

Buletin EKONOMI MONETER DAN PERBANKAN

Volume 14, Nomor 4, April 2012

Terakreditasi - SK: 66b/ DIKTI/ Kep/ 2011



BANK INDONESIA

ISSN 1410 - 8046

ANALISIS TRIWULANAN: PERKEMBANGAN MONETER,
PERBANKAN DAN SISTEM PEMBAYARAN TRIWULAN I - 2012

Tim Penulis Laporan Triwulanan, Bank Indonesia

OFFSHORE AND ONSHORE IDR MARKET:
EVIDENCE ON INFORMATION SPILLOVER

Yayat Cadarajat and Alexander Lubis

REDUCING POVERTY THROUGH SUBSIDIES:
SIMULATION OF FUEL SUBSIDY DIVERSION TO NON-FOOD CROPS

Indra Maipita, Wawan Hermawan, Fitrawaty

DAMPAK KEBIJAKAN FISKAL
TERHADAP *OUTPUT* DAN INFLASI

Ndari Surjaningsih, G. A. Diah Utari, Budi Trisnanto

SURVEY MEASURES OF INFLATION EXPECTATION

Endy Dwi Tjahjono, Harmanta, Nur M. Adhi Purwato

**SUSUNAN PENGURUS
BULETIN EKONOMI MONETER DAN PERBANKAN**

Departemen Riset Ekonomi dan Kebijakan Moneter
Bank Indonesia

Pelindung

Dewan Gubernur Bank Indonesia

Dewan Editor

Prof. Dr. Anwar Nasution
Prof. Dr. Miranda S. Goeltom
Prof. Dr. Insukindro
Prof. Dr. Iwan Jaya Azis
Prof. Iftekhar Hasan
Dr. M. Syamsuddin
Dr. Perry Warjiyo
Prof. Masaaki Komatsu
Dr. Iskandar Simorangkir
Dr. Solikin M. Juhro
Dr. Haris Munandar
Dr. Andi M. Alfian Parewangi

Pimpinan Editorial

Dr. Perry Warjiyo
Dr. Iskandar Simorangkir

Direktur Eksekutif

Dr. Andi M. Alfian Parewangi

Sekretariat

Arifin M. Suriahaminata, MBA
MS. Artiningsih, MBA

Buletin ini diterbitkan oleh Bank Indonesia, Direktorat Riset Ekonomi dan Kebijakan Moneter. Isi dan hasil penelitian dalam tulisan-tulisan dibuletin ini sepenuhnya tanggung jawab para penulis dan bukan merupakan pandangan resmi Bank Indonesia.

Kami mengundang semua pihak untuk menulis pada buletin ini paper dikirimkan dalam bentuk file ke Departemen Riset Ekonomi dan Kebijakan Moneter, Bank Indonesia Gedung Sjafruddin Prawiranegara Lt. 20; Jl. M.H. Thamrin No. 2, Jakarta Pusat, email : paper.bemp@gmail.com

Buletin ini diterbitkan secara triwulan pada bulan April, Juli, Oktober dan Januari, bagi yang ingin memperoleh terbitan ini dapat menghubungi Seksi Publikasi - Divisi Administrasi, Departemen Statistik Ekonomi dan Moneter, Bank Indonesia Gedung Sjafruddin Prawiranegara Lt. 2; Jl. M.H. Thamrin No. 2, Jakarta Pusat, telp. (021) 381-8206. Untuk permohonan berlangganan: telp. (021) 3818202, fax. (021) 3802283, email: tsubandoro@bi.go.id.

BULETIN EKONOMI MONETER DAN PERBANKAN

Volume 14, Nomor 4, April 2012

| | |
|--|-----|
| Analisis Triwulanan: Perkembangan Moneter, Perbankan dan Sistem Pembayaran Triwulan I - 2012 <i>Tim Penulis Laporan Triwulanan, Bank Indonesia</i> _____ | 341 |
| <i>Offshore and Onshore Idr Market: Evidence On Information Spillover</i> <i>Yayat Cadarajat and Alexander Lubis</i> _____ | 343 |
| <i>Reducing Poverty Through Subsidies: Simulation of Fuel Subsidy Diversion to Non-food Crops</i> <i>Indra Maipita, Wawan Hermawan, Fitrawaty</i> _____ | 369 |
| Dampak Kebijakan Fiskal Terhadap Output dan Inflasi <i>Ndari Surjaningsih, G. A. Diah Utari, Budi Trisnanto</i> _____ | 389 |
| <i>Survey Measures of Inflation Expectation</i> <i>Endy Dwi Tjahjono, Harmanta, Nur M. Adhi Purwato</i> _____ | 421 |



BANK INDONESIA

ANALISIS TRIWULANAN: Perkembangan Moneter, Perbankan dan Sistem Pembayaran, Triwulan IV - 2011

Tim Penulis Laporan Triwulanan, Bank Indonesia

Pertumbuhan ekonomi Indonesia pada triwulan I - 2012 tumbuh sebesar 6,3% (yoy). Sumber utama pertumbuhan ekonomi berasal dari konsumsi rumah tangga yang masih kuat sejalan dengan optimisme konsumen yang tetap tinggi dan investasi (PMTB) yang didukung oleh iklim usaha yang kondusif dan potensi pendanaan yang meningkat. Sementara itu, kinerja ekspor tumbuh melambat akibat berlanjutnya pelemahan ekonomi global yang menyebabkan turunnya daya serap negara mitra dagang utama. Di tengah perlambatan kinerja ekspor, impor masih tumbuh tinggi dengan masih kuatnya permintaan domestik. Ke depan, prospek ekonomi Indonesia keseluruhan 2012 masih tetap kuat pada kisaran 6,3 - 6,7%, meskipun berbagai faktor risiko masih tetap perlu diwaspadai.

Kinerja Neraca Pembayaran Indonesia (NPI) selama triwulan I - 2012 menunjukkan perbaikan dengan mencatat defisit yang lebih kecil dibandingkan dengan kinerja pada triwulan IV 2011. Perbaikan tersebut ditopang oleh transaksi modal dan keuangan yang kembali mengalami surplus sehingga mampu menutupi sebagian dari defisit transaksi berjalan yang membesar. Dengan perkembangan tersebut, jumlah cadangan devisa pada akhir Maret 2012 menjadi USD110,5 miliar atau setara dengan 6,2 bulan impor dan pembayaran utang luar negeri pemerintah.

Nilai tukar rupiah yang mengalami pelemahan selama triwulan I-2012. Rupiah secara *point-to-point* melemah sebesar 0,87% (qtq) ke level Rp 9.139/USD atau secara rata-rata melemah 1,03% (qtq) menjadi Rp 9.066/USD. Kendati melemah, volatilitas nilai tukar rupiah masih terjaga pada level yang rendah dibandingkan dengan negara-negara di kawasan. Kondisi tersebut tidak terlepas dari langkah stabilisasi nilai tukar rupiah yang ditempuh Bank Indonesia, baik dengan intervensi di pasar valas maupun pembelian Surat Berharga Negara (SBN) dari pasar sekunder, yang pada gilirannya tetap menjaga stabilitas pergerakan nilai tukar rupiah. Berdasarkan faktor yang memengaruhinya, tekanan terhadap nilai tukar rupiah antara lain berasal dari penyesuaian portofolio investor asing akibat pengaruh sentimen global dan ekspektasi inflasi yang meningkat di dalam negeri. Selain itu, permintaan valas yang cenderung meningkat seiring dengan kuatnya impor, termasuk impor migas untuk konsumsi BBM di dalam negeri, juga menimbulkan tekanan terhadap nilai tukar rupiah.

Inflasi IHK selama triwulan I-2012 tetap terkendali. Inflasi IHK pada triwulan I - 2012 masih tercatat rendah sebesar 0,88% (qtq) atau 3,97% (yoy), meskipun sedikit meningkat dibandingkan dengan triwulan sebelumnya. Berdasarkan komponennya, sumber tekanan inflasi terutama berasal dari inflasi kelompok *volatile food*, sementara itu, inflasi kelompok inti dan *administered price* masih tercatat rendah. Tekanan inflasi dari kelompok *volatile food* disebabkan oleh masih tingginya harga beras dan adanya kenaikan harga komoditas bumbu-bumbuan. Inflasi inti yang masih tercatat rendah dipengaruhi oleh terjaganya pasokan barang dan jasa, meskipun kenaikan harga komoditas global non-pangan serta depresiasi rupiah sedikit memberikan tekanan kenaikan. Sementara itu, inflasi *administered price* tetap rendah kendati Pemerintah pada triwulan laporan menaikkan harga cukai rokok. Dengan perkembangan inflasi IHK hingga triwulan I - 2012 tersebut, Bank Indonesia memperkirakan inflasi masih konsisten dengan sasaran sebesar $4,5\% \pm 1\%$ pada 2012 dan 2013. Namun demikian, risiko inflasi yang berasal dari peningkatan ekspektasi inflasi yang dipicu oleh ketidakpastian rencana penyesuaian subsidi Bahan Bakar Minyak (BBM) akan tetap dicermati.

