

# HUBUNGAN KADAR *OVERNIGHT MONEY* ANTARA BANK KONVENSIONAL DENGAN BANK ISLAM: BUKTI EMPIRIKAL DI MALAYSIA

**Zulkefly Abdul Karim & Norain Mod Asri**

Fakulti Ekonomi dan Perniagaan Universiti Kebangsaan Malaysia

**M. Farid Wajdi**

Fakultas Ekonomi Universitas Muhammadiyah Surakarta

E-mail: faridwazdi2000@yahoo.com

**Antoni**

Fakultas Ekonomi Universitas Bung Hatta, Padang

## Abstract

*The objective of this study is to examine the relationship between overnight money of Islamic bank and conventional bank based on daily data begins from 12th October 1998 until 10th June 2005. This study is important to determine whether overnight money of conventional bank or overnight money of Islamic bank, become the leader or follower in the interbank money market. The econometrics tests such as unit root test, VAR model and Granger causality test have been applied. Result shows that both variables are stationary at level form or I(0). This implies that we don't need to further analysis with cointegration test. In this case, we applied the traditional model of VAR and Granger causality test. Empirical findings indicates that the existence of bi-directional causality between overnight money of Islamic bank and conventional bank.*

**Keywords:** *Overnight money, Islamic bank, unit root, Granger, autoregressive*

## PENDAHULUAN

Kestabilan kadar bunga merupakan prasyarat pertumbuhan kegiatan ekonomi dalam jangka panjang. Misalnya, menurut McKinnon (1973) kadar bunga benar yang positif adalah diperlukan untuk menggalakkan agen ekonomi membuat pengumpulan baki uang benar, meningkatkan pengantara keuangan dan penyatuan pasar keuangan yang bisa menyalurkan sumber ekonomi secara tepat untuk menjana pertumbuhan ekonomi. Situasi ini dapat dicapai jika

kadar bunga domestik dibiarkan bergerak secara bebas dalam pasar tanpa campur tangan kerajaan. Bagaimanapun, pengalaman negara Malaysia telah menunjukkan liberalisasi kadar bunga sejak tahun 1978 telah menyebabkan persaingan yang hebat di kalangan lembaga keuangan dalam menawarkan kadar bunga yang kompetitif. Hal ini menyebabkan kadar bunga pinjaman dan simpanan mengalami volatiliti yang kerap terjadi dan menyulitkan proses membuat keputusan pelaburan dan menyimpan. Keadaan demikian menyebabkan Bank Negara

Malaysia (BNM) terpaksa mengubah strategi dasar moneter kepada pengendalian kadar bunga. Pengendalian kadar bunga mempunyai empat alasan atau tujuan yaitu menyalurkan dana pelaburan yang lebih efisien, memobilisasi sumber domestik secara efektif, membekalkan sumber kredit yang murah dan memastikan kestabilan makroekonomi.

Menyadari pentingnya stabilitas kadar bunga, Bank Negara Malaysia (BNM) telah mengubah strategi pelaksanaan dasar moneter negara. Strategi dasar moneter tersebut bisa dibagi ke dalam dua periode waktu. Pada periode pertama yaitu sebelum November tahun 1995, Bank Negara Malaysia (BNM) menggunakan strategi penawaran uang sebagai sasaran dasar. Dalam periode ini, BNM senantiasa memantau pertumbuhan agregat keuangan supaya sejalan dengan matlamat ekonomi yang diinginkan. Periode kedua yang berawal November 1995 hingga kini, BNM telah beralih kepada sasaran kadar bunga. Di bawah regim kadar bunga, ia bisa dipisahkan menjadi dua periode. Pertama, BNM memasukkan kadar campur tangan tiga bulan dan Nisbah Keperluan Rizab ke dalam formula pengiraan Kadar Pinjaman Asas (KPA). Ini berarti, BNM bisa mengawal KPA sektor perbankan domestik. Kedua, mulai 23 April 2004 hingga kini BNM telah memperkenalkan rangka kerja baru kadar faedah yaitu menggunakan Kadar Dasar Semalaman (*overnight policy rates*) sebagai operasi moneter yang baru. Melalui strategi ini, BNM menetapkan Kadar Dasar Semalaman (KDS) sebanyak 2,7 persen. Untuk meminimalkan volatiliti KDS, BNM menetapkan batas atas dan bawah sebanyak 25 mata asas pada

