

金融政策の予想がマレーシアの預金市場に与えた影響：イスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率の比較分析

明治大学商学部 教授 伊藤隆康

金融政策の予想がマレーシアの預金市場に与えた影響：イスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率の比較分析[☆]

伊 藤 隆 康^{*}

要 旨

本稿ではマレーシアにおける期間が 12 カ月までの預金市場（イスラム金融とコンベンショナル金融）に焦点を当てた。具体的には、金融政策の予想がイスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率に与えた影響を検証して、利子率と収益率の形成を考察した。収益率と利子率はそれぞれ金融政策の予想と共和分の関係にあり、共にかい離することなく推移していた。しかし、予想が収益率と利子率に与える影響は 1 を超えていた。概ね期間が長くなればなるほど、影響が大きくなっていた。このことは期間が長い利子率と収益率は、金融政策の予想以外の要因、例えば、信用リスクなどの影響を受けて推移したことが示唆される。Bank Negara Malaysia が発信する情報をベースに、市場では金融政策に関する予想が形成される。Bank Negara Malaysia は市場との対話を通して、収益率と利子率のコントロールにある程度成功していると考えられる。また、マレーシアにおいては、収益率と利子率形成の観点からは、イスラム預金はコンベンショナル預金と変わらない。マレーシアの預金市場は分断することなく、イスラム預金とコンベンショナル預金が一つの預金市場を形成している。

キーワード：金融政策の予想、イスラム金融、コンベンショナル金融、預金市場

JEL Code : G21, E43, P51

[☆]本稿はゆうちょ財団からの研究助成をうけた研究成果である。記して謝辞を述べたい。

^{*} 明治大学商学部教授

1. はじめに

イスラム金融とは、イスラムの教義に基づく金融のことである。具体的には、利子の概念を用いないこと（代わりに収益を用いる）、そして教義で禁じられる事業、例えば、豚肉やアルコール等を扱う事業への資金提供はできないことなどが大きな特徴である。各金融機関に設置されているシャリアボードによってシャリア適格性（イスラム法から見て適法か否か）が認められて初めて、金融機関はイスラム金融で扱う金融商品を販売することができる。

大半がイスラム圏である中東各国が原油輸出で潤ってきたことや世界的なイスラム教徒の増加などから、近年、イスラム金融は拡大傾向を辿ってきた。これは世界的な傾向であるが、特にマレーシアにおけるイスラム金融は著しく発展を遂げた。また、同国ではイスラム金融を行う銀行は、コンベンショナル(conventional)金融を扱う銀行との競争が激しく、預金市場ではイスラム預金の収益率(rate of return)とコンベンショナル預金の利子率がそれぞれ提示されている¹。

中央銀行である Bank Negara Malaysia は、金融政策に関わるオペレーションの起点としてコンベンショナル金融のインターバンク市場における翌日物金利に操作目標を設定している。この目標は金融政策委員会（MPC）で決定される。このオペレーションの効果は、金利という概念の代わりに収益率を用いるイスラム金融の市場にも及ぶことが期待されている。これが Angeloni and Rovelli (1998)などが指摘する、金融政策がイールドカーブ上で果たすトランスミッション・メカニズムである。

本研究では、金融政策の予想がマレーシアのイスラム預金における収益率とコンベンショナル預金における利子率に与える影響を検証して、預金金利・収益率の形成を考察する²。収益率と利子率に関して分析を行った先行研究には、Chong and Liu (2009), Cevik and Charap (2011), Ito (2013), Ito(2017a), Ergec and Arslan (2013), and Sarac and Zeren (2015)などがあげられる。Chong and Liu (2009), Cevik and Charap (2011), Ito (2013)はマレーシアを対象にしており、一方、Ergec and Arslan (2013)と Sarac and Zeren (2015)はトルコを対象にしている。

¹ コンベンショナル金融は、非イスラム圏でいう通常の金融を指す。本文中はコンベンショナル金融やコンベンショナル預金という用語を用いているが、表ではスペースの都合上、通常金融と通常預金と表現している。この場合、コンベンショナルと通常を同義で用いている。

² 本稿はマレーシアにおけるイスラム金融の実体を分析したものである。イスラム金融の実務への応用は国によって異なる。

Ito (2017b) 以外は金融政策との関連を分析せず、預金市場の金利形成を主として分析の目的としている。Ito(2017b)は翌日物金利ではなく金融政策の代理変数として、1週間物のインターバンクレートを用いて、収益率や利子率への影響を検証している。一方、本稿は、マレーシアにおける金融政策の予想が収益率と金利に与える影響を分析する初めての研究として、独自性の強いものとなっている。

金融政策の予想が市場金利に与えた先行研究は、翌日物金利の先物を用いたものと OIS (Overnight Indexed Swap)を用いたものに分類される。前者の例として、Krueger and Kuttner (1996), Kuttner(2001), Söderström(2001), Lange et al.(2003), Faust et al (2004), Sack (2004), Gürkaynak et al.(2007)などがあげられる。一方、後者の例として Ito(2014)があげられる。2008 年の金融危機以降、日米欧などでは金融緩和の影響で超低金利が続いていることから、先物や OIS を用いた金融政策の予想が市場金利に与える影響は検証されていない。

本稿では金融政策に関する予想として OIS を用いる。OIS とは一定期間の翌日物レート（複利運用）と、数週間から 2 年間程度までの固定金利を交換する金利スワップである。この固定金利は市場関係者による金融政策の先行き予想に反応する。通常、翌日物金利には Bank Negara Malaysia が公表するレートが用いられる。OIS 取引は、日本や米国、欧州はじめ、アジア諸国でも行われている。日本では無担保コールレート（オーバーナイト物）、また、米では FF (Federal Fund) レートをベースにした OIS が取引され、FF レート（30 日物）先物と並んで、短期金利のヘッジや、金融政策の予想をベースにした取引に利用されている。また、欧州では翌日物金利を平均した EONIA (Euro OverNight Index Average) をベースに OIS は取引されている。デンマークなどの北欧諸国では、翌日物金利の代わりに取引日から数えて 3 営業日目に取引が終わるトムネ(T/N : Tomorrow Next)が利用されている。