Sejalan dengan kinerja makroekonomi yang tetap terjaga, stabilitas sistem keuangan juga tetap terkendali. Stabilitas sistem keuangan tersebut didukung oleh kinerja sektor perbankan yang tetap terjaga sebagai industri yang mendominasi sistem keuangan Indonesia. Rasio kecukupan modal (CAR/Capital Adequacy Ratio), tercatat tinggi mencapai 18,41% pada Februari 2012, jauh di atas CAR minimum 8%. Permodalan bank yang tinggi tersebut dicapai melalui peningkatan profitabilitas bank. Sementara itu, intermediasi perbankan juga terus membaik tercermin dari pertumbuhan kredit yang hingga akhir Februari 2012 mencapai 24,2% (yoy). Penyaluran kredit perbankan tersebut lebih ditujukan pada sektor-sektor produktif sebagaimana tampak dari Kredit Investasi yang tumbuh tinggi (33,2% yoy), sedangkan Kredit Modal Kerja dan Kredit Konsumsi masing-masing tumbuh sebesar 23,4% (yoy) dan 19,6% (yoy).

Kinerja perekonomian Indonesia juga didukung oleh keandalan sistem pembayaran dan terpenuhinya kebutuhan uang kartal masyarakat. Sistem pembayaran sebagai bagian dari sistem keuangan tetap menunjukkan kinerja yang terjaga selama triwulan I - 2012. Nilai dan volume transaksi sistem pembayaran selama triwulan I - 2012 menunjukkan peningkatan sejalan dengan naiknya kegiatan perekonomian. Meningkatnya transaksi sistem pembayaran tersebut didukung dengan ketersediaan Sistem Bank Indonesia - Real Time Gross Settlement (BI-RTGS), Bank Indonesia - Scripless Securities Settlement System (BI - SSSS) dan Sistem Kliring Bank Indonesia (SKNBI), yang mencapai 99,97%. Selain itu, kinerja sistem pemrosesan Alat Pembayaran Menggunakan Kartu (APMK) dan Uang Elektronik yang diselenggarakan oleh pihak di luar Bank Indonesia juga tetap terjaga. Dari sisi pengedaran uang, kebutuhan uang kartal masyarakat masih cukup tinggi. Tingginya kebutuhan uang kartal masyarakat diikuti dengan adanya peningkatan Uang yang Diedarkan (UYD) selama triwulan I - 2012.

OFFSHORE AND ONSHORE IDR MARKET: EVIDENCE ON INFORMATION SPILLOVER

*Yayat Cadarajat and Alexander Lubis*¹

Abstract

This paper investigates the information transmission between off-shore and on-shore Rupiah currency markets Indonesian. We found the evidence of persistent volatility in all IDR/USD markets. Using EGARCH model on daily data for the period of 2008 – 2011, this paper provide several empirical conclusions.–First, the persistent volatility in all IDR/USD currency markets is evident. Second, the leverage effects are present in the rupiah exchange rates, indicating that IDR/USD markets have responded more to depreciation than appreciation, which is generally common in emerging market currencies. Third, the evidence of mean spillover are observed to be uni-directional; from NDF to both spot and forward rupiah markets. However, there are two ways return transmission between NDF and forward rate changes in the period of Europe crisis. Fourth, on the volatility, the spillover is only significant from NDF market to spot market for the entire period. However, in the time of crises, there is interdependence between volatility in offshore NDF and onshore spot rate changes, while information transmission is only valid from NDF to forward rate changes, not the other way around. Fifth, the negative spread of domestic interest rate may lead to depreciation pressure on the currency and positive spread may indicate the appreciation pressure.

Keywords: Foreign Exchange, Non-Deliverable Forward, exchange rate, spillover, EGARCH.

JEL Classification: F31, G13, C51

¹ Yayat Cadarajat (yayat@bi.go.id) and Alexander Lubis (alexander@bi.go.id) are economist in Monetary Policy Group, Departmen of Economic Research and Monetary Policy, Bank Indonesia. The views expressed in this paper are of the authors and do not necessarily reflect those of Bank Indonesia.

I. PENDAHULUAN

Sejak krisis mata uang Asia 1998, pasar valas Indonesia telah mengalami perkembangan yang signifikan. Perubahan besar dari rezim nilai tukar tetap ke mengambang terkendali kemudian menjadi mengambang (IMF EREAR, 2010), telah dilakukan oleh pemerintah. Lebih lanjut, pasar valas terus memberikan tekanan pada Rupiah, di mana pelaku asing dapat mengakses *deliverable forward* dari mata uang Rupiah, umumnya dari Singapura, baik untuk melakukan hedging untuk investasi mereka atau untuk tujuan spekulasi.

Dengan demikian Bank Indonesia mengeluarkan kebijakan yang membatasi kesempatan bagi pelaku asing dalam melakukan kegiatan spekulasi atas Rupiah². Transaksi Rupiah dibatasi hanya antara *onshore bank* dan *non-resident*. Hal ini mengurangi spekulasi atas mata uang Rupiah akibat adanya restriksi bagi bank domestic untuk memberikan pinjaman dalam mata uang Rupiah dan produk turunan yang terkait kepada non-resident. Inilah awal momentum dari *Non Deliverable Forward* (NDF) Rupiah.

NDF sendiri merupakan instrument valas derivatif yang diperdagangkan over-the-counter (OTC). Kontrak forward valas (*forward foreign exchange contract*) pada dasarnya merupakan kewajiban untuk membeli atau menjual sejumlah mata uang pada suatu waktu tertentu di masa mendatang, pada tingkat harga yang ditentukan dalam kontrak. Pihak yang terlibat dalam transaksi NDF, menyelesaikan transaksinya tidak dengan cara membayar dalam pasangan mata uang yang ditransaksikan (*pair currency*), melainkan dengan cara membayar dalam mata uang utama (biasanya dalam USD), sebesar selisih nilai tukar forward dan spot. NDF biasanya diperdagangkan melalui counter di pusat keuangan internasional seperti New York, London, Hong Kong dan Singapura. Sama dengan Indonesia, pasar NDF di negara Asia lainnya juga mengalami perkembangan paska krisis mata uang Asia. Rupiah Indonesia, merupakan pasar NDF terbesar di Asia dengan rata-rata volume transaksi harian diperkirakan sebesar USD 10 milyar, diikuti oleh Peso Philipina dan Renminbi China (Tabel 1). Dengan demikian, volatilitasnya juga merupakan yang terbesar.

Menarik untuk mencermati apakah produk yang diperdagangkan dalam dua jenis asset ini merefleksikan informasi yang sama. Perbedaan harga dapat mendorong arbitrase. Meski demikian, Parker (2001) menyatakan bahwa dalam kasus nilai tukar spot dan NDF dapat berbeda karena NDF berkembang akibat beberapa permasalahan pasar dan kendala investasi dari kebijakan regulator. Perkembangan NDF sendiri berasal dari kebutuhan investor asing untuk melakukan *hedging* atau untuk memperdagangkan mata uang yang diatur dan dikontrol secara ketat. Karena itu, sangat penting untuk mengetahui hubungan dan arus informasi antara *off-shore* NDF dengan *on-shore market*.

Informasi tentang ini dapat bermanfaat bagi regulator dan investor. Bagi regulator, sangat sulit untuk mencapai tujuan ketika hubungan antara nilai tukar spot dan NDF sangat

2 Peraturan Bank Indonesia No. 3/3/2001, tanggal 12 Januari 2001

Tabel 1.
Pasar NDF Mata Uang Asia

| Normal Market Condition | | | | | | |
|-------------------------|-------------------------------|----------------------------|--------------------------------------|-------------------------------|---------------------------|--------------------------------------|
| | Onshore | | | Offshore | | |
| | average daily volume (US\$bn) | spot transaction (US\$ mn) | forward & swap transaction (US\$ mn) | average daily volume (US\$bn) | NDF transaction (US\$ mn) | implied option volatility spread (%) |
| CNY | 30.0-40.0 | 5.0-10.0 | 10.0-20.0 | 3.0 | 10.0 | 0.2 |
| KRW | 15.0 | 3.0-5.0 | 50.0 | 4.0 | 5.0 | 0.4 |
| INR | 9.0 | 5.0 | 10.0 | 1.1 | 5.0 | 0.4 |
| PHP | 1.7 | 1.0-3.0 | 5.0-10.0 | 0.5-0.6 | 10.0-20.0 | 1.0 |
| IDR | 1.3 | 2.0 | 10.0 | 0.7 | 10.0 | 1.0 |
| MYR | 1.2 | 3.0-5.0 | 10.0 | na | na | na |
| THB | 1.1 | 3.0 | 30.0-50.0 | 0.8 | na | 0.5-2.0 |

Sumber: HSBC Emerging Market Currency Guide, 2011

kuat. Kesulitan ini tidak hanya dalam menjaga stabilitas nilai tukar karena NDF diperdagangkan di luar negeri, tetapi juga dalam menerapkan kebijakan yang independen. Bagi investor, pemahaman tentang hubungan lintas pasar ini dapat merefleksikan strategi investasi mereka.