lingkungan KDS. Ini berarti, dengan KDS yang ditetapkan pada 2,7%, batas atas akan berada pada 2,95% dan batas bawah pada 2,45%. Di bawah rangka kadar faedah yang baru ini, setiap lembaga perbankan akan mengumumkan KPA masing-masing berdasarkan struktur biaya dana dan strategi perniagaan mereka. Peralihan strategi dasar keuangan kepada sasaran kadar bunga telah menyebabkan struktur kadar bunga deposit dan pinjaman menjadi lebih stabil yang dapat memberikan kesan positif perkembangan sektor pelaburan dan penggunaan domestik.

Di Malaysia, pelaksanaan dua sistem perbankan yaitu sistem perbankan Islam dan perbankan konvensional telah memoden dan mendalamkan lagi sistem keuangan negara. Situasi ini telah memberikan banyak manfaat khususnya kepada pengguna dan pelabur, sebab mereka mempunyai pilihan (bank Islam atau bank konvensional) untuk membuat urusan keuangan masing-masing. Persaingan antara bank konvensional dengan bank Islam juga semakin nyata, khususnya melalui aktivitas di pasar uang antarbank. Pasar uang antarbank menjadi tempat bagi lembaga keuangan untuk menyalurkan kelebihan dana mereka (memberikan pinjaman) atau untuk mendapatkan dana (membuat pinjaman) jika mengalami masalah likuiditas. Terdapat beberapa jenis kadar untuk aktivitas di pasar uang antarbank (bank Islam dan bank konvensional) yaitu kadar uang semalaman (*overnight money*), kadar 1 minggu, 1 bulan, 3 bulan, 6 bulan dan 12 bulan. Secara logiknya, peserta dalam pasar uang antarbank akan meminjam dari sumber yang lebih murah dan memberikan

pinjaman (melabur) kepada sumber yang lebih kompetitif. Keadaan ini sudah pasti menyebabkan pasar uang Islam dan pasar uang konvensional terpaksa bersaing sesama sendiri untuk menawarkan dana pinjaman dengan kadar yang lebih kompetitif. Bagaimanapun, sama ada kadar antarbank Islam atau kadar antarbank konvensional menjadi penentu (*leader*) atau pengikut (*follower*) merupakan persoalan empirikal yang memerlukan kajian lanjut. Justru, tujuan utama kajian ini adalah untuk meneliti secara empirikal hubungan kadar antarbank Islam dengan kadar antarbank konvensional berdasarkan kepada penggunaan data harian. Kajian ini tidak membahas hubungan semua jenis kadar bunga antarbank konvensional dengan kadar antarbank Islam. Fokus utama kajian ini hanya pada penggunaan kadar uang semalaman (*overnight money*), sebab ia merupakan instrumen yang terpenting dalam kegiatan pasar uang antarbank di Malaysia. Untuk memudahkan pembahasan, kajian ini dipilah menjadi beberapa bagian. Bagian kedua membicarakan latar belakang penelitian sebelumnya. Bagian ketiga membahas metode penelitian dan keputusan empirikal, sedangkan bagian keempat merupakan ikhtisar dan kesimpulan.

## **PENELITIAN TERDAHULU**

Kajian dalam bidang integrasi keuangan yang melibatkan struktur kadar bunga bisa dilihat dari dua sudut pandang yaitu integrasi kadar bunga domestik dan integrasi kadar bunga antarbangsa. Kajian mengenai integrasi kadar bunga domestik terutamanya di pasar uang sudah pernah dikaji secara mendalam di kebanyakan

negara maju. Misalnya, Sarno dan Thornton (2003) telah mengkaji hubungan dinamik antara kadar dana persekutuan (*federal funds rate-FF*) dengan kadar bil perbendaharaan (*treasury bill rate-TB*) di pasar uang Amerika Serikat (AS). Kajian tersebut menggunakan data harian dari tahun 1974 hingga tahun 1999. Hasil kajian menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara kedua jenis kadar bunga, dan hubungan tersebut adalah stabil di sepanjang regim dasar keuangan yang dilaksanakan sama ada pengendalian kadar bunga maupun pengendalian agregat keuangan.