OIS 取引の導入は大岡他（2006）などによると、以下に指摘する 3 点の影響があると考えられる。

- (1)オーバーナイト物を中心に超短期ベースの運用や調達を行う市場参加者にとっては、3 カ月物や 6 か月物金利を原資産とするデリバティブと比べ、よりきめ細かなリスク管理が可能となる。
- (2)幅広い市場参加者にとって、政策金利（オーバーナイト物）の見通しをベースに、ターム物金利との裁定を行うための有益な取引手段となる。

(3)OIS 金利が政策金利の予想をベースにしているため、市場関係者が有する金融政策に関する予想が市場金利の形成や期間構造に影響を与える可能性がある。この意味で日銀が市場に向けて発するメッセージや市場との対話の重要性が増す³。

2. マレーシアにおける金融政策運営とイスラム金融

2.1 金融政策オペレーション

Bank Negara Malaysia は、金利で取引されるコンベンショナル金融の短期金融市場に金融政策の誘導目標水準を設定している。具体的には翌日物のインターバンク市場に誘導目標水準(overnight policy rate)を設定し、これが上限 (ceiling rate) と下限 (floor rate) の間に収まるように金融調節を行う。上限と下限の幅は図 1 にあるように、誘導目標水準からそれぞれ 0.25% (25bp) である。

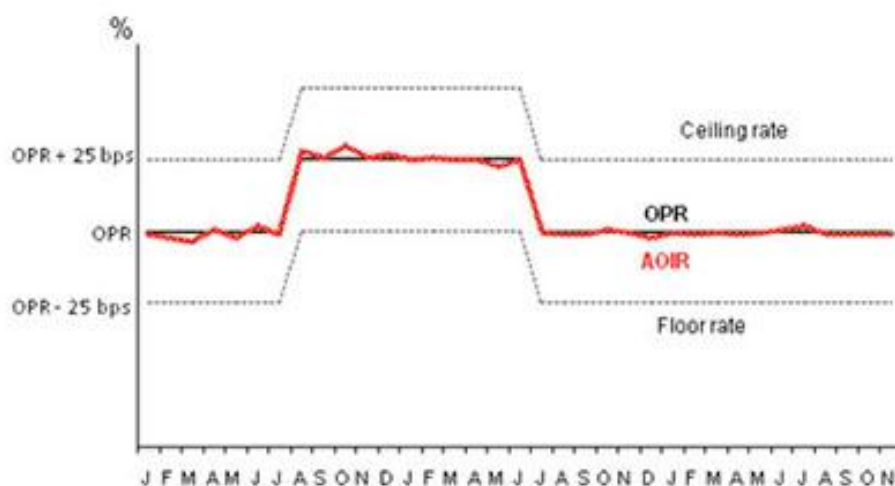


図 1 誘導目標の上限と下限

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

Bank Negara Malaysia は金融政策委員会を開催し、誘導目標水準を決定している。金融政策委員会の終了後に同行は声明を公表している。次頁に示したのは 2016 年 7 月 13 日開催分の声明で、英国の EU 離脱などを背景にした世界経済に対する警戒感から、

³ Blinder(2004)が、中央銀行による市場との対話の重要性を指摘している。

同行が翌日物金利の誘導目標水準を 3.25%から 0.25%引き下げて 3.0%としたことが記載されている。

2016 年 7 月 13 日開催分の金融政策委員会の決定に関する声明

Wednesday 13 July 2016

Monetary Policy Statement

At the Monetary Policy Committee (MPC) meeting today, Bank Negara Malaysia decided to reduce the Overnight Policy Rate (OPR) to 3.00 percent. The ceiling and floor rates of the corridor for the OPR are correspondingly reduced to 3.25 percent and 2.75 percent respectively.

The global economy continues to record growth at a more moderate pace, across major advanced and emerging market economies. In Asia, persistent weakness in the external sector has weighed on growth, although domestic demand remains supportive. Looking ahead, there are increasing signs of moderating growth momentum in the major economies. Global growth prospects have also become more susceptible to increased downside risks in light of possible repercussions from the EU referendum in the United Kingdom. International financial markets could also be subject to greater volatility going forward. In this light, global monetary conditions are expected to remain highly accommodative.

For Malaysia, domestic demand continues to be the main driver of growth. Private consumption will be supported by growth in income and employment, and measures implemented by the Government. While investment in the oil and gas sector is moderating, overall investment is expected to be supported by the on-going implementation of infrastructure projects and capital spending in the manufacturing and services sectors. Exports are projected to remain weak following more subdued demand from Malaysia's key trading partners. Overall, while the domestic economy

remains on track to expand in 2016 and 2017, the uncertainties in the global environment could weigh on Malaysia's growth prospects.

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

Bank Negara Malaysia の金融政策オペレーションは、以下の図 2 にあるとおりにすすめられている。Bank Negara Malaysia は、9 時 30 分に民間銀行にオペを通知し、10 時 15 分までに、民間銀行はオペレーションに対する応札を提出する。最終の調整を 18 時までに完了させる。

