

# TERM STRUCTURE OF INTEREST RATE: MAMPUKAH MENGINFORMASIKAN INFLASI DI INDONESIA

Oleh

SARTISA 6604010286

#### **TESIS**

Diajukan sebagai salah satu syarat guna memperoleh gelar

Magister Sains Ekonomi

Pada Program Studi Ilmu Ekonomi

Program Pascasarjana Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia

Depok, 2008

#### **PERSETUJUAN TESIS**

Nama

: Sartisa

N.P.M

: 6604010286

Kekhususan

: Ekonomi Moneter

Judul Tesis

: Term Structure of Interest Rate : Mampukah Menginformasikan

Inflasi di Indonesia

Depok, 4 Januari 2008

Pembimbing Tesis,

Penguji Tesis,

Dr. Mahyus Ekananda

Dr. Eugenia Mardanugraha

- Applial

Ketua Penguji / Ketua Program

Dr. Arindra A. Zainat

#### ABSTRAK TESIS

## TERM STRUCTURE OF INTEREST RATE: MAMPUKAH MENGINFORMASIKAN INFLASI DI INDONESIA

#### SARTISA 6604010286

Program Studi Ilmu Ekonomi Pascasarjana Fakultas Ekonomi Universitas Indonesai

Klasifikasi JEL: E43, E31, D84

Kata Kunci: Inflasi, Term Structure, Error Correction Model (ECM)

Seiring dengan membaiknya kondisi perekonomian Indonesia, perdagangan obligasi pemerintah atau Surat Utang Negara (SUN) mulai berkembang pesat. Berdasarkan informasi yang dikeluarkan oleh Bursa Efek Surabaya, pada tahun 2006 terdapat penambahan 7 (tujuh) seri obligasi pemerintah sehingga sampai dengan saat ini jumlah seri keseluruhannya mencapai 56 seri, dengan nilai nominal Rp 418,75 triliun, meningkat 4,72 % dibandingkan dengan nilai nominal pada tahun 2005, sebesar Rp 399,86 triliun. Dari informasi tersebut diatas, terlihat bahwa pasar obligasi di Indonesia mengalami perkembangan yang cukup baik. Sejalan dengan perkembangan pasar obligasi yang semakin marak tersebut, para pemain di bursa membutuhkan suatu acuan atau benchmark dalam menentukan arah pergerakan pasar. Alat yang dapat dijadikan benchmark di pasar obligasi tersebut biasa disebut dengan yield curve.

Melihat perkembangan pasar obligasi di Indonesia dan mulai banyaknya penelitian mengenai metode pembentukan yield curve / term structure yang dijadikan sebagai benchmark dalam menentukan arah pergerakan pasar, membuat ketertarikan penulis untuk melihat penggunaan term structure sebagai indikator dalam perekonomian di Indonesia. Permasalahan yang ingin dilihat oleh penulis adalah apakah term structure dari obligasi pemerintah ini dapat memberikan informasi mengenai inflasi di Indonesia

Metode estimasi yang dilakukan dalam penelitian ini adalah dengan menggunakan model regresi dan untuk melihat keseimbangan jangka pendek dilakukan dengan menggunakan model koreksi kesalahan (Error Correction Model / ECM).

#### KATA PENGANTAR

Dengan menyebut nama Allah Yang Maha Pengasih lagi Maha Penyayang

Alhamdulillah, atas berkat, rahmat dan ijin Allah SWT, akhirnya tesis ini yang merupakan syarat kelulusan studi di Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi Universitas Indonesia dapat terselesaikan. Tesis ini masih jauh dari sempurna dan masih banyak yang dapat dikembangkan lagi demi memperkaya ilmu pengetahuan yang ada.

Selesainya pembuatan tesis ini tidak terlepas dari bantuan dan dukungan serta doa dari orang-orang di sekitar penulis. Oleh karena itu, penulis mengucapkan banyak terima kasih kepada :

- Kedua orang tua, papi R. Tampubolon dan mami Suami, atas segala doa yang tidak pernah putus dan henti serta dukungan dan bantuan adik tercinta, Murlania Tampubolon dan abang Darlim Tampubolon.
- 2. Bpk Dr. Mahyus Ekananda, selaku pembimbing tesis
- 3. Bpk Dr. Has Tampubolon, atas diskusi dan arahannya.
- Bpk Dr. Arindra A. Zainal, selaku Ketua Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi dan dosen penguji, atas arahan, masukkan dan kesempatan untuk dapat menuntut ilmu di Program Pascasarjana ini.
- 5. Ibu Dr. Eugenia Mardanugraha, selaku penguji tesis, atas arahan dan masukkannya.
- 6. Bpk Triono Widodo, Direktur Direktorat Statistik Ekonomi Moneter Bank Indonesia dan Bpk Nurcholish, atas bantuan, arahan dan informasi yang berguna dalam pembuatan tesis ini.
- Taufik Hidayat MSE, Agni Alam Awirya MSE, Luhur Fajar Martha MSE atas bantuannya dalam memahami ekonometrik, teori-teori tesis ini serta buku, jurnal dan data yang diberikan.
- 8. Teman-teman di Pascasarjana, Andhika, mas Santoso, pak Joko, pak Eko, mbak Tunik, Ibnu, Dody, dan lainnya.

- 9. Teman-teman di PT Bank Mandiri (Persero) Tbk. (Economic Financial Research Group / Office of Chief Economist, Mandiri Sekuritas, Change Management Office, Micro Business Group): Nina Anggraeni, Priyanto S, Dian Ayu, Nadia Kusuma D, Sylvia Aziz, Ayatullah, Eric Sugandi, Mas Handy, Mas Donsyah, Sofi, Ibu Tuti, kang Edwin, Bpk Ahmad Wahyudi, Ibu Prima, Bpk Denny Admiral N., Bpk Anang Rachmadi, Abang Richard L. Sibuea, Murni yanti, Harmayanti, mas Roellis Prasetyo, Wenry, mbak Fitri, tim LOS Micro Business dan lainnya yang tidak dapat penulis sebutkan satu per satu.
- 10. Staff Pascasarjana Ilmu Ekonomi, mbak Mirna, mas Adi, mbak Mila, mbak Yati, pak Wasdi, mas Wahyu, mas Daus dan lainnya.

Dan kepada semua orang yang tidak dapat penulis sebutkan namanya satu per satu yang turut membantu dalam kelancaran studi penulis di Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi Universitas Indonesia serta rekan-rekan yang banyak memberikan inspirasi.

Depok, awal Januari 2008 yang cerah

Sartisa

## **DAFTAR ISI**

ABSTF	RAK	i
KATA	PENGANTAR	ii
DAFTA	AR ISI	iv
DAFTAR TABEL		vii
DAFTA	AR GAMBAR	viii
BAB I	PENDAHULUAN	
	1.1. Latar Belakang	1
	1.2. Perumusan Masalah	5
	1.3. Tujuan Penelitian	5
	1.4. Hipotesis penelitian	6
	1.5. Sistematika penulisan	6
BAB II	TINJAUAN LITERATUR	
	2.1. Tinjauan Teoritis	7
	2.1.1. Pasar obligasi atau Surat Utang Negara (SUN)	7
	2.1.2. Yield Curve	10
	2.1.3. Teori Hubungan Tingkat Suku Bunga dengan Waktu	
	Jatuh Tempo	13
	2.1.4. Spread dari Yield Curve	17
	2.1.5. Ekspektasi Inflasi	19
	2.1.6. Teori dan Pendekatan Pengukuran Ekspektasi Inflasi	22
	2.1.6.1 Teori Ekspektasi Inflasi dengan Term Structure	22

2.1.6.2. Real Return	27
2.1.6.3 Ekspektasi Inflasi dengan Menggunakan	
Metode Survey	30
2.2. Tinjauan Studi Terdahulu	34
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	
3.1. Spesifikasi Model	37
3.2. Sumber Data	38
3.3. Variabel yang Digunakan	39
3.3.1. Obligasi Pemerintah Indonesia	39
3.3.2. Tingkat Suku Bunga SBI	42
3.3.3. Consumer Price Index (CPI)	42
3.4. Metode Analisis	43
3.4.1 Metode Bootstraping	43
3.4.2 Uji Akar Unit	46
3.4.3. Uji Kointegrasi	48
3.4.4. Model Koreksi Kesalahan	50
3.5. Keterbatasan Penelitian	52
BAB IV HASIL ANALISA	
4.1. Analisa Deskriptif	53
4.2. Analisa Hasil Uji Data	56
4.2.1. Uji Stationaritas spread inflasi dan suku bunga	56
4.2.2. Regressi antara Spread Suku Bunga dan Spread Inflasi	59
4.2.3. Hasil Uji Kointegrasi	61

	4.2.4. Error Correction Model dari Spread Inflasi	67
BAB V	KESIMPULAN DAN SARAN	
	5.1. Kesimpulan	73
	5.2. Saran	74
DAFTA	IR PUSTAKA	75
LAMPI	RAN	78

## DAFTAR TABEL

Tabel 3.1. Obligasi Pemerintah Indonesia -Fixed Rate	40		
Tabel 4.1. Hasil Unit Root Test Spread Inflasi	57		
Tabel 4.2 Hasil Unit Root Test Spread Interest Rate	58		
Tabel 4.3. Hasil Regresi Spread Inflasi dengan Spread Tingkat Suku Bunga	59		
Tabel 4.4. Hasil Regresi Spread inflasi dan spread Tingkat suku bunga			
dengan model (10th - 7th), (9th - 1 mo) dan (9th - 3mo)	60		
Tabel 4.5. Hasil Uji Kointegrasi Persamaan residual Model (10th – 7th)	62		
Tabel 4.6. Hasil Uji Kointegrasi Persamaan residual Model (9th – 1m)	62		
Tabel 4.7. Hasil Uji Kointegrasi Persamaan residual Model (9th – 3m)	63		
Tabel 4.8. Wald Test Spread 10 tahun dengan 7 tahun	65		
Tabel 4.9. Wald Test Spread Tingkat Suku Bunga Obligasi 9 tahun dengan			
SBI 1 bulan	66		
Tabel 4.10. Wald Test Spread Tingkat Suku Bunga Obligasi 9 tahun dengan			
SBI 3 bulan	67		
Tabel 4.11.Error Correction Model untuk Spread 10 tahun dengan 7 tahun	68		
Tabel 4.12. Error Correction Model untuk Spread 9 tahun dengan 1 bulan	70		
Tabel 4.13 Error Correction Model untuk Spread 9 tahun dengan 3 bulan	71		

## DAFTAR GAMBAR

Gambar 1.1. Perkembangan Volume dan Frekuensi Obligasi Pemerintah	2
Gambar 1.2 Kepemilikan Surat Utang Negara	3
Gambar 1.3 Kepemilikan SUN oleh Asing dan Country Risk Indonesia	4
Gambar 2.1 Bentuk Yield Curve	13
Gambar 3.1. Ilustrasi Mekanisme Error Correction	52
Gambar 4.1 Estimasi Yield Curve tahun 2003 - 2006	53
Gambar 4.2 Inflasi (YoY) periode 2003 – 1Q:2007	54

#### BAB I

#### PENDAHULUAN

#### 1.1. Latar Belakang

Krisis yang dimulai pada pertengahan tahun 1997 di Thailand sebagai akibat hilangnya kepercayaan para investor barat terhadap keamanan di Asia menimbulkan kegoncangan baik di pasar uang maupun bursa saham. Salah satu negara yang terimbas akibat krisis tersebut adalah Indonesia. Nilai tukar rupiah mengalami gejolak akibat adanya pembelian US Dollar secara besar-besaran. Dana nasabah pun mulai ditarik secara besar-besaran dari bank dan arus dana yang keluar dari dalam negeri tidak terbendung dan menimbulkan kesulitan likuiditas perbankan nasional sehingga kepercayaan masyarakat terhadap perbankan nasional pun menurun. Kondisi tersebut diperparah dengan adanya penutupan beberapa bank pada akhir tahun 1997.

Awal tahun 1998 terjadi kenaikan harga barang yang luar biasa di Indonesia. Kegiatan ekonomi tersendat, pemutusan hubungan kerja mulai meningkat sehingga tingkat penggangguran semakin tinggi dan disusul terjadinya kerusuhan masal dibeberapa daerah.

Kegoncangan tersebut menimbulkan tekanan yang berat bagi perbankan nasional yang membutuhkan likuiditas. Pada saat itu, peminjaman antar bank tidak lagi memungkinkan karena bank lain pun sedang mengalami kesulitan likuiditas yang sama. Kemungkinan untuk meminjam bantuan dari luar negeri sangat tidak mungkin pada situasi tersebut. Sumber likuiditas yang memungkinkan hanyalah bantuan dari bank sentral. Bantuan likuiditas yang diberikan pada keadaan darurat ini dikenal dengan Bantuan Likuiditas Bank Indonesia (BLBI).

Selain itu, kebijakan lainnya untuk mendukung perbankan dalam mengatasi masa krisis adalah dengan adanya pengucuran dana rekapitalisasi perbankan. Kebijakan ini diambil untuk membantu menormalkan kembali perbankan setelah terjadinya penutupan bank. Pulihnya kembali fungsi perbankan pada saat itu dipandang perlu guna memulihkan perekonomian nasional. Pemerintah secara proaktif memberikan suntikan

dana kepada perbankan yang kurang memenuhi rasio kecukupan modal minimal melalui penerbitan obligasi pemerintah yang dikenal dengan recap bonds. Sebagaimana obligasi pada umumnya, recap bonds merupakan instrumen pasar modal yang dapat diperdagangkan. Perdagangan obligasi ini di pasar sekunder cukup menarik minat para investor yang biasa berinvestasi pada instrumen obligasi. Alasan utamanya adalah tingkat pengembalian investasi (yield) yang cukup tinggi sementara sebagai efek yang diterbitkan oleh pemerintah secara teoritis tidak beresiko.

Seiring dengan membaiknya kondisi perekonomian Indonesia, perdagangan obligasi pemerintah atau Surat Utang Negara (SUN) mulai berkembang pesat. Pada tahun 2005 penerbitan obligasi senilai Rp 685.23 triliun, dimana Rp 641.73 triliun merupakan obligasi pemerintah. Sementara itu pada tahun 2006 volume perdagangan obligasi pemerintah tercatat mengalami peningkatan sebesar 15.43% (Rp 99.03 triliun) dibanding tahun sebelumnya yang volumenya Rp 641.73 triliun menjadi Rp 740.75 triliun. Sedangkan frekuensi transaksi juga mengalami peningkatan dari sebanyak 31,683 kali transaksi menjadi 35,659 kali atau meningkat sebesar 12.5%. Sedangkan nilai rata-rata harian transaksi meningkat dari Rp 2.71 triliun per hari menjadi Rp 3.09 triliun per hari atau meningkat sebesar 13.90%.

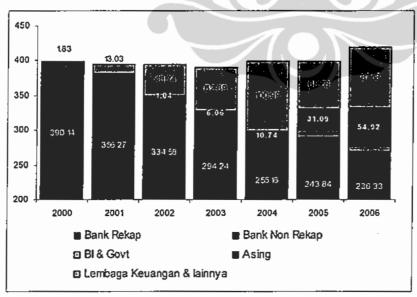
100,000 5,000 Frekuensi Valume (Rp Mn) 80.000 4.000 60,000 3,000 40,000 2,000 20,000 1000 2000 2001 2002 2003 2004 2005 2006 87,308 Volume : 4,149 5.343 14,186 30,654 48.043 26.997 Frekuensi: 132 396 2,642 1065 3.915 861

Gambar 1.1 Perkembangan Volume dan Frekuensi Obligasi Pemerintah

Sumber: Bursa Efek Surabaya

Berdasarkan informasi yang dikeluarkan oleh Bursa Efek Surabaya, pada tahun 2006 terdapat penambahan 7 (tujuh) seri obligasi pemerintah sehingga sampai dengan saat ini jumlah seri keseluruhannya mencapai 56 seri, dengan nilai nominal Rp 418,75 triliun, meningkat 4,72 % dibandingkan dengan nilai nominal pada tahun 2005, sebesar Rp 399,86 triliun. Dari informasi tersebut diatas, terlihat bahwa pasar obligasi di Indonesia mengalami perkembangan yang cukup baik.

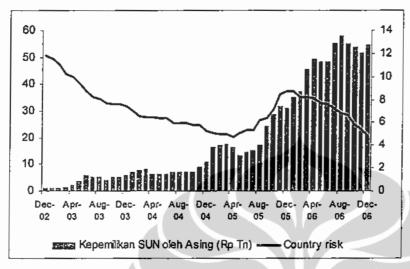
Kepemilikan obligasi pemerintah tersebut sebagian besar masih didominasi oleh Bank-bank rekap, namun jumlahnya semakin menurun dari tahun ke tahun. Jika pada Desember tahun 2000 sebesar Rp 390.14 triliun, maka pada tahun 2006 menjadi sebesar Rp 236.33 triliun. Sementara itu kepemilikan obligasi oleh lembaga keuangan meningkat dari Rp 68.58 triliun pada tahun 2005 menjadi Rp 87.18 triliun. Pemain asing pun sudah mulai berani meningkatkan kepemilikannya di pasar obligasi domestik, sejalan dengan semakin menurunnya country risk Indonesia sejak tahun 2006. Kepemilikan SUN domestik oleh asing mengalami peningkatan dari Rp 1.04 Tn pada tahun 2002 menjadi Rp 54.92Tn pada akhir 2006 (atau meningkat 51.8%), sementara tingkat country risk Indonesia pada tahun 2002 sebesar 11.84 dan pada tahun 2006 telah turun menjadi sebesar 4.8.



Gambar 1.2. Kepemilikan Surat Utang Negara

Sumber: DMO

Gambar. 1.3 Kepemilikan SUN oleh Asing dan Country Risk Indonesia



Sumber: DMO dan ICRG

Sejalan dengan meningkatnya pasar obligasi pemerintah, obligasi korporasi pun turut berkembang. Selama tahun 2006 menurut laporan Bursa Efek Surabaya, perkembangan pasar obligasi korporasi dari sisi volume mengalami peningkatan sebesar 26.42% dibandingkan tahun sebelumnya dari Rp 26.83 triliun menjadi Rp Rp 33.92 triliun. Namun jika dibandingkan dengan tahun sebelumnya, presentase peningkatan volume perdagangan yang terjadi tahun 2006 lebih rendah dari tahun 2005, dimana pada tahun 2005 presentase peningkatan volume perdagangan sebesar 51.5%. Nilai rata-rata harian transaksi selama tahun 2006 meningkat dari Rp 110.4 miliar per hari menjadi Rp 139.55 miliar per hari. Bursa juga mencatat bahwa selama tahun 2006 terdapat sebanyak 101 emiten dari 9 sektor industri dengan total jumlah 236 seri obligasi dalam denominasi Rupiah senilai Rp 61.51 triliun dan 2 seri dalam denominasi Dollar AS senilai US\$ 105 juta. Jumlah tersebut meningkat 6.5% dalam nilai obligasi denominasi rupiah tahun sebelumnya.

Sejalan dengan perkembangan pasar obligasi yang semakin marak tersebut, para pemain di bursa membutuhkan suatu acuan atau benchmark dalam menentukan arah pergerakan pasar. Alat yang dapat dijadikan benchmark di pasar obligasi tersebut biasa

disebut dengan yield curve. Pemodelan yield curve di Indonesia belakangan ini sudah mulai berkembang seiring dengan perkembangan obligasi. Saat ini yield curve obligasi pemerintah telah dikeluarkan oleh Bursa Efek Surabaya (BES) dan BLOOMBERG.

Selain digunakan sebagai acuan dalam menentukan transaksi obligasi di lantai bursa, beberapa peneliti berpendapat bahwa yield curve dapat juga digunakan sebagai alat untuk memprediksi tingkat inflasi. Oleh karenanya, penelitian ini akan membahas mengenai penggunaan yield curve untuk menentukan tingkat inflasi di Indonesia.

#### 1.2. Perumusan Masalah

Mengingat semakin maraknya pasar obligasi di Indonesia dan mulai banyaknya penelitian mengenai metode pembentukan yield curve / Term Structure yang dijadikan sebagai benchmark dalam menentukan arah pergerakan pasar, membuat ketertarikan penulis untuk melihat penggunaan Term Structure sebagai indikator dalam perekonomian di Indonesia. Permasalahan yang ingin dilihat oleh penulis adalah apakah Term Structure dari obligasi pemerintah ini dapat memberikan informasi mengenai ekspektasi tingkat inflasi di Indonesia.

#### 1.3. Tujuan Penelitian

Tujuan yang hendak dicapai melalui studi ini adalah:

- Meneliti apakah Term Structure obligasi pemerintah Indonesia mengandung informasi yang signifikan mengenai perubahan tingkat inflasi untuk periode dimasa yang akan datang.
- Meneliti model Term Structure obligasi pemerintah Indonesia yang dapat menggambarkan adanya ekspektasi inflasi.
- Menganalisis keseimbangan jangka pendek dari model Term Structure obligasi pemerintah Indonesia.

#### 1.4. Hipotesis

Hipotesis dari penelitian ini adalah *Term Structure*  $(i_t^m - i_t^n)$  mengandung informasi yang signifikan mengenai perubahan tingkat inflasi antara periode ke-m dan periode ke-n dimasa yang akan datang.

#### 1.5. Sistematika Penulisan

Sistematika penulisan ini terbagi menjadi 5 Bab, dengan penjelasan sebagai berikut :

Bab I : Pendahuluan

Bab ini menjelaskan latar belakang, perumusan masalah, tujuan dan hipotesis penelitian.

