全体の約 9 割をも占めている．従って，制度的な要因の変化の観点から，税率と配当落ち日のプレミアムや配当落ち日の前後における売買高の関係を分析することは意義があると思われる．

最後に，2001 年から 2006 年までの分析期間において，わが国の証券市場に参加する投資家(個人投資家・法人投資家・外国人投資家)が直面している証券税制や租税条約の改正や変更が，ほぼ同時期の 2003 年から 2004 年にかけて行われた．従って，この時期を構造変化時点と捉えて，税制等の改正の前後における分析結果を比較することで，税率が及ぼす効果についてより深い検証を提供することができる．

本論文の構成は，以下のとおりである．第 2 節では，わが国における税制度について説明する．第 3 節では，税金と配当政策の関係についての理論を整理しながら，本論文で検証すべき仮説を提示する．第 4 節では，分析に用いられるデータについての抽出方法について言及する．第 5 節，第 6 節では，第 3 節で提示した仮説についての検証を行う．最後に，第 7 節では，本論文で得られた結論について総括する．

2. 配当税・キャピタルゲインに関係する税についての変更・改正

本節では，日本の株式市場で株式取引を行っている投資家が直面している受

取配当および株式譲渡益(キャピタルゲイン)に関係する税制等について整理する[5]．配当税率やキャピタルゲイン税率は，すべての投資家に関して同一ではなく，むしろ投資家の種類によって異なっている．本論文では，各投資家が直面している税法や税率の違いに基づいて，投資家を４つのグループ(一般個人投資家，法人投資家，外国人，非課税団体(投資信託等))に分類する．このうち非課税団体を除くと，本論文の標本期間である 2001 年 1 月から 2006 年 12 月において，いずれの投資家グループも，ほぼ同時期(2003 年から 2004 年)に税率等の変更・改正を経験している．

(A) 受取配当額に関する税の取り扱い

一般個人投資家が受け取る配当については，20%の税率で源泉徴収の上，総合課税が原則である．但し，上場株式等でかつ持ち株比率が 5%未満のものについては，2003 年 4 月 1 日から 2008 年 3 月 31 日までの期間である限り，源泉徴収税率が所得税 7%＋住民税 3%＝10%に軽減されている[6]．

法人投資家(外国法人，公益法人等，社団等を除く)が受け取る配当については，法人税(税率＝30%)が課されることになるが，二重課税の問題を回避するために，原則として負債利子を除いた金額に対して，2003 年 3 月 31 日までは 80%，2003 年 4 月 1 日以降は 50%の益金不算入が適用されている．特に，関係法人株式等(発行済み株式総数の 25%以上が所有される法人)に係る受取配当については，負債利子を除いた全額が益金不算入となる．従って，負債利子を無視すれば，法人投資家の関係法人株式に関する実効配当税率は，2001 年 1 月から 2006 年 12

[5] ファイナンス課税に関する詳細な議論は，例えば，渡辺(2006)を参照されたい．

[6] なお，上場株式等で持ち株比率が 5%未満のものについては，受取配当の金額にかかわらず，確定申告をしなくてもよいことになっており，したがって，実質的には源泉分離課税と同じとなる．また，上場株式等で持ち株比率が 5%以上のものおよび非上場株式に関する配当は，所得税 20%が源泉徴収された上，確定申告をすることになる．確定申告をする場合には，負債利子の控除および配当控除の適用がある．

月の期間において 0%で推移するが，関係法人でない株式については，2003 年 4 月 1 日からそれまでの 6%から 15%に上昇することになる．

最後に，外国人(個人および法人)が受け取る配当については，各国で締結されている租税条約に定められる税率に従って税額が計算され，その税額を本国に対して納税することになる．例えば，日本とアメリカとの間で締結している租税条約の下では，2003 年 3 月 31 日までの配当税率は 15%であり，2003 年 4 月 1 日以降 2003 年 12 月 31 日までは 10%であり，2004 年 1 月 1 日以降では 7%である．

(B)　キャピタルゲイン(株式譲渡益)に関する税の取り扱い

一般個人投資家が株式売買を通じて得たキャピタルゲインについては，上場株式等の場合，原則として 20%(＝所得税 15%＋住民税 5%)の税率が課税される．但し，2003 年 1 月 1 日から 2008 年 12 月 31 日までの期間において，源泉徴収税率は所得税 7%＋住民税 3%＝10%に軽減されている[7]．法人投資家については，キャピタルゲインに対して法人税(税率＝30%)が課される．最後に，外国人が日本国内で得たキャピタルゲインについては，原則日本国内では課税されない．自国の税率に従って税額が算出され，その税額を自国に納税することになる．アメリカの場合，2003 年 5 月までその税率(所得税)は 20%であったが，2003 年 5 月以降から 15%に軽減されている(Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act)．

(C) 税制等の変更・改正とキャピタルゲインに対する配当の相対的な選好度

[7] キャピタルゲインは申告分離課税が原則であるが，上場株式の場合、源泉徴収ありの特定口座を利用することで確定申告が不要になる制度もあり，この場合，実質的には源泉分離課税と同じである．

表－1 は, 投資家グループ別から捉えた 2001 年 1 月から 2006 年 12 月までの期間における税制等の変更・改正についての要約と，その税率で算出されるキャピタルゲインに対する配当の選好度を示したものである．ここで，各投資家グループが直面するキャピタルゲインに対する配当の選好度(α^j)を, 以下のように定義する．

$$(1) \quad \alpha^j = \frac{1-t_d^j}{1-t_g^j}$$

ここで，t_d^jはある投資家グループが直面する配当税率を，t_g^jはそのキャピタルゲイン税率をそれぞれ表す．例えば，配当税率よりもキャピタルゲイン税率が大きい，すなわち，投資家が配当よりキャピタルゲインを選好するならば，配当の選好度は 1 よりも小さくなる．逆に，キャピタルゲイン税率より配当税率が高いならば，配当の選好度は 1 よりも大きくなる．キャピタルゲイン税率と配当税率が等しい，すなわち，投資家にとってキャピタルゲインと配当が無差別ならば，配当の選好度は 1 となる．

表－1 の最下段には，税制等の変更・改正後におけるキャピタルゲインに対する配当の選好度に関する変化の方向を示している. 表－1 に示されているように, 一般個人投資家における配当の選好度は，税制等の変更・改正が行われた 2003 年前後にかかわらず不変である．法人投資家における配当の選好度は，益金不算入割合の低下に伴う配当税率の実質的な上昇により，税制等の変更・改正後では低下している．外国人における配当の選好度は，租税条約における減税率が所得税による減税率を上回っていることから，結果として上昇している．最後に，経済全体における投資家間での配当の選好度のばらつき[αのとりうるレ

ンジの幅]は，税制等の変更・改正後において縮小していることが観察される．

3．理論と仮説

投資家が直面している税率と配当落ち日の前後における株式の価格やその売買高との間に成立する関係は，静学的な顧客モデル(Static Clientele Model)，あるいは，動学的な顧客モデル(Dynamic Clientele Model)によって説明される．本節では，第 1 に，静学的な顧客モデルと動学的な顧客モデルの関係について整理する．そして，前節において紹介した税制等の変更・改正という構造変化のイベントに着目しながら，税率が配当落ち日の前後における株価や売買高に与える影響について，いくつかの仮説を提示する．

Elton and Gruber(1970)は，投資家が配当落ち日の前後のいずれかでしか株式を売買できない枠組みを中で，投資家が直面する税率を用いて配当落ち日の前後における株価と配当の関係を説明している．Elton and Gruber(1970)の枠組みは，静学的な顧客モデルと呼ばれている．静学的な顧客モデルでは，配当に対する選好が異なる投資家どうしが互いの裁定機会を利用して配当落ち日の前後において株式を売買できないので，限界的な投資家にとって，ある株式を配当落ち日の前に売るか，あるいは配当落ち日の後に売るかについての選択が均衡では無差別になる．取引に伴う費用[8]や不確実性(リスク)[9]を無視すると，

$$(2)\quad P_c - t_g\left(P_c - P_0\right) = E\left[P_x\right] - t_g\left(E\left[P_x\right] - P_0\right) + D\left(1 - t_d\right)$$

[8] 但し，株式売買において生じる取引費用(C)が固定的である，すなわち，取引額に関係なく一律の取引費用の場合では，以下の結果になんら影響は生じない．

[9] Elton and Gruber(1970)は，リスク中立的な投資家を仮定している．

が成立する．ここで，P_0は取得時の株価を，P_cは配当落ち日の前日(配当権利確定日)の株価を，P_xは配当落ち日直後の株価を，Dは一株当たり配当額を，Eは配当落ち日における条件付期待値オペレータをそれぞれ表わす．(2)式の左辺は，限界的な投資家が配当落ち日より前に株式を売却した場合に得られる税引き後の粗収益を，右辺は，配当落ち日以降に株式を売却した場合に得られる税引き後の粗収益をそれぞれ表す．(2)式を整理すると，

$$(3) \quad PDR \equiv \frac{P_c - E[P_x]}{D} = \frac{1-t_d}{1-t_g}$$

となる．ここで，左辺は，一株当たり配当額に対する配当落ち日前後における株価の下落率を表し，本論文では，これを配当落ち日のプレミアム(ex-day premium)と名称する．(3)式は，配当落ち日のプレミアムが，限界的な投資家が直面している配当税率とキャピタルゲイン税率によって決定されることを示している．また，(3)式の右辺は，(1)式におけるキャピタルゲインに対する配当の選好度(α)を表わす．このように，税率が配当落ち日のプレミアムに与える効果を，本論文では税効果(tax effect)と名称する．税効果が存在するならば，配当税率がキャピタルゲイン税率よりも高い，すなわち，限界的な投資家が低い配当の選好度を持っているとき，配当落ち日のプレミアムは 1 より小さくなる．従って，配当落ち日における株価の下落の大きさは，一株当たり配当額よりも小さくなる．逆に，限界的な投資家が高い配当の選好度を持っているとき，配当落ち日における株価の下落の大きさは，一株当たり配当額よりも大きくなる．

静学的な顧客モデルでは，配当落ち日の前後において成立する限界的な投資家の無裁定条件から配当落ち日のプレミアムが導出される．従って，均衡では，配当落ち日の前後において株式の売買(V)は観察されない，すなわち，$V=0$である．言い換えれば，静学的な顧客モデルでは，配当落ち日の前後において短期の売買取引を行う投資家(裁定取引者)を，均衡に影響しないノイズトレーダーとして扱う．また，(2)式では，取引費用や不確実性(リスク)が明示的に考慮されていない．