Dalam kasus pasar mata uang di Indonesia, banyak studi telah dilakukan. Meski demikian, paper ini lebih fokus pada pasar dalam negeri. Sepanjang pengetahuan penulis, studi yang menganalisis pasar NDF Rupiah masih terbatas. Kemungkinan penyebabnya adalah kesulitan dalam memperoleh data, karena NDF diperdagangkan melalui counter di luar negeri. Pada sisi lain, pergerakan pasar NDF telah menarik perhatian terutama bagi regulator. Secara khusus, tekanan atas mata uang Rupiah mengalami peningkatan selama krisis global. Untuk itu, paper ini akan mendiskusikan pasar NDF Rupiah ini.

Mengacu pada latar belakang ini, paper ini secara eksplisit bertujuan untuk menganalisis transmisi informasi antara pasar dalam dan pasar luar negeri mata uang Rupiah. Bagian selanjutnya dari paper ini akan mengulas teori dan studi literature terkait dengan pasar NDF. Bagian ketiga mengulas metodologi dan data yang digunakan. Hasil dan analisis akan diberikan pada bagian keempat, sementara bagian akhir akan memberikan kesimpulan.

II. TEORI

Berdasarkan Lipscomb (2005), perdagangan pasar NDF terutama dimulai pada awal 1990, dimulai dari produk untuk pihak yang akan melindungi posisi mereka terhadap perubahan nilai mata uang negara berkembang ataupun terhadap kemungkinan adanya restriksi mata uang yang tidak *convertible*. Seiring waktu, pasar NDF telah berkembang untuk mata uang negara yang investornya aktif baik dalam portofolio atau investasi langsung, atau di negara yang diperkirakan akan mengalami perubahan rezim nilai tukar yang signifikan. Sebaliknya, pasar

Tabel 2.
Akses Non-Resident terhadap Pasar Domestik

| Mata Uang | Aksesibilitas |
|------------------|--|
| Renmibi China | Pihak asing tidak diperbolehkan berdagang di pasar lokal |
| Rupee India | Diperbolehkan untuk keperluan transaksi |
| Won Korea | Diperbolehkan untuk keperluan transaksi |
| Rupiah Indonesia | Diperbolehkan untuk keperluan transaksi |
| Peso Philippines | Diperbolehkan untuk keperluan transaksi |
| Dollar Taiwan | Pihak asing tidak diperbolehkan berdagang di pasar lokal |

Sumber: HSBC Emerging Market Currency Guide, 2011

NDF untuk mata uang yang lebih fleksibel dalam konvertabilitas valas, justru mengalami penurunan yang substansial atau bahkan menghilang.

Seiring dengan peningkatan investasi di negara berkembang, pasar NDF juga meningkat untuk mata uang di Asia, khususnya setelah krisis 1997. NDF dapat dijadikan sebagai instrument pengganti untuk *hedging* oleh investor asing terkait dengan eksposur mata uang lokal, atau dijadikan sebagai instrument spekulasi.

Mungkin menarik bahwa Ringgit Malaysia dan Bath Thailand tidak termasuk dalam pasar NDF Asia yang utama meski tetap menetapkan restriksi atas konvertabilitas valas mereka. Misra dan Behera (2006) menyatakan ada beberapa kebijakan yang diterapkan untuk membatasi perkembangan NDF atas mata uangnya. Dalam kasus Malaysia, perubahan ke rezim nilai tukar tetap telah menghindarkan perkembangan lebih lanjut dari pasar NDF. Lebih lanjut, tidak adanya referensi nilai tukar juga menyebabkan penyelesaian NDF Ringgit Malaysia menjadi lebih sulit. Bank domestik di Malaysia tidak diperbolehkan melakukan transaksi forward dengan pihak asing, dan ini membatasi pihak asing tersebut untuk melakukan *hedging* atas posisi NDF mereka. Di Thailand, bank sentral Thailand menghambat bank asing untuk berpartisipasi dalam pasar NDF Bath Thailand melalui cabang-cabang mereka.

Penetapan harga pada hampir semua kontrak forward valas ditentukan oleh paritas suku bunga yang mengukur kesamaan imbal hasil untuk suatu rentang periode, suku bunga dua jenis mata uang, dan nilai tukar spotnya. Sebagaimana produk keuangan lainnya, ada factor-faktor lain yang berpengaruh terhadap harga NDF seperti arus perdagangan, likuiditas³, dan resiko. Ekspektasi perubahan rezim nilai tukar, posisi spekulatif, kondisi suku bunga lokal dan korelasi antara on-shore dan off-shore pasar forward, juga berkontribusi pada pergerakan harga NDF. Ketika investor asing memiliki sedikit akses

3 Perbedaan penetapan harga di pusat-pusat finansial karena ketersediaan penjual NDF, sebagai contoh harga NDF Rupiah di pasar New York dan Singapura lebih disebabkan oleh permasalahan likuiditas.

terhadap suku bunga domestic, maka harga NDF akan lebih ditentukan oleh ekspektasi tingkat nilai tukar spot (Lipscomb, 2005).

Berdasarkan *efficient market hypothesis*, harga aset akan merefleksikan semua informasi secara sempurna. Arbitrase yang melibatkan instrument keuangan dengan harga yang sama antara dua pasar atau lebih, akan menyebabkan kerugian. Dengan demikian, pergerakan harga pada satu pasar akan diikuti oleh pergerakan harga pada pasar yang menjual instrument yang sama. Jika salah satu pasar tidak merespon pergerakan ini, maka satu pihak dapat mengambil keuntungan arbitrase diantara kedua pasar ini.

Hubungan pasar dalam dan luar negeri tanpa adanya kontrol lalu lintas modal, dapat diberikan dalam paritas suku bunga berikut:

$$F = S(1 + r)/(1 + r^s) \quad (1)$$

Dimana F adalah forward rate, S adalah spot rate, r adalah suku bunga domestik dan r^s adalah suku bunga asing (sebagai contoh US). Persamaan ini tercapai jika tidak ada halangan untuk transaksi lintas negara, termasuk dalam pinjam meminjam.

Meski demikian, ketika terdapat restriksi lalu lintas modal maka non-resident juga akan mengalami hambatan untuk mengakses pasar domestic. Karena itu, NDF akan menggantikan forward rate dan persamaannya akan menjadi:

$$NDF = S(1 + r)/(1 + r^s) \quad (2)$$

Selain itu, yield spread antara dalam dan luar negeri merupakan indikasi adanya tekanan terhadap mata uang domestik. Jika suku bunga domestic lebih tinggi, maka *implied yield* dari NDF akan merefleksikan tekanan pada mata uang domestik. Namun demikian, kontrol atas modal dapat menghambat aliran masuk modal. Suku bunga domestik yang lebih rendah dari *yield* NDF dapat menunjukkan adanya tekanan depresiasi atas mata uang domestik, sementara spread nol menunjukkan tidak adanya tekanan baik untuk pasar di dalam maupun di luar negeri.

Studi literatur tentang korelasi antara NDF dengan nilai tukar spot dan forward cukup terbatas. Park (2001) merupakan salah satu literature awal yang melihat arus informasi antara nilai tukar spot Won Korea terhadap USD dengan pasar luar negeri NDF. Studi ini memiliki fokus pada dampak reformasi pada nilai tukar Korea, terutama terkait dengan hubungan antara pasar dalam dan luar negeri. Dengan menggunakan metode GARCH, studi ini menemukan bahwa selama periode sebelum reformasi, terdapat rambatan efek rata-rata dari spot ke pasar NDF tetapi tidak sebaliknya, dan terdapat fakta yang mendukung adanya rambatan volatilitas

dua arah. Reformasi ini telah mengubah situasi dan membalikkan arah, dimana terdapat efek rambatan baik dalam nilai rata-rata maupun dalam hal volatilitas dari NDF ke pasar spot. Sebaliknya, dalam upayanya untuk menganalisis hipotesa pasar yang efisien atas perdagangan mata uang Renminbi, Izawa (2006) menemukan bahwa hipotesa ini ditolak dan NDF Renminbi bukan prediktor yang tidak bias untuk nilai tukar mendatang.

