

# イギリスにおけるレポ市場の創設と ギルト債市場の効率性（下）

須藤 時 仁

## 要 旨

イギリスでは、96年1月にギルト債（国債）のオープン・レポ市場が創設され、更に97年3月からはギルト・レポがイングランド銀行の日々の金融調節手段に加えられた。レポ取引とは、証券の保有者が資金の保有者に対して証券を将来買い戻すという合意の下に売却する取引であり、在庫証券のファイナンスや空売りした証券の手当てなど、非常に活用範囲の広い取引手法である。イギリス政府はこのオープン・レポ市場を導入するにあたり、ギルト債の貸借市場への参入規制緩和と債券に係る利子課税制度の改革を行った。特に税制に関しては、97年12月のストリップス債導入とも相まって、利子所得に係る源泉徴収が実質的に撤廃されるなどの大改革となった。

レポ市場は創設以来順調に拡大し、その残高は96年2月末の367億ポンドから98年5月末には749億ポンドへと、約2倍の規模になっている。しかしながら、欧米の主要国では早くから債券のレポ取引が取り入れられていたにもかかわらず、なぜヨーロッパ金融取引の中心地であるイギリスでその導入が90年代半ばまで遅れたのだろうか。レポ市場を導入した意図として、イギリス政府はギルト債市場への参加者拡大と市場効率の促進が目的と説明している。しかし、政府の見解を逆に解釈すれば、95年以前のギルト債市場が非効率的であったことになり、これではやはり、90年代半ばまでなぜレポ市場が導入されなかったのかという疑問に戻ってしまう。そこで、これに対立させる仮説として「EMU（欧州通貨統合）対応説」を提唱したい。99年以降、EMU体制の下で欧州中央銀行（ECB）が行なう金融調節の中心手段は2週間物の債券レポ取引とされている。一方、イギリスは当面EMUに参加しない意向だが、ECBの金融政策に適切に対応するためにはレポ市場を整備してイングランド銀行の金融調節手段に組み込む必要があった、というのがEMU対応説である。（以上、本誌16号）

EMU対応説を直接に検証することは困難であるため、95年以前の国債市場の

効率性について、計量的手法を用いて、英米独で比較した。その結果、政府の見解は棄却され、EMU対応説が浮かび上がった。この仮説に立脚した場合、重要なことはレポ市場をイギリスの金融市場全体の効率性に機能するように組み込むことであろう。(以上、本号)

目 次

I. はじめに	1. 市場動向
II. レポの定義と形態	2. モデル
III. レポ市場導入のための制度改革	3. データ
IV. レポ市場導入の意図-2つの仮説 (以上、本誌16号)	4. 推計結果
V. ギルト債市場の効率性の検証	VI. おわりに
	補論-レポ市場導入による短期金融市場の影響

表3 広義レポ市場の推移

V. ギルト債市場の効率性の検証

ここでは、まず予備的考察として広義レポ市場<sup>20)</sup>とギルト債市場の動向を簡単に概観した後、ギルト債市場の効率性について国際比較の観点から計量的手法を用いて検証する。

1. 市場動向

96年1月のレポ市場創設とそれに伴う債券貸借取引の参入制限の撤廃以来、イギリスにおける広義レポ市場は順調に拡大している(表3)。債券の出し手側であるストック・アウト市場の残高は96年2月末の433億ポンドから98年5月末には1077億ポンドに成長した。内訳を見ると、同期間にSell/buy-backの残高は約4.4倍、レポは約2.0倍、債券貸出は約5.2倍の規模となっている。この結果、レポ残高のウエイトは85%から70%へ15ポイント低下したが、依然としてストック・アウト市場の取引の大半を占めている。一方、債券の取り入れ側であるストック・イン市場の残高は96年2月末の478億ポンドか

(1) スtock・アウト市場 (100万ポンド)

	レポ	Sell/buy	債券貸出	合計
96/2	36740	1302	5239	43281
5	34521	1366	7513	43400
8	56149	1661	13817	71627
11	68030	2358	15855	86243
97/2	70612	2178	14493	87283
5	78753	1273	22910	102936
8	67396	1415	21124	89935
11	71767	2616	23846	98229
98/2	93780	4751	26423	124954
5	74940	5766	27010	107716

(2) スtock・イン市場

	リバース	Buy/sell	債券借入	合計
96/2	34363	1618	11825	47806
5	33707	1377	16428	51512
8	53890	2012	19608	75510
11	60275	2253	25266	87794
97/2	67056	2866	23500	93422
5	71324	3715	27670	102709
8	63227	2717	21622	87566
11	70584	3587	26998	101169
98/2	93710	9049	35122	137881
5	69086	6426	41318	116830

注：各月末値  
出所：Bank of England(BOE), *Monetary and Financial Statistics*, August, 1998, Table 23より作成。

