2025 年度卒業論文

金利のある世界になった日本で期待理論は成り立つか[1]

法政大学 経営学部 経営学科 4 年 相澤 悠翔

2026 年 1 月 14 日

〈要旨〉

本論文では、日本の国債市場の金利の期間構造における、純粋期待理論とフィッシャー効果を組み合わせた期待理論の説明力の高さを検証した。短期金利、物価上昇率、長期国債の利回りの月次データを用い、年限別及び期間別の回帰分析を行った。その結果、特に 2023 年以降おいて、期待理論の説明力が高まっていることが示唆された。

[1] 本論文の作成に当たって、ゼミナールの担当教授および友人に有益な助言やコメントを頂いた。

目次

1.はじめに

近年、日本の金融市場では長期にわたる金融緩和政策やイールドカーブ・コントロールの導入と修正を経て、長期金利の形成メカニズムが大きく変化してきた。しかし 2023 年以降は、金融政策の正常化に向けた動きが進み、市場参加者の将来金利に対する期待が再び長期金利に反映されつつあると考えられる。

本研究では、純粋期待理論およびフィッシャー効果に基づく期待理論の枠組みを用い、短期金利および物価上昇率が長期債の利回りに与える影響を実証的に分析することで、日本の国債市場における期待理論の説明力の強さと、金利期間構造の変化の有無を明らかにすることを目的とする。

本論文の構成は以下のとおりである。2 章では、期待理論の定義とその基となる理論について説明を行う。3 章では、具体的な分析手法についての説明を行う。そして 4 章で、分析結果と考察について説明をし、5 章のまとめへとつなぐ。

2.期待理論とは

本章では、本研究において用いる期待理論の定義について説明する。

2-1.純粋期待理論とは

純粋期待理論とは、取引コストやデフォルトのリスクなどが存在しない確実性下の市場[2]を前提としたとき、長期債の利回りは将来の短期金利の予想値によって決まるとする理論である。すなわち、ある時点tにおいて、残存期間n(nは任意の自然数)の長期債の利回りをR_t、現在および将来における短期金利を$r_{t+j}(j = 0,1,2,\dots,\mathrm{n}-1)$とすると、(1)式が成り立つとする理論である。

$$(1 + R_t)^n = (1 + r_t)(1 + r_{\mathrm{t+1}}) \cdots (1 + r_{t+n-1}) \quad (1)$$

ただし、この式では、短期金利を 1 年債としている。

2-2.フィッシャー効果とは

フィッシャー効果とは、名目金利が期待インフレ率の変化と同様に変動するという効果である。これは Irving Fisher が導き出したフィッシャー方程式が基となっている。すなわち、名目金利をI、実質金利をP、期待インフレ率をπ^{e}とすると、フィッシャー方程式は以下のように表される。

$$I = P + \pi^e \quad (2)$$

ただし、本研究では期待インフレ率ではなく物価上昇率を使用する。

2-3.期待理論の定義

本研究では、純粋期待理論とフィッシャー効果を組み合わせた理論を期待理論とする。

[2] 黒田、大久保(1981)では、確実性下の市場の条件として、将来の短期金利について投資家が完全な知識を持っていること、すべての債券について支払い不能の危機が存在しないこと、取引コスト及び税金が存在しないこと、裁定取引に対する障害が存在しないことの 4 つがあげられている。

3.分析手法

本章では、本研究における期待理論の具体的な分析手法について説明する。

3-1.検証する式の紹介

本研究では先行研究(黒田・大久保(1981))に倣い、期待理論の式を直接検証するのではなく、Koyck 型の分布ラグ[3]から求められる回帰式を本来の期待理論の(3)式に整合させる。そしてその回帰式を分析することによって期待理論の有効性について検証を行う。

3-1-1.期待理論の式

期待理論の式については、Shiller(1972)に従い、(1)式の将来の金利の予測値に、自己回帰モデルを当てはめた式、そして(2)式を短期金利に当てはめた式[4]を組み合わせ導出する。詳しい導出方法は補論 7-1 で説明する。また、過去の短期金利の実績値を$r_{t+1-g}(g = 1,2,\dots,q)$、過去の物価上昇率の実績値を$\pi_{t+1-h}(h = 1,2,\dots,q)$、定数を$C'''$、それぞれの実績値にかかるウェイトを$\omega_g$、$\lambda_h$とすると長期債の利回りの期間構造についての関係式は以下のように表される。

$$R_t = \sum_{g=1}^{q} \omega_g r_{t+1-g} + \sum_{h=1}^{q} \lambda_h \pi_{t+1-h} + C''' \quad (3)$$