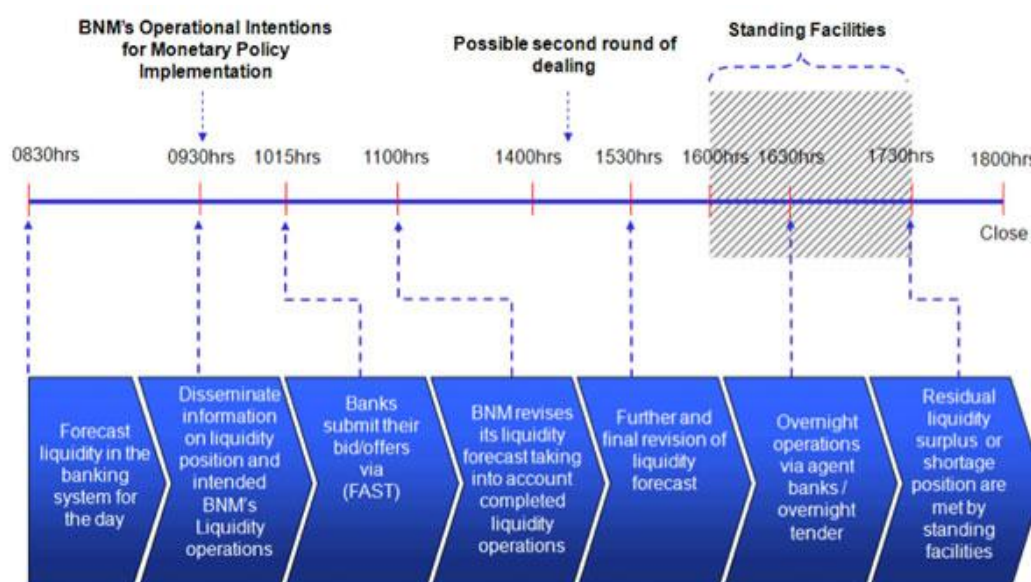


図 2 金融政策のオペレーション

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

2.2 イスラム金融

マレーシアでは、1960 年代にイスラム金融が導入された。1983 年にイスラム銀行法が制定され、初めてのイスラム銀行である Bank Islam Malaysia Berhad が設立された。1993 年には商業銀行がイスラミック・ウィンドウによりイスラム金融業務を営むことが認められた。2000 年以降、マレーシアではアジアにおけるイスラム金融の拠点として、政府や中央銀行などが積極的なイスラム金融の振興策をとってきた。

図 3 が示すように、同国におけるイスラム預金のシェアは 1999 年には約 5%程度であ

ったが、2015 年末には約 25%まで拡大している。マレーシアの金融機関は、銀行部門とノンバンクから成立する。銀行部門には商業銀行、イスラム銀行、オフショア銀行などが含まれる。一方、ノンバンクには、各種年金基金、保険会社、開発金融機などが含まれる。

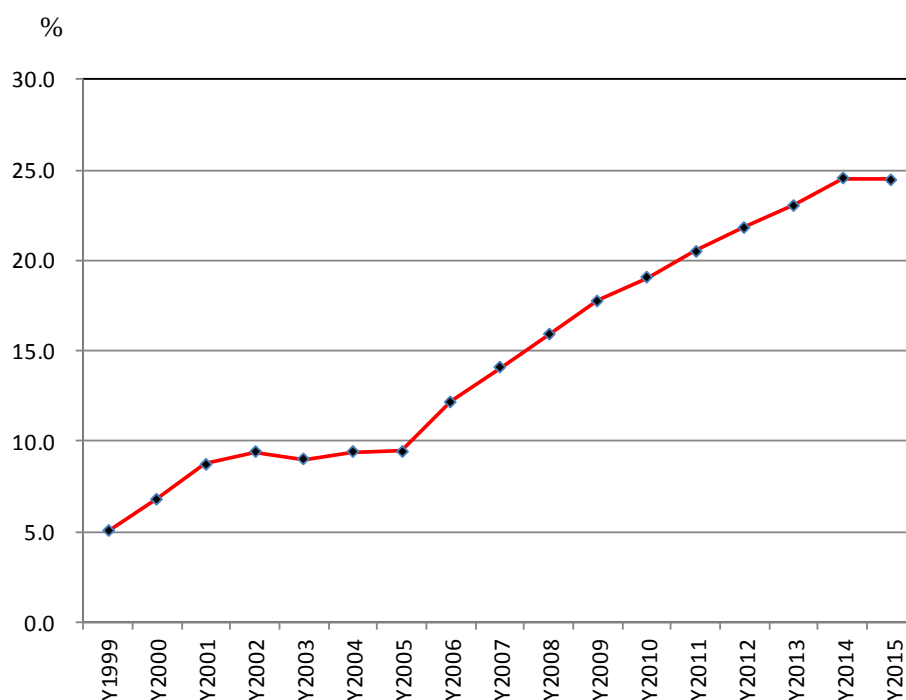


図3 イスラム預金のシェア

注

1999年から2015年の年末における数字である。

出典は Bank Negara Malaysia Monthly Statistical Bulletin である。

マレーシア・イスラム銀行協会（AIBIM : Association of Islamic Banking Institutions）が公表している、同国でイスラム金融を提供する銀行を表 1 に示した。同協会は 2009 年に銀行と顧客間の商品ムラーバハ預金に関する標準約款（standard agreement）を作成するなど、イスラム金融の発展振興を支えている。イスラム銀行は、国内系イスラム銀行、開発銀行、外資系銀行、国際金融機関銀行に分類される。例えば、HSBC (Hongkong Shanghai Banking Corporation) は同じビルの中にコンベンショナル銀行とイスラム銀行の支店を配置している。図 4 と図 5 はクアラルンプールの中心部にある同行支店を示している。イスラム銀行も、コンベンショナル銀行と同様にホームページ上でインターネットバンキング業務を展開している。図 6 に HSBC AMANAH のホームページを掲載している。ここでは紹介している預金はシャリアに基づいたムラーバハ（Shariah

principle of Murabahah) で、固定収益率 (fixed profit rate) が適用されることが記載されている。

Bank Negara Malaysia は 2013 年 6 月 30 日に 2013 年イスラム金融サービス法 (Islamic Financial Services Act 2013, IFSA) を導入した。同法はイスラム金融商品の分類を厳格化し、イスラム預金はイスラム預金と投資勘定口座の 2 つに分かれた。前者の代表例はムラーバハとワディアであり、マレーシア預金保険機構 (PIDM) の対象となる⁴。一方、後者の代表例はムダーラバであり、2015 年 7 月 1 日から預金保険の対象外となった。マレーシアの預金保険の上限は 1 金融機関につき、1 人あるいは 1 社あたり RM250,000 (2017 年 1 月末の相場で約 650 万円) である。図 7 に銀行の店頭に貼られた預金保険の案内を掲載している。ラクマン (2016) によれば、同法の導入以降、投資勘定口座からイスラム預金口座への資金移動が生じた。