Para peneliti sebelumnya memberikan alasan bahwa FF dan TB memiliki kecenderungan bergerak bersama-sama. Sebab dua variabel kadar bunga tersebut mempunyai kaitan yang rapat dengan hipotesis jangkaan. Misalnya, lihat penelitian Cook dan Hahn (1989), Goodfriend (1991), Poole (1991), Rudebusch (1995, 2001) dan Woodford (1999). Di samping itu, sejak 15 tahun yang lalu terdapat banyak kajian yang telah menggunakan kaedah ekonometrik runtut waktu (*time series*) seperti pendekatan kointegrasi dan model error correction (VEC) untuk menguji kebenaran hipotesis jangkaan terhadap struktur kadar bunga. Misalnya, lihat penelitian Engle dan Granger (1987), Stock dan Watson (1988), Campbell dan Shiller (1991), Hall et al. (1992) serta Engsted dan Tanggaard (1994). Kebanyakan hasil penelitian tersebut telah merumuskan bahwa terdapat hubungan jangka panjang antara struktur kadar bunga FF dengan TB. Penemuan kajian ini menunjukkan bahwa pergerakan kedua kadar bunga tersebut secara bersama-

sama menuju pada keseimbangan jangka panjang.

Di samping kajian integrasi kadar bunga domestik, terdapat juga beberapa kajian yang memberi tumpuan kepada integrasi kadar bunga di peringkat internasional. Misalnya, Bremnes et al. (2001) telah menggunakan kaedah kointegrasi Johansen (1988) pelbagai variabel, di samping kaedah penguraian varians dan fungsi tindak balas untuk menganalisis hubungan antara kadar bunga jangka pendek dan jangka panjang di negara AS, Jerman dan Norway. Hasil kajian menunjukkan bahwa kadar bunga negara AS signifikan mempengaruhi atau menjadi penyebab perubahan kadar bunga Jerman dan Norway. Di kalangan negara-negara Asia, Chinn dan Frankel (1995) telah mengamati pengaruh kadar bunga AS dan Jepang terhadap kadar bunga di negara Hong Kong, Malaysia, Taiwan dan Singapura. Hasil kajian menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara kadar bunga di negara Hong Kong, Malaysia dan Taiwan dengan kadar bunga negara AS dan Jepang, manakala Singapura hanya mempunyai hubungan jangka panjang dengan kadar bunga AS saja. Phylakis (1999) dalam kajiannya terhadap integrasi pasar modal di negara-negara kawasan Pasifik seperti Singapura, Malaysia, Hong Kong, Korea, Taiwan dan Jepang telah mendapati adanya hubungan jangka panjang antara pasar modal di negara-negara tersebut sejak dilaksanakan proses deregulasi. Di samping itu, terdapat juga kajian di negara-negara Asia Timur khususnya rumpun negara China seperti Taiwan, China dan Hong Kong. Misalnya, Nieh dan Yau (2004) telah mendapati adanya hubungan jangka

panjang antara kadar bunga pasar keuangan di ketiga negara tersebut. Dalam jangka pendek diperoleh hasil bahwa kadar bunga negara China secara signifikan mempengaruhi kadar bunga di Taiwan dan Hong Kong. Ini menjelaskan bahwa kadar bunga di negara China menjadi penentu, manakala kadar bunga di Taiwan dan Hong Kong menjadi pengikut.