Bab II : Tinjauan Literatur

Menerangkan tentang tinjauan teori yang dipergunakan dalam penelitian seperti Teori Hubungan Tingkat Suku Bunga dengan Waktu Jatuh Tempo dan Teori Ekspektasi Inflasi dengan Term Structure. Juga disampaikan mengenai studi-studi yang pernah dilakukan sebelumnya.

Bab III : Metodologi penelitian

Menjelaskan mengenai data yang digunakan, model dan pengujian yang digunakan.

Bab IV : Hasil Analisa

Menjelaskan hasil pengolahan data dan analisa kualitatif.

Bab V : Kesimpulan dan Saran

Bab ini merupakan kesimpulan dari hasil penelitian serta saran untuk penelitan selanjutnya

#### BAB II

#### TINJAUAN LITERATUR

#### 2.1. Tinjauan Teoritis

Sebelum membahas mengenai teori yang digunakan dalam penelitian ini, maka perlu diketahui terlebih dahulu mengenai pasar obligasi atau Surat Utang Negara (SUN).

#### 2.1.1. Pasar obligasi atau Surat Utang Negara (SUN)

Definisi surat utang negara menurut Undang-Undang No. 24 tahun 2002 yang berlaku efektif sejak 24 Oktober 2002 adalah surat berharga yang berupa surat pengakuan utang dalam mata uang rupiah maupun valuta asing yang dijamin pembayaran bunga dan pokoknya oleh Negara Republik Indonesia sesuai dengan masa berlakunya.

Tujuan pemerintah dalam menerbitkan surat utang negara ini adalah :

#### 1. Membiayai defisit APBN

Pemerintah dalam menyusun anggaran sering kali mengalami defisit, dimana anggaran untuk pengeluaran belanja negara lebih besar daripada anggaran pemasukan. Oleh karena itu untuk mengatasi permasalahan tersebut, dilakukan penerbitan surat utang negara sehingga mendapatkan pemasukan dana dari pasar domestik.

#### 2. Membiayai kekurangan dana tunai jangka pendek

Pemerintah dalam melakukan manajemen keuangan negara dapat mengalami kejadian dimana terjadi kekurangan dana tunai untuk alokasi jangka pendek. Oleh karenanya diperlukan peningkatan penggunaan dana atas anggaran yang ada.

#### 3. Sebagai instrumen pengelolaan portfolio utang negara

Dengan diterbitkannya surat utang negara, komposisi utang negara dapat dikelola melalui surat utang tersebut. Periode pembayaran bunga dan pokok dapat diatur sesuai dengan kemampuan kas negara sehingga memudahkan pemerintah dalam mengelola portfolio utang negara dari pasar domestik.

Proses penerbitan surat utang negara terdiri dari 2 (dua) macam yaitu melalui penawaran umum dan penempatan langsung. Proses penawaran umum tersebut dilakukan dengan menunjuk penjamin emisi (underwriter) sehingga proses penawaran surat utang dapat dilakukan dengan sistem sindikasi untuk menjamin adanya permintaan pasar. Penggunaan metode ini dapat memberikan dukungan kepada pihak pemerintah untuk mengetahui seberapa besar pasar mampu menyerap penawaran surat utang yang dikeluarkan. Sedangkan pada proses penerbitan surat utang negara secara penempatan langsung, pemerintah terlebih dahulu menentukan harga dari surat utang tersebut, sehingga harga yang terbentuk tidak mencerminkan harga pasar.

Penerbitan surat utang negara atau obligasi pemerintah ini diharapkan akan memberikan manfaat kepada investor pasar modal dimana surat utang negara atau obligasi pemerintah tersebut dapat dijadikan portfolio diversifikasi dan dapat mengoptimalkan sumber pendanaan domestik serta membantu pemerintah dalam menutup kekurangan

anggaran. Manfaat selanjutnya yang dapat diperoleh adalah terbentuknya rujukan untuk investasi (yield curve).

Perkembangan obligasi pemerintah terus mengalami peningkatan, volume perdagangan sampai dengan akhir tahun 2006 mengalami peningkatan dari Rp 641.73 Triliun menjadi Rp 740.75 Triliun, dengan volume rata-rata harian sebesar Rp 3.05 triliun. Sedangkan nilai transaksi yang tercatat pada akhir tahun sebesar Rp 750.62 triliun atau meningkat 13.8% dari tahun sebelumnya. Sementara itu frekuensi perdagangan obligasi selama tahun 2006 sebanyak 35,659 transaksi dengan rata-rata harian 146 transaksi. Pada tahun 2006 lalu terdapat penambahan 7 (tujuh) seri obligasi pemerintah sehingga sampai dengan saat ini jumlah seri keseluruhannya mencapai 56 seri dengan nilai nominal Rp 418,75 triliun, meningkat 4,72 % dibandingkan dengan nilai nominal pada tahun 2005, sebesar Rp 399,86 triliun.

Pada kuartal kedua tahun 2007 ini, pemerintah melalui Bank Indonesia pada tanggal 29 Mei 2007 melakukan lelang Surat Perbendaharaan Negara (SPN), dengan jumlah target indikatif sebesar RP 2 Triliun. Hal ini merupakan pertama kalinya pemerintah mengeluarkan surat utang jangka pendek, dimana SPN tersebut waktu jatuh temponya 1 tahun. Jumlah penawaran perdana SPN tersebut yang masuk pada saat lelang sebesar Rp 12.88 Triliun dengan yield rata-rata tertimbang sebesar 8.49%.

Setelah membahas sekilas mengenai pasar obligasi pemerintah, selanjutnya akan dibahas mengenai yield curve dari obligasi pemerintah. Namun sebelumnya akan diperkenalkan terlebih dahulu mengenai definisi yield curve atau term structure of interest

rate serta macam-macam model kurva yang berhubungan dengan ekspektasi inflasi dimasa depan.

#### 2.1.2. Yield Curve

Yield obligasi merupakan faktor terpenting sebagai pertimbangan investor dalam melakukan pembelian obligasi sebagai instrumen investasinya. Investor obligasi akan menghitung seberapa besar pendapatan investasinya atas dana yang dibelikan obligasi tersebut dengan menggunakan alat ukur yield. Yield dihitung dengan menentukan tingkat suku bunga yang akan membuat nilai sekarang (present value) dari arus kas (cash flow) pada suatu investasi sama dengan harga dari instrument investasi tersebut.

Secara matematis, yield dari suatu instrument investasi dapat dituliskan sebagai berikut :

$$P = \frac{C_1}{(1+y)^1} + \frac{C_2}{(1+y)^2} + \dots + \frac{C_N}{(1+y)^N}$$
 (2.1)

Dimana:

 $C_t = arus kas (coupon) pada periode t$ 

P = harga instrument

N = jumlah tahun

y = yield

Sisi pada sebelah kanan dari persamaan (2.1) diatas merupakan nilai sekarang dari suatu arus kas dalam suatu investasi. Tingkat harga dari suatu obligasi bergerak berlawanan dengan tingkat yield yang dihasilkan. Ketika tingkat yield obligasi meningkat, present value dari arus kas akan menurun, akibatnya harga akan bergerak turun. Sementara jika yield mengalami penurunan maka harga dari obligasi akan bergerak naik.

Fabozzi (2001) membagi yield menjadi tiga klasifikasi yaitu: Current Yield, Yield to Maturity dan Yield to Call. Current Yield merupakan metode perhitungan pendapatan (return) yang diperoleh dari sebuah obligasi dengan membandingkan nilai pasar obligasi tersebut. Tingkat current yield sering berubah seiring dengan perubahan harga obligasi di pasar yang berfluktuatif. Sedangkan Yield to Maturity merupakan metode perhitungan penghasilan yang diperoleh para investor jika kupon dan nilai pokok obligasi disimpan hingga jatuh tempo. Yield To Call adalah metode penghitungan penghasilan yang akan diperoleh investor jika obligasi yang dipegang pada saat di-call oleh penerbit / emiten.

Investor konservatif yang memiliki strategi investasi jangka panjang, biasanya menggunakan perhitungan yield obligasi dengan menggunakan metode yield to maturity. Sedangkan investor jangka pendek melakukan pembandingan nilai investasinya dengan menggunakan current yield. Secara umum, setiap ukuran yield yang disebutkan diatas mempertimbangkan 3 (tiga) hal yaitu:

- 1. Tingkat koupon yang dibayarkan oleh issuer obligasi.
- 2. Capital gain (loss) ketika obligasi jatuh tempo
- 3. Pendapatan dari menginyestasikan kembali pembayaran koupon yang diperoleh

Dalam pasar obligasi, sejumlah obligasi yang diperdagangkan memiliki tingkat pendapatan (yield) yang berbeda untuk setiap jangka waktu yang berbeda. Biasanya para investor atau pemain di pasar obligasi tersebut melakukan pengukuran untuk melihat hubungan antara yield yang dihasilkan dari obligasi-obligasi yang memiliki klasifikasi yang sama. Ploting antara yield dari obligasi dengan waktu jatuh tempo yang berbeda menggambarkan suatu kurva yang biasa disebut dengan yield curve.

Dalam bukunya, Choudhry<sup>1</sup> menyatakan bahwa, yield curve terkadang disamakan dengan term structure of interest rate, namun sebenarnya hal ini berbeda. Dalam konteks term structure, yield yang digunakan merupakan yield dari obligasi tanpa kupon (zero-coupon) sementara dalam yield curve menggunakan yield to maturity (YTM). Sehingga term structure of interest rate sering juga disebut dengan zero-coupon yield curve atau dengan kata lain merupakan kurva yang menggambarkan hubungan antara tingkat suku bunga dari instrument obligasi pendapatan tetap yang bebas resiko dengan waktu jatuh temponya.

Yield curve atau term structure of interest rate dapat berbentuk positif, negatif, datar, atau pun berfluktuatif (humped-backed yield curve). Yield curve yang positif (upward slope) adalah kurva dimana yield dari instrument jangka pendek lebih rendah dari pada yield instrument jangka panjang. Positif yield curve ini terjadi karena tingkat inflasi diperkirakan akan meningkat dimasa depan. Bentuk yield curve seperti ini merupakan bentuk yang umum terjadi.

Jika terjadi sebaliknya, dimana pemberian suku bunga untuk obligasi jangka panjang lebih kecil daripada obligasi jangka pendek maka disebut negatif yield curve (downward slope) atau inverted yield curve. Sementara itu, Flat yield curve adalah kurva dimana yield dimasa yang akan datang diperkirakan tidak mengalami perubahan, atau yield instrument jangka pendek sama dengan yield jangka panjangnya. Selain itu, bisa juga terjadi yield untuk jangka pendek maupun jangka panjang bergerak berfluktuasi, yang dikenal dengan istilah humped-backed yield curve. Bentuk yield curve tersebut pada

<sup>1</sup> Choudhry, Moorad, 2004. Analysing & Interpreting The Yield Curve

akhirnya bisa merefleksikan ekspektasi pasar terhadap naik turunnya suku bunga pasar dimasa yang akan datang.

Gambar 2.1
Bentuk Yield Curve

Yield (%)

positive YC

humped back YC

negative YC

Term to Maturity

## 2.1.3. Teori Hubungan Tingkat Suku Bunga dengan Waktu Jatuh Tempo

Untuk mengetahui bagaimana yield curve mempunyai bentuk yang berbeda-beda untuk setiap periode waktu, berikut fakta empiris mengenai hubungan tingkat suku bunga dengan waktu jatuh tempo sebagai berikut :

- Tingkat suku bunga dari instrumen yang berbeda jangka waktu akan bergerak searah.
- Ketika tingkat suku bunga jangka pendek lebih rendah maka yield curve akan berbentuk positif dan ketika suku bunga jangka pendek naik akan terbentuk inverted yield curve.
- Yield curve hampir selalu memiliki slope positif.

Berdasarkan fenomena empiris tersebut, terdapat teori yang menghubungkan antara tingkat suku bunga dengan waktu jatuh tempo instrumen pasar obligasi tersebut. Ketiga teori tersebut yaitu expectation theory, segmented market theory dan liquidity premium (preferred habitat) theory.

#### 1. Expectation Theory

Teori ini menjelaskan bahwa pola yield curve yang terbentuk dipengaruhi oleh faktor ekspektasi investor mengenai tingkat suku bunga periode yang akan datang. Teori ini menyatakan bahwa tingkat bunga jangka panjang adalah rata-rata dari tingkat suku bunga sekarang dan ekspektasi dari tingkat suku bunga jangka pendek.

Menurut teori ini, para investor di pasar obligasi tidak memiliki ketertarikan hanya pada satu jenis obligasi saja. Akibatnya mereka akan memegang lebih dari satu jenis obligasi jika ekspektasi return yang diperoleh lebih rendah dari obligasi lainnya. Obligasi yang mempunyai karakteristik seperti ini disebut dengan substitusi sempurna (perfect substitutes), yang berarti bahwa jika obligasi dengan jangka waktu yang berbeda tersubstitusi sempurna maka ekspektasi return dari obligasi tersebut akan bernilai sama.

Misalkan investor dihadapkan dengan dua strategi investasi, dimana pertama dia harus membeli obligasi berjangka waktu satu tahun, dan pada saat jatuh tempo, akan membeli lagi obligasi lain yang berjangka waktu satu tahun. Strategi yang kedua adalah ketika investor dihadapkan dengan pilihan untuk membeli obligasi berjangka waktu dua tahun dan menjaganya sampai dengan jatuh tempo.

Jika tersubstitusi sempurna, maka kedua strategi investasi tersebut harus mempunyai ekspektasi return yang sama, dimana tingkat suku bunga yang diperoleh

untuk obligasi dua tahun sama dengan rata-rata memegang obligasi satu tahun selama dua periode. Formula dari teori ini adalah sebagai berikut :

$$i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n}$$
 (2.2)

Dimana:

i n = suku bunga periode ke-n

i i = ekspektasi suku bunga pada periode t

i , e = ekspektasi suku bunga untuk periode kedepan (t+1)

Persamaan diatas menyatakan bahwa suku bunga periode ke-n akan sama dengan rata-rata dari ekspektasi tingkat suku bunga satu periode yang terjadi selama n periode.

Implikasinya adalah pola kurva yang turun mengindikasikan bahwa ekspektasi tingkat suku bunga yang akan datang akan turun dan sebaliknya, pola kurva akan naik akibat adanya ekspektasi tingkat bunga akan naik.

### 2. Segmented Market Theory

Teori ini menggambarkan adanya segmentasi di pasar obligasi dimana masingmasing investor akan menentukan jenis obligasi secara independent. Obligasi jangka
panjang dan jangka pendek ditransaksikan oleh investor yang berbeda-beda. Tingkat suku
bunga untuk setiap jenis obligasi dengan waktu jatuh tempo yang berbeda ditentukan oleh
permintaan dan penawaran obligasi di pasar sehingga tidak dipengaruhi ekspektasi return
obligasi lain.

15

Implikasi dari teori ini adalah bentuk yield curve yang selalu positif, karena permintaan obligasi jangka panjang akan diberikan pada harga yang rendah dan tingkat bunga yang tinggi.

#### 3. Liquidity Premium (Preferred Habitat) Theory

Asumsi pada teori ini adalah ekspektasi pasar terhadap tingkat suku bunga mempengaruhi pola kurva dan investor lebih tertarik dengan instrumen jangka pendek daripada jangka panjang karena investor menilai instrumen jangka pendek memiliki tingkat likuiditas yang tinggi. Formulasi dari teori ini adalah:

$$i_{nl} = \frac{i_{t} + i_{t+1}^{e} + i_{t+2}^{e} + \dots + i_{t+(n-1)}^{e}}{n} + I_{nl}$$
(2.3)

Dimana  $l_{nt}$  merupakan liquidity premium untuk obligasi periode-n pada saat t yang selalu bernilai positif dan meningkat. Implikasi teori ini adalah pola kurva akan memiliki slope yang naik meskipun tidak ada ekspektasi perubahan tingkat suku bunga.

Metode pembentukan yield curve atau term structure pertama kali dilakukan pada tahun 1942 oleh David Duran yang mengemukakan metode fitting dari scatter plot antara yield to maturity dengan waktu jatuh tempo. Hingga saat ini terdapat 4 (empat) model yield curve yang sudah lazim digunakan oleh negara-negara yang memiliki pasar obligasi yang telah bekembang, model tersebut adalah Nelson-Siegel model, Extended Nelson-Siegel & Svensson, Chambers polynomial pangkat empat serta smoothing mcCulloch spline.

Sementara di Indonesia, pembentukan model yield curve telah dilakukan oleh Bursa Efek Surabaya (BES) dan BLOOMBERG. Kedua institusi ini dalam membentuk yield curve menggunakan input data plot yield to maturity dan waktu jatuh tempo dari obligasi namun keduanya mempunyai metode yang berbeda. Bursa Efek Surabaya menggunakan metode Bezier Spline sedangkan metode BLOOMBERG adalah interpolasi linear. Namun metode-metode tersebut memiliki kelemahan karena masih menggunakan informasi yield to maturity (YTM) sebagai komponen yield, bukan zero-coupon yield. Sehingga hal ini mengakibatkan model yield curve tersebut masih memiliki reinvestment risk dan juga coupon effect<sup>2</sup>.

#### 2.1.4. Spread dari Yield Curve

Yield spread merupakan perbedaan atau selisih antara yield dari dua jenis instrument obligasi yang berbeda. Yield spread ini juga dapat memberikan informasi mengenai slope dari yield curve. Semakin besar spread antara obligasi jangka panjang dengan obligasi jangka pendek, semakin curam slope dari yield curve tersebut.

Para analis menggunakan yield spread ini sebagai sumber yang potensial dalam memberikan informasi mengenai kondisi ekonomi kedepan. Beberapa hipotesis berpendapat bahwa informasi dari yield curve merupakan forward-looking dan mempunyai kekuatan dalam memperdiksi inflasi. Tiga hipotesis mengenai kekuatan dari spread yield curve dalam memprediksi inflasi adalah sebagai berikut:

#### 1. Yield spread merefleksikan penetapan kebijakan moneter

Berdasarkan pandangan ini, yield curve dengan spread yang kecil akan merefleksikan kebijakan moneter yang relative ketat dan sementara spread yang besar

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Yunianto, Handy. Pemodelan Term Structure of Interest Rate di Indonesia

antara obligasi jangka panjang dan jangka pendek mengindikasikan adanya kebijakan moneter longgar.

Interpretasi ini berdasarkan teori ekonomi yang menyamakan yield obligasi jangka panjang dengan resiko atau term premium ditambah dengan bobot rata-rata dari ekspektasi periode mendatang dari yield jangka pendek. Karena hal tersebut merefleksikan apa yang pasar harapkan terhadap yield jangka pendek akan berpengaruh terhadap rata-rata jangka panjang. Sehingga, ketika yield jangka pendek relative lebih tinggi dari yield jangka panjang, maka yield spread akan kecil yang menggambarkan kebijakan moneter periode tersebut relative ketat.

Yield jangka pendek bergerak seiring dengan tingkat suku bunga yang merupakan instrument kebijakan moneter. Ketika diterapkan kebijakan moneter yang ketat, tingkat suku bunga jangka pendek meningkat. Meskipun yield jangka panjang akan bereaksi terhadap kebijakan tersebut maka peningkatan tersebut akan sejalan dengan peningkatan tingkat suku bunga jangka pendek. Akibatnya yield spread turun ketika kebijakan moneter diketatkan.

2. Yield spread mengandung informasi mengenai kondisi pasar pinjaman (credit market)

Yield jangka panjang merefleksikan equilibrium antara kondisi penawaran dan permintaan di pasar. Yield jangka panjang dapat pula ditentukan di pasar keuangan, meskipun kecenderungan dari yield tersebut adalah akan bereaksi terhadap kebijakan yang diterapkan namun dapat berubah meskipun tidak terdapat perubahan kebijakan dari sisi moneter.

Umumnya dalam teori *credit market*, dapat memprediksikan bahwa peningkatan spread yang disebabkan oleh terjadinya kenaikan yield jangka panjang akan menyebabkan pergerakan peningkatan inflasi.

Hal tersebut berdasarkan asumsi bahwa kenaikan yield jangka panjang disebabkan oleh kenaikan permintaan. Peningkatan permintaan akan pinjaman menandakan peningkatan dalam kegiatan ekonomi. Sehubungan dengan meningkatnya fasilitas pendanaan tersebut maka akan mendorong terjadinya peningkatan investasi dan pengeluaran konsumsi perorangan.

#### 3. Yield spread merefleksikan arah dari perubahan inflasi kedepan.

Hipotesis ini menekankan adanya hubungan antara yield curve dan ekspektasi inflasi. Ketika ekspektasi jangka panjang dari inflasi berubah, tingkat suku bunga jangka panjang juga berubah. Misalkan peningkatan kredibilitas dari kebijakan moneter menghasilkan rendahnya ekspektasi inflasi periode mendatang, sehingga mengakibatkan tingkat suku bunga periode jangka panjang akan menurun dan mengakibatkan spread antara jangka panjang dan jangka pendek semakin mengecil.

#### 2.1.5. Ekspektasi Inflasi

Hubungan antara tingkat suku bunga dan inflasi pertama kali dikemukakan oleh Fisher dimana tingkat suku bunga nominal dalam suatu periode, misalkan periode-m, merupakan ekspektasi dari tingkat inflasi ditambah dengan tingkat suku bunga real periode yang sama

$$i_t^m = E_t \pi_t^m + r r_t^m \tag{2.4}$$

Dimana:

 $E_t$  = ekspektasi pada periode-t

 $i_t^m$  = periode-m dari tingkat suku bunga nominal pada t

 $\pi_{i}^{m}$  = tingkat inflasi dari periode-t ke t+m

rr," = periode-m dari tingkat suku bunga real pada t

Fisher menyatakan bahwa terdapat one-to-one relationship antara inflasi dan tingkat suku bunga nominal dalam perfect foresight, sementara itu tingkat suku bunga real tidak berhubungan dengan ekspektasi inflasi namun ditentukan seluruhnya oleh faktor real dalam perekonomian seperti produktifitas capital dan preferensi investor.