⁴ イスラム金融検討会(2008)によれば、ワディアは主にマレーシアのイスラム専門銀行が利用している預金の取引形態である。

表1 イスラム金融業務を行う銀行

Domestic Banks	
Affin Islamic Bank Berhad	CIMB Islamic Bank Berhad
Alliance Islamic Bank Bhd	Hong Leong Islamic Bank Berhad
AmIslamic Bank Berhad	Maybank Islamic Berhad
Bank Islam Malaysia Berhad	Public Islamic Bank Berhad
Bank Muamalat Malaysia Berhad	RHB Islamic Bank Berhad
Development Financial Institutions Bank	
Bank Kerjasama Rakyat Malaysia Berhad	Bank Simpanan Nasional
Agro Bank	Malaysia Building Society Berhad
Locally Incorporated Foreign Banks	
Al Rajhi Banking & Investment Corp. Bhd	HSBC Amanah Malaysia Berhad
Asian Finance Bank Berhad	Kuwait Finance House (Malaysia) Berhad
BNP Paribas Malaysia Berhad	OCBC Al-Amin Bank Berhad
Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ (M) Berhad	Standard Chartered Saadiq Berhad
Citibank Berhad	
International Financial Institutions	
ALKHAIR International Islamic Bank Berhad	PT Bank Muamalat Indonesia Tbk

出所 : Association of Islamic Banking Institutions Malaysisa (<http://aibim.com>)

The information is as of March 20,2017.



図4 クアラルンプールのHSBC支店

注： 撮影は筆者。



図5 クアラルンプールのHSBC支店

注： 撮影は筆者。AMANAH はイスラム銀行の支店である。

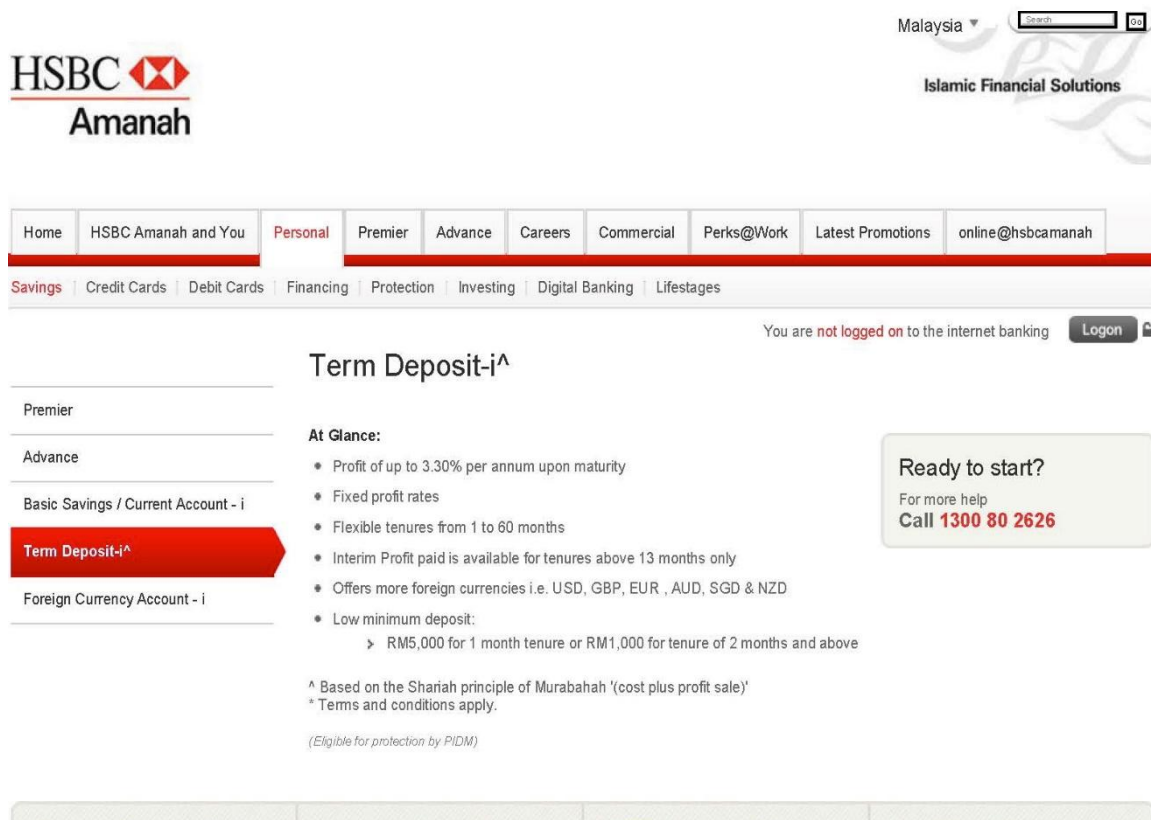


図6 HSBC AMANAH のホームページ



図 7 銀行の店頭に貼られた預金保険の案内

注： 撮影は筆者。

3. 分析に利用するデータ

3 カ月物の OIS データを金融政策の予想として用いる⁵。イスラム預金(ムラーバハ)の収益率とコンベンショナル預金における利率に関しては、1 カ月物、3 カ月物、6 カ月物、12 カ月物を用いる。いずれのデータもブルームバーグ社が提供する日次ベースのデータで、標本期間は 2009 年 5 月 22 日から 2016 年 8 月 30 日である。図 8 にデータの推移、表 2 にデータの記述統計を記載した。

