

戦前地方債市場の構造

Structure of the Local Government Bonds in the Prewar Japan

釜江 廣志

Working Paper Series No. 124

March 2009

戦前地方債市場の構造

Structure of the Local Government Bonds in the Prewar Japan

釜江廣志

§1 はじめに

本稿は、大正から昭和期、具体的には 1921（大正 10）年から 40（昭和 15）年までの東京¹、大阪両市の地方債流通市場を取り上げ、市場メカニズムに従っていたか、つまり、地方債利回りの推移は期間構造に関する純粋期待仮説で説明できるかを検定して、市場構造の分析を行う。分析対象期間は 21-40 年であり、それ以降は大阪・東京とも利回り変動が小さい。

次節では地方債市場の状況を概観する。第 3 節でテスト法とデータを説明し第 4 節ではテスト結果について述べる。

¹ 東京市は 1989 年に市となり、1943 年に東京都制が敷かれたときに東京府とともに廃止された。

§2 市場の状況

明治期には市町村制、府県制などの地方制度の整備が進み、1889(明治22)年4月に最初の地方債として長崎市水道公債が発行され、外貨地方債は神戸市水道公債がロンドンで1899(明治32)年7月に募集された。引受業務では、社債・地方債の引受(総額引受)が明治30年頃から開始されていた²。日露戦争後の国債引受シ団の結成に続いて、1911(明治44)年には地方債などにもシ団が組織された³。

大蔵省預金部は国債、外国国債の購入に次いで1910年には地方債を引受けるようになった⁴。預金部資金を構成する郵便貯金資金は地方から集まっていたため地方還元が課題となった⁵。地方還元は、直接地方債を引き受ける、あるいは特殊銀行などが地方公共団体に融資をする際に間接的に特殊銀行の債券を引受ける、といった方法が採られた⁶。預金部の運用先は地方債引受、地方団体貸付の他、国債の短期運用、金融債の引受⁷などに拡大した。預金部による金融債の引受は1902(明治35)年に興業債券の引受として始まり、明治40年代には日本勧業銀行等の金融債を引受けた。勧業等への貸付を経由して間接的に地方公共団体へ貸付ける方式をまず採り、その後1927年度から道府県と6大都市の、32年度からは市町村の、それぞれの地方債を直接引き受ける方式に変えた⁸。また、同様の方法で銀行・企業への貸付も30年代から行われた⁹。

大正期には第1次世界大戦後の反動で地方財政が圧迫され地方債の増発が行われて起債市場は活況を呈した。1919-20(大正8-9)年には東京市公募債をシ団が引受けた¹⁰。金融恐慌後はシ団の再編が行われ、大銀行が大都市の地方債を引き受けるとともに、証券会社・信託会社が大都市債の下引受と大都市以外の地方債の引受に進出した¹¹。

昭和期には地方債は金解禁時の緊縮政策で発行が抑制され¹²(1929年7月)、その後32

² 野村證券(1976)p.33、山一證券(1958)p.106-参照。

³ 山一證券(1958)p.110参照。

⁴ 地方資金研究会(1984)p.50参照。

⁵ 迎(1987)参照。

⁶ 大島(1955)p.309参照。なお、預金部が引き受ける地方債は、簡保資金が引き受けるそれとは異なり、非市場性の債券で貸付の変形であった。加藤(2001)p.178参照。

⁷ 日本勧業銀行(1953)p.248参照。

⁸ 吉田(1962)p.141、加藤(2001)p.187参照。

⁹ 日本勧業銀行(1953)p.183、248参照。

¹⁰ 地方資金研究会(1984)p.184参照。

¹¹ 金沢(1986)p.71-参照。

¹² 内務省訓令による。藤田(1954)p.117参照。

年 1 月に緩和が図られた¹³。戦時期には、地方債は中央政府のコントロール下に置かれ、預金部など官庁の引受ウエートが増大した。37 年 9 月に不要不急として抑制する方針が閣議決定され、38 年 2 月には発行の条件・時期を日本銀行と相談することが必要となり、同年 8 月にも原則として発行を認可しないとの通達が出されて、以後の発行額は急減した¹⁴。預金部資金の運用でも地方資金の比重は減少し、33 年度において全運用額の 45%であったのが 41 年度に 17%、45 年度は 5%になった¹⁵。