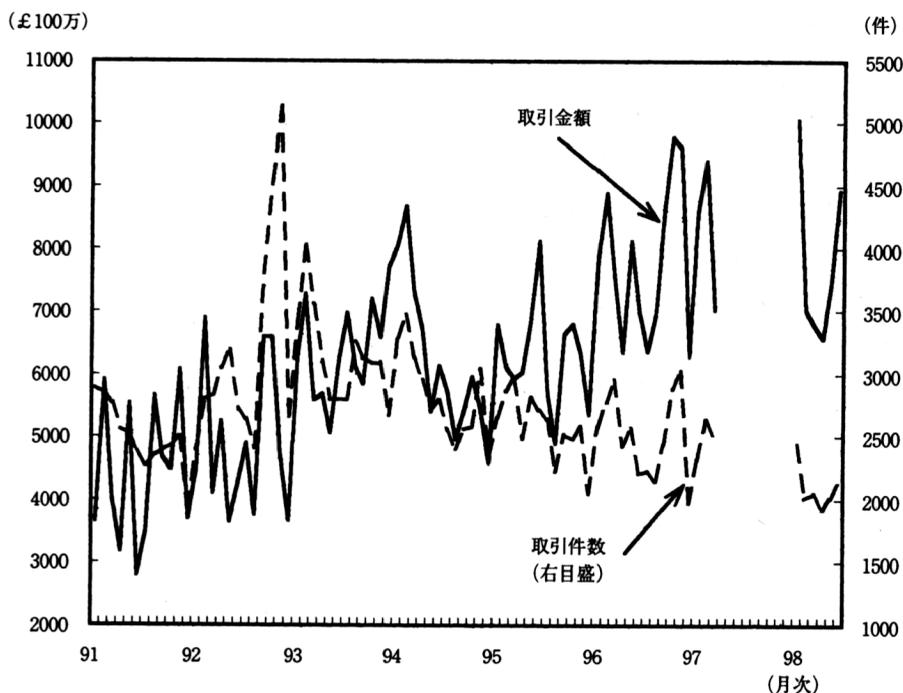
ら98年5月末には1168億ポンドとなった。同じく残高の内訳を伸び率で見ると、Buy/sell-back約4.0倍、リバース・レポ約2.0倍、債券借入約3.5倍となっており、結果としてリバース市場のウェイトは96年2月末の72%に対して、98年5月末には59%まで低下した。

一方、ロンドン証券取引所におけるギルト債の一日平均取引金額（レポ取引は含まず）の推移を見ると、95年から増加基調を回復し、96年平均は約79億ポンド（前年比24%増）となったものの、97年と98年の1-3月期平均では各々、約83億ポンド（前年同期比2.9%増）、約80億ポンド（同4.7%減）と伸び悩んでいる（図4）<sup>21)</sup>。また、一日平均の契約件数も92年末から93年初頭にかけてピークをうったが、その後は低迷状態が続いている。96年の第1四半期と第4四半

期にやや増加したものの、年平均では2520件と前年比2.5%減少し、更に97年、98年の1-3月期平均は2481件（前年同期比10.6%減）、2168件（同12.6%減）と、大幅に減少した<sup>22)</sup>。

以上のデータから、オープン・レポ市場の導入後、ギルト債の一件当たりの取引金額が大口径化したことは評価できよう。しかし、広義のレポ取引は順調に拡大しているにもかかわらず、肝心のギルト債の取引件数はむしろ前年比で大幅に減少している。このことから、オープン・レポ市場の導入は必ずしもギルト債市場の効率化に寄与していない、逆説的に言えば、導入以前、既にピック・バンによってギルト債市場は効率的だったのではないかと推測されるのである<sup>23)</sup>。そこで、次に、国債市場の効率性について定量的に検証してみよう。

図4 ギルト債の取引金額・件数（1日平均）



注：97年4月から12月まではデータなし。

出所：London Stock Exchange, Secondary Market Fact Sheet.

## 2. モデル

ここでは計量的に推計するモデルを定式化するが、その前に効率性の概念について簡単に整理しておこう。Buckle and Thompson (1995)によれば、金融市場に関する効率性には、配分上の効率性 (Allocative efficiency)、制度上の効率性 (Operational efficiency)、情報の効率性 (Informational efficiency) がある。

配分上の効率性とは、市場に偏りなく資金が配分されているか、という観点からの効率性である。国債に関して言えば、この効率性を歪める原因として「市場の分断効果」というものがある。つまり、国債に対する需要はすべての残存期間にわたって等しいわけではなく、例えば、比較的短期の取引を行い、金利変動のリスクを嫌う商業銀行は短期債を好み、長期的な取引を扱う生命保険会社や年金基金は長期債への投資に比重をかけるであろう。このように、投資家によって嗜好する残存期間が異なる結果、需給関係から資金の配分 (イールド・カーブ) に歪みが生じてしまうのである。次に、制度上の効率性とは、市場競争の自由度から見た効率性であり、通常、金融市場の規制緩和によって向上する。この効率性を直接に測ることは困難だが、間接的には市場での取引量や資本コスト (取引コスト) に反映される。国債の資本コストはドイツや日本よりもイギリスが高いという研究報告もなされているが、それは制度上の効率性によるというよりむしろ、インフレ率の水準・変動が高いためとの指摘もある<sup>20)</sup>。

第三の情報の効率性は、市場において利用可能な情報は価格に反映されるということを含意しており、もしこの効率性が完全に機能していれば、市場間及び市場内商品間での裁定取引は

不可能となるはずである。また、上述した二つの効率性も多かれ少なかれ価格に反映されるという意味では、情報の効率性はこれらも包含する広義の効率性の概念とも解釈できる。そこで、本稿ではこの概念に基づいてモデルを定式化する。

情報の効率性に基づいた仮説はいくつかあるが、中でも、その概念を最も端的に表したものはランダム・ウォーク仮説である。この仮説は、市場において利用可能な情報はすべて1期前 (例えば昨日) の価格に織り込まれており、当期 (今日) の価格は、1期前の価格に予想できなかった当期の不確定要因が加わって決まるとする考え方である。これを数式で表現すれば次のようになる。

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t, \quad E[\varepsilon_t | \Phi_{t-1}] = 0,$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = \begin{cases} \sigma^2 & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases} \quad (\text{一定})$$

ここで、 $P_t$ : t期の価格、 $\varepsilon_t$ : t期のかく乱項、 $\Phi_t$ : t期に利用可能な情報集合を表す。

このモデルは通常、資産価格に適用されるが、ここでは国債の利回りがその価格を反映するとみなし、更に以下の3つを仮定した修正モデルによって国債市場の効率性を検証したい。

