

世界恐慌期の政策対応と期待形成

—— 1930 年代初頭の日本の経験¹⁾ ——

庄 司 俊 章

世界恐慌からの脱出を図るため、1930 年代初頭の日本では様々な政策が立て続けに実行された。本稿では月次・日次の国債金利を利用し、ネルソン＝シーゲルモデルに基づくイールドカーブ・フォワードレートカーブ分析、およびイベントスタディを行い、これらの政策が名目金利期待ならびにインフレ期待に与えた影響を検討した。その結果、次のような発見があった。第 1 に、日本銀行による国債引受に関する一連の予告・報道・実施はいずれもインフレ期待につながらず、予告時にはむしろ名目金利の低下が観察された。第 2 に、1931 年 9 月の英国の金本位制離脱が契機となり、市場が日本の金本位制離脱とその後の円安を予想したことで大きな金利上昇期待につながった。第 3 に、財政出動が決定された時点では、金利上昇期待が観察された。ただし、その効果は金本位制離脱に比して小さなものであり、必ずしも頑健でない。

JEL Classification Codes: E43, E58

1. はじめに

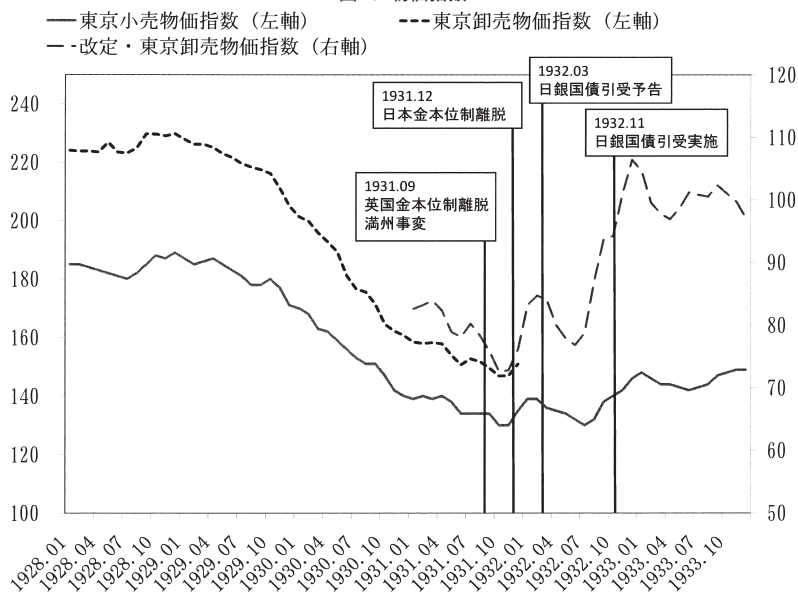
本稿の目的は、1929 年以降の世界恐慌期において、日本がデフレーションから脱出する際に、どの政策が名目金利期待・インフレ期待の押し上げに寄与し有効だったかを検証することにある。1929 年 10 月に米国で大恐慌が発生し、さらに 1930 年 1 月に日本が旧平価で金本位制に復帰したことを受けて、日本でも急激なデフレが発生したが、1931 年に底を打ってから卸売物価は急激な回復へと転じ、小売物価も低下傾向を脱している(図 1 参照)。この要因として、1931 年 12 月以降に立憲政友会内閣の成立とともに就任した高橋是清大蔵大臣の下で進められた、いわゆる「高橋財政」の効果を肯定的に捉えることが多く(中村(1994)、井出(2006))、同時期に不況に陥った各国の中でも早期にデフレ脱却を果たすことができたとされる。しかし、高橋蔵相のとった政策は時局匡救事業を含む財政出動や低金利政策のほか、就任直後に実施した金本位制離脱による円安誘導と多岐にわたる。殊に金本位制離脱後の円安は対ドル・対ポンドとも約 40% にもおよび、日本企業の国際競争力回復に大きく寄与した(図 2 参照)。また、

1931 年 9 月に勃発した満州事変が、軍事予算を拡張させたという事情もあった。考えられるこれらの要素のうち、何が真に有効な政策だったかを検証することの意義は大きいだろう。

同時代については、経済史的な観点から研究が行われることが多かったが(伊藤(1989)、鎮目(2001)など)、本稿では計量経済学的手法を用いた研究を行い、政策の効果を数量的に示すことを試みる²⁾。このように計量経済学的手法を用いて期待に関する分析を行った先駆的な研究としては、Cecchetti(1992)があり、様々なマクロ経済変数を用いた時系列分析によって、大恐慌が到来する前のアメリカにおいてデフレが予想されていたという結果を示した。他方、Hamilton(1992)は商品先物価格を用いた分析で、恐慌初年にはデフレが予想されていなかった一方、恐慌後半期にはデフレが予想されていたとの結果を得ている。

日本における研究としては、飯田・岡田(2004)が Cecchetti(1992)の手法を改良して予想インフレ率の推計を行い、1931 年 9 月および 1932 年 4 月に予想インフレ率の大幅な上昇があったとの結果を得たほか、前者は英国金本位制離脱、後者は日本銀行の国債引受予告と時

図 1. 物価指数



出典) 日本銀行金融研究所, 歴史統計, 物価統計より作成。

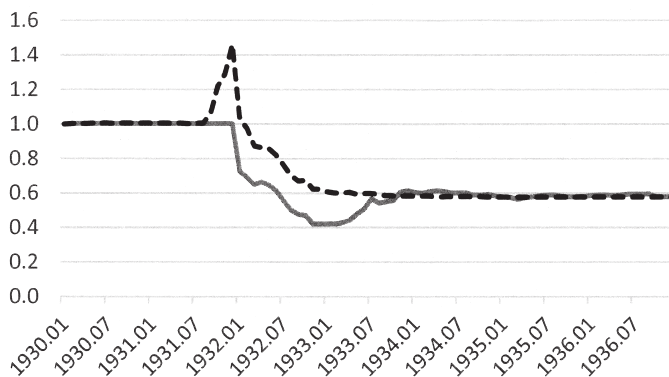
東京小売物価指数基準時点: 1914.07=100

東京卸売物価指数基準時点: 1900.10=100

改訂・東京卸売物価指数基準時点: 1933=100

図 2. 基準化済み外国為替相場

— 円/ドル --- 円/ポンド



出典) 日本銀行金融研究所, 歴史統計, 金融市場関連統計より作成。

基準時点: 1930.01=1

期が一致しており、これらの政策が有効であったと結論付けている。他方、鎮目(2009)は国債金利を用いた主成分分析や商品先物価格による分析を行い、1931 年秋～年末にかけてインフレ予想が生じていた一方で、1932 年にはインフレ予想が後退していたとの結果を示した。両者の結論は 1931 年については合致しているが、1932 年については乖離がある。これは日銀の国債引受(一種の金融緩和)に政策的効果があっ

たか否か、という重要な問題に関する見解が分かれていることを意味し³⁾、本稿で特にこの点について結論を出すことは、現代の政策を考えるヒントとなる。

本稿では国債価格データを用いて信用リスクフリーな金利の時系列データを構築し、飯田・岡田(2004)で懸念されるリスクプレミアムの影響を排除した。また、月次・日次のデータをあわせて分析することにより、金利期待・インフ

レ期待の主要な変化を月次で視覚的に捉える一方で、イベントスタディによって日次の細かな変化をも捉え、各政策が期待に与えた影響を精密に捕捉している。本稿の結果では、第1に、日銀の国債引受がその予告・報道・実施ともインフレ期待につながらなかっただけでなく、特に予告時については名目金利が低下していた。第2に、英国と日本の金本位制離脱やそれに関する予想が、大きな金利上昇期待をもたらした。第3に、財政政策の決定・発言が金利上昇期待につながった。2点目に関しては飯田・岡田(2004)、鎮目(2009)と整合的であるが、1点目は飯田・岡田(2004)と対照的であり、鎮目(2009)においては推測に留まっていた仮説をより頑健な結果として得た。また3点目は上記2点に比べやや頑健性に欠けるが、両研究で指摘されていない効果が検出されている⁴⁾。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では本稿で用いるデータおよび金利算出手法について述べる。第3節では月次データを用いて、イールドカーブおよびフォワードレートカーブの形状変化を視覚的に示し、解釈を行う。第4節では日次データを用いたイベントスタディを行い、それぞれの政策の効果をより明瞭に示す。第5節はむすびである。

2. 価格データと金利算出

本節では、本稿で使用した価格データの概要と金利算出の方法を説明するとともに、1930年代初頭の経済情勢や政策・イベントを概観する。また、先行研究で用いられた既存の金利指標と比較した場合の国債金利指標の特色について述べ、なぜ国債金利が有用であるかを説明する。本稿で用いるデータは、大蔵省理財局が発行した『国債統計年報』の国債平均取引価格の月次データ、ならびに東京株式取引所が発行した『東京株式取引所国債市場日報』の国債気配値の日次データ(正午時点)である。これらに掲載された銘柄の中から、甲号五分利公債ならびに五分利国庫債券(クーポンレートが5%の内国債)を選び、国債金利を算出した⁵⁾。ただし、償還期限まで2ヶ月以内の価格データに関して