流通市場のうち取引所市場では 20 (大正 9) 年 9 月に東株の国債市場が分設されて地方債なども含めて実物取引が行われ、21 年以降増大を見た。国債・金融債とともに 25 年 11 月に地方債の長期清算取引が開始された。実物取引と長期清算取引を比べると 30 年まで実物の方が多かったがその後逆転した。また 28 年 7 月に高値で価格変動が大となったがその後下落し、価格維持策がとられて統制的市場になった。店頭市場では実物取引 (決済期限 2 週間)のみが行われたが¹⁶、規模は取引所取引の数倍あり、大量売買の場であった。

表 1 によれば保有シェアは預金部のそれが大きく、26 年 22%、30 年 35%、35 年 39%であった。

¹³ 内務・大蔵両次官の通牒による。山一証券(1958)p. 236 参照。

¹⁴ 志村(1980)p. 123、野村証券(1976)p. 173-、藤田(1954)p. 204-、山一証券(1958)p. 264 参照。

¹⁵ 吉田(1962)p. 385、加藤(2001)p. 180 参照。

¹⁶ 志村(1980)p. 118。

§3 テスト法とデータ

MacDonald and Speight (1991) は Campbell and Shiller (1987) 流のモデルにより、純粹期待仮説と合理的期待仮説を組み合わせ得られる効率的市場仮説¹⁷ から長短金利の共和分関係を導き、共和分ベクトルが $(1, -1)$ になることを示している¹⁸。これによって共和分テストが可能になる。以下では長期金利として地方債の複利最終利回り¹⁹、短期金利としてコール・レートを用いる。

計測の対象期間は 1921 (大正 10) 年 10 月から 40 年 12 月までで、月次データを使用する。この始期を選ぶのはデータの利用可能性のためであり、終期は、38 年頃から利回りが硬直的になっているが、取引高はそれ以後もある程度あったこと (表 2 参照) を考慮したためである。なお、23 年 9-11 月は震災でデータが得られない。

地方債の利回りデータは毎月月初の大阪市債と東京市債の複利利回りを日本勧業銀行 (各月)、野村総合研究所 (1978) から採集する²⁰。大阪市債の銘柄は次のとおりである。

(1) 1934 年 3 月まで 大阪電鉄公債第 1 回²¹

1911 (明治 44、45) 年 7 月 5 日及び 12 年 7 月 6 日発行、50 年 12 月 31 日満期、10 年据え置き、発行額 1700 万円、利率 5%、発行価格 97、97.5 円、

(2) 38 年 9 月まで 大阪市電業債第 14 回²²

34 年 2 月 16 日発行、51 年 12 月 1 日満期、据え置き期間なし、発行額 3494.21 万円、利率 4.5%、発行価格 98.85 円、

(3) 38 年 10 月から 大阪市都市計画事業債第 6 回²³

35 年 3 月 28 日発行、55 年 3 月 1 日満期、1 年据え置き、発行額 862.2 万円、利率 4.2%、発行価格 99.6 円。

¹⁷ MacDonald and Speight (1988) p. 287 参照。

¹⁸ 詳細は釜江 (2009) 参照。

¹⁹ なお、長期金利は理論的にはスポット・レートであるが、スポット・レートの推計に必要なクロスセクション・データがアベイラブルでないので、複利最終利回りで代用する。MacDonald and Speight (1991) で用いられているデータのうち米国債の利回りは最終利回りである。

²⁰ 日本勧業銀行 (各月) のデータは上場銘柄ではなく店頭取引の価格であると判断できる。釜江 (2009) 参照。なお、野村総合研究所データも日本勧業銀行 (各月) に依っている。

²¹ 大阪市 (1934) p. 550、日本興業銀行 (1918)。

²² 日本興業銀行 (1934)

²³ 日本興業銀行 (1941)

東京市債の各銘柄は次のとおりである。

(1)35年12月まで 東京市電業債第2回い号²⁴

16 (大正5)年12月1日発行、36年12月1日満期、5年据え置き、発行額1千万円、利率5%、発行価格93.25円、

(2)36年1月から 東京市電業債第2回は号²⁵、

34年8月15日発行、53年10月15日満期、1年7か月据え置き、発行額383.7万円、利率4.3%、発行価格100円。

短期利子率としては無条件物コール・レートを大蔵省理財局(各年)から採集して用いる。利回りの単位は日歩、つまり元金100円に対する1日あたりの利息(銭)で、

$$\text{年利 (\%)} = \text{日歩 (銭)} \times 365 / 100$$

から年利が計算可能である。

²⁴ 東京都財政史研究会(1969)p. 90、日本興業銀行(1918)