[仮定1] 名目利回りは、フィッシャー方程式に従い、実質利回りと1期先の期待インフレ率から構成される。

[仮定2] 仮説検証の対象は実質利回りであり、しかもその均衡値に向かって徐々に修正される<sup>21)</sup>。ここで、名目利回りではなく実質利回りをを用いたのは、前述のBuckle and Thompsonの指摘に従い、国債市場自体の効率性の問題

とインフレに対する政策の問題とを切り離して考えるためである。

[仮定3] インフレ率は1次の自己回帰過程

[AR(1)] に従う。

これらの諸仮定を定式化すると、

$$R_t = r_t + E[\pi_{t+1} | \Phi_t] \quad (1)$$

$$r_t - r^* = \alpha (r_{t-1} - r^*) + v_t, \quad E[v_t | \Phi_{t-1}] = 0$$

$$\text{Cov}(v_t, v_s) = \begin{cases} \sigma_v^2 (\text{一定}) & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases} \quad (2)$$

$$\pi_t = \rho \pi_{t-1} + \eta_t, \quad E[\eta_t | \Phi_{t-1}] = 0,$$

$$\text{Cov}(\eta_t, \eta_s) = \begin{cases} \sigma_\eta^2 (\text{一定}) & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases} \quad (3)$$

となる。ここで、 $R_t$ : t期の名目利回り、 $r_t$ : t期の実質利回り、 $r^*$ : 実質利回りの均衡値、 $\pi_t$ : t期のインフレ率、 $v_t$ 、 $\eta_t$ : かく乱項である。

前述したランダム・ウォーク仮説によれば、このモデルの中で、式(2)の係数 $\alpha$ が1に近いほど国債市場が効率的ということになるが、実際には実質利回りが観察できないため、直接、式(2)を推計して $\alpha$ の値を求めることはできない。そこで、式(1)と(3)とを用いて、 $\alpha$ が計測できるように式(2)を変形する。

(1) より

$$r_t - r^* = R_t - E[\pi_{t+1} | \Phi_t] - r^* \quad (4)$$

(3) より

$$E[\pi_t | \Phi_{t-1}] = \rho \pi_{t-1} \Rightarrow E[\pi_{t+1} | \Phi_t] = \rho \pi_t \quad (5)$$

(4) と (5) を (2) に代入して整理すると

$$R_t = (1 - \alpha)r^* + \alpha R_{t-1} + \rho \pi_t - \rho \pi_{t-1} + v_t \quad (6)$$

となる。この式を国債の名目利回りとインフレ率のデータを用いて推計し、得られた $\alpha$ の推定値、 $\hat{\alpha}$ 、を基に

$$H_0: \alpha = 1$$

を検定する<sup>26)</sup>。

### 3. データ

本稿では、導出したモデル式(6)に沿って95年以前のギルト債市場が効率的であったか否かを判断するが、その基準を単に $\alpha$ の水準におくことには問題がある。というのも、もしイギリスのデータを用いて推計した値が1を下回っていても、他の国のデータを用いた推計値がイギリスの値以上に1からかい離していたら、相対的な意味においてイギリスの国債市場は効率的と判断できるからである。そこで、イギリス、アメリカ、ドイツの国債市場を比較することによって、相対的な観点からイギリス市場の効率性を判断したい。

モデル式(6)の推計に必要なデータは国債の名目利回りとインフレ率である。まず、国債の名目利回りは、OECDの*Monthly Financial Statistics*からデータを収集し、更に国債の残存期間に基づいて以下のように短・中・長期債の利回りに分類した。

	ドイツ	アメリカ	イギリス
短期	3-7年債(GR37)	5年債(USR5)	5年債(UKR5)
中期	7-15年債(GR715)	10年債(USR10)	10年債(UKR10)
長期	—	30年債(USR30)	20年債(UKR20)

ここで、カッコ内の記号は当該国債の名目利回りを表す変数記号である。一方、インフレ率について、ドイツとアメリカでは消費者物価指数

の前年同月比、イギリスでは小売物価指数<sup>20)</sup>の前年同月比を用いた。名目利回りと同様、以下では各国のインフレ率を、ドイツ： $G\pi$ 、アメリカ： $US\pi$ 、イギリス： $UK\pi$ 、という記号で表す。

これらの名目利回りとインフレ率のデータを85年1月から95年12月まで用いてモデル式の推定を行うが、その前にデータの特性を平均値と標準偏差からみておこう。なお、データは98年1月まで得られているので、便宜上95年12月以前（サンプル数132）と96年1月以降（同25）に分けて平均値と標準偏差を計算した（表4）。

95年12月以前の期間でこれらの数値を比較してみると、まず名目利回りの平均値は短期、中期、長期、いずれの市場においてもイギリスがドイツ、アメリカより高い。しかしながら、その標準偏差は短期債においてはやはりイギリスが他の二カ国を上回ったものの、中・長期債ではアメリカに比べて同水準ないしは下回っていた。名目利回りの安定は国債価格の安定を含意することから、この結果は95年12月以前においてもイギリスの国債市場がアメリカと同程度の効率性を有していたことを暗示している。一方、

インフレ率に関しては、平均値、標準偏差ともイギリスの数値がドイツ、アメリカのそれを大きく上回っている。したがって、イギリス国債の名目利回りが高いのは、インフレ率の水準、ならびにその変動が高かったためと考えられる。ちなみに、名目利回りからインフレ率を差し引いた事後的な実質利回りの平均で比較すると次のようになった。

(単位：%)

	ドイツ	アメリカ	イギリス
短期債	4.58	3.95	4.78
中期債	4.89	4.36	4.86
長期債	—	4.62	4.66

短期債の実質利回りは、イギリスの水準が他の二カ国を上回るものの、中期債ではドイツと、長期債でもアメリカと同水準になっている。

ここで、96年1月以降の平均値を見ると、イギリスのインフレ率はその水準、標準偏差ともかなり低下したことから、いずれの名目利回りもドイツ、アメリカの水準との差が95年12月以前に比べて縮小している。ただ、96年以降の比較で注目すべきは、中・長期債の名目利回りにおいてイギリスの標準偏差がアメリカ、ドイツ