Ma et.al. (2004) menemukan bahwa NDF Asia secara umum tidak terhubung kuat ke nilai tukar spot mata uang pasangan karena adanya kontrol dan upaya kuat untuk mengarahkan pergerakan mata uang ini. Lebih lanjut, studi ini juga menunjukkan bahwa NDF Asia memiliki korelasi silang yang positif diantara mereka dibandingkan terhadap pasar spot selama rentang periode Maret 2001 – Februari 2004. Manajemen mata uang oleh otoritas di Asia cenderung membatasi respon nilai tukar spot terhadap volatilitas pasar global sehingga rate NDF bergerak dengan tingkat volatilitas yang lebih besar dibandingkan dengan pasar spot, (Cairns et.al., 2007).

Lebih lanjut, Colavecchio dan Funke (2006) menggunakan GARCH multivariate untuk menganalisis volatilitas antara pasar NDF China dengan tujuh pasangan negaranya di Asia Pasifik selang periode Januari 1998 - Maret 2005. Studi ini menemukan bahwa NDF Renminbi menentukan rate mata uang negara Asia dalam berbagai tingkatan. Meskipun demikian, mereka mencatat arah pergerakan terbalik dalam volatilitas dari NDF ke pasar spot meski dengan magnitude yang lemah.

Terkait penggunaan model ARCH-GARCH dalam menganalisis mekanisme transmisi informasi pasar mata uang, kami mengikuti Park (2001) dan Misra dan Behera (2006). Penggunaan EGARCH model dipilih untuk menangkap kemungkinan asimetri dan *volatility clustering* secara simultan. Isu asimetri ini telah dibahas oleh Michayluk et.al. (2000) dan Christiansen (2003) menggunakan EGARCH untuk menganalisis rambatan volatilitas dan rata-rata atas data pasar keuangan.

Secara umum, analisa di atas mencatat adanya saling keterkaitan lintas berbagai NDF mata uang dan antara pasar NDF dalam dan luar negeri. Dengan demikian, studi atas perilaku NDF Rupiah dan keterkaitannya dengan nilai tukar dan pasar forward, akan memberikan manfaat bagi pelaku pasar dan juga bagi regulator.

III. METODOLOGI

Kami menggunakan Augmented Dickey –Fuller (ADF) tests digunakan untuk menguji stasionaritas data. Lebih lanjut, uji kointegrasi Johansen dilakukan untuk menginvestigasi hubungan jangka panjang antara rate NDF luar negeri dan nilai tukar spot dan forward. Untuk uji sensitivitas hasil estimasi terkait dengan pemilihan panjang lag, prosedur yang umum digunakan adalah estimasi Vector Autoregression (VAR) pada data level, untuk

menentukan panjang lag yang optimal (Enders, 2004). Selanjutnya, kami memilih kriteria Hannan – Quinn (HQC) sesuai dengan Johansen. Uji LM digunakan untuk mendeteksi adanya korelasi serial pada error. Selain itu uji kausalitas Granger digunakan untuk menguji arah hubungan antara NDF luar negeri dan perubahan nilai tukar dalam negeri.

Untuk menganalisa transmisi informasi dalam dan luar negeri atas mata uang Rupiah, penulis lanjutkan dengan analisis volatilitas dan mengaplikasikan pengembangan model EGARCH(p,q) bivariat dari Nelson (1991) untuk melihat apakah volatilitas return NDF mempengaruhi atau dipengaruhi oleh volatilitas *spot* dan *forward*. EGARCH memiliki tiga keuntungan fundamental dibandingkan dengan model GARCH dari Bollerslev (1986; (i) model standar GARCH tidak dapat menangkap perilaku asimetrik dari conditional variance dalam harga asset, (ii) berbeda dengan model standar GARCH dimana parameter model harus direstriksi positif untuk memastikan conditional variance akan positif sepanjang periode, maka dalam model EGARCH restriksi ini tidak diperlukan karena bentuknya yang eksponensial, (iii) persistensi conditional variance dapat ditangkap dalam model EGARCH yang dikontrol oleh koefisien dari lag-nya, sementara hal ini sulit ditangkap dengan menggunakan model standar GARCH.

Estimasi dilakukan dengan model dua langkah sebagaimana dilakukan oleh Hamao et.al. (1990), Park (2001), Ng (2000) dan Christiansen (2003). Model standar EGARCH(p,q) yang digunakan dalam studi ini diwakili oleh conditional mean dan conditional variance sebagaimana persamaan berikut:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \Phi_i \varepsilon_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \omega_i + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right| + \sum_{k=1}^p \delta_{i,k} \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} + \sum_{k=1}^p \theta_{i,k} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \quad (4)$$

Dimana $R_{i,t}$ menunjukkan return pasar mata uang IDR/USD termasuk NDF luar negeri, nilai spot and forward dalam negeri. Kami menambahkan $\varepsilon_{i,t-1}$ or MA(1) ke persamaan rata-rata untuk mendeteksi adanya korelasi serial dalam pergerakan nilai tukar. IDR/USD ini digunakan untuk menginvestigasi hubungan lintas return mata uang. Error stokastik ($\varepsilon_{i,t}$) diambil dan digunakan dalam model EGARCH.

Persamaan (2) merupakan spesifikasi *conditional variance* dimana ω_i adalah konstanta atau rata-rata varian, $\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}}$ adalah *standardized residuals* dari return nilai tukar, sementara suku ARCH, memberikan informasi tentang dampak informasi periode sebelumnya terhadap

volatilitas return. Jika $\frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}}$ positif, maka efek inovasi terhadap conditional variance adalah $-\delta_{i,k} + \beta_{i,k}$. Lebih lanjut, koefisien $\beta_{i,k}$ mengukur *volatility clustering* pada semua series.

Sudah cukup umum bahwa pasar mata uang memiliki autokorelasi dalam volatilitasnya. Parameter $\beta_{i,k}$ yang signifikan dapat memberikan informasi tentang volatilitas pasar IDR/USD yang dipengaruhi oleh perubahan volatilitas historisnya. Autokorelasi dalam volatilitas sering dijumpai pada pasar mata uang. Lebih jauh, $\sigma_{i,t}^2$ menunjukkan *conditional variance* dari return nilai tukar. Lag dari *conditional variance* ($\sigma_{i,t-1}^2$) menunjukkan forecast varians periode sebelumnya yang merupakan komponen GARCH, yang dapat berpengaruh terhadap volatilitas. Shock informasi dalam pasar, cenderung memiliki dampak yang kontinu terhadap volatilitas berikutnya. Koefisien dari komponen GARCH yang signifikan secara statistik dapat menunjukkan persistennya volatilitas.

Terkait dengan pemilihan panjang lag yang optimal, tiga kriteria yang sering digunakan adalah Akaike Information Criteria (AIC), Schwartz (Bayesian) Information Criteria (SIC) dan Hannan-Quinn Criteria (HQC). Lag dipilih berdasarkan HQC. Shittu dan Asemota (2009) menemukan bahwa HQC lebih baik untuk sampel yang besar, sementara AIC paling sesuai untuk sampel yang kecil.

Uji residu dilakukan untuk menilai efisiensi model. LM diaplikasikan untuk mengidentifikasi kemungkinan masih adanya efek ARCH. Pengujian keberadaan conditional heteroskedastisitas dilakukan dengan meregres kuadrat residu terhadap konstan dan lagnya sampai order ke q. Tes LM memiliki hipotesa nol tidak ada lagi efek ARCH. Lebih lanjut, pengujian adanya serial korelasi antara NDF dan perubahan nilai tukar spot dan forward juga dilakukan. Ljung-Box (L-B) Q(12) dan L-B Q²(12) diestimasi untuk melihat linear dan non-linear dependensi (autocorrelation) pada semua series.

Pada model ARCH dan GARCH, variabel eksogen dimasukkan kedalam persamaan mean, dan juga ke persamaan varians. Pengembangan model ditunjukkan berikut:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \Phi_i \varepsilon_{i,t-1} + \partial_i R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln(\sigma_{i,t}^2) = & \omega_i + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right| + \sum_{k=1}^p \delta_{i,k} \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} \\ & + \sum_{k=1}^p \theta_{i,k} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \gamma_i \varepsilon_{j,t-1}^2 \end{aligned} \quad (6)$$

Dalam Persamaan (3) dan (4), kita masukkan hasil estimasi EGARCH(p,q) dengan persamaan (1) dan (2). Jika $R_{i,t}$ adalah return NDF, maka kita bisa memasukkan $R_{j,t-1}$ sebagai return dari *onshore* IDR/USD spot atau forward kedalam persamaan mean. Koefisien ∂_i yang

signifikan menunjukkan bahwa ada *mean spillover* antara perubahan nilai tukar *offshore* dan *onshore*. Selain itu, pengembangan persamaan *conditional variance* dilakukan dengan menambahkan $\varepsilon_{j,t-1}^2$, *squared standardized innovation* periode sebelumnya, kedalam persamaan R_{jt} . Koefisien γ_i menguji apakah rambatan volatilitas ada lintas *offshore* NDF dengan pasar domestic IDR.