Di Malaysia, kajian mengenai integrasi keuangan domestik dari aspek kadar bunga belum lagi dikaji dengan mendalam hingga kini. Sepengetahuan peneliti, masih belum ada kajian empirikal yang dilakukan untuk mengkaji hubungan kadar bunga antarbank konvensional dengan kadar antarbank Islam. Hal ini telah memberikan motivasi untuk menerokai isu tersebut dengan menggunakan kaedah ekonometrik runtut waktu. Kajian ini penting untuk melihat sama ada kadar antarbank konvensional menjadi penentu kepada kadar antarbank Islam atau sebaliknya. Di samping itu, kajian ini dapat dijadikan perintis kepada penelitian di masa mendatang untuk menerokai isu integrasi keuangan domestik secara lebih mendalam dengan mengambilkira semua struktur kadar bunga di pasaran keuangan.

## METODE PENELITIAN

Seperti yang telah dijelaskan sebelum ini, tujuan utama penelitian ini adalah untuk mengkaji hubungan kadar bunga antarbank konvensional (IBK) dengan kadar antarbank Islam (IBI). Variabel yang dipakai terdiri dari kadar bunga *overnight money* bank konvensional dan kadar *overnight money* Islam. Sampel data penelitian berupa data harian dari 12 Oktober 1998 hingga 10 Juni 2005 yaitu

melibatkan sebanyak 1783 cerapan. Kaedah ekonometrik runtut waktu yaitu uji unit root, model VAR dan uji kausalitas Granger diaplikasikan dalam kajian ini.

### 1. Uji Unit Root

Suatu data runtut waktu dikatakan non-stationer jika min dan varian data runtut waktu tersebut bergantung kepada waktu (*time-dependent*). Sebaliknya, sesuatu data runtut waktu dikatakan stasioner jika min dan variannya adalah malar melalui waktu (*time-independent*). Nelson dan Plosser (1982) berpendapat bahwa kebanyakan variabel ekonomi termasuk variabel keuangan bisa dikategorikan sebagai non stasioner. Gordon (1995) juga berpendapat bahwa kebanyakan data runtut waktu ekonomi adalah non-stationer dan hanya mencapai stasioner pada tahap perbezaan pertama (*first differences*) atau yang lebih tinggi lagi. Ada beberapa jenis uji yang seringkali digunakan oleh para peneliti terdahulu dalam menentukan stasioneritas setiap data runtut waktu yaitu uji 'Augmented Dickey Fuller' (ADF) yang diperkenalkan oleh Said dan Dickey (1984). Kaedah ADF ini dijalankan dengan menggunakan persamaan-persamaan seperti di bawah.

Regresi tanpa trend:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \dots(1)$$

Regresi dengan trend:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 T + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \dots(2)$$

dimana:

$\Delta Y_t$  ialah pembedaan pertama ( $Y_t - Y_{t-1}$ ) untuk runtut waktu  $Y_t$ ,

Parameter  $\beta_0$  ialah pintasan,

$\varepsilon_{1t}$  dan  $\varepsilon_{2t}$  ialah error term,

T ialah waktu atau variabel trend dan

k ialah panjangnya lag waktu.

Uji ADF memerlukan nilai k yang optimum ditentukan terlebih dahulu. Untuk itu, nilai k yang optimum akan ditentukan dengan menggunakan kaedah 'Akaike Information Criteria' (AIC) yang dicadangkan oleh Akaike (1977).

Hipotesis yang terlibat dalam uji ini ialah  $H_0: \beta_1 = 0$  (non stasioner) melawan  $H_0: \beta_1 < 0$  (stasioner), dimana penolakan dan penerimaan hipotesis ditentukan dengan membandingkan nilai mutlak statistik uji dan nilai mutlak kritikal. Sekiranya nilai mutlak statistik uji yaitu  $|\hat{\tau}_\mu|$  (regresi tanpa trend) atau  $|\hat{\tau}_\tau|$  (regresi dengan trend) lebih besar daripada nilai mutlak kritikal masing-masing, pada kadar signifikansi  $\alpha$  tertentu, maka parameter ini adalah signifikan. Ini berarti data runtut waktu Y adalah stasioner pada peringkat paras. Sebaliknya, sekiranya nilai mutlak statistik uji lebih kecil daripada nilai mutlak kritikalnya, pada kadar signifikansi  $\alpha$  tertentu, maka parameter  $\beta_1$  adalah tidak signifikan yang berarti data runtut waktu Y adalah non stasioner pada peringkat paras. Oleh karena itu, data runtut waktu Y perlu dibedakan sekali dan uji di atas akan dilakukan semula dengan peringkat pembedaan pertama. Nilai kritikal yang dimaksudkan bagi uji ini diperoleh dari Fuller (1976).