Prediksi yang paling penting dalam Fisher hypotesis adalah jika tingkat suku bunga real dihubungkan dengan ekspektasi inflasi, perubahan tingkat suku bunga real tidak akan mendorong secara full adjustment kepada tingkat suku bunga nominal sebagai respon dari ekspektasi inflasi.

Permasalahan yang timbul ketika menguji Fisher effect adalah dalam hal menentukan ekspektasi inflasi. Oleh karena itu dilakukanlah proxy dari variable ekspektasi inflasi. Sejumlah pendekatan telah digunakan untuk menghasilkan proxy dari ekspektasi inflasi. Kebanyakan studi sebelumnya pada Fisher Effect menggunakan bentuk distributed lag dari inflasi masa lampau untuk proxy ekspektasi inflasi.

Bentuk pemodelan ekspektasi terdiri dari adaptive expectation dan rational expectation

#### 1. Adaptive expectation

Adaptive expectation hypotesis sering disebut dengan error-learning model, karena model ini secara spesifik menggambarkan bahwa proyeksi para agen ekonomi sama dengan proyeksi error sebelumnya. Hipotesis tersebut dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\pi - \pi_{-1} = \lambda \left[ \left( \frac{\Delta p}{p} \right)_{-1} - \pi_{-1} \right] \quad \text{dimana } 0 < \lambda < 1$$
 (2.5)

alternative interpretasi dari hipotesis diatas jika dituliskan dalam bentuk beberapa periode waktu adalah :

$$\pi = (1 - \lambda)\pi_{-1} + \lambda \begin{pmatrix} \Delta p \\ p \end{pmatrix}_{-1} \tag{2.6}$$

$$\pi_{-1} = (1 - \lambda)\pi_{-2} + \lambda \left(\frac{\Delta p}{p}\right)_{-2} \tag{2.7}$$

Setelah dilakukan substitusi pada persamaan diatas, diperoleh :

$$\pi = \lambda \left[ \left( \frac{\Delta p}{p} \right)_{-1} + (1 - \lambda) \left( \frac{\Delta p}{p} \right)_{-2} + (1 - \lambda)^2 \left( \frac{\Delta p}{p} \right)_{-3} + \dots \right]$$
 (2.8)

Model tersebut menyatakan bahwa p adalah weighted average dari nilai aktual periode sebelumnya dengan bobot terendah diberikan pada periode yang paling jauh. Bobot dari inflasi aktual periode sebelumnya itu bergerak menurun secara geometris.

#### 2. Rational expectation

Teori ekspektasi rasional (rational expectation) pertama kali diperkenalkan oleh Lucas (1972) dalam makroekonomi namun setelah Sargent dan Wallace (1975; 1976) menggunakan hipotesis tersebut barulah teori ekspektasi rasional berkembang.

Hipotesis dari ekspektasi rasional ini mengatakan bahwa para pelaku ekonomi melakukan estimasi dengan suatu cara yang meminimalkan kesalahan estimasi dengan berdasarkan pada informasi yang dibutuhkan. Dalam asumsi ekspektasi rasional para pelaku ekonomi melakukan upaya yang terbaik yang dapat mereka lakukan dalam mengestimasi kejadian-kejadian yang berkaitan dengan berbagai variabel ekonomi. Kesalahan tetap terjadi dalam proses estimasi, namun pelaku ekonomi belajar dari kesalahan tersebut dan menggunakannya untuk meningkatkan akurasi model estimasi yang dipergunakan. Dengan memasukkan asumsi ekspektasi rasional maka kebijakan moneter menjadi tidak efektif dalam mempengaruhi output atau kebijakan menjadi tidak relevan (policy is irrelevance).

Asumsi utama dalam ekspektasi rasional adalah bahwa pelaku ekonomi menggunakan semua informasi dan ekspektasi dilakukan berdasarkan kaidah-kaidah ekonomi yang ada. Ekspektasi rasional dapat didefinisikan sebagai berikut :

$$P_t^e = E_{t-1}(p_t) (2.9)$$

Dimana  $P_t^e$  adalah ekspektasi para pelaku ekonomi dalam bentuk logaritma dari harga. Sedangkan  $E_{t-1}(p_t)$  merupakan ekspektasi matematis dari  $p_t$ .

#### 2.1.6. Teori dan Pendekatan Pengukuran Ekspektasi Inflasi

#### 2.1.6.1 Teori Ekspektasi Inflasi dengan Term Structure

Teori yang akan digunakan untuk melihat bagaimana peranan spread term structure dari tingkat suku bunga dalam mempengaruhi ekspektasi inflasi dalam penelitian

ini mengikuti studi yang telah dilakukan oleh Frederick Mishkin dimana pada studi tersebut memfokuskan pada estimasi dari 2 (dua) macam persamaan yaitu persamaan proyeksi inflasi dan persamaan perubahan inflasi.

Pertama akan dibahas mengenai persamaan proyeksi inflasi. Persamaan proyeksi inflasi merupakan persamaan regressi dari level tingkat inflasi pada periode-m  $(\pi_i^m)$  terhadap nominal interest rate pada periode-m  $(i_i^m)$ .

$$\pi_t^m = \alpha_m + \beta_m i_t^m + \eta_t^m \tag{2.10}$$

Uji statistik yang dilakukan pada persamaan ini adalah menguji signifikansi dari koefisien  $\beta_m$ . Apakah nilai koefisen yang dihasilkan tersebut berbeda dari 1, sehingga hasilnya akan memberikan informasi bahwa nominal interest rate dapat memprediksi level dari inflasi mendatang.

Persamaan yang kedua adalah persamaan perubahaan inflasi. Persamaan ini merupakan regressi dari perubahan tingkat inflasi periode-m dari tingkat inflasi periode-n  $\left(\pi_{\iota}^{m}-\pi_{\iota}^{n}\right)$  terhadap slope dari term structure  $\left(i_{\iota}^{m}-i_{\iota}^{n}\right)$ 

$$(\pi_{t}^{m} - \pi_{t}^{n}) = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_{t}^{m} - i_{t}^{n}) + \eta_{t}^{m,n}$$
(2.11)

Uji statistic yang dilakukan pada persamaan diatas adalah dengan menguji signifikansi dari koefisien  $\beta_{m,n}$ . Apakah nilai koefisien tersebut berbeda dari 1, sehingga hasil tersebut akan memberikan informasi pada slope term structure terhadap perubahaan inflasi periode yang akan datang.

Untuk membahas lebih dalam lagi mengenai persamaan diatas, maka akan digunakan teori Fisher. Menurut Fisher, tingkat suku bunga nominal dalam suatu periode, misalkan periode-m, merupakan ekspektasi dari tingkat inflasi ditambah tingkat suku bunga real periode yang sama

$$i_{t}^{m} = E_{t}\pi_{t}^{m} + rr_{t}^{m}$$
 (2.12)

Dengan asumsi ekspektasi adalah rasional (rasional expectation), maka persamaan inflasi dapat dinyatakan sebagai tingkat inflasi real periode-m yang akan datang merupakan ekspektasi tingkat inflasi dan prediksi error dari inflasi tersebut, sehingga dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\pi_t^m = E_t \pi_t^m + \varepsilon_t^m \tag{2.13}$$

Dimana:  $\varepsilon_t^m = \pi_t^m - E_t \pi_t^m = \text{Prediksi error dari inflasi.}$ 

Kemudian dengan melakukan substitusi ekspektasi inflasi dari persamaan (2.12) kedalam persamaan (2.13) akan diperoleh sebagai berikut:

$$\pi_i^m = i_i^m - rr_i^m - \varepsilon_i^m \tag{2.14}$$

Persamaan (2.14) diatas dapat ditulis kembali dalam bentuk persamaan prediksi inflasi sebagai berikut:

$$\pi_i^m = \alpha_m + \beta_m i_i^m + \eta_i^m \tag{2.15}$$

Dimana:  $\alpha_m = \text{minus mean real rate} = -\overline{rr}^m$ 

 $\beta_m = 1$ 

24

$$\eta_t^m = \varepsilon_t^m - u_t^m$$

$$u_t^m = rr_t^m - \overline{rr}_t^m$$

Dalam teori *Mishkin* ini diasumsikan bahwa ekspektasi adalah rasional (*rational expectation*) dan real interest rate bernilai konstan. Asumsi tersebut berdasarkan penelitian yang dilakukan oleh Fama terhadap tingkat efisiensi pasar untuk US Treasury Bills berjangka waktu 1 (satu) bulan.

Akibat dari asumsi tersebut maka dalam mengestimasi persamaan (2.15) diatas, menghasilkan estimasi yang konsisten untuk  $\beta_m = 1$  dan mengakibatkan nominal interest rate merupakan predictor yang optimal bagi tingkat inflasi.

Jika real interest rate tidak constant maka nominal interest rate masih dapat memberikan informasi mengenai tingkat inflasi mendatang namun tidak dapat dijadikan sebagai alat prediksi yang optimal karena  $u_i^m \neq 0$ .

Jika nominal interest rate berkorelasi dengan real rate maka  $u_i^m$  dan  $\eta_i^m$  berkorelasi dengan  $i_i^m$  menyebabkan estimasi OLS dari  $\beta_m$  akan mempunyai nilai yang berbeda dengan 1. Disamping itu korelasi dari  $\eta_i^m$  dan  $i_i^m$  menyebabkan estimasi OLS dari  $\alpha_m$  juga tidak akan menjadi suatu estimasi yang konsisten dari  $-\overline{rr}^m$ .

Dari Pembahasan diatas dapat diambil kesimpulan mengenai uji koefisien  $\beta_m$  yaitu jika hipotesis awal dimana koefisien tingkat suku bunga nominal adalah nol, dan secara statistic ditolak, maka nominal interest rate mengandung informasi yang signifikan terhadap level inflasi periode mendatang. Sementara itu jika hipotesis awal dimana

koefisien tingkat suku bunga nominal adalah satu, secara statistic ditolak, maka menunjukkan bahwa real interest rate tidak konstan.

Selanjutnya terdapat cara lain untuk menguji koefisien dari  $\beta_m$  yaitu dengan cara mengurangi persamaan (2.13) dengan  $i_i^m$  dan mengalikannya dengan (-1) untuk menghasilkan persamaan regressi dari real interest rate sebagai berikut :

$$eprr_{t}^{m} = -\alpha_{m} + [1 - \beta_{m}]i_{t}^{m} - \eta_{t}^{m}$$
 (2.16)

Dimana:  $eprr_i^m = i_i^m - \pi_i^m = \text{ex-post real interest periode-m pada t.}$ 

Pada saat koefisien tingkat suku bunga nominal adalah satu, mengindikasikan bahwa nominal interest rate mengandung informasi yang signifikan mengenai real interest rate.

Oleh karena itu, berdasarkan informasi diatas, maka untuk memeriksa informasi mengenai term structure perubahan tingkat inflasi periode akan datang adalah dengan mengurangi persamaan  $\pi_t^m = i_t^m - rr_t^m - \varepsilon_t^m$  untuk tingkat inflasi periode ke-n dengan periode inflasi ke-m untuk menghasilkan persamaan sebagai berikut:

$$\pi_t^m - \pi_t^n = i_t^m - i_t^n - rr_t^m + rr_t^n + \varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n$$
(2.17)

$$\pi_{t}^{m} - \pi_{t}^{n} = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} [i_{t}^{m} - i_{t}^{n}] + \eta_{t}^{m,n}$$
(2.18)

Dimana:  $\alpha_{m,n} = \overline{rr}^n - \overline{rr}^m$ 

 $\beta_{m,n} = 1$ 

 $\eta_t^{m,n} = \varepsilon_t^m - \varepsilon_t^n - u_t^m + u_t^n$ 

Dalam menginterpretasi  $\beta_{m,n}$  dilakukan sama halnya dengan menginterpretasikan  $\beta_m$  dimana jika  $\beta_{m,n}$  secara signifikan berbeda dari nol, maka slope dari term structure  $\left(i_t^m - i_t^n\right)$  mengandung informasi yang signifikan mengenai perubahan tingkat inflasi antara periode ke-m dan periode ke-n dimasa yang akan datang.

### 2.1.6.2 Real Return

Teori ekspektasi inflasi dengan menggunakan term structure yang dikemukakan oleh Mishkin diatas, menggunakan asumsi bahwa real return adalah konstan. Asumsi tersebut berdasarkan penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Fama (1975) mengenai effisiensi pasar untuk US Treasury Bills dengan jangka waktu 1 sampai 6 bulan.

Pertama kali Fama mendefinisikan nominal return US Treasury Bills untuk jangka waktu 1 bulan didefinisikan sebagai berikut :

$$R_{t} = \frac{V_{t} - V_{t-1}}{V_{t-1}} = \frac{1000 - V_{t-1}}{V_{t-1}}$$
(2.19)

Dimana:  $V_t = 1000$ ; Merupakan harga US Treasury Bills pada saat t

 $V_{t-1}$  = Harga Bills pada saat t-1

Jika diketahui harga US Treasury Bill pada saat t adalah  $P_t$  maka didefinisikan  $\pi_t = 1/P_t$  dan diperoleh tingkat perubahan dari purchasing power sebagai berikut :

27

$$\tilde{\Delta}_t = \frac{(\tilde{\pi}_t - \tilde{\pi}_{t-1})}{\tilde{\pi}_{t-1}} \tag{2.20}$$

Sehingga real return yang diperoleh untuk Bills berjangka waktu 1 bulan tersebut adalah sebagai berikut:

$$\tilde{r}_{t} = \frac{v_{t} \pi_{t} - v_{t-1} \pi_{t-1}}{v_{t-1} \pi_{t-1}}$$
(2.21)

$$\tilde{r}_{t} = \frac{\pi_{t-1}\nu_{t} - \nu_{t-1}\pi_{t-1} + \nu_{t} \pi_{t} - \pi_{t-1}\nu_{t}}{\nu_{t-1}\pi_{t-1}}$$
(2.22)

$$=\frac{\pi_{t-1}(\nu_t - \nu_{t-1}) + \nu_t(\pi_t - \pi_{t-1})}{\nu_{t-1}\pi_{t-1}}$$
(2.23)

$$=\frac{\pi_{t-1}(\nu_t - \nu_{t-1}) + \nu_{t-1}(\bar{\pi}_t - \bar{\pi}_{t-1}) + \nu_t(\bar{\pi}_t - \bar{\pi}_{t-1}) - \nu_{t-1}(\bar{\pi}_t - \bar{\pi}_{t-1})}{\nu_{t-1}\bar{\pi}_{t-1}}$$
(2.24)

$$= \frac{\pi_{t-1}(\nu_t - \nu_{t-1}) + \nu_{t-1}(\bar{\pi}_t - \pi_{t-1})}{\nu_{t-1}\pi_{t-1}} + \frac{(\nu_t - \nu_{t-1})(\bar{\pi}_t - \pi_{t-1})}{\nu_{t-1}\pi_{t-1}}$$
(2.25)

$$= \frac{v_t - v_{t-1}}{v_{t-1}} + \frac{(\pi_t - \pi_{t-1})}{\pi_{t-1}} + \frac{v_t - v_{t-1}}{v_{t-1}} \frac{(\pi_t - \pi_{t-1})}{\pi_{t-1}}$$
(2.26)

$$=R_{t}+\tilde{\Delta}_{t}+R_{t}\tilde{\Delta}_{t} \tag{2.27}$$

Karena  $R_i$   $\Delta_i$  mendekati nol, sehingga real return pada Treasury Bills dengan jangka waktu 1 bulan dari periode t-1 ke t adalah nominal return ditambah tingkat perubahan dari purchasing power.

$$\tilde{r}_t = R_t + \tilde{\Delta}_t \tag{2.28}$$

Pada kondisi pasar yang effisien, maka dalam menentukan harga dari Treasury Bills berjangka waktu 1 bulan untuk periode t-1, pasar menggunakan semua informasi yang ada untuk menentukan distribusi dari  $\bar{\Delta}_t$ .

Sehingga dapat dirumuskan fungsi dari pasar yang efisien pada Treasury Bills adalah sebagai berikut:

$$f_m(\Delta_t \mid \Phi_{t-1}^m) = f(\Delta_t \mid \Phi_{t-1}) \tag{2.29}$$

Dimana:

 $\Phi_{t-1}^m$  = himpunan semua informasi yang ada pada periode t-1

 $\Phi_{t-1}$  = himpunan semua informasi yang digunakan oleh pasar pada periode t-1

 $f_m(\Delta_t \mid \Phi_{t-1}^m)$  = fungsi densitas dari penilaian pasar terhadap  $\Delta_t$ .

 $f(\Delta_t \mid \Phi_{t-1})$  = fungsi densitas yang dihasilan oleh  $\Phi_{t-1}$ 

Jika pasar telah menentukan harga equilibrium dari Bill pada periode t-1, maka  $R_t$  juga dapat ditentukan. Akibatnya:

$$f_m(r_t \mid \Phi_{t-1}^m, R_t) = f(r_t \mid \Phi_{t-1}, R_t)$$
(2.30)

Sehingga jika pasar telah efisien, maka dalam menentukan harga nominal dari suatu US Treasury Bills, akan digunakan semua infomasi yang ada dalam menentukan distribusi  $\bar{\Delta}_t$ .

Namun, selama  $f_m(\Delta_t | \Phi_{t-1}^m)$  tidak dapat diobservasi, maka persamaan (5) tidak dapat dinyatakan berlaku dan akibatnya tidak dapat ditentukan apakah pasar memang efisien dalam menyerap semua informasi yang ada atau tidak. Oleh karenanya untuk menguji efisiensi dari pasar akan digunakan model keseimbangan pasar sebagai berikut :

$$E_{m}(r_{t} \mid \Phi_{t-1}^{m}, R_{t}) = E(r_{t})$$
(2.31)

Karena setiap bulan pasar menentukan harga dari Treasury Bills berjangka waktu satu bulan maka ekspektasi *real return* dari Treasury Bills menjadi E(r). Mengakibatkan keseimbangan pasar dari ekspektasi real return pada Treasury Bill berjangka waktu 1 (satu) bulan adalah konstan sepanjang waktu.

Berdasarkan teori tersebut maka dengan menggunakan data selama periode 1953 – 1971, Fama menemukan hubungan antara nominal interest rates dan tingkat inflasi. Dalam periode observasi tersebut, pasar US Treasury Bills efisien sehingga nominal interest rate memberikan informasi mengenai tingkat inflasi periode mendatang, dan ekspektasi dari real return bernilai konstan.

# 2.1.6.3 Ekspektasi Inflasi dengan Menggunakan Metode Survey

Inflasi di Indonesia tidak terlepas dari pengaruh rangkaian inflasi dari sisi penawaran dimasa lalu yang sering terjadi dan berpengaruh secara signifikan seperti terjadinya kenaikan harga minyak dunia, kenaikan BBM, pergerakan nilai tukar dan lainnya.

Faktor inflasi tersebut mengakibatkan terbentuknya ekspektasi dari para pelaku ekonomi bahwa inflasi akan bertahan dan akhirnya membentuk perilaku penyesuaian harga dalam perekonomian di Indonesia.

Oleh karena itu bank sentral melakukan pengukuran tingkat ekspektasi inflasi dari para pelaku ekonomi di Indonesia melalui survey yang dilaksanakan secara periodik. Survey ekspektasi inflasi dari para pelaku ekonomi tersebut dapat dilihat pada Survey Kegiatan Dunia Usaha (SKDU) dan Survey Persepsi Pasar (SPP).

# 1. Survey Kegiatan Dunia Usaha (SKDU)

Survey ini bertujuan untuk mendapatkan informasi mengenai indikasi perkembangan kegiatan ekonomi di sector riil secara triwulanan, yaitu triwulan yang sedang berjalan dan perkiraan pada triwulan yang akan datang untuk mendukung pelaksanaan tugas Bank Indonesia dalam menetapkan dan melaksanakan kebijakan moneter.

Responden dari survey tersebut adalah perusahaan yang merupakan unit usaha tersendiri bukan sebagai holding company atau sebagainya yang mewakili 9 sektor ekonomi yaitu:

- a. Sektor pertanian, peternakan, perkebunan, kehutanan dan perikanan
- b. Sektor pertambangan dan penggalian
- c. Sektor industri pengolahan
- d. Sektor listrik, gas dan air bersih

- e. Sektor bangunan
- f. Sektor perdagangan, hotel dan restoran
- g. Sektor pengangkutan dan komunikasi
- h. Sektor keuangan, persewaan dan jasa perusahaan
- i. Sektor jasa-jasa.

Pengambilan sample yang dilakukan oleh Bank Indonesia dalam melakukan survey menggunakan gabungan metode purposive sampling dan stratified random sampling. Stratifikasi dilakukan berdasarkan sektor ekonomi/subsektor ekonomi, size usaha yang diukur dari produksi/penjualan/penghasilan operasional/jumlah tenaga kerja.

Yang dimaksud dengan purposive sampling adalah metode pemilihan sample yang dilakukan secara tidak acak dengan maksud tertentu. Sedangkan stratified random sampling adalah metode pemilihan sample dengan cara membagi populasi kedalam kelompok-kelompok yang homogen yang disebut strata dan kemudian sample diambil secara acak dari setiap strata tersebut.

### 2. Survey Persepsi Pasar

Survey ini bertujuan untuk mendapatkan informasi dini dari responden tentang perkiraan kondisi ekonomi Indonesia serta besaran-besaran ekonomi pada triwulan maupun tahun yang akan datang.