IV. HASIL DAN ANALISIS

4.1. Analisis Awal

NDF Rupiah (IDR) diperdagangkan dalam jumlah yang besar di Singapura dan sejumlah kecil di Hong Kong dan New York. Kebutuhan untuk menghedge *instrument* Rupiah merupakan salah satu alasan diperdagangkannya NDF Rupiah. Pasar *on-shore forward* yang tipis mendorong kebanyakan investor mencari perlindungan instrument pada pasar luar negeri. Alasan lain adalah menyediakan instrumen bagi investor asing untuk melakukan spekulasi terhadap mata uang Rupiah. Investor asing tidak diperbolehkan mengakses pasar dalam negeri selain untuk aktifitas ekonomi yang melandasinya⁴.

Hampir semua pemain pasar NDF Rupiah adalah investor asing. Hal ini dikarenakan bank dilarang melakukan margin trading dalam perdagangan mata uang Rupiah⁵. Meskipun demikian, bank domestik dimungkinkan terlibat dalam perdagangan secara margin trading untuk mata uang dalam kondisi tertentu.

Dalam pasar, terdapat bid ask spread yang menunjukkan biaya transaksi termasuk persepsi resiko dalam pasar. Pasar yang lebih dalam dapat menekan bid ask spread. Dari data harian periode 3 Januari 2011 sampai 21 Oktober 2011, Rupiah mencatat bid ask spread tertinggi baik di pasar spot dalam negeri, maupun pasar NDF luar negeri (Tabel 3). Ini mencerminkan terjadinya penurunan likuiditas pada pasar tersebut dibandingkan dengan pasar di negara Asia.

| | SPOT | | FORWARD 1M | | NDF 1M | |
|-----|------------------------|----------------|------------------------|----------------|-------------------------|----------------|
| | Onshore bid/ask spread | Volatility 10D | Onshore bid/ask spread | Volatility 10D | Offshore bid/ask spread | Volatility 10D |
| IDR | 8,01 | 0,36 | 0,09 | 1,47 | 19,51 | 2,29 |
| KRW | 1,56 | 0,90 | 493,92 | 5,83 | 0,06 | 0,50 |
| PHP | 0,05 | 0,90 | 0,05 | 0,90 | 1,19 | 0,77 |
| MYR | 0,00 | 1,06 | 0,08 | 1,02 | 0,00 | 0,59 |
| CNY | 0,00 | 0,64 | 0,43 | 10,65 | 0,00 | 0,15 |

Sumber: Hasil Perhitungan

4 Bank Indonesia Regulation No. 10/28/PBI/2008

5 Bank Indonesia Regulation No. 7/31/PBI/2005

Pada sisi lain, volatilitas pada pasar spot Rupiah merupakan yang terendah diantara negara Asia lainnya, sementara volatilitas NDF tercatat sebagai yang tertinggi. Hal ini terkait dengan intervensi yang dilakukan Bank Indonesia pada pasar spot, yang berhasil menurunkan volatilitas pasar dalam negeri.

Jika pasar Rupiah dilihat lebih dekat, kondisi likuiditas telah mengalami perbaikan pasca krisis subprime yang mengalami puncaknya ditandai dengan kebangkrutan Lehman Brothers (Tabel 4). Data juga mengindikasikan bahwa likuiditas dalam negeri lebih baik dibandingkan dengan pasar luar negeri. Hal ini dapat dilihat dari bid ask spread pasar domestik yang lebih rendah dibandingkan pasar luar negeri.

Tabel 4.
Bid-Ask Spread Rupiah pada Pasar Valas Luar Negeri

| | SPOT | | | | 1M FORWARD | | | | 1M NDF | | | |
|----------------|--------|--------|-------|--------|------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|
| | 2008 | 2009 | 2010 | 2011*) | 2008 | 2009 | 2010 | 2011*) | 2008 | 2009 | 2010 | 2011*) |
| Bid-Ask Spread | | | | | | | | | | | | |
| - Average | 32.30 | 24.42 | 9.00 | 8.00 | 45.14 | 41.57 | 14.39 | 11.09 | 73.17 | 71.42 | 19.27 | 17.14 |
| - Min | 3.00 | 5.00 | 1.00 | 1.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| - Max | 250.00 | 100.00 | 30.00 | 30.00 | 300.00 | 522.00 | 577.50 | 106.00 | 400.00 | 300.00 | 65.00 | 88.00 |

*) up to 19 October 2011
Sumber: Hasil Perhitungan

Pada tahun 2008 dan 2009, pasar dalam negeri Indonesia terkena dampak dari guncangan global. Bid ask spread minimum dan maksimum pada pasar spot domestik mencatat perbedaan yang sangat besar dari Rp3 ke Rp250 pada tahun 2008, dan dari Rp5 ke Rp 100 pada tahun 2009. Hal yang sama juga terjadi pada pasar NDF domestik. Hal ini kemungkinan merefleksikan periode dimana likuiditas pada pasar domestik mengalami tekanan akibat permintaan aliran modal keluar. Meski demikian, pada tahun 2010 dan 2011, krisis hutang Eropa telah memacu aliran dana ke negara berkembang, dan akibatnya likuiditas baik pada pasar domestik maupun luar negeri mengalami perbaikan. Bid ask spread rata-rata pada pasar spot Rupiah mengalami penurunan drastis menjadi Rp 9 pada tahun 2010, dan Rp 8 pada tahun 2011. Penurunan yang sama juga terjadi pada pasar NDF. Deviasi antara bid ask spread minimum dan maksimum juga mengalami penurunan. Namun untuk pasar forward NDF dalam negeri, bid ask spread ini

Tabel. 5 Volatilitas Rupiah
Tahun 2011 (Sampai 19 Oktober 2011)

| MARKET | VOLATILITY |
|---------|------------|
| Spot | 0.36 |
| Forward | 1.47 |
| 1M NDF | 2.30 |

Sumber: Reuters, Perhitungan Penulis

masih tinggi pada masa sebelum hari libur. Hal ini dapat menunjukkan bahwa akibat tingginya ketidakpastian pada pasar global sementara pasar Indonesia mengalami jeda panjang, telah menciptakan kebutuhan bagi investor untuk menghedg posisi mereka. Dengan demikian, ini akan memberikan tekanan likuiditas pada pasar.

4.2. Hasil Estimasi

Studi ini menggunakan data harian dari tahun 2008 sampai 2011. Selain itu, studi ini juga mengamati interaksi informasi antara pasar Rupiah dalam dan luar negeri selama krisis Subprime dan krisis hutang pemerintah di Eropa. Krisis subprime menunjukkan periode dimana Rupiah mengalami tekanan depresiasi yang tinggi, sementara krisis hutang Eropa justru menunjukkan periode adanya tekanan apresiasi. Dengan demikian, perbedaan jenis tekanan ini akan memberikan dampak yang berbeda dalam interaksi informasi.

Uji ADF menunjukkan bahwa semua data return memiliki unit root pada level, namun tidak pada *first difference*.

| Tabel 6. | | | |
|---|-----------------------|--------------|-------------------------|
| Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test | | | |
| | Critical Value | Level | First Difference |
| Full sample | | | |
| Spot | -3.97 (1%) | -1.75 | -28.82 |
| Forward | -3.97 (1%) | -2.27 | -27.43 |
| NDF | -3.97 (1%) | -2.25 | -29.36 |
| Sub-sample I: Subprime crisis | | | |
| Spot | -3.99 (1%) | -1.67 | -15.58 |
| Forward | -3.99 (1%) | -2.42 | -15.44 |
| NDF | -3.99 (1%) | -2.18 | -15.44 |
| Sub-sample II: Europe sovereign crisis | | | |
| Spot | -3.44 (1%) | -1.11 | -23.88 |
| Forward | -3.44 (1%) | -1.85 | -24.92 |
| NDF | -3.44 (1%) | -2.73 | -11.42 |

Tabel 7 menunjukkan statistik deskriptif untuk NDF, perubahan nilai tukar spot dan forward. Rata-rata negative ditemukan baik pada full sampel maupun pada sub sample 2 (krisis hutang pemerintah Eropa), sementara sub sampel 1 (krisis subprime) memiliki rata-rata yang positif. Pada sub sample 2, perubahan NDF menunjukkan standar deviasi tertinggi yakni 0,5%, dibandingkan dengan 0,3% dan 0,4% masing-masing untuk nilai tukar spot dan forward. Gambaran awal ini mengindikasikan semua series nilai tukar bersifat non-Gaussian, yakni tidak

terdistribusi normal. Akhirnya, uji Ljung-Box atas return dan kuadrat residu menunjukkan bahwa volatilitas data ini berubah sepanjang waktu dan bersifat tercluster (*volatility clustering*). Ini terlihat dari signifikannya $Q(12)$ maupun $Q^2(12)$. Hal ini menunjukkan adanya ketergantungan linear dan non linear sehingga membutuhkan ARCH atau GARCH untuk menangkap efek ARCH tersebut.

