

# 株式リターンの規則性

俊野 雅司

## 1. 本稿の目的

株式リターンの特徴については、これまで数多くの研究が行われており、CAPMに代表されるファイナンス理論では説明困難なアノマリーが数多く報告されている<sup>1</sup>。その代表例の1つが株式リターンの規則性<sup>2</sup>である。

時価総額の小さい小型株のリスク調整後リターンが高いことを示す規模効果（小型株効果）の存在が知られているが、この効果は1月にだけ顕在化するとする1月効果（月次効果）（Keim [1983] や Roll [1983] を参照）や月曜日のリターンが他の曜日よりも平均的に低いとする曜日効果（Gibbons and Hess [1981] を参照）が代表例である。

その他にも、1月にリターンが高い年は、残りの期間（2～12月）も株価が高くなる傾向があるとする1月バロメーター効果（Hirsch [1986]）や5月に株式を売却して10月に買戻す戦略の有効性を示唆するセル・イン・メイ効果<sup>3</sup>（Gultekin and Gultekin [1983] を参照）、祝日の前日のリターンが高く、直後のリターンが低い祝日効果（Ariel [1990] や Lakonishok and Smidt [1988] を参照）、月末と月初数日間のリターンが相対的に高い月末・月初効果（turn-of-the-month effect）（Ariel [1987] を参照）などの存在が指摘されている。Dzhabarov and Ziemba [2010] では、これらの株式リターンの規則的な特徴についてS&P500指数やRussell 2000指数を用いて追検証したところ、実態が変化している効果も見られるが、いくつかの効果は存続していると結論づけている。

わが国の株式市場でも、榊原・山崎 [2004] や城下・森保 [2009] では、上半期（1～6月）のリターンは下半期（7～12月）のリターンよりも統計的に有意に高いことを指摘するなど、何らかの規則性が存在することが示されている。

本稿では、主要な株価指標である日経平均株価に関する1950～2016年（暦年）の67年間の月次および日次リターンを用いて、わが国の株式市場において株価変動に何らかの規則的

<sup>1</sup> 証券市場のアノマリーに関する概要は、俊野 [2015b] を参照。

<sup>2</sup> 株式リターンの季節的な変動のことを海外では、seasonalityとか、seasonal anomaliesとか表現する。日本語の語感では、季節性という、年間を通じた季節的な変化というニュアンスがあり、曜日効果のような日次リターンに関する規則的な変化は含まれないと考えられる。そのため、本稿では、株式リターンの季節的な変化も含めて、包括的に「株式リターンの規則性」と称する。

<sup>3</sup> sell-in-May-and-go-away effect

な特徴が存在するかどうかを検証する<sup>4</sup>。

計測期間中、日本経済の発展に伴って、株式市場の特性は大きく変化しており、たとえ初期に何らかの規則性が存在したとしても、それが現在まで存続しているとは限らない。また、データベースや市場分析環境の整備が進むにしたがって、戦後間もない時期と現在では、投資家の株式市場に対する認識が大きく変化している可能性が高い。そのため、計測期間の初期にアノマリーが存在したとしても、投資家はその存在を認識して、投資行動を修正することによって、アノマリーが消失している可能性もある。月曜日のリターンが平均的に低いことを知った投資家が週末に株式を売却して、月曜日に株価が下落した直後に株式を買い戻す投資行動が一例である。さらに、投資工学の発展に伴って、一定のルールに基づく機械的な売買が行われるようになり、投資家の心理的な要素は株価に反映されにくくなっている可能性がある。そこで、本稿では、株価変動パターンの時系列的な変化についても検証を行う。

本稿では、わが国における株式取引制度の変化、特に、証券取引所の休業日の変遷にも注目する。わが国では、1949年5月に株式取引が再開された当初は、土曜日も半日は株式取引が行われる「週休1日制」であった。わが国の株式市場では、後述するように、1973年以降、段階的に土曜日を休業日とする海外と同様の制度にシフトしており、1989年2月以降は、完全に週休2日制となっている。こうした経緯を踏まえて、わが国では、週休1日制だった1972年までと完全週休2日制となった1989年以降は、株式取引の休業日に対する投資家の認識が大きく変化している可能性が高い。

また、戦後株式取引が再開された時点におけるわが国の国民の祝日は、元旦、成人の日、春分の日、天皇誕生日、憲法記念日、子供の日、秋分の日、文化の日、勤労感謝の日の9日であった。ところが、その後、高度経済成長を実現して、「日本人は働き過ぎ」と指摘する海外からの声に応じて、労働時間の短縮を目指す政府の方針が採用され、分析期間を通じて国民の祝日は増加傾向にある。現時点の国民の祝日は、建国記念日、昭和の日、みどりの日、海の日、山の日、敬老の日、体育の日を加えた16日となっている。さらに、1973年には、国民の祝日が日曜日と重なる場合には、翌月曜日を休日とする振替休日の制度が導入された。その他、2000年以降は、いくつかの国民の祝日を月曜日に変更して連休を増やし、レジャー等での国民の消費を増加させようとする試みが採用されており、ハッピーマンデー制度と呼ばれている。

このようなわが国に固有の株式市場休業日の変化が、株式のリターンにどのような影響を

<sup>4</sup> 現在、TOPIX（東証株価指数）も主要な株価指標であるが、1968年1月4日における東証第一部上場株式の時価総額を100として指数化した指標であり、それ以前の時期の株価変動が含まれていない。これに対して、日経平均株価は第二次世界大戦後に日本の株式市場の取引が再開された1949年5月16日以降の全営業日のデータをカバーしており、本稿のように長期間にわたる分析の対象として適している。

もたらしめているのかも興味深い論点である。

これまで株式リターンの規則性に関する研究では、その背景についていくつかの仮説が提示されている。たとえば、1月効果の背景として納税対策損切り仮説<sup>5</sup>、曜日効果の背景として不都合情報週末公表仮説がある。これに対して、最近では、株式リターンの規則性の発生原因として、気象条件が投資家に与える心理的な影響が関与しているのではないかとする仮説も主張されている。最も昼の時間の長い夏至（6月21日頃）から最も昼の時間の短い冬至（12月21、22日頃）へ向かって日照時間が短くなる時期に、睡眠障害を始めとする様々な精神的な異常が起りやすいことが医学的に示されており、最近では、強い光を患者に照射することによる鬱症状の治療方法などに応用されている。このような日照時間の変化に伴う心理的な影響のことをRosenthal [1998] はSAD (seasonal affective disorder) 効果と称した。この種の効果がリターンの規則性の背景にあるのではないかという仮説がKamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] において提唱されている。一方、このような仮説に対しては批判的な論文も出されており、論争のような様相を呈している<sup>6</sup>。

Hirshleifer and Shumway [2003] や加藤・高橋 [2004] では、雲の量の少ない晴れの日ほどリターンが高くなりやすいという計測結果が見られる。これに対して、Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] では、株価変動の主要因を特定化するために、雲の量、降雨量、気温などの気象データ等、リターンの規則性の原因となり得るいくつかの変数とSAD指標を含む重回帰分析を行った。その結果、これらの変数の影響をコントロールした後でも様々な株式市場においてSAD効果は存在しており、雲の量等の気象条件ではなく、日照時間の方が株式リターンに対する本質的な決定要因であろうと結論づけている。このようなSAD効果が、1月効果や上半期効果などのアノマリーの原因となっている可能性がある。

本稿では、このようなアノマリーの背景についても考慮しながら、わが国の株式市場におけるリターンの規則性の問題について検証を行う。まず、2ではこれまでの株式リターンの規則性に関する文献を整理したうえで、3ではわが国の株式市場における休業日の変化について整理を行う。4では本稿で使用したデータの内容と分析方法を示す。次に、5では日経平均株価の月次リターン、6では日経平均株価の日次リターンに基づいて行った株式リターンの規則性に関する計測結果を示し、7では気象条件と株式リターンの関係に関する分析結果を示す。8では、複数の要因を説明変数とする重回帰分析を用いて株式リターンの規則性に関する統合的な分析を行い、最後に、9では本稿のまとめと今後の課題について整理する。

<sup>5</sup> tax-loss selling hypothesis

<sup>6</sup> Kamstra, Kramer, and Levi [2003] は、本稿の執筆時点で100本を超える論文から引用されている。この論文に対する批判的な論文として、Kelly and Meschke [2010] などがある。

## 2. 株式リターンの規則性に関する文献のサーベイ

### (1) リターンの規則性の種類

株式の月次リターンに関するアノマリーとしては、1月効果がよく知られている。Keim [1983] やRoll [1983] では、リスク調整後も時価総額の小さい小型株のリターンが高いことを意味する規模効果(小型株効果)は、特に1月に顕著であることを示し、これを1月効果(月次効果)と称した。Dzhabarov and Ziemba [2010] では、1月効果について新しいデータを用いて追検証した結果、すでに1月効果は消滅しており、月別のリターンについて明確な特徴は見い出せなかったと指摘している。

一方、Ziemba [1994] などでは、1月に株式市場のリターンが高かった年には、その年の残りの月(2~12月)にも株式市場のリターンが高くなる傾向が存在することを示し、1月バロメーター効果と称している。1月に株式市場のリターンが低かった年には、このような先行指標性は見られなかったとしている。Dzhabarov and Ziemba [2010] では、1940~2009年の70年間にわたるS&P500指数のリターンを用いて追検証した結果、1月バロメーター効果の存続を確認した。この間、1月に株価が上昇したのは44年間、株価が下落したのは26年間であり、1月に株価が上昇した44年間のうち、38年間(86.4%)で残りの月も株価が上昇したのに対して、1月に株価が下落した26年間のうち、残りの月で株価が上昇した年も下落した年も13年ずつだったとしている。比較的最近の1994~2009年の16年間に計測期間を限定して同様の分析を行っても、この傾向は変わらなかった。16年間のうち、1月に株価の上昇した10年間のうち残りの月の株価が上昇したのは8年間(80%)であったのに対して、1月に株価の下落した6年間のうち、残りの月で株価が上昇した年も下落した年も3年ずつだった。

さらに、Gultekin and Gultekin [1983] では、5月から9~10月にかけて株価が下落する年が多いことから、5月に株式を売却したうえで、10月に株価が下落した後で株式を買い直す投資戦略が有効であることを示し、これをセル・イン・メイ効果と称した。Dzhabarov and Ziemba [2010] では、大型株のウェイトの大きいS&P500指数と小型株のウェイトの大きいRussell 2000指数を用いて、年間を通じて株式市場に投資し続ける戦略と5月1日に株式を売却して10月の月末の6営業日前に株式を買い戻す戦略の比較を行った。その結果、1993年2月4日~2009年8月17日までの16年半において、S&P500指数の買い持ち戦略<sup>7</sup>の累積リターンは1.56倍(1ドル投資した場合、1.56ドルに資産が上昇)であったのに対して、セル・イン・メイ戦略の累積リターンは3.18ドル(2倍以上)になったと指摘している。Russell 2000指数では、同じ期間の買い持ち戦略の累積リターンが1.49倍であったのに対して、セル・イン・メイ戦略の累積リターンは3.69倍となり、2.5倍近くものリターン改善効果があったとしてい

<sup>7</sup> buy-and-hold strategy

る。

わが国の株式市場を対象とした分析においても、リターンの規則性の存在を示唆する検証結果が見られる。榊原・山崎 [2004] や城下・森保 [2009] では、上半期の株式リターンの方が下半期の株式リターンよりも高い上半期効果の存在を指摘している。榊原・山崎 [2004] では、1955～2002年まで48年間のTOPIXと日経平均株価のリターンに基づいて、1～6月の平均累積リターンと7～12月の平均累積リターンを比較したところ、どちらの指標でも、48年中34年間（70.8%）において、上半期のリターンが下半期のリターンを上回っていたことを示した。リターンの格差についても、たとえばTOPIXの場合には、上半期の平均リターンが8.566%だったのに対して、下半期の平均リターンが0.869%となっており、統計的に有意に（ $t$  値 = 2.460）、上半期のリターンの方が高かったとしている。

榊原・山崎 [2004] では、さらに上半期効果と1月効果の違いを示すために、2～6月の月次平均リターンと下半期の月次平均リターンを比較した。その結果、前者は後者を統計的に有意に上回っており、上半期効果は1月効果と独立したアノマリーであると結論づけている。

日次の株式リターンについても、規則性の存在が指摘されている。もっとも知られているアノマリーは、月曜日のリターンが他の曜日のリターンよりも低くなりやすいことを示唆する曜日効果である（Gibbons and Hess [1981] を参照）。アメリカの株式市場では、1987年10月19日（月）に1日で20%以上も株価指数が下落するブラックマンデーが発生した。S&P500指数は、16日（金）の282.70ポイントから19日（月）の224.84ポイントまで、1営業日で20.5%も下落している。16日から19日にかけての週末には、株価の大幅な下落に結びつく目立ったニュースが見当たらなかったことから、証券価格は情報を的確に反映して形成されていることを示唆する効率的市場仮説の妥当性について大きな疑念を呈する結果となった。

その他にも、祝日の前日のリターンが相対的に高くなる傾向の存在を指摘する計測結果も見られる（Ariel [1990] やLakonishok and Smidt [1988] を参照）。Ariel [1990] では、1963～1982年のNYSE加重平均リターンにおける祝日直前の営業日のリターンは、他の営業日の平均リターンの23倍も大きかったことを示した。Lakonishok and Smidt [1988] では、1897～1986年の90年間のダウ工業株平均株価（DJIA<sup>8</sup>）を対象に計測したところ、8つのアメリカの国民の祝日の前営業日のリターンは、DJIAのリターンのうち51.5%ものリターンを説明できたとしている。さらに、Ziemba [1991] では、1949年5月から1988年までの日経平均株価を対象に、わが国の株式市場における祝日効果の存在の有無を計測している。その結果、国民の祝日の前営業日における平均リターン（0.246%）は、他の営業日の平均リターン（0.0489%）よりも5倍以上高かったことを示した。