OIS の取引例を示すと以下の通りとなる。

3 月 1 日

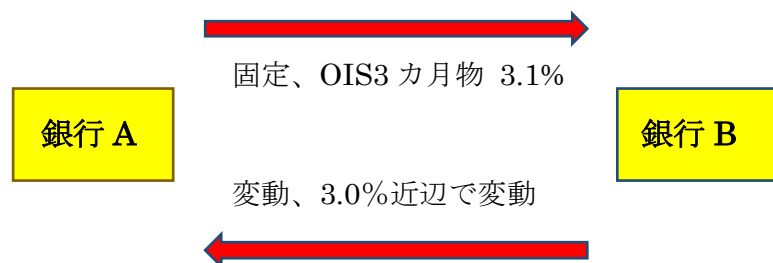
OIS3 カ月物金利 が 3.1% (固定)、Bank Negara Malaysia が目標としている翌日物金利が 3.0% (変動) である。市場関係者は、3 カ月物後の翌日物金利の水準を予想してプライスを呈示するため、金融政策の引き締め予想が強まると、OIS3 カ月物金利が上昇する。

⁵ OIS の取引と市場に関しては、伊藤 (2007) が日本の例を用いて説明している。

銀行 A は Bank Negara Malaysia が 3 カ月以内に利上げをすると予想している。銀行 B は政策の変更はないと予想している。銀行 A は銀行 B に固定金利を支払い、変動金利を受け取る。一方、銀行 B は銀行 A に変動金利を支払い、固定金利を受け取る。

次の 3 カ月間

市場における Bank Negara Malaysia の金融政策予想が変わらなければ、銀行 A は固定金利で 3.1% を銀行 B に支払い、変動金利の 3.0% 近辺を受け取る。一方、銀行 B は変動金利の 3.0% 近辺を銀行 A に支払い、固定金利の 3.1% 受け取る。



4 月上旬

市場で Bank Negara Malaysia が利上げをするという予想が出始めて、OIS3 カ月物のレートが 3.1% から上昇を開始した。

4 月 25 日

銀行 A の予想通り、Bank Negara Malaysia が 0.5% の利上げを行う。

銀行 A は固定金利で 3.0% を支払い、銀行 B から変動金利の 3.5% 近辺を受け取る。一方、銀行 B は銀行 A から固定金利 3.0% を受け取り、変動金利の 3.5% 近辺を支払う。

5 月 31 日

銀行 A と銀行 B は受け・払いを相殺して決済する。こうしたことから Thornton(2009) などが指摘するように、OIS 取引に絡む信用リスクは少ない。この取引では金融政策の引き締め予想をしていた銀行 A が受け取り超になる。

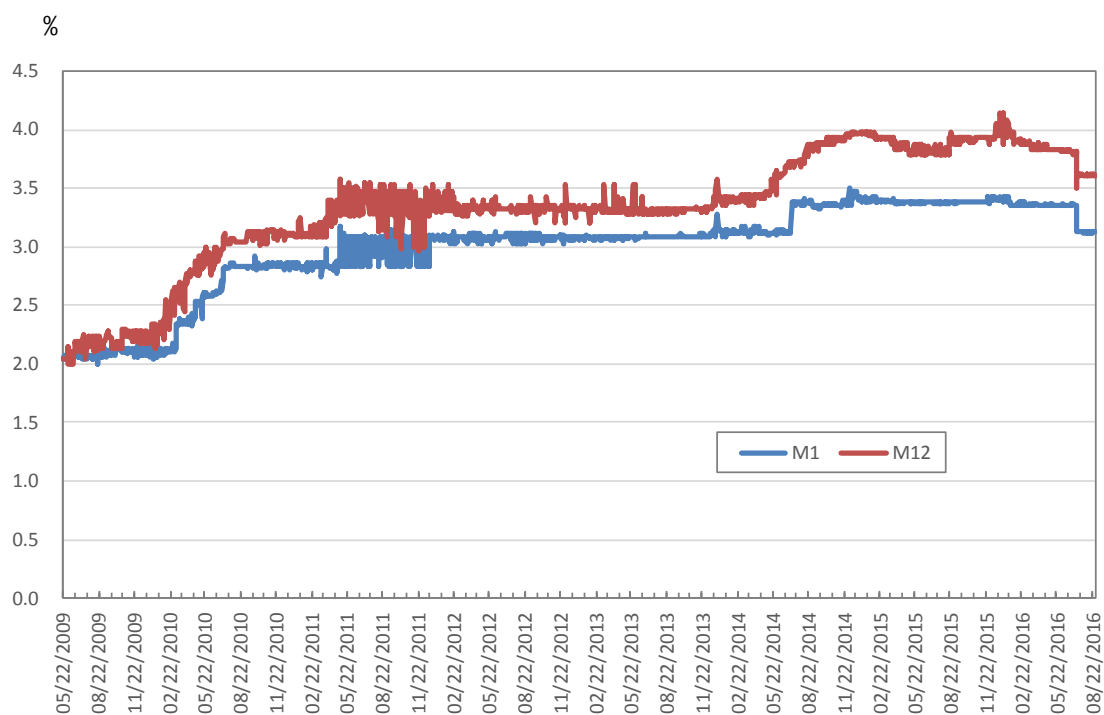


図 8 コンベンショナル預金の収益率-1カ月物と12カ月物

注:

標本期間は2009年5月22日から2016年8月30日.

データソースはBloomberg.