表4 データ特性

(単位：%)

	短期債			中期債		
	GR37	USR 5	UKR 5	GR715	USR10	UKR10
平均値	6.8129	7.5001	9.4995	7.1303	7.9081	9.5836
	5.0200	6.1684	7.0980	5.7840	6.3612	7.3796
標準偏差	1.2457	1.4482	1.6631	0.9253	1.3458	1.3449
	0.3150	0.3928	0.3030	0.3630	0.3921	0.5587

	長期債		インフレ率		
	USR30	UKR20	$G\pi$	$US\pi$	$UK\pi$
平均値	8.1679	9.3845	2.2362	3.5507	4.7200
	6.6196	7.5304	1.5301	2.5930	2.8344
標準偏差	1.1937	1.0759	1.3550	1.1159	1.8681
	0.3549	0.6860	0.2135	0.4728	0.2061

注：上段は85年1月-95年12月（サンプル数132）  
下段は96年1月-98年1月（サンプル数25）

よりかなり大きい点である。これは95年以前とまったく逆の状況であり、前述の推論を当てはめれば、96年1月以降、イギリスの国債市場の効率性は相対的に低下したことになる。

#### 4. 推計結果

モデル式 (6) で

$$a_0 \equiv (1 - \alpha) r^*, a_1 \equiv \alpha, a_2 \equiv \rho, a_3 \equiv -\alpha \rho \quad (7)$$

と置き換えると、推計すべき式は

$$R_t = a_0 + a_1 R_{t-1} + a_2 \pi_t + a_3 \pi_{t-1} + v_t \quad (6)'$$

であり、この式で各説明変数にかかる係数の符号条件は

$$a_1, a_2 > 0, a_3 < 0$$

となることが期待される。以下では、(1) モデル推計と、(2) 推計式のテストとに分けて結果を見ていこう。

#### (1) モデル推計

ドイツ、アメリカ、イギリスの各名目利回りについて、(6) を最小二乗法 (OLS) を用いて推計した結果、表5のようになった<sup>20)</sup>。まず、推計式全体のパフォーマンスを見ると、全ての

表5 モデルの推計結果

	定数項	前期名目金利 R (-1)	当期インフレ率 $\pi$	前期インフレ率 $\pi (-1)$	自由度修正済 決定係数
<b>短期債</b>					
GR37	0.07379 (0.595) [0.5526]	0.98524 (45.881) [0.0000]	0.10648 (1.423) [0.1571]	-0.10035 (-1.348) [0.1800]	0.966376
USR 5	0.24555 (1.744) [0.0836]	0.95061 (46.666) [0.0000]	0.28544 (2.987) [0.0034]	-0.26116 (-2.739) [0.0071]	0.955367
UKR 5	0.37851 (1.545) [0.1249]	0.95216 (26.384) [0.0000]	0.31911 (3.003) [0.0032]	-0.30924 (-3.064) [0.0027]	0.939828
<b>中期債</b>					
GR715	0.15647 (0.999) [0.3195]	0.97518 (39.651) [0.0000]	0.09551 (1.427) [0.1562]	-0.09048 (-1.362) [0.1755]	0.951345
USR10	0.26610 (1.859) [0.0653]	0.94984 (46.903) [0.0000]	0.31491 (3.664) [0.0004]	-0.28947 (-3.367) [0.0010]	0.957683
UKR10	0.50574 (1.827) [0.0701]	0.93725 (24.583) [0.0000]	0.27960 (3.089) [0.0025]	-0.26480 (-3.094) [0.0024]	0.933716
<b>長期債</b>					
USR30	0.30702 (2.069) [0.0406]	0.94676 (47.016) [0.0000]	0.31987 (4.167) [0.0001]	-0.29457 (-3.829) [0.0002]	0.95664
UKR20	0.56478 (2.002) [0.0474]	0.92799 (24.797) [0.0000]	0.21945 (2.995) [0.0033]	-0.20026 (-2.837) [0.0053]	0.928795

注1：上段は係数，( )内はt値，[ ]内はp値。  
2：推計期間は85年2月—95年12月

ケースにおいて期待される係数の符号条件を満たしており、しかも自由度修正済決定係数 ( $\overline{R^2}$ ) も0.9以上と、これら推計式の実績値に対する高い説明力を示している。

次に、定数項及び各係数の有意性について検討していこう。これは帰無仮説

$$H_0 : a_i = 0 \quad (i = 0, 1, 2, 3)$$

に基づいて計算されたt値とそのp値 (帰無仮説が棄却される有意水準) から判断されるが、本稿では判断の基準として5%の有意水準を用いる。定数項及び各係数ごとの結果は以下のようになった。

$a_0$  : USR30とUKR20を除く全ての推計式で、帰無仮説は棄却されない。(7)より、もし $\alpha = 1$ ならば $a_0 = 0$ となるはずだから、 $a_0 = 0$ の仮説が棄却されないということは、間接的に $\hat{\alpha} = 1$ を示唆している<sup>29)</sup>。

$a_1$  : 全ての推計式で帰無仮説は非常に強く棄却される。つまり、当期の名目利回りは前期の水準に強い影響を受けていることになる。

$a_2, a_3$  : アメリカとイギリスの推計式では、いずれも帰無仮説が強く棄却されるが、ドイツの場合は短・中期債の名目利回りともそれが棄却されない。これは、ドイツにおいて、インフレ率の名目利回りに与える影響が非常に小さいことを意味しており、ドイツ中央銀行のインフレ政策に対する信頼が大きいことを間接的に示唆しているとも解釈できよう。