<sup>8</sup> Dow Jones Industrial Average

さらに、月末と月初数日間のリターンが相対的に高い月末・月初効果 (turn-of-the-month effect) の存在も知られている (Ariel [1987] や Lakonishok and Smidt [1988] 等を参照)。Lakonishok and Smidt [1988] では、1897～1986年の90年間のDJIAを対象に計測したところ、月末から月初3営業日までの4営業日の平均リターンは0.349%であったのに対して、これらの4営業日を除いてリターンを計測すると、平均リターンはマイナスであったことを示した。また、Hensel, Sick, and Ziemba [1994] では、1982年5月から1992年4月までのS&P500指数のリターンを計測したところ、月末から月初4営業日までの5営業日のリターンは、全営業日のリターンの約3分の2を稼いでいたことを示した。

## (2) リターンの規則性の背景

これまで、1月効果の背景としては、アメリカでは1～12月が課税所得の計算期間となっており、株式の売却損失を計上すると課税所得の圧縮による節税効果が期待できるため、12月に評価損の生じている株式を一時的に売却して、その後、1月に買い戻す投資行動が1月の高リターンの背景になっているのではないかという仮説が提示されている (Keim [1983] を参照)。これが納税対策損切り仮説である。一方、曜日効果の背景としては、株式の発行企業が悪いニュースを公表する場合には、株価への悪影響を心配して株価に対する影響を受けにくい週末を公表時期に選ぶ傾向があるため、週明けのリターンが低くなる傾向があるのではないかという仮説が見られる。これが不都合情報週末公表仮説である。

これに対して、Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] では、夏至を過ぎて日照時間が次第に短くなるにしたがって、投資家は少しずつ憂鬱になることが株式リターンに悪影響を与えている可能性があるのではないかと考え、これをSAD効果と称した。具体的には、各地域における日没から夜明けまでの時間 (夜の時間) を計算したうえで、そこから標準化するために12時間を引くことでSAD指標を作成した。ただし、SAD効果は日照時間が相対的に長くなる春と夏には現れず、日照時間が短くなる秋と冬にだけ現れるとする医学的な実証結果を踏まえて、春と夏は0とした。そのうえで、(1)～(3)式のように、秋と冬 (北半球では9月21日から翌年3月20日まで、南半球では3月21日から翌年の9月20日まで) の時期だけ、夜の時間 (日没から夜明けまでの時間の長さ) - 12時間をSAD (その他の時期は、変数の値を0としている) と定義している。

$$SAD_t = \begin{cases} H_t - 12 \\ 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$\lambda_t = 0.4102 \cdot \sin \left[ \left( \frac{2\pi}{365} \right) (julian_t - 80.25) \right] \quad (2)$$

$$H_t = \begin{cases} 24 - 7.72 \cdot \arccos \left[ -\tan \left( \frac{2\pi\delta}{360} \right) \tan(\lambda_t) \right] & (\text{北半球の場合}) \\ 7.72 \cdot \arccos \left[ -\tan \left( \frac{2\pi\delta}{360} \right) \tan(\lambda_t) \right] & (\text{南半球の場合}) \end{cases} \quad (3)$$

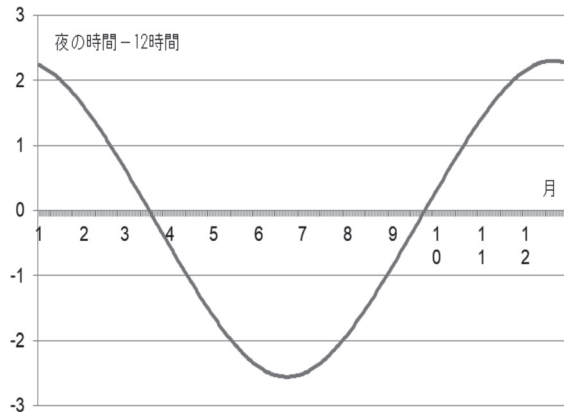
$julian_t$  : 1月1日は1, 1月2日は2, 12月31日は365となる時間変数 (うるう年の場合は366)

$\arccos$  :  $\cos$ の逆数 (コセカンド)

$\delta$  : 緯度

図1は、東京 (千代田区役所) の緯度である北緯35度41分を用いて計算した場合 (3) に  $\delta = 35.41$  を代入) のわが国のSAD指標を表している。ただし、ここでは、春と夏を0にしておらず、(1) 式の  $H_t - 12$  に相当する。

Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] では、リターンの季節性の原因となり得るいくつかの変数の影響をコントロールした後でも、様々な株式市場において、SAD効果は存在していると指摘している。コントロールした変数は1日前と2日前のリターン (短期的モーメンタム現象を反映)<sup>9</sup>、月曜日を1とするダミー変数、年度末と年度初3営業日を1とするダミー変数(年



注：本文の (1) ~ (3) 式に基づいて作成。日没から夜明けまでの時間から12時間を差し引いた時間。緯度は東京 (千代田区役所) の数値 (北緯35度41分) を用いて、 $\delta = 35.41$  とした。

図1 SAD指標

<sup>9</sup> 短期的モーメンタム効果は市場によって異なるため、株式市場の時系列的な特徴に応じて、1日前と2日前のリターンは入れたり入れなかったりしている。

度末・年度初効果を反映), 雲の量, 降雨量, 気温である。その結果, どの株式市場でも年度末・年度初や気象に関する変数の有効性は乏しく, SAD効果のリターンに対する説明力が非常に高かったと結論づけている。具体的には, 秋(北半球では9月21日~12月20日, 南半球では3月21日~6月20日)のリターンが低く, 冬(北半球では12月21日~3月20日, 南半球では6月21日~9月20日)のリターンはむしろ改善していると指摘している。冬至を過ぎた冬の季節は, 日照時間は長くなる時期に相当するため, むしろ投資家心理としては改善方向に向かうためではないかと解釈されている。この研究では, 北半球・南半球の違いや緯度によってSAD効果は異なるパターンを示すと予想したうえで, 仮説通りの効果が見られたと指摘している。

また, 雲の量と株式リターンの関係については, 雲の量の少ない晴れの日ほどリターンが高くなりやすいという計測結果(Hirshleifer and Shumway [2003] や加藤・高橋 [2004] を参照)が見られるが, Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] の計測結果が正しいとすると, 雲の量ではなく, 日照時間の方がリターンに対する本質的な決定要因ということになる。

SAD効果の研究は, 株式リターンの規則性ばかりでなく, IPOにおけるアンダープライシングの問題やアナリスト予測の楽観性など, 他の種類のアノマリーの分析の際にも応用されている。Dolvin and Pyles [2007] では, 日照時間が短くなる秋の時期には, 公開価格が上場初日の初値に比べて低すぎることを意味するアンダープライシングが顕著であり, ブックビルディング過程で妥当な価格に関するインタビューに応じる機関投資家の相対的に悲観的な見方を範囲しているのではないかと解釈されている。また, Dolvin and Wu [2009] では, 一般的にアナリストは企業収益に関して楽観的な予想をしやすいバイアスがかかりやすいが, 秋の時期にはアナリストの楽観的思考が抑制されやすく, むしろ結果的に精度の高い予測が行われやすいと結論づけられている。

さらに, 月末・月初効果の背景については, 毎月給与は20~25日頃に支払われる傾向にあり, 機関投資家の投資資金が月末に発生して株式市場に流入するなどの形で, キャッシュフローの発生タイミングが寄与している可能性が示唆されている(Dzhabarov and Ziemba [2010], Ziemba [1991] を参照)。また, 企業情報のディスクロージャーの実態として, 良い情報は月初に, 悪い情報は月の後半に公表する傾向があるという指摘も見られる(Penman [1987] を参照)。

### 3. わが国の株式市場における休業日の変遷

表1には, 1949年に第二次世界大戦後株式市場が再開してからこれまでの東京証券取引所における立会日数と休業日の推移が示されている。1972年までは休業日の日数は年間60日台であったが, 1973年以降, 休業日が増加傾向にある。1973~85年は, 休業日の日数が年間80日前後であったが, 1986年には86日, 1987~88年は90日強となり, 1989年以降は, 休業



表1 東京証券取引所における立会日と休業日の日数

	立会日 (日)	休業日 (日)		立会日 (日)	休業日 (日)		立会日 (日)	休業日 (日)		立会日 (日)	休業日 (日)
1950	301	64	1970	297	68	1990	246	119	2010	245	120
51	300	65	71	299	66	91	246	119	11	245	120
52	301	65	72	297	69	92	247	119	12	248	118
53	299	66	73	287	78	93	246	119	13	245	120
54	300	65	74	285	80	94	247	118	14	244	121
55	300	65	75	284	81	95	249	116	15	244	121
56	304	62	76	286	80	96	247	119	16	245	121
57	302	63	77	286	79	97	245	120			
58	300	65	78	285	80	98	247	118			
59	299	66	79	286	79	99	245	120			
60	302	64	80	285	81	2000	248	118			
61	301	64	81	285	80	01	246	119			
62	302	63	82	285	80	02	246	119			
63	302	63	83	286	79	03	245	120			
64	301	65	84	287	79	04	246	120			
65	301	64	85	285	80	05	245	120			
66	298	67	86	279	86	06	248	117			
67	299	66	87	274	91	07	245	120			
68	302	64	88	273	93	08	245	121			
69	297	68	89	249	116	09	243	122			

(出所)日本取引所グループのホームページ

(注)1949年は、5月16日の取引再開後、230日の営業日のうち、立会日は192日、休業日は38日。1954年の立会日は公式には301日となっているが、同年10月26日には東京証券取引所の組合員によるストのために立会いが行われなかったため、休業日と見なした。

日が116～122日と一層増加している。

### (1) 週休2日制への移行

証券取引所において休業日が増加した最大の要因は、土曜日を休業日とする週休2日制への移行である。戦後、日本経済の発展に伴って株式市場では売買高が急増した(表2を参照)。1949年の立会開始時には、売買株数は年間数億株程度であったが、1950年代を通じて急増し、1958年以降は100億株台に増加した。その後も、日本経済が高度経済成長を続ける過程で株式売買高は増加し、1972年には1,000億株に達した。1973年以降は石油ショックの影響で株式売買高の増加ペースは減速したが、1980年以降再び株式売買高は増加傾向に転じた。1980年代後半のバブル期には2,000億株台に急増し、1990年のバブル崩壊後は、一時的に株式売買高は1,000億株を下回ったが、1990年代後半の日本版ビッグバン後は、売買手数料率の自由化や売買システムの高速化等を背景に、2013年には9,000億株近くにまで急増した。売買代金で見ても、ピーク時の2007年には1年間で750兆円を超える水準まで増加しており、1950年の500億円と比べると1万倍以上となっている。

表2 東京証券取引所における売買高

	売買株数 (億株)	売買代金 (億円)		売買株数 (億株)	売買代金 (億円)		売買株数 (億株)	売買代金 (億円)		売買株数 (億株)	売買代金 (億円)
1950	5	500	1970	428	91,525	1990	1,234	1,886,824	2010	5,201	3,592,421
51	8	924	71	608	139,803	91	938	1,114,181	11	5,368	3,471,428
52	20	3,522	72	1,004	214,352	92	665	602,674	12	5,299	3,109,050
53	21	4,731	73	592	149,091	93	870	869,926	13	8,883	6,827,996
54	12	1,838	74	510	124,204	94	846	874,307	14	7,092	6,432,145
55	25	2,839	75	519	155,946	95	921	836,615	15	7,104	7,486,067
56	67	8,159	76	699	236,913	96	1,002	1,020,601	16	6,671	6,935,951
57	77	9,817	77	712	215,151	97	1,076	1,086,690			
58	117	15,798	78	986	325,434	98	1,232	974,803			
59	212	37,081	79	982	349,315	99	1,552	1,856,236			
60	272	58,036	80	1,022	364,975	2000	1,742	2,487,291			
61	315	63,427	81	1,076	493,709	01	2,040	2,023,093			
62	360	68,492	82	785	365,897	02	2,132	1,934,081			
63	408	57,484	83	1,043	549,716	03	3,161	2,423,957			
64	293	34,298	84	1,037	680,671	04	3,788	3,431,841			
65	348	40,046	85	1,220	795,644	05	5,589	4,920,852			
66	359	52,665	86	1,980	1,609,881	06	5,025	6,739,162			
67	288	43,110	87	2,644	2,542,062	07	5,622	7,525,730			
68	469	84,336	88	2,829	2,863,165	08	5,553	5,764,040			
69	510	138,913	89	2,231	3,354,142	09	5,639	3,738,778			

(出所)日本取引所グループのホームページ

(注)暦年ベース。1949年の売買株数は約3億株、売買代金は約368億円。東京証券取引所の第一部、第二部、マザーズ等の新興市場分を含む。

東証における休業日の週休2日制への移行の主な要因は、システム化が進む前の段階で、売買高の増加に対する取引所の事務対応能力に限界が生じたことであった。1953年2月9日(月)は、株価の上昇に伴う売買高の急増に事務処理能力が対応できず、「帳簿の整理」のために東証と大証が臨時休業した。ちなみに1951年と52年の日経平均株価の上昇率はそれぞれ62.9%と118.4%(約2.2倍への上昇)であり、1953年1月の上昇率も25.9%であった。また、1954年10月26日(火)には、賃上げを巡る東証の理事側と労働組合側の交渉が決裂し、東証の組合員がストを行っただけでなく、取引所の前にピケを張って、理事側の関係者の入館を阻止したため、事実上、取引ができない状態となった。

さらに、1972年11月18日(土)には売買高の急増に伴う繁忙対策のために、立会いが停止されたうえ、翌週11月20日(月)～24日(金)の立会時間(当時は、前場9～11時、後場13～15時)を前場9:00～10:30、後場13:30～15:00と30分ずつ短縮する措置が講じられた。ちなみに1971年と72年の日経平均株価の上昇率はそれぞれ36.6%と91.9%であり、1972年の売買株数は1,000億株を超え、売買代金も20兆円を超えた。