Stasioneritas runtut waktu adalah berkaitan erat dengan derajat integrasinya. Pada umumnya, jika runtut waktu  $Y_t$  dibedakan sebanyak  $d$  kali sebelum dirinya mencapai tahap stasioneritas maka runtut waktu  $Y_t$  adalah berintegrasi pada derajat  $d$  yaitu  $Y_t \sim I(d)$ . Ini bermakna, jika runtut waktu  $Y_t$  stasioner pada peringkat paras, maka runtut waktu ini dikatakan berintegrasi pada peringkat paras yaitu  $Y_t \sim I(0)$ . Seterusnya, jika sesuatu runtut waktu itu hanya mencapai stasioneritas setelah dibedakan sekali saja, maka ia dikatakan berintegrasi pada derajat pertama (*integrated of order one*) yaitu  $Y_t \sim I(1)$ .

Hasil uji unit root kaedah PP dan ADF ditunjukkan pada tabel 1. Berdasarkan tabel 1, didapati kedua instrumen pasar uang antarbank sama ada IBI (kadar uang semalaman bank Islam) atau IBK (kadar uang semalaman bank konvensional) mencapai stasioner atau berintegrasi pada bentuk paras atau  $I(0)$ . Oleh karena kedua variabel IBK dan IBI stasioner pada peringkat paras atau  $I(0)$ , maka uji kointegrasi tidak perlu dilakukan. Ini karena menurut Engle-Granger (1987) dan Johansen (1988) bahwa uji kointegrasi hanya bisa dijalankan terhadap variabel runtut waktu yang non stasioner pada peringkat paras atau  $I(0)$ . Ini disebabkan

kointegrasi merujuk kepada kombinasi linear variabel yang non stasioner (Enders, 2004).

## 2. Model Tradisional Vektor Autoregresif (VAR)

Disebabkan kedua kadar antarbank stasioner pada derajat integrasi yang sama yaitu pada peringkat paras atau  $I(0)$ , maka uji selanjutnya hanya bisa dilakukan dengan menggunakan pendekatan model VAR (*vector autoregressive*) tradisional dan uji kausalitas Granger biasa. Persamaan VAR ditulis seperti berikut:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B \Omega_t + \epsilon_t \dots (3)$$

dimana:

$y_t$  adalah vektor  $k$  bagi variabel endogenous,

$\Omega_t$  adalah vektor  $d$  bagi variabel eksogenous,

$A_1, \dots, A_p$  dan  $B$  adalah matriks koefisien yang dianggarkan dan

$\epsilon_t$  pula adalah vektor inovasi.

Hasil uji VAR seperti yang ditunjukkan oleh Tabel 2 membuktikan bahwa IBR dan IBI saling pengaruhi secara positif dan signifikan di antara satu sama lain.

**Tabel 1. Hasil Uji Unit Root Philip-Perron (PP) dan Augmented Dickey Fuller(ADF)**

Variabel	Jenis Uji	
	PP	ADF
Bentuk Paras		
Kadar uang semalaman bank Islam (IBI)	-3.0613**	-3.1095**
Kadar uang semalaman bank konvensional (IBK)	-5.0329*	-5.2365*

Nota : Model dijana oleh lat 1 dan pintasan serta tiada tren.