## (2) 推計式のテスト

推計された係数が最良線形不偏推定量 (BLUE) であるためには、かく乱項 $v_t$ が①系列無相関、②均一分散、③正規性、の条件を満たさなければならない。そこで、各推計式から計測された残差を用いてこれらの条件をテストす

る。同時に、推計したモデルの関数形が正しいか否かをRESETテストと、(7)より係数 $a_1, a_2, a_3$ に課されている制約条件

$$H_0 : a_1 a_2 + a_3 = 0$$

に対するワルド検定によってチェックしてみる。

なお、帰無仮説 $a_1 a_2 + a_3 = 0$ はラグ・オペレータ、 $L^{30}$ 、を用いて、モデル式(6)を

$$(1 - \alpha L)R_t = \rho (1 - \alpha L) \pi_t + v_t$$

のように変形したとき、 $1 - \alpha L$ が共通項 (コモン・ファクター) になっていることと同値であることから、この帰無仮説に対するワルド検定はコモン・ファクター・ワルド・テスト (COMFAC WALD test) と呼ばれる。

これらのテスト結果は表6のようになった。各テストのp値をみると、無条件分散均一、条件付分散均一 (ARCH)、正規性の3条件、及び関数形の適性と係数間制約に関する各帰無仮説は、ほとんどの推計式において5%の有意水準で棄却されないが、系列無相関の条件だけは全ての推計式で棄却された。このため、かく乱項に系列相関を明示的に考慮したモデル (例えばARMAXモデル) を用いた場合よりも、少なくとも各係数の標準誤差が過小推計されており、結果として係数に関するt検定の信頼性は低くなる。しかしながら、本計測の主目的は $\hat{a}_1 (= \hat{\alpha})$ の値が1からどの程度かい離しているかをイギリス、ドイツ、アメリカの三カ国で比較することによって、イギリスの国債市場の効率性がアメリカ、ドイツより相対的に劣っていたのかを検証することにある。一方で、いずれの推計においても推定残差に同程度の系列相関が認められることから、 $\hat{a}_1$ 及びその標準誤差に同程度のバイアスがかかっているとみなせば、帰無仮説  $H_0 : a_1 = 1$  のt検定量である

表6 推計式に基づくテスト

	系列相関 F (12, 115)	分散均一 F (6, 120)	ARCH (12) F (12, 103)	正規性 $\chi^2 (2)$	RESET F (1, 126)	COMFAC $\chi^2 (1)$	$H_0: a_1 = 1$ t値
<b>短期債</b>							
GR37	4.9882 [0.0000]	1.0027 [0.4269]	1.2849 [0.2387]	1.0192 [0.6007]	0.60774 [0.4371]	0.063285 [0.8014]	-0.68734 [0.2466]
USR 5	4.3243 [0.0000]	1.1598 [0.3324]	0.65077 [0.7939]	1.7602 [0.4147]	0.28574 [0.5939]	0.16755 [0.6823]	-2.3206 [0.0110]
UKR 5	4.2697 [0.0000]	2.0077 [0.0698]	0.5114 [0.9032]	5.6141 [0.0604]	1.0021 [0.3187]	0.056174 [0.8126]	-1.3256 [0.0937]
<b>中期債</b>							
GR715	3.206 [0.0005]	0.28696 [0.9422]	0.93317 [0.5173]	6.9301 [0.0313]	1.1453 [0.2886]	0.030087 [0.8623]	-1.0092 [0.1574]
USR10	3.7696 [0.0001]	1.1536 [0.3359]	0.75557 [0.6940]	1.9022 [0.3863]	0.2171 [0.6421]	0.19358 [0.6600]	-2.4769 [0.0073]
UKR10	3.2308 [0.0005]	1.6776 [0.1322]	0.45069 [0.9382]	5.2801 [0.0714]	1.0235 [0.3136]	0.021143 [0.8844]	-1.6459 [0.0511]
<b>長期債</b>							
USR30	3.146 [0.0007]	1.4157 [0.2141]	1.2728 [0.2459]	0.014757 [0.9926]	0.096846 [0.7562]	0.18227 [0.6694]	-2.6439 [0.0046]
UKR20	2.403 [0.0082]	1.3483 [0.2412]	0.69369 [0.7542]	2.3304 [0.3119]	0.83497 [0.3626]	0.047426 [0.8276]	-1.9242 [0.0283]

注：上段は検定統計量，下段はそのp値

$$t(a_1) = (a_1 - 1) / SE(a_1)$$

(SE(a<sub>1</sub>)) は a<sub>1</sub> の標準誤差)

を三カ国で相対比較することによって主目的は達せられよう。

各推計式から計算された t(a<sub>1</sub>) の値、及び参考までにその p 値は表 6 の最右欄に記してある。t(a<sub>1</sub>) の絶対値を比べてみると、イギリスの値は短・中期債ともドイツの値よりも大きい、驚くべきことに、全ての市場においてアメリカの値よりも小さい。これは、相対的にみてイギリスの a<sub>1</sub> 推計値がアメリカの推計値より 1 からかい離していない、すなわち国債市場がより効率的であったことを示している。

以上、名目利回りとインフレ率のデータ特性、及びランダム・ウォーク仮説の修正モデルに基づく検定量を比較した結果、イギリスがオープン・レポ市場を導入する以前でもその国債市場は他国、特にアメリカ市場と比べて決して効率

性が劣っていたわけではなく、もし非効率にみえたとしたらそれはインフレ率の高い水準と変動に起因していたと考えられる。したがって、90年代の半ばになってギルト債のオープン・レポ市場を導入したのは、ギルト債市場自体の効率を促進する目的もあったであろうが、むしろ、前述した EMU 体制に対応することの方が主目的と推測される。