こうした状況を踏まえて、1973年1月20日(土)以降、毎月、第3土曜日を休業日とする

制度に改められた。その後、1983年8月からは土曜日の休業日が第2土曜日に変更された。さらに、1986年8月からは、第2土曜日と第3土曜日が休業日とされたうえで、1989年2月以降は、すべての土曜日を休業日とする完全週休2日制に変更されている<sup>10</sup>。

## (2) 国民の祝日の変遷

証券取引日の土曜日の休業日化（週休2日制への移行）ほどの影響はないが、国民の祝日の増加も、休業日に関する投資家の意識に少なからぬ影響を与えた可能性がある。

国民の祝日は、1948年に制定された「国民の祝日に関する法律」によって規定されている（表3を参照）。1949年5月に戦後東証での株式取引が再開された時点での国民の祝日は、元

表3 わが国の国民の祝日

国民の祝日	月日	趣旨	備考
元日	1月1日	年のはじめを祝う。	
成人の日	1月の第2月曜日	おとなになつたことを自覚し、みずから生き抜こうとする青年を祝いはげます。	1999年までは1月15日
建国記念日	政令で定める日	建国をしのび、国を愛する心を養う。	1967年以降、2月11日
春分の日	春分日	自然をたたえ、生物をいつくしむ。	通常は、3月20～21日
昭和の日	4月29日	激動の日々を経て、復興を遂げた昭和の時代を顧み、国の将来に思いをいたす。	1988年までは天皇誕生日、1989～2006年はみどりの日
憲法記念日	5月3日	日本国憲法の施行を記念し、国の成長を期する。	
みどりの日	5月4日	自然に親しむとともにその恩恵に感謝し、豊かな心をはぐくむ。	1988年以降祝日、2007年以降みどりの日
こどもの日	5月5日	こどもの人格を重んじ、こどもの幸福をはかるとともに、母に感謝する。	
海の日	7月の第3月曜日	海の恩恵に感謝するとともに、海洋国日本の繁栄を願う。	1996～2002年は7月20日
山の日	8月11日	山に親しむ機会を得て、山の恩恵に感謝する。	2016年以降
敬老の日	9月の第3月曜日	多年にわたり社会につくしてきた老人を敬愛し、長寿を祝う。	1966～2002年は9月15日
秋分の日	秋分日	祖先をうやまい、なくなつた人々をしのぶ。	通常は、9月22～23日
体育の日	10月の第2月曜日	スポーツにたししみ、健康な心身をつちかう。	1966～99年は10月10日
文化の日	11月3日	自由と平和を愛し、文化をすすめる。	
勤労感謝の日	11月23日	勤労をたつとび、生産を祝い、国民たがいに感謝しあう。	
天皇誕生日	12月23日	天皇の誕生日を祝う。	1989年以降

(出所)内閣府のホームページ (<http://www8.cao.go.jp/chosei/shukujitsu/gaiyou.html>)、国民の祝日に関する法律

<sup>10</sup> 1989年2月から土曜日が完全に休業日となり、週休1日制が導入された代わりに、1989年以降、大納会は12月28日から30日に変更され（12月30日が休業日の場合には営業日まで遡る）、年末の休業日が12月29～31日の3日間から12月31日の1日のみに変更された。

且(1月1日)、成人の日(1月15日)、春分の日(春分日、毎年3月20～21日頃)、天皇誕生日(4月29日)、憲法記念日(5月3日)、子供の日(5月5日)、秋分の日(秋分日、毎年9月22～23日頃)、文化の日(11月3日)、勤労感謝の日(11月23日)の9日であった。ところが、その後、国民の祝日は増加傾向にあり、2016年以降、わが国の国民の祝日は16日となっている。

国民の祝日の増加の経緯を具体的に見ると、まず1966年には敬老の日(9月15日)と体育の日(10月10日)、1967年には建国記念日(2月11日)が国民の祝日として追加された<sup>11</sup>。1973年以降は、日曜日が国民の祝日の場合に翌日の月曜日を祝日とする振替休日制度が導入された。また、1988年以降は2つの祝日には含まれた平日を国民の休日とする制度に伴って5月4日が祝日となり<sup>12</sup>、1989年には、昭和天皇の崩御に伴う天皇の交代を踏まえて、天皇誕生日(12月23日)が追加された。それまでの天皇誕生日(4月29日)は、1989～2006年はみどりの日とされ、2007年以降は「昭和の日」と改称された。2007年以降は、5月4日がみどりの日となった。1996年には海の日(7月20日)、2016年には山の日(8月11日)が追加された。

さらに、経済活動を活性化しようとする方針のもとで、2000年以降、一部の祝日を月曜日に変更して、3連休を増やそうとするハッピーマンデー制度が導入された。2000年以降は、成人の日と体育の日を第2月曜日、2003年以降は、海の日と敬老の日を第3月曜日とすることで、月曜日の休業日が増加することとなった。

### (3) 休業日の増加と投資家の意識の変化

これまで見てきたように、わが国の証券市場では、土曜日の休業日化と国民の祝日の増加に伴って、休業日の日数は増加傾向にある。表1に示されているように、1960年代半ば頃までは、年間の休業日が62～66日となっており、日曜日以外の休業日は年間10日前後に過ぎなかった。それだけ、休業日の投資家に対する心理的な影響は大きかったと考えられる。ところが、最近では、土曜日の休業日化と国民の祝日の増加に伴って、年間の休業日は最大122日(2009年)となっており、最も休業日の少なかった1956年の62日と比べると、休業日の数は2倍近くとなり、60日も多くなっている。こうした制度変更に伴って、投資家の休業日に対する認識も大きく変化している可能性が高い。

## 4. データと分析方法

株価指標としては、第二次世界大戦後、証券取引が再開直後からのデータが入手可能な日

<sup>11</sup> 1948年の「国民の祝日に関する法律」制定時には、建国記念日に関しては「政令で定める日」とされ、具体的な祝日には指定されていなかった。1966年に制定された政令(建国記念の日となる日を定める政令)によって、1967年以降、2月11日が建国記念日となった。

<sup>12</sup> 2015年には敬老の日が9月21日、秋分の日が9月23日となったため、その間の9月22日も祝日となった。

経平均株価の月次系列と日次系列を用いた。データは、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室<sup>13</sup>）からダウンロードした。1950年代以降を計測対象としたため、1949年の年末から2016年の年末までの日経平均株価を用いて、1950～2016年の月次および日次のリターンを計測して分析対象とした。

説明変数としては、株式リターンのアノマリーに関連する様々なダミー変数と気象庁の公表している気象データを用いた。ダミー変数としては、1月ダミー変数（1月は1、その他の月は0）、月曜日ダミー変数（月曜日は1、その他は0）、休日前ダミー変数（取引所の休業日の前日は1、その他は0）、祝日前ダミー変数（国民の祝日の前日は1、その他は0）、休日後ダミー変数（取引所の休業日の翌日は1、その他は0）、月末・月初ダミー変数（各月の最終営業日と月初の4営業日は1、その他は0）などを用いた。

気象庁の公表データとしては、東京における1日の雲の量（0～10までの10分位で、0が快晴、10が完全な曇天）と東京における実際の日照時間を気象庁のホームページからダウンロードして用いた。ただし、これらの気象庁のデータは、1961年以降の分しか公表されていない。さらに（3）式で定義されている $H_t$ を用いて、 $24 - H_t$ によって昼の時間（夜明けから日没までの時間）、実際の日照時間÷昼の時間も計算した。また、先行研究（Kamstra, Kramer, and Levi[2003, 2012]）との比較を行うために、秋ダミー変数（9月21日～12月20日を秋と定義し、該当する日は1、それ以外は0となるダミー変数）と（1）式で定義されるSAD指標も用いた。ただし、緯度は東京（千代田区役所）の数値（北緯35度41分）を用いて、 $\delta = 35.41$ とした。

分析方法としては、日経平均株価のリターンを条件に応じて分類したうえで、平均値の格差の検定を行った。また、日経平均株価の日次リターンを被説明変数、ダミー変数や気象データ等を説明変数とする回帰分析を行い、株式リターンの変動に対する説明力の高い変数を特定化しようと試みた。

## 5. 月次リターンに基づく計測結果

1949年12月から2016年12月までの月次データから1950～2016年の月次リターンを計算して、規則性の有無や計測期間によるリターン特性の変化を検証した。

### (1) 基本統計量

表4には、基本的な統計量として、年代ごとの日経平均株価の月次平均リターンとリスク（月次リターンの標準偏差）、自己相関係数を示した<sup>14</sup>。

<sup>13</sup> <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>

<sup>14</sup> 表4における前半・後半の定義が10年ごとの年代の区分（1950年代～2010年代）と全期間および自己相関係数の計算上の区分が異なる点に注意が必要。10年ごとの年代では、たとえば1950年代の前半

表4 月次リターンの基本統計量

年代	平均リターン			リスク (標準偏差)		
	前半 (%)	後半 (%)	全体 (%)	前半 (%)	後半 (%)	全体 (%)
1950年代	2.38	1.60	1.99	9.07	4.29	7.07
1960年代	0.70	1.21	0.95	5.57	4.43	5.01
1970年代	0.97	0.97	0.97	5.80	3.46	4.76
1980年代	1.00	2.14	1.57	3.30	4.35	3.89
1990年代	-0.81	0.10	-0.35	8.04	5.90	7.04
2000年代	-0.67	0.06	-0.31	5.58	6.26	5.92
2010年代	0.98	0.53	0.85	5.30	5.60	5.36
全期間	1.37	-0.02	0.81	5.31	6.23	5.74
ラグ	自己相関係数					
	前半	後半	全体			
1	0.043	0.068	0.057			
2	0.015	-0.010	0.016			
3	0.074	0.052	0.065			
4	-0.057	0.049	-0.008			
5	0.030	0.007	0.056			
6	-0.034	-0.131	-0.053			
7	0.084	-0.016	0.049			
8	0.019	0.029	0.037			
9	0.056	0.057	0.058			
10	0.043	0.010	0.041			
11	0.046	-0.020	0.022			
12	0.042	0.003	0.031			

(出所)日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 月次データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。

(注)1950年代は1950年1月～1959年12月(前半は1950年1月～1954年12月, 後半は1955年1月～1959年12月), 1960年代以降も同様。全期間は1950年1月～2016年12月(前半は1950年1月～1989年12月, 後半は1990年1月～2016年12月)。各期間の日経平均株価の月次平均リターンと月次リターンの標準偏差(リスク, 年率換算なし)を計算した。

自己相関係数に関しては, 前半は1950年1月～1989年12月, 後半は1990年1月～2016年12月, 全体は1950年1月～2016年12月。前半と後半は期間の長さが異なるが, 1980年代までとそれ以降では, 株式市場の特性に変化が生じている可能性が高いため, 敢えてこの期間で前半と後半を分けた。各期間に対応するラグ1～12までの月次リターンの自己相関係数を計算した。

計測期間(1950～2016年)を通じての月次平均リターンは0.81%, 年率換算すると約10%であった。しかしながら, 平均リターンの推移は, 1980年代までとそれ以降では大きく異なる。1980年代までは高度経済成長期とバブル期を通じて, すべての期間で平均リターンがプラスであったが, 1990年代と2000年代はバブルの崩壊や金融危機の発生などに伴って平均リターンがマイナスとなった。これに対して, 2010年代は, アベノミクスの効果もあって株

---

は1950年1月～1954年12月の60か月間, 後半は1955年1月～1959年12月の60か月間と区分している。これに対して, 全期間と自己相関係数の計算においては, 前半は1950年1月～1989年12月の480か月間, 後半は1990年1月～2016年12月の324か月間と区分している。

式リターンが回復している。

リスクに関しては、時期によって大きな差異が存在する。最も高リスクであった1950年代前半（約9.1%）と最も低リスクであった1980年代前半（3.3%）では3倍近くもの差がある。

自己相関係数に関しては、1980年代までと1990年代以降では、株式市場に大きな変質が起こった可能性が高いため、1980年代までの480か月間を前半、1990年代以降の324か月間を後半とした。どちらの期間も、ラグ1とラグ3では自己相関係数は0.04～0.07程度のプラスとなっており、短期的に緩やかなモーメンタム傾向が見られる。しかしながら、自己相関係数の水準は0.1未満と小さく、モーメンタムの強さはそれほど大きくない。

## (2) 月次効果

表5には、日経平均株価の月別リターンの平均値とメディアンを計測期間全体、1950年代（1950～59年）など、10年ごと（2010年代だけ2010～16年の7年間）、バブル期の終了した1980年代まで（40年間）と1990年代以降（27年間）に分けて計測した結果を示した。

計測期間全体を通して見ると、1月の平均リターンが2.34%と最も高く、顕著な1月効果が見られる。月次リターンの平均値は0.81%となっており、1月の平均リターンはその3倍近くに相当する。平均リターンがマイナスだった月は9月だけで、夏至を過ぎて昼の時間が次第に短くなる7～10月の平均リターンが相対的に低くなっている。

年代別に見ると、1月の平均リターンが相対的に高かったのは1980年代までで、1990年代以降は、1月効果は薄れている。特に、2000年代以降は、1月の平均リターンはマイナスとなっており、年平均リターンよりも低い状況である。

## (3) 上半期効果

わが国の株式市場では、上半期（1～6月）のリターンは下半期（7～12月）のリターンを1950～2016年の67年間で、43年間（約64%）で上回っており、年の前半の方が、株価が上昇しやすい。これは、上半期効果の存在と整合的である。しかしながら、表6を見ると、上半期のリターンが下半期よりも高い傾向は、概ね妥当している期間が多いが、「上-下」の列のデータに示されているように統計的な有意性はそれほど強くない。