Kalay(1982), Michaely and Vila(1995), Michaely, Vila and Wang(1996)は，税率の違いによって異なる配当の選好度を持つ投資家どうしが，互いに利得を求めて株式の売買取引を行う可能性を記述したモデルー動学的な顧客モデルーを導出した．Michaely and Vila(1995)は，リスク回避的な投資家[10]からなる経済では，配当落ち日の前後において，配当支払いのある株式を購入することによって得られる限界便益と最適なリスクシェアリングから逸脱する限界コストが等しくなるところで，各投資家が保有する最適な株式数が決定され，そして，市場の均衡条件から株式の価格や売買高が決定される．従って，動学的な顧客モデルの下では，配当落ち日のプレミアム(PDR)，および，配当落ち日の前後で行われる売買高(V)は，次式のように表される．

$$(4) \qquad PDR \equiv \frac{P_c - E[P_x]}{D} = \bar{\alpha} - \frac{\theta}{D/P_c}$$

$$(5) \qquad V = \frac{1}{2}\left\{\sum_{j=1}^{J} \pi_j \left|\alpha_j - \bar{\alpha}\right|\right\}\left(\frac{D/P_c}{\theta^I}\right)$$

[10] Michaely and Vila(1995)は，絶対的リスク回避度一定の投資家を仮定している．

ここで，θはリスクを表す．また，$\bar{\alpha}=\sum_{j=1}^{J}\pi_j\alpha_j$は，税率調整されたリスク許容度($k_j$[11])を経済全体のリスク許容度$\left(\sum_{j=1}^{J}k_j\right)$で除した値$\left(\pi_j\equiv k_j\Big/\sum_{j=1}^{J}k_j\right)$をウェイトとする投資家の配当の選好度($\alpha^j$)の加重平均を表わす．

(4)式より，配当落ち日のプレミアムは，配当の選好度の加重平均，配当利回りとの間において正の関係が成立し，リスクとの間において負の関係が成立する．また，(5)式に示されているように，静学的な顧客モデルと異なり，動学的な顧客モデルでは，配当落ち日の前後において株式の売買取引が観察される．売買高は，投資家間での配当の選好度のばらつき$\left(\left|\alpha_j-\bar{\alpha}\right|\right)$，配当利回りとの間において正の関係が成立し，リスクとの間において負の関係が成立する．

ここで，配当の選好度のばらつきや配当利回りと売買高との正の関係は，配当の選好度のばらつきや配当利回りが大きくなると，配当の受け取りを回避しようとする投資家(配当税率が高い投資家)からそうでない投資家(配当税率が低い投資家)への配当の移転を行うことによる便益が一層大きくなることから説明できる．

リスクと売買高との負の関係は，以下の理由により説明される．配当落ち日の前後において売買取引を行う投資家は，配当落ち日の前後においてポートフォリオの組み換えを行うことになり，配当税率の高い(低い)投資家は配当なし(付き)株式を過剰に保有することになる．それ故，配当落ち日の前後における売買において，投資家は過剰にリスクを負担することになる．従って，リスクが大きくなると，投資家はより多くの過剰なリスクを負担することになるので，配当落ち日の前後における売買を控えようとする．

---

[11] $k_j=\left[\left(1-t_d^j\right)\rho_j\right]^{-1}$．ここで，投資家$j$の$\rho_j$はリスク回避係数を表す．

Michaely, Vila and Wang(1996)は，取引費用の有無によって，リスクファクターが配当落ち日の前後における売買高にどのように影響するかを理論的に説明している．Michaely, Vila and Wang(1996)によれば，取引費用の存在しない経済では，投資家は市場リスクを完全にヘッジできる取引戦略を実現できるので，配当落ち日の前後における売買高は，リスクファクターとしては固有リスクだけに依存する．従って，固有リスクが上昇すると，配当日の前後における株式の売買高は減少する一方，市場リスクの変化に依存しない．しかしながら，取引費用の存在する経済では，投資家が市場リスクを完全にヘッジできる取引戦略を行うことができないので，配当落ち日の前後における売買高は，固有リスクだけでなく市場リスクにも依存する．従って，固有リスクだけでなく市場リスクも上昇すると，配当日の前後において売買高は減少する．

すべての投資家のリスク許容度が等しく，かつ，直面する税率が等しいならば，(4)式，および，(5)式は，

$$(6) \qquad \boldsymbol{PDR} = \boldsymbol{\alpha} - \frac{\boldsymbol{\theta}}{\boldsymbol{D}/\boldsymbol{P_c}}$$

$$(7) \qquad \boldsymbol{V} = 0$$

として表すことができる．これは，同一の投資家タイプしか存在しない静学的な顧客モデル(但し，リスクが存在する)にほかならない．ここで，留意すべきことは，配当落ち日のプレミアムは，投資家の配当に対する選好度を示しているのではなく，リスク項$\left(\frac{\boldsymbol{\theta}}{\boldsymbol{D}/\boldsymbol{P_c}}\right)$だけの負のバイアスが生じていることである．他

方，投資家間での配当の選好度のばらつきが存在しないので，株式の売買高は 0 である．さらに，(6)式において，リスク許容度を無限に大きくすると，(6)式のリスク項は 0 に収束し，配当落ち日のプレミアムは，(3)式の静学的な顧客モデルに帰着する．故に，Elton and Gruber(1970)の静学的な顧客モデルは，Michaely and Vila(1995)の動学的な顧客モデルの特殊型として記述することができる[12].

以上より，静学的な顧客モデルと動学的な顧客モデルの対応関係を明らかにすることができる．そこで，前節における税制等の変更・改正という構造変化に着目して，以下の仮説を提示する．

仮説 1

税率が投資家の選好に影響を及ぼす(税効果が存在する)ならば，静学的な顧客モデル，あるいは，動学的な顧客モデルが成立するにかかわらず，税率は配当の選好度，もしくは，配当の選好度の加重平均に影響を及ぼす．すなわち，税効果が存在するならば，税制の変更の前後において配当の選好度の加重平均は変化(シフト)する．

仮説 2.

動学的な顧客モデルー配当落ち日の前後において税率の違いによって異なる配当の選好度を持つ投資家どうしが，利得を求めて株式の売買取引を行う状況ー下においては，通常時に取引されている以上の株式取引，すなわち，超過売買高が観察される．他方，静学的な顧客モデルが成立する下では，そのような超過売買高は観察されない.

[12] (6)式および(7)式は，リスクを考慮した場合の静学的な顧客モデルを記述していると言える.

仮説 3.

動学的な顧客モデルが成立する下では，配当落ち日の前後における超過売買高は，投資家間での配当に対する選好度のばらつき，および，配当利回りの増加関数であり，リスクの減少関数となる．

仮説 3 系.

動学的な顧客モデルが成立する下では，取引コストが存在しない，あるいは些細な存在であるならば，配当落ち日の前後における超過売買高は，固有リスクにのみ依存する．しかしながら，取引コストが存在するならば，超過売買高は，固有リスクだけでなく市場リスクの影響も受ける．

4. データ

本論文において使用されるデータは，日経 Needs Financial Quest に収録されているデータベースから抽出されたものである．本論文では，2007 年 1 月末時点において，東京証券取引所の 1 部もしくは 2 部に上場している企業(但し，金融・保険業を除く)であり，2001 年 1 月から 2006 年 12 月までの期間(年次ベースの計測期間は 6 年間)において存続し，かつ，決算期末において現金配当を実施する企業を抽出している[13]．欧米と異なりわが国の場合，企業が行う定期現金配当の支払いに関して，四半期配当の配当政策よりも年 1・2 回の配当政策が

[13] 多くの先行研究において，金融業・公益企業は，規制産業という意味で分析対象から除外されている．本論文は，公益企業(電力・ガス・通信)を敢えて標本の対象としているが，公益企業を除いたケースにおいても，以下の分析結果は変わらない．

慣例であり，そして，ほとんどの企業が年 1 回の配当政策を採用している[14]．また，3 月に決算期を設定している企業が多い．

本論文では，配当政策の同質性を保つために，分析対象の標本として期末配当に関する標本に限定し，中間配当や四半期配当を採用している一部の企業について，中間配当や決算期以外の四半期配当に関する標本を分析対象となる標本から除外する．同様の理由から，株式配当や特別配当に関する標本も分析対象となる標本から除外する．

さらに，配当落ち日のプレミアムを作成する過程において，特に，配当権利が確定する最終日の株価，配当落ち日の直後の株価，一株あたり配当額[15]の値が不可欠である．従って，本論文では，さらに以下のような手順に従って，追加的な標本の絞込みを行っている．

① 配当権利が確定する最終日および配当落ち日の直後において売買取引がなされていない標本は分析対象から除外される．

② 配当落ち日の直後に(i)株式分割，(ii)株式併合，(iii)有償増資，(iv)無償増資，(v)減資等も行われている場合，配当に関する以外のイベント情報が株価や売買高に何らかの効果をもたらす可能性が存在するので，そのような標本は分析対象から除外される．

③ 配当落ち日から 100 営業日以前から配当落ち日後 10 営業日までの期間において，上場もしくは上場変更があった企業についても，配当落ち日の前後に

[14] 2006 年 5 月に新会社法が施行されたことを受け，上場企業が相次いで四半期配当の実施に向けて動き始めている．「会社四季報」(2006 年 3 集)によれば，全上場企業 3849 社について調査した結果，四半期配当を開始する企業が 6 社，定款変更によって取締役決議で機動的に四半期配当を可能にする企業が 571 社に上っている．

[15] 但し，日本では，当該年度の期末現金配当金額が配当落ち日を経過してから確定する場合がほとんどである．従って，当該年度の期末現金配当金額を投資家の配当予想金額に置き換える必要がある．本論文では，多くの先行研究で報告されている一株あたりの配当額の粘着性の特徴により，配当予想金額として，前期の期末現金配当金額を用いる．

おける株価，売買高，および，株式の予想収益率等に大きな影響を及ぼす可能性があるので，そのような標本は分析対象から除外される．

④ その他，欠損値が存在する場合，その標本は分析対象から除外される．

その他，本論文で使用されるデータの作成方法に関しては，補論を参照されたい．なお，表 - 2，表 - 3 は，本論文において使用されるデータに関する記述統計量を報告している．

5．キャピタルゲインに対する配当の選好度の加重平均の推移

キャピタルゲインに対する配当の選好度の加重平均を推定するために，各株式についての配当落ち日のプレミアムを計測する必要がある．その計測において，配当の落ち日直後の株価として始値を用いる場合，株価の離散的な値付けによる要因等により，その値にバイアスが存在することが先行研究において指摘されている．そこで，本論文では，Kalay(1982)，Michaely(1991)，Elton, Gruber, and Blake(2005)等に従い，現在価値で評価された終値を用いる．従って，(4)式を

$$(8)\quad P\tilde{D}R_{i,t} \equiv \frac{P_{i,t,-1} - E\left[\tilde{P}_{i,t,0}\right]}{\tilde{D}_{i,t}} = \bar{\alpha} - \left(\frac{P_{i,t,-1}}{\tilde{D}_{i,t}}\right)\theta_{i,t}$$

として表現する．ここで，$P_{i,t,-1}$は配当落ち日の前日における株価の終値を表わす．$\tilde{P}_{i,t,0}$および$\tilde{D}_{i,t}$は，配当落ち日における株価の終値および配当額をそれぞれ

株式の予想収益率$\left(1+\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{r}_{i,t}\right]\right)$で割引いた現在価値, すなわち, $\boldsymbol{P}_{i,t,0}/\left(1+\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{r}_{i,t,0}\right]\right)$および$\boldsymbol{D}_{i,t}/\left(1+\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{r}_{i,t,0}\right]\right)$である.