3-1-2.期待理論の近似式

期待理論の近似式とは、Koyck 型の分布ラグを基とした回帰式から(3)式と同様の構造を持つ式を導き出したものである。詳しい導出方法は補論 7-2 で解説する。過去の短期金利の実績値を$r_{t-i}(i = 0,1,2,\dots)$、過去の物価上昇率の実績値を$\pi_{t-i}(i = 0,1,2,\dots)$、定数を$C'$、それぞれの実績値にかかるウェイトを$\omega\gamma^i(i = 0,1,2,\dots)$、$\lambda\gamma^i(i = 0,1,2,\dots)$とすると Koyck 型の分布ラグを想定した場合の計測するべき式は以下のようになる。

$$R_t = \omega \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i r_{t-i} + \lambda \sum_{i=0}^{\infty} \gamma^i \pi_{t-i} + C' \quad (4)$$

また、短期金利をr_t、物価上昇率をπ_t、定数をC、短期金利、物価上昇率、前期の長期債の利回りにそれぞれかかる回帰係数を$\omega,\ \lambda,\ \gamma$とすると(4)式の基となった回帰式は以下のように表される。

$$R_t = \omega r_t + \lambda \pi_t + \gamma R_{t-1} + C \quad (5)$$

このとき、γは絶対値が 1 以下であると仮定する。

3-1-3.式の整合条件

γが十分に 1 より小さく、$\omega_g = \omega\gamma^g, \lambda_h = \lambda\gamma^h$となっている場合、この(3)式と(4)式は整合する。γが十分に 1 より小さい場合、iが大きくなるにつれて数値が 0 に近づき、特定の項以降の数値を無視することが出来る。すなわち、無限項の総和を用いている(4)式を有限項の総和でのものに近づけることが出来る。また、係数比較によって$\omega_g = \omega\gamma^g, \lambda_h = \lambda\gamma^h$と仮定する。

3-2.使用する分析データ

本研究において使用する短期金利、物価上昇率、長期債の利回りのデータはそれぞれ東京レポ・レート[5]、消費者物価指数[6]、日本国債の利回りを使用する。東京レポ・レートは 2007 年 11 月から 2025 年 9 月までの 3 か月物の日次データを第 3 水曜日[7]に基準日を置いて月次データにする。消費者物価指数は 2006 年 9 月から 2025 年 9 月までの月次データを取得し、前年同月比の上昇率に変換する。日本国債の利回りは 2 年、5 年、10 年満期を対象とし、2007 年 11 月から 2025 年 9 月までの日次データを第 3 水曜日[7]に基準日を置いて月次データにする。

3-3.分析期間

本研究において検証する全期間(フルサンプル)は 2007 年 12 月から 2025 年 9 月である。そしてこの期間をマイナス金利政策前・政策中・金融政策正常化のサブサンプルに分け、それぞれ 2007 年から 2015 年、2016 年から 2022 年、2023 年から 2025 年として検証を行う。また、マイナス金利が解除されたのは 2024 年であるが、サンプル数確保のため 2023 年以降を金融政策正常化の期間として分析する。

3-4.具体的な分析手法

本研究では、(5)式を 3 つのパターン分けて回帰分析を行うことで、期待理論の説明力を検証する。1 つ目が(5)式から物価上昇率の項を除外した以下の回帰式である。

$$R_t = \omega r_t + \gamma R_{t-1} + C \quad \text{(a)}$$

2 つ目が(5)式から短期金利の項を除外した以下の回帰式である。

$$R_t = \lambda\pi_t + \gamma R_{t-1} + C \quad \text{(b)}$$

3 つ目が(5)式をそのまま使用する以下の回帰式であるが、分析結果においては(5)式を(c)式として扱う。

$$R_t = \omega r_t + \lambda \pi_t + \gamma R_{t-1} + C \quad \text{(c)}$$

[3] 基本的な分布ラグと異なり、説明変数の影響が、時間の経過とともに減衰していくと仮定する分布ラグモデル。

[4] フィッシャー方程式を変形し、名目短期金利をr_t、実質短期金利をρ_t、物価上昇率をπ_tとするもので、式は以下のとおりである。

$$r_t = \rho_t + \pi_t \quad \text{(d)}$$

また本文では、r_tを短期金利としているが、(d)式のr_tものと同一のものである。

[5] 短期金融市場で、機関投資家が資金調達を行うレポ金利市場の実勢を反映した指標レート。

[6] 物価の変動を反映した指数。

[7] 第 3 水曜日のデータが取得不能であった 2013 年 3 月、2018 年 3 月、2024 年 3 月のデータは第 3 火曜日を基準日として使用している。