は十分な裁定が働いていなかった懸念があるので、信頼性を考慮してサンプルに含めなかった。

具体的には、以下の(1)式または(2)式を満たす $R_{t,n}$ を計算した⁶⁾。

$$P_{t,n} = \sum_{j=t}^n \frac{CF_j}{(1+R_{t,n})^{\frac{j-t}{12}}} \quad (1)$$

$$P_{t,n} = \sum_{j=t}^n \frac{CF_j}{(1+R_{t,n})^{\frac{j-t}{360}}} \quad (2)$$

ここで、 $R_{t,n}$ は t 期における年率の最終利回り、 $P_{t,n}$ は t 期における国債取引価格または気配値、 CF_j は j 期におけるキャッシュフロー、 n は満期 ($n \geq j$) であり、(1)式の t, j, n は月次、(2)式の t, j, n は日次で示されている。なお厳密には、(1)、(2)式に加えて受渡日から初回利払日までの日数を考慮する必要があるが(いわゆる経過利子)、表現が煩雑となるためここでは省略した。これらはスポットレートに該当し、図3は横軸に残存期間をとって月次データから算出した金利の一例を示している。月単位の動きで見れば、これらの金利は大きく変動しうることが理解できる。

次に、当時の銀行業界誌である『銀行通信録』の「内国経済時報」を参照し、1930年代初頭の政策・イベントを表1に示した(主要なものは図1にも示されている)。それに基づいて当時の経済状況を概観すれば、民政党内閣の下で金本位制が維持されていた1931年半ばまで激しいデフレが続いていたが、9月に英国の金本位制離脱と満州事変が勃発し、情勢は急変する。12月、前政権に代わって成立した政友会内閣の下で高橋蔵相は金本位制離脱を断行し、為替を円安へと誘導した。また、12月以降1932年夏にかけて時局匡救事業費や満州事変対応費を組み入れた予算案の決定・発言を行うとともに、その資金調達的手法として日銀や大蔵省預金部による国債引受に関する言及を続けたほか、低金利政策を推進した。特に日銀の国債引受については、1932年3月に最初の発言があったとされ、続いて10月に具体的な引受の金額や利率に関する報道があり、11月25日

図 3. 算出金利の一例(横軸：残存期間)

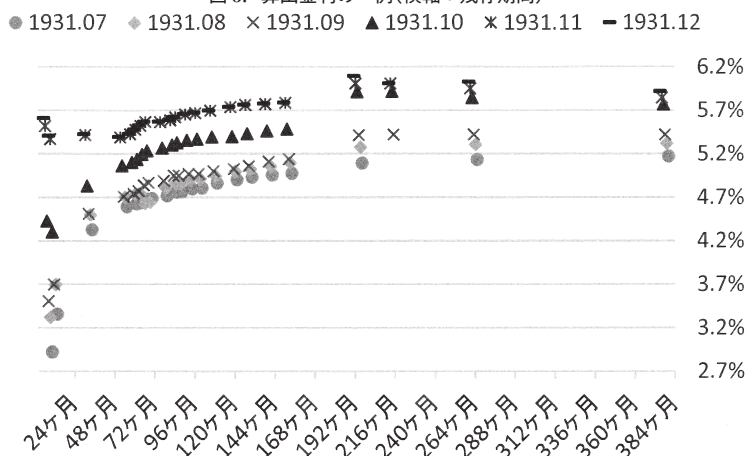


表 1. 1930 年代初頭の政策・イベント

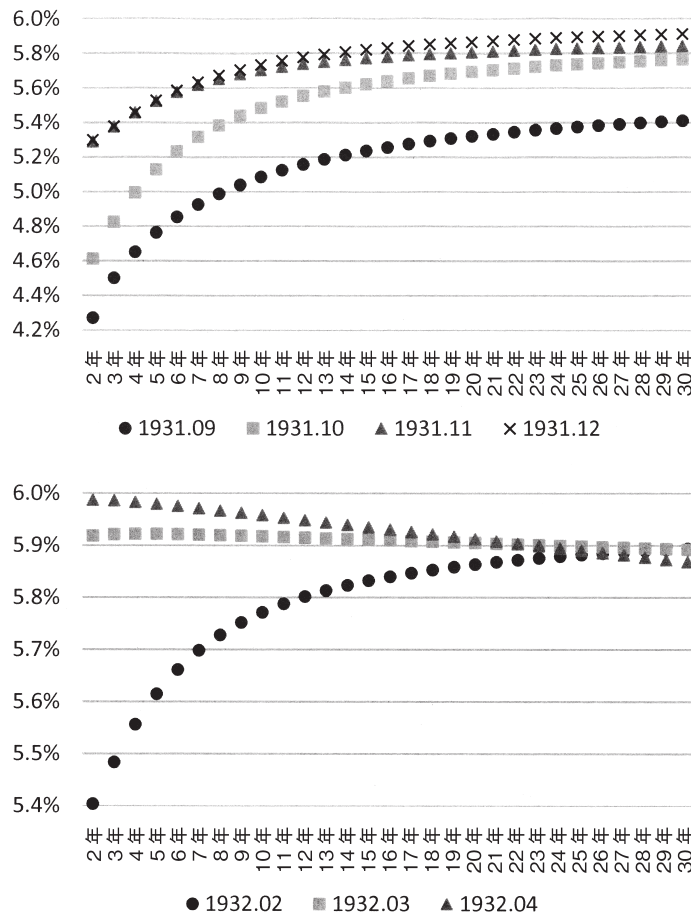
政策決定・イベント	記述日	記述の概要
満州事変	1931. 9. 18	午後 10 時半に南満州鉄道爆破，交戦
英国金本位制離脱	1931. 9. 21	英内閣の金本位制停止声明
金本位制政界発言(1)	1931. 10. 3	井上準之助蔵相が貿易金融の緩和策を協議
金本位制政界発言(2)	1931. 10. 10	政府・財界有力者が会合 井上蔵相が金本位制擁護の声明
金本位制政界発言(3)	1931. 11. 6	(2)に続く会合，金本位制擁護に関する申合せ
金本位制政界発言(4)	1931. 11. 10	立憲政友会，金禁輸の決議
日本金本位制離脱	1931. 12. 13	金輸出再禁止断行の大蔵省令公布
財政政策決定(1)	1931. 12. 27	内閣が 1932 年度予算決定
日銀国債引受予告 3 月	1932. 3. 9	政財界の時局懇談会開催(前日に引き続き)
金利引下げ(1)	1932. 3. 11	日本銀行が各種金利の引下げを発表
財政政策決定(2)	1932. 3. 12	前年度の予算施行の勅令公布
財政政策発言(1)	1932. 6. 3	衆議院で高橋是清蔵相が財政拡張方針を表明
金利引下げ(2)	1932. 6. 7	金利引下げ(1)に同じ
金利引下げ(3)	1932. 8. 17	金利引下げ(2)に同じ
財政政策発言(2)	1932. 8. 25	財政政策発言(1)に同じ
リットン報告書	1932. 10. 2	午後 9 時にリットン報告書公表
日銀国債引受実施 11 月	1932. 11. 26	前日実施の日銀引受国債発行の大蔵省告示公布

に実施されている。このほか、満州国の権益をめぐる国際社会の対応として、リットン調査団の報告書が 1932 年 10 月に公表されて大きな注目を集めた。これらの諸要素の結果として日本のデフレは急速に解消し、1932 年以降インフレ基調となった。

また、当時の金利指標についてであるが、日銀の貸出金利(いわゆる公定歩合)や民間銀行運用金利(証書貸付・手形割引・コールレート)の

ほか、預金金利や有価証券利回りが利用可能である⁷⁾。飯田・岡田(2004)や Hamori and Hamori(2000)では証書貸付金利が利用されているが、これは民間経済主体の金利であるため、信用リスクが含まれている可能性を排除できず、特に期待に関する議論をする場合には適当でないと考えられる。またコールレートについては銀行間の協定が存在し、純粋な市場金利とみなすのは困難である(大島(1936))。以上のような

図4. スポットレートの推計値(横軸: 残存期間)



理由から国債金利を用いることが望ましく、鎮目(2009)は本稿と同様の手法で算出を行っている。しかしながら、鎮目(2009)は月次データのみを用いており、本稿のように月次・日次データを同時に扱う試みは目新しいと言える。