表6には、1月のリターンとその他の月（2～12月）の平均リターンの差に関する統計量も示している。すでに指摘したように、1990年代以降は、1月効果は薄れてきているが、1980年代までは顕著な1月効果が存在し、1月のリターンは全期間では5%未満、1950～80年代までは1%未満の水準で有意に他の月のリターンよりも高かったことを示している。上半期のうち1月を除く2～6月の平均リターンと下半期の平均リターンの差を見ると、上半期の方が高くなりやすいという傾向は概ね妥当しているが、「2～6-下」の列のデータ

表5 月別リターン

平均値	年平均 (%)	1月 (%)	2月 (%)	3月 (%)	4月 (%)	5月 (%)	6月 (%)	7月 (%)	8月 (%)	9月 (%)	10月 (%)	11月 (%)	12月 (%)
全期間	0.81***	2.34***	0.87	1.03	1.45**	0.15	0.89	0.25	0.26	-0.59	0.33	1.21	1.52**
(t 値)	(3.33)	(2.90)	(1.44)	(1.37)	(2.13)	(0.23)	(1.52)	(0.41)	(0.32)	(-0.89)	(0.42)	(1.65)	(2.32)
1950年代	1.99**	5.10	1.25	-3.10	3.64*	0.47	2.24	2.80	5.49***	1.64	2.92	1.54	-0.12
1960年代	0.95*	5.14***	0.66	1.23	1.14	-0.28	2.32	-1.56	0.51	-0.85	-0.34	1.22	2.26
1970年代	0.97	3.08**	2.42*	2.94**	-1.20	0.50	1.96*	0.52	-1.75	0.21	-0.19	0.83	2.33
1980年代	1.57***	3.79***	0.89	4.03**	2.78**	0.31	1.25	-0.10	2.08*	-0.20	-0.12	2.52*	1.58
1990年代	-0.35	1.35	-0.86	-1.14	1.72	1.37	-2.34	1.43	-2.66	-2.55	1.07	-1.36	-0.24
2000年代	-0.31	-2.09	0.02	1.04	1.20	-0.04	1.11	-2.37	0.48	-2.81	-2.98	0.20	2.56
2010年代	0.85	-1.01	2.09	2.71	0.63	-1.87	-0.79	1.35	-3.48	0.85	2.64	4.55*	2.57
1950～80年代	1.37***	4.28***	1.30*	1.28	1.59*	0.25	1.94**	0.41	1.58	0.20	0.57	1.53*	1.52*
1990年代以降	-0.02	-0.54	0.23	0.67	1.24	0.01	-0.66	0.00	-1.71	-1.76	-0.03	0.75	1.53
メディアン	年平均	1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月
全期間	0.67	3.06	1.04	2.18	1.59	0.00	1.29	0.23	0.60	-0.19	0.66	1.08	1.85
1950年代	1.88	3.79	0.86	-1.45	2.48	1.19	2.38	3.48	4.73	1.08	3.51	0.91	0.98
1960年代	0.45	4.59	2.11	3.08	1.91	-0.20	2.04	-0.36	-1.03	-2.16	0.77	-0.27	1.93
1970年代	1.00	3.60	2.26	3.18	1.31	-0.69	2.31	0.66	-0.77	1.17	-0.11	-0.19	0.61
1980年代	1.38	3.20	0.62	3.26	2.53	-0.17	1.29	-0.41	1.48	0.21	0.40	1.11	1.86
1990年代	-0.09	-0.87	-1.03	-2.40	3.09	-0.10	-2.58	0.82	-2.46	-2.77	-0.13	1.89	1.67
2000年代	-0.15	-0.23	0.77	1.40	0.52	2.40	2.10	-2.64	-0.42	-2.39	-0.38	0.00	4.74
2010年代	0.65	0.09	3.77	3.71	-0.29	-0.62	-0.71	1.65	-2.04	0.34	1.49	5.80	2.94
1950～80年代	1.23	3.69	1.67	2.40	1.77	-0.17	2.12	0.48	1.70	0.25	1.09	0.15	1.64
1990年代以降	0.20	0.09	0.08	0.90	0.65	0.19	0.24	-0.07	-2.15	-2.33	0.24	2.70	2.94

(出所)日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 月次データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。

(注)単位は%。1950年1月～2016年12月の日経平均株価の年平均値と月別リターンの平均値とメディアンを計算した。全期間の平均値に関しては、0%から統計的に有意に異なっているかどうかのt値も示した。平均値とメディアンは、10年ごとの年代別(たとえば1950年代は1950～59年, 2010年代については5年間)とバブルの終了した1980年代まで、1990年代以降についても計測した。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意に0%から乖離していることを表している。

から判断すると統計的な有意性は高くない。

#### (4) セル・イン・メイ効果

セル・イン・メイ効果は、例年5～10月は株式のリターンが低迷する傾向があるため、年間を通じて株式を保有するよりは、5～10月は株式を非保有にした方が有利であるという経験則を反映している。

表6では、毎年5～10月の平均リターンとその他の月(1～4月と11, 12月)の平均リターンを比較し、その差分(5～10月-それ以外)を5月(セル・イン・メイ)効果と称した。5～10月の平均リターンはその他の月の平均リターンを著しく下回っており、わが国でもセル・イン・メイ戦略は有効であったことを示唆している。10年ごとの年代別に見ても、1950



表6 上半期効果

平均値	年平均 (%)	上半期 (%)	下半期 (%)	上-下 (%)	1月 (%)	2~12月 (%)	1-2~12月 (%)	2~6月 (%)	下半期 (%)	2~6-下 (%)	5~10月 (%)	それ以外 (%)	5月効果 (%)
全期間	0.81***	1.12***	0.50	0.63	2.34***	0.67***	1.67**	0.88***	0.50	0.38	0.21	1.40***	-1.19***
(t 値)	(3.33)	(3.66)	(1.48)	(1.49)	(2.90)	(2.81)	(2.12)	(2.90)	(1.48)	(0.89)	(0.69)	(4.49)	(-3.05)
1950年代	1.99**	1.60	2.38***	-0.78	5.10	1.71**	3.40	0.90	2.38***	-1.48	2.59**	1.39	1.21
1960年代	0.95*	1.70**	0.21	1.49	5.14***	0.57	4.57***	1.01	0.21	0.81	-0.03	1.94**	-1.98**
1970年代	0.97	1.62*	0.32	1.29*	3.08**	0.78	2.30**	1.32	0.32	1.00	0.21	1.73	-1.53
1980年代	1.57***	2.17**	0.96**	1.21	3.79***	1.37***	2.42**	1.85**	0.96**	0.89	0.54**	2.60***	-2.06***
1990年代	-0.35	0.02	-0.72	0.73	1.35	-0.51	1.85	-0.25	-0.72	0.47	-0.61	-0.09	-0.52
2000年代	-0.31	0.21	-0.82	1.03	-2.09	-0.14	-1.95	0.67	-0.82	1.49	-1.10	0.49	-1.59
2010年代	0.85	0.29	1.41	-1.12	-1.01	1.02	-2.04	0.55	1.41	-0.86	-0.22	1.92	-2.14
1950~80年代	1.37***	1.77***	0.97**	0.81*	4.28***	1.11***	3.17***	1.27***	0.97**	0.30	0.83**	1.92***	-1.09**
1990年代以降	-0.02	0.16	-0.20	0.36	-0.54	0.02	-0.56	0.30	-0.20	0.50	-0.69	0.65	-1.34*
メディアン	年平均	上半期	下半期	上-下	1月	2~12月	1-2~12月	2~6月	下半期	2~6-下	5~10月	それ以外	5月効果
全期間	0.67	3.20	1.04	2.06	3.20	-0.34	1.34	0.17	0.60	-0.13	0.05	1.58	-1.60
1950年代	1.88	1.58	2.02	0.20	3.79	1.82	3.63	1.11	2.02	-0.83	2.24	0.42	1.81
1960年代	0.45	1.80	-0.28	1.34	4.59	-0.14	4.22	1.06	-0.28	1.15	-0.40	1.67	-2.16
1970年代	1.00	1.52	0.14	0.58	3.60	0.59	2.83	0.74	0.14	0.22	0.04	2.34	-1.01
1980年代	1.38	1.72	1.26	0.91	3.20	1.06	2.66	1.55	1.26	0.61	0.61	2.31	-1.90
1990年代	-0.09	0.92	-1.16	2.72	-0.87	-0.35	-0.54	0.37	-1.16	1.18	-0.65	0.56	-1.42
2000年代	-0.15	0.24	-1.62	2.30	-0.23	-0.36	-1.80	0.63	-1.62	2.25	-1.00	0.85	-1.87
2010年代	0.65	-0.61	2.41	-1.20	0.09	1.48	1.72	0.36	2.41	-1.76	-0.16	1.89	-2.05
1950~80年代	1.23	1.73	0.97	0.56	3.69	0.93	3.02	1.20	0.97	0.00	0.57	1.81	-1.29
1990年代以降	0.20	0.29	-0.48	1.76	0.09	0.22	0.08	0.40	-0.48	1.25	-0.60	0.93	-1.82

出所) 日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 月次データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。

(注) 単位は%。上半期は1~6月の平均リターン, 下半期は7~12月の平均リターン, 上-下は「上半期の平均リターン-下半期の平均リターン」。1月は1月のリターン, 2~12月は2~12月の平均リターン, 「1-2~12月」は「1月のリターン-2~12月の平均リターン」。2~6月は, 2~6月の平均リターン, 「2~6-下」は, 「2~6月のリターン-下半期の平均リターン」。5~10月は5~10月の平均リターン, それ以外は1~4月, 11~12月の平均リターン, 5月効果は, 「5~10月のリターン-それ以外のリターン」。それぞれについて, 表5と同様の計測を行った。\*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%の水準で統計的に有意に0%から乖離していることを表している。

年代を除くすべての時期において5~10月の平均リターンはその他の月の平均リターンを下回っていた。この点は, メディアンで見ても, 同様であった。

#### (5) 1月バロメーター効果

その他の月次リターン関連の季節性として, 1月バロメーター効果がある。アメリカでは, 1月に株価が上昇すると, その年の残りの11か月間も株価が上昇する傾向があるとされる。わが国の株式市場では, 67年間のうち1月の日経平均株価が上昇した年は47年間, 下落した年は20年間となっている。1月に株価が上昇した47年間のうち31年間(67%)において残りの11か月間の株価が上昇しているが, 1月に株価が下落した20年間のうち12年間(60%)では,

残りの11か月間で株価が上昇している。

この結果は、1月に株価が上昇しても下落しても、残りの11か月間は株価が上昇する確率が高くなっていることを示している。これは、わが国では、戦後概ね株価は上昇局面になっていることと整合的であり、9月以外はすべての月で平均リターンがプラスとなっていることから確認できる(表5を参照)。わが国では、特に1月の株価変動が、その後の月の株価変動を占うバロメーターになっているとは必ずしもいえない。

## 6. 日次リターンに基づく計測結果

月次データの計測と同様、1949年の年末から2016年の年末までの日次データに基づいて1950～2016年の日次リターンを計算して、規則性の有無に関する検証を行った。

### (1) 基本統計量

表7には、基本的な統計量として、日経平均株価の日次平均リターンとリスク、自己相関係数を示した。

平均リターンに関しては、月次リターンの場合と同様の傾向が見られた。しかしながら、リスクに関しては、日次リターンで計測した場合の方が、最近のリスク水準が高くなっている。わが国では1990年代以降、バブルの崩壊や金融危機等の影響を受けて日次リターン・ベースの株式投資リスクが著しく上昇していたことがうかがわれる。

一方、自己相関係数を見ると、1980年代まで(全期間の前半)は、日次リターンのラグ1の自己相関係数が0.13～0.14程度となっており、緩やかなモーメント傾向が存在する。しかしながら、1990年代以降は、ラグ1～6において自己相関係数は若干のマイナスとなっており、緩やかな平均回帰傾向が見られる。ただし、マイナスとは言え、絶対値は非常に小さく、概ねリターンの自己相関は小さいと言える。

表7 日次リターンの基本統計量

年代	平均リターン			リスク (標準偏差)		
	前半 (%)	後半 (%)	全体 (%)	前半 (%)	後半 (%)	全体 (%)
1950年代	0.085	0.062	0.073	1.174	0.639	0.945
1960年代	0.026	0.047	0.037	0.901	0.784	0.845
1970年代	0.039	0.040	0.039	1.063	0.570	0.856
1980年代	0.041	0.094	0.067	0.617	0.949	0.797
1990年代	-0.043	0.007	-0.018	1.586	1.464	1.526
2000年代	-0.029	0.008	-0.010	1.516	1.746	1.634
2010年代	0.051	0.030	0.045	1.379	1.532	1.424
全期間	0.054	0.001	0.035	0.863	1.542	1.156
ラグ	自己相関係数					
	前半	後半	全体			
1	0.136	-0.029	0.035			
2	-0.003	-0.035	-0.027			
3	0.019	-0.004	0.002			
4	0.019	-0.016	-0.002			
5	0.027	-0.011	0.009			
6	0.008	-0.018	-0.007			
7	-0.036	0.007	-0.010			
8	-0.013	0.009	0.001			
9	0.005	0.007	0.008			
10	0.001	0.023	0.016			
11	-0.001	0.003	0.003			
12	0.004	0.000	0.004			

(出所)日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 日次データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。

(注)1950年代は1950年1月～1959年12月(前半は1950年1月～1954年12月, 後半は1955年1月～1959年12月), 1960年代以降も同様。全期間は1950年1月～2016年12月(前半は1950年1月～1989年12月, 後半は1990年1月～2016年12月)。各期間の日経平均株価の日次平均リターン, 日次リターンの標準偏差(リスク, 年率換算なし)を計算した。