効率的市場仮説の下では，株式の投資収益率$\left(\boldsymbol{r}_{i,t,k}\right)$とその予想収益率$\left(\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{r}_{i,t,k}\right]\right)$との間において，以下のような関係が成立する.

$$(9)\quad \boldsymbol{r}_{i,t,k}=\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{r}_{i,t,k}\right]+\boldsymbol{u}_{i,t,k}\qquad \boldsymbol{u}_{i,t,k}\sim\boldsymbol{N}\left(0,\boldsymbol{\sigma}_{i,t}^{2}\right).$$

(9)式について，株価を用いて表現すると,

$$(10)\quad \frac{\boldsymbol{P}_{i,t,k}-\boldsymbol{P}_{i,t,k-1}}{\boldsymbol{P}_{i,t,k-1}}=\frac{\boldsymbol{E}\left[\boldsymbol{P}_{i,t,k}\right]-\boldsymbol{P}_{i,t,k-1}}{\boldsymbol{P}_{i,t,k-1}}+\boldsymbol{u}_{i,t,k},\qquad \boldsymbol{u}_{i,t,k}\sim\boldsymbol{N}\left(0,\boldsymbol{\sigma}_{i,t}^{2}\right),$$

であり，これを(8)式に代入して整理すると,

$$(11)\quad \boldsymbol{P}\tilde{\boldsymbol{D}}\boldsymbol{R}_{i,t}=\overline{\boldsymbol{\alpha}}-\left(\frac{\boldsymbol{P}_{i,t,-1}}{\boldsymbol{D}_{i,t}}\right)\boldsymbol{\theta}_{i,t}-\left(\frac{\boldsymbol{P}_{i,t,-1}}{\boldsymbol{D}_{i,t}}\right)\boldsymbol{u}_{i,t}$$

となる[16]. また，リスク$\left(\boldsymbol{\theta}_{i,t}\right)$に関して，次式のように，固有リスク$\left(\boldsymbol{\theta}_{i,t}^{\boldsymbol{I}}\right)$と市場リスク$\left(\boldsymbol{\theta}_{i,t}^{\boldsymbol{M}}\right)$の関数

$$(12)\quad \boldsymbol{\theta}_{i,t}=\boldsymbol{\lambda}_{\boldsymbol{I}}\boldsymbol{\theta}^{\boldsymbol{I}}{}_{i,t}+\boldsymbol{\lambda}_{\boldsymbol{M}}\boldsymbol{\theta}^{\boldsymbol{M}}{}_{i,t}$$

[16] 以下では，添え字 0 は議論の対象とはならないので，$\boldsymbol{u}_{i,t,0}=\boldsymbol{u}_{i,t}$として表す.

として表わす．(12)式を(11)式に代入して整理すると，

$$(13)\quad \boldsymbol{P\tilde{D}R}_{i,t} = \bar{\alpha} - \lambda_I \left(\frac{\boldsymbol{P}_{i,t,-1}}{\tilde{\boldsymbol{D}}_{i,t}} \right) \theta^I{}_{i,t} - \lambda_M \left(\frac{\boldsymbol{P}_{i,t,-1}}{\tilde{\boldsymbol{D}}_{i,t}} \right) \theta^M{}_{i,t} - \left(\frac{\boldsymbol{P}_{i,t,-1}}{\tilde{\boldsymbol{D}}_{i,t}} \right) \boldsymbol{u}_{i,t}$$

$$(14)\quad \boldsymbol{u}_{i,t} \sim \boldsymbol{N}(0,\Omega),\quad \Omega_{[(i,t),(l,s)]} = \begin{cases} \sigma^2_{i,t} & \textbf{for} \quad (i,t)=(l,s) \\ 0 & \textbf{otherwise} \end{cases},$$

となる．ここで，$\Omega_{[(i,t),(l,s)]}$ は Ω の (it,ls) 要素を表す．(13)式の両辺に関して，

$\boldsymbol{d}_{i,t} \equiv \tilde{\boldsymbol{D}}_{i,t} / \boldsymbol{P}_{i,t,-1}$ を乗じると，

$$(15)\quad \boldsymbol{d}_{i,t} \cdot \boldsymbol{P\tilde{D}R}_{i,t} = \bar{\alpha}\boldsymbol{d}_{i,t} - \lambda_I \theta^I{}_{i,t} - \lambda_M \theta^M{}_{i,t} - \boldsymbol{u}_{i,t}$$

となる．本論文では，(15)式を一般化最小二乗推定法(Generalized Least Squares: GLS)により推定し，配当に対する選好度の加重平均$(\bar{\alpha})$，固有リスクのパラメータ(λ_I)，および，市場リスクのパラメータ(λ_M)を求める．誤差項$(\boldsymbol{u}_{i,t})$に関しては，観測不可能な個別的な要因を含む可能性を考慮して，エラー・コンポーネント(error component)を仮定する[17]．また，配当の選好度の加重平均における時間的な推移を捉えるために，(15)式に年次ダミー変数を組み入れる特定化を行っている．なお，推定する際，$\boldsymbol{P\tilde{D}R}_{i,t}$ の上限・下限の 0.5%の値を異常値として標本から除去している．

[17] エラー・コンポーネント・モデルの特定化として，固定効果モデルと変量効果モデルが存在する．本論文では，推定モデルが固定効果モデルであるか，あるいは，変量効果モデルであるかに関して，Hausman test を行った．Hausman test の結果より変量効果モデルが選択された．また，変量効果が存在するか否かに関しては，Breusch and Pagan test を行った．Breusch and Pagan test により変量効果が存在することが確認された．一連の手続きに関しての詳細は，Baltagi (2005)を参照．

表－4 は，その回帰分析による推定結果を表している．各年次における配当の選好度の加重平均$\left(\overline{\alpha}^{2001},\Lambda\ ,\overline{\alpha}^{2006}\right)$の推定値は，それぞれ 0.853，0.796，0.969，1.222，1.226，および 1.151 である．2001 年 - 2006 年までの期間における配当の選好度の加重平均の平均$\left(\left(\overline{\alpha}^{2001}+\Lambda\ +\overline{\alpha}^{2006}\right)/6\right)$は 1.036 であり，かつその値は統計的に有意である．また，各年次における配当に対する選好度の加重平均が等しいとする帰無仮説$\left(H_0:\overline{\alpha}^{2001}=\Lambda\ =\overline{\alpha}^{2006}\right)$に関する$\chi^2$統計量の値は 30.49 であり，帰無仮説は 1%水準で棄却される．

税制等の変更・改正前の 2001 年 - 2003 年までの期間における配当の選好度の加重平均$\left(\left(\overline{\alpha}^{2001}+\overline{\alpha}^{2002}+\overline{\alpha}^{2003}\right)/3\right)$は 0.873 であり，かつその値は統計的に有意である．そして，その期間の各年次において配当の選好度の加重平均が等しいとする帰無仮説$\left(H_0:\overline{\alpha}^{2001}=\overline{\alpha}^{2002}=\overline{\alpha}^{2003}\right)$に関する$\chi^2$統計量の値は 1.62 であり，帰無仮説は棄却されない．従って，2001 年 - 2003 年までの期間における配当の選好度の加重平均は安定的であると推察される．同様に，税制等の変更・改正後の 2004 年－2006 年までの期間における配当の選好度の加重平均$\left(\left(\overline{\alpha}^{2004}+\overline{\alpha}^{2005}+\overline{\alpha}^{2006}\right)/3\right)$は 1.200 であり，かつその値は統計的に有意である．また，その期間の各年次において配当の選好度の加重平均が等しいとする帰無仮説$\left(H_0:\overline{\alpha}^{2004}=\overline{\alpha}^{2005}=\overline{\alpha}^{2006}\right)$は棄却されず，2004 年 - 2006 年までの期間における配当の選好度の加重平均も安定的であると推察される(χ^2乗統計量の値は 0.36 である)．その一方で，税制等の変更・改正前後の 2 つ期間において計測される配当の選好度の加重平均が等しいとする帰無仮説に関するχ^2統計量の値は 19.72 であり，帰無仮説は 1%水準で棄却される．故に，税制等の変更・改正が行われた 2003 年ごろにおいて配当の選好度の加重平均に構造変化が生じていると結論づけられる．

また，実証結果は，固有リスクおよび市場リスクといったリスクファクターが配当落ち日のプレミアムに影響することも示している．それぞれの係数パラメータは，それぞれ一様にマイナスの値を示しており，2001 年から 2006 年までの固有リスクの推定パラメータの平均値$\left(\left(\gamma^{2001}+\Lambda+\gamma^{2006}\right)/6\right)$は - 0.01 であり，市場リスクの推定パラメータの平均値$\left(\left(\lambda^{2001}+\Lambda+\lambda^{2006}\right)/6\right)$は - 0.005 である．また，固有リスクおよび市場リスクが配当落ち日のプレミアムに影響しないという帰無仮説は，それぞれ 1%水準で棄却される(固有リスクに関するχ^2統計量の値は 44.90，市場リスクに関するχ^2統計量の値は 57.41 である)[18].