最後に、補足として、96年1月以降イギリスのギルト債市場に構造変化が起きたか否かを検証しておこう。具体的には、96年1月以降もギルト債市場の構造は変化していないという帰無仮説をおき、前述のモデルに基づいて予測チャウ・テストを行った。その結果、 $\chi^2$  統計量は

	$\chi^2 (25)$	5% 臨界値
UKR 5	6.6471	37.7
UKR10	13.010	37.7
UKR20	19.377	37.7

となり、いずれの市場でも5%の有意水準で、構造変化していないという帰無仮説は棄却されないのである。

## VI. おわりに

以上、ギルト債のオープン・レポ取引に関する制度を概観したあと、なぜイギリスにおいてレポ市場導入が欧米諸国より遅れたかという問題意識の下、ギルト債市場の効率性について国際比較の観点から検証した。その結果、レポ市場を導入する以前において、イギリス市場の効率性はドイツ市場に比べればやや劣るものの、アメリカの市場よりむしろ良好であったことが示された。しかも、レポ市場導入後もギルト債市場の構造は、統計的にみて、95年以前とほとんど変わっていないのである。これらの結果は、レポ市場導入の意図を説明する2つの仮説—ギルト債市場の効率化促進説とEMU対応説—のうち、EMU対応説のほうがより大きい要因であったことを示唆している。

更に97年5月、政権が保守党から労働党に変わるとともに、このEMU対応説の流れに沿うような大きな金融政策上の改革が行なわれた。つまり、97年5月からオフィシャル・レート（基準金利）の決定権が大蔵省からイングランド銀行に移管され、しかも、そのオフィシャル・レートがそれまでの最低貸出金利（Minimum Lending Rates；MLR）から、ギルト・レポのオペレーション・レートに変更されたのである。このオフィシャル・レート決定権の移管は97年5月の政権交代によるものなのか、それとも保守党が引き続き政権を担当した場合でも同様の政権変更が行なわれたのか、という点は不明である。しかしながら、これによってイギリスと

ECBとの金融政策のつながりが更に強くなったことは間違いあるまい。というのも、これらの変更は当局が、今後の金融政策はギルト・レポによるオープン・マーケット・オペレーションを中心に据えることを金融市場に示したようなものであり、この方針は前述したようにECBの政策スタンスと同じだからである。

このEMU対応説を前提とするならば、重要なことは、レポ市場が導入以来どのように金融制度に組み込まれてきたか、ということである。つまり、99年以降、ECBの金融政策が発動されるようになれば、イギリスの長期・短期金融市場に与える影響はかなり大きなものとなるだろう。そのとき、イングランド銀行の金融政策がどれだけ有効に対処しえるかは、レポ市場が他の金融市場と有機的に結びつき、イギリスの金融市場全体の効率性に機能する程度にかかっている。レポ取引の導入はまだギルト債市場の構造を変化させるには至っていないようだが、補論で述べるように短期金融市場には早くも好影響を及ぼしている。したがって、イギリスによるレポ市場の創設をEMU体制に対応するための戦略と見るならば、その成果は着実に上がっていると評価できるだろう。

## 補論

### —レポ市場導入による短期金融市場への影響—

広義のレポ取引はギルト債を担保として扱うため長期金融市場に影響するが、一方で、レポ市場自体は短期金融市場に含まれる。本論では仮説に関連してレポ市場導入後のギルト債市場の動向について触れたが、ここでは補論として、短期金融市場にどのような影響があったかを簡単に見てみよう。

表7は95年末以降の主要な短期金融市場の推移を示したものであり、次のような特徴が見られる。第一に、広義レポ市場がオープン市場創設後1年余りでインターバンク市場に次ぎ、CD（譲渡性預金）市場と並ぶ規模にまで急成長したことである。これは、レポ取引に対する潜在的なニーズがかなり大きかったことを示している。第二に、CP（コマーシャル・ペーパー）とコマーシャル・ビルの残高はほとんど変化していないが、TB（大蔵省証券）の残高は96年以降減少し続ける一方、CDs及びインターバンク預金は順調な拡大を遂げていることだ。通常、類似した市場が創設されれば、既存市場における取引の一部は代替され、残高が伸び悩むものと思われるが、なぜCDs及びインターバンク市場は拡大し続けているのだろうか。

まず、CD残高の増加はレポ市場の導入が影響したと考えられる。つまり、本論で述べたように、CDの保有者は担保交換により債券貸借取引を経由してレポ取引に参加することができる。したがって、レポや債券貸借取引の拡大に伴い担保としてのCDへの需要も増加したのであろう。イングランド銀行はこの他に、CD残高増大の要因として、「マーケットが混乱した場

合の一時的な預金引出に備えるために、英国の主要銀行が、流動資産管理に関する新しい指導的ガイドラインに従って、期間物CDの取り入れによる長期資金の比率の引き上げを行った」<sup>30)</sup>ことを挙げているが、どちらの要因がより強くCDの需要増加に結び付いたかは定量的には述べていない。しかしながら、レポ・債券貸借市場の急拡大ぶりを斟酌すれば、前者の影響の方が大きかったものと推定される。

次に、インターバンク市場は、表7からもわかるように、短期金融市場の中でも最大の規模であり、したがって、資金需給の動向が金利に敏感に反映する。これは特に翌日物などの超短期の場合には顕著であろう。そこで、翌日物金利の動きを調べてみた。ただし、短期金利は政策金利である基準金利に敏感に連動することから、翌日物金利の変動を浮き彫りにするために、翌日物金利から基準金利を差し引いた金利差もプロットしている（図5）。これを見ると、95年央以降約2年半に渡り金利差の変動が小さくなっており、金利差の標準偏差を計算しても、90-95年は0.57であるのに対し、96-98年6月までの期間は0.11と、かなり低下している。

この安定の要因としてレポ市場の導入が影響

表7 主要短期金融市場の推移（残高ベース）

(10億ポンド)