Responden yang dipilih untuk survey tersebut adalah responden yang memiliki kepedulian dan perhatian terhadap kondisi perekonomian nasional serta besaran-besaran ekonomi lainnya seperti :

- a. Ekonom yang mempunyai reputasi dan hasil analisanya sudah dikenal oleh masyarakat
   luas baik di media cetak maupun elektronik
- Analis pasar uang / modal yang aktif memantau perkembangan perekonomian dan melakukan perdagangan.
- c. Akademisi seperti dosen ekonomi dari perguruan tinggi yang bereputasi baik
- d. Lembaga riset ekonomi yang aktif memantau perkembangan perekonomian.

Pertanyaan yang diberikan dalam survey tersebut menyangkut aspek politik, nilai tukar, ekonomi dan keuangan yang kemudian akan diterjemahkan dalam bentuk indeks resiko yang meliputi:

- Aspek politik, yang terdiri dari kestabilan pemerintah, kondisi sosial ekonomi, profil
  investasi, konflik internal dan eksternal, kualitas birokrasi, korupsi, konflik sara dan
  penegakan hokum.
- Aspek Nilai Tukar, yang terdiri dari perkiraan level nilai tukar dan stabilitas nilai tukar.
- 3. Aspek Ekonomi, terdiri dari pertumbuhan PDB, tingkat inflasi tahunan, keuangan pemerintah (% dari PDB) dan transaksi berjalan (% dari PDB).
- 4. Aspek Keuangan, terdiri dari hutang luar negeri (% dari PDB), pembayaran hutang terhadap nilai ekspor barang f.o.b, transaksi berjalan (% dari nilai ekspor f.o.b) dan cadangan devisa (untuk menutupi impor).

## 2.2. Tinjauan Studi Terdahulu

Studi mengenai teori yield curve atau term structure of interest rate yang dapat memberikan informasi mengenai arah dari inflasi periode mendatang telah banyak dilakukan. Pertama kali penelitian dilakukan oleh Eugene F. Fama pada tahun 1975. Dalam penelitiannya yang berjudul Short-Term Interest Rate as Predictors of Inflation, menunjukkan bahwa level dari interest rate membantu dalam memberikan informasi mengenai inflasi di masa yang akan datang. Dalam studinya tersebut dimana suku bunga sebagai alat ukur dalam memprediksi inflasi, disamping itu pergerakan tingkat suku bunga nominal lebih merefleksikan fluktuasi ekspektasi inflasi dari pada perubahan tingkat suku bunga real.

Hasil studi yang dilakukan oleh Fama dikembangkan lagi oleh Frederic S. Mishkin pada tahun 1990 dengan melakukan penelitian mengenai term structure dari US treasury bills. Dalam studi tersebut beliau menemukan bahwa untuk US treasury bills yang waktu jatuh tempo kurang dari enam bulan, term structure dari tingkat suku bunga nominal tidak banyak memberikan informasi mengenai arah inflasi periode kedepan. Namun disisi lain, untuk term structure tingkat suku bunga nominal jangka pendek ini mengandung informasi mengenai term structure dari tingkat suku bunga real. Sementara itu untuk treasury bills dengan jangka waktu yang lebih panjang seperti 9 dan 12 bulan, term structure dari tingakat suku bunga nominal memberikan informasi mengenai arah inflasi periode kedepan namun sedikit memberikan informasi mengenai term structure dari tingkat suku bunga real.

Dalam studi lanjutannya, Frederic S. Mishkin memberikan pendekatan yang berbeda dan menampilkan informasi untuk jatuh tempo term structure yang lebih lama dengan menggunakan data US treasury bonds yang berjangka waktu 1 hingga 5 tahun. Dari studi tersebut mengindikasikan bahwa jangka waktu jatuh tempo yang panjang dari term structure of interest rate dapat digunakan untuk mengukur tekanan inflasi periode kedepan. Dengan kata lain, ketika slope dari term structure positif, dan hal ini mengindikasikan bahwa tingkat inflasi akan meningkat di periode mendatang. Namun ketika slope dari term structure negatif, memberikan indikasi penurunan tingkat inflasi. Hasil penelitian Mishkin tersebut sejalan dengan Fama (1990) yang menemukan term structure jangka panjang memberikan informasi pergerakan inflasi periode kedepan dengan lebih baik. Lebih lanjut lagi Mishkin melakukan pengembangan analisisnya untuk 10 negara OECD.

Selain Fama dan Mishkin, penelitian mengenai yield curve atau term structure juga diikuti oleh peneliti-peneliti lain seperti Harvey (1988), Laurent (1988, 1989), Chen (1991) serta Estrella dan Hardouvelis (1991) yang juga melakukan penelitian mengenai kemampuan term structure dalam memprediksi aktivitas real.

Di Indonesia sendiri penelitian mengenai yield curve atau term structure dalam mempengaruhi tingkat inflasi pernah dilakukan oleh Bank Indonesia. Namun pada penelitian tersebut term structure yang digunakan bukan dari tingkat suku bunga obligasi melainkan menggunakan pendekatan selisih antara suku bunga deposito jangka panjang dengan deposito jangka pendek. Penelitian Bank Indonesia ini menggunakan data suku bunga deposito periode Januari 1990 sampai dengan Juni 1999.

Dari hasil pengujian tersebut diperoleh kesimpulan sebagai berikut :

- Pergerakan yield curve suku bunga deposito memperlihatkan adanya kemampuan dalam menjelaskan perkembangan inflasi secara umum. Yield curve cenderung lebih dapat menjelaskan fenomena inflasi pada periode masa krisis.
- 2. Penentuan suku bunga yang dapat dijadikan sebagai indikator ekspektasi inflasi diperoleh tiga macam spread yang memiliki perkembangan searah yang positif dan signifikan. Spread yang mampu menjelaskan dalam suatu periode jangka waktu yang sama dengan ekspektasi inflasi adalah spread suku bunga deposito 1 dan 12 bulan, spread deposito 3 dan 12 bulan serta spread suku bunga SBI 1 dan 12 bulan.

Berdasarkan hasil penelitian terdahulu, maka pada penelitian kali ini, dengan menggunakan metode yang dikemukakan oleh Mishkin, akan dilakukan pengujian dengan menggunakan data obligasi pemerintah Indonesia untuk melihat kemampuan yield dari obligasi pemerintah dalam menjelaskan inflasi di Indonesia.

### **BAB III**

#### METODOLOGI PENELITIAN

### 3.1. Spesifikasi Model

Model yang digunakan dalam penelitian ini adalah model perubahan inflasi yang dikembangkan oleh Mishkin. Model ini merupakan regresi dari perubahan tingkat inflasi terhadap term structure dari tingkat suku bunga nominal dan tingkat suku bunga real. Tingkat suku bunga nominal dalam model ini menggunakan yield dari obligasi pemerintah. Bentuk umum dari persamaan perubahan inflasi tersebut adalah sebagai berikut:

$$(\pi_t^m - \pi_t^n) = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} (i_t^m - i_t^n) + \eta_t^{m,n}$$
(3.1)

Dalam teori Mishkin ini diasumsikan bahwa ekspektasi adalah rasional (rational expectation) dan real interest rate bernilai konstan. Asumsi tersebut berdasarkan penelitian yang dilakukan oleh Fama terhadap tingkat efisiensi pasar untuk US Treasury Bills berjangka waktu 1 (satu) bulan.

Uji statistik yang dilakukan pada persamaan diatas adalah dengan menguji signifikansi dari koefisien  $\beta_{m,n}$  dengan hipotesis adalah jika  $\beta_{m,n}$  secara signifikan berbeda dari nol, maka slope dari term structure  $(i_t^m - i_t^n)$  mengandung informasi yang signifikan mengenai perubahan tingkat inflasi antara periode ke-m dan periode ke-n dimasa yang akan datang. Penolakan yang signifikan terhadap  $\beta_{m,n} = 0$  (atau  $1 - \beta_{m,n} = 1$ )

### BAB III

#### **METODOLOGI PENELITIAN**

# 3.1. Spesifikasi Model

Model yang digunakan dalam penelitian ini adalah model perubahan inflasi yang dikembangkan oleh Mishkin. Model ini merupakan regresi dari perubahan tingkat inflasi terhadap term structure dari tingkat suku bunga nominal dan tingkat suku bunga real. Tingkat suku bunga nominal dalam model ini menggunakan yield dari obligasi pemerintah. Bentuk umum dari persamaan perubahan inflasi tersebut adalah sebagai berikut:

$$\left(\pi_t^m - \pi_t^n\right) = \alpha_{m,n} + \beta_{m,n} \left(i_t^m - i_t^n\right) + \eta_t^{m,n} \tag{3.1}$$

Dalam teori Mishkin ini diasumsikan bahwa ekspektasi adalah rasional (rational expectation) dan real interest rate bernilai konstan. Asumsi tersebut berdasarkan penelitian yang dilakukan oleh Fama terhadap tingkat efisiensi pasar untuk US Treasury Bills berjangka waktu 1 (satu) bulan.

Uji statistik yang dilakukan pada persamaan diatas adalah dengan menguji signifikansi dari koefisien  $\beta_{m,n}$  dengan hipotesis adalah jika  $\beta_{m,n}$  secara signifikan berbeda dari nol, maka slope dari term structure  $(i_t^m - i_t^n)$  mengandung informasi yang signifikan mengenai perubahan tingkat inflasi antara periode ke-m dan periode ke-n dimasa yang akan datang. Penolakan yang signifikan terhadap  $\beta_{m,n} = 0$  (atau  $1 - \beta_{m,n} = 1$ )

mengindikasikan penolakan terhadap Ho dimana slope dari term structure real interest rate  $(rr_i^m - rr_i^n)$  bergerak satu-satu dengan slope dari nominal term structure  $(i_i^m - i_i^n)$ .

Sementara itu untuk meneliti perilaku inflasi terhadap term structure dalam jangka pendek digunakan Error Correction Model (ECM), dengan mengestimasi dampak time lag dari setiap variable. Model jangka pendek tersebut adalah sebagai berikut:

$$\Delta\left(\pi_{t}^{m} - \pi_{t}^{n}\right) = \alpha_{m,n} + \sum_{t} \delta_{m,n} \Delta\left(\pi_{t}^{m} - \pi_{t}^{n}\right)_{t-i} + \sum_{t} \beta_{m,n} \Delta\left(i_{t}^{m} - i_{t}^{n}\right)_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
(3.2)

Pemilihan terhadap penggunaan ECM berdasarkan pertimbangan bahwa data yang digunakan bersifat deret waktu (time series). Model keseimbangan jangka pendek ini akan relevan bila data yang digunakan dalam penelitian bersifat tidak stationer. Jika uji kointegrasi merupakan metode pengujian terhadap suatu teori dan pengujian terhadap model keseimbangan jangka panjang, sedangkan ECM merupakan suatu pengujian model untuk melihat keseimbangan jangka pendeknya.

### 3.2. Sumber Data

Dalam melakukan penelitian untuk melihat pengaruh term structure interest rate terhadap ekspektasi inflasi ini, data yang akan digunakan adalah data time series yang bersumber dari Bloomberg dan International Financial Statistic (IFS). Dengan periode data mulai dari November 2002 sampai dengan Desember 2006. Jenis data yang digunakan merupakan data bulanan.

## 3.3. Variabel yang Digunakan

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah variable yield dari obligasi pemerintah Indonesia., tingkat suku bunga Sertifikat Bank Indonesia dan variable inflasi yang dihitung dari data Consumer Price Index (CPI).

# 3.3.1. Obligasi Pemerintah Indonesia

Obligasi yang diterbitkan oleh pemerintah terdiri dari dua macam yaitu obligasi yang diterbitkan oleh pemerintah pusat yang dikenal dengan istilah obligasi pemerintah (government bond) dan obligasi yang diterbitkan oleh pemerintah daerah atau lembaga-lembaga daerah yang dikenal sebagai municipal bond.

Sementara jika dilihat dari jenis kupon obligasi yang dipasarkan terdiri dari obligasi dengan kupon tetap (fixed rate) dan obligasi dengan kupon yang mengambang (variable rate). Penentuan kupon obligasi variable rate ini, berdasarkan tingkat suku bunga SBI 3 bulan.

Dalam penelitian ini jenis obligasi yang akan digunakan dibatasi untuk obligasi pemerintah dengan jenis kupon tetap (fixed rate). Sementara obligasi dengan kategori variable tidak digunakan mengingat obligasi tersebut tidak mempunyai arus kas yang tetap karena tingkat suku bunga SBI 3 bulan nilainya tergantung hasil lelang.

Ada tiga hal yang menjadi alasan dalam menggunakan obligasi pemerintah dalam penelitian ini yaitu :

1. Obligasi pemerintah merupakan instrument yang bebas resiko (risk free)

- Masa jatuh tempo dari obligasi pemerintah ini bervariasi dan terdapat obligasi yang jatuh tempo dalam jangka yang relative panjang.
- 3. Beberapa obligasi pemerintah tersebut memiliki tingkat likuiditas yang cukup tinggi.

Sampai dengan akhir tahun 2006, seri obligasi yang masih diperdagangkan sebanyak 35 seri yaitu FR0002, FR0005, FR0010, FR0011, FR0012, FR0013, FR0014, FR0015, FR0016, FR0017, FR0018, FR0019, FR0020, FR0021, FR0022, FR0023, FR0024, FR0025, FR0026, FR0027, FR0028, FR0029, FR0030, FR0031, FR0032, FR0033, FR0034, FR0035, FR0036, FR0037, FR0038, FR0039, FR0040, FR0041, ORI1. Seri obligasi tersebut berjangka waktu antara 2 sampai dengan 20 tahun.

Dari 35 seri obligasi tersebut terdapat beberapa seri yang memiliki jangka waktu jatuh tempo yang sama. Untuk seri obligasi yang berjangka waktu sama tersebut, dilakukan pemilihan dengan cara melihat kelengkapan series dan volatilitas pergerakan harga setiap harinya. Misalnya seri obligasi dengan jangka waktu 8 tahun adalah FR0010, FR0011, FR0012, FR0013, FR0014, FR0021 dan FR0022. Maka diantara kedelapan seri tersebut yang tingkat volatilitasnya cukup tinggi adalah seri FR0021, oleh karenanya seri ini yang akan digunakan dalam penelitian.

Sehingga untuk penelitian ini data obligasi yang akan digunakan adalah seri obligasi FR0002, FR0005, FR0021, FR0023 dan FR0029 yang berjangka waktu antara 2 tahun sampai dengan 10 tahun saja. Hal ini dikarenakan data untuk obligasi yang melebihi 10 tahun tidak memiliki series yang lengkap.

Tabel 3.1 Obligasi Pemerintah Indonesia –Fixed Rate

_	ISSUED	COUPON		
SERI	SERI DATE		MATURITY	
FR0002	5/28/1999	14.00	6/15/2009	
FR0005	5/31/2000	12.25	7/15/2007	
FR0010	11/20/2002	13.15	3/15/2010	
FR0011	11/20/2002	13.55	5/15/2010	
FR0012	11/20/2002	12.63	5/15/2010	
FR0013	11/20/2002	15.43	9/15/2010	
FR0014	11/20/2002	15,58	11/15/2010	
FR0015	11/20/2002	13.40	2/15/2011	
FR0016	11/20/2002	13.45	8/15/2011	
FR0017	11/20/2002	13.15	1/15/2012	
FR0018	11/20/2002	13.18	7/15/2012	
FR0019	11/20/2002	14.25	6/15/2013	
FR0020_	11/20/2002	14.28	12/15/2013	
FR0021	12/24/2002	14.50	12/15/2010	
FR0022	4/10/2003	12.00	9/15/2011	
FR0023	9/11/2003	11.00	12/15/2012	
FR0024	11/6/2003	12.00	10/15/2010	
FR0025	4/29/2004	10.00	10/15/2011	
FR0026	8/26/2004	11.00	10/15/2014	
FR0027	1/27/2005	9.50	6/15/2015	
FR0028	2/24/2005	10.00	7/15/2017	
FR0029	4/28/2005	9.50	4/15/2007	
FR0030	5/19/2005	10.75	5/15/2016	
FR0031	6/16/2005	11.00	11/15/2020	
FR0032	9/1/2005	15.00	7/15/2018	
FR0033	1/26/2006	12.50	3/15/2013	
FR0034	1/26/2006	12.80	6/15/2021	
FR0035	2/16/2006	12.90	6/15/2022	
FR0036	4/20/2006	11.50	9/15/2019	
FR0037	5/18/2006	12.00	9/15/2026	
FR0038	8/24/2006	11.60	8/15/2018	
FR0039	8/24/2006	11.75	8/15/2023	
FR0040	9/21/2006	11.00	9/15/2025	
FR0041	10/12/2006	9.25	11/15/2008	
ORI1	8/9/2006	12.05	8/9/2009	

Selain itu terdapat kendala lain dari beberapa seri obligasi yang digunakan, yaitu tidak tersedianya data time series secara lengkap untuk beberapa periode seperti seri obligasi FR0021, dimana data yang tersedia mulai dari Februari tahun 2003. Oleh karenanya untuk melengkapi data tersebut dilakukan interpolasi untuk beberapa periode yang tidak lengkap.

## 3.3.2. Tingkat Suku Bunga SBI

Variabel tingkat suku bunga jangka pendek yang digunakan dalam penelitian ini berasal dari tingkat suku bunga yang dikeluarkan oleh Bank Indonesia (SBI) untuk jangka waktu 1 (satu) bulan dan 3 (tiga) bulan dalam satuan persen.

Berbeda dengan obligasi pemerintah yang semuanya memiliki arus kas dari pembayaran kupon setiap 6 (enam) bulan, SBI merupakan instrumen yang tidak memberikan kupon namun insentif yang diberikan untuk para investor berupa discount rate. Oleh karenanya, SBI dapat dikatakan sebagai obligasi discount (discount bond).

Disamping itu, SBI juga merupakan instrumen jangka pendek yang bebas resiko karena saat ini obligasi pemerintah untuk jangka waktu kurang dari 1 (satu) tahun masih belum tersedia. Namun pemerintah dalam waktu dekat akan meluncurkan instrumen jangka pendek yang bebas resiko yang disebut dengan Surat Perbendaharaan Negara (SPN). Tingkat suku bunga yang tercermin dalam SBI merepresentasikan kekuatan dari penawaran dan permintaan pasar mengingat mekanisme penentuan tingkat suku bunga ini dilakukan melalui sistem lelang, sehingga transaksi yang terjadi pun merupakan transaksi riil.

### 3.3.3. Consumer Price Index (CPI)

Kenaikan harga terjadi secara umum dan terus menerus, oleh karenanya kenaikan harga harus meliputi semua macam barang dan jasa. Selanjutnya data harga tersebut dibuat indeks, yang kemudian disebut Consumer Price Index (CPI). Data CPI yang digunakan dalam pengolahan data ini adalah CPI yang telah menggunakan tahun dasar

2002. Selanjutnya dari data CPI ini dilakukan perhitungan untuk memperoleh tingkat inflasi.

### 3.4. Metode Analisis

Dalam penelitian ini, terdapat beberapa tahap yang harus dilakukan sebelum melakukan estimasi terhadap model yang digunakan. Untuk memperoleh tingkat yield dari setiap informasi harga obligasi pemerintah dilakukan dengan menggunakan metode Bootstraping. Kemudian selanjutnya menguji stationeritas dari variable yang digunakan dengan menggunakan uji unit root.

# 3.4.1. Metode Bootstraping

Seperti dinyatakan pada pembahasan sebelumnya, pemodelan term structure yang ada sekarang ini di Indonesia masing mengandung resiko coupon effect, akibat pasar obligasi tidak memiliki obligasi yang zero-coupon. Oleh karenanya untuk menghilangkan resiko tersebut diperlukan suatu proses yang dapat merubah kupon obligasi yang ada menjadi kumpulan dari obligasi tanpa kupon, metode ini disebut dengan Bootstraping.

Metode Bootstraping merupakan metode yang paling umum digunakan dalam melakukan estimasi zero-coupon rate dari sekumpulan kupon obligasi. Zero-coupon rate akan diperoleh secara iterative dengan menggunakan formula harga obligasi berkupon.

Persamaan nonlinear yang digunakan, terbentuk dari formula harga untuk setiap obligasi. Persamaan tersebut adalah :

$$P_{0} + AI = \frac{C/n}{[1 + \frac{r_{1}}{n}]^{t_{1}}} + \frac{C/n}{[1 + \frac{r_{2}}{n}]^{1 + t_{2}}} + \dots + \frac{F + C/n}{[1 + \frac{r_{K}}{n}]^{k + t_{k}}}$$
(3.3)

Dimana :  $P_0$  = Harga bersih

AI = Accrued interest

C = kupon

n = banyaknya pembayaran kupon dalam setahun

r = rate

t =waktu pembayaran kupon

k = akhir periode pembayaran kupon.

Untuk setiap obligasi ke-j mempunyai daftar waktu pembayaran kupon  $T_j = \{t_{j1}, t_{j2}, ..., t_{jk}\}$ . Sehingga jika mempunyai sebanyak m obligasi maka gabungan dari  $T_j$  yaitu  $T = \bigcup_{j=1}^m T_j$  adalah himpunan semua point waktu yang berbeda pada saat pembayaran kupon (misalkan |T| = m).

Jika banyaknya obligasi lebih sedikit dari banyaknya anggota himpunan dari T (m < m'), dengan kata lain jumlah persamaan lebih sedikit dari banyaknya variabel yang tidak diketahui, maka dari sistem persamaan nonlinear yang ada, tidak bisa ditentukan solusinya. Oleh karena itu untuk mendapatkan solusi tersebut, perlu dibuat tambahan persamaan dengan cara interpolasi *cubic spline* pada beberapa point intermediate maturities. Point tersebut dilambangkan dengan  $L = \{t_j \mid t_j \in T \text{ dan } t_j \notin m\}$ . Dengan adanya data tambahan ini akan diperoleh jumlah persamaan yang sama dengan banyaknya

variable yang tidak diketahui. Kemudian melakukan proses rekursi dari persamaanpersamaan yang ada akan diperoleh yield dari masing-masing jangka waktu. Nilai yield inilah yang akan digunakan sebagai variabel tingkat suku bunga nominal dalam model persamaan regresi perubahan tingkat inflasi dengan perubahan tingkat suku bunga.