さて，静学的な顧客モデルの下では，推定された配当の選好度の加重平均の変化は，限界的な投資家の配当の選好度の変化を表す．他方，動学的な顧客モデルの下では，配当の選好度の加重平均の変化は，配当落ち日の前後において最も影響力を有する(積極的に売買取引を行う)投資家グループの配当の選好度の変化を反映する．そして，表－1 に示された各投資家グループの配当の選好度を考慮すると，配当の選好度の加重平均が変更・改正前のそれと比べて上昇する傾向は，外国人投資家の配当の選好度の動向を捉えている[19]．すなわち，推定

---

[18] この結果は，Elton and Gruber(1970)の静学的な顧客モデルの枠組みにおける配当落ち日のプレミアムの平均値を配当に対する選好度としてみなす場合，リスクによるバイアスによって配当に対する選好度を過大に評価してしまう可能性を指摘している．

[19] ここで，動学的な顧客モデルの下で，配当の選好度の加重平均が，配当落ち日の前後において最も影響力の有する外国人投資家の配当の加重平均から決定される根拠を詳細に説明する．

表－5 は，東証一部における各投資家グループによる売買高と総売買高に占める割合(3－4 月における委託売買に限定)を表す．わが国の場合，多くの企業が 3 月末に配当落ち日を迎えているという点を考慮すると，配当落ち日の前後における株式売買動向をある程度推測することができる．そして，この表から配当落ち日の前後において株式取引に大きく寄与していると思われる経済主体は，個人投資家と外国人投資家である．個人投資家の売買高比率は約 5 割を，外国人投資家の売買高比率は約 4 割であり，2 つの投資家グループで全体の売買取引の約 9 割を説明する．因みに，投資信託を除く金融機関の売買高比率は，2004 年以降において下落している．

された配当の選好度の加重平均の変化は，静学的な顧客モデルあるいは動学的な顧客モデルにかかわらず，外国人投資家の配当の選好度の変化を捉えている．

以上を要約すると，実証結果は，税制等の変更・改正が配当に対する選好度の加重平均に影響を与えていること，すなわち，税効果が存在する(仮説 1)ことを支持する．また，推定された配当の選好度の変化は，外国人投資家がもつ配当の選好度の変化を描写している．これは，静学的な顧客モデルに従うならば，わが国における限界投資家が外国人投資家であることを，動学的な顧客モデルに従うならば，わが国において配当落ち日の前後において最も影響力を有する(積極的に売買取引を行っている)投資家が外国人投資家であることを意味している．

6. 静学的な顧客モデルか動学的な顧客モデルか？

(A) 配当落ち日の前後における株式取引の売買高

配当落ち日の前後における株式の価格や売買高の動向が，静学的な顧客モデルあるいは動学的な顧客モデルのどちらで説明されるかを検証するために，先ず，配当落ち日の前後における株式取引の売買高に注目する，すなわち，仮説 2 を直接的に仮説検定する．静学的な顧客モデルでは，配当に対する選好度の違う投資家どうしでの売買取引が生じないので，配当落ち日の前後において通常

配当落ち日の前後において，配当の選好度の異なる個人投資家と外国人投資家の間で株式の売買取引が生じているならば，配当の選好度の加重平均は，外国人投資家と個人投資家に関する配当の選好度の加重平均を表すことになる．しかしながら，表 1 から推察されるように，個人投資家に関する配当の選好度は，税制等の変更・改正前後において変化していない．他方，外国人投資家に関する配当の選好度は，税制等の変更・改正前後において上昇している．従って，結果的として，配当の選好度の加重平均の変化は，外国人投資家に関する配当の選好度の加重平均の変化を表すことになる．

時に行われる取引売買高しか観察されない．しかしながら，動学的な顧客モデルでは，選好度の違う投資家間で利得を求めて株式取引が行われるので，その結果，配当落ち日の前後において通常時に行われる取引以上の超過売買高が観察される．

本論文では，各標本について以下の手法を用いて配当落ち日の前後一定期間(3日間および5日間)における平均超過売買高を計測する．ここで，株式の超過売買高を，配当落ち日の前後における売買高から通常時の売買高の乖離として定義する．通常時の売買高の推定値として，配当落ち日より 11 営業日前から 70 営業日前までの 60 日間の売買高の標本平均を用いる．そして，各標本に対して配当落ち日の前後一定期間(3 日間および 5 日間)に関する平均超過売買高を計測する[20]．

表－6 は，各標本に対する平均超過売買高を標本グループにまとめた平均超過売買高を表わす．$\boldsymbol{AV}(3)$は配当落ち日前後 3 日間の平均超過売買高を，$\boldsymbol{AV}(5)$は配当落ち日前後 5 日間の平均超過売買高をそれぞれ表す．なお，平均超過売買高の計測において，上限・下限の 0.5%の値を異常値として，標本から除去している．

推定結果によれば，税制等の変更・改正の前後，および，配当利回りグループ別に関わらず，配当落ち日の前後における平均超過売買高は，正の値を示しており，かつその値は統計的に有意である．配当落ち日の前後において平均超過売買高が有意に観察されるという結果は，動学的な顧客モデルが満たしている状況と整合的であり，従って，仮説 2 は支持される．

標本全体について，税制度等の変更・改正の前後における平均超過売買高に注目すると，それほど大きな違いは見られない．$\boldsymbol{AV}(3)$に関しては，変更・改正

[20] 詳細な導出方法は，補論を参照．

前では 0.252, 変更・改正後では 0.231 であり，若干減少している．一方，$\boldsymbol{AV}(5)$ に関しては，変更・改正前では 0.172，変更・改正後では 0.218 であり，逆にその値は若干増加している．

配当利回りグループの大きさに着目して標本を分割して考えると，高配当利回り株式を保有する投資家ほど，配当の選好度が異なる投資家の間での積極的に売買しようとするインセンティブが大きいので，高配当利回り株式に対して大きな超過売買高が観測されると予想される．我々の予想通り，高配当利回りグループにおける平均超過売買高は，低・中配当利回りグループのそれに比べて大きい．高配当利回りグループにおける $\boldsymbol{AV}(3)$ は 0.347 であり，一方，低・中配当利回りグループにおける $\boldsymbol{AV}(3)$ は 0.169 である．同様に，$\boldsymbol{AV}(5)$ に関して高配当利回りグループの平均超過売買高は 0.271 であり，一方，低・中配当利回りグループの値は 0.148 である．そして，これらの結果は，税制等の変更・改正前後ごとで分析しても同様に成立している．

最後に，低・中配当利回りグループと高当利回りグループにおいて，税制等の変更・改正の前後で平均超過売買高を比較した場合，興味深い特徴を見つけることができる．低・中配当利回りグループに関して，税制等の変更・改正前後における $\boldsymbol{AV}(3)$ は, 0.205 から 0.147 に減少しており，同様に，$\boldsymbol{AV}(5)$ は 0.153 から 0.144 に減少している．一方，高配当利回りグループに関して，税制等の変更・改正前後における $\boldsymbol{AV}(3)$ は，0.298 から 0.410 に増加しており，同様に，$\boldsymbol{AV}(5)$ は 0.190 から 0.375 に増加している．

(B) 動学的な顧客モデルの推定

配当落ち日の前後における株式の価格や売買高の動向が，静学的な顧客モデルあるいは動学的な顧客モデルのどちらで説明されるかを検証するために，こ

こでは，観察された配当落ち日の前後における超過売買高が，配当利回りとリスク指標に対してどのような関係が成立しているかを明らかにする．Michaely and Vila(1995)によって導出された(5)式から推測されるように，動学的な顧客モデルの下では，配当落ち日の前後における平均超過売買高は，配当利回りと正の関係が成立し，リスク指標と負の関係が成立する．従って，Michaely and Vila(1995)に基づいて，以下の回帰式を推定する．

$$(16)\quad \boldsymbol{AV}_{i,t} = \boldsymbol{\delta}_0 + \boldsymbol{\delta}_1 \boldsymbol{d}_{i,t} + \boldsymbol{\delta}_2 \boldsymbol{\theta}^{I}_{i,t} + \boldsymbol{\delta}_3 \boldsymbol{\theta}^{M}_{i,t} + \boldsymbol{u}_{i,t}$$

$$(+)\quad (-)\quad (-)$$

ここで，$\boldsymbol{AV}$ は 6.(A)で計測した配当落ち日の前後 3 日間の平均超過売買高$(\boldsymbol{AV}(3))$および配当落ち日の前後 5 日間の平均超過売買高$(\boldsymbol{AV}(5))$である．回帰式を推定する際，説明変数として年次ダミー変数を加える，さらに，各係数パラメータは各年において異なる，また，その他の固体特有の要因を制御するために誤差項にエラー・コンポーネント(error component)を仮定して推定を行う[21]．なお，(16)式の下部には，平均超過売買高が動学的な顧客モデルに従う場合に予想される符号条件を示している[22].

表－7 は，標本全部を用いた推定結果を表している．配当落ち日の前後 3 日間の平均超過売買高$(\boldsymbol{AV}(3))$では，配当利回りにおけるパラメータ推定値の 2001 年－2006 年に関する平均$\left((\boldsymbol{Div}-2001+\Lambda+\boldsymbol{Div}-2006)/6\right)$は 11.718 であり，固有リスクにおけるパラメータ推定値の平均$\left((\boldsymbol{\theta}_I-2001+\Lambda+\boldsymbol{\theta}_I-2006)/6\right)$は－0.235 であり，そして，固有リスクにおけるパラメータ推定値の平均

[21] 先の分析と同様に，Hausman test の結果より変量効果モデルが選択された．また，Breusch and Pagan test により変量効果が存在することが確認された.
[22] 符号の経済学的な解釈については，第 2 節を参照.

$((\theta_M - 2001 + \Lambda + \theta_M - 2006)/6)$は－0.179 である．それらは予想される係数の符号と整合的であり，すべて 1%水準で統計的に有意である．

税制等の変更・改正の前におけるそれぞれパラメータ推定値の平均は，$(Div - 2001 + Div - 2002 + Div - 2003)/3 = 7.175$，$(\theta_I - 2001 + \theta_I - 2002 + \theta_I - 2003)/3 = -0.163$，および，$(\theta_M - 2001 + \theta_M - 2003 + \theta_M - 2003)/3 = -0.165$ であり，変更・改正の後のパラメータ推定値の平均は，16.261，－0.307，および，－0.194 である．それぞれの変数はすべて統計的に有意であり，そして，税制等の変更・改正の前後で比較すると，すべての変数に共通して，平均超過売買高への感応度は絶対値の意味で大きくなっている傾向を確認することができる．特に，配当利回りおよび固有リスクのパラメータ推定値については，税制等の変更・改正の前後において統計的に有意な差が生じている(配当利回りに関する χ^2 統計量の値は，8.34 であり，固有リスクに関する χ^2 統計量の値は，6.38 である)．一方，市場リスクのパラメータ推定値については統計的に有意な差を確認することはできない．これらの結果については，配当落ち日の前後 5 日間の平均超過売買高($AV(5)$)を用いて分析した場合についても同様である．

表－8 および表－9 は，標本を低・中配当利回りグループ(配当利回りが下位の 60%)と高配当利回りグループ(配当利回りが上位の 40%)に分割して，それぞれについての同様の分析を試みたときの推定結果である．

表－8 の特徴として，低・中配当利回りグループにおける平均超過売買高が，固有リスクや市場リスクに対しては感応的であるのに対して，配当利回りに対しては感応的でないことが挙げられる．配当利回りのパラメータ推定値の 2001 年－2006 年に関する平均は，6.512 であり，その値は統計的に有意でない．他方，固有リスクや市場リスクのパラメータ推定値の 2001 年－2006 年に関する平均は，それぞれ－0.165 および－0.146 であり，かつ統計的に有意である．税

制等の変更・改正の前後において固有リスクおよび市場リスクの感応度に差がみられないという帰無仮説に関する χ^2 統計量の値は，9.00 および 0.08 であることから，固有リスクの感応度は税制等の変更・改正後において上昇しているが，市場リスクの感応度は安定的である．これらの結果については，配当落ち日の前後5日間の平均超過売買高($\boldsymbol{AV}(5)$)を用いて分析した場合についても同様である．

表－9 の特徴は，低・中配当利回りグループと異なり，高配当利回りグループにおける平均超過売買高が，配当利回りに対して感応的であることである．配当利回りのパラメータ推定値の 2001 年－2006 年に関する平均は，19.546 であり，かつその値は統計的に有意である．さらに，税制等の変更・改正の前後において配当利回りの感応度に差がみられないという帰無仮説に関する χ^2 統計量の値は 5.52 であり，配当利回りの感応度は，税制等の変更・改正以降において有意に上昇している．