表2 データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
OIS	2.858	0.346	1.975	3.275	2.910
IM1	3.075	0.454	1.940	3.715	3.140
IM3	3.209	0.485	2.010	3.945	3.250
IM6	3.283	0.495	1.960	4.055	3.335
IM12	3.368	0.492	1.930	4.105	3.430
M1	2.992	0.389	2.000	3.510	3.080
M3	3.180	0.461	2.000	3.830	3.210
M6	3.227	0.462	2.020	3.930	3.260
M12	3.326	0.496	2.000	4.150	3.330

注:

標本期間は2009年6月8日から2016年8月30日である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

4. 分析手法

4.1 単位根検定

Nelson and Plosser (1982)などの、1980年代前半から1990年代中半までの実証分析によれば、金利、為替、株はランダムウォークのような非定常プロセスである可能性が示唆されている。こうしたことから実証分析の前段階として、分析に利用するデータが非定常な単位根を含むか否かを検証する必要がある。

本稿では、検定方法として ADF (Augmented Dickey /Fuller) 検定と KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を利用する⁶。Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)によれば、ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする。一方、Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin (1992)によれば、KPSS 検定は ADF 検定と逆に、帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」としている。

さらに分析対象のデータが I(1)であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行う。

4.2 共和分検定

分析に利用するデータが単位根を含む場合、非定常プロセスの関係をとり扱える分析フレームワークが必要となる。非定常である各変数間に、1次の線形結合に長期的な均衡（エラー・コレクション）の存在が認められ場合、共和分の関係にあると言われる。Engle and Granger (1987)は、非定常変数間に共和分の関係が存在するかどうかを調べる実践的な検定方法を提示した。本稿では、金融政策に関する予想（OIS3 カ月物）と預金レートとの関係を分析する。

$$INT_t = \alpha + \beta OIS_t + u_t \quad (1)$$

INT_t = 預金レート（イスラム預金の収益率またはコンベンショナル預金の利子率）

OIS_t = OIS 金利

(1)式を最小二乗法で推計し、求められた残差に単位根が含まれているか否かを ADF 検定で確認する。そして、残差が定常ということになれば、金融政策に関する予想と預金レートの線形結合は定常といえる。この分析に加えて、(1)式の β （共和分ベクトル）

⁶ Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)、Kwiatkowski et al (1992) を参照。

が1か否かを、(2)式にある Stock and Watson(1993)による dynamic OLS を用いて検証する。1であることが棄却できない場合、OIS 金利と預金レートは一对一の関係にあるといえる。

$$INT_t = \alpha + \beta OIS_t + \sum_{i=-p}^p b_i \Delta OIS_{t-i} + u_t \quad (2)$$

共和分検定と共和分ベクトルの検定の結果は以下の形に分類できる。

ケース	共和分	共和分ベクトル
I	無	--
II	有	$\beta=1$ が否定できない。
III	有	$\beta=1$ が否定できる。

ケース I の場合

OIS 金利と預金レートは共和分関係にない。金融政策の期待は預金レートには影響を及ぼさない。

ケース II の場合

OIS 金利と預金レートは共和分関係にあり、一对一であるといえる。金融政策の期待は預金レートに強い影響を与え、Bank Negara Malaysia は預金レートをコントロールできる。

ケース III の場合

OIS 金利と預金レートは共和分関係にあるが、一对一の関係にはない。金融政策の期待は預金レートに影響を与え、Bank Negara Malaysia は預金レートをある程度コントロールできる。

4. 3Granger 因果性検定

グレンジャー因果性の検定とは、変数 x (金融政策に関する予想としての指標 : OIS3 カ月物) と y (預金レート) の間で、 x が y を説明するのか、 y が x を説明するのか、あるいは相互に説明しあっているのかを知るための検定である。この方法は Granger (1969) が示しているものである。 x と y が定常性をもつ時系列変数であるとき、以

下の方程式(3)と(4)を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(3)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。同じく、F 検定を用いて(4)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動きが y を説明していることになる。

$$x_t = u_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1,2,\cdots,p)$$

$$y_t = v_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i=1,2,\cdots,p)$$

通常の時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に転換したデータを用いてグレンジャーの因果関係の検定が行われる。しかし、変化間に共和分の関係がある場合には、変化率を用いた検定は定式化に誤りがあることが指摘されている。Toda and Yamamoto(1995)は、単位根をもつかもしれない自己回帰モデル (VAR : VectorAuto Regressive) におけるグレンジャー因果性の検定方法を開発した⁷。

彼らによれば、 y から x 、 x から y への影響について、帰無仮説 H_0 がそれぞれ検定される。ただし、 x と y について、本来のラグ期 p にもう 1 つのラグ項を加えた $p+1$ をとり、トレンド項 t を加えて推計する。

$$x_t = u_0 + u_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1,2,\cdots,p)$$

$$y_t = v_0 + v_t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (6)$$

⁷ 具体的な利用方法については河合(1995)を参考にした。

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \cdots \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

(5)と(6)を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(5)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 y の過去の動きが x を説明していることになる。言い換えれば、預金レートによって金融政策に関する予想が変動していると言える。同じく、 F 検定を用いて(6)式の帰無仮説 H_0 が棄却されれば、 x の過去の動きが y を説明していることになる。言い換えれば、金融政策に関する予想によって預金レートが変動していると言える。

5. 分析結果

5.1 単位根検定

原系列の ADF 検定では、すべての検定に関して、単位根が存在するとの帰無仮説は 5%の有意水準で棄却できない。結果は表 3 に示した。KPSS 検定でもすべての検定について、単位根が存在しないとの帰無仮説は 5%水準で棄却できる。結果は表 4 に示した。すべての変数は非定常な変数であると判断して差し支えないと考える。

次に、1 回の階差を取ったデータについて単位根を検定した。ADF 検定はすべての変数について、単位根が存在するとの帰無仮説を 5%水準で棄却できる。結果は表 5 に示した。また、KPSS 検定についてはすべての差分を取った変数に関して、単位根が存在せず定常であるとの帰無仮説を棄却できない。結果は表 6 に示した。したがって、すべての変数を $I(1)$ とみなすことが可能である。

表3 ADF単位根検定 (原系列)

変数	トレンド無し	トレンド有り
OIS	1.325	-1.059
IM1	1.513	-1.102
IM3	1.605	-0.831
IM6	1.877	-0.661
IM12	2.033	-1.661
M1	1.409	-0.651
M3	1.605	-0.671
M6	1.649	-0.944
M12	1.541	-1.341

注:

* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は -2.864 (トレンド無し)、-3.415 (トレンド有り)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表4 KPSS 単位根検定 (原系列)