4.研究結果と考察

本章では、前章の分析手法で検証した結果とその考察を述べる。

4-1.研究結果

4-1-1.全期間

表 1：2007 年～2025 年 回帰分析結果

被説明変数＼説明変数		定数	短期金利	物価上昇率	一期前の被説明変数	決定係数／標準誤差
2Y	a	4.89E-05	0.1652		0.8697	0.9678
		(1.328)	(3.156)		(21.721)	0.0005
	b	-3.5E-05		0.0067	0.9813	0.9675
		-(0.895)		(2.872)	(76.371)	0.0005
	c	-1.6E-05	0.2596	0.0110	0.7870	0.9707
		-(0.432)	(4.806)	(4.614)	(18.629)	0.0005
5Y	a	0.0002	0.1839		0.8907	0.9627
		(2.501)	(3.137)		(27.292)	0.0007
	b	-1.8E-05		0.0086	0.9785	0.9621
		-(0.290)		(2.528)	(71.731)	0.0007
	c	0.0001	0.2033	0.0099	0.8742	0.9642
		(1.722)	(3.511)	(2.975)	(26.880)	0.0007
10Y	a	0.0002	0.1136		0.9529	0.9773
		(2.039)	(2.121)		(46.245)	0.0008
	b	-8.5E-06		0.0086	0.9901	0.9774
		-(0.095)		(2.298)	(95.333)	0.0008
	c	0.0002	0.1078	0.0031	0.9558	0.9778
		(1.654)	(2.027)	(2.152)	(46.681)	0.0008

(注)2Y,5Y,10Y の行はそれぞれ 2 年、5 年、10 年満期の日本国債の利回りの検証結果である。a、b、c の行はそれぞれ(a)式、(b)式、(c)式の検証結果である。それぞれの行の最終列の上段が決定係数、下段が標準誤差である。かっこ内は t 値である。短期金利、物価上昇率、一期前の被説明変数(日本国債の利回り)にかかる係数はそれぞれ、ω, λ, γである。

4-1-2.マイナス金利政策前

表 2：2007 年～2015 年 回帰分析結果

被説明変数＼説明変数		定数	短期金利	物価上昇率	一期前の被説明変数	決定係数 標準誤差
2Y	a	-2E-05	0.4615		0.6083	0.9643
		-(0.347)	(5.787)		(9.783)	0.0004
	b	1.96E-05		0.0017	0.9505	0.9518
		(0.292)		(0.491)	(42.996)	0.0005
	c	-9.6E-06	0.5079	-0.0049	0.5753	0.9653
		-(0.167)	(6.012)	-(1.569)	(8.824)	0.0004
5Y	a	0.0002	0.2745		0.8282	0.9427
		(1.347)	(3.058)		(17.065)	0.0007
	b	7.95E-05		0.0008	0.9570	0.9370
		(0.570)		(0.133)	(37.084)	0.0008
	c	0.0003	0.3712	-0.0113	0.7766	0.9445
		(1.955)	(3.551)	-(1.754)	(13.789)	0.0007
10Y	a	0.0002	0.0972		0.9530	0.9525
		(0.693)	(1.362)		(30.472)	0.0009
	b	9.7E-05		-0.0027	0.9786	0.9516
		(0.366)		-(0.397)	(39.588)	0.0009
	c	0.0005	0.1872	-0.0138	0.9068	0.9538
		(1.580)	(2.073)	-(1.605)	(21.418)	0.0008