さらに，平均超過売買高は固有リスクや市場リスクに対しても感応的であり，固有リスクや市場リスクのパラメータ推定値の 2001 年－2006 年に関する平均は，それぞれ－0.296 および－0.245 であり，表－8 における低・中配当利回りグループのそれらよりも大きな値をとり，かつ統計的に有意である．しかしながら，配当利回りの感応度とは異なり，市場リスク，固有リスクの感応度は税制等の変更・改正の前後において安定的である(税制等の変更・改正の前後において感応度に差がみられないという帰無仮説に関する χ^2 統計量の値は 0.78 および 1.47 であり，いずれも統計的に有意でない)．これらの結果については，配当落ち日の前後5日間の平均超過売買高($\boldsymbol{AV}(5)$)を用いて分析した場合についても同様である．

配当利回り，市場リスク，および，固有リスクの感応度が，配当利回りグル

ープで異なるという事実は，6.(A)において言及された税制等の変更・改正の前後において平均超過売買高の変化がなぜ配当利回りグループで異なっているかをうまく説明する．すなわち，税制等の変更・改正の後における低・中配当利回りグループにおける平均超過売買高の減少は，税制等の変更・改正以降，低・中配当利回りグループの株式が固有リスクや市場リスクに対して感応的になったからであり．一方，税制等の変更・改正の後における高配当利回りグループにおける平均超過売買高の上昇は，税制等の変更・改正以降，高配当利回りグループの株式が配当利回りに対して感応的になったからである．

以上の結果を要約すると，わが国において配当落ち日に生じる超過売買高と配当利回りとの間に正の関係が存在すること，固有リスク，市場リスクとの間に負の関係が存在することは，動学的な顧客モデルから予想される結果と整合的である．すなわち，実証結果は仮説 3 を支持している．特に，税制等の変更・改正以降，説明変数のパラメータ推定値が超過売買高に対してより感応的になっていることは，配当の選好度が異なる投資家間で配当落ち日の前後で売買取引をより積極的に行っていることを意味している．また，市場リスクは，税制等の変更・改正の前後もしくは配当利回りの大きさに関係なく，超過売買高に影響する実証結果が示されており，仮説 3 系についても支持される．この結果は，取引費用の存在が配当落ち日の前後での投資家の取引戦略にとって無視できない要因であることを間接的に示唆している．

7. むすび

本論文は，投資家が直面している配当税率やキャピタルゲイン税率が，配当落ち日の前後における株価動向や売買取引高にどのような影響をもたらすかに

ついて，2001 年から 2006 年までのわが国のデータを用いて，実証的な分析を行った．本論文で得られた結論は，次のとおりである．

第 1 に，税率が配当落ち日の前後の株価動向にどのような影響をもたらしているかについて，配当落ち日のプレミアムから配当の選好度の加重平均を推定することで，税制等の変更・改正が配当の選好度の加重平均にどのように影響をしたかを検証した．実証結果によれば，税制等の変更・改正によって配当の選好度の加重平均は上昇しており，税効果の存在を支持している．さらに，配当の選好度の加重平均は外国人投資家における配当の選好度によって説明されている．また，固有リスクや市場リスクといったリスクファクターも配当落ち日のプレミアムに影響を与えている．

第 2 に，静学的な顧客モデルあるいは動学的な顧客モデルのどちらで説明することが妥当であるかという問題について，配当落ち日の前後における超過売買高に注目する分析を行った．実証結果によれば，税制等の変更・改正前後，および，配当利回りグループに関わらず，配当落ち日の前後において有意に平均超過売買高が確認され，動学的な顧客モデルの下で観察される現象と整合的である．

第 3 に，動学的な顧客モデルが妥当であるならば，配当落ち日の前後における売買高がどのような要因に依存しているかについての分析を行った．実証結果によれば，配当落ち日の前後における超過売買高と配当利回りとの間に正の関係が存在すること，固有リスク，市場リスクとの間に負の関係が存在することが確認され，これらは動学的な顧客モデルから予想される関係と整合的である．

最後に，市場リスクは，税制等の変更・改正の前後もしくは配当利回りの大きさに関係なく，超過売買高に影響する実証結果が示され，取引費用の存在が

配当落ち日の前後における投資家の取引戦略にとって無視できない要因であることを示唆している.

補論

本論文において使用されるデータは，日経 Needs Financial Quest に収録されているデータベースから抽出されたものである．第 5 節，および，第 6 節における分析で使用される変数の作成方法については，以下のとおりである.

[1] $\widetilde{PDR}_{i,t}$

各標本における配当落ち日の一株あたり配当額に対する株価の下落率，いわゆる，配当落ち日のプレミアムは，以下の式から求めた.

$$(\mathrm{A}-1) \quad \widetilde{PDR}_{i,t} = \frac{P_{i,t,-1} - \widetilde{P}_{i,t,0}}{\widetilde{D}_{i,t,0}}$$

ここで，$P_{i,t,-1}$は，株式 i の t 年次の配当落ち日の前日(配当権利確定日)における株価の終値を，$\widetilde{P}_{i,t,0}$ は配当落ち日(配当落ち日の直後)における株価を，$\widetilde{D}_{i,t,0}$ は配当落ち日における一株当たり配当額を表わす.

$\widetilde{P}_{i,t,k}$，および，$\widetilde{D}_{i,t,0}$ のデータとして配当落ち日の始値を用いる場合，その値にバイアスが存在するという問題点が指摘されている．本論文では，

Kalay(1982), Michaely(1991), Elton, Gruber, and Blake(2005)等に従い，$\tilde{P}_{i,t,0}$の代理変数として，株式の配当落ち日の終値を配当落ち日における株式の予想収益率$1+E\left[r_{i,t,0}\right]$で割引いた現在価値$\left(P_{i,t,0}/\left(1+E\left[r_{i,t,0}\right]\right)\right)$を用いる．同様に，$\tilde{D}_{i,t,0}$の代理変数として，配当額を$1+E\left[r_{i,t,0}\right]$で割引いた現在価値$\left(D_{i,t}/\left(1+E\left[r_{i,t,0}\right]\right)\right)$を用いる．

$\tilde{P}_{i,t,0}$および$\tilde{D}_{i,t,0}$を計測するためには，$E\left[r_{i,t,0}\right]$を推定する必要がある．本論文は，$E\left[r_{i,t,0}\right]$を推定する際，各標本に対して株式の投資収益率$\left(r_{i,t,k}\right)$が次のようなマーケットモデルに従うことを仮定する．

(A－2)　$r_{i,t,k}=\beta_{i,t}^{0}+\beta_{i,t}^{1}r_{M,t,k}+u_{i,t,k}$，　$u_{i,t,k}\sim N\left(0,\sigma_{i,t}^{2}\right)$,

ここで，$\beta_{i,t}^{0}$および$\beta_{i,t}^{1}$はパラメータであり，　$r_{M,t,k}$はマーケットポートフォリオの投資収益率である．本論文では，それぞれの標本において，配当落ち日$\left(k=0\right)$より 11 営業日$\left(k=-11\right)$前から 70 営業日前$\left(k=-70\right)$の 60 日間のデータを用いて，最小二乗法(OLS)により(A－2)を推定する．そして，推定値$\hat{\beta}_{i,t}^{0}$および$\hat{\beta}_{i,t}^{1}$を用いて，配当落ち日の予想収益率の予測値：

(A－3)　$E\left[r_{i,t,0}\right]=\hat{\beta}_{i,t}^{0}+\hat{\beta}_{i,t}^{1}r_{M,t,0}$

を計測する．

[2] $d_{i,t}$:

本論文における(15)式を導出する際に，(13)式の両辺に配当利回りを乗じて一般化最小二乗法(GLS)で推定する．ここで，その配当利回り$\left(d_{i,t}\right)$は，以下の式から求める．

(A－4) $d_{i,t} = \tilde{D}_{i,t} / P_{i,t,-1}$

ここで，先に示したように，$\tilde{D}_{i,t}$は配当額$D_{i,t}$を$1+E\left[r_{i,t,0}\right]$で割引いた現在価値であり，$P_{i,t,-1}$は配当落ち日の前日の株価の終値である．

[3] $AV_{i,t}$:

Dhaliwal and Li(2006)に従い，通常時に行われる株式取引の売買高との乖離を表わす超過売買高$AV_{i,t}$を，次のような手順で計算する．まず，通常時に行われる株式取引の売買高として，各標本に対して配当落ち日$\left(k=0\right)$より 11 営業日前$\left(k=-11\right)$から 70 営業日前$\left(k=-70\right)$の 60 日間の売買高の標本平均：

(A－5) $$NV_{i,t} = \frac{\sum_{k\in[-70,-11]} VOL_{i,t,k}}{60}$$

を求める．ここで，$VOL_{i,t,k}$は，各標本における配当落ち日より 11 営業日前から 70 営業日前まで営業日$k \in \left[-70,-11\right]$に取引された売買高を表す．

次に，各標本に対して配当落ち日の前後 3 日間，および，5 日間の平均超過売買高を，以下の式によりそれぞれ計算する．

$$(\mathrm{A}-6)\quad \boldsymbol{AV}(3)_{i,t}=\frac{\sum_{\boldsymbol{k}\in[-3,+3]}\boldsymbol{EV}_{i,t,k}}{7\times \boldsymbol{NV}_{i,t}}-1$$

$$(\mathrm{A}-7)\quad \boldsymbol{AV}(5)_{i,t}=\frac{\sum_{\boldsymbol{k}\in[-5,+5]}\boldsymbol{EV}_{i,t,k}}{11\times \boldsymbol{NV}_{i,t}}-1$$

ここで，$EV_{i,t,k}$ は，各標本における配当落ち日の前後 3(5)日間の営業日 $(\boldsymbol{k}\in[-3,+3]$および$\boldsymbol{k}\in[-5,+5])$に取引された売買高を表す．

[4] $\boldsymbol{\theta}_{i,t}^{I}$ ：

Michaely and Vila (1995，1996)，Dhaliwal and Li(2006)に従い，固有リスクの代理変数として，[1]で推定したマーケットモデルの予測誤差 $\hat{\boldsymbol{u}}_{i,t,k}=\boldsymbol{r}_{i,t,k}-\hat{\boldsymbol{\beta}}_{i,t}^{0}-\hat{\boldsymbol{\beta}}_{i,t}^{1}\boldsymbol{r}_{M,t,k}$ の標本標準偏差：

$$(\mathrm{A}-8)\quad \overline{\boldsymbol{\sigma}}_{i,t}=\sqrt{\frac{1}{(60-2)}\sum_{\boldsymbol{k}\in[-70,+11]}\hat{\boldsymbol{u}}_{i,t,k}^{2}}\ ,$$

および，配当落ち日$(\boldsymbol{k}=0)$より 11 営業日前$(\boldsymbol{k}=-11)$から 70 営業日前$(\boldsymbol{k}=-70)$の 60 日間の TOPIX の投資収益率の標本標準偏差：

(A－9) $\bar{\sigma}_{M,t} = \sqrt{\frac{1}{(60-1)}\sum_{k\in[-70,+11]}\left(r_{M,t,k} - \bar{r}_{M,t}\right)^2}$

の差の比率の対数値 $\theta^{I}_{i,t} = \log\left[\bar{\sigma}_{i,t}/\bar{\sigma}_{M,i,t}\right]$ を用いる．ここで，$\bar{r}_{M,t}$ は，配当落ち日 $(k=0)$ より 11 営業日前 $(k=-11)$ から 70 営業日前 $(k=-70)$ の 60 日間の TOPIX の投資収益率の標本平均を表わす.