自己相関係数に関しては, 前半は1950年1月～1989年12月, 後半は1990年1月～2016年12月, 全体は1950年1月～2016年12月。前半と後半は期間の長さが異なるが, 1980年代までとそれ以降では, 株式市場の特性に変化が生じている可能性が高いため, 敢えてこの期間で前半と後半を分けた。各期間に対応するラグ1～12までの日次リターンの自己相関係数を計算した。

## (2) 曜日効果

表8には, 曜日効果に関する計測結果を示した。

パネルAには, 計測期間中の曜日ごとの営業日数が示されている。週平均の欄の数値は, 1日でも取引が行われた週の数を表している。1950～60年代は, どの曜日も均等に国民の祝日に該当した場合に休業日となる状況であり, 営業日数はほぼ同様であった。1970年代以降は, 1973年から週休2日制への段階的な移行と振替休日制度が1973年に始まったことの影響で, 土曜日と月曜日の営業日数が相対的に減少し始めた。1989年2月以降, 完全週休2日制

表8 曜日効果

## A. サンプル数

サンプル数	月曜日	火曜日	水曜日	木曜日	金曜日	土曜日	週平均
全期間	3,222	3,340	3,345	3,344	3,344	1,734	3,490
1950年代	500	498	503	501	504	500	520
1960年代	501	501	502	502	496	503	521
1970年代	488	502	495	499	496	412	520
1980年代	484	494	499	494	498	319	520
1990年代	478	496	494	497	500	—	522
2000年代	454	500	502	502	499	—	522
2010年代	317	349	350	349	351	—	365
週休1日制	1,153	1,149	1,152	1,153	1,147	1,150	1,197
移行期	772	800	800	797	803	584	836
週休2日制	1,297	1,391	1,393	1,394	1,394	—	1,457

## B. 曜日別平均リターン

平均値	月曜日 (%)	火曜日 (%)	水曜日 (%)	木曜日 (%)	金曜日 (%)	土曜日 (%)	週平均 (%)
全期間	-0.052**	-0.003	0.085***	0.064***	0.026	0.134***	0.036***
(t 値)	(-2.34)	(-0.15)	(4.16)	(3.08)	(1.30)	(8.25)	(3.92)
1950年代	-0.097**	0.030	0.092**	0.137***	0.073*	0.206***	0.070***
1960年代	-0.043	0.065*	0.009	0.093**	0.036	0.060**	0.038**
1970年代	-0.014	-0.097***	0.170***	0.008	0.067*	0.115***	0.041**
1980年代	-0.015	-0.069	0.219***	0.044	0.091***	0.162***	0.072***
1990年代	-0.168**	0.079	0.015	0.067	-0.087	—	-0.009
2000年代	-0.025	0.002	-0.033	0.024	-0.021	—	0.002
2010年代	0.028	-0.046	0.139*	0.081	0.021	—	0.037
週休1日制	-0.051*	0.037	0.068**	0.114***	0.061**	0.131***	0.060***
(t 値)	(-1.76)	(1.42)	(2.43)	(3.86)	(2.29)	(6.28)	(4.60)
移行期	-0.033	-0.110***	0.197***	0.011	0.077***	0.138***	0.047***
(t 値)	(-1.16)	(-3.45)	(6.73)	(0.41)	(2.80)	(5.57)	(3.89)
週休2日制	-0.064	0.025	0.035	0.053	-0.032	—	0.010
(t 値)	(-1.40)	(0.63)	(0.87)	(1.30)	(-0.81)	—	(0.55)

## C. 対週平均リターン

平均値	月曜日 (%)	火曜日 (%)	水曜日 (%)	木曜日 (%)	金曜日 (%)	土曜日 (%)
全期間	-0.084***	-0.039**	0.049***	0.031*	-0.005	0.087***
(t 値)	(-4.16)	(-2.14)	(2.65)	(1.69)	(-0.27)	(5.66)
1950年代	-0.168***	-0.045	0.017	0.066*	-0.005	0.134***
1960年代	-0.085**	0.023	-0.028	0.053	0.009	0.028
1970年代	-0.057	-0.135***	0.121***	-0.033	0.031	0.089***
1980年代	-0.085***	-0.139***	0.149***	-0.022	0.024	0.106***
1990年代	-0.154**	0.097	0.026	0.091	-0.065	—
2000年代	0.001	0.002	-0.023	0.029	-0.009	—
2010年代	-0.010	-0.093	0.091	0.035	-0.024	—
週休1日制	-0.113***	-0.027	0.005	0.055**	0.004	0.076***
(t 値)	(-4.35)	(-1.20)	(0.21)	(2.12)	(0.17)	(3.81)
移行期	-0.078***	-0.153***	0.149***	-0.034	0.033	0.109***
(t 値)	(-2.89)	(-5.50)	(5.40)	(-1.42)	(1.39)	(4.69)
週休2日制	-0.062	0.016	0.027	0.049	-0.034	—
(t 値)	(-1.49)	(0.44)	(0.74)	(1.35)	(-0.96)	—

(出所)日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 日次データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。

(注) Aは、曜日ごとのサンプル数を表している。週平均は、計測期間中の週の数を表している。Bは、曜日ごとのリターンの平均値と週平均リターンの平均値を全期間、10年ごとの年代別、土曜日の休業日の状況に応じた時期別に計測した。Cは、各曜日のリターンとその週の平均リターンの格差を各時間について平均したもの。

週休1日制は1950年1月4日～1972年12月28日、移行期は1973年1月4日～1989年2月3日、週休2日制は1989年2月6日～2016年12月30日。\*\*\*は1%、\*\*は2%、\*は10%の水準で統計的に有意に0%から乖離していることを表している。

への移行が完了したことに伴って、1990年代以降は土曜日の営業日がゼロとなり、2000年代以降はハッピーマンデー制度の導入に伴って、月曜日の営業日数の減少のペースが加速している。2000年代以降は、月曜日の営業日数は他の曜日と比べて1割近く少ない状況である。その結果、火曜日が週初となるケースが増えている。

パネルBには、曜日ごとの平均リターンが示されている。全期間の計測結果を見ると、月曜日の平均リターンが他の曜日よりも顕著に低く、明確な曜日効果が見られる。月曜日の次にリターンが低いのが火曜日で、最もリターンの高かった曜日が土曜日であった。全体的に見ると、週末のリターンが高く、週初のリターンが低い傾向が見られる。計測期間中、月曜日は3,222日あったが、そのうち月曜日の平均リターンが週平均リターンよりも低かったのは1,653日(51.3%)であり、それほど比率は高くない。週初に大きく値下がりすることが多く、平均リターンを引き下げているものと推察される。計測期間を10年ごと、土曜日が休業日になる前後(週休1日制、移行期、週休2日制)に分けて計測しても、どの期間でも概ね月曜日の平均リターンは週平均リターンよりも低く、曜日効果は計測期間を通じて安定的に見られる。

パネルCには、各曜日のリターンから週平均リターンを控除したうえで、その平均値に関する統計を示した。統計的に有意に月曜日のリターンが相対的に低い曜日効果が存在したのは1990年代までであって、2000年代以降は、曜日効果の統計的な有意性は見られない。どの曜日に関しても、週平均リターンと統計的に有意に異なっていないことがわかる。

### (3) 祝日効果

次に、祝日の前日のリターンが高く、祝日の翌日のリターンが低いとする祝日効果の有無について検証を行う。表9を見ると、祝日前後のリターンの大小関係は時期によって大きく異なることがわかる。1980年代までは、祝日直前のリターンが高く、祝日直後のリターンが相対的に低い祝日効果が見られた。ところが1990年代には祝日前後のリターンの大小関係があいまいになり、2000年代には、むしろ祝日直後のリターンの方が高くなるという逆転現象が起こっている。

表9 祝日効果

平均値	前日 (%)	翌日 (%)	翌日-前日 (%)	t 値	平均 (%)	前日/平均 (倍)	サンプル数	
							前日	営業日
全期間	0.135***	0.106*	-0.029	-0.39	0.035***	3.89	691	18,329
1950年代	0.213*	-0.086	-0.299**	-2.53	0.073***	2.90	72	3,006
1960年代	0.265***	-0.072	-0.337***	-3.34	0.037**	7.24	79	3,005
1970年代	0.177**	-0.036	-0.214	-1.61	0.039**	4.53	104	2,892
1980年代	0.229***	0.062	-0.166**	-2.53	0.067***	3.41	109	2,788
1990年代	0.183	0.038	-0.145	-0.74	-0.018	—	122	2,465
2000年代	-0.041	0.698***	0.739**	2.44	-0.010	—	121	2,457
2010年代	-0.040	-0.081	-0.041	-0.19	0.045	-0.90	84	1,716
週休1日制	0.242***	-0.090	-0.331***	-4.52	0.060***	4.01	183	6,907
移行期	0.195***	0.048	-0.148*	-1.82	0.043***	4.58	172	4,558
週休2日制	0.047	0.243**	0.196	1.37	0.004	11.20	336	6,864

(出所)日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室, 日々データ: <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)

(注) 祝日を含む休業日の前日のリターン, 翌日のリターン, 翌日のリターン-前日のリターンを計測した。平均は, 該当する計測期間中の全営業日の平均リターン, 前日/平均は, 各期間中の祝日前日の平均リターン÷全営業日の平均リターン。ただし, 飛び石連休の場合(たとえば, 5月3日と5月5日が休業日で5月4日が営業日の場合)には, 飛び石連休の間の営業日(5月4日)が祝日(5月3日)の翌日と次の祝日(5月5日)の前日という形で2度登場し, リターンが相殺されることになるため, 休日と同様の取扱いをした。すなわち, 5月2日を前日, 5月6日を翌日とし, 5月4日のリターンは計算の際に用いなかった。週休1日制は1950年1月4日~1973年1月6日, 移行期は1973年1月8日~1989年2月3日, 週休2日制は1989年2月6日~2016年12月30日。\*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%の水準で統計的に有意に0%から乖離していることを表している。

これを土曜日の休業日の増加に伴う週休1日制から週休2日制への移行という観点で見ると, 週休1日制の時期には顕著な祝日効果が見られたが, 移行期にはこの効果が弱まり, 週休2制になると, むしろ祝日直後のリターンの方が高くなっている。土曜日の休業日が増加したことにより, 投資家にとっての祝日の意義が薄れてしまったことが背景にある可能性がある。

表9には, 祝日の前後でのリターンの比較ばかりでなく, 各期間の平均リターン<sup>15</sup>と祝日前日のリターンを比較した結果も示している。全期間で見ると, 祝日の前日は, 平均リターンと比べて4倍以上も高いリターンになる傾向があったことがわかる。しかしながら, 年代別で見ると, 祝日のリターンが平均リターンよりも低かったのは1990年代までであって, 2000年代以降は, 祝日効果は見られない。

<sup>15</sup> 各週の平均リターンをそれぞれの計測期間に応じて平均したもので, 表8の週平均リターンと同様の数値。

#### (4) 月末・月初効果

表10には、月末と月初数日間のリターンが高いとする月末・月初効果の存在の有無に関する分析結果を示した。前月末と月初4営業日の平均リターン（表では「月末・月初」と表記）から月の第5営業日以降、月末の前営業日までの平均リターン（その他）を控除したリターン（差分）を見ると、統計的に有意に月末・月初のリターンが残りの営業日のリターンを上回っており、わが国の株式市場でも月末・月初効果が存在していたことがわかる。しかしながら、年代別に見ると、統計的に有意な形で月末・月初効果が存在していたのは1960年代までである。その後の期間は、月末・月初効果はほぼ消失していると考えられる。

#### (5) 休日前効果と休日後効果

(2)では曜日効果、(3)では祝日効果について検証した。前者は、月曜日には他の曜日と比べて、顕著にリターンが低くなる傾向、後者は、国民の祝日の前日には顕著にリターンが高くなる傾向が存在することを示唆している。月曜日の平均リターンが低くなりやすいのは、月曜日に特有の現象なのか、それとも株式取引の休業日の翌日（休日後）に共通の特徴なのであろうか。特にハッピーマンデー制度の導入に伴って、土曜日から月曜日まで3連休になるケースが増えており、この場合には、火曜日が休日後になる。また、祝日効果に関しても、国民の祝日の前日は、通常の週末のような株式取引の休業日の前日（休日前）とは異なる何

表10 月末・月初効果

	月末・月初 (%)	その他 (%)	差分 (%)	t 値	サンプル数
全期間	0.066***	0.025**	0.041**	2.00	804
1950年代	0.173***	0.049*	0.124**	2.24	120
1960年代	0.104***	0.022	0.082**	2.01	120
1970年代	0.031	0.043**	-0.012	-0.28	120
1980年代	0.086***	0.065***	0.021	0.62	120
1990年代	0.005	-0.024	0.028	0.48	120
2000年代	0.055	-0.033	0.088	1.23	120
2010年代	-0.012	0.066**	-0.079	-1.04	84
週休1日制	0.138***	0.042***	0.096***	3.08	276
移行期	0.046	0.044***	0.002	0.06	193
週休2日制	0.019	0.000	0.019	0.50	335

(出所)日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）

(注)月末・月初は各月の前月末と月初4営業日の平均リターン（-1～+4）、その他は月初第5営業日から月末の前日までの平均リターン、差分は、月末・月初の平均リターン-その他の営業日の平均リターンを表している。週休1日制は1950年1月～1972年12月、移行期は1973年1月～1989年1月、週休2日制は1989年2月～2016年12月。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意に0%から乖離していることを表している。

らかの特殊な状況なのであろうか。曜日効果を休日後効果、祝日効果を休日前効果と一般化して認識することで、曜日効果と祝日効果について追加的な検証を行った。

表11には、休日の前日をダミー変数とする回帰分析結果が示されている。

まずパネルAでは、祝日も週末も区別せずに、休業日の前日をダミー変数とする回帰分析の結果を示した。休日前日ダミー変数に対する係数は統計的に有意に正となっており、顕著な休日前効果が見られる。しかしながら、この効果が統計的に有意であったのは1980年代までであり、1990年代以降は、休日前効果は消失している。