	CP	TB	コマーシャルビル	CDs	インターバンク	広義レポ
95/12	6	16	17	61	114	—
96/2	7	11	20	69	118	43
5	8	11	19	70	122	43
8	8	8	18	74	128	72
11	7	4	20	81	132	86
97/2	8	3	20	86	129	87
11	8	3	(21)	100	135	98

注1：各月末残高の数値

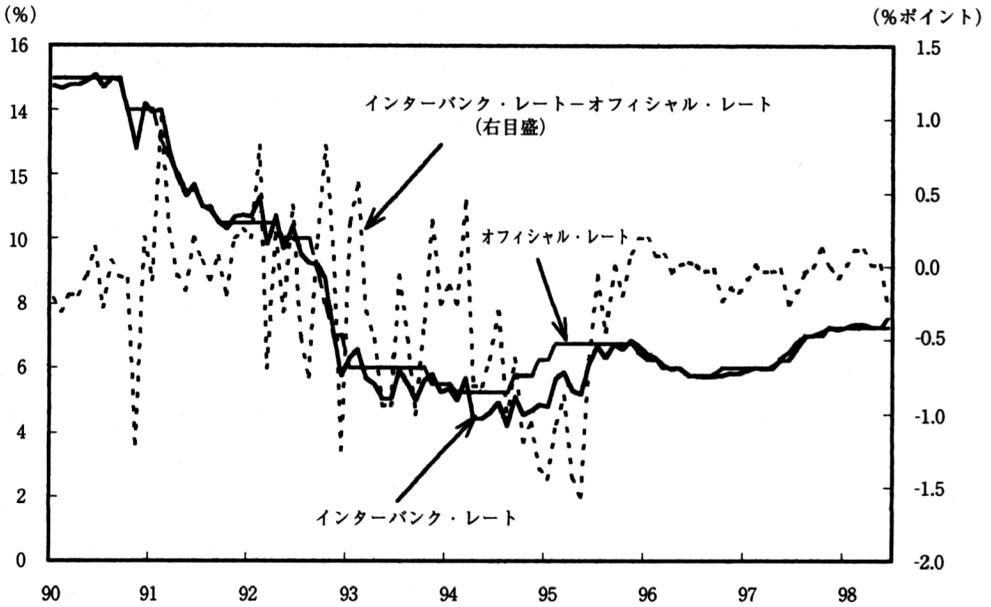
2：スターリング建て市場

3：（）内はeligible billの残高

4：インターバンク市場の数値はギルト・レポ取引を含まず。

出所：97年2月末まではBOE, *Quarterly Bulletin*, May, 1997, p.19197年11月末はBOE, *Quarterly Bulletin*, Feb, 1998, p.58

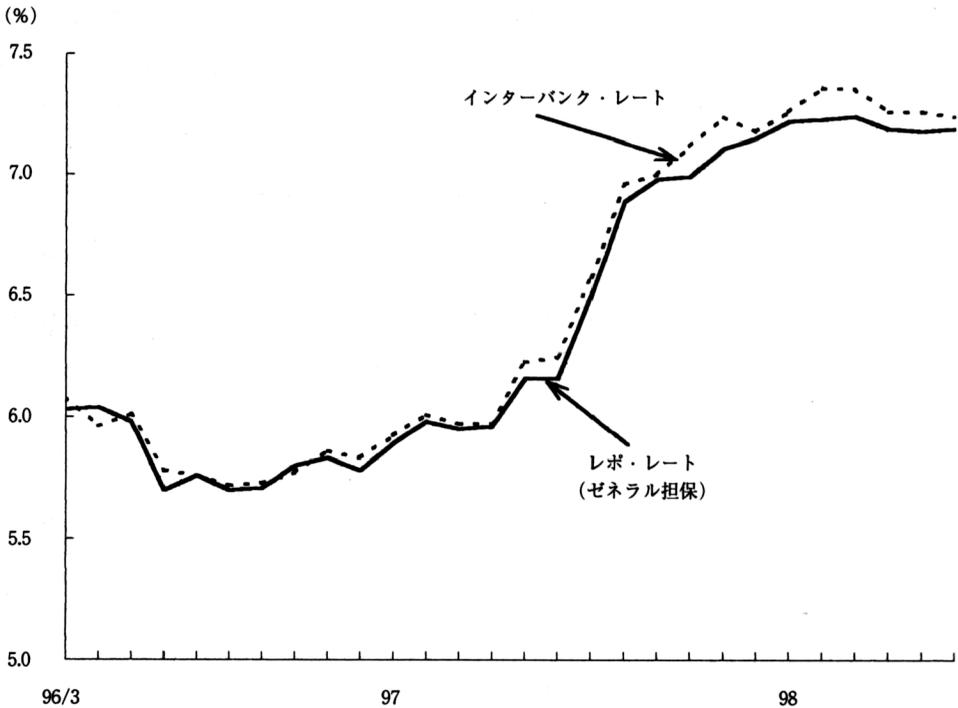
図5 翌日物インターバンク・レートの変動



注：オフィシャル・レートは、97年4月までは最低貸出金利、5月以降はレポ・レート。

出所：BOE, *Quarterly Bulletin, Monetary and Financial Statistics*,  
CSO, *Financial Statistics*.

図6 レポ・レートとインターバンク・レート



注：翌日物レート

出所：BOE, *Monetary and Financial Statistics*.