[5] $\theta^{M}_{i,t}$:

Michaely and Vila (1995，1996)，Dhaliwal and Li(2006)に従い，市場リスクの指標として，[1]で推定したマーケットモデルの $\hat{\beta}^{1}_{i,t}$ (CAPM ベータ)を用いる.

[6] $SIZE_{i,t}$:

Karpoff and Walkling(1988)，Dhaliwal and Li(2006)に従い，時価総額の指標として,配当落ち日 $(k=0)$ より 11 営業日前 $(k=-11)$ から 70 営業日前 $(k=-70)$ の 60 日間の株価の標本平均に発行済み株式数 $(OS_{i,t})$ を乗じた値の対数表示:

(A－10) $SIZE_{i,t} = \log\left(\frac{1}{60}\sum_{k\in[-70,+11]} P_{i,t,k} \times OS_{i,t}\right)$

を用いる.

[2008.3.28 868]

參考文獻

[1] Allen, F., and Michaely, R., 2003, “Payout policy.” In: Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R. (Eds.), **Handbook of the Economics of Finance**. Elsevier Science, Amsterdam.

[2] Bali, R., and Hite, G. L., 1998, "Ex dividend day stock price behavior: Discreteness or tax-induced clienteles?" ***Journal of Financial Economics***, *47* (2), 127-159.

[3] Baltagi, B. H., 2005, **Econometric Analysis of Panel Data (Third Edition)**, Wiley

[4] Barclay, M., 1987, "Dividends, taxes, and common stock prices: the ex-dividend day behavior of common stock prices before the income tax." ***Journal of Financial Economics***, *14* 31-44.

[5] Dhaliwal, D., and Li, O. Z., 2006, “Investor Tax Heterogeneity and Ex-Dividend Day Trading Volume.” ***Journal of Finance***, February, 61 (1), 463-490.

[6] Dutta, S., Jog, V. M., and Saadi, S., 2004, “Re-examination of the Ex-Dividend Day Behaviour of Canadian Stock Prices,” WP.

[7] Elton, E. J., and Gruber, M. J., 1970, “Marginal Stockholder Tax Rates and the Clientele Effect,” ***Review of Economics and Statistics***, 52, 68–74.

[8] Elton, E. J., Gruber, M. J. and Blake, C. R., 2005, "Maginal Stockholder Tax Effects and Ex-dividend-day Price Behavior: Evidence from Taxable Versus Nontaxable Closed-end Funds." ***Review of Economics and Statistics***, August, 87(3), 579–586.

[9] Frank, M. and R. Jaganathan, 1998, “Why do Stock Prices Drop by Less Than the Value of the Dividend?: Evidence From a Country Without Taxes,” ***Journal of Financial Economics***, 47, 161-188.

[10] Graham, J. R., Michaely, R., and Roberts, M. R., 2003, "Do price discreteness and transactions costs affect stock returns? Comparing ex-dividend pricing before and after

decimalization." ***Journal of Finance***, *58* (6), 2611-2635.

[11] Kalay, A., 1982, "The ex-dividend day behavior of stock prices: A re-examination of the Clientele effect." ***Journal of Finance***, 37, 1059-1070.

[12] Kato, K., and Loewenstein, U., 1995, The ex-dividend-day behavior of stock prices: The case of Japan, ***Review of Financial Studies*** 8, 817–847.

[13] Karpoff, J. M., Walkling, R. A., 1988, "Short term trading around ex-dividend days: Additional evidence." ***Journal of Financial Economics***, 21, 291-298.

[14] Lakonishok, J., and T. Vermaelen, 1986, "Tax-Induced Trading Around the Ex-Day," ***Journal of Financial Economics***, 16, 287-319.

[15] Lamdin, D. J., and Hiemstra, C., 1993, "Ex-Dividend Day Share Price Behavior - Effects of the Tax-Reform Act of 1986." ***Review of Economics and Statistics***, *75* (4), 778-783.

[16] Michaely, R., 1991, "Ex-Dividend Day Stock-Price Behavior - the Case of the 1986 Tax-Reform Act." ***Journal of Finance***, July, 46 (3), 845-859.

[17] Michaely, R., and Vila, J.-L., 1995, "Investors' heterogeneity, prices, and volume around the ex-dividend day." ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 30, 171–198.

[18] Michaely, R., and Vila, J.-L., 1996, "Trading volume with private valuation: Evidence from the ex-dividend day." ***Review of Financial Studies***, 9, 471–509.

[19] Miller, M., and Modigliani, F., 1961, "Dividend policy, growth, and the valuation of shares." ***Journal of Business***, 34, 411–433.

[20] Poterba, J., and Summers, L., 1984, "New evidence that taxes affect the valuation of dividends." ***Journal of Finance***, *39* 1397-1415.

[21] Zang, Y., Brown, T. A., and Farrell, K. A., 2006, "Ex-Dividend Day Price and Volume: The Case of 2003 Dividend Tax Cut," WP.

[22] 国枝俊樹(2003)「コーポレートファイナンスと税制」『ファイナンシャルレビュー』,

4-45.

[23] 畠田敬 (2007) 「「説明困難な壁」を乗り越える挑戦」『ビジネスインサイト』No. 58, 6-21.

[24] 渡辺裕泰 (2006)『ファイナンス課税』有斐閣

表-1.　各投資家グループが直面する税率とキャピタルゲインに対する配当の選好度

収益の源泉と税率		期間	個人 保有比率5%未満	企業 保有比率25%未満	収益の源泉と税率	期間	外国人
配当金	所得税率	2003年3月31日以前	0.20				
		2003年4月1日以後	0.10				
	法人税率	2003年3月31日以前		0.30			
		2003年4月1日以後		0.30			
	益金不算入率	2003年3月31日以前		0.80			
		2003年4月1日以後		0.50			
					租税条約	2003年3月31日以前	0.15
						2003年12月31日以前	0.10
						2004年1月1日以降	0.07
		(例)				(例)	
	100を配当金とした場合の支払い税額	2003年3月31日以前	20.00	6.00	100を配当金とした場合の支払い税額	2003年3月31日以前	15.00
		2003年3月31日以後	10.00	15.00		2003年12月31日以前	10.00
						2004年1月1日以降	7.00
キャピタルゲイン	所得税率	2002年12月31日以前	0.20				
		2003年1月1日以後	0.10				
	法人税率	2002年12月31日以前		0.30			
		2003年1月1日以後		0.30			
					アメリカ国内税率	2003年5月6日以前	0.20
						2003年5月6日以降	0.15
		(例)				(例)	
	100をキャピタルゲインとした場合の支払い税額	2002年12月31日以前	20.00	30.00	100をキャピタルゲインとした場合の支払い税額	2003年5月6日以前	20.00
		2003年1月1日以後	10.00	30.00		2003年5月6日以降	15.00
α(キャピタルゲインに対する配当の選好度) =		2002年12月31日以前	1.00	1.34		2002年12月31日以前	1.06
(1－実効配当税率)/(1－実効キャピタルゲイン税率)		2004年1月1日以降	1.00	1.21		2004年1月1日以降	1.09
αの変化			不変	下落			上昇

受取配当額に課される税率は，個人の場合，2003年3月31日まで20%，それ以降，2008年3月31日まで10%である．他方，企業の場合，その税率は2003年3月31日まで15%，それ以降，2008年3月31日まで７%である．

株式売買による収益(キャピタルゲイン)に課される税率は，個人の場合，2002年12月31日まで20%(但し，申告分離課税を選択した場合は26%)，それ以降，2008年12月31日まで10%である．他方，企業の場合に対しては法人税率(30%) が課せられる．

益金不算入とは，配当の2重課税の問題を回避するために，企業が受け取る配当額を法人税の課税対象から控除することである．企業が保有する株式がその企業の発行済み株式数の25%未満であるならば，不算入額は受取配当額の50%(2003年3月末までは80%)であり，25%以上の場合は，全額不算入となる．他方，キャピタルゲインは，全額法人税の課税対象になる．

外国人(個人および法人)の場合，受取配当額の税額は，各国で締結されている租税条約に基づいて計算され，その税額が日本に納税される．他方，キャピタルゲインに関しては，原則日本国内では課税されない．自国の税率で課税され，その税額が自国に納税される．

年金基金・財団法人・投資信託等は非課税団体である．従って，税制等の変更・改正から独立であり，したがって，$\alpha=1$で不変となる．

表-2. 記述統計量：その1

期間	変数名	標本数	平均	中央値	標準偏差
全期間	PDR	8705	0.645	0.824	3.338
	D/P		0.012	0.010	0.008
	Rate of Return		-0.010	-0.009	0.026
2001	PDR	1242	0.533	0.704	4.211
	D/P		0.013	0.011	0.009
	Rate of Return		-0.008	-0.008	0.032
2002	PDR	1278	0.631	0.756	3.503
	D/P		0.014	0.011	0.009
	Rate of Return		-0.011	-0.009	0.028
2003	PDR	1393	0.743	0.870	2.858
	D/P		0.015	0.013	0.010
	Rate of Return		-0.013	-0.012	0.027
2004	PDR	1561	0.737	1.025	3.657
	D/P		0.013	0.011	0.009
	Rate of Return		-0.011	-0.011	0.027
2005	PDR	1520	1.005	1.010	2.618
	D/P		0.011	0.009	0.006
	Rate of Return		-0.011	-0.010	0.018
2006	PDR	1711	0.255	0.570	3.076
	D/P		0.009	0.008	0.005
	Rate of Return		-0.005	-0.005	0.020
税制等の変更・改正前	PDR	3913	0.640	0.801	3.542
	D/P		0.013	0.011	0.009
	Rate of Return		-0.010	-0.009	0.030
税制等の変更・改正後	PDR	4792	0.650	0.847	3.163
	D/P		0.010	0.009	0.006
	Rate of Return		-0.006	-0.006	0.023

PDRは配当落ち日のプレミアムを表す．D/Pは配当利回りを表す．Rate of Returnは配当確定日から配当落ち日における株式の投資収益率を表す．詳細な定義は，補論を参照．