Tabel 7.
Statistik Deskriptif untuk Perubahan Pasar *Forward*, *NDF* dan *Spot*

| | Mean ($\times 10^3$) | Std. Dev. | Skewness | Kurtosis | JB | Q(12) | Q ² (12) |
|---|------------------------|-----------|----------|----------|----------|---------|---------------------|
| Full sample | | | | | | | |
| Forward | -0.038 | 0.020 | -0.948 | 366.994 | 5277732 | 185.300 | 239.18 |
| NDF | -0.038 | 0.009 | 1.839 | 21.096 | 13582.1 | 27.336 | 627.86 |
| Spot | -0.042 | 0.006 | 1.609 | 58.660 | 123819.3 | 51.767 | 32.857 |
| Sub-sample I: Subprime crisis | | | | | | | |
| Forward | 0.858 | 0.035 | -0.639 | 123.363 | 175073.8 | 60.301 | 72.10 |
| NDF | 0.878 | 0.014 | 1.565 | 11.957 | 1087.7 | 23.933 | 157.53 |
| Spot | 0.801 | 0.008 | 1.564 | 41.237 | 17785.0 | 33.067 | 7.9681 |
| Sub-sample II: Europe sovereign crisis | | | | | | | |
| Forward | -0.071 | 0.004 | 0.422 | 12.880 | 1655.0 | 42.543 | 93.481 |
| NDF | -0.063 | 0.005 | 0.965 | 14.088 | 2132.2 | 51.713 | 276.45 |
| Spot | -0.075 | 0.003 | 2.142 | 28.861 | 11567.3 | 30.378 | 57.099 |

Note: Q and Q² are the Ljung-Box Q-statistic of return and square of return series, respectively. All serial correlation tests are conducted up to lag length 12.

Dua data yang tidak stasioner dapat dikatakan terkointegrasi jika terdapat kombinasi linear diantara keduanya yang stasioner. Kondisi ini menunjukkan kedua variable tersebut bergerak seirama sepanjang waktu, dan dikatakan memiliki hubungan kointegrasi. Dalam pengujian kointegrasi, mengikuti metode Johansen, kami menemukan bahwa NDF luar negeri dan nilai tukar spot dan forward, memiliki hubungan yang stasioner meski secara individu tidak. Ini menunjukkan adanya hubungan jangka panjang yang stabil diantara ketiga variabel tersebut. Koefisien kointegrasi bernilai hampir satu, membuktikan adanya hubungan jangka panjang ini. Karena itu, kami menggunakan perubahan nilai tukar dalam estimasi efek rambatan.

Dalam menganalisa mekanisme transmisi informasi, digunakan uji kausalitas Granger untuk melihat arah kausalitas antara pasar mata uang dalam dan luar negeri. Upaya ini secara khusus dilakukan untuk mencermati keterkaitan antara *lead-lag* volatilitas antar pasar. Uji kausalitas Granger ini melibatkan penggunaan uji-F untuk melakukan join test tentang apakah informasi terdahulu pada pasar *i* mampu memberikan informasi tentang pasar *j*, ketika informasi terdahulu tentang pasar *j* ini juga tersedia.

Tabel 9 menampilkan hasil uji kausalitas Granger. Kami menemukan hubungan dua arah antara NDF dan pasar spot untuk keseluruhan sample, meski efek dari perubahan pasar spot

| Tabel 8. Johansen Cointegration Test | | | |
|---|------------|--------------------|----------------------|
| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 5% Critical Value |
| Full sample | | | |
| <i>NDF = -1.102*SPOT</i> | | | |
| None * | 0.099 | 101.751 | 15.495 |
| At most 1 | 0.002 | 2.145 | 3.841 |
| <i>NDF = -1.045*FWD</i> | | | |
| None * | 0.288 | 326.744 | 15.495 |
| At most 1 | 0.003 | 3.114 | 3.841 |
| Sub-sample I: Subprime crisis | | | |
| <i>NDF = -1.121*SPOT</i> | | | |
| None * | 0.113 | 35.007 | 15.495 |
| At most 1 | 0.002 | 0.606 | 3.841 |
| <i>NDF = -1.052*FWD</i> | | | |
| None * | 0.344 | 121.940 | 15.495 |
| At most 1 | 0.005 | 1.344 | 3.841 |
| Sub-sample II: Europe sovereign crisis | | | |
| <i>NDF = -0.995*SPOT</i> | | | |
| None * | 0.050 | 22.189 | 15.495 |
| At most 1 | 0.004 | 1.769 | 3.841 |
| <i>NDF = -0.996*FWD</i> | | | |
| None * | 0.036 | 16.662 | 15.495 |
| At most 1 | 0.005 | 2.114 | 3.841 |

domestik terhadap NDF luar negeri relatif lebih rendah dibandingkan arah sebaliknya. Lebih lanjut, hasil ini juga ditemukan untuk periodisasi 2, yakni ketika terjadi krisis hutang pemerintah di Eropa.

Hal yang berbeda ditemukan untuk periodisasi 1 yakni ketika terjadi krisis subprime di Amerika Serikat. Pada periode ini, hanya terdapat hubungan satu arah dari perubahan NDF ke pasar forward. Ini menunjukkan bahwa shock yang bersumber dari pasar (seperti NDF luar negeri), memiliki pengaruh yang signifikan terhadap volatilitas pasar yang lain (yakni pasar spot dan forward dalam negeri).

Hasil pendahuluan di atas mengindikasikan adanya autokorelasi dan *conditional heteroscedasticity* yang kuat, sebagaimana umumnya yang terjadi pada data harian. Ini memerlukan penggunaan MA(1)-EGARCH(p, q) untuk menangkap efek ARCH.

Awalnya kami mengestimasi univariate EGARCH(p, q) berdasarkan Persamaan (1) dan (2). Estimasi dilakukan untuk keseluruhan sampel mencakup 956 observasi dari 20 Februari

| Tabel 9. Granger Casualty Test | | |
|---|--------------------|-----------------|
| Null Hypothesis: | F-Statistic | p-values |
| Full sample | | |
| DLNDF does not Granger Cause DLFWD | 65.054 | 3.E-38 |
| DLFWD does not Granger Cause DLNDF | 1.416 | 0.2366 |
| DLSPOT does not Granger Cause DLNDF | 6.508 | 0.0002 |
| DLNDF does not Granger Cause DLSPOT | 25.209 | 1.0E-15 |
| Sub-sample I: Subprime crisis | | |
| DLNDF does not Granger Cause DLFWD | 25.274 | 8.0E-11 |
| DLFWD does not Granger Cause DLNDF | 0.598 | 0.5508 |
| DLSPOT does not Granger Cause DLNDF | 4.795 | 0.0294 |
| DLNDF does not Granger Cause DLSPOT | 22.815 | 3.0E-06 |
| Sub-sample II: Europe sovereign crisis | | |
| DLNDF does not Granger Cause DLFWD | 7.658 | 6.0E-06 |
| DLFWD does not Granger Cause DLNDF | 4.896 | 0.0007 |
| DLSPOT does not Granger Cause DLNDF | 4.477 | 0.0006 |
| DLNDF does not Granger Cause DLSPOT | 11.743 | 1.0E-10 |

2008 sampai 19 Oktober 2011. Sebagai tambahan, estimasi dilakukan dengan sub sample 1 yang mencakup 290 observasi untuk periode 20 Februari 2008 sampai 31 Maret 2009, sementara untuk sub sampel kedua, mencakup 405 observasi untuk periode 1 April 2010 sampai 19 Oktober 2011.

Tabel 10 menunjukkan model terbaik untuk estimasi sampel keseluruhan. Orde ARCH dan GARCH yang berbeda diaplikasikan untuk series yang berbeda, mengacu pada HQC. Model terbaik untuk perubahan nilai tukar spot Rupiah adalah EGARCH(1,2) sementara EGARCH(1,4) dan EGARCH(1,1) masing-masing untuk pasar forward dan NDF.

Statistik Ljung-Box $Q(12)$ dan $Q^2(12)$ untuk residu EFARCH yang ternormalisasi terbukti signifikan, menunjukkan bahwa spesifikasi model sudah tepat. Selain itu, uji LM(12) juga mengkonfirmasi hipotesa nol tentang tidak adanya efek ARCH yang tersisa.