前ページと同様

4-1-3.マイナス金利政策中

表 3：2016 年～2022 年 回帰分析結果

説明変数 被説明変数		定数	短期金利	物価上昇率	一期前の 被説明変数	決定係数 標準誤差
2Y	a	0.0002	0.4799		0.6996	0.6703
		(1.070)	(3.403)		(10.006)	0.0004
	b	-0.0005		0.0123	0.6964	0.6522
		-(3.841)		(2.601)	(9.180)	0.0004
	c	4.24E-05	0.6592	0.0190	0.5139	0.7327
		(0.257)	(4.906)	(4.320)	(6.711)	0.0003
5Y	a	0.0001	0.1578		0.8835	0.6982
		(0.442)	(0.819)		(12.735)	0.0005
	b	-0.0004		0.0240	0.7305	0.7376
		-(3.239)		(3.598)	(9.406)	0.0005
	c	0.0000	0.4044	0.0288	0.6514	0.7524
		(0.090)	(2.182)	(4.184)	(7.742)	0.0005
10Y	a	0.0000	-0.0059		0.9396	0.7692
		(0.155)	-(0.028)		(15.597)	0.0006
	b	-3.24E-05		0.0259	0.7982	0.8009
		-(0.466)		(3.591)	(12.090)	0.0006
	c	0.0003	0.2384	0.0287	0.7622	0.8041
		(0.998)	(1.147)	(3.776)	(10.443)	0.0006

前々ページと同様

4-1-4.金融政策正常化

表 4：2023 年～2025 年 回帰分析結果

被説明変数＼説明変数		定数	短期金利	物価上昇率	一期前の被説明変数	決定係数 標準誤差
2Y	a	0.0011	0.6778		0.4673	0.9708
		(3.788)	(3.401)		(2.862)	0.0006
	b	0.0005		-0.0075	1.0128	0.9596
		(0.593)		-(0.299)	(26.559)	0.0007
	c	0.0014	0.6782	-0.0079	0.4683	0.9709
		(1.866)	(3.353)	-(0.364)	(2.827)	0.0006
5Y	a	0.0019	0.6209		0.5435	0.9444
		(3.320)	(3.269)		(3.683)	0.0009
	b	0.0004		-0.0034	1.0036	0.9246
		(0.314)		-(0.093)	(19.038)	0.0010
	c	0.0020	0.6208	-0.0004	0.5436	0.9444
		(1.749)	(3.212)	-(0.013)	(3.614)	0.0009
10Y	a	0.0028	0.5228		0.6591	0.9352
		(2.739)	(2.631)		(4.877)	0.0011
	b	0.0003		0.0051	0.9912	0.9203
		(0.181)		(0.121)	(18.596)	0.0012
	c	0.0035	0.5455	-0.0190	0.6455	0.9357
		(1.973)	(2.637)	-(0.477)	(4.615)	0.0011

同様

4-2.考察

本研究の分析結果から、2023 以降の日本国債の債券市場においては、期待理論が比較的高い説明力を持つ可能性が高いことが示された。また。すべての分析結果を通して、(b)式および物価上昇率の項は、期待理論に対して十分な説明力を持たなかった。表 1 の全期間の検証では、γの値が高く期待理論の説明力は弱かった。表 2 のマイナス金利政策前(2007 年から 2015 年)での検証では、2 年債の(a)式と(c)式に関してはγの値が低く期待理論が成り立っている可能性が高いが、10 年債の(a)式と(c)式をみるとγの値が 1 に近く、広い年限で見た時に期待理論は成り立っていないと考えられる。表 3 のマイナス金利政策中(2016 年から 2022 年)での検証では、決定係数が低く、決定係数の高さを前提として行った(5)式から(4)式への変形ができないので、検証が困難であり、有意な結果は得られなかった。表 4 の金融政策正常化(2023 年から 2025 年)での検証では、2 年債、5 年債、10 年債すべての年限の(a)式と(c)式でγの値が 1 より十分に小さく、短期金利の回帰係数の t 値が 2 以上であるという結果が得られており、期待理論が成立している可能性が高いと考えられる。この結果より、マイナス金利政策やイールドカーブ・コントロールが行われなくなって以降、債券市場が正常化し、純粋期待理論の前提である確実性下の市場に近づいたことで、期待理論が成り立っているという仮説がもっともらしいと考えられる。さらに 2 年債、5 年債、10 年債の順でγおよびその t 値が大きくなっており、債券の年限が長くなるほど期待理論が成立しなくなる可能性を示唆している。これは、長期債の年限の長さによる価格変動リスクや流動性リスクが高まるとする説である、流動性プレミアム仮説の影響があると考える。