PDRが上限・下限の0.5%の値をとる場合，異常値とみなして標本から除去している．

表-3.　記述統計量：その2

期間	変数名	標本全体			税制等の変更・改正前			税制等の変更・改正後		
		平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差	平均	中央値	標準偏差
全期間	AV(3)	0.240	0.010	0.899	0.252	0.051	0.849	0.231	−0.023	0.939
	AV(5)	0.197	−0.003	0.820	0.172	0.001	0.754	0.218	−0.009	0.870
	D/P	0.011	0.009	0.007	0.013	0.011	0.009	0.010	0.008	0.006
	θ_I	0.564	0.552	0.454	0.544	0.543	0.406	0.580	0.564	0.490
	θ_M	0.723	0.689	0.500	0.684	0.643	0.494	0.755	0.723	0.504
	SIZE	24.395	24.159	1.566	24.182	23.888	1.610	24.571	24.351	1.507
	ばらつき	0.009	0.007	0.010	0.009	0.007	0.010	0.010	0.007	0.010
	標本数		8682			3924			4758	
低・中配当利回りグループ(下位60%)	AV(3)	0.169	−0.031	0.824	0.205	0.021	0.794	0.147	−0.061	0.841
	AV(5)	0.148	−0.029	0.757	0.153	0.005	0.714	0.144	−0.049	0.782
	D/P	0.007	0.007	0.002	0.007	0.007	0.003	0.007	0.007	0.002
	θ_I	0.569	0.553	0.453	0.534	0.532	0.388	0.590	0.571	0.486
	θ_M	0.809	0.771	0.510	0.783	0.745	0.508	0.824	0.789	0.510
	SIZE	24.953	24.743	1.490	25.012	24.817	1.533	24.917	24.688	1.463
	ばらつき	0.009	0.006	0.010	0.009	0.006	0.009	0.009	0.007	0.011
	標本数		5187			1951			3236	
高配当利回りグループ(上位40%)	AV(3)	0.347	0.090	0.991	0.298	0.082	0.898	0.410	0.107	1.097
	AV(5)	0.271	0.038	0.899	0.190	−0.002	0.791	0.375	0.105	1.013
	D/P	0.018	0.016	0.007	0.020	0.017	0.008	0.016	0.015	0.006
	θ_I	0.556	0.551	0.457	0.553	0.555	0.422	0.560	0.547	0.499
	θ_M	0.596	0.551	0.457	0.586	0.545	0.459	0.608	0.556	0.456
	SIZE	23.566	23.366	1.285	23.360	23.164	1.215	23.833	23.637	1.324
	ばらつき	0.010	0.007	0.010	0.010	0.007	0.010	0.010	0.007	0.010
	標本数		3495			1973			1522	

AV(3)，AV(5)は，配当落ち日前後3日間，5日間の平均超過売買高を，D/Pは配当利回りを，θ_Iは固有リスクを，θ_Mは市場リスクを，SIZEは株式時価総額の対数表示をそれぞれ表す．詳細な定義は，補論を参照．

AV(3)およびAV(5)が上限・下限の0.5%の値をとる場合，異常値とみなして標本から除去している．

表-4．キャピタルゲインに対する配当の選好度に関する推定値

係数パラメータ名	推定値	t－値		95%の信頼区間		
α_2001	0.853	9.02 ***	(	0.668 ,	1.038	)
α_2002	0.796	8.6 ***	(	0.615 ,	0.977	)
α_2003	0.969	7.81 ***	(	0.726 ,	1.212	)
α_2004	1.222	16.44 ***	(	1.076 ,	1.368	)
α_2005	1.226	15.88 ***	(	1.075 ,	1.377	)
α_2006	1.151	9.21 ***	(	0.906 ,	1.397	)
γ_2001	-0.016	-4.97 ***	(	-0.023	-0.010	)
γ_2002	-0.007	-2.37 **	(	-0.012	-0.001	)
γ_2003	-0.014	-3.49 ***	(	-0.021	-0.006	)
γ_2004	-0.009	-5.5 ***	(	-0.013	-0.006	)
γ_2005	-0.004	-2.47 **	(	-0.007	-0.001	)
γ_2006	-0.012	-5.26 ***	(	-0.017	-0.008	)
λ_2001	-0.001	-0.44	(	-0.005	0.003	)
λ_2002	-0.009	-4.93 ***	(	-0.013	-0.005	)
λ_2003	-0.002	-1.62	(	-0.005	0.000	)
λ_2004	-0.007	-5.21 ***	(	-0.010	-0.004	)
λ_2005	-0.005	-5.44 ***	(	-0.007	-0.003	)
λ_2006	-0.009	-6.48 ***	(	-0.011	-0.006	)
		検定統計量				
$\alpha_2001 = \alpha_2002 = \alpha_2003 = \alpha_2004 = \alpha_2005 = \alpha_2006$	-	30.49 ***				
$(\alpha_2001 + \alpha_2002 + \alpha_2003 + \alpha_2004 + \alpha_2005 + \alpha_2006)/6$	1.036	317.33 ***				
$(\alpha_2001 + \alpha_2002 + \alpha_2003)/3$	0.873	143.68 ***				
$\alpha_2001 = \alpha_2002 = \alpha_2003$	-	1.62				
$(\alpha_2004 + \alpha_2005 + \alpha_2006)/3$	1.200	344.56 ***				
$\alpha_2004 = \alpha_2005 = \alpha_2006$	-	0.36				
$(\alpha_2001 + \alpha_2002 + \alpha_2003)/3 = (\alpha_2004 + \alpha_2005 + \alpha_2006)/3$	-	19.72 ***				
$\gamma_2001 = \gamma_2002 = \gamma_2003 = \gamma_2004 = \gamma_2005 = \gamma_2006$	-	60.98 ***				
$(\gamma_2001 + \gamma_2002 + \gamma_2003 + \gamma_2004 + \gamma_2005 + \gamma_2006)/6$	-0.010	44.90 ***				
$\lambda_2001 = \lambda_2002 = \lambda_2003 = \lambda_2004 = \lambda_2005 = \lambda_2006$	-	96.93 ***				
$(\lambda_2001 + \lambda_2002 + \lambda_2003 + \lambda_2004 + \lambda_2005 + \lambda_2006)/6$	-0.005	57.41 ***				
修正済み決定係数		0.354				
標本数		8705				

t－値は，帰無仮説「係数パラメータが0に等しい」に対する検定統計値を表す．
検定統計量はカイ二乗統計量の値を表す．
***， **， および * は帰無仮説をそれぞれ1%，5%，および10%水準で棄却することを示す．

表－5.　3－4月における投資部門別株式売買高[売り＋買い]：委託売買

	売買高：単位10億株					各投資部門の占める売買高比率				
	金融機関	投資信託	事業法人	個人	外国人	金融機関	投資信託	事業法人	個人	外国人
2001年	6,742,632	1,104,890	1,843,145	15,339,866	16,859,171	0.16	0.03	0.05	0.48	0.40
2002年	7,770,004	964,403	1,853,750	14,400,980	16,366,605	0.19	0.03	0.06	0.47	0.40
2003年	9,051,048	1,163,876	1,698,703	17,303,008	15,951,968	0.20	0.03	0.05	0.52	0.35
2004年	10,202,770	1,684,515	3,421,404	43,668,077	35,242,816	0.11	0.02	0.04	0.55	0.37
2005年	8,641,244	2,149,165	2,435,678	39,314,280	35,267,326	0.10	0.03	0.03	0.53	0.40
2006年	7,532,351	2,292,593	2,456,733	45,839,968	49,448,835	0.07	0.02	0.03	0.48	0.46
2007年	7,019,515	2,342,059	2,391,945	38,765,686	62,643,349	0.06	0.02	0.02	0.34	0.55

表-6.　平均超過売買高：AV(3)，AV(5)

配当利回りグループ	変数名	全期間 平均	全期間 t-値		税制等の変更・改正前 平均	税制等の変更・改正前 t-値		税制等の変更・改正後 平均	税制等の変更・改正後 t-値	
標本全体	AV(3)	0.240	22.82	***	0.252	14.94	***	0.231	17.41	***
	AV(5)	0.197	18.71	***	0.172	10.17	***	0.218	16.45	***
	D/P（平均）	0.011			0.013			0.010		
	標本数	8682			3924			4758		
低・中配当利回りグループ（下位60%）	AV(3)	0.169	13.41	***	0.205	9.36	***	0.147	9.63	***
	AV(5)	0.148	11.72	***	0.153	6.99	***	0.144	9.45	***
	D/P（平均）	0.007			0.007			0.007		
	標本数	5187			1951			3236		
高配当利回りグループ（上位40%）	AV(3)	0.347	18.93	***	0.298	11.64	***	0.410	15.87	***
	AV(5)	0.271	14.77	***	0.190	7.41	***	0.375	14.54	***
	D/P（平均）	0.018			0.020			0.016		
	標本数	3495			1973			1522		

t - 値は，帰無仮説「配当落ち日の前後3(5)日間に観察される平均超過売買高が0に等しい」に対する検定統計量の値を表す．
***，　**，　および * は帰無仮説をそれぞれ1%，5%，および10%水準で棄却することを示す．