変数	Lag = 4		Lag = 12	
	レベル定常	トレンド定常	レベル定常	トレンド定常
OIS	24.537*	4.523*	9.508*	1.767*
IM1	28.281*	4.400*	10.951*	1.702*
IM3	28.606*	3.767*	11.711*	1.473*
IM6	28.018*	3.759*	10.848*	1.470*
IM12	26.374*	3.870*	10.222*	1.514*
M1	27.844*	5.068*	10.782*	1.982*
M3	27.572*	3.999*	10.672*	1.562*
M6	28.057*	3.734*	10.860*	1.459*
M12	28.138*	3.527*	10.906*	1.381*

注:

* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は 0.463 (レベル定常)、0.146 (トレンド定常)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表5 ADF検定 (一次差分)

変数	トレンド無し	トレンド有り
Δ OIS	-20.798*	-20.940*
Δ IM1	-17.197*	-17.591*
Δ IM3	-21.936*	-20.502*
Δ IM6	-23.925*	-20.150*
Δ IM12	-22.443*	-22.728*
Δ M1	-15.303*	-15.724*
Δ M3	-14.737*	-15.165*
Δ M6	-17.444*	-17.948*
Δ M12	-16.037*	-16.550*

注:

* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は -2.864 (トレンド無し)、-3.415 (トレンド有り)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表6 KPSS検定 (一次差分)

変数	Lag = 4		Lag = 12	
	レベル定常	トレンド定常	レベル定常	トレンド定常
Δ OIS	0.138	0.020	0.277	0.040
Δ M1	0.240	0.029	0.431	0.053
Δ M3	0.294	0.041	0.502	0.072
Δ M6	0.203	0.030	0.385	0.058
Δ M12	0.162	0.024	0.319	0.049
Δ IM1	0.174	0.017	0.305	0.031
Δ IM3	0.198	0.027	0.356	0.050
Δ IM6	0.195	0.027	0.383	0.055
Δ IM12	0.142	0.023	0.285	0.047

注:

* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は 0.463 (レベル定常)、0.146 (トレンド定常)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

5.2 共和分検定

OIS 金利と預金収益率・利子率との間で、Engle/Granger の共和分検定を行った。すべての組み合わせにおいて、OIS 金利と預金レートは共和分関係にあることが確認できた。結果は表 7 に示した。

表7 共和分検定

変数	検定統計量	変数	検定統計量
OIS, IM1	-4.487*	OIS, M1	-4.980*
OIS, IM3	-4.101*	OIS, M3	-4.487*
OIS, IM6	-4.475*	OIS, M6	-5.047*
OIS, IM12	-4.519*	OIS, M12	-5.859*

注:

*は 5%水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は MacKinnon から -3.7809 である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

さらに OIS 金利と預金収益率・利子率との間で、共和分ベクトル β が 1 か否かを検証した。その結果、すべての分析で β が 1 よりも大きいことがわかった。したがって、OIS 金利が 1%以上変動した際に、預金収益率・利子率は 1%を超える変動を示したといえる。この傾向は概ね預金レートの期間が長くなればなるほど強まっている。結果は表 8 に示した。

表8 共和分ベクトルの検定

Variable	β	Modified SE	Modified t Value
OIS, IM1	1.300	0.035	8.571
OIS, IM3	1.374	0.054	6.926
OIS, IM6	1.404	0.039	10.359
OIS, IM12	1.400	0.027	14.815
OIS, M1	1.110	0.022	5.000
OIS, M3	1.315	0.032	9.843
OIS, M6	1.319	0.034	9.382
OIS, M12	1.405	0.036	11.250

注:

* はt値が5%の棄却値である1.96よりも小さいため、 $\beta = 1$ が棄却できないことを示す。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

共和分検定と共和分のベクトル検定から、OIS 金利と預金レートは共和分の関係にあるが、一対一の関係にはないことがわかった。このため金融政策の期待は預金収益率・利子率にある程度の影響を与ええると言える。

5. 3Granger 因果性の検定

OIS 金利と収益率・利子率（イスラム預金とコンベンショナル預金）との間で、Toda and Yamamoto(1995)による Granger 因果性の検定を行った。OIS から預金収益率・利子率への因果性はすべての組み合わせで、確認ができた。一方、預金レートから OIS 金利への因果性は、収益率（イスラム預金）の 1 カ月物、3 カ月物、12 カ月物、利子率（コンベンショナル預金）の 1 カ月物と 6 カ月物で確認できた。結果は表 9 に示した。

表9 Granger因果性の検定

F 統計量 OIS とイスラム預金収益率、通常預金利子率			
OISから預金利率への因果性		預金利率からOISへの因果性	
IM1	3.764*	IM1	2.176*
IM3	3.359*	IM3	2.006*
IM6	3.341*	IM6	1.408
IM12	3.817*	IM12	2.276*
M1	5.745*	M1	5.342*
M3	4.493*	M3	1.382
M6	4.275*	M6	2.136*
M12	3.963*	M12	1.160

注:

* は 5% 水準で有意であることを示す。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

6. まとめ

本稿ではマレーシアにおける期間が 12 カ月までの預金市場（イスラム金融とコンベンショナル金融）に焦点を当てた。具体的には、金融政策の予想がイスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率に与えた影響を検証して、利子率と収益率の形成を

考察した。

収益率と利子率はそれぞれ金融政策の予想と共和分の関係にあり、共にかい離することなく推移していた。しかし、予想が収益率と利子率に与える影響は 1 を超えていた。概ね期間が長くなればなるほど、影響が大きくなっていた。このことは期間が長い利子率と収益率は、金融政策の予想以外の要因、例えば、信用リスクなどの影響を受けて推移したことが示唆される。