Mengingat banyaknya yield yang harus ditentukan untuk setiap periode waktu observasi, maka untuk mengestimasi zero rate dalam penelitian ini akan dilakukan dengan menggunakan toolbox dalam program Matlab. Toolbox yang digunakan adalah zbtprice, yang merupakan alat untuk menghasilkan zero curve bootstrapping dari obligasi berkupon dimana untuk setiap obligasi yang diestimasi telah diketahui terlebih dahulu nilai dari harga pasarnya.

Syntax yang digunakan dalam membuat zero curve bootstrapping adalah sebagai berikut:

[ZeroRates, CurveDates] = zbtprice(Bonds, Prices, Settle, OutputCompounding)

Data yang digunakan sebagai input dalam menggunakan toolbox zero curve bootstrapping
ini terdiri dari empat data yaitu:

- 1. Bond, merupakan data obligasi, yang meliputi:
  - a. Data tanggal jatuh tempo.
  - b. Kupon obligasi yang diberikan.
  - c. Face value atau nilai redemption dari obligasi (default = 100)
  - d. Periode, merupakan periode pembayaran kupon dari obligasi yang meliputi bulanan, triwulanan, semesteran atau tahunan.

- e. Basis, merupakan basis perhitungan jumlah hari dalam setahun, terdiri dari :

  0 = actual / actual (default), 1 = 30 / 360, 2 = actual / 360, 3 = actual / 365
- f. EndMonthRule, merupakan flag ini digunakan hanya jika terdapat obligasi yang jatuh tempo di tanggal terakhir setiap bulannya.
- 2. Prices, merupakan harga obligasi yang diperdagangkan.
- 3. Settle, merupakan data settlement dari seluruh obligasi.
- 4. Output Compounding, merupakan himpunan frekuensi compounding setiap tahun dari output zero rates. (Default: 2, semiannual compounding).

# 3.4.2. Uji Akar-akar Unit (Unit Root Test)

Seperti disebutkan sebelumnya, bahwa variable dari suatu data time series terkadang tidak stationer. Suatu data time series dikatakan stationer apabila memiliki suatu nilai rata-rata dan varians yang konstan sepanjang waktu. Oleh karenanya hal pertama yang harus diamati sebelum melakukan regresi terhadap data time series adalah dengan melakukan uji stationeritas. Apabila data yang digunakan tidak stationer maka regresi yang digunakan data tersebut akan memiliki R<sup>2</sup> yang relative tinggi namun memiliki nilai statistic Durbin-Watson yang rendah. Hal ini memberikan indikasi bahwa regresi yang dihasilkan adalah spurious, yang mengakibatkan koefisien regresi tidak efisien.

Uji akar-akar unit (unit roots test) dapat dijadikan sebagai uji stationer, karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model Autoregressif yang ditaksir mempunyai nilai satu atau tidak.

Unit roots test dimulai dengan model sebagai berikut:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad -1 \le \rho \le 1 \tag{3.4}$$

Dimana  $\varepsilon_t$  adalah white noise error term dan jika  $\rho = 1$  maka persamaan diatas disebut unit root. Kemudian persamaan diatas dilakukan manipulasi dengan cara mengurangi  $Y_{t-1}$  pada kedua sisi persamaan dan diperoleh sebagai berikut :

$$Y_{t} - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 (3.5)

$$= (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.6}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.7}$$

Uji hipotesis nol adalah  $\delta=0$ . Jika  $\delta=0$  atau  $\rho=1$  maka diperoleh unit root atau time series adalah nonstationer. Namum apabila  $\delta=0$  atau  $\rho=1$ , maka persamaan  $\Delta$   $Y_t=\epsilon_t$  menjadi stationer.

Dickey-Fuller mengembangkan uji stationeritas yang disebut dengan Augmented Dickey Fuller (ADF) test. Bentuk persamaan Augmented Dickey Fuller test adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$
(3.8)

Dimana:

$$\delta = -\left(1 - \sum_{j=1}^{p} a_j\right)$$

$$\beta_i = \sum_{j=1}^p a_j$$

Jika  $\sum_{j=1}^{p} a_{j} = 1$  maka  $\delta = 0$ , artinya system mempunyai unit root atau  $\varepsilon_{t}$  adalah independently and identical distributed (IID) dimana nilai rata-rata nol dan varians konstan.

### 3.4.3. Uji Kointegrasi

Pendekatan dengan menggunakan uji kointegrasi merupakan isu statistik model dinamis yang cukup penting dan tidak boleh diabaikan. Pada prinsipnya pendekatan kointegrasi berkaitan erat dengan pengujian terhadap kemungkinan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel-variabel ekonomi seperti yang dikehendaki oleh teori ekonomi. Pendekatan ini dapat pula dipandang sebagai uji teori dan merupakan bagian penting dalam perumusan dan estimasi suatu model dinamis.

Pengujian dengan menggunakan teknik kointegrasi pertama kali diperkenalkan oleh Engle dan Granger (1987), kemudian dikembangkan lebih lanjut oleh Johansen (1988). Penelitian yang dilakukan oleh Johansen tersebut kemudian disempurnakan kembali oleh Johansen dan Juselius (1990). Granger (1987) mengemukakan bahwa kombinasi linear dari dua atau lebih variabel yang tidak stationer mungkin stationer. Jika terdapat kombinasi linear seperti itu, maka diantara variabel yang tidak stationer tersebut dikatakan berkointegrasi.

Kombinasi linear yang stationer tersebut merupakan persamaan kointegrasi yang menunjukkan hubungan jangka panjang diantara variabel, dimana deviasi dari kondisi equilibiriumnya adalah stationer meskipun variabel tersebut bersifat nonstasioner. Jadi walaupun masing-masing variabel tersebut tidak stationer mereka senantiasa bergerak bersama-sama sepanjang waktu dan perbedaan di antara variabel tersebut akan senantiasa stabil. Oleh karena itu jika terjadi guncangan dalam suatu sistem perekonomian, maka dalam jangka panjang terdapat kekuatan yang mendorong ekonomi untuk pulih dan kembali ke kondisi equilibirum.

Untuk dapat melakukan uji kointegrasi harus diyakini terlebih dahulu bahwa variabel-variabel terkait dalam pendekatan tersebut memiliki derajat integrasi yang sama atau tidak. Sehingga uji akar-akar unit dan uji derajat integrasi perlu dilakukan terlebih dahulu. Jika dua variabel atau lebih mempunyai derajat integrasi yang berbeda, misalkan variabel x berintegrasi satu, I(1) dan variabel y berintegrasi dua, I(2), maka kedua variabel tersebut tidak dapat berkointegrasi. Selanjutnya hipotesis nol dalam menguji adalah bahwa diantara variabel tersebut tidak ada kointergrasi.

Salah satu cara untuk menguji ada tidaknya hubungan keseimbangan jangka panjang diantara lebih dari dua variabel atau ada tidaknya kointegrasi adalah dengan menggunakan uji Engle-Granger atau uji Augmented Engle-Granger. Uji ini dilakukan dengan memanfaatkan uji Dickey-Fuller (DF) atau Augmented Dickey Fuller (ADF). Tahapan yang dilakukan untuk menguji adalah sebagai berikut:

- Melakukan uji variabel untuk melihat apakah stationer atau tidak dan untuk mengetahui order integrasi.
- 2. Melakukan estimasi model regresi
- Menguji residual dari model tersebut untuk melihat stationeritasnya. Jika residual yang dihasilkan stationer, maka dapat disimpulkan bahwa regresi tersebut adalah

kointegrasi, atau dapat dikatakan bahwa variabel endogen dan eksogen yang tidak stationer tersebut terkointegrasi.

## 3.4.4. Model Koreksi Kesalahan (Error Correction Model / ECM)

Secara umum dapat dikatakan bahwa ECM sering dipandang sebagai salah satu model dinamik yang sangat terkenal dan banyak diterapkan dalam studi empiris. Model ini menjelaskan hubungan antara variable terikat dan variable bebas pada waktu sekarang dan waktu lampau. ECM relative lebih unggul bila dibandingkan dengan Partial Adjustment Model (PAM), karena kemampuan yang dimiliki oleh ECM dalam meliputi lebih banyak variable dalam menganalisa fenomena ekonomi jangka pendek dan jangka panjang dan mengkaji konsistensi model empiris dengan teori ekonomi, serta dalam mencari solusi permasalahan variable time series yang tidak stationer dan *spurious regression*.

Untuk membentuk model koreksi kesalahan (ECM), pertama dibentuk fungsi umum dari hubungan antar variable pada tingkat yang diinginkan, missalkan:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + e \tag{3.9}$$

Dimana,  $Y_t$  adalah keseimbangan jangka panjang yang dipengaruhi oleh variable X.

Bentuk Error Correction Model (ECM) dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.10}$$

Dimana:

 $\Delta$  = operator first difference

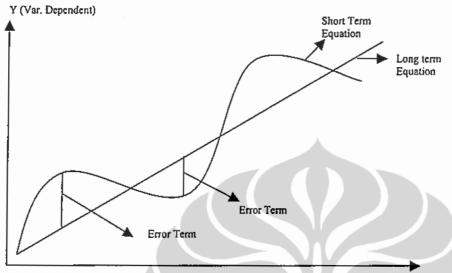
 $\varepsilon_t = \text{random error term}$ 

$$u_{t-1} = (Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1})$$

Persamaan diatas menunjukkan bahwa  $\Delta Y$  tergantung pada  $\Delta X$  juga pada equilibrium error term. Jika equilibrium error term tidak sama dengan nol maka model equilibrium error term akan keluar dari ekuilibirum. Jika  $\Delta Y$  sama dengan nol dan  $u_{t-1}$  positif artinya  $Y_{t-1}$  terlalu tinggi untuk berada di ekuilibrium, atau dengan kata lain  $Y_{t-1}$  berada diatas nilai ekuilibrium dari  $(\alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1})$ .

Nilai  $\alpha_2$  diharapkan positif, maka  $\alpha_2 u_{t-1}$  akan bernilai negative yang diikuti dengan nilai  $\Delta X_t$  yang juga akan menjadi negative, untuk mendorong pergerakan kembali ke kondisi ekuilibirum. Oleh karena itu, jika  $Y_t$  berada diatas nilai ekulibirumnya, secara perlahan tapi konsisten, nilainya akan mulai turun pada periode selanjutnya untuk mengoreksi nilai ekuilibrium error, inilah yang disebut dengan Error Correction Mechanism. Model koreksi kesalahan mencerminkan bagaimana system mengrah atau menuju (converge) kepada keseimbangan jangka panjang dan nilai absolute dari  $\alpha_2$  akan menentukan seberapa cepat kondisi ekuilibrium akan tercapai kembali. Berikut ilistrasi dari terjadinya mekanisme koreksi kesalahan dan bagaimana hubungan antara persamaan jangka pendek (ECM) dan persamaan jangka panjang.

Gambar 3.1 Ilustrasi Mekanisme Error Correction



Mekanisme ECT yang negative akan mengkoreksi pergerakan suatu variabel bergerak menuju kepada keseimbangan jangka panjang

### 3.5. Keterbatasan Penelitian

Keterbatasan penelitan dalam tulisan ini diantaranya adalah :

- Dalam hal data dimana untuk beberapa seri obligasi mengalami ketidaklengkapan series data untuk beberapa periode.
- Tidak terdapat obligasi pemerintah Indonesia untuk periode jangka waktu pendek dan jangka menengah, seperti 6 bulan, 9 bulan, dan 3 atau 4 tahun.
- 3. Kelemahan metode Bootstraping dimana struktur jatuh tempo dari masing-masing obligasi harus memberikan jarak yang sama sehingga nilai pada obligasi pertama yang diperoleh dapat disubstitusikan untuk persamaan obligasi yang berikutnya.

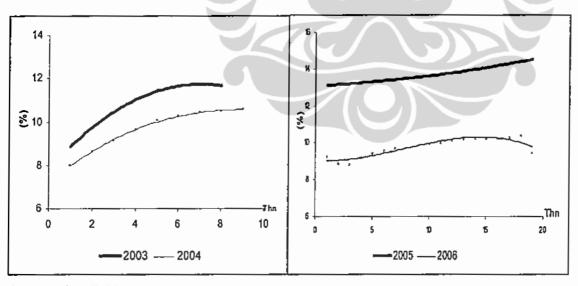
### **BAB IV**

## HASIL ANALISA

# 4.1. Analisa Deskriptif

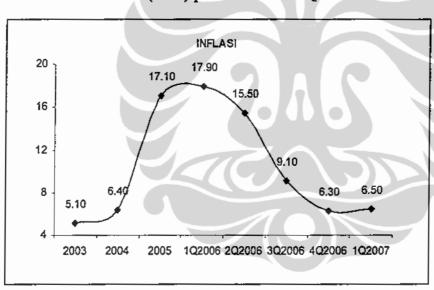
Yield curve yang dibentuk dari obligasi pemeritah sejak tahun 2003 hingga 2005 cenderung menunjukkan bentuk yang positif (*upward sloping*), namun untuk yield curve periode tahun 2006 menunjukkan kecenderungan pola yang bergelombang (*humped-backed*). Pada tenor 2 dan 3 tahun terjadi penurunan yield dan kemudian meningkat hingga tenor 18 tahun kembali mengalami penurunan.

Gambar 4.1 Estimasi Yield Curve tahun 2003 - 2006



Sumber: data diolah

Bentuk yield curve yang meningkat pada tahun 2003 menunjukkan bahwa suku bunga jangka pendek dimasa yang akan datang, akan mengalami kenaikan akibat adanya peningkatan dalam ekspektasi inflasi di masyarakat. Jika kita lihat tingkat inflasi pada akhir 2003 tercatat sebesar 5.10% YoY. Untuk melihat apakah terdapat indikasi adanya kenaikan ekspektasi inflasi pada periode kedepan, akan dilihat tingkat inflasi pada periode 2004. Tingkat inflasi pada tahun 2004 terlihat mengalami kenaikan menjadi 6.40%, sehingga hal ini memberikan indikasi bahwa bentuk yield curve pada tahun 2003 dapat menjelaskan perubahan inflasi untuk tahun 2004.



Gambar 4.2 Inflasi (YoY) periode 2003 – 1Q:2007

Sumber: Bank Indonesia

Selanjutnya, pada tahun 2004 yield curve obligasi pemerintah masih menunjukkan arah yang positif namun terjadi pergeseran yield curve yang menurun dari tahun sebelumnya dengan rata-rata penurunan sebesar 1% untuk setiap jangka waktu.

Jika dilihat dari bentuk yield curve yang masih positif tersebut, mengindikasikan tingkat inflasi pada periode tahun 2005 diperkirakan juga akan mengalami kenaikan. Jika dilihat berdasarkan data historis, tingkat inflasi tahun 2005 berada pada posisi 17.10% atau mengalami peningkatan dibanding tahun sebelumnya. Sehingga pada periode pengamatan ini, yield curve tahun 2004 mampu menjelaskan pergerakan inflasi pada periode berikutnya.

Dipicu oleh kenaikan harga bahan bakar minyak pada tahun 2005 menyebabkan tingkat inflasi meningkat dan kurva yield obligasi pada tahun 2005 mengalami pergeseran yang cukup tinggi. Namun bentuk kurva pada periode ini masih menunjukkan arah yang positif, cenderung tajam, dimana pasar masih memberikan yield yang tinggi untuk periode investasi jangka panjang. Selain itu berdasarkan teori ekspektasi inflasi, kurva tersebut juga memberikan sinyal akan terjadinya peningkatan inflasi untuk tahun 2006. Jika diperhatikan angka tingkat inflasi pada tahun 2006, pada kuartal pertama, inflasi berada pada posisi 17.90% YoY atau mengalami peningkatan dibanding akhir tahun 2005, namun memasuki kuartal kedua hingga akhir tahun 2006 perekonomian negara sudah berangsur stabil dan tingkat inflasi pun menurun hingga mencapai 6.30% YoY. Sehingga yield curve periode 2005 hanya memberikan informasi kenaikan inflasi pada kuartal pertama 2006 namun tidak dapat memberikan indikasi pergerakan inflasi akhir periode.

Dari hasil analisa yield curve pada beberapa periode tersebut, sebagian besar yield curve dapat memberikan arahan mengenai ekspektasi inflasi periode mendatang. Namun yield curve yang ada belum dapat memberikan informasi yang cukup untuk melihat ekspektasi inflasi periode kedepan, hal ini dimungkinkan karena pasar obligasi pemerintah di Indonesia baru mulai tumbuh pada tahun 2006.

## 4.2. Analisa Hasil Uji Data

Setelah menganalisa dari sisi grafik, berikut akan dilihat analisa yield curve dengan menggunakan metode statistik. Kombinasi spread jangka waktu yang akan digunakan dalam penelitian ini terdiri dari 21 macam kombinasi yaitu: spread 3 bulan dan 1 bulan (3mo-1mo), spread 2 tahun dan 1 bulan (2th-1mo), spread 7 tahun dan 1 bulan (7th -1mo), spread 8 tahun dan 1 bulan (8th - 1mo), spread 9 tahun dan 1 bulan (9th - 1mo), spread 10 tahun dan 1 bulan (10th - 1mo), spread 2 tahun dan 3 bulan (2th - 3mo), spread 7 tahun dan 3 bulan (7th - 3 mo), spread 8 tahun dan 3 bulan (8th - 3mo), spread 9 tahun dan 3 bulan (9th -3mo), spread 10 tahun dan 3 bulan (10th - 3mo), spread 7 tahun dan 2 tahun (7th - 2th), spread 8 tahun dan 2 tahun (8th - 2th), spread 9 tahun dan 2 tahun (9th - 2th), spread 9 tahun dan 7 tahun (9th - 7th), spread 10 tahun dan 7 tahun (10th - 7th), spread 9 tahun dan 8 tahun (9th - 8th), spread 10 tahun dan 8 tahun (10th - 8th) serta spread 10 tahun dan 9 tahun (10th - 9th).

# 4.2.1. Uji Stationaritas spread inflasi dan suku bunga

Dengan menggunakan uji ADF test dilakukan uji stationaritas variable inflasi dengan beberapa variasi spread jangka waktu dimana digunakan data konstant tanpa trend maka diperoleh variable inflasi yang signifikan pada 5% hanya spread inflasi antara jangka waktu 3 bulan dan 1 bulan. Jadi spread inflasi 3 bulan dan 1 bulan stationer atau tidak mempunyai unit root. Sementara untuk spread lainnya terlihat tidak stationer yang tercermin dari nilai t-statistik ADFyang secara mutlak lebih kecil dari MacKinnon critical value-nya untuk setiap tingkat kepercayaan 1%, 5% dan 10%. Sehingga hasil tersebut

menunjukkan bahwa variabel spread (2th-1m), (7th -1mo), (8th - 1mo), (9th - 1mo), (10th - 1mo), (2th - 3mo), (7th - 3 mo), (8th - 3mo), (9th -3mo), (10th - 3mo), (7th - 2th), (8th - 2th), (9th - 2th), (10th - 2th), (8th - 7th), (9th - 7th), (10th - 7th), (9th - 8th), (10th - 8th) serta (10th - 9th) tidak stationer pada derajat 0 atau I(0)

Tabel 4.1 Hasil Unit Root Test Spread Inflasi

	Inflasi				
Spread	T-Stat	Prob	Ket		
3mo - 1 mo	-6.29	0.00	No Unit root		
2 th - 1 mo	-0.87	<b>0</b> .79	Unit root		
7 th - 1 mo	-0.93	0.77	Uлit root		
8 th - 1 mo	0.64	0.99	Unit root		
9 th - 1 mo	-1.68	0.43	Unit root		
10 th - 1 mo	-1.45	0.55	Unit root		
2 th - 3 mo	-0.89	0.78	Unit root		
7 th - 3 mo	-0.89	0.78	Unit root		
8 th - 3 mo	0.06	0.96	Unit root		
9 th - 3 mo	-1.12	0.70	Unit root		
10 th - 3 mo	-1.28	0.63	Unit root		
7 th - 2 th	-0.78	0.82	Unit root		
8 th - 2 th	-0.16	0.94	Unit root		
9 th - 2 th	-1.32	0.61	Unit root		
10 th - 2 th	-2.35	0.16	Unit root		
8 th - 7 th	-1.78	0.38	Unit root		
9 th - 7 th	-1.17	0.68	Unit root		
10 th - 7 th	-0.60	0.86	Unit root		
9 th - 8 th	-1.66	0.45	Unit root		
10 th - 8 th	-0.33	0.91	Unit root		
10 th - 9 th	-0.26	0.92	Unit root		

Sementara itu dari hasil uji stationer variable tingkat suku bunga dengan tingkat signifikansi 5%, diperoleh 2 variable yaitu spread suku bunga 9 tahun dengan 8 tahun serta spread suku bunga 10 tahun dan 9 tahun. Sehingga spread suku bunga 9 tahun dengan 8 tahun dan spread suku bunga 10 tahun dan 9 tahun adalah stationer atau tidak mempunyai unit root pada level. Sementara untuk spread tingkat suku bunga lainnya

seperti (3mo – 1mo), (2th-1mo), (7th -1mo), (8th – 1mo), (9th – 1mo), (10th – 1mo), (2th – 3mo), (7th – 3 mo), (8th – 3mo), (9th -3mo), (10th – 3mo), (7th – 2th), (8th – 2th), (9th – 2th), (10th – 2th), (8th – 7th), (9th – 7th), (10th – 7th) serta (10th – 8th) terlihat tidak stationer yang tercermin dari nilai t-statistik ADFyang secara mutlak lebih kecil dari MacKinnon critical value-nya untuk setiap tingkat kepercayaan 1%, 5% dan 10%. Sehingga hasil tersebut menunjukkan bahwa variabel spread tidak stationer pada derajat 0 atau I(0).