表-7.　平均超過売買高[AV(3)，AV(5)]の決定要因：全標本

変数名	AV(3)：配当落ち日の前後3日間の平均超過売買高			AV(5)：配当落ち日の前後5日間の平均超過売買高		
	推定値	t－値	95%信頼区間	推定値	t－値	95%信頼区間
Div_{2001}	9.248	2.7 ***	(2.544 , 15.952)	4.015	1.340	(-1.877 , 9.907)
Div_{2002}	10.382	3.03 ***	(3.664 , 17.100)	4.164	1.390	(-1.719 , 10.048)
Div_{2003}	1.896	0.86	(-2.403 , 6.195)	-0.998	-0.530	(-4.685 , 2.689)
Div_{2004}	22.503	5.34 ***	(14.243 , 30.764)	18.035	4.200 ***	(9.609 , 26.460)
Div_{2005}	7.443	1.88 *	(-0.317 , 15.204)	6.139	1.720 *	(-0.849 , 13.127)
Div_{2006}	18.836	3.47 ***	(8.207 , 29.465)	15.788	3.380 ***	(6.625 , 24.951)
θ_{I_2001}	-0.117	-1.43	(-0.277 , 0.044)	-0.116	-1.760 *	(-0.246 , 0.013)
θ_{I_2002}	-0.113	-1.17	(-0.301 , 0.076)	-0.059	-0.700	(-0.223 , 0.106)
θ_{I_2003}	-0.260	-4.58 ***	(-0.371 , -0.149)	-0.220	-4.440 ***	(-0.317 , -0.123)
θ_{I_2004}	-0.213	-3.2 ***	(-0.344 , -0.083)	-0.134	-2.100 **	(-0.258 , -0.009)
θ_{I_2005}	-0.510	-9.54 ***	(-0.615 , -0.406)	-0.370	-7.150 ***	(-0.472 , -0.269)
θ_{I_2006}	-0.196	-3.75 ***	(-0.298 , -0.094)	-0.174	-3.840 ***	(-0.263 , -0.085)
θ_{M_2001}	-0.050	-1.02	(-0.145 , 0.045)	-0.080	-1.920 *	(-0.162 , 0.002)
θ_{M_2002}	-0.392	-4.54 ***	(-0.561 , -0.223)	-0.384	-4.970 ***	(-0.536 , -0.233)
θ_{M_2003}	-0.053	-1.05	(-0.151 , 0.046)	-0.053	-1.160	(-0.142 , 0.037)
θ_{M_2004}	-0.267	-3.98 ***	(-0.399 , -0.136)	-0.297	-4.670 ***	(-0.421 , -0.172)
θ_{M_2005}	-0.155	-3.21 ***	(-0.250 , -0.060)	-0.151	-3.360 ***	(-0.238 , -0.063)
θ_{M_2006}	-0.158	-4.3 ***	(-0.231 , -0.086)	-0.124	-3.710 ***	(-0.190 , -0.059)
	推定値	検定統計量		推定値	検定統計量	
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003} + Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/6$	11.718	40.40 ***		7.857	22.74 ***	
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003})/3$	7.175	13.99 ***		2.394	2.07	
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	16.261	32.79 ***		13.320	26.18 ***	
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3 = (Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	-	8.34 ***		-	14.50 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.235	56.42 ***		-0.179	42.25 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.163	11.23 ***		-0.132	10.15 ***	
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.307	78.11 ***		-0.226	48.27 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3 = (\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-	6.38 **		-	3.56 *	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.179	48.26 ***		-0.181	60.08 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.165	18.44 ***		-0.173	25.54 ***	
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.194	38.92 ***		-0.190	42.94 ***	
$(\theta_{M_2001} + \theta_{M_2002} + \theta_{M_2003})/3 = (\theta_{M_2004} + \theta_{M_2005} + \theta_{M_2006})/3$	-	0.38		-	0.18	
修正済み決定係数		0.112			0.103	
標本数		8682			8682	

t－値は，帰無仮説「係数パラメータが0に等しい」に対する検定統計値を表す．
年次ダミー変数の推定値は表に示していない．
検定統計量はカイ二乗統計量の値を表す．
***， **， および * は帰無仮説をそれぞれ1%，5%，および10%水準で棄却することを示す．

表-8.　平均超過売買高[AV(3)，AV(5)]の決定要因：低・中配当利回りグループ

変数名	AV(3)：配当落ち日の前後3日間の平均超過売買高			AV(5)：配当落ち日の前後5日間の平均超過売買高		
	推定値	t－値	95%信頼区間	推定値	t－値	95%信頼区間
Div_{2001}	-2.786	-0.25	(-24.202 , 18.630)	-10.560	-1.11	(-29.287 , 8.167)
Div_{2002}	6.495	0.46	(-21.326 , 34.316)	0.234	0.02	(-25.607 , 26.074)
Div_{2003}	13.934	1.39	(-5.773 , 33.642)	3.138	0.36	(-14.119 , 20.395)
Div_{2004}	33.697	2.93 ***	(11.180 , 56.213)	21.417	1.96 **	(-0.037 , 42.871)
Div_{2005}	-15.123	-1.49	(-35.054 , 4.809)	-9.660	-0.96	(-29.456 , 10.137)
Div_{2006}	2.854	0.28	(-17.483 , 23.190)	2.836	0.32	(-14.590 , 20.262)
θ_{I_2001}	0.014	0.1	(-0.266 , 0.295)	-0.039	-0.34	(-0.263 , 0.185)
θ_{I_2002}	0.121	0.65	(-0.242 , 0.484)	0.166	1.03	(-0.150 , 0.482)
θ_{I_2003}	-0.210	-2.37 **	(-0.383 , -0.036)	-0.181	-2.4 **	(-0.330 , -0.033)
θ_{I_2004}	-0.194	-2.49 **	(-0.347 , -0.041)	-0.076	-0.98	(-0.227 , 0.076)
θ_{I_2005}	-0.552	-8.24 ***	(-0.683 , -0.420)	-0.401	-6.04 ***	(-0.531 , -0.271)
θ_{I_2006}	-0.169	-2.88 ***	(-0.284 , -0.054)	-0.142	-2.75 ***	(-0.243 , -0.041)
θ_{M_2001}	-0.083	-1.26	(-0.212 , 0.046)	-0.109	-2.01 **	(-0.215 , -0.003)
θ_{M_2002}	-0.338	-2.31 **	(-0.625 , -0.051)	-0.342	-2.69 ***	(-0.591 , -0.093)
θ_{M_2003}	-0.045	-0.7	(-0.170 , 0.081)	-0.040	-0.73	(-0.146 , 0.066)
θ_{M_2004}	-0.162	-2.34 **	(-0.298 , -0.026)	-0.233	-3.37 ***	(-0.369 , -0.097)
θ_{M_2005}	-0.123	-2.67 ***	(-0.214 , -0.033)	-0.134	-2.8 ***	(-0.228 , -0.040)
θ_{M_2006}	-0.126	-3.28 ***	(-0.202 , -0.051)	-0.096	-2.76 ***	(-0.164 , -0.028)

	推定値	検定統計量	推定値	検定統計量
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003} + Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/6$	6.512	1.46	1.234	0.06
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003})/3$	5.881	0.64	-2.396	0.13
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	7.143	1.12	4.864	0.60
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3 = (Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	-	0.02	-	0.75
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.165	10.05 ***	-0.112	6.18 ***
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.025	0.08	-0.018	0.06
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.305	54.16 ***	-0.206	26.20 ***
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3 = (\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-	9.00 ***	-	5.43 **
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.146	16.65 ***	-0.159	25.00 ***
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.155	6.53 **	-0.164	9.93 ***
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.137	18.92 ***	-0.154	24.08 ***
$(\theta_{M_2001} + \theta_{M_2002} + \theta_{M_2003})/3 = (\theta_{M_2004} + \theta_{M_2005} + \theta_{M_2006})/3$	-	0.08	-	0.03
修正済み決定係数		0.105		0.092
標本数		5187		5187

t－値は，帰無仮説「係数パラメータが0に等しい」に対する検定統計値を表す．
年次ダミー変数の推定値は表に示していない．
検定統計量はカイ二乗統計量の値を表す．
***，**，および＊は帰無仮説をそれぞれ1%，5%，および10%水準で棄却することを示す．

表-9.　平均超過売買高[AV(3)，AV(5)]の決定要因：高配当利回りグループ

変数名	AV(3)：配当落ち日の前後3日間の平均超過売買高			AV(5)：配当落ち日の前後5日間の平均超過売買高		
	推定値	t－値	95%信頼区間	推定値	t－値	95%信頼区間
Div_{2001}	14.733	2.74 ***	(4.198 , 25.268)	9.035	1.92 *	(-0.209 , 18.278)
Div_{2002}	19.105	4.01 ***	(9.767 , 28.443)	12.208	2.97 ***	(4.155 , 20.260)
Div_{2003}	1.206	0.32	(-6.156 , 8.568)	-1.193	-0.38	(-7.326 , 4.941)
Div_{2004}	17.615	2.82 ***	(5.379 , 29.850)	14.937	2.37 **	(2.585 , 27.289)
Div_{2005}	24.912	3.15 ***	(9.392 , 40.433)	20.482	2.81 ***	(6.211 , 34.753)
Div_{2006}	39.704	2.6 ***	(9.717 , 69.691)	32.773	2.65 ***	(8.566 , 56.979)
θ_{I_2001}	-0.222	-2.49 **	(-0.397 , -0.047)	-0.180	-2.42 **	(-0.326 , -0.034)
θ_{I_2002}	-0.289	-3.33 ***	(-0.460 , -0.119)	-0.233	-3.18 ***	(-0.376 , -0.089)
θ_{I_2003}	-0.273	-3.65 ***	(-0.420 , -0.126)	-0.235	-3.58 ***	(-0.364 , -0.106)
θ_{I_2004}	-0.231	-2.03 **	(-0.454 , -0.008)	-0.214	-2.04 **	(-0.420 , -0.008)
θ_{I_2005}	-0.422	-5.12 ***	(-0.584 , -0.260)	-0.317	-4.41 ***	(-0.458 , -0.176)
θ_{I_2006}	-0.338	-2.91 ***	(-0.566 , -0.110)	-0.339	-3.52 ***	(-0.528 , -0.150)
θ_{M_2001}	-0.042	-0.49	(-0.213 , 0.128)	-0.080	-0.99	(-0.239 , 0.079)
θ_{M_2002}	-0.483	-4.67 ***	(-0.686 , -0.281)	-0.469	-5.01 ***	(-0.652 , -0.285)
θ_{M_2003}	-0.048	-0.67	(-0.190 , 0.093)	-0.050	-0.74	(-0.181 , 0.082)
θ_{M_2004}	-0.438	-2.76 ***	(-0.750 , -0.127)	-0.418	-2.87 ***	(-0.704 , -0.133)
θ_{M_2005}	-0.229	-1.98 **	(-0.455 , -0.003)	-0.197	-2.11 **	(-0.381 , -0.014)
θ_{M_2006}	-0.227	-2.48 **	(-0.407 , -0.047)	-0.195	-2.31 **	(-0.360 , -0.029)
	推定値	検定統計量		推定値	検定統計量	
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003} + Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/6$	19.546	30.68 ***		14.707	23.52 ***	
$(Div_{2001} + Div_{2002} + Div_{2003})/3$	11.681	16.49 ***		6.683	7.26 ***	
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	27.410	19.25 ***		22.731	17.88 ***	
$(Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3 = (Div_{2004} + Div_{2005} + Div_{2006})/3$	-	5.52 **		-	7.73 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.296	50.88 ***		-0.253	49.47 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.261	27.20 ***		-0.216	25.37 ***	
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.330	27.70 ***		-0.290	28.10 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3 = (\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-	0.78		-	1.22	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003} + \theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/6$	-0.245	27.77 ***		-0.235	31.49 ***	
$(\theta_{I_2001} + \theta_{I_2002} + \theta_{I_2003})/3$	-0.191	13.55 ***		-0.200	17.25 ***	
$(\theta_{I_2004} + \theta_{I_2005} + \theta_{I_2006})/3$	-0.298	16.14 ***		-0.270	16.80 ***	
$(\theta_{M_2001} + \theta_{M_2002} + \theta_{M_2003})/3 = (\theta_{M_2004} + \theta_{M_2005} + \theta_{M_2006})/3$	-	1.47		-	0.79	
修正済み決定係数		0.110			0.113	
標本数		3495			3495	

t－値は，帰無仮説「係数パラメータが0に等しい」に対する検定統計値を表す．
年次ダミー変数の推定値は表に示していない．
検定統計量はカイ二乗統計量の値を表す．
***， **， および * は帰無仮説をそれぞれ1%，5%，および10%水準で棄却することを示す．