表11 休日前効果

A. 休日前効果

	切片		休日前		修正 決定係数	サンプル数
	係数	t 値	係数	t 値		
全期間	0.024**	2.48	0.053**	2.53	0.000	3,809
1950年代	0.043**	2.23	0.164***	3.73	0.004	566
1960年代	0.024	1.41	0.065*	1.66	0.001	575
1970年代	0.016	0.88	0.116***	2.93	0.003	582
1980年代	0.044***	2.59	0.113***	3.03	0.003	575
1990年代	-0.008	-0.21	-0.044	-0.60	-0.000	572
2000年代	-0.009	-0.25	-0.005	-0.07	-0.000	550
2010年代	0.061	1.57	-0.073	-0.89	-0.000	389
週休1日制	0.040***	3.26	0.107***	3.84	0.002	1,320
移行期	0.015	1.16	0.134***	4.58	0.004	928
週休2日制	0.013	0.61	-0.038	-0.87	-0.000	1,561

B. 国民の祝日と祝日以外の休日前

	切片		祝日前		祝日以外		修正 決定係数	サンプル数	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値		祝日前	それ以外
全期間	0.024**	2.48	0.110**	2.44	0.041*	1.78	0.000	691	3,118
1950年代	0.043**	2.23	0.144	1.28	0.167***	3.59	0.004	72	494
1960年代	0.024	1.41	0.255***	2.65	0.034	0.84	0.002	79	496
1970年代	0.016	0.88	0.163*	1.90	0.106**	2.47	0.002	104	478
1980年代	0.044***	2.59	0.180**	2.31	0.097**	2.39	0.003	109	466
1990年代	-0.008	-0.21	0.195	1.37	-0.108	-1.35	0.001	122	450
2000年代	-0.009	-0.25	-0.044	-0.29	0.006	0.06	-0.001	121	429
2010年代	0.061	1.57	-0.093	-0.58	-0.068	-0.75	-0.001	84	305
週休1日制	0.040***	3.26	0.197***	2.87	0.093***	3.13	0.002	182	1,138
移行期	0.015	1.16	0.180***	2.90	0.124***	3.88	0.004	172	756
週休2日制	0.013	0.61	0.033	0.39	-0.058	-1.20	-0.000	337	1,224

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工

(注)Aは、休日前を1とするダミー変数を説明変数、日経平均株価の日次リターンを被説明変数とする回帰分析の結果。Bは、休日前を国民の祝日とそれ以外の休日前に分けてダミー変数を作り、これを説明変数とする回帰分析の結果を表している。週休1日制は1950年1月4日～1973年1月6日、移行期は1973年1月8日～1989年2月3日、週休2日制は1989年2月6日～2016年12月30日。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意であることを表している。



次にパネルBでは、国民の祝日の前日とそれ以外の休業日の前日をそれぞれダミー変数とする回帰分析の結果を示した。全期間の結果を見ると、休業日が祝日の場合の方が休日前効果は強いが、週休1日制の時期と移行期には、祝日以外の休日前も、祝日前と同程度の有意性で高いリターンを示していた。そのため、休前にリターンが高くなりやすかったのは、必ずしも国民の祝日に限定された効果ではないと考えられる。

表12には、休日後効果関連のダミー変数を説明変数とする回帰分析結果が示されている。

まずパネルAでは、月曜日かどうかにはかかわらず、休日後（ハッピーマンデー後の火曜

表12 休日後効果

A. 休日後効果

	切片		休日後		修正 決定係数	サンプル数
	係数	t 値	係数	t 値		
全期間	0.052***	5.37	-0.080***	-3.81	0.001	3,810
1950年代	0.109***	5.73	-0.190***	-4.32	0.006	566
1960年代	0.054***	3.12	-0.088**	-2.26	0.001	575
1970年代	0.056***	3.14	-0.083**	-2.10	0.001	582
1980年代	0.084***	4.99	-0.085**	-2.23	0.001	575
1990年代	0.020	0.58	-0.163**	-2.25	0.002	572
2000年代	-0.038	-1.02	0.124	1.56	0.001	550
2010年代	0.052	1.34	-0.033	-0.40	-0.000	390
週休1日制	0.085***	7.01	-0.132***	-4.73	0.003	1,320
移行期	0.059***	4.47	-0.081***	-2.77	0.001	928
週休2日制	0.011	0.51	-0.028	-0.64	-0.000	1,562

B. 月曜日と月曜日以外の休日後

	切片		月曜日		月曜日以外		修正 決定係数	サンプル数	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値		祝日前	それ以外
全期間	0.052***	5.37	-0.103***	-4.60	0.047	0.97	0.001	3,222	588
1950年代	0.109***	5.73	-0.207***	-4.47	-0.065	-0.55	0.006	500	66
1960年代	0.054***	3.12	-0.097**	-2.34	-0.031	-0.31	0.001	501	74
1970年代	0.056***	3.14	-0.069	-1.63	-0.156*	-1.73	0.001	488	94
1980年代	0.084***	4.99	-0.099**	-2.48	-0.006	-0.07	0.002	484	91
1990年代	0.020	0.58	-0.188**	-2.41	-0.036	-0.23	0.002	478	94
2000年代	-0.038	-1.02	0.013	0.15	0.648***	3.80	0.005	454	96
2010年代	0.052	1.34	-0.025	-0.28	-0.069	-0.40	-0.001	317	73
週休1日制	0.085***	7.02	-0.136***	-4.62	-0.101	-1.41	0.003	1,153	167
移行期	0.059***	4.47	-0.093***	-2.94	-0.024	-0.36	0.001	773	155
週休2日制	0.011	0.51	-0.074	-1.58	0.197**	2.07	0.001	1,296	266

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）に基づいて筆者が加工

(注) Aは、休日後を1とするダミー変数を説明変数、日経平均株価の日次リターンを被説明変数とする回帰分析の結果。Bは、休日後を月曜日とそれ以外の休日後に分けてダミー変数を作り、これを説明変数とする回帰分析の結果を表している。週休1日制は1950年1月4日～1973年1月6日、移行期は1973年1月8日～1989年2月3日、週休2日制は1989年2月6日～2016年12月30日。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意であることを表している。

日や国民の祝日の翌日を含む)の営業日を1とするダミー変数を用いた回帰分析の結果を示した。その結果、ダミー変数に対する係数は1%未満の水準で統計的に有意にマイナスになる傾向が見られた。ところが、この効果が存続していたのは1990年代までであり、2000年代以降には、休日後効果は完全に消失している。

次にパネルBでは、月曜日とその他の休日後をそれぞれダミー変数とする回帰分析の結果を示した。全期間の計測結果を見ると、休日後効果が見られたのは月曜日だけであり、月曜日以外の休日後の営業日を1とするダミー変数に対する係数は統計的に有意に負とはなっていない。しかしながら、このような月曜日効果は1990年代まで一貫して見られたが、2000年代以降は消失している。2000年代には月曜日以外の休日後のダミー変数に対する係数が顕著に正となるなど、週休2日制への移行後は、休日後のリターンの特徴には大きな変化が見られる。

## 7. 気象条件と株式リターンの関係

Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] では、世界各国の株式リターンを被説明変数、秋ダミー変数(9月21日～12月20日を1, その他を0とするダミー変数)と(1)～(3)式で表されるSAD指標を説明変数とする重回帰分析を行ったところ、各国ともに、秋ダミー変数に対する係数は統計的に有意に負、SAD指標に対する係数は統計的に有意に正になりやすいことを示した。この計測結果を踏まえて、Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] では、秋には日照時間が次第に短くなる過程で投資家心理に悪影響が生じて、株式リターンが低下しやすく、冬至を過ぎて冬(12月21日～3月20日と定義)になると、日照時間が長くなり始めて、株式リターンの改善が見られるのであろうという解釈を示した。1月効果の背景には、このような日照時間と投資家心理の関係が背景にある可能性も示唆されている。

しかしながら、わが国のデータによって秋ダミー変数とSAD指標の相関係数を計測すると0.506となっており、多重共線性の可能性が疑われる。実際に、1961年1月4日～2016年12月30日までの日次データを用いて、株式リターンを被説明変数、秋ダミー変数とSAD指標を説明変数とする回帰分析を行うと、y切片の推計値は0.010(t値:0.79)、秋ダミー変数に対する係数の推計値は-0.063(t値:-2.39, 5%未満の水準で統計的に有意に負)、SAD指標に対する係数の推計値は0.046(t値:3.44, 1%未満の水準で統計的に有意に正)となり、Kamstra, Kramer, and Levi [2003, 2012] と整合的な結果が得られる(修正決定係数は0.001)。しかしながら、同じ計測期間のデータを用いて秋ダミー変数だけを説明変数とする単回帰分析を行うと、回帰係数の推計値が-0.017(t値:-0.75)となり、秋にリターンが低くなる

という結論は導かれていない（表13を参照<sup>16</sup>）。多重共線性の影響で、回帰分析結果に歪みが生じている可能性が疑われる。

また、日照時間が長くなる過程で株式リターンに改善効果が見られることを示すためには、SAD指標（相対的な夜の長さ）の水準そのものよりは、SAD指標の変化を用いた方が仮説そのものの直接的な検証になるのではないかと考えられる。さらに、カレンダー上は日照時間（昼の時間）が長くなっていても、終日雨天や曇天のために、実際の日照時間が短かった

表13 日次リターンを被説明変数とする単回帰分析の結果

	全期間		週休1日制		移行期		週休2日制	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
1月	0.063*	1.72	0.151***	2.73	0.124***	2.87	-0.030	-0.44
休日前	0.031	1.31	0.058	1.54	0.134***	4.58	-0.041	-0.93
祝日前	0.093*	1.88	0.195**	2.19	0.159**	2.56	0.034	0.41
祝日以外の休日前	0.011	0.43	0.026	0.66	0.115***	3.64	-0.060	-1.24
休日後	-0.058**	-2.41	-0.083**	-2.21	-0.081***	-2.77	-0.028	-0.64
月曜日	-0.084***	-3.28	-0.068*	-1.71	-0.092***	-2.92	-0.084*	-1.79
月曜日以外の休日後	0.080	1.48	-0.137	-1.46	-0.001	-0.11	0.212**	2.23
月末月初	0.022	0.94	0.062*	1.67	0.003	0.10	0.020	0.46
雲の量	-0.013***	-4.49	-0.019***	-4.35	-0.009***	-2.56	-0.012**	-2.20
Δ雲の量	-0.013***	-4.63	-0.019***	-4.57	-0.009***	-2.87	-0.011**	-2.24
日照時間	0.009***	3.82	0.015***	4.09	0.007**	2.38	0.008*	1.67
Δ日照時間	0.008***	3.89	0.017***	5.36	0.009***	3.72	0.003	0.75
昼の長さ	-0.014**	-2.43	-0.021**	-2.36	-0.013*	-1.84	-0.012	-1.06
Δ昼の長さ	0.478**	2.20	1.190***	3.01	0.761***	2.65	0.149	0.41
日照時間÷昼	0.122***	4.18	0.202***	4.51	0.097***	2.73	0.095*	1.77
Δ（日照時間÷昼）	0.094***	3.87	0.203***	5.36	0.109***	3.66	0.033	0.75
秋	-0.017	-0.75	-0.050	-1.47	-0.010	-0.37	-0.004	-0.09
SAD指標	0.030***	2.59	0.052***	3.02	0.026*	1.87	0.020	0.94

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）に基づいて筆者が加工。雲の量と日照時間は、気象庁のホームページから入手。

(注)「1月」～「月末月初」は、本文の4で説明しているダミー変数。「雲の量」と「日照時間」は、気象庁の公表している東京の雲の量（0～10）と実際の日照時間。「昼の長さ」は、夜明けから日没までの時間、「日照時間÷昼」は、「昼の長さ」に対する実際の日照時間の比率。Δは、対前日変化幅。「秋」は毎年9月21日～12月20日を1、それ以外の日を0とするダミー変数、SAD指標は本文の（1）～（3）で定義されている指標。日経平均株価の日次リターンを被説明変数、各指標を説明変数とする単回帰分析を行い、説明変数に対する回帰係数とその統計的有意性に関する結果を表している。ただし、「日照時間÷昼の長さ」に関しては、%表示の数値を用いて回帰分析を行うと、回帰係数の数値が極めて小さくなるため、小数点表示の数値を説明変数とした（たとえば昼の長さに対する日照時間の比率が10%の場合には、0.1とした）。この点は表17も同様。計測期間は、全期間が1961年1月4日～2016年12月30日、週休1日制が1961年1月4日～1973年1月6日、移行期が1973年1月8日～1989年2月3日、週休2日制が1989年2月～2016年12月30日。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意であることを表している。

<sup>16</sup> SAD指標を説明変数とする単回帰を行うと、係数は1%未満の水準で統計的に有意に正となっている。

場合には、投資家心理が改善するかどうか定かでない。そのため、一度原点に戻って、雲の量や実際の日照時間も加えて気象データと株式リターンの関係に関する分析を行うことで、株式リターンとの関係の強い気象データを特定化しようと試みた。そこで、まず日経平均株価の日次データを被説明変数、各種ダミー変数や気象データ等を説明変数とする単回帰分析を行った。ただし、計測期間は気象庁のデータ公表期間に合わせて、1961年から2016年まで(15,021営業日)とした。

表13に、回帰分析の結果が示されている(参考までに、気象データ以外の指標を説明変数とする回帰分析結果も掲載している)。「昼の長さ」に対する係数は統計的に有意に負となっており、昼の時間が長い(夜の時間が短い)時期ほど、株式のリターンが低くなっている。これに対して、昼の長さの変化( $\Delta$ 昼の長さ)を説明変数とすると、係数は統計的に有意に正となっている。すなわち、昼の時間が長くなるにしたがって(夜の時間が短くなるにしたがって)リターンが高くなりやすいことを示唆しており、投資家は、日照時間の変化に反応して、株価形成している状況と整合的である。