3. 月次データ分析

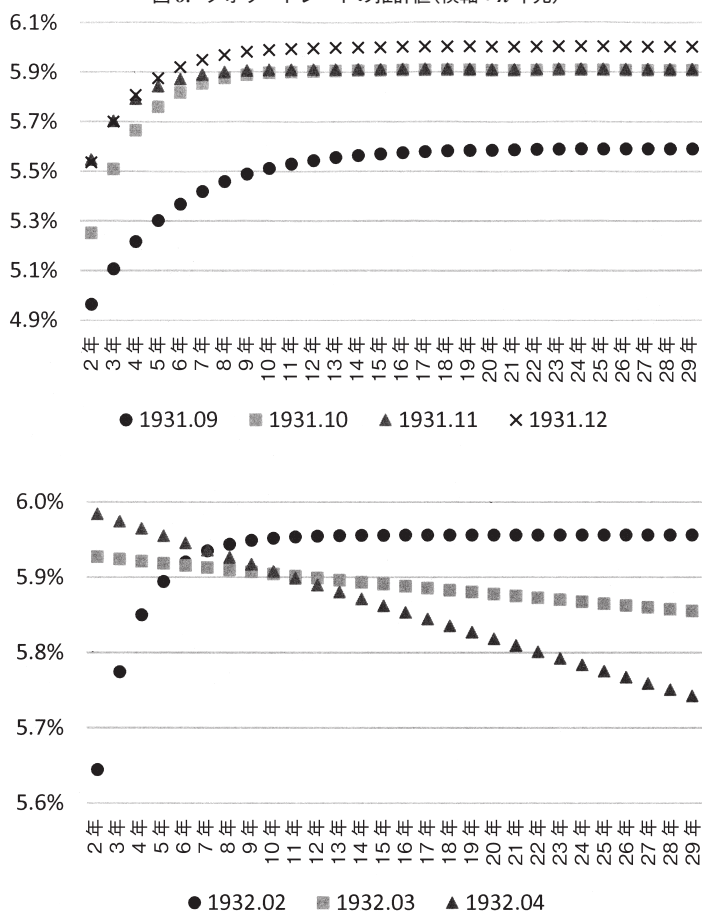
本節では Nelson and Siegel(1987)が提唱したモデルを導入し、月次の国債金利からイールドカーブ、フォワードレートカーブを作成し、その変動を視覚的に捉える(ネルソン=シーゲルモデルについては補論を参照)。また、カーブの変動について、当時の政策・イベントを踏まえた解釈を行う。

まず、図4において1931年9月から同年12月、1932年2月から同年4月までのスポットレートの推計に基づくイールドカーブの変化が

示されている。ここから、長期金利については1931年9月から10月にかけて、短期金利はそれに1ヶ月遅れて顕著な上昇(それぞれ最大で0.40パーセンテージ・ポイント、0.68パーセンテージ・ポイント)が観察できる。その後、1932年3月にも短期金利の上昇(最大0.51パーセンテージ・ポイント)が観察でき、ほとんどイールドカーブが水平な状態となっている。

ここで、スポットレートは国債価格と直接対応するので直観的に理解しやすいが、この金利はあくまで満期が来るまでの平均金利にすぎないことに注意する必要がある。たとえば10年金利であれば、「10年間その債券に投資した場合の平均期待収益率」を示しており、その中の特定期間について期待の変化が起こっていても検出できない可能性がある(Svensson(1995))。

そこで、推計したスポットレートとネルソ

図 5. フォワードレートの推計値(横軸: n 年先)

ン＝シーゲルモデルを用いて、 n 年先 1 年間のフォワードレートをつくり示したのが図 5 である(ただし、 $n \geq 2$)。この金利は、 n 年先から 1 年間の収益率に対する期待を含み、かつ今から n 年間の金利動向に対する期待を取り除いたものと考えることができ、期待をより正確に把握することができる。これを見ると、まず 1931 年 10 月に 4 年先以降の比較的長期のフォワードレートに顕著な上昇(最大 0.46 パーセンテージ・ポイント)が起こり、続いて 11 月にかけて 2, 3 年先の短期フォワードレートも上昇した(最大 0.30 パーセンテージ・ポイント)ことがうかがえる。これはスポットレートとほぼ同様の結果である。また 1932 年 3 月には、スポットレートのときほどではないものの、短期フォワードレートの上昇(最大 0.28 パーセンテージ・ポイント)を見てとることができ、やはり

カーブがほぼ水平になっている。以下では、これらの変動を当時のイベントと結びつけて解釈を行う。

3.1 1931 年 10, 11 月

表 1 を見ると、1931 年 9 月下旬に英国が金本位制を離脱した後、日本においても金本位制を維持するか否かをめぐって 10, 11 月に論争があった。梅田(2006)によれば、当時の日本の物価は海外物価や為替レートの影響を大きく受けていたと指摘されており、日本経済が海外経済と近接していたことをうかがわせる。そのような状況で、当時の経済大国の一角を占める英国が金本位制を離脱したことは、日本にも大きな衝撃を与えたと考えられる⁸⁾。

以上を踏まえ、1931 年 10, 11 月にかけて起こったイールドカーブ・フォワードレートカー

ブの大幅な変化について考える。この間、フォワードレートは最大で 0.46 パーセンテージ・ポイント上昇した。これは、同年 9 月の英国金本位制離脱や 12 月の日本金本位制離脱、およびそれに関わる言説が大きく影響した結果と見ることができ、為替レートの円安予想が、名目金利上昇の背後にあったと言える。これを定式化すると以下ようになる。国内金利を i_t 、海外金利を $\tilde{i}_t$ とし、円建て為替レートを s_t と表せば、カバーなしの金利平価を次式(3)で表すことができる。

$$i_t = \tilde{i}_t + E_t \log s_{t+1} - \log s_t \quad (3)$$

(3)式に基づけば、海外金利 $\tilde{i}_t$ が一定のとき、国内金利 i_t は為替レートの変化(に対する予想)によって変動することとなる。すなわち、英国が金本位制を離脱したことで日本も同様にしていずれ離脱し、その後急激に円安が進行するという予想が生まれた。したがって、日本が実際に金本位制を離脱するより前の時点でカーブの形状変化が生じたのである。また、1931 年 10 月に比較的長期のフォワードレートが上昇し、11 月に短期フォワードレートが上昇したという観察結果からは、「10 月時点では日本の金本位制離脱は 4, 5 年先以降のことと考えられていたが、11 月には期待が修正され、より近いうちに日本の離脱が起こると予想されるようになった」と推論することができる。

ただし、本稿で実際に算出した月次の短期金利と海外金利(米国コマーシャル・ペーパーの金利、英国手形割引金利⁹⁾)を用いて、金利平価式に基づき先行きの為替レートの予想値を求めたところ、1931 年 10, 11 月に為替の円安予想が生まれていたという結果は得られなかった。これは、同時期に海外金利の上昇があったことや、足もとで対ポンドの為替が円高に振れていたことに起因している。しかしながら、当時は英国に続いて日本が金本位制を離脱する否かに注目が集まった時期であり、先行きの為替予想は日々揺れ動いたと考えられる。またこの時期の円高も日本が金本位制を離脱するまでの一

時的な動きであったことを踏まえれば、これらの月次データが円安予想を示唆しなかったとしても、直ちに上述した解釈を否定する根拠とはならず、より精密な分析が必要となる。

3.2 1932 年 3 月

次に、1932 年 3 月のフォワードレートカーブの形状変化について考える。再び表 1 を見て、この時期には日銀の国債引受予告が行われていることを踏まえ、この政策効果を解釈するが、そのためにはフィッシャー方程式(4)を考えることが有用である。

$$i^* = r^* + \pi^* \quad (4)$$

ただし、 i^*, r^*, π^* はそれぞれ、定常状態における短期名目金利、実質金利、インフレ率である。翁・白塚(2003)では(4)式を利用し、ネルソン＝シーゲルモデルにおける β_0 (長期フォワードレート)を期待インフレ率と期待成長率の合計、あるいは期待名目成長率の代理指標とみなしており¹⁰⁾、ここではこの考え方に従う。

日銀が国債を引き受けることはマネーの増加すなわち金融緩和につながるので、この時期の短期フォワードレートの上昇は期待インフレ率の上昇が背景にあったと推測することができる。ただし、ここで確認できる 3 月の 2 年先フォワードレート上昇幅は最大 0.28 パーセンテージ・ポイントと、1931 年 10, 11 月時点で観察された変化よりも小さい。飯田・岡田(2004)では 1931 年 9 月におよそ 10 パーセンテージ・ポイント、1932 年 4 月には 15 パーセンテージ・ポイントの予想インフレ率の上昇があったと推計されている一方で、予想実質金利はそれぞれの時期について 10 パーセンテージ・ポイント程度低下していることも示されている。フィッシャー方程式に従えばこれらの和が名目金利の変化幅となるが、本節で得られたフォワードレートの推計結果との整合性は判然とせず、この解釈についてもより詳細な検討が求められる¹¹⁾。