Granger 因果性検定では、金融政策の予想から収益率、利子率への影響と収益率、利子率から金融政策への予想への影響を比較すると、前者の方の影響が大きかった。また、一部の満期の預金（コンベンショナル預金の 3 カ月物と 12 カ月物、イスラム預金の 6 カ月物）では収益率と利子率から金融政策への予想への影響は観測されなかった。共和分検定 Granger 因果性検定の結果を合わせて検討すると、金融政策の予想は、収益率と利子率に影響を与えていたといえる。

Bank Negara Malaysia が発信する情報をベースに、市場では金融政策に関する予想が形成される。Bank Negara Malaysia は市場との対話を通して、収益率と利子率のコントロールにある程度成功していると考えられる。また、マレーシアにおいては、収益率と利子率形成の観点からは、イスラム預金はコンベンショナル預金と変わらない。マレーシアの預金市場は分断することなく、イスラム預金とコンベンショナル預金が一つの預金市場を形成している⁷。こうした分析結果とイスラム預金のシェアが増加していることから、マレーシア政府が中央銀行や銀行協会とともにイスラム金融を推進させることに成功してきたといえる。

本稿ではデータの制約の関係から、分析対象の収益率や金利は 12 カ月以内のものに限られていた。12 カ月を超えるイスラム金融の収益率とコンベンショナル金融の利子率に関して、金融政策の予想が影響を与えているか否かの検証は今後の課題としたい。

参考文献

イスラム金融検討会(2008),「イスラム金融 仕組みと動向」日本経済新聞出版社。
伊藤隆康(1997),「OIS(Overnight Index Swap)取引と金融政策」『新潟大学経済論集』,

⁷ Ito(2013)や Ito(2017)によれば、1 年以内の預金市場において、イスラム預金の収益率と通常預金の利子率は共和分の関係にあり、共変動していた。

第 83 号, pp.83-90.

大岡英興・長野哲平・馬場直彦(2006)「わが国 OIS (Overnight Index Swap) 市場の現状」
日銀ビュー, 2006-J-15.

河合正弘 編(1996), 『アジアの金融・資本市場』 日本経済新聞社.

ラクマン・ベデイ・グンタ(2016), 「マレーシアのイスラム預金商品を巡る最近の動向」,
野村資本市場クォーターリーWinter, pp.1-7.

Angeloni, I. and Rovelli, R. (1998), *Monetary Policy and Interest Rates*. Macmillan.

Bank Negara Malaysia (2016), <http://www.bnm.gov.my>.

Blinder, A.S. (2004), *The Quiet Revolution*. Yale University.

Cevik, S. and Charap, J. (2011), “The Behavior of Conventional and Islamic Bank Deposit
Returns in Malaysia and Turkey,” *IMF Working Paper*, WP/11/156.

Chong, B.S. and Liu, M.-H. (2009), “Islamic Banking: Interest-free or Interest-based?,”
Pacific-Basin Finance Journal, Vol.17, pp.112-144.

Ergec, E.H. and Arslan, B.G. (2013), “Impact of Interest Rates on Islamic and Conventional
Banks: The Case of Turkey,” *Applied Economics*, Vol.45, pp.2381-2388.

Fuller, W.A., 1976. *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.

Granger, C.W.J. (1969) “Investigating causal relations by econometric models and
cross-spectral methods,” *Econometrica*, Vol.37, Iss.3, pp. 424–438.

Gürkaynak, R. S., B.Sack, Swanson.P and Eric. T (2007), “Market-Based Measures of
Monetary Policy Expectations,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.25,
pp.201-212.

Hirayama, K. and Kasuya, M. (1996), “Financial Deregulation and Divisia Monetary
Aggregates in Japan,” Mullineux, A (ed.), *Financial Innovation, Banking and Monetary
Aggregates*, Edward Elgar, pp.104-130.

Ito, T. (2013), “Islamic Rates of Return and Conventional Interest Rates in the Malaysian
Deposit Market,” *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and
Management*, Vol.6, pp.290-303.

Ito, T. (2014) “Does Monetary Policy Expectation Have an Impact on Market Interest Rates in
Australia?” *Macrotheme Review*, Vol.3, pp.118-130.

Ito, T. (2017a), “Analysis of Short-Term Deposit Market in Malaysia: Formation of Islamic

- Rates of Return and Conventional Interest Rates,” *Macrotheme Review*, Vol.6, pp.95-105.
- Ito, T. (2017b), “The Impact of Monetary Policy on Malaysian Deposit Rates: Comparative Analysis of Conventional and Islamic Finances,” mimeo
- Kwiatkowski,D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt and Y.Shin (1992), ‘Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root’, *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- Krueger,J.T. and K.N. Kuntter (1996), “The FED Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp.865-879.
- Kuttner (2001), “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, pp. 523–544.
- Fausta,J., Swansonb,E.T. and WrightFaust, J.H.,(2004), “Identifying VARS Based on High Frequency Futures Data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol 51, pp.1107–1131.
- Lange,J.,B.Sack and W. Whitesell (2003), “Anticipations of monetary policy in financial markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35,pp.889-909.
- MacKinnon,J.(1991), “Critical Values for Cointegration Tests,” Engle,R.F and C.W.J.Granger ed, *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, pp.267-276.
- Nelson,C.R and C.I.Plosser(1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series,” *Journal of Monetary Economics*,Vol.10,pp.139-162.
- Sack,B. (2004), “Extracting the Expected Path of Monetary Policy from Futures Rates’ *Journal of Futures Markets*, Vol.24, pp. 733-54.
- Sarac, M. and Zeren, F., (2015), “The Dependency of Islamic Bank Rates on Conventional Bank Interest Rates: Further Evidence from Turkey,” *Applied Economics*, Vo.47, pp.669-679.
- Söderström,U. (2001), “Predicting Monetary Policy with Federal Funds Futures Prices,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, pp.377–391.
- Stock,J.H. and Watson,M.W. (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems’, *Econometrica*, Vol.61, pp.783-820.
- Thornton, D. L. (2009), “What the Libor-OIS Spread Says,’ Economic SYNOPSES 24. <https://research.stlouisfed.org/.../es/09/ES0924.pdf>
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with

Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.