表13には、東京の雲の量(0~10)と実際の日照時間を説明変数とする回帰分析結果も示している。雲の量に対する係数は統計的に有意に負となっており、東京の雲の量が多い日には、株式のリターンが低くなりやすいことが示されている。また、実際の日照時間が長い日には、株式のリターンが高くなりやすいことも示されており、投資家は、気象状況の影響を受けやすいことを示唆している。「日照時間÷昼」は、夜明けから日没までの「昼の長さ」に対する実際の日照時間の割合を示している。この指標に対する係数は統計的に有意に正となっており、カレンダー上、想定される日照時間に対して、どの程度の割合で実際に日照時間が確保されていたかによって、株式のリターンが影響を受ける傾向があることが示唆されている。

1961~2016年の期間について雲の量と実際の日照時間の相関係数を計算すると-0.785となっており、曇りの日には日照時間が短いことが示されている。これに対して、昼の長さとの間の相関係数は-0.034となっており、夜明けから日没までの長さとの間の相関は見られないことがわかる。

表14には、気象状況に関する4種類の指標(東京の雲の量、実際の日照時間、夜明けから日没までの昼の長さ、日照時間÷昼の長さ)を水準に応じて分類したうえで、計測期間中の日次平均リターンに対する超過リターンの平均値を示した。雲の量に関しては、雲の量が空全体の2割未満の晴天の日には、株式リターンが相対的に高くなりやすく、雲の量が10割の曇天の日にはリターンが相対的に低くなりやすいことが示されている。実際の日照時間に関しても、日照時間が0時間の日にはリターンが相対的に低くなりやすく、日照時間が8時間以上の日にはリターンが相対的に高くなりやすい。これに対して、夜明けから日没までの昼

の時間に関しては、昼の時間が10時間未満の日にはリターンが相対的に高くなりやすく、昼の時間が14時間を超える日にはむしろリターンが相対的に低くなりやすいことが示されている。最後に、「実際の日照時間÷昼の長さ」に関しては、この比率が0%の場合にリターンが相対的に低く、80～90%の場合にリターンが相対的に高くなりやすい。これらの傾向は、週

表14 気象データと株式リターン (1)

東京雲量 (10分比)	全期間 (%)	週休1日制 (%)	移行期 (%)	週休2日制 (%)	サンプル数			
					全期間	週休1日制	移行期	週休2日制
0～1未満	0.118***	0.104***	0.049	0.179***	1,365	388	446	531
1～2	0.079*	0.090	0.076*	0.076	654	140	212	302
2～3	0.024	0.067	0.033	-0.006	965	229	309	427
3～4	0.019	0.079	-0.017	0.007	838	214	249	375
4～5	-0.010	-0.059	0.083*	-0.053	889	204	287	398
5～6	-0.015	0.115**	-0.028	-0.068	1,202	270	367	565
6～7	0.008	0.042	-0.011	0.005	999	220	332	447
7～8	0.017	-0.094**	0.030	0.073	1,508	397	443	668
8～9	-0.034	0.065	-0.071*	-0.061	1,257	300	392	565
9～10	0.013	0.029	-0.024	0.031	1,682	360	519	803
10	-0.064***	-0.121***	-0.027	-0.056	3,662	877	1,002	1,783

東京日照時間 (時間)	全期間 (%)	週休1日制 (%)	移行期 (%)	週休2日制 (%)	サンプル数			
					全期間	週休1日制	移行期	週休2日制
0	-0.072***	-0.138***	-0.059**	-0.045	2,640	634	801	1,205
0超～1未満	-0.007	-0.003	0.004	-0.010	1,116	230	298	588
1以上～2	-0.030	-0.086	0.011	-0.028	826	191	248	387
2～3	0.045	0.080	0.009	0.048	747	188	201	358
3～4	-0.072*	-0.025	-0.023	-0.128*	703	174	204	325
4～5	-0.023	0.032	-0.013	-0.054	770	177	229	364
5～6	0.008	0.090	-0.052	0.010	870	191	276	403
6～7	0.025	-0.033	0.039	0.048	966	250	302	414
7～8	-0.014	0.001	-0.024	-0.019	1,232	333	388	511
8～9	0.070***	0.074**	0.044	0.084	1,735	434	593	708
9～10	0.035	0.017	0.043	0.040	1,551	344	479	728
10～11	0.000	0.090	0.007	-0.049	878	220	237	421
11超	0.067*	0.091*	0.040	0.072	987	233	302	452

昼の長さ (時間)	全期間 (%)	週休1日制 (%)	移行期 (%)	週休2日制 (%)	サンプル数			
					全期間	週休1日制	移行期	週休2日制
10未満	0.056***	0.097**	0.068**	0.027	2,053	489	622	942
10～10.5	0.032	0.052	0.001	0.042	1,626	388	502	736
10.5～11	-0.006	0.025	-0.005	-0.022	1,228	296	371	561
11～11.5	-0.027	-0.055	-0.017	-0.019	1,075	261	321	493
11.5～12	-0.016	-0.080	0.011	0.000	1,115	263	339	513
12～12.5	0.031	0.020	0.034	0.034	994	246	296	452
12.5～13	0.016	0.037	-0.042	0.045	1,226	288	378	560
13～13.5	-0.031	-0.147**	0.005	0.005	1,204	288	356	560
13.5～14	-0.029	0.024	-0.014	-0.069	1,226	298	381	547
14～14.5	-0.048**	-0.057	-0.053**	-0.041	2,323	556	707	1,060
14.5以上	0.023	0.051	0.028	0.006	951	226	285	440

日照時間÷昼 (%)	全期間 (%)	週休1日制 (%)	移行期 (%)	週休2日制 (%)	サンプル数			
					全期間	週休1日制	移行期	週休2日制
0	-0.072***	-0.138***	-0.059**	-0.045	2,640	634	801	1,205
0超～10未満	-0.039	-0.020	-0.026	-0.049	1,374	286	381	707
10～20	0.023	-0.025	0.034	0.044	955	243	263	449
20～30	-0.037	-0.022	-0.023	-0.051	895	216	251	428
30～40	0.008	0.088	0.012	-0.032	894	203	271	420
40～50	-0.026	-0.003	-0.071*	-0.007	991	236	315	440
50～60	0.025	0.005	0.015	0.041	1,131	273	342	516
60～70	-0.034	-0.055	0.004	-0.055	1,307	336	430	541
70～80	0.037	0.081**	0.006	0.028	1,557	411	514	632
80～90	0.102***	0.110***	0.091***	0.101**	2,333	607	802	924
90～100	-0.007	0.025	-0.054	0.010	944	154	188	602

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。雲の量と日照時間は、気象庁のホームページから入手。

(注)計測期間は、表13と同様。東京の雲の量、実際の日照時間、夜明けから日没までの昼の長さ、日照時間÷昼の長さに応じて区分したうえで、各期間の日次リターンの平均値に対する各区分の平均リターンの超過リターンを計測した。0%を有意に上回っているかどうかのt値と統計的な有意性を示している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意であることを表している。

休1日制の時期ばかりでなく、移行期や週休2日制の時期にもおおむね妥当していた。

さらに、雲の量、日照時間、日照時間÷昼の長さの3指標について、概ねサンプル数が3分の1ずつになるように区分を決めたうえで、雲の量が少なかった日と多かった日の株式リターンの平均値の格差等に関するZ検定を行った(計測結果は表15に掲載)。1989年2月以降に週休2日制に移行された時期も含めて、雲の量の少なかった日(10分位で0～5未満)の株式リターンは、雲の量の多かった日(9超)の株式リターンと比べて、0.1%(年率約20%)程度高くなる傾向が存在していたことになる。平均リターンの格差の大きさは異なるものの、日照時間の短い日(0～2.5時間)と長い日(8時間超)の株式リターンの格差や「日照時間÷昼の長さ」の比率の小さかった日(0～20%)と大きかった日(70%超)の株式リターンの格差も、絶対値で見るとほぼ同程度の水準であった。統計的な有意性は小さくなるものの、気象条件と株式リターンの間には、2000年代以降にも同様の傾向が存続していた点が注目に値する。

表15 気象データと株式リターン (2)

雲量 (10分比)	0～5未満 (%)	9超～10 (%)	差分 (%)	z 値	サンプル数	
					0～5未満	9超～10
全期間	0.076	-0.027	0.103***	4.26	4,711	5,005
1960年代	0.097	-0.064	0.161***	4.02	873	884
1970年代	0.085	-0.004	0.089**	2.24	981	875
1980年代	0.104	0.040	0.064*	1.82	887	908
1990年代	0.004	-0.060	0.064	0.81	757	817
2000年代	0.041	-0.103	0.144*	1.77	720	881
2010年代	0.135	0.045	0.090	1.09	493	640
週休1日制	0.104	-0.046	0.150***	4.12	1,175	1,168
移行期	0.088	0.019	0.068**	2.41	1,503	1,419
週休2日制	0.052	-0.045	0.096**	2.11	2,033	2,418

日照時間 (時間)	0～2.5時間 (%)	8時間超 (%)	差分 (%)	z 値	サンプル数	
					0～2.5時間	8時間超
全期間	-0.020	0.071	-0.091***	-3.78	5,046	5,009
1960年代	-0.068	0.089	-0.157***	-3.87	871	889
1970年代	-0.006	0.088	-0.094**	-2.45	940	971
1980年代	0.049	0.099	-0.050	-1.44	927	955
1990年代	-0.025	-0.011	-0.014	-0.19	862	785
2000年代	-0.062	0.024	-0.085	-1.07	861	797
2010年代	-0.012	0.137	-0.149*	-1.77	585	612
週休1日制	-0.040	0.105	-0.145***	-3.98	1,178	1,186
移行期	0.015	0.083	-0.069**	-2.47	1,474	1,562
週休2日制	-0.032	0.044	-0.076*	-1.69	2,394	2,261

日照時間÷昼 (%)	0～20% (%)	70%超 (%)	差分 (%)	z 値	サンプル数	
					0～20%	70%超
全期間	-0.020	0.085	-0.104***	-4.29	4,969	4,834
1960年代	-0.067	0.117	-0.184***	-4.56	865	880
1970年代	-0.018	0.092	-0.110***	-2.80	917	948
1980年代	0.047	0.108	-0.061*	-1.72	912	911
1990年代	-0.016	0.035	-0.051	-0.64	841	748
2000年代	-0.065	0.028	-0.093	-1.15	857	766
2010年代	0.006	0.125	-0.119	-1.40	577	581
週休1日制	-0.044	0.130	-0.174***	-4.82	1,163	1,172
移行期	0.009	0.087	-0.077***	-2.69	1,445	1,504
週休2日制	-0.025	0.058	-0.084*	-1.84	2,361	2,158

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）に基づいて筆者が加工。雲の量と日照時間は、気象庁のホームページから入手。

(注) 全期間は、1961年1月4日～2016年12月30日。1960年代等は、10年ごとに計測期間を区切った場合、それ以外の区分は表13と同様。雲の量については、0以上5未満に該当する日の平均株式リターンと9超10以下に該当する日の平均株式リターンを計測し、その格差の検定（Z検定）を行った。日照時間については、2.5時間以下と8時間超、日照時間÷昼の長さについては、20%未満と70%超に該当する日の株式リターンの平均値を比較し、それぞれ差分のZ検定を行った。

## 8. 株式リターンの規則性に関する統合的な分析

最後にこれまでの分析結果を踏まえて、説明力の高かった変数を用いた重回帰分析を行った。多少アドホックではあるが、1月ダミー変数、祝日前ダミー変数、月曜日ダミー変数、雲の量を用いた回帰分析(表16)と雲の量の代わりに $\Delta$ 昼の長さ $\div$ 日照時間 $\div$ 昼の長さを用いた回帰分析(表17)の2通りを行った。

1月効果が見られるのは1980年代までであり、2000年代以降は1月ダミー変数に対する係数は負になっている。この点は表5と統合的な結果である。国民の祝日の前日に株式リターンが上昇しやすい傾向も、2000年以降は、ほぼ解消されている。月曜日のリターンが低くなりやすい曜日効果は、1990年代までは顕著に見られるが、2000年代以降は統計的な有意性は薄れている。このように、わが国の株式市場では、2000年代以降は、代表的な株式リターンの規則性とされていた1月効果も曜日効果も、ほぼ解消されていることがわかる。

雲の量を用いた回帰分析では、雲の量が多いと株式リターンが低く、雲の量が少ないと株式リターンが高くなりやすい傾向が2000年以降も継続して見られる。加藤・高橋[2004]では、1960～90年代の計測を行ったうえで、雲の量と株式リターンの関係は次第に希薄化しているという結論を導いた。ところが、表16のデータから見ると、2000年以降の計測期間に関しても、雲の量と株式リターンの間の負の相関性は(統計的な有意度は低下しているが)概ね維持されているように思われる。

一方、統合的分析(2)では、昼の長さの変化幅( $\Delta$ 昼の長さ)に対する係数は計測期間を通じて一貫して低下傾向にあり、2000年代には係数の推計値が負になっている。また、「日

表16 統合的分析(1)