²⁵ 日本興業銀行(1934)。

§4 テスト結果

テストの対象期間はそれほど長くはないが、経済状況の変化も見られることから、地方債市場で構造変化が生じている可能性は否定できない。そこで、まず変数の定常性を検定するが、構造変化を前提とする Zivot and Andrews(1992)、Perron(1997)のテストも併せて行う。さらに変数に非定常性が見られれば共和分関係が存在するかを検定するが、その際も構造変化を明示的に考慮する Gregory and Hansen (1996a, 1996b)と、非定常な変数を FM-OLS (fully modified OLS)で推定し、得られた係数推定値の安定性を F 検定で調べる Hansen(1992)の方法を取り入れる。

まず単位根テストでは大阪、東京の両地方債利回り、コール・レートともほぼ定常ではない(表 3、4 参照)。構造変化を考慮に入れると両地方債利回りには Zivot and Andrews、Perron の 2 テストで単位根が存在している(表 5、6 参照)。次いで構造変化を考慮しない Engle and Granger テストからは共和分関係の存在がほぼ認められず(表 7 参照)、Gregory and Hansen のテストからは「共和分関係なし、構造変化なし」の帰無仮説は棄却されない(表 8 参照)。Hansen テストに依れば共和分関係はない(表 9 参照)²⁶。したがって純粋期待仮説が成立するとは見られない。

このように非効率性があったと見られる理由は、市場メカニズムに基づく行動をとるであろう部門が地方債を多くは保有せず売買にも影響力を持ち得なかったのではないかと考えられることである。部門別の売買データが利用可能でないので売買状況は表 1 の保有状況から推定するしかないが、これによると預金部と時期によってはさらに郵便年金の保有がかなりのシェアを占めており、銀行・信託・保険等のシェアは高くない。公的部門よりも銀行などの民間部門が市場メカニズムに基づく行動をとると考えれば、シェアの大小から市場に非効率性があったことが説明できるのかもしれない。

²⁶ 40 年以降は利回りが硬直的であるので、39 年までのサンプルを使う。

§5 おわりに

本稿は、大正から昭和期、具体的には1921（大正10）年から40（昭和15）年までの東京・大阪両市の地方債の流通市場を取り上げ、市場メカニズムに従っていたか、つまり、地方債利回りの推移は期間構造に関する純粋期待仮説で説明できるかを検定した。その際、変数の非定常性を考慮に入れた。

得られた結果によれば、純粋期待仮説が成立すると見ることは出来ず、市場には非効率性があったと判断できる。その原因としては、市場メカニズムに基づく行動をとる部門の地方債保有ウェイトは大きくなく、売買にも影響力を持ち得なかったのではないかと考えられる。

残された課題としては、月次よりも高頻度のデータを用いることによって分析の精緻化が図られるかもしれない。ただし、そういったデータの探索は容易でない。

<参考文献>

- 大阪市(1934)「大阪市史第4巻」日本評論社。
- 大島清(1955)『昭和財政史 金融(上)』東洋経済新報社。
- 加藤三郎(2001)『政府資金と地方債』日本経済評論社。
- 金沢史男(1985,86)「預金部地方資金と地方財政(1),(2)」『社会科学研究』第37巻第3,6号。
- 釜江廣志(2009)「戦前戦後の国債市場構造の分析(2)」『一橋商学論叢』第4巻第1号。
- 坂本忠次(1989)『日本における地方行財政の展開』御茶の水書房。
- 志村嘉一(編)(1980)『日本公社債市場史』東大出版会。
- 地方資金研究会(編)(1984)『体系地方債』大蔵財務協会。
- 東京都財政史研究会(1969)「東京都財政史 中」東京都。
- 日本勧業銀行(1953)『日本勧業銀行史』同社。
- 日本興業銀行『全国公債社債明細表』東洋経済新報社。
- 野村證券(1976)『野村證券株式会社五十年史』同社。
- 野村総合研究所(各年)『公社債要覧』同社。
- 藤田武夫(1954)『昭和財政史 地方財政』東洋経済新報社。
- 迎由理男(1987)「大蔵省預金部の改革」(渋谷隆一(編著)『大正期日本金融制度政策史』早稲田大学出版会)。
- 山一證券(1958)『山一證券史』同社。
- 吉田震太郎(1962)『昭和財政史 大蔵省預金部・政府出資』東洋経済新報社。
- Campbell, J. and R. Shiller(1987) "Cointegration and Tests of Present Value Models," Journal of Political Economy, 1062-88.
- Carstensen, K. (2006) "Stock Market Downturn and the Stability of European Monetary Union Money Demand," Journal of Business and Economic Statistics, 395-402.
- Gregory, A. and B. Hansen(1996a) "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts," Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 555-60.
- (1996b) "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," Journal of Econometrics, 99-126.
- Hansen, B. (1992) "Testing for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," Journal of Business and Economic Statistics, 321-35.