4. 日次データ分析

第3節では、月次データを用いてイールドカーブ・フォワードレートカーブの形状変化を視覚的に捉えることで解釈したが、本節では、詳細に把握できなかったそれぞれの政策・イベントの効果をより緻密に検出・計測することを目指す。そのために、4.1では名目金利が変動する仮説を示す。4.2では日次データを用いた金利を算出し、その推計値の変動を説明する回帰モデルを構築してイベントスタディを実施する。4.3では、回帰分析結果について詳細に検討するとともに仮説を検証する。さらに、4.4で先行研究との比較および考察を行う。

4.1 名目金利の変動メカニズム

表2には、本稿の分析期間(1931年7月～1932年12月)における政策・イベントを『銀行通信録』、『中外商業新報』、『東京朝日新聞』から収集し、細かく区分して掲載した。以下では、それぞれの政策・イベントが金利を変動させる仮説を提示する。

まず、Woodford(2003)、小田・村永(2003)に基づき、粘着的な価格を想定した経済において、フィッシャー方程式(4)に対応する式を導出する。名目金利 i_t 、実質金利 r_t について、グロス利子率ベースで見た長期トレンドからの乖離率を表す変数として、

$$\begin{aligned}\hat{i}_t &\equiv \log \frac{1+i_t}{1+\bar{i}} \\ \hat{r}_t &\equiv \log \frac{1+r_t}{1+\bar{r}}\end{aligned}$$

という定義を導入する。これらの長期トレンドは、

$$\begin{aligned}\bar{i} &\equiv \bar{r} + \bar{\pi} \\ \bar{r} &\equiv \sigma^{-1}g_A + \rho\end{aligned}$$

と定義され、 $\bar{\pi}$ は目標インフレ率、 σ は消費支出の異時点間代替に関する弾性値、 g_A は定率

の技術進歩率、 ρ は時間選好率をそれぞれ表している。続いて消費最適化の一階条件式(オイラー方程式)を長期均衡値の周りで対数線形近似し、一次のテイラー展開を施すと次式(5)が得られる¹²⁾。

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1} - \hat{r}_t^n) \quad (5)$$

$$\hat{r}_t^n \equiv \sigma^{-1}[(g_t - \hat{Y}_t^n) - E_t(g_{t+1} - \hat{Y}_{t+1}^n)] \quad (6)$$

ただし、 x_t は $x_t \equiv \hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$ で定義される t 期の産出量ギャップ(output gap)、 $E_t \pi_{t+1}$ は t 期から $t+1$ 期にかけての物価上昇率の予想値であり、(5)式はニューケインジアンIS曲線の一種と言える。また、(6)式において、 $\hat{r}_t^n$ は短期自然利子率(長期トレンド除去後の短期変動部分)、 g_t は需要ショック、 $\hat{Y}_t^n$ は自然産出量の短期変動をそれぞれ指し示している。次に(5)式を $\hat{i}_t$ について解くと、

$$\hat{i}_t = E_t \pi_{t+1} + \hat{r}_t^n - \sigma^{-1}(x_t - E_t x_{t+1}) \quad (7)$$

が得られ、名目金利の変動を(7)式右辺の要因によって説明することが可能となる。さらに $\hat{Y}_t^n$ については、定常状態の周りで一次のテイラー展開を施すと次式(8)が得られる。

$$\hat{Y}_t^n = \frac{\sigma^{-1}g_t + \omega q_t}{\sigma^{-1} + \omega} \quad (8)$$

ここで、 ω は生産者の産出量に対する実質限界費用の弾性値、 q_t は供給ショックを表す。

以上の(6)～(8)式でひと括りの定式化である。改めて言及すれば、(7)式が名目金利の変動に関するIS曲線を表しており、(6)、(8)式は需要ショックの短期均衡値に対する波及を表現していると整理することができる。(6)～(8)までの定式化の特長として、名目金利の変動を柔軟に捉えられる点が挙げられる。まず、3.2で採用したフィッシャー方程式(4)では扱うことのできなかった、短期的な需要ショックの効果をモデルに組み込むことが可能となった。さらに、

表 2. 回帰モデルの説明変数の詳細

変数	イベント	回数	発生日・報道日	備考
			またはその時期	
X_1	英国金本位制離脱	1	1931. 9. 21	
X_2	日本金本位制離脱	1	1931. 12. 13	
X_3	金本位制政界発言	4	1931 年 10～11 月	表 1, 金本位制政界発言 (1)～(4)に該当
X_4	正貨流出(離脱前)	21	1931 年 10 月～12 月	横浜正金銀行による正貨現送
X_5	正貨流出(離脱後)	8	1931 年 12 月～32 年 6 月	同上
X_6	国債・蔵券発行	52	1931 年 7 月～32 年 12 月	国債・大蔵省証券発行告示日
X_7	預金部融資	13	1931 年 8 月～32 年 12 月	預金部による資金融通の決定
X_8	財政政策決定・発言	4	1931 年 12 月～32 年 8 月	表 1, 財政政策決定 (1), (2), 財政政策発言 (1), (2)に該当
X_9	日銀国債引受予告 3 月	1	1932. 3. 9	出典：中外商業新報, 「蔵相の抱く金融界安定策」
X_{10}	日銀国債引受報道 10 月	1	1932. 10. 26	出典：東京朝日新聞, 「新規公債二億円, 日銀引受で発行」
X_{11}	日銀国債引受実施 11 月	1	1932. 11. 25	出典：東京朝日新聞, 「日銀引受二億円の公債発行決定す」
X_{12}	金融政策・制度発言	4	1932 年 4～5 月	高橋蔵相による, 通貨増発発言, 発券制度改正案決定, 特別金融制度調査会設置, 不動産金融資金化に関する声明
X_{13}	金利引下げ	3	1932. 3. 11, 6. 7, 8. 17	金利引下げ (1)～(3)に該当
X_{14}	金利引上げ	2	1931. 10. 5, 11. 4	
X_{15}	武力衝突	32	1931 年 7 月～32 年 12 月	中国における衝突・交戦
X_{16}	満州事変	1	1931. 9. 18	
X_{17}	リットン報告書	1	1932. 10. 2	
X_{18}	英国利上げ	3	1931. 7. 23, 7. 30, 9. 20	イングランド銀行の金利引上げ
X_{19}	米国利上げ	2	1931. 10. 8, 10. 15	ニューヨーク連邦準備銀行の金利引上げ

(4)式では基本的に金融政策の効果が期待インフレ率の変化で完全に吸収され, 実質金利は自然利子率と一致してしまうが, この定式化の下では金融政策の効果を考慮する余地が生まれている. 以上の定式化および金利平価式(3)を利用して, 世界恐慌期の政策・イベントが名目金利を変動させる仮説を提示する. (3)式を以下に再掲しておく.

$$i_t = \tilde{i}_t + E_t \log s_{t+1} - \log s_t \quad (3)$$

第 1 に, (3)式に基づけば, 為替レートの円安予想や海外金利の上昇が名目金利の上昇につながる. すなわち, 日本の離脱以前の金本位制離脱に関するイベントは為替レートの円安予想

を引き起こし, (3)式の $E_t \log s_{t+1}$ の上昇を通じて名目金利を上昇させるほか, 海外金利の引上げも $\tilde{i}_t$ を通じて金利上昇につながると考えられる. ただし日本の離脱後の正貨流出については, 離脱以前の未決済取引を清算するため, ならびに為替介入のために正貨現送が行われたと見られ, どのような効果を有したかあまり明瞭でない¹³⁾. 第 2 に, 財政政策に関するイベント¹⁴⁾は需要ショックの発生を予想させ, (6)式の g_t を通じて自然利子率を上昇させ, 特に 2～3 年程度の短期金利を上昇させると考えられる. 第 3 に, 日銀国債引受に関するイベントや金融政策・制度発言は, マネーの増加に伴うインフレ期待をもたらし, (7)式の $E_t \pi_{t+1}$ を通じて名目金利を上昇させると見られる. 第 4 に,

日本銀行による金利の引下げ・引上げは、(7)式右辺を通じて短期・長期金利とも政策金利と連動することが予想される¹⁵⁾¹⁶⁾。第5に、国際関係や戦争に関するイベントは不確定のリスク(需要または供給ショック)として織り込まれ、名目金利上昇につながると考えられる。

4.2 イベント回帰

4.1に示した仮説を検証するために、本稿ではイベントスタディの手法を採用する。これはごく短い期間(典型的には日次)の金利や株価の変化を、経済ニュース等のイベントに回帰することによって説明するものである。この手法の嚆矢であるCook and Hahn(1989)は市場金利の変化分を政策金利の変更の大きさに回帰する式を推計したが、Kuttner(2001)はこれをより精密に行い、金融政策のサプライズ(市場が予測していなかった政策金利の変更分)が金利に与えた影響を測定している¹⁷⁾。本稿はこれらの分析手法を、ダミー変数による回帰という形で踏襲する。