\* Signifikan pada aras keertian 1%

\*\* Signifikan pada aras keertian 5%

**Tabel 2. Keputusan Uji Model Vektor Autoregresif (VAR)**

Variabel Bebas	Variabel Bersandar	
	IBI	IBK
IBI (-1)	0.912089 (0.00806) <b>(113.216)***</b>	0.182039 (0.01918) <b>(9.48963)***</b>
IBK (-1)	0.066231 (0.00631) <b>(10.4894)***</b>	0.838819 (0.01503) <b>(55.7920)***</b>
C	0.055172 (0.00816) <b>(6.75866)***</b>	-0.047645 (0.01944) <b>(-2.45117)***</b>
R <sup>2</sup> terselaras	0.988017	0.958065
Statistik-F	73424.71	20345.73
Durbin-Watson	1.786065	2.087160

Nota : Uji VAR ini dilakukan dengan lat 1. Nilai dalam kurungan merujuk kepada nilai ralat piawai. Nilai dalam kurungan yang ditebalkan (bold) dan dimiringkan (italic) pula merujuk kepada nilai statistik-t. \*\*\*signifikan pada aras keertian 1 persen

Hasil kajian menunjukkan jika terjadi kenaikan 1 persen dalam IBK, maka IBI akan meningkat sebanyak 0.066 persen. Nilai R<sup>2</sup> sebanyak 0.988 menunjukkan 98.8 persen perubahan dalam IBI berupaya diterangkan oleh lat IBK dan lat IBI itu sendiri. Nilai statistik Durbin-Watson juga membuktikan tidak adanya masalah autokorelasi dalam model tersebut. Sebaliknya, bagi IBK jika terjadi kenaikan 1 persen dalam IBI, maka IBK akan meningkat sebanyak 0.182 persen. Nilai R<sup>2</sup> sebanyak 0.958 juga menunjukkan sebanyak 95.8 persen perubahan dalam IBK berupaya diterangkan oleh lat IBI dan lat IBK itu sendiri. Nilai statistik Durbin-Watson yang mendekati 2, juga membuktikan tidak ada masalah autokorelasi bagi model tersebut.

### 3. Uji Kausalitas Granger

Menurut Granger (1969), sesuatu variabel Y itu dikatakan sebagai penyebab

Granger kepada variabel X, jika maklumat-maklumat lepas variabel Y adalah signifikan dalam membuat peramalan ke atas nilai X. Sekiranya kedua-dua variabel X dan Y adalah berintegrasi pada bentuk paras atau I(0), maka uji kausalitas Granger tradisional adalah masih sah digunakan. Oleh yang demikian, uji kausalitas Granger biasa yang akan digunakan adalah seperti berikut;

$$IBK_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} IBK_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_{1i} IBI_{t-i} + v_{1t} \quad \dots(4)$$

$$IBI_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^n \delta_{2i} IBK_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_{2i} IBI_{t-i} + v_{2t} \quad \dots(5)$$

Uji kausalitas Granger ini hanya dapat menentukan hubungan sebab akibat jangka pendek saja. Ini dapat diukur melalui uji wald (statistik F) pada

sekumpulan koefisien  $\phi_{1i}$  dalam persamaan (4) dan sekumpulan koefisien  $\delta_{2i}$  dalam persamaan (5). Hipotesis yang dipakai mengukur kausalitas Granger jangka pendek adalah seperti berikut;

$$H_0 : \varphi_{11} = \varphi_{12} = \dots = \varphi_{1n} = 0$$

$$H_1 : \varphi_{11} = \varphi_{12} = \dots = \varphi_{1n} \neq 0$$

dan

$$H_0 : \delta_{21} = \delta_{22} = \dots = \delta_{2n} = 0$$

$$H_1 : \delta_{21} = \delta_{22} = \dots = \delta_{2n} \neq 0$$

Untuk melihat arah hubungan kausalitas tersebut, nilai p bagi statistik F akan digunakan untuk menolak atau menerima hipotesis pada kadar signifikansi 5 persen atau 10 persen. Jika nilai p ini lebih kecil daripada kadar signifikansi, maka hipotesis nol akan ditolak dan sekiranya nilai p lebih besar daripada kadar signifikansi, maka hipotesis nol akan gagal ditolak. Penolakan