Tabel 4.2 Hasil Unit Root Test Spread Interest Rate

Sprand	Interest Rate			
Spread	T-Stat	Prob	Ket	
3mo - 1 mo	-1.26	0.64	Unit root	
2 th - 1 mo	-1.08	0.72	Unit root	
7 th - 1 mo	-2.47	0.13	Unit root	
8 th - 1 mg	-2.40	0.15	Unit root	
9 th - 1 mo	-2.46	0.13	Unit root	
10 th - 1 mo	-2.44	0.14	Unit root	
2 th - 3 mo	-1.16	0.68	Unit root	
7 th - 3 mo	-2.06	0.26	Unit root	
8 th - 3 mo	-2.05	0.26	Unit root	
9 th - 3 mo	-2.05	0.27	Unit root	
10 th - 3 mo	-2.05	0.26	Unit root	
7 th - 2 th	-1.08	0.71	Unit root	
8 th - 2 th	-1.08	0.71	Unit root	
9 th - 2 th	-1.08	0.71	Unit root	
10 th - 2 th	-1.08	0.72	Unit root	
8 th - 7 th	-0.84	0.80	Unit root	
9 th - 7 th	-1.22	0.66	Unit root	
10 th - 7 th	-0.94	0.77	Unit root	
9 th - 8 th	-3.30	0.02	No Unit root	
10 th - 8 th	-2.37	0.15	Unit root	
10 th - 9 th	-6.51	0.00	No Unit root	

# 4.2.2. Regresi antara Spread Suku Bunga dan Spread Inflasi

Berdasarkan hasil uji stationeritas diatas, diproleh informasi bahwa spread inflasi yang telah stationer pada tingkat level adalah spread inflasi 3 bulan dan 1 bulan (3mo – 1mo) sedangkan spread tingkat suku bunga adalah spread 9 tahun dan 8 tahun (9th – 8th) serta spread 10 tahun 9 tahun (10th – 9th). Oleh karenanya variabel yang telah stationer pada level atau terintergrasi pada derajat 0, I(0), tersebut tidak diikutkan dalam melakukan regressi dengan menggunakan spread inflasi. Dengan menggunakan persamaan (3.1) diperoleh hasil regresi dari variabel spread tingkat suku bunga dan inflasi adalah sebagai berikut:

Tabel 4.3
Hasil Regresi Spread Inflasi dengan Spread Tingkat Suku Bunga

m,n	$\alpha_{m,n}$	$\beta_{m,n}$	R2	wald-test
10th, 1m	2,17164 0.03939	-0.04038 0.00400	0.67975	0.00400
10th, 3m	2.21839 0.04187	-0.03479 0.00425	0.58217	0.00425
10th, 2th	2,39676 0,01196	0.00131	0,03529	0.00099
10th, 7th	1.78491 0.04006	-11.82199 0.64259	0.87580	0.64259
10th, 8th	1.85086 0.51159	-19,74318 9,24577	0.08676	9.24577
2th, 1m	0,16873	-0.00276 0.00060	0.30902	0,00060
2th, 3m	0.16270	-0.00256 0.00062	0.26064	0.00062
7th, 1m	2.21582 0.29498	0.091 <del>6</del> 5 0.02984	0.16429	0.02984
7th, 3m	2.04670 0.29167	0.07496 0.02950	0.11857	0.02850
7th, 2th	0.80007 0.05773	-0.04394 0.00474	0.64126	0.00474
8th, 1m	2,48890 0.24513	0.07191 0.02477	0.14942	0.02477
8th, 3m	2.21901 0.24554	0.04483 0.02481	0.06368	0.02481
8th, 2th	1.45700 0.07410	-0.02001 0.00610	0.18321	0.00610
8th, 7th	0,40833 0,05237	-6.83000 1,35587	0.34583	1.35587
9th, 1m	1,75666 0,03528	-0.05550 0.00358	0.83324	0.00358
9th, 3m	1.79078 0.03690	-0.05132 0.00375	0.79601	0.00375
9th, 2th	2.14731 0.01521	0.00381 0.00126	0.16077	0.00126
9th, 7th	1.60627 0.07740	-12.74624 1.24645	0.68540	1.24645

Dari hasil regresi diatas, terlihat bahwa persamaan spread inflasi dan spread tingkat suku bunga yang signifikan dan memiliki nilai R2 yang lebih dari 70% adalah spread 10 tahun dengan 7 tahun, spread 9 tahun dengan 1 bulan dan spread 9 tahun dengan 3 bulan. Selebihnya memiliki R² yang kecil, bahkan untuk model spread 10 tahun - 2 tahun serta spread 10 tahun - 8 tahun hanya kurang dari 10% variansi dari model tersebut dapat menerangkan spread inflasi.

Tabel 4.4 Hasil Regresi Spread inflasi dan spread Tingkat suku bunga dengan model (10th - 7th), (9th - 1 mo) dan (9th - 3mo)

Dependent	Variable: INF	10th, 7th
Method: Le	ast Squares	

Sample: 1 50

included observations: 5				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	1.784906	0.040058	44.55816	0.0000
INTR 10th, 7th	-11.82199	0.642588	-18. <b>39746</b>	0.0000
R-squared	0.87580	Mean dependent var		1.2288
Adjusted R-squared	0.87321	S.D. dependent var		0.5220
S.E. of regression	0.18587	Akaike info criterion		-0.4884
Sum squared resid	1.65826	Schwarz criterion		-0.4119
Log likelihood	14.20936	F-statistic		338.4666
Durbin-Watson stat	0.42762	Prob(F-statistic	;)	0

Dependent Variable: INF 9th, 1m Method: Least Squares

Sample: 150

Included observations: 5	U			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Ç	1.756664	0.035276	49.7974	0.0000
INTR 9th, 1m	-0.055502	0.003584	-15.4868	0.0000
R-squared	0.833241	Mean dependent var		2.2902
Adjusted R-squared	0.829767	S.D. dependent	0.1300	
S.E. of regression	0.053637	Akaike info criterion		-2.9740
Sum squared resid	0.138093	Schwarz criterion		-2.8975
Log likelihood	76.34941	F-statistic		239.8409
Durbin-Watson stat	0.49713	Prob(F-statistic)		0

Dependent Variable: INF 9th, 3m

Method: Least Squares

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error t-Statistic		Prob.
С	1.790775	0.036902 48.5278		0.0000
INTR 9th, 3m	-0.051316	0.00375	-13.686	0.0000
R-squared	0.796011	Mean dependent var		2.2830
Adjusted R-squared	0.791761	S.D. dependent	0.1280	
S.E. of regression	0.058412	Akaike info criterion		-2.8034
Sum squared resid	0.163773	Schwarz criterion		-2.7269
Log likelihood	72.08553	F-statistic		187.3065
Durbin-Watson stat	0.290357	Prob(F-statistic)	0	

Oleh karena itu, model yang akan digunakan selanjutnya dalam penelitian ini adalah model spread 10 tahun - 7 tahun, spread 9 tahun - 1 bulan serta spread 9 tahun - 3 bulan. Selanjutnya ketiga model tersebut akan dilakukan uji kointegrasi untuk melihat ada tidaknya hubungan jangka panjang.

## 4.2.3. Hasil Uji Kointegrasi

Sebagai mana telah disebutkan pada bab sebelumnya bahwa pengujian kointegrasi ini bertujuan untuk mengetahui ada tidaknya hubungan jangka panjang diantara variabel-variabel yang digunakan dalam persamaan. Kointegrasi dari variabel tersebut terjadi jika terdapat kombinasi linear antara variabel yang tidak stasioner dan residual dari kombinasi linear tersebut haruslah stasioner.

Dari ketiga model regresi spread inflasi diatas yaitu model spread (10th – 7 th), (9th - 1m) dan (9th - 3m), maka residul dari regresi tersebut akan dilakukan estimasi dengan OLS untuk mendapatkan nilai DF dan ADF. Hasil uji kointegrasi dengan menggunakan metode Engle-Granger dari masing-masing model tersebut adalah sebagai berikut:

### 1. Model spread (10th - 7th):

Tabel 4.5 Hasil Uji kointegrasi Persamaan Residual Model (10th – 7th)

Null Hypothesis: EREG10TH7TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-F	uller test statistic	-2.755802	0.0722
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Dari hasil uji ADF diatas, terlihat bahwa nilai t-statistic model spread 10th – 7th sebesar –2.7558, jika dibandingkan dengan nilai kritisnya, maka nilai t-stat tersebut secara absolute lebih besar dari nilai kritis pada tingkat keyakinan 10%, dan lebih kecil dibanding nilai kritis pada tingkat kepercayaan 1% dan 5%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa pada tingkat keyakinan 10% kedua variabel saling terkointegrasi.

### 2. Model spread (9th - 1m):

Tabel 4.6

Hasil Uji kointegrasi Persamaan Residual Model (9th – 1m)

Null Hypothesis: EREG9TH1M has a unit root

**Exogenous: Constant** 

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-F	uller test statistic	-2.876203	0.0555
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Penggunaan metode Engle-Granger pada pengujian kointegrasi model spread 9 tahun dan 1 bulan, uji ADF diatas menunjukkan bahwa nilai t-statistic model spread 9 tahun – 1 bulan sebesar –2.876203, jika dibandingkan dengan nilai kritisnya, maka nilai t-stat tersebut secara absolute lebih besar dari nilai kritis pada tingkat keyakinan 10%, namun lebih kecil dibanding nilai kritis pada tingkat kepercayaan 1% dan 5%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa pada tingkat keyakinan 10%, variabel spread inflasi (9th – 1m) dan spread tingkat suku bunga (9th – 1m) saling terkointegrasi.

### 3. Model spread (9th - 3m):

Tabel 4.7 Hasil Uji kointegrasi Persamaan Residual Model (9th – 3m)

Null Hypothesis: EREG9TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-7.218775	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.574446	
	5% level	-2.923780	
	10% level	-2.599925	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Pengujian kointegrasi model spread 9 tahun dan 3 bulan dengan menggunakan uji ADF, menunjukkan bahwa nilai t-statistic pada model spread 9 tahun dan 3 bulan adalah sebesar -7.218. Nilai tersebut jika dibandingkan dengan nilai kritisnya, maka nilai t-stat tersebut secara absolute lebih besar dari pada nilai kritis pada tingkat keyakinan 1%, 5% dan 10%. Oleh karenanya, dapat disimpulkan bahwa pada tingkat keyakinan 1%, 5% dan 10%, variabel spread inflasi (9th - 3m) dan spread tingkat suku

bunga (9th - 3m) memiliki hubungan jangka panjang atau dengan kata lain saling terkointegrasi.

Setelah dilakukan uji kointegrasi untuk setiap model, maka hasil uji dengan menggunakan prosedur Engle-Grange tersebut menghasilkan persamaan jangka panjang sebagai berikut:

a. Spread inflasi 10 tahun dan 7 tahun terhadap spread suku bunga 10 tahun dan 7 tahun:

$$\left(\pi_{t}^{10th} - \pi_{t}^{7th}\right) = 1.78 - 11.82 * \left(i_{t}^{10th} - i_{t}^{7th}\right) + \varepsilon_{t}$$

$$(0.040) (0.642)$$

$$R^{2} = 0.88;$$
(4.1)

Nilai koefisien dari variabel spread tingkat suku bunga 10 tahun dengan 7 tahun terhadap spread inflasi model yang sama sebesar 11.82. Angka ini memberikan arti bahwa setiap kenaikan variabel spread tingkat suku bunga sebesar 1 persen, dalam jangka panjang akan menurunkan 11.82 persen variabel spread inflasi. Hasil estimasi diatas menunjukkan R<sup>2</sup> sebesar 0.88, dimana nilai ini menunjukkan bahwa model yang dibuat dapat menjelaskan 88% variasi spread inflasi.

Sementara itu, uji wald terhadap nilai koefisien spread suku bunga (dengan nilai = -11.82 dan SE = 0.6423) menunjukkan bahwa H<sub>0</sub>, dimana koefisien spread suku bunga sama dengan nol ditolak, sehingga dapat dikatakan bahwa pada model spread 10 tahun dan 7 tahun, dapat memberikan informasi mengenai inflasi.

Tabel 4.8 Wald Test Spread 10 tahun dengan 7 tahun

Wald Test:	-							
Equation: 10th, 7th								
Test Statistic	Value	df	Probability					
F-statistic	338.4666	(1, 48)	0.000					
Chi-square	338.4666	1	0.000					
Null Hypothesis Su	ттагу:							
Normalized Restric	tion (= 0)	Value	Std. Err.					
C(2)		-11.82199	0.642588					
Restrictions are line	ear in coefficient	s.	Restrictions are linear in coefficients.					

b. Spread inflasi 9 tahun dan 1 bulan terhadap spread suku bunga 9 tahun dan 1 bulan :

$$\left(\pi_t^{9th} - \pi_t^{1m}\right) = 1.757 - 0.056 * \left(i_t^{9th} - i_t^{1m}\right) + \varepsilon_t$$

$$(0.035) (0.004)$$

$$R^2 = 0.83$$
;

Nilai koefisien dari variabel spread tingkat suku bunga obligasi 9 tahun dengan tingkat suku bunga SBI 1 bulan terhadap spread inflasi model yang sama sebesar 0.056. Angka ini memberikan arti bahwa setiap kenaikan variabel spread tingkat suku bunga sebesar 1 persen, dalam jangka panjang akan menurunkan 0.056 persen variabel spread inflasi. Hasil estimasi diatas menunjukkan R<sup>2</sup> sebesar 0.83, dimana nilai ini menunjukkan bahwa model yang dibuat dapat menjelaskan 83% variasi spread inflasi.

Uji wald terhadap nilai koefisien spread suku bunga (dengan nilai = -0.055 dan SE = 0.0036) menunjukkan bahwa H<sub>0</sub>, dimana koefisien spread suku bunga sama

dengan nol ditolak, sehingga dapat dikatakan bahwa pada model spread 9 tahun dan 1 bulan, dapat memberikan informasi mengenai inflasi.

Tabel 4.9 Wald Test Spread Tingkat Suku Bunga Obligasi 9 tahun dengan SBI 1 bulan

Wald Test:			
Equation: 9th, 1m			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	239.8409	(1, 48)	0
Chi-square	239.8409	1	0
Null Hypothesis Sur	nmane		
Null Hypothesis Sur		Value	Old Est
Null Hypothesis Sur Normalized Restrict		Value	Std. Err.
		Value -0.055502	Std. Err. 0.003584

c. Spread inflasi 9 tahun dan 3 bulan terhadap spread suku bunga 9 tahun dan 3 bulan:

$$\left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{3m}\right) = 1.791 - 0.051 * \left(i_{t}^{9th} - i_{t}^{3m}\right) + \varepsilon_{t}$$

$$(0.037) (0.004)$$

$$(4.3)$$

$$R^2 = 0.80$$
;

Nilai koefisien dari variabel spread tingkat suku bunga obligasi 9 tahun dengan tingkat suku bunga SBI 3 bulan terhadap spread inflasi model yang sama sebesar 0.051. Angka ini memberikan arti bahwa setiap kenaikan variabel spread tingkat suku bunga sebesar 1 persen, dalam jangka panjang akan menurunkan 0.051 persen variabel spread inflasi. Hasil estimasi diatas menunjukkan R<sup>2</sup> sebesar 0.80, dimana nilai ini menunjukkan bahwa model yang dibuat dapat menjelaskan 80% variasi spread inflasi.

Uji wald terhadap nilai koefisien spread suku bunga (dengan nilai = -0.0513 dan SE = 0.00375) menunjukkan bahwa H<sub>0</sub>, dimana koefisien spread suku bunga sama dengan nol ditolak, sehingga dapat dikatakan bahwa pada model spread 9 tahun dan 3 bulan, dapat memberikan informasi mengenai inflasi.

Tabel 4.10 Wald Test Spread Tingkat Suku Bunga Obligasi 9 tahun dengan SBI 3 bulan

Equation: 9th, 3m			
Test Statistic	Value	df	Probabilit
F-statistic	187.3065	(1, 48)	
Chi-square	187.3065	1	
Null Hypothesis S Normalized Restri		Value	Std. Em
C(2)		-0.051316	0.0037

# 4.2.4. Error Correction Model dari Spread Inflasi

Setelah mengetahui adanya hubungan jangka panjang antara variabel spread inflasi dan spread tingkat suku bunga dari ketiga persamaan diatas, maka langkah selanjutnya akan dilihat juga bagaimana kondisi keseimbangan dalam jangka pendeknya. Seperti telah dijelaskan pada bab sebelumnya bahwa jika variabel-variabel yang diamati membentuk suatu himpunan variabel yang terkointegrasi, maka model dinamis yang cocok untuk mencari keseimbangan jangka pendek adalah model koreksi kesalahan (Error Correction Model / ECM).

Dari ketiga persamaan regresi yang dihasilkan sebelumnya, maka diperoleh persamaan model koreksi kesalahan (ECM) adalah sebagai berikut:

a. Spread inflasi 10 tahun dan 7 tahun terhadap spread suku bunga 10 tahun dan 7 tahun:

$$\Delta \left(\pi_t^{10th} - \pi_t^{7th}\right) = 0.0108 + 0.513\Delta \left(\pi_t^{10th} - \pi_t^{7th}\right)(t-1) - 0.008\Delta \left(\pi_t^{10th} - \pi_t^{7th}\right)(t-2) - 0.889 * \Delta \left(i_t^{10th} - i_t^{7th}\right)(t-1) + 0.237 * \Delta \left(i_t^{10th} - i_t^{7th}\right)(t-2) - 0.141(error)(-1)$$
(4.4)

Tabel 4.11
Error Correction Model untuk Spread 10 tahun dengan 7 tahun

Dependent Variable: DIN Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 4 50				
Included observations: 47	after adjusting	endpoints		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010807	0.007924	1.363795	0.1801
DINF10th,7th(-1)	0.513084	0.146272	3.507742	0.0011
DINF10th,7th(-2)	-0.007911	0.170813	-0.046316	0.9633
DINTR10th,7th(-1)	0.889989	0.965138	0.922137	0.3619
DINTR10th,7th(-2)	0.236821	0.824945	0.287075	0.7755
ECT 10th,7th(-1)	-0.141028	0.050263	-2.805784	0.0076
R-squared	0.43733	Mean depe	endent var	0.020851
djusted R-squared	0.368711	S.D. deper	ndent var	0.062165
S.E. of regression	0.049392	Akaike info	criterion	-3.0593
Sum squared resid	0.100024	Schwarz cr	riterion	-2.823111
og likelihood	77.89356	F-statistic		6.373366
Ourbin-Watson stat	1.96615	Prob(F-stat	tistic)	0.000183

Koefisien perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya dalam persamaan ini mempunyai koefisien sebesar 0.513. Angka ini mengindikasikan bahwa untuk setiap kenaikan perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya sebesar 1 persen, cateris paribus, akan meningkatkan perubahan dari spread inflasi sebesar 0.513 persen dalam jangka pendek. Sedangkan perubahan spread inflasi dua periode sebelumnya akan menurunkan perubahan dari spread inflasi sebesar 0.008 persen.

Sementara itu dalam jangka pendek perubahan spread tingkat suku bunga satu periode sebelumnya secara cateris paribus akan menurunkan perubahan spread inflasi sebesar 0.889 persen, sedangkan perubahan spread tingkat suku bunga dua periode sebelumnya akan meningkatkan perubahan spread inflasi sebesar 0.237 persen.

Sedangkan Error correction term (ECT) yang menunjukkan speed of adjustment, yaitu seberapa cepat ketidakseimbangan pada periode sebelumnya terkoreksi pada periode sekarang mempunyai nilai koefisien sebesar -0.14. Nilai ini mencerminkan bahwa 14 persen dari disequilibrium periode sebelumnya mengkoreksi periode sekarang atau dengan kata lain 0.14 ketidakseimbangan dalam jangka pendek dapat menyesuaikan menuju keseimbangan jangka panjang. Tanda negative pada nilai koefisien ECT sesuai dengan yang diharapkan, karena jika nilai tersebut bertanda positif menunjukkan arah yang menjauh dari keseimbangan jangka panjang.

b. Spread inflasi 9 tahun dan 1 bulan terhadap spread suku bunga 9 tahun dan 1 bulan :

$$\Delta \left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{1m}\right) = 0.004 + 0.332 \Delta \left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{1m}\right)(t-1) - 0.506 \Delta \left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{1m}\right)(t-2) - 0.021 * \Delta \left(i_{t}^{9th} - i_{t}^{1m}\right)(t-1) - 0.052 * \Delta \left(i_{t}^{9th} - i_{t}^{1m}\right)(t-2) - 0.369(error)(-1)$$

$$(4.5)$$

Koefisien perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya dalam persamaan ini mempunyai koefisien sebesar 0.332. Angka ini mengindikasikan bahwa untuk setiap kenaikan perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya sebesar 1 persen, cateris paribus, akan meningkatkan perubahan dari spread inflasi sebesar 0.332 persen dalam jangka pendek. Sedangkan perubahan spread inflasi dua periode sebelumnya akan menurunkan perubahan dari spread inflasi sebesar 0.506 persen.