以下では回帰モデルを構築する。まず、『東京株式取引所国債市場日報』にある気配値のデータを用いて、1931年7月1日から1932年12月28日までの全営業日について、第2節の手法に則り、甲号五分利公債および五分利国庫債券の金利を計算する。続いて、ネルソン＝シーゲルモデルによって推計したスポットレートから、2, 3, 5, 10, 30年の各期間の金利を算出する。各期間について、前日の金利との差分をとり、これを $\Delta R_i (i=2, 3, 5, 10, 30)$ と表す。同時に、2, 3, 5, 9, 14, 19年先の1年間のフォワードレートを計算し、同様にしてそれぞれ前日との差分をとり、これを $\Delta F_i (i=2, 3, 5, 9, 14, 19)$ と表す¹⁸⁾。このとき、以下(9), (10)のような回帰モデルを考え、最小二乗法で推定する。

$$\Delta R_i = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{19} \alpha_k X_k + U \quad (9)$$

$$\Delta F_i = \alpha'_0 + \sum_{k=1}^{19} \alpha'_k X_k + U' \quad (10)$$

観測数はそれぞれ443である。

X_k は、金利の変動を説明する要因と考えられる政策・イベントについて作成したダミー変数である(表2を参照)。金利の変動要因として、それぞれ $X_1 \sim X_5$ は金本位制・為替、 $X_6 \sim X_8$ は財政政策、 $X_9 \sim X_{11}$ は日銀国債引受、 $X_{12} \sim X_{14}$ は金融政策・制度、 $X_{15} \sim X_{17}$ は国際関係・戦争、 $X_{18} \sim X_{19}$ は海外金利引上げを表す代理変数としている。なお、原則的に X_k はイベントの翌営業日に1、それ以外の日に0をとっているが、例外として法令の公布および $X_9 \sim X_{11}$ はイベント当日(当日が休日の場合は翌営業日)に1、それ以外の日に0をとることとした¹⁹⁾。前述の仮説の通りならば、 $X_1 \sim X_4, X_6 \sim X_{12}$ および $X_{14} \sim X_{19}$ は係数にプラスの符号が期待され、 X_{13} は係数にマイナスの符号が期待されるが、 X_5 についてはあまり明瞭でない²⁰⁾。

これまで説明してきたように、これらの回帰モデルは前日からの金利の変動分を、様々な政策やイベントの発生で説明することを試みるものである。Cook and Hahn(1989)以来、イベントスタディを用いた多くの研究ではイベントが起こった当日や前後数ヶ月という限られた日数をサンプルに含めることで、イベントがマーケットに与えた影響を測定してきた²¹⁾。これに対して、本モデルにおいては1年半という長い分析期間をとることで、イベントがまったく起こらないような日も含んでいるため、この間の被説明変数には日常的なボラティリティが含まれている。さらに、仮にネルソン＝シーゲルモデルによる推計の誤差が生じたとしても、そうしたボラティリティを十分に超えて被説明変数が変化していなければ、説明変数の係数が統計的に有意にならない。もちろん、回帰モデルに含まれない要因でも金利は変動するため、決定係数は必ずしも良い水準と言えないが、イベントスタディを用いた他の研究と比較した際の本モデルの特徴として、説明変数の係数が統計的に有意か否かがより重要であるという点を指摘することができる。

表 3. スポットレート回帰分析結果

	ΔR_2	ΔR_3	ΔR_5	ΔR_{10}	ΔR_{30}
X_1	-0.079%	-0.072%	-0.051%	0.031%	0.161%***
X_2	0.036%	0.044%	0.043%	-0.006%	-0.060%**
X_3	0.147%***	0.154%***	0.123%***	0.035%***	-0.074%***
X_4	-0.035%**	-0.033%***	-0.025%***	-0.011%**	-0.001%
X_5	-0.051%**	-0.043%**	-0.030%**	-0.004%	0.005%
X_6	0.006%	0.004%	0.002%	-0.002%	0.001%
X_7	-0.010%	-0.003%	0.000%	-0.001%	-0.009%
X_8	0.003%	0.000%	0.000%	0.018%	-0.017%
X_9	0.011%	0.010%	0.006%	-0.006%	-0.060%**
X_{10}	0.003%	0.003%	0.003%	0.002%	0.000%
X_{11}	-0.002%	0.001%	0.006%	-0.004%	-0.020%
X_{12}	0.012%	0.013%	0.014%	0.008%	-0.003%
X_{13}	0.003%	0.005%	0.004%	-0.004%	-0.006%
X_{14}	-0.007%	-0.014%	-0.011%	0.020%	0.077%***
X_{15}	0.031%***	0.030%***	0.023%***	0.011%**	-0.005%
X_{16}	-0.027%	-0.035%	-0.020%	0.032%	0.090%***
X_{17}	0.002%	0.000%	0.002%	0.005%	0.007%
X_{18}	0.042%	0.021%	0.019%	0.032%*	0.043%**
X_{19}	0.324%***	0.331%***	0.291%***	0.174%***	0.048%***
R^2	0.210	0.327	0.426	0.272	0.288
DW	2.021	2.111	2.126	2.006	1.965

注) ***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

表 4. フォワードレート回帰分析結果

	ΔF_2	ΔF_3	ΔF_5	ΔF_9	ΔF_{14}	ΔF_{19}
X_1	-0.059%	-0.038%	0.043%	0.172%***	0.222%***	0.232%***
X_2	0.062%	0.055%	-0.008%	-0.091%**	-0.103%***	-0.090%**
X_3	0.168%***	0.107%***	0.000%	-0.096%***	-0.127%***	-0.133%***
X_4	-0.029%***	-0.017%**	-0.002%	0.005%	0.005%	0.005%
X_5	-0.028%*	-0.016%	0.007%	0.032%**	0.028%**	0.011%
X_6	0.001%	0.001%	-0.006%	-0.006%	0.001%	0.004%
X_7	0.013%	0.007%	0.001%	-0.004%	-0.007%	-0.011%
X_8	-0.007%	-0.011%	0.028%*	0.035%*	-0.001%	-0.038%**
X_9	0.007%	0.002%	-0.008%	-0.029%	-0.057%*	-0.086%**
X_{10}	0.004%	0.003%	0.001%	0.000%	0.000%	-0.001%
X_{11}	0.007%	0.017%	-0.001%	-0.024%	-0.026%	-0.027%
X_{12}	0.015%	0.016%	0.011%	-0.008%	-0.023%	-0.020%
X_{13}	0.009%	0.005%	-0.007%	-0.014%	-0.010%	-0.005%
X_{14}	0.028%	-0.016%	0.021%	0.077%***	0.102%***	0.108%***
X_{15}	0.026%***	0.016%***	0.003%	-0.004%	-0.007%	-0.011%*
X_{16}	-0.050%	-0.016%	0.051%*	0.108%***	0.120%***	0.120%***
X_{17}	-0.003%	0.003%	0.008%	0.009%	0.008%	0.008%
X_{18}	-0.021%	0.005%	0.037%*	0.049%*	0.050%**	0.049%*
X_{19}	0.344%***	0.273%***	0.122%***	0.010%	-0.016%	-0.018%
R^2	0.383	0.364	0.124	0.180	0.301	0.293
DW	2.006	2.040	1.965	2.133	1.987	2.157

注) ***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

4.3 推定結果

回帰分析結果を表 3、表 4 に示した。これをもとに仮説の検証を行うが、最初に大まかな結果を述べると、説明変数 19 個のうち 12 個が少

なくとも 1 種類の金利に対して有意な影響力を持っている。また、どの金利についても、全説明変数の係数を 0 とした帰無仮説を 1% 水準で棄却している。

主要な結果のみを以下で扱う。まず、金本位制離脱に関する変数 $X_1 \sim X_3$ の結果について述べる。1931 年 9 月の英国の金本位制離脱は 30 年のスポットレートおよび 9 年先以降のフォワードレートを有意に上昇させており、事前の仮説と合致した結果となった。長期的に日本も英国に追隨して金本位制を離脱し、為替が円安に振れるという予想が生まれたと言える。次に、1931 年 10, 11 月の金本位制政界発言は 2~10 年のスポットレートおよび 2, 3 年先のフォワードレートを有意に上昇させており、仮説と合致する結果である。ただし 9 年先以降のフォワードレートは有意に低下している。これは 10, 11 月に金本位制維持・離脱に関する発言が相次いだことで、比較的早期に日本の離脱が実行されて短期的に円安が進む一方、長期的な影響はそれまでに予想されていたよりも小さなものになるとの予想が働いたと見られる。また 1931 年 12 月の日本の金本位制離脱については、30 年のスポットレートおよび 9 年先以降のフォワードレートを有意に低下させており、事前の仮説とは逆の結果となった。これは、12 月 13 日の離脱決定以後に国債市場の立会が 16 日まで休みとなり、18 日に受渡しを控える先物取引の影響を受けて現物にも一定の需要が生まれたことが背景にあるとみられる²²⁾²³⁾。金本位制離脱は貿易・金融の大転換であり、これまでの結果を(7)式の文脈で解釈することは容易でなく、また本稿ではこれらを包括的に分析するメカニズムを提示しているわけではない。しかしひとつの見方として、円安予想が輸入物価の上昇を想起させたとするれば、当時の日本と米英間における物価の連動性を示した梅田(2006)を裏付ける結果と言えよう。