MacDonald, R and A. Speight (1988) ” The Term Structure of Interest Rates in U. K.” Bulletin of Economic Research, 287-99.

----- (1991) ” The Term Structure of Interest Rates under Rational Expectations,” Applied Financial Economics, 211-21,

Perron, P. (1997) ” Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables,” Journal of Econometrics, 355-85.

Zivot, E. and D. Andrews (1992) ” Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit Root Hypothesis,” Journal of Business and Economic Statistics, 251-70.

表1 地方債保有状況(単位%、百万円)

年度	預金部	郵便年金	普銀	貯銀	特銀	信託	保険	農村金融機関	現在高
1922	17.6	0.0	16.7	2.7	2.9	0.0	3.8	0.0	552
1926	21.6	1.1	19.2	4.1	2.8	1.0	4.8	0.1	1030
1930	34.7	5.4	20.6	4.2	2.0	3.7	5.7	0.8	1510
1935	39.1	15.9	13.9	2.5	1.2	5.5	3.3	2.0	2511
1940	39.7	18.1	10.6	4.5	0.5	1.9	2.6	6.1	3020

主: 部門別の計数は引受シェア(単位%)、計は金額である。
 出所: 志村(1980)p.付24-

表2 東株における債券売買高(額面) 単位百万円

年	債券 合計	地方債 実物取引	国債 合計
1912,T1	4.9	0	4.9
2	5.6	0	5.5
3	4.4	0	4.4
4	41.9	0	41.8
5	45.7	0	45.7
6	54.8	0	54.4
7	32.2	0.2	31.9
8	4.6	0	4.4
9	34.3	0.1	32.1
10	267.4	2.4	245.3
11	184.4	4.1	161.7
12	145.6	1.7	134.5
13	198.3	3.6	178.8
14	333.5	5.2	285.8
1926,S1	361.2	2.9	329.0
2	606.9	13.6	568.6
3	1485.0	9.7	1445.0
4	804.9	1.1	784.4
5	669.9	0.9	661.5
6	1204.0	4.4	1187.0
7	1041.0	3.1	1021.0
8	986.0	7	939.2
9	800.5	9.6	778.3
10	1145.0	8.3	1112.0
11	1278.0	3.4	1256.0
12	1242.0	21.5	1153.0
13	980.4	11.2	833.3
14	1791.0	25.6	1487.0
15	2215.0	7.8	1851.0
16	935.7	11.1	702.3
17	919.0	5.4	710.0
18	756.0	3.8	514.0
19	430.0	-	-
20	169.0	-	-

出所:「東京証券取引所20年史 規則・統計」p.718。

T2-13年は長期清算取引休止。

地方債の実物以外(長期清算)の取引はT14年(社債共で9.3),
S1年(社債共で13.7)を除きネグリジブル。

表3a ADFテスト-地方債大阪

トレンドと定数項	ラグ数決定法	ADF
ともに有り	BIC	-1.51
ともに有り	AIC	-2.82
ともに有り	LM	-1.51
定数項のみ有り	BIC	-0.79
定数項のみ有り	AIC	-0.94
定数項のみ有り	LM	-0.79
ともに無し	BIC	-3.15 *
ともに無し	AIC	-2.52 *
ともに無し	LM	-3.15 *

*印は単位根無しを示す。

表3b ADFテスト-地方債東京

トレンドと定数項	ラグ数決定法	ADF
ともに有り	BIC	-2.53
ともに有り	AIC	-2.53
ともに有り	LM	-2.02
定数項のみ有り	BIC	-0.77
定数項のみ有り	AIC	-0.77
定数項のみ有り	LM	-0.72
ともに無し	BIC	-2.04 *
ともに無し	AIC	-1.65
ともに無し	LM	-2.42 *