Tabel 4.12
Error Correction Model untuk Spread 9 tahun dengan 1 bulan

Dependent Variable: DINF9th,1m Method: Least Squares Sample(adjusted): 4 50 Included observations: 47 after adjusting endpoints Coefficient Prob. Variable Std. Error t-Statistic 0.003838 0.722315 0.005314 0.4742 DINF9th,1m(-1) 0.33239 0.177027 1.877626 0.0676 0.180242 -2.809055 0.0076 DINF9th,1m(-2) -0.506309 DINTR9th,1m(-1) -0.020594 0.024451 -0.842256 0.4045 DINTR9th,1m(-2) -0.051575 0.021014 -2.454327 0.0184 ECT 9th,1m(-1) -0.369888 0.11993 -3.084194 0.0036

R-squared 0.505209 -0.003191 Mean dependent var Adjusted R-squared 0.444868 S.D. dependent var 0.047232 S.E. of regression 0.035192 Akaike info criterion -3.737281 Sum squared resid 0.050776 Schwarz criterion -3.501091 Log likelihood 93.82609 F-statistic 8.372643 Durbin-Watson stat 1.785814 Prob(F-statistic) 0.000016

Sementara itu dalam jangka pendek perubahan spread tingkat suku bunga satu periode sebelumnya secara cateris paribus akan menurunkan perubahan spread inflasi sebesar 0.021 persen, sedangkan perubahan spread tingkat suku bunga dua periode sebelumnya juga akan menurunkan perubahan spread inflasi sebesar 0.052 persen.

Sedangkan Error correction term (ECT) yang menunjukkan speed of adjustment, yaitu seberapa cepat ketidakseimbangan pada periode sebelumnya terkoreksi pada periode sekarang mempunyai nilai koefisien sebesar -0.369. Nilai ini mencerminkan bahwa 37 persen dari disequilibrium periode sebelumnya mengkoreksi periode sekarang atau dengan kata lain 0.37 ketidakseimbangan dalam jangka pendek dapat menyesuaikan dengan cepat menuju keseimbangan jangka panjang.

c. Spread inflasi 9 tahun dan 3 bulan terhadap spread suku bunga 9 tahun dan 3 bulan:

$$\Delta \left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{3m}\right) = 0.002 - 0.204 * \Delta \left(\pi_{t}^{9th} - \pi_{t}^{3m}\right)(t-1) - 0.064 * \Delta \left(i_{t}^{9th} - i_{t}^{3m}\right)(t-1) - 0.196(error)(-1)$$

$$(4.6)$$

Tabel 4.13 Error Correction Model untuk Spread 9 tahun dengan 3 bulan

Dependent Variable: DINF9th,3m Method: Least Squares Sample(adjusted): 3 50 Included observations: 48 after adjusting endpoints Coefficient Std. Error Prob. Variable t-Statistic 0.001874 0.004778 0.392338 0.6967 -0.204254 0.2621 DINF 9th,3m(-1) 0.179813 -1.135922 DINTR 9th,3m(-1) -0.063804 0.013502 -4.725402 0.000 ECT 9th,3m(-1) -0.196073 0.086966 -2.254591 0.0292 -0.003542 R-squared 0.499161 Mean dependent var S.D. dependent var Adjusted R-squared 0.044218 0.465013 S.E. of regression 0.032343 Akaike info criterion **-3.945**205 Sum squared resid 0.046026 Schwarz criterion -3.789272 F-statistic Log likelihood 98.68492 14.61754 **Durbin-Watson stat** 1.663692 Prob(F-statistic) 0.000001

Koefisien perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya dalam persamaan ini mempunyai koefisien sebesar 0.204. Angka ini mengindikasikan bahwa untuk setiap kenaikan perubahan spread inflasi satu periode sebelumnya sebesar 1 persen, *cateris paribus*, akan menurunkan perubahan dari spread inflasi sebesar 0.204 persen dalam jangka pendek. Sementara itu perubahan spread tingkat suku bunga satu periode sebelumnya secara cateris paribus juga akan menurunkan perubahan spread inflasi sebesar 0.064 persen.

Sedangkan Error correction term (ECT) yang menunjukkan speed of adjustment, yaitu seberapa cepat ketidakseimbangan pada periode sebelumnya terkoreksi pada periode sekarang mempunyai nilai koefisien sebesar -0.196. Nilai ini mencerminkan bahwa 19 persen dari disequilibrium periode sebelumnya mengkoreksi periode sekarang atau dengan kata lain 0.196 ketidakseimbangan dalam jangka pendek dapat menyesuaikan menuju keseimbangan jangka panjang.



#### BAB V

#### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1. Kesimpulan

Dari hasil pengolahan data diperoleh kesimpulan bahwa :

- Slope dari term structure obligasi pemerintah Indonesia untuk periode tertentu dapat memberikan informasi yang cukup signifikan mengenai perubahan inflasi untuk suatu periode.
- Model spread dari term structure obligasi pemerintah Indonesia yang dapat mengambarkan adanya ekspektasi inflasi adalah :
  - spread antara obligasi dengan jangka waktu jatuh tempo 10 tahun dengan 7 tahun.
  - spread antara obligasi dengan jangka waktu jatuh tempo 9 tahun dengan SBI 1 bulan
  - spread antara obligasi dengan jangka waktu jatuh tempo 9 tahun dengan SBI 3
     bulan
- 3. Pada model tersebut terdapat keseimbangan jangka pendek dengan tingkat koreksi terbesar dimiliki oleh spread obligasi 9 tahun dengan SBI 1 bulan sebesar 37%. Sedangkan error correction term dari model spread 10 tahun dengan 7 tahun yang menunjukkan speed of adjustment sebesar -0.14 yang mencerminkan bahwa 14 persen dari disequilibrium periode sebelumnya akan mengkoreksi periode

sekarang. Sedangkan *speed of adjustment* dari model spread obligasi 9 tahun dengan SBI 3 bulan sebesar 19 persen.

#### 5.2. Saran

Perkembangan pasar obligasi sangat dipengaruhi oleh kondisi ekonomi secara makro. Oleh karenanya penelitian empiris ini diharapkan dapat memberikan kontribusi sebagai salah satu alat dalam memprediksikan inflasi dan dapat merefleksikan kebijakan moneter di Indonesia. Namun penelitian ini perlu dilakukan penyempurnaan terhadap metodologi terbaru dalam melakukan estimasi maupun identifikasi variabel yang dilibatkan dalam ekspetasi inflasi.

Diperlukan penelitian yang lebih mendalam mengenai pembentukan model term structure yang lebih relevan dengan pasar obligasi Indonesia yang mulai berkembang saat ini. Selain itu penggunaan suku bunga Bank Indonesia yang dijadikan sebagai pengganti obligasi jangka pendek perlu dipertimbangkan kembali, mengingat telah mulai diperdagangkannya Surat Perbendaharaan Negara yang merupakan surat utang jangka pendek di Indonesia. Disamping itu perlu diteliti lebih lanjut dalam menentukan nilai ekspektasi dari inflasi dengan menggunakan model term structure.

#### DAFTAR PUSTAKA

Ang, Andrew and Bekaert, Geert. The Term Structure of Real Rates and Expected Inflation. Columbia University and NBER, September 26, 2003.

Bomfim, Antulio N.. Monetary Policy and The Yield Curve. Feredal Reserve Boad, February, 2003.

Çahinbeyoğlu, Gülbin and Yalçin, Cihan. How Stable is The Predictive Power Of The Yield Curve? Evidence From Germany and United State. 2000.

Choudhry, Moorad. Analysing & Interpreting The Yield Curve. John Wiley & Sons, Singapore, 2004.

Estrella, Arturo and Trubin, Mary R. The Yield Curve as a leading Indicator: Some Practical Issues. Federal Reserve Bank of New York, Vol 12, Number 5, July / August 2006.

Fabozzi, Frank J. The Handbook of Fixed Income Securities. Sixth edition, Mc Graw Hill, 2000.

Fama, Eugene F. Inflation, Output and Money. Journal of Business, 1982.

Frankel, Jeffrey A. and Lown, Cara S. An Indicator of Future Inflation Extracted from The Steepness of The Interest Rate Yield Curve Along Its Entire Length. The Quarterly Journal of Economics, Vo. 109, No. 2 (May, 1994), pp.517 – 530.

Greene, William H. Econometric Analysis. Fifth Edition, Prentice Hall, 2003.

Harris, Richard and Sollis, Robert. Applied Time Series Modelling and Forecasting. John Wiley & Sons Ltd. England, 2003.

Ichiue, Hibiki. Why Can the Yield Curve PredictOutput Growth, Inflation, and InterestRates? An Analysis with an Affine Term Structure Model. Research and Statistics Department, the Bank of Japan, July 2004.

Kozicki, Sharon. Predicting Real Growth and Inflation With the Yield Spread. Federal Reserve Bank of Kansas City.

Laksmono, Didy; Suhaedy dan Kusmiarso, Bambang. Suku Bunga Sebagai Salah Satu Indikator Ekspektasi Inflasi. Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan, Bank Indonesia, Edisi Maret 2000.

Mishkin, F. S. The Information in the Term Structure: Some Further Results. Journal of Applied Econometrics, Vol. 3, No. 4. (Oct. – Dec., 1988), pp. 307 - 314.

Mishkin, F. S. What does the term structure tell us about future inflation?. Journal of Monetary Economics 25, January 1990.

Mishkin, F. S. The Economics of Money, banking & Financial Market. 8th Edition, Boston: Pearson, 2007.

Rahadjo, Sapto. Panduan Investasi Obligasi. PT Gramedia Pustaka Utama, Jakarta, 2004.

Reckers, Thomas. Empirical Analysis of The Relationship Between The Yield Curve and Macroeconomic Variables Using German Data. Institute Für Statistik und Ökonometrie Universität Karlsruhe, 2006.

Robertson, Donald. *Term Structure Forecasts of Inflation*. The Economic Journal, Vol. 102, No. 414. (Sep., 1992), pp. 1083 – 1093.

Scarth, William M. Macroeconomics: An Introduction to Advanced Methods. Second edition, Harcourt Brance & Company Canada, Ltd., 1996.

Schich, Sebastian T. What the Yield Curve Say About Inflation: Does It change Over The Time?. OECD Economics Department Working Papers No. 227, Januari 2000.

Wu, Tao. What Makes The Yield Curve Move?. Federal Reserve Bank of San Fransisco Economic Letter, Number 2003 – 15, 2003.

Yunianto, Handy. Pemodelan Term Structure of Interest Rate di Indonesia. Thesis Program Studi Ilmu Manajemen, Pasca Sarjana Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia. 2005.

Lampiran 1. Seri Obligasi Pemerintah

SERI	ISSUED DATE	COUPON (%)	MATURITY	TIME TO MATURITY
SER0002		18:00		G 10 10 11 11 11 11 11 11 11 11 11 11 11
学 FR0005影	4 第 5/31/00	231225	JOJ078	923 - 703 Ciri
FR0010	11/20/02	13.15	3/15/10	8
FR0011	11/20/02	13.55	5/15/10	8
FR0012	11/20/02	12.63	5/15/10	8
FR0013	11/20/02	15.43	9/15/10	8
FR0014	11/20/02	15.58	11/15/10	8
FR0015	11/20/02	13.40	2/15/11	9
FR0016	11/20/02	13.45	8/15/11	9
FR0017	11/20/02	13.15	1/15/12	10
FR0018	11/20/02	13.18	7/15/12	10
FR0019	11/20/02	14.25	6/15/13	11
WFR002014	11/20/02	14 28	##\$42/15/13\h	A COMPANY OF
FR0021	12/24/02	44.50 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20 20	2/15/10	是
FR0022	4/10/03	12.00	9/15/11	8
4FR0023	9/14/03	###11100	2015/12年後	以他们的自己的
FR0024	11/6/03	12.00	10/15/10	7
FR0025	4/29/04	10.00	10/15/11	7
FR0026	8/26/04	11.00	10/15/14	10
FR0027	1/27/05	9.50	6/15/15	10
FR0028	2/24/05	10.00	7/15/17	12
FR0029	4/28/05	9.50	<b>32.04/15/07</b>	·特力的中国2世界的特别。
FR0030	5/19/05	10.75	5/15/16	11
FR0031	6/16/05	11.00	11/15/20	15
FR0032	9/1/05	15.00	7/15/18	13
FR0033	1/26/06	12.50	3/15/13	7
FR0034	1/26/06	12.80	6/15/21	15
FR0035	2/16/06	12.90	6/15/22	16
FR0036	4/20/06	11.50	9/15/19	13
FR0037	5/18/06	12.00	9/15/26	20
FR0038	8/24/06	11.60	8/15/18	12
FR0039	8/24/06	11.75	8/15/23	17
FR0040	9/21/06	11.00	9/15/25	19
FR0041	10/12/06	9.25	11/15/08	2
ORI1	8/9/06	12.05	8/9/09	3

# Lampiran 2. Inflasi

Dependent Variable: D(INFLASI\_MOM)

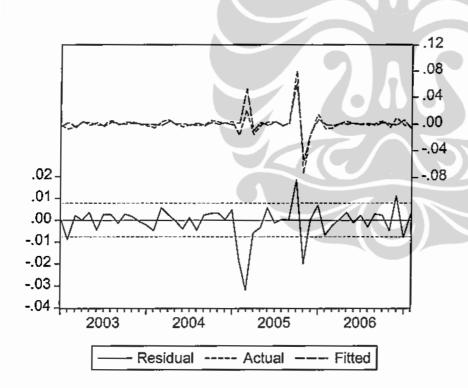
Method: Least Squares Date: 07/03/07 Time: 04:53 Sample(adjusted): 2003:01 2007:02

Included observations: 50 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 15 iterations

Backcast: 2002:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D1	0.062597	0.003292	19.01691	0.0000
AR(1)	-0.518033	0.137014	-3.780861	0.0004
MA(1)	0.973072	0.020400	47.69862	0.0000
R-squared	0.792956	Mean deper	ident var	-0.000111
Adjusted R-squared	0.784145	S.D. depend	lent var	0.016775
S.E. of regression	0.007793	Akaike info	criterion	-6.812931
Sum squared resid	0.002855	Schwarz crit	erion	-6.698210
Log likelihood	173.3233	Durbin-Wats	son stat	1.959751
Inverted AR Roots	52			
Inverted MA Roots	97			



### Lampiran 3. Uji Unit Root Variabel Tingkat Inflasi

Null Hypothesis: SPINF10TH1M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fr	ıller test statistic	-1.448293	0.5511
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF10TH1M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 16:10 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF10TH1M(-1)	-0.082443	0.056925	-1.448293	0.1542
C	0.210615	0.145680	1.445738	0.1549
R-squared	0.042722	Mean depend	ent var	-0.000204
Adjusted R-squared	0.022355	S.D. depende	nt var	0.041155
S.E. of regression	0.040692	Akaike info cr	iterion	-3.525607
Sum squared resid	0.077825	Schwarz crite	rion	-3.448389
Log likelihood	88.37736	F-statistic		2.097552
Durbin-Watson stat	1.531 <u>665</u>	Prob(F-statist	ic)	0.154174

Null Hypothesis: SPINF10TH2TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fr	uller test statistic	-2.348574	0.1615
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF10TH2TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 16:17 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF10TH2TH(-1)	-0.198169	0.084378	-2.348574	0.0231

C	0.472083	0.201250	2.345750	0.0233
R-squared	0.105031	Mean dependent var		-0.000408
Adjusted R-squared	0.085989	S.D. dependent var		0.038349
S.E. of regression	0.036663	Akaike info criterion		-3.734118
Sum squared resid	0.063177	Schwarz criterion		-3.656901
Log likelihood	93.48589	F-statistic		5.515799
Durbin-Watson stat	1.534005	Prob(F-statistic)		0.023103

Null Hypothesis: SPINF10TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	ıller test statistic	-1.277402	0.6328
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF10TH3M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 16:17 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF10TH3M(-1)	-0.063912	0.050033	-1.277402	0.2077
C	0.162732	0.127648	1.274844	0.2086
R-squared	0.033553	Mean deper	ndent var	-0.000204
Adjusted R-squared	0.012991	S.D. depend	lent var	0.034850
S.E. of regression	0.034623	Akaike info	criterion	-3.848628
Sum squared resid	0.056342	Schwarz crit	erion	-3.771411
Log likelihood	96.29138	F-statistic		1.631755
Durbin-Watson stat	1.695427	Prob(F-stati:	stic)	0.207735

Null Hypothesis: SPINF2TH1M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fi	uller test statistic	-0.865392	0.7909
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF2TH1M)

Method: Least Squares

Date: 11/12/07 Time: 16:36 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF2TH1M(-1)	-0.036702	0.042411	-0.865392	0.3912
C	0.006722	0.007595	0.885149	0.3806
R-squared	0.015684	Mean depen	ident var	0.000408
Adjusted R-squared	-0.005259	S.D. depend	lent var	0.014714
S.E. of regression	0.014752	Akaike info	criterion	-5.554854
Sum squared resid	0.010229	Schwarz crit	erion	-5.477637
Log likelihood	138.0939	F-statistic		0.748904
Durbin-Watson stat	1.591831	Prob(F-statis	stic)	0.391219

Null Hypothesis: SPINF2TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-F	uller test statistic	-0.885473	0.7846
Test critical values:	1% level	-3.571310	VIV
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF2TH3M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 16:40 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF2TH3M(-1)	-0.038988	0.044031	-0.885473	0.3804
C	0.006861	0.007608	0.901774	0.3718
R-squared	0.016408	Mean depen	dent var	0.000408
Adjusted R-squared	-0.004519	S.D. depend	ent var	0.015270
S.E. of regression	0.015304	Akaike info	criterion	-5.481426
Sum squared resid	0.011008	Schwarz crit	erion	-5.404209
Log likelihood	136.2949	F-statistic		0.784062
Durbin-Watson stat	1.555481	Prob(F-statis	stic)	0.380410

Null Hypothesis: SPINF3M1M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-6.289133	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	_10% level _	2.599224	

#### \*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF3M1M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 16:41 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF3M1M(-1)	-0.914502	0.145410	-6.289133	0.0000
C	0.006726	0.002122	3.169904	0.0027
R-squared	0.456981	Mean deper	ident var	-2.65E-05
Adjusted R-squared	0.445428	S.D. depend	lent var	0.017202
S.E. of regression	0.012811	Akaike info	criterion	<b>-5.837125</b>
Sum squared resid	0.007713	Schwarz crit	erion	-5.759907
Log likelihood	145.0096	F-statistic		39.55319
Durbin-Watson stat	1.960539	Prob(F-statis	stic)	0.000000

Null Hypothesis: SPINF9TH2TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	A	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fr	uller test statistic	-1.319563	0.6133
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF9TH2TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:21 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF9TH2TH(-1)	-0.093525	0.070876	-1.319563	0.1934
C	0.194357	0.150346	1.292736	0.2024
R-squared	0.035724	Mean deper	ident var	-0.003878
Adjusted R-squared	0.015208	S.D. depend	lent var	0.042023
S.E. of regression	0.041702	Akaike info	criterion	-3.476582
Sum squared resid	0.081735	Schwarz crit	erion	-3.399364
Log likelihood	87.17625	F-statistic		1.741246
Durbin-Watson stat	1.318843	Prob(F-stati	stic)	0.193373

Null Hypothesis: SPINF9TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.121949	0.6999
Test critical values: 1% level	<b>-3.571</b> 310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINF9TH3M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:21 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINF9TH3M(-1)	-0.055026	0.049045	-1.121949	0.2676
C	0.122066	0.112245	1.087489	0.2824
R-squared	0.026084	Mean depen	dent var	-0.003673
Adjusted R-squared	0.005362	S.D. depend	ent var	0.043765
S.E. of regression	0.043648	Akaike info	criterion	-3.385373
Sum squared resid	0.089541	Schwarz crit	erion	-3.308156
Log likelihood	84.94164	F-statistic		1.258769
Durbin-Watson stat	1.191259	Prob(F-statis	stic)	0.267584

#### Lampiran 4. Uji Unit Root Variabel Interest rate

Null Hypothesis: SPINTR10TH7TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-0.939868	0.7670
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR10TH7TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:27 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINTR10TH7TH(-1)	-0.031904	0.033945	-0.939868	0.3521
C	-0.000558	0.002138	-0,260998	0.7952
R-squared	0.018448	Mean depend	dent var	-0.002090
Adjusted R-squared	-0.002436	S.D. depende	ent var	0.009669
S.E. of regression	0.009681	Akaike info c	riterion	-6.397434
Sum squared resid	0.004405	Schwarz crite	erion	-6.320217
Log likelihood	158.7371	F-statistic		0.883352
Durbin-Watson stat	2.033139	Prob(F-statis	tic)	0.352091

Null Hypothesis: SPINTR10TH9TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-6.509462	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% fevel	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR10TH9TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:28 Sample(adjusted): 2 50 Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINTR10TH9TH(-1)	-0.158567	0.024360	-6.509462	0.0000
Ç.	-0.002794	0.000668	-4.183712	0.0001
R-squared	0.474115	Mean deper	ident var	-0.002229
Adjusted R-squared	0.462926	S.D. depend	lent var	0.006325
S.E. of regression	0.004635	Akaike info	criterion	-7.870423
Sum squared resid	0.001010	Schwarz crit	erion	-7.793206
Log likelihood	194.8254	F-statistic		42.37310
Durbin-Watson stat	1.964575	Prob(F-statis	stic)	0.000000

Null Hypothesis: SPINTR2TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic_	Prob.*
Augmented Dickey-F	uller test statistic	-1.164457	0.6811
Test critical values:	1% level	-3.592462	
	5% level	-2.931404	
	10% level	-2.603944	VV.