次に、日銀の国債引受に関する変数 $X_9 \sim X_{11}$ について述べる。有意であったのは日銀国債引受予告 3 月のみであり、しかも 30 年のスポットレートおよび 14 年先以降のフォワードレートを有意に低下させるという、仮説とは逆の結果であった。(7)式からは、この政策が名目金利を低下させる合理的な理由を考えることは困難であり、この背景には国債市場の需要要因が

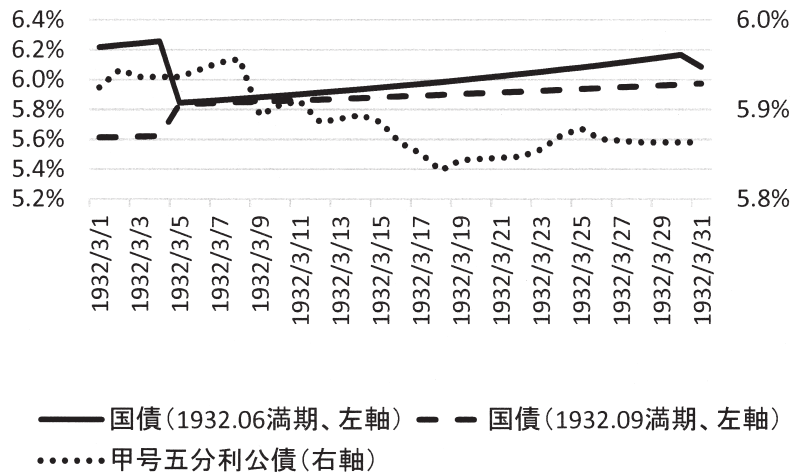
あると説明するのが妥当である。Christiano (1991)が指摘するように、予想されていなかった金融緩和にはインフレ期待を上昇させる効果だけでなく、名目金利を低下させる流動性効果がある²⁴⁾。表 2 に掲載した『中外商業新報』の記事では、日銀国債引受を報じる一方で、同時に日銀の公債買い出動の可能性も扱われた。このため、発行量の多い超長期債への需要が増加したと考えられる。

厳密には、本稿が捉えた名目金利低下は流動性供給そのものではなく、その予告と同時期に発生している。このような金融緩和アナウンスメントによって市場金利が変動しうことは、Guthrie and Wright (2000)が理論的に示している。彼らのモデルでは、まず中央銀行が望ましい金利水準をアナウンスする。もし市場金利がその水準と異なっていた場合には、オペレーションによって金利水準を是正するという中央銀行のコミットメントが信用される限り、市場は裁定を通じて中央銀行にとって望ましい金利を実現することになる。1932 年 3 月の日本の状況を考えると、高橋蔵相の発言は新聞各紙で取り上げられており、日本銀行が金融緩和を行うことへの期待は高まっていたと考えられる。このような状況下では、市場が政府のコミットメントを信用したと考えることができ、流動性供給が予告された時点で市場金利が反応するという本稿の結果は、Guthrie and Wright (2000)のモデルと整合的であると考えられる。

さらに、海外の金利引上げ X_{18}, X_{19} の中では、イングランド銀行の利上げが 10~30 年のスポットレートおよび 5 年先以降のフォワードレートを有意に上昇させており、ニューヨーク連邦準備銀行の利上げも 2~30 年のスポットレートおよび 2~5 年先のフォワードレートを有意に上昇させている。これらの結果から、海外の金融政策が日本に強い影響を及ぼしていたことがうかがえる。これは当時の日本を「開放小国」と指摘した鎮目(2009)を裏付けるものである。

財政政策 $X_6 \sim X_8$ の中では、財政政策決定・発言のみが 5~9 年先のフォワードレートを有意水準 10% で上昇させ、符号は仮説通りなが

図 6. 1932 年 3 月における金利推移



らやや奇異な結果となった。予算の決定を単なる一時的な需要ショックと見ても、その年かあるいは数年程度の効果しかないと考えられ、5～9年程度の中期的な効果を説明できない。しかし、この財政政策が呼び水となり、民間投資が継続的に拡大する(すなわち $x_t < x_{t+1}$)という予想が生まれたとすれば、中期の名目金利が上昇したと考えることができる。ただし、その一方で19年先のフォワードレートを有意に低下させており、これらの財政政策が持っていた長期的な意味合いについては、明らかでない²⁵⁾。

4.4 先行研究との比較・考察

4.3の結果では、英国の金本位制離脱や日本の金本位制離脱に関わる言説がフォワードレートに有意な正の影響を持った一方で、日銀による国債引受予告は有意な負の影響を持っていた。前者は飯田・岡田(2004)や鎮目(2009)と整合的であるが、後者は鎮目(2009)と整合的である一方で飯田・岡田(2004)と対照的である。以下では、後者について考察する。

図6には1932年3月における甲号五分利公債(1963年満期)²⁶⁾、国債(1932年6月満期、1932年9月満期)の金利の推移を示した。各時点で残存期間が異なる点に注意しなければならないが、それぞれが長期金利、3ヶ月金利、6ヶ月金利にほぼ相当する。ここから、1932年3月9日における金利の変動は、国債引受アナウ

ンスメントによる長期金利の低下を除けばほとんど観察されないとわかる²⁷⁾。だが、名目金利は定常状態において実質金利と期待インフレ率の和であり、名目金利が変化していないことは必ずしもその内訳が変化していないことを示すとは限らない。

しかし、本稿で用いた日次データの利点を生かせば次のような考察が可能である。飯田・岡田(2004)が主張するように、日銀による国債引受が期待インフレ率の上昇を起こしたと仮定する。すると、国債引受が周知となった時点で期待インフレ率の上昇が国債金利に反映されるはずであり、その時点は1932年3月9日である。しかし、すでに述べたように、この日に国債金利の有意な変動は観察できない。したがって、期待インフレ率が上昇したとの主張が正しいとすれば、日銀の国債引受アナウンスメントが周知になったのと同じ日に、実質金利を引き下げる別のニュースがあったと考えるしかない。そして、その引き下げ幅は期待インフレ率の上昇幅と同程度であるということも示唆される。しかしながら、そうしたショックが特定の日に起こった可能性はかなり低いと見るべきだろう。また、そのような仮説と合致するイベントは『朝日新聞』等の主要紙には見当たらない。もちろん、実質金利を低下させるショックが3月9日に実際に発生し、それを当時のメディアが見落とした可能性を完全に排除することはでき

ないが、そう考えるよりも、3月9日には、期待インフレ率の上昇と実質金利の低下はどちらも起こらず、そのため名目金利が変動しなかったと考えるのが自然だろう。

5. むすび

本稿では、月次・日次の国債金利を利用し、ネルソン＝シーゲルモデルに基づくイールドカーブ・フォワードレートカーブ分析、およびイベントスタディを行い、世界恐慌期の政策が名目金利期待ならびにインフレ期待に与えた影響を検討した。その結果、次のような発見があった。まず、月次のカーブ分析結果からは英国・日本の金本位制離脱の間に顕著なカーブの変化が観察され、また日銀国債引受予告時にもカーブの変化が観察されたが、政策的効果の計測にはより詳細な検討が必要であることがわかった。次に、日次データを用いたイベントスタディを行い、次の結果を得た。第1に、日本銀行による国債引受に関する一連の予告・報道・実施はいずれもインフレ期待につながらず、予告時(1932年3月)にはむしろ名目金利の低下が観察された。この結果は、金融政策アナウンスメントによって市場金利が変動しうること示したGuthrie and Wright(2000)と整合的であると考えられる。国債引受と同時に日銀公債買い出動の報道がなされ、インフレ期待の高まりを検出できなかったとみられ、月次分析で観察されたこの時期のカーブの変化は別要因によるものとするべきである。第2に、1931年9月の英国の金本位制離脱が契機となり、市場が日本の金本位制離脱とその後の円安を予想したことによって大きな金利上昇期待につながった。なお、3.1ではこの時期に為替の円安予想が生まれていなかった可能性について述べた。しかしより精密なイベントスタディの結果では、金本位制離脱に関する政界発言イベントが名目金利期待を有意に引き上げており係数も大きいため、やはり円安予想が大きな影響力を持っていたと確認された。海外金利が有意な影響力を持っていたことも、当時の日本経済が外国の金融政策と密接な関係にあったことを示している。第3に、