$$H_0 : \varphi_{11} = \varphi_{12} = \dots = \varphi_{1n} = 0$$

bermaksud IBI adalah penyebab Granger jangka pendek kepada IBK, manakala penolakan

$$H_0 : \delta_{21} = \delta_{22} = \dots = \delta_{2n} = 0$$

juga membawa maksud IBK adalah penyebab Granger jangka pendek kepada IBI. Kesan positif ataupun negatif dapat

diperoleh dengan menjumlahkan koefisien dalam persamaan (4) dan (5). Jika  $\sum_{i=1}^n \phi_{1i}$  menghasilkan nilai negatif, maka IBI memberikan kesan negatif terhadap IBK dan sebaliknya. Jika  $\sum_{i=1}^n \delta_{2i}$  menghasilkan nilai positif, maka IBK memberikan kesan positif terhadap IBI dan sebaliknya.

Keputusan uji kausalitas Granger ditunjukkan pada Tabel 3. Hasil penelitian menunjukkan bahwa kedua variabel kadar *overnight money* (IBK dan IBI) saling mempengaruhi antara satu sama lain atau dengan perkataan lain ada hubungan arah kausalitas dua hal antara IBK dengan IBI. Ini dapat dilihat apabila nilai p bagi kedua hipotesis nol adalah signifikan pada kadar signifikansi  $\alpha = 1$  persen. Maka, dalam hal ini kita terpaksa menolak kedua hipotesis nol tersebut. Penolakan hipotesis nol tersebut berarti, IBK adalah penyebab Granger kepada IBI, manakala IBI juga adalah penyebab Granger kepada IBK.

## SIMPULAN

Tujuan utama kajian ini adalah untuk meneliti hubungan antara kadar *overnight money* bank konvensional (IBK) dengan kadar *overnight money* bank Islam (IBI). Kajian ini penting untuk menunjukkan sama ada bank konvensional atau bank Islam menjadi penentu atau pengikut dalam pasar uang antarbank. Kaedah

**Tabel 3. Keputusan Uji Kausalitas Granger**

Hipotesis Nol	Statistik-F	Probabilitas (p)
IBK bukan penyebab Granger kepada IBI	110.027	0.00000***
IBI bukan penyebab Granger kepada IBK	90.0532	0.00000***

Nota: \*\*\* signifikan pada  $\alpha = 1\%$



ekonometrik runtut waktu seperti uji unit root, model tradisional VAR dan uji kausalitas Granger telah diaplikasikan dalam kajian ini. Hasil penelitian menunjukkan bahwa variabel IBK dan IBI mencapai stasioner peringkat paras atau  $I(0)$ . Ini menunjukkan uji kointegrasi tidak perlu dilakukan. Keputusan uji VAR dan uji kausalitas Granger menunjukkan bahwa kedua variabel *overnight money* adalah saling mempengaruhi antara satu sama lain dalam jangka pendek. Hal ini berarti ada hubungan kausalitas dua arah (*bi-directional causality*) antara IBK dengan IBI.

Penemuan kajian ini memberikan beberapa implikasi pada aktivitas di pasar uang antarbank dan dasar moneter negara. Pertama, disebabkan IBK (*overnight money* bank konvensional) dan IBI (*overnight money* bank Islam) saling mempengaruhi antara satu sama lain, maka dalam jangka pendek peserta pasar bisa membuat pilihan sama ada meminjam di IBK atau IBI. Ini disebabkan kadar *overnight money* di kedua lembaga tersebut saling bergantung satu sama lain dalam jangka pendek. Kedua, di pihak lembaga keuangan (bank Islam dan bank konvensional) akan mewujudkan persaingan yang sehat dalam menawarkan dana (memberi pinjaman) melalui aktivitas pasar uang antarbank. Ini disebabkan tiada lembaga keuangan manapun yang dominan atau menjadi penentu dalam pasar uang antarbank. Persaingan yang sehat ini sudah pasti memajukan lagi perdagangan di pasar uang antarbank khususnya kepada instrumen *overnight money*. Ketiga, saling mempengaruhi antara IBK dengan IBI cenderung menyebabkan volatiliti kadar *overnight money*. Volatiliti yang terus