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR2TH3M)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:30 Sample(adjusted): 8 50

Included observations: 43 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINTR2TH3M(-1)	-0.085503	0.073427	-1.164457	0.2521

Null Hypothesis: SPINTR8TH7TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.837716	0.7992
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR8TH7TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:39 Sample(adjusted): 2 50 Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINTR8TH7TH(-1)	-0.035802	0.042738	-0.837716	0.4064
C_	-0.001516	0.001642	-0.922923	0.3608
R-squared	0.014712	Mean deper	dent var	-0.001263
Adjusted R-squared	-0.006252	S.D. depend	lent var	0.011266
S.E. of regression	0.011301	Akaike info	criterion	-6.087921
Sum squared resid	0.006002	Schwarz crit	erion	-6.010704
Log likelihood	151. <b>15</b> 41	F-statistic		0.701769
Durbin-Watson stat	2.009507	Prob(F-statis	stic)	0.406430

Null Hypothesis: SPINTR9TH7TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-1.223530	0.6570
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2,599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR9TH7TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:42 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error t-Statist	ic Prob.
SPINTR9TH7TH(-1)	-0.056955	0.046550 -1.22353	0.2272
C	0.003077	0.002918 1.05427	7 0.2971
R-squared	0.030868	Mean dependent var	0.000139
Adjusted R-squared	0.010249	S.D. dependent var	0.011670
S.E. of regression	0.011610	Akaike info criterion	-6.034013
Sum squared resid	0.006335	Schwarz criterion	-5.956796
Log likelihood	149.8333	F-statistic	1.497025
Durbin-Watson stat	1.747197	Prob(F-statistic)	0.227229

Null Hypothesis: SPINTR9TH8TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.303983	0.0200
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(SPINTR9TH8TH)

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 17:43 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SPINTR9TH8TH(-1)	-0.133561	0.040424	-3.303983	0.0018
C	0.009233	0.002541	3.633599	0.0007
R-squared	0.188484	Mean deper	ident var	0.001402
Adjusted R-squared	0.171218	S.D. dependent var		0.007043
S.E. of regression	0.006412	Akaike info criterion		-7.221317
Sum squared resid	0.001932	Schwarz criterion		-7.144100
Log likelihood	178.9223	F-statistic		10.91630
Durbin-Watson stat	1.806135	Prob(F-statis	stic)	0.001829

# Lampiran 5. Regresi variabel inflasi dan tingkat suku bunga

Dependent Variable: SPINF10TH2TH

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 18:21

Sample: 150

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.396759	0.011958	200.4389	0.0000
SPINTR10TH2TH	0.001308	0.000987	1.325176	0.1914
R-squared	0.035294	Mean depen	dent var	2.386200
Adjusted R-squared	0.015196	S.D. depend	lent var	0.063532
S.E. of regression	0.063047	Akaike info	criterion	-2.650688
Sum squared resid	0.190798	Schwarz crit	erion	-2.574207
Log likelihood	68.26720	F-statistic		1.756091
Durbin-Watson stat	0.386966	Prob(F-statis	stic)	0.191386

Dependent Variable: SPINF10TH1M

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 18:26

Sample: 1 50

Included observations: 50

<del></del>				
<u>Variable</u>	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.171639	0.039385	55.13850	
SPINTR10TH1M	-0.040384	0.004001	-10.09381	0.0000
R-squared	0.679754	Mean dependent var		2.560000
Adjusted R-squared	0.673083	S.D. dependent var		0.104100
S.E. of regression	0.059521	Akaike info criterion		-2.765806 -2.689325
Sum squared resid	0.170050	Schwarz crit		

 Log likelihood
 71.14516
 F-statistic
 101.8850

 Durbin-Watson stat
 0.396104
 Prob(F-statistic)
 0.000000

Dependent Variable: SPINF10TH3M

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 18:27

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.218385	0.041868	52.98579	0.0000
SPINTR10TH3M	-0.034788	0.004254	-8.178027	0.0000
R-squared	0.582173	Mean dependent var		2.552200
Adjusted R-squared	0.573468	S.D. dependent var		0.100839
S.E. of regression	0.065857			-2.563471
Sum squared resid	0.208186	Schwarz criterion		-2.486990
Log likelihood	66.08678	F-statistic		66.88012
Durbin-Watson stat	0.237573	Prob(F-statis	stic)	0.000000

Dependent Variable: SPINF10TH8TH

Method: Least Squares Date: 11/12/07 Time: 18:29

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	1.850861	0.511588	3.617872	0.0007
SPINTR10TH8TH	-19.74318	9.245772	-2.135374	0.0379
R-squared	0.086755	Mean dependent var		0.767000
Adjusted R-squared	0.067729	S.D. dependent var		0.468398
S.E. of regression	0.452258	Akaike info criterion		1.290051
Sum squared resid	9.817796	Schwarz criterion		1.366532
Log likelihood	-30.25127	F-statistic		4.559820
Durbin-Watson stat	0.089747	Prob(F-statis	stic)	0.037861

Dependent Variable: SPINF10TH3M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 07:53

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.218385	0.041868	52.98579	0.0000
SPINTR10TH3M	-0.034788	0.004254	-8.178027	0.0000
R-squared	0.582173	Mean dependent var		2.552200
Adjusted R-squared	0.573468	S.D. dependent var		0.100839
S.E. of regression	0.065857			-2.563471
Sum squared resid	0.208186	Schwarz criterion		-2.486990
Log likelihood	66.08678	F-statistic		66.88012
Durbin-Watson stat	0.237573	Prob(F-stati	stic)	0.000000

Dependent Variable: SPINF10TH7TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 07:54

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	1.784906	0.040058	44.55816	0.0000
SPINTR10TH7TH	-11.82199	0.642588	-18.39746	0.0000
R-squared	0.875798	Mean deper	ident var	1.228800
Adjusted R-squared	0.873210	S.D. dependent var		0.521992
S.E. of regression	0.185869	Akaike info criterion		-0.488375
Sum squared resid	1.658264	Schwarz criterion		-0.411894
Log likelihood	14.20936	F-statistic		338.4666
Durbin-Watson stat	0.427618	Prob(F-statis	stic)	0.000000

Dependent Variable: SPINF10TH9TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 07:55

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.269860	0.009204	29.31951	0.0000
SPINTR10TH9TH	0.121037	0.338045	0.358049	0.7219
R-squared	0.002664	Mean dependent var		0.269400
Adjusted R-squared	-0.018114	S.D. dependent var		0.063869
S.E. of regression	0.064445	Akaike info criterion		-2.606841
Sum squared resid	0.199350	Schwarz criterion		-2.530360
Log likelihood	67.17103	F-statistic		0.128199
Durbin-Watson stat	0.271549	Prob(F-statis	stic)	0.721876

Dependent Variable: SPINF2TH1M Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:47 Sample: 1 50 Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.168731	0.006028	27.99233	0.0000
SPINTR2TH1M	-0.002764	0.000597	-4.633148	0.0000
R-squared	0.309015	Mean dependent var		0.173000
Adjusted R-squared	0.294620	S.D. dependent var		0.050153
S.E. of regression	0.042122	Akaike info criterion		-3.457324
Sum squared resid	0.085164	Schwarz criterion		-3.380843
Log likelihood	88.43309	F-statistic		21.46606
Durbin-Watson stat	0.290428	Prob(F-statis	stic)	0.000028

Dependent Variable: SPINF2TH3M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:47

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Ргор.
C	0.162700	0.006246	26.04847	0.0000
SPINTR2TH3M	-0.002558	0.000622	-4.113520	0.0002
R-squared	0.260640	Mean dependent var		0.166600
Adjusted R-squared	0.245237	S.D. dependent var		0.050249
S.E. of regression	0.043655			-3.385835
Sum squared resid	0.091475	Schwarz criterion		-3.309354
Log likelihood	86.64587	F-statistic		16.92104
Durbin-Watson stat	0.289676	Prob(F-statis	stic)	0.000152

Dependent Variable: SPINF3M1M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:51

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.007437	0.001760	4.224565	0.0001
SPINTR3M1M	0.006300	0.004152	1.517470	0.1357
R-squared	0.045777	Mean depen	dent var	0.007306
Adjusted R-squared	0.025898	S.D. dependent var		0.012598
S.E. of regression	0.012434	Akaike info criterion		-5.897665
Sum squared resid	0.007420	Schwarz criterion		-5.821184
Log likelihood	149.4416	F-statistic		2.302715
Durbin-Watson stat	1.952044	Prob(F-statis	itic)	0.135707

Dependent Variable: SPINF7TH1M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:52

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.215817	0.294980	7.511756	0.0000
SPINTR7TH1M_	0.091647	0.029835	3.071807	0.0035
R-squared	0.164287	Mean dependent var		1.330200
Adjusted R-squared	0.146876	S.D. dependent var		0.477688
S.E. of regression	0.441215	Akaike info criterion		1.240609
Sum squared resid	9.344187	Schwarz criterion		1.317089
Log likelihood	-29.01521	F-statistic		9.435997
Durbin-Watson stat	0.026445	Prob(F-statis	stic)	0.003500

Dependent Variable: SPINF7TH3M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:53

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.046697	0.291666	7.017266	0.0000
SPINTR7TH3M	0.074963	0.029500	2.541107	0.0143
R-squared	0.118574	Mean dependent var		1.323800
Adjusted R-squared	0.100211	S.D. dependent var		0.479608
S.E. of regression	0.454943	Akaike info criterion		1.301888
Sum squared resid	9.934706	Schwarz criterion		1.378369
Log likelihood	-30.54721	F-statistic		6.457226
Durbin-Watson stat	0.024403	Prob(F-statistic)		0.014337

Dependent Variable: SPINF7TH2TH

Method: Least Squares
Date: 11/13/07 Time: 12:53
Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.800071	0.057726	13.85988	0.0000
SPINTR7TH2TH	-0.043935	0.004743	-9. <b>2629</b> 50	0.0000
R-squared	0.641262	Mean dependent var		1.156800
Adjusted R-squared	0.633788	S.D. dependent var		0.502461
S.E. of regression	0.304067	Akaike info criterion		0.496038
Sum squared resid	4.437913	Schwarz criterion		0.572519
Log likelihood	-10.40096	F-statistic		85.80223
Durbin-Watson stat	0.985591	Prob(F-statis	tic)	0.000000

Dependent Variable: SPINF8TH1M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:55

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.488896	0.245127	10.15351	0.0000
SPINTR8TH1M	0.071911	0.024765	2.903770	0.0056
R-squared	0.149417	Mean dependent var		1.793400
Adjusted R-squared	0.131696	S.D. dependent var		0.395741
S.E. of regression	0.368762	Akaike info criterion		0.881849
Sum squared resid	6.527308	Schwarz criterion		0.958330
Log likelihood	-20.04622	F-statistic		8.431880
Durbin-Watson stat	0.056566	Prob(F-statis	itic)	0.005557

Dependent Variable: SPINF8TH3M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:55

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	2.219005	0.245535	9.037415	0.0000
SPINTR8TH3M	0.044826	0.024810	1.806756	0.0771
R-squared	0.063677	Mean dependent var		1.786400
Adjusted R-squared	0.044170	S.D. dependent var		0.393321
S.E. of regression	0.384536	Akaike info criterion		0.965619
Sum squared resid	7.097657	Schwarz criterion		1.042100
Log likelihood	-22.14047	F-statistic		3.264367
Durbin-Watson stat	0.044134	Prob(F-statis	stic)	0.077071

Dependent Variable: SPINF8TH2TH Method: Least Squares

Date: 11/13/07 Time: 12:56

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error t-Statis	stic Prob.
C	1.457000	0.074101 19.662	235 0.0000
SPINTR8TH2TH	-0.020008	0.006098 -3.2812	0.0019
R-squared	0.183206	Mean dependent var	1.619600
Adjusted R-squared	0.166189	S.D. dependent var	0.426629
S.E. of regression	0.389569	Akaike info criterion	0.991624
Sum squared resid	7.284656	Schwarz criterion	1.068105
Log likelihood	-22.79061	F-statistic	10.76632
Durbin-Watson stat	0.165271	Prob(F-statistic)	0.001930

Dependent Variable: SPINF8TH7TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:56

Sample: 150

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.408330	0.052373	7.796514	0.0000
SPINTR8TH7TH	-6.830001	1.355872	-5.037351	0.0000
R-squared	0.345825	Mean dependent var		0.462000
Adjusted R-squared	0.332197	S.D. dependent var		0.443704
S.E. of regression	0.362592	Akaike info criterion		0.848099
Sum squared resid	6.310691	Schwarz criterion		0.924580
Log likelihood	-19.20248	F-statistic		25.37491
Durbin-Watson stat	0.097199	Prob(F-statis	stic)	0.000007

Dependent Variable: SPINF9TH1M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:57

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	1.756664	0.035276	49.79740	0.0000
SPINTR9TH1M	-0.055502	0.003584	-15.4 <u>8680</u>	0.0000
R-squared	0.833241	Mean dependent var		2.290200
Adjusted R-squared	0.829767	S.D. dependent var		0.130000
S.E. of regression	0.053637	Akaike info criterion		-2.973977
Sum squared resid	0.138093	Schwarz criterion		-2.897496
Log likelihood	76.34941	F-statistic		239.8409
Durbin-Watson stat	0.497130	Prob(F-statis	stic)	0.000000

Dependent Variable: SPINF9TH3M

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 12:59

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	F	rob.
С	1.790775	0.036902	48.52780	0.0	0000
SPINTR9TH3M	-0.051316	0.003750	-13.68600	0.0	0000
R-squared	0.796011	Mean depend	lent var	2.283	3000
Adjusted R-squared	0.791761	S.D. dependent var		0.128	3003
S.E. of regression	0.058412	Akaike info cr	riterion	-2.803	3421
Sum squared resid	0.163773	Schwarz crite	rion	-2.726	3940
Log likelihood	72.08553	F-statistic		187.3	3065
Durbin-Watson stat	0.290357	Prob(F-statist	ic)	0.000	0000

Dependent Variable: SPINF9TH2TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 13:01 Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.147306	0.015207	141.2025	0.0000
SPINTR9TH2TH	0.003806	0.001255	3.032351	0.0039
R-squared	0.160768	Mean dependent var		2.116600
Adjusted R-squared	0.143284	S.D. dependent var		0.086676
S.E. of regression	0.080226	Akaike info criterion		-2.168755
Sum squared resid	0.308940	Schwarz criterion		-2.092274
Log likelihood	56.21887	F-statistic		9.195153
Durbin-Watson stat	0.357458	Prob(F-statis	stic)	0.003906

Dependent Variable: SPINF9TH7TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 13:01

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	1.606270	0.077398	20.75332	0.0000
SPINTR9TH7TH	-12.74624	1.246448	-10.22605	0.0000
R-squared	0.685395	Mean dependent var		0.958200
Adjusted R-squared	0.678840	S.D. dependent var		0.554391
S.E. of regression	0.314179	Akaike info criterion		0.561469
Sum squared resid	4.738001	Schwarz criterion		0.637950
Log likelihood	-12.03673	F-statistic		104.5721
Durbin-Watson stat	0.215706	Prob(F-statis	stic)	0.0000000

Dependent Variable: SPINF9TH8TH

Method: Least Squares Date: 11/13/07 Time: 13:02

Sample: 1 50

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
С	0.378729	0.188702	2.007023	0.0504
SPINTR9TH8TH	2.014764	3.002708	0.670982	0.5054
R-squared	0.009292	Mean dependent var		0.497000
Adjusted R-squared	-0.011347	S.D. dependent var		0.473718
S.E. of regression	0.476399	Akaike info criterion		1.394054
Sum squared resid	10.89387	Schwarz criterion		1.470535
Log likelihood	-32.85136	F-statistic		0.450217
Durbin-Watson stat	0.025583	Prob(F-statis	stic)	0.505448

# Lampiran 6. Bootstraping

Misalkan:

transaction date 12/29/2006

seri	maturity	sukubunga / coupon	last coupon	next coupon	num of coupon	time to mat	Price
SBI1		0.0975			1	0.083	99.99
SBI3		0.0950			1	0.250	99.98
FR002	15-Jun-09	0.1400	15-Dec-06	15-Jun-07	5	2.461	110.7872
FR005	15-Jul-07	0.1225	15-Jul-06	15-Jan-07	2	0.544	102.4398
FR021	15-Dec-10	0.1450	15-Dec-06	15-Jun-07	8	3.961	116.6306
FR023	15-Dec-12	0.1100	15-Dec-06	15-Jun-07	12	5.961	105.9876
FR029	15-Apr-07	0.0950	15-Oct-06	15-Apr-07	1	0.294	100.6095

Cash Flow Bond	FR002	FR005	FR0021	FR0023	FR0029
1	0.005	0.056	0.006	0.004	0.020
2	0.505	0.556	0.506	0.504	
3	1.005		1.006	1.004	
4	1.505		1.506	1.504	
5	2.005		2.006	2.004	
6		,	2.506	2.504	
7			3.006	3.004	
8			3.506	3.504	
9				4.004	
10				4.504	
11				5.004	
12				5.504	

# Persamaan Harga Obligasi:

SBI 1 bulan: 
$$99.99 = 100*\frac{1}{(1 + \frac{29}{360}r_{0.083})}$$

SBI 3 bulan : 
$$99.98 = 100* \frac{1}{(1 + \frac{91}{360}r_{0.25})}$$

## FRoo2:

$$110.78 = \frac{7}{(1 + \frac{r_{0.461}}{2})^{0.92}} + \frac{7}{(1 + \frac{r_{0.961}}{2})^{1.92}} + \frac{7}{(1 + \frac{r_{1.461}}{2})^{2.92}} + \frac{7}{(1 + \frac{r_{1.961}}{2})^{3.92}} + \frac{107}{(1 + \frac{r_{2.461}}{2})^{4.92}}$$

## FRoos:

$$102.44 = \frac{6.125}{\left(1 + \frac{r_{0.044}}{2}\right)^{0.09}} + \frac{106.125}{\left(1 + \frac{r_{0.544}}{2}\right)^{1.09}}$$

FR0021:

$$116.63 = \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{0.461}}{2}\right)^{0.92}} + \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{0.961}}{2}\right)^{1.92}} + \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{1.461}}{2}\right)^{2.92}} + \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{1.961}}{2}\right)^{3.92}} + \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{2.461}}{2}\right)^{4.92}} + \frac{7.250}{\left(1 + \frac{r_{2.961}}{2}\right)^{5.92}} + \frac{7.250}{\left(1 +$$

FR023:

$$105.98 = \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{0.461}}{2})^{0.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{0.961}}{2})^{1.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{1.461}}{2})^{2.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{1.961}}{2})^{3.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{2.461}}{2})^{4.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{2.961}}{2})^{5.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{3.461}}{2})^{6.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{3.961}}{2})^{7.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{4.461}}{2})^{8.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{4.961}}{2})^{9.92}} + \frac{5.50}{(1 + \frac{r_{5.461}}{2})^{10.92}} + \frac{105.50}{(1 + \frac{r_{5.961}}{2})^{11.92}}$$

FR0029:

$$100.609 = \frac{104.75}{\left(1 + \frac{r_{0.294}}{2}\right)^{0.59}}$$

### Lampiran 7. Uji Kointegrasi

Null Hypothesis: EREG10TH7TH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu	uller test statistic	-2.755802	0.0722
Test critical values:	1% level	-3.571310	
	5% level	-2.922449	
	10% level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(EREG10TH7TH)

Method: Least Squares Date: 01/06/08 Time: 23:05 Sample(adjusted): 2 50

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EREG10TH7TH(-1)	-0.243794	0.088466	-2.755802	0.0083
C	-0.005749	0.016264	-0.353473	0.7253
R-squared	0.139107	Mean deper	ident var	-0.005522
Adjusted R-squared	0.120790	S.D. dependent var		0.121416
S.E. of regression	0.113847	Akaike info criterion		-1.467958
Sum squared resid	0.609176	Schwarz criterion		-1.390741
Log likelihood	37.96497	F-statistic		7.594446
Durbin-Watson stat	2.140229	Prob(F-statistic)		0.008306

Null Hypothesis: EREG9TH1M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller te	st statistic	-2.876203	0.0555
Test critical values: 1%	level	-3.571310	
5%	level	-2.922449	
10%	6 level	-2.599224	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(EREG9TH1M)

Method: Least Squares Date: 01/06/08 Time: 23:15 Sample(adjusted): 2 50 Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EREG9TH1M(-1)	-0.283887	0.098702	-2.876203	0.0060
C	0.000930	0.005039	0.184491	0.8544
R-squared	0.149668	Mean deper	ident var	0.000339
Adjusted R-squared	0.131576	S.D. dependent var		0.037817
S.E. of regression	0.035241	Akaike info criterion		-3.813255
Sum squared resid	0.058371	Schwarz criterion		-3.736038
Log likelihood	95.42474	F-statistic		8.272544
<b>Durbin-Watson stat</b>	1.516745	Prob(F-statistic)		0.006033

Null Hypothesis: EREG9TH3M has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)

		-	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fr	uller test statistic		-7.218775	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.574446	
	5% level		-2.923780	
	10% level		-2.599925	VV

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(EREG9TH3M)

Method: Least Squares
Date: 01/06/08 Time: 23:18
Sample(adjusted): 3 50

Included observations: 48 after adjusting endpoints

			-	
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EREG9TH3M(-1)	-1.139558	0.157860 -	7.218775	0.0000
C	0.000986	0.004200	0.234796	0.8154
R-squared	0.531142	Mean depende	nt var	-0.000969
Adjusted R-squared	0.520949	S.D. dependent var		0.041956
S.E. of regression	0.029039	Akaike info criterion		-4.199588
Sum squared resid	0.038790	Schwarz criterion		-4.121621
Log likelihood	102.7901	F-statistic ,		52.11071
Durbin-Watson stat	1.874606	Prob(F-statistic	;)	0.000000