財政出動が決定された時点では、金利上昇が観察された。ただし、その効果は金本位制離脱に比して小さなものであり、やや頑健性に欠ける。また月次分析ではほぼ検出されていない。

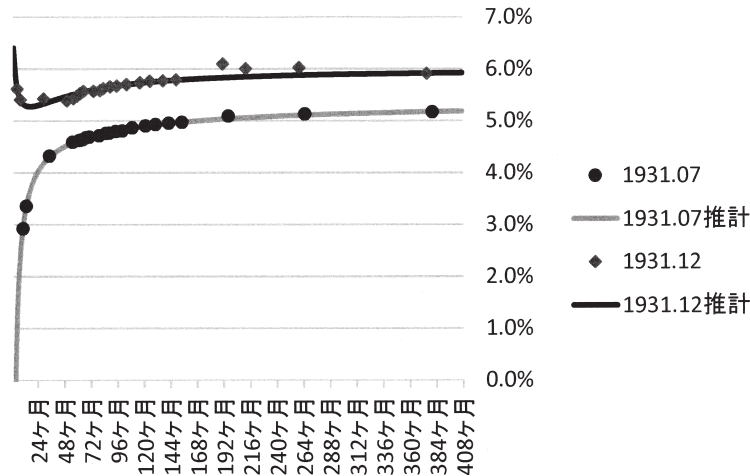
本稿における限界を挙げるとすると、第1にネルソン＝シーゲルモデルの推計誤差がある。適切なデータを追加することで、今回焦点を当てていない2年未満の期間についての分析が可能のほか、特に15～25年の期間の推計をより正確にできる可能性がある。第2に、今回は名目金利期待にインフレ期待や需要ショック予想、産出量予想が含まれるというモデルの下で仮説を立てたが、デフレからの脱却に関するより厳密な議論を行うためには、困難だがインフレ期待を推定することがより望ましいと考えられる²⁸⁾。第3に、期待が織り込まれた時期についてである。イベントスタディの結果では、日本の金本位制離脱後に金利低下が観察されるなど事前の仮説と整合的でないものもあり、期待形成のタイミングについてさらに慎重な検討を行う余地がある。以上は今後の研究課題としたい。

補論：ネルソン＝シーゲルモデル

ここでは、ネルソン＝シーゲルモデルについて詳述する。第2節で述べたとおり本稿では国債金利を用いるが、国債は償還期限が定まっており、同一銘柄であっても、異なる時点における金利を比較することは適切でない。そこで、データから算出した金利をもとにしてイールドカーブを推計し、その推計値に基づいて同一残存期間の金利を異時点間で比較することとした。これは残存期間の短い金利については、利回り(金利)に基づく推計の方が債券価格に基づく推計よりも誤差が小さい場合が多いとする議論を踏まえたものであり(Svensson(1995))、また関数形を特定化するネルソン＝シーゲルモデルは3次スプラインカーブによる推計よりも簡便であることも考慮している²⁹⁾。

白塚・藤木(2001)に従えば、決済時点 m の瞬間フォワードレート $r(m)$ は、ネルソン＝シーゲルモデルにより次式(11)のように表せる。

図7. 推計の当てはまり(横軸: 残存期間)



$$r(m) = \beta_0 + \beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \quad (11)$$

ただし, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1$ はデータから推計されるパラメータであり, β_0, τ_1 はプラスの符号条件が期待される。(11)式で示された瞬間フォワードレートは, 3つの構成要素からなる。1つ目の要素は, 定数項 β_0 であり, 瞬間フォワードレートは長期的には β_0 に収束する。2つ目の要素は, 指数関数 $\beta_1 \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$ である。3つ目の要素は, $\beta_2 \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)$ であり, β_2 がプラスのときこぶ型を示し, マイナスのときU字型を示すとされる。また, τ_1 は指数関数の収束速度を表すパラメータとなっている³⁰⁾。

$r(m)$ をゼロから m まで積分し, m で除したものがスポットレート $R(m)$ なので, 推計に用いる関数形は次式(12)で示される。

$$R(m) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\tau_1}{m}\right) \left\{1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right\} + \beta_2 \left[\left(\frac{\tau_1}{m}\right) \left\{1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right\} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right] \quad (12)$$

れる推計値 $R(m)$ の残差二乗和を最小化するように, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \tau_1$ を決定する。なお, 計算にあたっては最も流動性が高かったと考えられる甲号五分利公債の算出金利と推計値が一致するように制約をかけている³¹⁾。

なお, 推計の当てはまりを示したのが図7である(横軸は残存期間)。標準的な右上がりのイールドカーブが描ける時期についてはよく当てはまっており, 特に3年から10年程度の期間についてはデータ数が多いこともあって比較的よく推計できている。一方, 短期金利の上昇が起こった時期については, やや捉えきれていない部分がある。殊に15年から25年程度の期間については, データ数が少ないうえに上述した甲号五分利公債に関する制約の影響を強く受けてしまい, 推計誤差が比較的大きくなっている。また, 2年未満の期間についても, 本稿の分析時期全体を通してデータを確保することができなかったため, 本稿においてはイールドカーブの最小残存期間を2年とした。しかしながら, 当てはまりの良くないものでも0.2~0.3%程度の乖離であり, 本稿の分析に大きな影響を与えるものではないので, 許容して分析を行っている。

(投稿受付 2014 年 2 月 4 日・最終決定
2016 年 5 月 18 日, 東京大学大学院
経済学研究科博士課程大学院生)

価格データから算出した金利と, (12)式で表さ

注

1) 本稿の作成に際しては、多くの方々の助けがあった。渡辺努教授(東京大学)からは、研究当初より執筆に至るまで丁寧な御指導を頂いた。神取道宏教授(東京大学)からは、ゼミで発表の機会を頂くとともに有益なコメントを頂いた。塩路悦朗教授(一橋大学)からは、有益なコメントを頂いた。鎮目雅人教授(早稲田大学)からは、文献を紹介して頂くとともに有益なコメントを頂いた。藪友良准教授(慶應義塾大学)からは、計量分析の手法について親身な御指導を頂いた。伊藤正直名誉教授(東京大学)、矢島美寛氏からは、有用な文献を紹介して頂いた。匿名の査読者からは多くの建設的なコメントを頂いた。以上の方々に深く感謝いたします。もちろん、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

2) 戦前期の日本経済に関して、数量的分析を行った研究をサーベイしたものとして、原田・佐藤(2012)や梅田(2006)がある。

3) このほか、内藤(2010)は複数の金利の月次データを用いた実証分析を行い、1930年代にいわゆるフィッシャー効果が存在しなかったとの結果を示している。

4) Okura and Teranishi(1994), Cha(2003), 梅田(2006)は財政政策が有効だったとの結果を示したが、これらは期待との関連がほとんど議論されていない。

5) 価格データの明らかな誤りは、可能な範囲で補った。

6) 算出にあたってはExcelの“Yield”関数を用いた。

7) この点は鎮目(2009)を参照した。

8) 実際、1931年9月22日の『東京朝日新聞』朝刊では「他の諸国も追従か」と題する銀行家八代則彦の談話が掲載され、金輸出禁止が世界的傾向となるかもしれないと述べられているほか、米国が巨額の金を保有していることや日本の国際貸借が支払超過となるか否かが根本的な問題であることなどが指摘されている。

9) 出典：NBER, Macrohistory Database, <http://www.nber.org/databases/macrohistory/contents/>

10) ただし、翁・白塚(2003)の指摘によれば、フォワードレートの変動には金融市場の需要・供給要因が影響している可能性を考慮する必要がある。

11) 付言として、これまで述べてきた以外の解釈も成り立つ余地があることを明記しておく。たとえば1931年9月の満州事変や、それに伴う財政支出の拡大が、これらのカーブの変化を引き起こした可能性は残されている。

12) 導出の詳細はWoodford(2003)を参照。

13) このように正貨流出を時期的に区分する手法は、鎮目雅人教授から頂いたコメントに基づくものである。

14) 梅田(2006)は1932年6月の財政政策演説で赤字国債の日銀引受表明があったことを重視しているが、表2の通り3月においてすでに非公式な表明があったため、ここでは財政イベントに含めた。

15) Romer(2011)に指摘されるように、金利の期間構造を用いた定式化においては、長期のスポットレ

ートやフォワードレートにタームプレミアムが含まれる。しかし、その変動についてコンセンサスが得られているとは言えないため、ここではタームプレミアムを金利の変動要因に含めることはしていない。