5.おわりに

本研究では、期待理論が現在の債券市場でどれほどの説明力を持つのかを検証してきた。結果として、金融政策が正常化に向けて動き出した 2023 年以降は、期待理論の説明力が比較的高いことが分かった。しかし、正常化されて以降のデータ期間が短いため、今後正常化の状態が維持され、より長い期間のデータの検証が可能になった場合、結果が変化する可能性も十分に考えられる。また、本研究では詳しく説明できなかった物価上昇率の寄与率の低さや、マイナス金利政策中の金利期間構造については、より幅広い要素を組み込んだ金利期間構造を計測するモデルを用いる必要があると考える。今後の市場の動向とともに、期待理論の市場に対する説明力に関しても注目していきたい。

6.参考文献・資料

黒田晁生、大久保隆、「我が国における国際流通市場の利回り決定メカニズムについて：期待理論によるアプローチ」、金融研究第 9 号、1981 年

R.J, Shiller. 「Rational Expectations and the Structure of Interest Rates」、Ph.D. dissertation, Massachusetts Institute of Technology、1972 年

東京レポ・レート;日本証券業界 (最終閲覧日:2026 年 1 月 6 日)
https://www.jsda.or.jp/shiryoshitsu/toukei/trr/index.html

日本銀行　時系列統計データ検索サイト (最終閲覧日:2026 年 1 月 6 日)
https://www.stat-search.boj.or.jp/index.html

e-Stat 政府統計の総合窓口 (最終閲覧日:2026 年 1 月 6 日)
https://www.e-stat.go.jp/

7.補論

7-1.期待理論の式の導出

3-1-1 節で記述したとおり Shiller.(1972)に従い将来の短期金利に関する期待形成を考える。また t 時点での t+1 期の短期金利の予想値を${}_{t+1}\hat{r}_t$、短期金利の平均値を$\bar{r}$、過去の短期金利の実績値をr_{t+1-g}、それに対応するウェイトをd_gとすると、Shiller.(1972)の自己回帰モデルは以下のように表される。

$$ {}_{t+1}\hat{r}_t - \bar{r} = \sum_{g=1}^{q} d_g \left(r_{t+1-g} - \bar{r} \right) \quad (6) $$

この(6)式を利用して、${}_{t+1}\hat{r}_t$を正確に予測できる場合、${}_{t+2}\hat{r}_t$も同様に導くことが出来る。この議論を繰り返すことでj期先の短期金利の予想値を求めることが出来る。またj期先の短期金利の予想値を${}_{t+j}\hat{r}_t$、それに対応するウェイトを$\omega_g^{(j)}$、定数を$C^{(j)}$とすると式は以下のように表される。

$$ {}_{t+j}\hat{r}_t = \sum_{g=1}^{q} \omega_g^{(j)} r_{t+1-g} + C^{(j)} \quad (7) $$

そして(1)式をテイラー展開で近似した

$$ R_t = \frac{1}{n} \left(r_t + \sum_{j=1}^{n-1} t + {}_{t+j}\hat{r}_t \right) \quad (8) $$

に、(7)式を代入して整理することで以下の式が導ける。

$$R_t = \sum_{g=1}^{q} \omega_g r_{t+1-g} + C'' \quad (9)$$

ただしω_gは回帰係数、C''は定数である。
以上の議論を(d)式にも適応させることで(3)式を導くことが出来る。

7-2.期待理論の近似式の導出

(5)式の回帰係数が有意であり決定係数が十分に大きければ、R_{t-1}、R_{t-2}についても回帰式が成り立ち、R_{t-1}、R_{t-2}を(5)式に代入していくと以下の式となる。

$$R_t = \omega(r_t + \gamma r_{t-1} + \gamma^2 r_{t-2}) + \lambda(\pi_t + \gamma \pi_{t-1} + \gamma^2 \pi_{t-2}) + C(1 + \gamma + \gamma^2) + \gamma^3 R_{t-3} \quad (10)$$

(10)式を整理して項数を∞とすると(4)式となる。

7-3.純粋期待理論の式の変形

本研究では(1)式で使用した 1 年の短期金利の利回りと異なり、東京レポ・レートの 3 か月物の金利を使用しているため、(1)式が以下のようになる。

$$(1 + R_t)^n = \left(1 + \frac{r_t}{4}\right)\left(1 + \frac{r_{t+1}}{4}\right)\cdots\left(1 + \frac{r_{t+4n-1}}{4}\right) \quad (11)$$