したと思われる。つまり、インターバンク市場は無担保であるため銀行は簡便に資金調達でき、それが金利変動に結びついていた。しかし、レポ市場の導入により銀行にとって資金調達の代替市場ができたとともに、レポ取引は有担保であるため、金利(レポ・レート)はインターバンク金利より低い(図6)。こうした市場間の競合がインターバンク金利の安定を促し、ひいては市場拡大に結びつuitたと考えられる。

以上の定性的な分析から、レポ市場の導入はギルト債市場にはほとんど影響していないものの、短期金融市場にはプラスの効果を与えたものと推測される。

## 注

- 20) 本稿では、いわゆるクラシック・レポを単にレポと呼び、Sell/buy-backと債券貸借を含んだものを広義レポと呼ぶ。
- 21) 98年4-6月期の平均は約77億ポンドだが、97年4月から12月までのデータが非公表なため前年同期比は計算できない。
- 22) 98年4-6月期の平均は2027件だが、取引金額と同様の理由から前年同期比は計算できない。
- 23) BOE (1989), Steeley (1992) は、ビック・バン以降ギルト債市場の効率性がかなり向上したことを指摘している。また、Rossi (1996) によれば、多くの先行研究においてアメリカよりもイギリスの方が金利の期間構造において期待仮説が妥当する結果が得られている。
- 24) Buckle and Thompson (1995), p.306.
- 25) データとして、残存期間が一定である国債の名目利回りを用いるので、イールド・カーブの形状に関わらず均衡値が存在すると仮定した。
- 26)  $H_0$  は帰無仮説を表す。
- 27) イギリスの小売物価指数は抵当金利を除いたベースを用いた。
- 28) 推計期間は、1期前のラグ項が含まれるため85年2月から95年12月までである。
- 29) 実質利回りの均衡値 $r^*$ がゼロの場合も $a_0 = 0$ となるが、前述した事後的な実質利回りの平均値からみて、 $r^*$ がゼロとは考えられない。
- 30) ラグ・オペレータ $L$ は、ある変数の1期前の値を返す演算子である。例えば、 $t$ 期の変数 $X_t$ に対して $LX_t = X_{t-1}$ となる。
- 31) BOE (1997c), p.191.

## 参考文献

(邦文)

1. 植月 貢 (1997) 『実践レポ取引入門』日本経済新聞社
2. エレン・テイラー著、日本興業銀行総合資金部訳 (1997) 『レポ市場ガイド』、金融財政事情研究会
3. 澤山 弘編 (1990) 『短期金融市場』東洋経済新報社
4. 中島將隆 (1996) 「日本における債券貸借市場の再編成」、『証券経済研究』第4号、日本証券経済研究所、1996年11月、113-134頁
5. 中島將隆 (1997) 「日本のレポ市場—取引形式の特徴について」、『甲南経済学論集』第38巻3号、甲南大学、1997年12月、25-71頁
6. 中島將隆 (1998) 「債券レポ市場の新たな展開」、『インベストメント』第51巻第3号、大阪証券取引所、1998年6月、2-44頁
7. 日本証券経済研究所 (1997) 『図説イギリスの証券市場 1997年版』日本証券経済研究所
8. 浜田恵造編 (1997) 『国債』大蔵財務協会
9. マーシャ・スティガム著、榊原英資監訳、笠原宏訳 (1990) 『レポ—リバース市場』東洋経済新報社

(英文)

1. Adams, R. (1997), 'UK REPO MARKET', *Financial Times*, December, 5, 1997
2. Bank of England [BOE] (1989), 'The gilt-edged market since Big Bang', *Quarterly Bulletin*, February, pp.49-58.
3. BOE(1990-1997), 'Operation of monetary policy (Monetary operation)', *Quarterly Bulletin*, February-November.
4. BOE (1995), 'The gilt repo market', *Quarterly Bulletin*, November, pp.325-330.
5. BOE (1996 a), 'The gilt-edged market: developments in 1995', *Quarterly Bulletin*, February, pp.79-87.
6. BOE (1996 b), 'Gilt repo - and beyond', *Quarterly Bulletin*, August, pp.338-341.

7. BOE (1997 a), 'The gilt-edged market: developments in 1996', *Quarterly Bulletin*, February, pp.63-74.
8. BOE (1997 b), *Reform of the Bank of England's operations in the sterling money markets*, February.
9. BOE (1997 c), 'The first year of the gilt repo market', *Quarterly Bulletin*, May, pp.187-197.
10. BOE (1997 d), 'The Bank of England's operations in the sterling money markets', *Quarterly Bulletin*, May, pp.204-207.
11. BOE (1998a), 'The gilt-edged and sterling money markets: developments in 1997', *Quarterly Bulletin*, February, pp.55-69.
12. BOE (1998b), 'Market and Operation', *Quarterly Bulletin*, August, pp.189-205.
13. Buckle, M. and Thompson, J. (1995), *The UK financial system: Theory and Practice*, Ch.16, Manchester: Manchester University Press.
14. Corrigan, D., Georgiou, C. and Gollow, J. (1995), *NatWest Markets Handbook of International Repo*, London: IFR.
15. Corrigan, D., MacKinnon, N. and Hartnell, S. (1989), *Gilts - Facing the Challenge*, London: IFR.
16. Deacon, M. and Derry, A. (1994), 'Estimating market interest rate and inflation expectations from the price of UK government bonds', *Quarterly Bulletin*, August, pp.232-240.
17. European Monetary Institute (1997), *The Single Monetary Policy in Stage Three*.
18. Gowland, D. H. (1991), 'Debt Management in the United Kingdom and the London Gilt-Edged Market', in Gowland, D. H. (eds), *International Bond Markets*, London: Routledge.
19. Gray, S. and Hoggarth, G. (1996), 'Introduction to Monetary Operations' *Handbooks in Central Banking* No.10, BOE.
20. Rossi, M. (1996), 'The Information Content of the Short End of the Term Structure of Interest Rates', BOE, *Working Paper*, No.55.
21. Steely, J. M. (1992), 'Deregulation and Market Efficiency: Evidence from the Gilt-Edged Market', *Applied Financial Economics*, Vol.2, pp.125-143.
22. Taylor, S. j. (1986), *Modelling Financial Time Series*, Chichester: Wiley.

(当所東京研究所研究員)