表4 ADFテスト-コールレート

トレンドと定数項	ラグ数決定法	ADF
ともに有り	BIC	-2.66
ともに有り	AIC	-2.12
ともに有り	LM	-2.74
定数項のみ有り	BIC	-1.99
定数項のみ有り	AIC	-2.02
定数項のみ有り	LM	-1.96
ともに無し	BIC	-1.36
ともに無し	AIC	-1.68
ともに無し	LM	-1.3

全ケースで単位根あり。

表5a Zivot and Andrewsテスト（大阪）

切片に変化	-2.76
トレンドに変化	-4.42
両方に変化	-5.08

全て臨界値より大で、帰無仮説を棄却しない。

表5b Zivot and Andrewsテスト（東京）

切片に変化	-4.8
トレンドに変化	-4.42
両方に変化	-5.08

全て臨界値より大で、帰無仮説を棄却しない。

表6a Perronテスト（大阪）

モデル	変化時点決定法	検定統計量
IO1	UR	-3.42
IO1	tABS	-3.26
IO1	t	-3.26
IO2	UR	-3.96
IO2	tABS	-3.96
IO2	t	-3.96
AO	UR	-3.36
AO	tABS	-3.34
AO	t	-3.34

注: IO1は切片の変化を想定するinnovational outlierモデル,
 IO2は切片と傾きの変化を想定するinnovational outlierモデル,
 AOは傾きの変化を想定するadditive outlierモデル。
 URはt値最小の点、tABSは傾きまたは切片の変化に関わるt値の絶対値最大の点、
 tは傾きまたは切片の変化に関わるt値の最小の点、をそれぞれ探す。

全て臨界値より大で、帰無仮説を棄却しない。

表6b Perronテスト（東京）

モデル	変化時点決定法	検定統計量
IO1	UR	-3.98
IO1	tABS	-3.64
IO1	t	-3.64
IO2	UR	-4.4
IO2	tABS	-3.72
IO2	t	-3.72
AO	UR	-3.78
AO	tABS	-3.78
AO	t	-3.78

注: 全て臨界値より大で、帰無仮説を棄却しない。

表7a EGテスト(大阪)

トレンドと定数項	ラグ数決定法	EG-ADF
ともに有り	BIC	-3.32
ともに有り	AIC	-2.89
ともに有り	LM	-3.36
定数項のみ有り	BIC	-2.52
定数項のみ有り	AIC	-1.73
定数項のみ有り	LM	-2.54
ともに無し	BIC	-2.53 *
ともに無し	AIC	-1.75
ともに無し	LM	-2.56 *

* 印は5%で単位根なし、共和分あり。

表7b EGテスト(東京)

トレンドと定数項	ラグ数決定法	EG-ADF
ともに有り	BIC	-3.37
ともに有り	AIC	-3.33
ともに有り	LM	-3.33
定数項のみ有り	BIC	-2.58
定数項のみ有り	AIC	-2.45
定数項のみ有り	LM	-2.45
ともに無し	BIC	-2.59 *
ともに無し	AIC	-2.46 *
ともに無し	LM	-2.46 *

表8a Gregory-Hansenテスト（大阪）

モデル	
切片に変化、トレンド無	-3.7
切片に変化、トレンド有	-3.5
全体に構造変化	-3.81

注:t値最小の時点のt値である。
すべて帰無仮説を棄却しない。

表8b Gregory-Hansenテスト（東京）

モデル	
切片に変化、トレンド無	-3.45
切片に変化、トレンド有	-3.66
全体に構造変化	-3.6

注:すべて帰無仮説を棄却しない。

表9a Hansen's FM OLSテスト (大阪)

回帰結果

説明変数	回帰係数	s.e.
定数項	3	0.34
コールレート	0.54	0.072

Lc 3.19

注: サンプルは39年12月まで。
Lcの臨界値は0.62で、帰無仮説を棄却する。

表9b Hansen's FM OLSテスト (東京)

回帰結果

説明変数	回帰係数	s.e.
定数項	2.7	0.38
コールレート	0.63	0.079

Lc 1.86

注: サンプルは39年12月まで。
Lcの臨界値は0.62で、帰無仮説を棄却する。