Dengan hasil pengujian model ini, return pasangan negara pasangan, $(R_{j,t-1})$, disertakan dalam persamaan rata-rata sebagai variabel penjelas. Sama halnya, standardized residual dari model EGARCH(p,q) juga disertakan dalam persamaan varian sebagai variabel eksogen. Tabel 8 s.d. 10 menunjukkan hasil estimasi untuk keseluruhan sampel, sub sampel 1 dan sub sampel 2.

Koefisien dari persistensi volatilitas $\theta_{i,k}$, seluruhnya signifikan untuk pasar spot, NDF, dan forward. Wu (2005) mencatat bahwa syarat agar volatilitas stabil adalah $\sum_{k=1}^p \theta_{i,k}$ harus lebih kecil dari satu. Hasil yang diperoleh memenuhi kriteria ini dan menunjukkan persistensi volatilitas bersifat stabil. Hal ini berlaku untuk pasar spot, NDF, dan forward untuk keseluruhan sample.

Dalam hal rambatan, hasil estimasi menunjukkan adanya efek rambatan satu arah dari NDF ke pasar spot dan forward Rupiah. Hasil yang sama juga diperoleh untuk sub sample 1. Namun demikian, koefisien rambatan tidak signifikan untuk sub sampel 2. Dalam sub sampel 2 yakni ketika krisis hutang di Eropa terjadi, hasil estimasi justru menunjukkan adanya transmisi dua arah antara NDF dan perubahan forward rate.

Terkait dengan efek volatilitas rambatan dari pasar dalam negeri ke pasar luar negeri, ditemukan perbedaan yang cukup besar antara hasil estimasi keseluruhan sampel dengan sub sample krisis Subprime dan krisis hutang Eropa. Untuk krisis subprime, transmisi volatilitas dari NDF ke pasar spot dan forward secara statistik signifikan. Namun demikian, untuk keseluruhan sampel, penjarangan volatilitas ini hanya ditemukan dari NDF ke pasar spot.

Efek rambatan volatilitas dari pasar spot dan forward dalam negeri ke pasar NDF luar negeri, secara statistik tidak terbukti untuk keseluruhan sampel. Namun untuk periode krisis subprime dan krisis hutang Eropa, efek rambatan ini secara statistik terbukti signifikan, terutama dari pasar spot ke pasar NDF. Hal ini kemungkinan disebabkan oleh karakteristik pasar Rupiah dalam negeri yang cenderung tipis dengan likuiditas yang terbatas. Volatilitas pasar Rupiah saat kedua krisis ini rata-rata lebih tinggi dibandingkan kondisi normal. Hal ini terkait dengan fenomena *flight to quality* dan proses *deleveraging* oleh investor global pada pasar mata uang regional dan pasar negara berkembang. Sementara itu, karena terbatasnya likuiditas pada pasar spot domestik, terjadi pembalikan arah pergerakan modal (*capital reversal*) yang diakibatkan oleh berlebihan permintaan atas USD dan memuncaknya volatilitas pada pasar spot. Investor asing seringkali memasuki pasar NDF rupiah untuk memenuhi kebutuhan mereka terhadap USD, yang selanjutnya semakin memperbesar volatilitas pasar.

Tanda positif pada koefisien rambatan, menunjukkan bahwa peningkatan volatilitas pada satu pasar, terkait dengan peningkatan volatilitas pada pasar lain, dan sebaliknya. Paper ini menemukan perbedaan tanda efek rambatan dari pasar NDF ke pasar forward, dimana selama krisis Subprime tandanya negatif, sementara untuk krisis hutang Eropa tandanya positif. Hal ini mengindikasikan bahwa volatilitas efek rambatan dari NDF ke pasar forward berubah dari waktu ke waktu (Morales et al., 2006).

Paper ini menemukan bahwa efek rambatan rata-rata secara statistik signifikan, sementara volatilitasnya tidak. Lee (2010) menemukan bahwa first moment (return) dan second-moment (volatility) mengandung set informasi yang berbeda, dan memiliki implikasi penting bagi investor dalam hal keputusan investasinya, dan juga penting bagi regulator.

Efek tidak simetrisnya volatilitas (*asymmetric volatility*) yang menunjukkan *leverage effect*, secara statistik terbukti signifikan untuk semua pasar Rupiah, kecuali untuk pasar forward dalam periode krisis Subprime. Jika koefisien volatilitas yang tidak simetris memiliki tanda positif, maka volatilitas nilai tukar Rupiah merespon lebih besar terhadap tekanan depresiasi dibandingkan apresiasi. Demikian pula sebaliknya.

Untuk periode krisis Subprime, paper ini menemukan koefisien yang negatif dan signifikan dalam pasar spot, menunjukkan bahwa volatilitas Rupiah, merespon lebih besar terhadap tekanan apresiasi dibandingkan depresiasi dalam pasar tersebut. Hal ini bertentangan dengan fakta umum dimana pasar Rupiah merespon lebih besar terhadap depresiasi dibandingkan tekanan apresiasi, sejalan dengan hasil penelitian Cairns et.al., (2007) yang menyimpulkan bahwa negara berkembang cenderung mengalami depresiasi mata uang ketika terjadi peningkatan volatilitas. Lebih lanjut, tidak signifikannya koefisien *asymmetric volatility* untuk pasar forward selama periode krisis Subprime menunjukkan bahwa volatilitas pasar forward merespon baik terhadap apresiasi maupun terhadap depresiasi.

Tabel 11.
Mean and Volatility Spillover (total sampel)

| Full Sample | | | | |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|
| | NDF - Spot | Spot - NDF | NDF - Forward | Forward - NDF |
| Mean equation | | | | |
| α | -8.2E-05 (-1.159) | -1.4E-04 (-1.297) | -1.7E-04 (-3.347)*** | -1.5E-04 (-1.233) |
| β | 0.281 (4.911)*** | 0.122 -1.354 | 0.489 (10.618)*** | -0.008 (-0.176) |
| Φ | -0.308 (-4.168)*** | -0.144 (-2.506)** | -0.614 (-10.619)*** | -0.063 (-1.293) |
| Variance equation | | | | |
| ω | -0.364 (-3.041)*** | -0.398 (-3.317)*** | -1.362 (-4.163)*** | -0.369 (-3.388)*** |
| β_1 | 0.147 (2.761)*** | 0.333 (4.711)*** | 0.897 (7.152)*** | 0.271 (4.764)*** |
| β_2 | | | | |
| δ | 0.090 (2.626)*** | 0.155 (3.249)*** | 0.255 (3.238)*** | 0.151 (3.411)*** |
| θ_1 | 0.513 (2.192)** | 0.983 (109.295)*** | 0.309 (4.266)*** | 0.983 (123.919)*** |
| θ_2 | 0.470 (2.020)** | | 0.170 (2.652)*** | |
| θ_3 | | | 0.032 -0.391 | |
| θ_4 | | | 0.417 (5.669)*** | |
| γ | 0.077 (2.378)** | -0.018 (-1.467) | -0.028 (-0.912) | -0.002 (-0.239) |

Catatan: model yang diestimasi adalah:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \Phi_i \varepsilon_{i,t-1} + \partial_i R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \omega_i + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}^2}} - \sqrt{2/\pi} \right| + \sum_{k=1}^p \delta_{i,k} \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}^2}} + \sum_{k=1}^p \theta_{i,k} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \gamma_i \varepsilon_{j,t-1}^2$$

Tabel 12.
Mean and Volatility Spillover (sub-sampel I)

| <i>Sub-sample I (Subprime crisis)</i> | | | | |
|---------------------------------------|------------------------|------------------------|-------------------------|----------------------|
| | NDF - Spot | Spot - NDF | NDF - Forward | Forward - NDF |
| Mean equation | | | | |
| α | 1.3E-04 (17.198)*** | -1.1E-04 (-1.006) | -1.7E-04 (-3.228)*** | 1.4E-04 (0.481) |
| β | 0.209 (6.341)*** | 0.018 (0.146) | 0.382 (17.095)*** | -0.004 (-0.105) |
| Φ | -0.296 (-5.691)*** | -0.183 (-2.922)*** | -0.572 (-18.000)*** | -0.045 (-0.749) |
| Variance equation | | | | |
| ω | -1.458 (-4.785)*** | -1.567 (-5.570)*** | -2.218 (-7.567)*** | -0.611 (-2.497)** |
| β_1 | 0.649 (6.956)*** | 0.562 (6.534)*** | 1.542 (8.408)*** | 0.118 (0.866) |
| β_2 | 0.529 (6.011)*** | 0.606 (6.989)*** | | 0.323 (2.312)** |
| δ | -0.151 (-2.733)*** | 0.056 (2.006)** | -0.064 (-0.693) | 0.266 (2.346)** |
| θ_1 | -0.240 (-11.307)*** | -0.736 (-39.769)*** | 0.022 (0.428) | 0.363 (2.585)*** |
| θ_2 | 0.294 (15.699)*** | 0.795 (57.308)*** | 0.477 (13.287)*** | -0.082 (-0.479) |
| θ_3 | 0.893 (74.465)*** | 0.870 (44.985)*** | 0.384 (8.372)*** | 0.688 (4.892)*** |
| θ_4 | | | | |
| γ | 0.076 (2.722)*** | 0.023 (2.432)** | -0.079 (-2.165)** | -0.002 (-0.092) |