menerus perlu diatasi supaya aktiviti pasar uang antarbank berada pada kondisi stabil. Justru, di pihak BNM peralihan kepada strategi menggunakan Kadar Dasar Semalaman (KDS) sebagai operasi moneter yang baru mulai 23 April 2004 merupakan suatu langkah pragmatik. Ini disebabkan operasi *overnight money* sama ada secara Islam atau konvensional semakin bertambah dengan begitu pesat sekali. Maka, dalam hal ini pengendalian KDS akan dapat mempengaruhi kestabilan struktur kadar bunga yang lain, di samping berupaya mempengaruhi likuiditas sistem perbankan. Tambahan lagi, persaingan antara bank konvensional dengan bank Islam dijangka akan memajukan lagi perdagangan di pasar uang antarbank. Justeru, pengendalian terhadap KDS akan dapat memastikan kestabilan IBK dan IBI supaya kedua sistem perbankan tersebut bersama-sama mendapat manfaat melalui aktivitas di pasar uang antarbank.

## DAFTAR PUSTAKA

- Akaike, H. (1977). On Entropy Maximization Principle. In P. R. Krisniah (1977). *Application of Statistics*. North-Holland Amsterdam.
- Bremnes, H., Oystein, G., & Frode, S. 2001. Linkage among Interest Rates in the United States, Germany and Norway. *Scandinavian Journal of Economics*, 103(1), 127-145.
- Campbell, J.Y., & Shiller, R.J. 1991. Yield Spreads and Interest Rates Movement: A Bird's Eye View. *Review of Economic Studies*, 58, 495-514.
- Chinn, M.D., & Frankel, J.A. 1995. Who Drives Real Interest Rates around the Pacific Rim: The USA or Japan?

- Journal of International Money and Finance*, 14(6), 801-822.
- Cook, T & Hahn, T. 1989. The Effect of Change in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics*, 24, 331-352.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*. New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Engsted, T & Tanggaard, C. 1994. Cointegration and the US term structure. *Journal of Banking and Finance*, 18, 167-181.
- Engle, R. F. & Granger. C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley and Sons.
- Goodfriend, M. 1991. Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 34, 7-30.
- Gordon, D. V. (1995). Optimal Length in Estimating Dickey-Fuller Statistics: an Empirical Note. *Applied Economics Letters*, 2, 188-190.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Hall, A.D, Anderson, H.M & Granger, C.W.J. 1992. A Cointegration Analysis of Treasury Bill Yields. *Review of Economics and Statistics*, 74, 116-126.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic Control*, 12, 231-254.
- McKinnon, R.(1973). Money and Capital in Economic Development. Washington DC: Brookings Institutions.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication, *Journal of Monetary Economic*, 139-162.
- Nieh, C-C & Yau, H-Y. 2004. Time Series Analysis for the Interest Rates Relationship among China, Hong Kong, and Taiwan Money Markets. *Journal of Asian Economics*, 15, 171-188.
- Phylaktis, K. 1999. Capital Market Integration in the Pacific Basin Region: An Impulse Response Analysis. *Journal of International Money and Finance*, 18, 267-287.
- Poole, W. 1991. Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy: A Comment. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 34, 31-39.
- Rudebusch, G.D. 1995. Federal Reserve Interest Rates, Targeting Rational Expectations, and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics*, 35, 245-274.
- Rudebusch, G.D. 2001. Term Structure Evidence on Interest Rates Smoothing and Monetary Policy Inertia. Federal Reserve Bank of San Fransisco, Mimeo.
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*, 71, 599–607.
- Sarno, L. & Thornton, D.L. 2003. The Dynamic Relationship between the Federal Funds Rate and the Treasury Bill Rate: An Empirical Investigation.

- Journal of Banking & Finance*, 27, 1079-1110.
- Stock, J. H & Watson, M.W. 1988. Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097-1107.
- Woodford, M. 1999. Optimal Monetary Policy Inertia: The Manchester School 67 (Supplement), 1-35.