16) ただし、Gürkaynak *et al.*(2005)は米国債のフォワードレートをを用いた実証分析により、政策金利変更時に長期フォワードレートが政策金利と反対方向に変化したことを示しており、長期金利への影響は明らかでない。

17) 同様の手法を用いた研究として、たとえば福田・計(2002), Bernanke and Kuttner(2005), Gürkaynak *et al.*(2005), Honda and Kuroki(2006), Kontonikas *et al.*(2013)などがある。

18) $\Delta F_t(i=4, 24, 29)$ についても回帰分析を行ったが、ダービンワトソン(DW)比が2から大きく離れ、誤差項に一階の系列相関の恐れがあったため結果から省いている。

19) 法令の公布は官報で当日なされることが多く、また日銀の国債引受に関しても新聞(朝刊)で報道されて大きな注目を集めたと考えられ、報道当日に市場が反応したと考えるのが適切と判断した。

20) X_5 については、未決済取引の清算としての要素が強ければプラス、為替介入としての要素が強ければマイナスの符号が期待される。

21) ここに挙げた中でGürkaynak *et al.*(2005)は例外であり、様々なニュースが米国債金利に与えた影響を測定するため、1990年から2002年までという長期間をサンプルに含めている。

22) 1931年12月18日の『東京朝日新聞』夕刊では、「国債までが翻然反騰」と題した記事の中で当時の市場動向について以下のように述べられている。「(略)十八日の受渡を直前に控える(略)売方としては休会中の安気配を利用して一まず買戻しの態度を取った(略)」

23) なお、民政党政権が退陣した12月11日の翌日には、9年先以降のフォワードレートが急激に上昇しており、この時点で金本位制離脱の予想がいっそう強まったかもしれない。しかし、日本は英国に追随する形で金本位制を離脱し、この間に離脱をめぐって行われた発言や報道は少なかった。したがって、日本の金本位制離脱がどの時点で市場金利に反映されたかをさらに深く分析することは容易でない。

24) 流動性効果に関する初期の研究として、Lucas(1990)やChristiano and Eichenbaum(1992)などがあり、Walsh(2010)が解説している。

25) ここまでの結果については、様々な方法で頑健性を確認している。具体的には、新聞の報道日に基づくダミー変数を利用する、高階の系列相関に対応する、などしたが結果は大きくは変わらない。また英国金本位制離脱と日銀国債引受予告の前後については、ネルソン＝シーゲルモデルの推計値ではなく、実際の算出金利に基づくフォワードレートの変動を計算したが、これも結果とほぼ変わらない(リクエストがあれば、詳細を補足資料として送ります)。

26) 甲号五分利公債の情報については大蔵省が1936年に発行した『明治大正財政史』を参照した。また公債発行に至る歴史的経緯については野田(1980)

を参照した。

27) これ以外の金利についても、残存期間が15年を超える金利が低下した以外はほぼ反応がない。

28) 第4節で述べたように、タームプレミアムの扱いも重要な論点である。

29) スプラインカーブによるイールドカーブの推定については、たとえば川崎・安道(2002)や吉羽・家田(2001)を参照。

30) 白塚・藤木(2001)がパラメータ変化による瞬間フォワードレートカーブの形状変化を解説している。

31) 白塚・藤木(2001)ではオーバーナイト・コールレートを用いた制約をかけているが、第2節で述べたように、市場金利とみなせない同時代のコールレートを推計に含めるのは不適切である。

参考文献

- 福田慎一・計聡(2002)「日本における財政政策のインパクト——1990年代のイベント・スタディ——」『金融研究』第21巻第3号, pp. 55-100, 日本銀行金融研究所。
- 原田泰・佐藤綾野(2012)『昭和恐慌と金融政策』日本評論社。
- 井出英策(2006)『高橋財政の研究：昭和恐慌からの脱出と財政再建への苦闘』有斐閣。
- 飯田泰之・岡田靖(2004)「昭和恐慌と予想インフレ率の推計」, 岩田規久男(編著)『昭和恐慌の研究』所収, 東洋経済新報社。
- 伊藤正直(1989)『日本の対外金融と金融政策 1914～1936』名古屋大学出版会。
- 川崎能典・安道知寛(2002)「正則化非線形回帰モデルによるイールドカーブの推定」『統計数理』第50巻第2号, pp. 149-164, 統計数理研究所。
- 内藤友紀(2010)「1930年代の日本におけるフィッシャー効果について——共和分検定による実証分析——」, 『関西大学経済論集』第60巻第2-3号, pp. 53-66, 関西大学経済学会。
- 中村隆英(1994)『昭和恐慌と経済政策』講談社学術文庫。
- 野田正穂(1980)『日本証券市場成立史』有斐閣。
- 小田信之・村永淳(2003)「自然利子率について：理論整理と計測」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 03-J-5。
- 翁邦雄・白塚重典(2003)「コミットメントが期待形成に与える効果：時間軸効果の実証的検討」『金融研究』第22巻第4号, pp. 255-292, 日本銀行金融研究所。
- 大蔵省(1936)『明治大正財政史』, 第十一巻。
- 大蔵省理財局(各年版)『国債統計年報』。
- 大島堅造(1936)『日本金融市場論』改造社。
- 白塚重典・藤木裕(2001)「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999-2000年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』第20巻第4号, pp. 137-170, 日本銀行金融研究所。
- 鎮目雅人(2001)「財政規律と中央銀行のバランスシート——金本位制～国債の日銀引受実施へ・中央銀行の対政府信用に関する歴史的考察——」『金融研究』第20巻第3号, pp. 213-257, 日本銀行金融研究所。
- (2009)『世界恐慌と経済政策』日本経済新聞出版社。
- 東京株式取引所(各日版)『東京株式取引所国債市場日報』。
- 梅田雅信(2006)「1930年代前半における日本のデフレ脱却の背景：為替レート政策, 金融政策, 財政政策」『金融研究』第25巻第1号, pp. 145-182, 日本銀行金融研究所。
- 吉羽要直・家田明(2001)「イールドカーブ・モデルのパラメータ推定手法」, IMES Discussion Paper Series 2001-J-10, 日本銀行金融研究所。
- Bernanke, Ben S. and Kenneth N. Kuttner (2005) "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 3, pp. 1221-1257.
- Cecchetti, Stephan G. (1992) "Prices During the Great Depression: Was the Deflation of 1930-1932 Really Unanticipated?" *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 141-156.
- Cha, Myung Soo (2003) "Did Takahashi Korekiyo Rescue Japan from the Great Depression?" *Journal of Economic History*, Vol. 63, No. 1, pp. 127-144.
- Christiano, Lawrence J. (1991) "Modeling the Liquidity Effect of a Monetary Shock," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 15, No. 1, pp. 3-34.
- and Martin Eichenbaum (1992) "Liquidity Effects and the Monetary Transmission Mechanism," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, pp. 346-353.
- Cook, Timothy and Thomas Hahn (1989) "The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, No. 3, pp. 331-351.
- Gürkaynak, Refet S., Brian P. Sack, and Eric Swanson (2005) "The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, pp. 425-436.
- Guthrie, Graeme and Julian Wright (2000) "Open Mouth Operations," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, No. 2, pp. 489-516.
- Hamilton, James D. (1992) "Was the Deflation During the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Market," *American Economic Review*, Vol. 82, No. 1, pp. 157-178.
- Hamori, Shigeyuki and Naoko Hamori (2000) "An Empirical Analysis of Economic Fluctuations in Japan: 1885-1940," *Japan and the World Economy*, Vol. 12, pp. 11-19.
- Honda, Yuzo and Yoshihiro Kuroki (2006) "Financial and Capital Market's Response to Changes in the Central Bank's Target Interest Rate: The Case of Japan," *Economic Journal*, Vol. 116, No. 513, pp. 812-842.
- Kontonikas, Alexandros, Ronald MacDonald, and Aman Saggi (2013) "Stock Market Reaction to

- Fed Funds Rate Surprises: State Dependence and the Financial Crisis," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 37, No. 11, pp. 4025-4037.
- Kuttner, Kenneth N. (2001) "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 523-544.
- Lucas, Robert E. (1990) "Liquidity and Interest Rates," *Journal of Economic Theory*, Vol. 50, No. 2, pp. 237-264.
- Nelson, Charles R. and Andrew F. Siegel (1987) "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, Vol. 60, No. 4, pp. 473-489.
- Okura, Masanori and Juro Teranishi (1994) "Exchange Rate and Economic Recovery of Japan in the 1930s," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 35, No. 1, pp. 1-22.
- Romer, David (2011) *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Svensson, Lars E. O. (1995) "Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method," *Sveriges Riksbank Quarterly Review*, 1995: 3, pp. 13-26.
- Walsh, Carl E. (2010) *Monetary Theory and Policy*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Woodford, Michael (2003) *Interest and Prices*. Princeton: Princeton University Press.