	切片		1月		祝日前		月曜日		雲の量		修正 決定係数
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	
全期間	0.115***	4.99	0.031	0.84	0.083*	1.68	-0.082***	-3.22	-0.013***	-4.18	0.002
1960年代	0.135***	3.62	0.140**	2.25	0.203**	2.02	-0.084*	-1.94	-0.018***	-3.61	0.010
1970年代	0.111***	3.04	0.075	1.23	0.137	1.60	-0.063	-1.49	-0.011**	-2.36	0.003
1980年代	0.108***	3.08	0.099*	1.74	0.156**	2.01	-0.104***	-2.62	-0.006	-1.26	0.005
1990年代	0.050	0.68	0.080	0.69	0.205	1.44	-0.182**	-2.34	-0.008	-0.78	0.002
2000年代	0.132	1.64	-0.140	-1.12	-0.062	-0.40	-0.018	-0.22	-0.019*	-1.81	0.000
2010年代	0.170**	2.01	-0.146	-1.10	-0.130	-0.82	-0.020	-0.22	-0.015	-1.43	-0.000
週休1日制	0.148***	4.39	0.109*	1.94	0.187**	2.10	-0.069*	-1.73	-0.017***	-3.85	0.007
移行期	0.091***	3.32	0.104**	2.36	0.150**	2.42	-0.093***	-2.96	-0.007**	-2.05	0.005
週休2日制	0.110**	2.46	-0.063	-0.89	0.022	0.26	-0.081*	-1.73	-0.013**	-2.27	0.001

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ(日経平均プロフィールの日経平均資料室、日々データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>)に基づいて筆者が加工。雲の量は、気象庁のホームページから入手。

(注)1月ダミー変数、祝日前ダミー変数、月曜日ダミー変数、雲の量を説明変数、日経平均株価の日次リターンを被説明変数とする回帰分析の結果。期間の区分は表15と同様。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%の水準で統計的に有意であることを表している。



表17 統合的分析 (2)

	切片		1月		祝日前		修正 決定係数
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	
全期間	-0.017	-0.97	0.029	0.77	0.087*	2.24	
1960年代	-0.069**	-2.41	0.125**	2.01	0.209**	2.08	
1970年代	-0.015	-0.52	0.066	1.09	0.140	1.64	
1980年代	0.049*	1.88	0.089	1.53	0.159**	2.05	
1990年代	-0.021	-0.39	0.074	0.63	0.208	1.47	
2000年代	-0.037	-0.66	-0.125	-0.99	-0.053	-0.35	
2010年代	-0.012	-0.20	-0.138	-1.04	-0.130	-0.82	
週休1日制	-0.041	-1.58	0.097*	1.71	0.192**	2.16	
移行期	0.008	0.39	0.090**	2.02	0.153**	2.47	
週休2日制	-0.020	-0.63	-0.057	-0.79	0.026	0.31	

	月曜日		△昼の長さ		日照時間÷昼の長さ		修正 決定係数
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	
全期間	-0.083***	-3.26	0.373*	1.68	0.113***	3.84	0.002
1960年代	-0.085*	-1.96	0.866*	1.94	0.203***	4.09	0.013
1970年代	-0.064	-1.51	0.620	1.52	0.121**	2.47	0.004
1980年代	-0.104***	-2.60	0.453	1.25	0.051	1.12	0.005
1990年代	-0.182**	-2.34	0.456	0.73	0.051	0.56	0.002
2000年代	-0.021	-0.25	0.119	0.18	0.099	1.01	-0.001
2010年代	-0.021	-0.24	-0.128	-0.19	0.171	1.69*	-0.001
週休1日制	-0.070*	-1.75	0.836**	2.06	0.180***	3.99	0.009
移行期	-0.093***	-2.97	0.579**	1.97	0.082**	2.28	0.006
週休2日制	-0.082*	-1.76	0.159	0.43	0.098*	1.79	0.000

(出所)リターンは、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）に基づいて筆者が加工。日照時間は、気象庁のホームページから入手。

(注)1月ダミー変数、祝日前ダミー変数、月曜日ダミー変数、△昼の長さ（昼の長さの対前日比変化幅）、「日照時間÷昼の長さ」（小数点表示）を説明変数、日経平均株価の日次リターンを被説明変数とする回帰分析の結果。期間の区分等は、表15と同様。

「日照時間÷昼の長さ」に対する係数は安定して正となっており、夜明けから日没までの昼の時間に対して実際の日照時間の占める割合が長い日ほど、株式リターンが高くなりやすいという傾向は、計測期間を通じて安定的であった。1980年代から90年代にかけては回帰分析における統計的な有意性は低下しているが、2000年代以降はむしろ回帰係数の数値も、統計的な有意性も上昇している。日照時間と株式リターンの間には、投資家心理との関連で、何らかの有効な関係が存在する可能性があるといえる。昼の長さはあらかじめ投資家にとって既知の情報であるが、その日の日照時間には（天気予報はあるものの）一定のサプライズ効果があると考えられる。あらかじめ想定された昼の時間に対して実際の日照時間が想定通りの長さだったかどうか投資家のセンチメントに影響を与えて、株式リターンの変動要因になっていた可能性がある。

表18には、統合的分析で用いた説明変数間の相関係数を示している。雲の量と日照時間÷

表18 統合的分析で用いた変数間の相関係数

	リターン	1月	祝日前	月曜日	雲の量	△昼の長さ	日照÷昼
リターン	1.000						
1月	0.014	1.000					
祝日前	0.015	0.008	1.000				
月曜日	-0.027	-0.006	-0.024	1.000			
雲の量	-0.037	-0.198	-0.027	0.003	1.000		
△昼の長さ	0.018	0.194	-0.004	0.010	-0.109	1.000	
日照÷昼	0.034	0.144	0.012	0.003	-0.848	0.096	1.000

(出所)リターンについては、日本経済新聞社のホームページ（日経平均プロフィールの日経平均資料室、日次データ：<http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>）に基づいて筆者が加工。

(注)気象データの利用可能な1961～2016年の日次データに基づいて、表16と表17の統合的分析で用いた指標間の相関係数行列を計算した。

昼の長さの相関（-0.848）だけが著しく絶対値が高いが、これらの変数は（1）と（2）に分けて使用しており、多重共線性の問題は生じていない。その他の変数間の相関係数は十分に低いと考えられる。

## 9. 本稿のまとめと今後の課題

本稿では、日経平均株価の1950～2016年までの月次および日次データに基づいて、リターンの規則性に関するアノマリーが存在するかどうかを検証した。海外では、月次や日次ベースの株式リターンには様々な規則的な変動が見られることが指摘されており、証券市場のアノマリーの一種と認識されている。本稿では、長期間にわたるわが国の株式市場における規則性の問題を総括的に分析し、わが国の株式市場でもこのようなアノマリーが存在するのか、現在でも存続しているのかを概観することが主な目的であった。

わが国の株式市場では、1972年までは土曜日も半日株式市場の営業が行われており、週休1日制であった。ところが、高度経済成長を達成して、「日本人は働きすぎ」というレッテルを張られるようになった頃から、海外のように週休2日制への移行が段階的に行われた。その結果、元号が昭和から平成に変わった1989年2月からは完全週休2日制で株式市場の運営が行われるようになった。また、計測期間を通じて国民の祝日は、少しずつ増加しており、さらに2000年以降はハッピーマンデー制度が導入された結果、月曜日の休業日が増えて、3連休以上の大型連休が増加傾向にある。このようなわが国の株式取引制度の変化と株式リターンの規則性の関連性を確認することも本稿の狙いの1つであった。

パソコンやインターネットが普及する前の時期には、株価データの分析は容易でなく、株式市場における株価形成過程の特徴を投資家は十分に認識せずに投資活動を行ってきたと考えられる。ところが、現在では、データベースが普及して、インターネット通じて簡単に株

価値情報を入手することができるようになった。また、学術的な研究によって、株式リターンの規則性の存在が明らかとなり、このような規則性を投資戦略の中で活用することが可能になっている。さらに、数量的な分析を用いた運用手法（クオンツ運用）の普及に伴って、人間としての投資家による心理的な影響は、(あったとしても) 少しずつ薄れていく傾向にある。このような環境変化の中で、それほど顕著な規則性は見られなくなっているのではないかと予想された。

このような仮説と整合的に、1月効果、曜日効果、祝日効果、月末・月初効果など、週休1日制の時期には顕著にみられた株式リターンの規則性は、現在ではほとんど確認できない状況になっている。

本稿では、日照時間などの気象条件の変化が株式リターンに対してどのような影響を与えているのかについても検証した。先行研究では、秋ダミー変数とSAD指標を説明変数として用いた重回帰分析によって、日照時間が次第に短くなる秋にはリターンが低くなりやすく、冬至を過ぎて日照時間が長くなり始める冬にはリターンが回復する傾向があることを示唆している。ところが、秋ダミー変数とSAD指標の間には0.5程度の正の相関があり、多重共線性の問題が発生している可能性がある。実際に、秋ダミー変数を説明変数とする単回帰分析を行ったところ、秋ダミー変数と株式リターンの間には統計的に有意な負の相関関係は存在しなかった。そこで、本稿では、気象条件に関する指標と株式リターンの関係を1つずつ分析することとした。その結果、株式リターンと雲の量の間には負の相関関係、実際の日照時間や「日照時間÷昼の長さ」との間には正の相関関係が存在し、この関係は2000年代以降も弱いながら存続していることが明らかとなった。一方、株式リターンと昼の長さの間には負の相関関係が見られ、昼の時間の長い時期ほどリターンが低い傾向が存在することがわかった。これは、5～10月の平均リターンが低いセル・イン・メイ効果と関係がある可能性がある。しかしながら、昼の長さの変化幅と株式リターンの間には正の相関がみられ、昼の時間が長くなる時期(冬至から夏至の間)には株式リターンが高くなりやすいことを示唆している。昼の時間が延びることを一番感じやすい時期が年の初め頃であることから、これが1月効果の背景にあった可能性も考えられる。

基本的には株価変動はファンダメンタル要因によって起こるため、これらの規則性の因果関係を「実証」することは容易ではない。この点は、回帰式の決定係数がきわめて小さく、1%を超えることする稀であったことからもうかがえる。しかしながら、投資家が気付かないレベルで、投資行動が雲の量や日照時間などの気象条件の影響を受けている可能性も否定できない。また、このような気象条件の変化は、株式リターン以外の分野でも、経済活動に何らかの影響を与えている可能性がある。今後は、このような観点からの別の領域での分析も試みていきたい。

(成蹊大学経済学部教授)

## 【参考文献】

- ・加藤英明・高橋大志 [2004] 「天気晴朗ならば株高し」現代ファイナンス, 3月, 35～50頁
- ・榊原茂樹・山崎尚志 [2004] 「わが国株式市場における『半年効果』と投資家心理」国民経済雑誌 (神戸大学経済経営学会) 第190巻第1号, 53～68頁
- ・城下賢吾・森保洋 [2009] 『日本株式市場の投資家行動分析 行動ファイナンスからのアプローチ』中央経済社
- ・俊野雅司 [2015a] 「株式リターンの規則性」日本ファイナンス学会第23回大会報告論文, 6月7日
- ・\_\_\_\_\_ [2015b] 「証券市場のアノマリー」成蹊大学経済学部論集 (成蹊大学経済学部学会) 第46巻第1号, 109～132頁
- ・Ariel, Robert [1987] , “A Monthly Effect in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 18, pp. 161-174.
- ・\_\_\_\_\_ [1990] , “High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes,” *Journal of Finance* 45, pp. 1611-1626.
- ・Dolvin, Steven, and Mark Pyles [2007] , “Seasonal Affective Disorder and the Pricing of IPOs,” *Review of Accounting and Finance* 6, pp. 214-228.
- ・Dolvin, Steven, and Qun Wu [2009] , “Analysts Get SAD Too: The Effect of Seasonal Affective Disorder on Stock Analysts’ Earnings Estimates,” *Journal of Behavioral Finance* 10, pp. 214-225.
- ・Dzhabarov, Constantine, and Wiliam Ziemba [2010] , “Do Seasonal Anomalies Still Work?” *Journal of Portfolio Management* 36, Spring, pp. 93-104.
- ・Gibbons, Michael, and Patrick Hess [1981] , “Day of the Week Effects and Asset Returns,” *Journal of Business* 54, October, pp. 579-596.
- ・Gultekin, Mustafa, and Bulent Gultekin [1983] , “Stock Market Seasonality: International Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12, pp. 469-482.
- ・Hensel, C. G. Sick, and William Ziemba [1994] , “The Turn of the Month Effect in the S&P 500, 1926-1992,” *Review of Futures Markets* 13, pp. 827-856.
- ・Hirsch, Yale [1986] , *Don’t Sell Stocks on Monday*, Facts on Sale.
- ・Hirshleifer, David, and Tyler Shumway [2003] , “Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather,” *Journal of Finance* 58, June, pp. 1009-1032.
- ・Kamstra, Mark, Lisa Kramer, and Maurice Levi [2003] , “Winter Blues; A SAD Stock Market Cycle,” *American Economic Review* 93, March, pp. 324-343.
- ・\_\_\_\_\_ [2012] , “A Careful Re-examination of Seasonality in International Stock Markets:

- Comment on Sentiment and Stock Returns,” *Journal of Banking and Finance* 36, pp. 934-956.
- Keim, Donald [1983] , “Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12, pp. 13-32.
  - Kelly, Patrick, and Felix Meschke [2010] , “Sentiment and Stock Returns: The SAD Anomaly Revisited,” *Journal of Banking and Finance* 34, pp. 1308-1326.
  - Lakonishok, Josef, and Seymour Smidt [1988] , “Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective,” *Review of Financial Studies* 1, Winter, pp. 403-425.
  - Penman, Stephen [1987] , “The Distribution of Earnings News over Time and Seasonalities in Aggregate Stock Returns,” *Journal of Financial Economics* 18, pp. 199-228.
  - Roll, Richard [1983] , “Vas Ist Das? The Turn of the Year Effect and the Return Premia of Small Firms,” *Journal of Portfolio Management* 9, pp. 18-28.
  - Rosenthal, Norman [1998] , *Winter Blues: Seasonal Affective Disorder: What It Is, and How to Overcome It*, Guilford Press.
  - Ziemba, William [1991] , “Japanese Stock Market Regularities: Monthly Turn of the Month and Year, Holiday, and Golden Week Effects,” *Japan and the World Economy* 3, pp. 119-146.
  - \_\_\_\_\_ [1994] , “Worldwide Security Market Regularities,” *European Journal of Operational Research* 74, pp. 198-229.