Catatan: model yang diestimasi adalah:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \Phi_i \varepsilon_{i,t-1} + \partial_i R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \omega_i + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right| + \sum_{k=1}^p \delta_{i,k} \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} + \sum_{k=1}^p \theta_{i,k} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \gamma_i \varepsilon_{j,t-1}^2$$

Tabel 13.
Mean and Volatility Spillover (sub-sampel II)

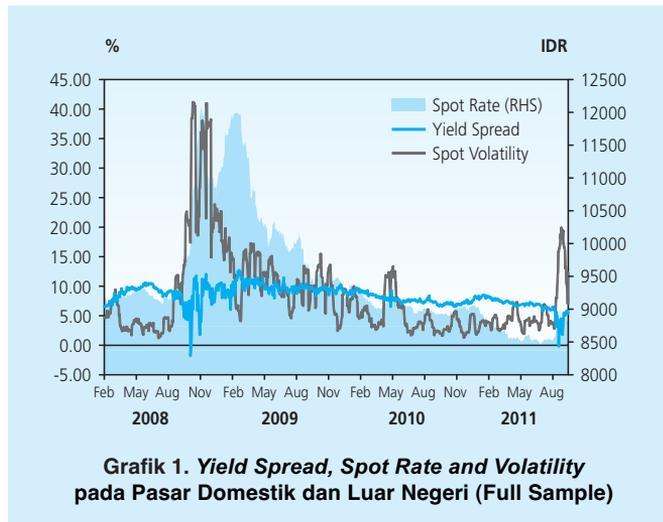
| Sub-sample II (Europe sovereign crisis) | | | | |
|---|-------------|-------------|---------------|---------------|
| | NDF - Spot | Spot - NDF | NDF - Forward | Forward - NDF |
| Mean equation | | | | |
| α | -1.2E-04 | -3.2E-05 | -1.2E-04 | -5.1E-05 |
| | (-1.048) | (-0.254) | (-1.057) | (-0.390) |
| γ | -0.030 | 0.227 | 0.237 | 0.109 |
| | (-0.304) | (1.567) | (2.912)*** | (2.240)** |
| Φ | 0.055 | -0.164 | -0.379 | -0.129 |
| | (-0.383) | (-1.821)* | (-3.878)*** | (-1.879)* |
| Variance equation | | | | |
| ω | -0.983 | -0.983 | -1.551 | -0.985 |
| | (-2.834)*** | (-3.568)*** | (-4.129)*** | (-2.932)*** |
| β_1 | 0.155 | 0.212 | 0.130 | 0.278 |
| | -1.457 | (2.197)** | (1.095) | (3.323)*** |
| β_2 | | | -0.168 | |
| | | | (-1.466) | |
| δ | 0.151 | 0.251 | 0.258 | 0.250 |
| | (2.668)*** | (2.829)*** | (4.883)*** | (2.770)*** |
| θ_1 | 0.613 | 0.929 | 0.728 | 0.930 |
| | (2.895)*** | (41.555)*** | (3.167)*** | (33.897)*** |
| θ_2 | 0.324 | | 0.006 | |
| | (1.545) | | (0.025) | |
| θ_3 | | | 0.137 | |
| | | | (1.054) | |
| θ_4 | | | | |
| γ | 0.113 | 0.026 | 0.098 | -0.007 |
| | (2.626)*** | (1.689)* | (2.690)*** | (-0.553) |

Catatan: model yang diestimasi adalah:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \Phi_i \varepsilon_{i,t-1} + \partial_i R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

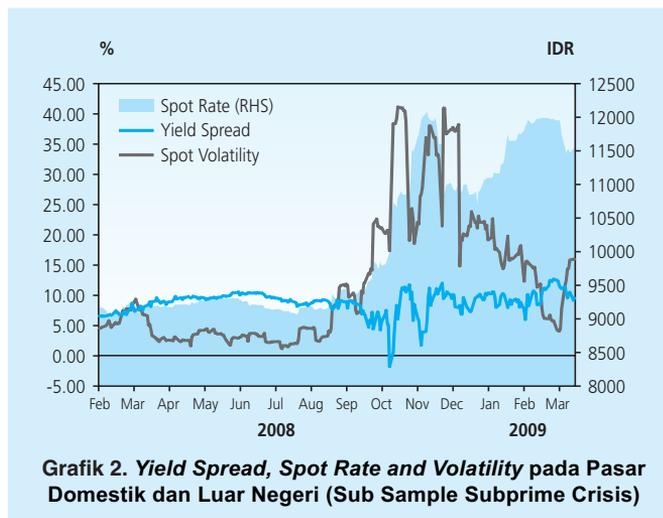
$$\ln(\sigma_{i,t}^2) = \omega_i + \sum_{k=1}^p \beta_{i,k} \left| \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right| + \sum_{k=1}^p \delta_{i,k} \frac{\varepsilon_{i,t-1}}{\sqrt{\sigma_{i,t-1}}} + \sum_{k=1}^p \theta_{i,k} \ln(\sigma_{i,t-1}^2) + \gamma_i \varepsilon_{j,t-1}^2$$

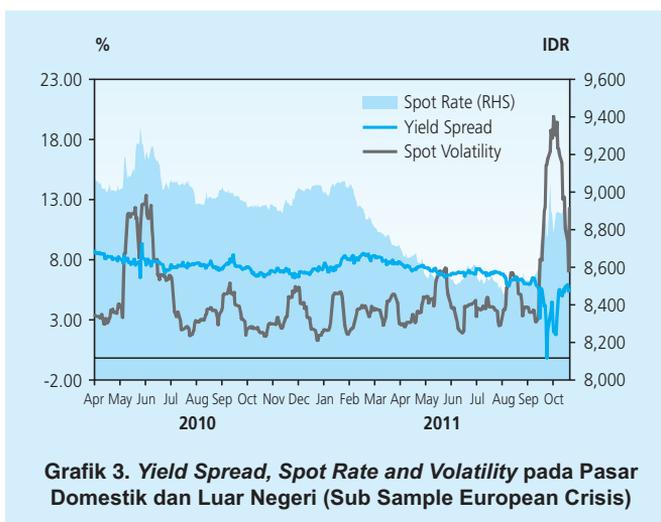
Sama dengan Ma et.al., (2004) dan Misra dan Behera (2006), sangat menarik juga untuk mencermati keterkaitan yield spread antara pasar dalam dan luar negeri. Paper ini menghitung *implied yield* NDF berdasarkan Persamaan (2). Paper ini juga menggunakan obligasi pemerintah bertenor 10 tahun sebagai proksi pasar domestik. Alasan penggunaannya adalah karena obligasi ini merupakan yang terlikuid di pasar saat ini dan dijadikan sebagai benchmark oleh umumnya investor. Lebih lanjut, yield ini sendiri juga dapat merepresentasikan tekanan terhadap nilai tukar. Ketika yield turun relative terhadap suku bunga pasar luar negeri, maka akan muncul tekanan depresiasi terhadap Rupiah, dan sebaliknya. Juga dapat disebutkan bahwa semakin



tinggi spread suku bunga domestik terhadap *implied yield* NDF, maka akan semakin tinggi tekanan apresiasi terhadap Rupiah. Spread yang mengecil antara variabel ini, menunjukkan kecenderungan apresiasi Rupiah karena investor akan mencari alternatif negara lain untuk memperoleh keuntungan yang lebih tinggi. Dengan demikian, variabel nilai dan volatilitas pasar spot dapat diplot untuk melihat kandungan informasinya.

Dari seluruh sampel, paper ini menemukan bahwa spread yang positif antara suku bunga domestik dan rate NDF, akan cenderung diikuti oleh apresiasi Rupiah (Grafik 1). Selain itu, volatilitas cenderung lebih tinggi saat spread tersebut lebih kecil atau bernilai negatif. Meski demikian, paper ini hanya menemukan indikasi yang lemah tentang pengaruh spread terhadap peningkatan tekanan apresiasi.





Untuk kedua sub sampel krisis, hasil yang diperoleh sama dengan hasil untuk keseluruhan sampel di atas. Paper ini menemukan bahwa spread yang positif antara suku bunga domestik dengan NDF, cenderung diikuti oleh apresiasi Rupiah, demikian pula sebaliknya (Grafik 2 dan Grafik 3). Paper ini juga mencatat bahwa volatilitas cenderung lebih tinggi saat spread mengecil atau negative, dan hanya terdapat indikasi lemah atas pengaruh spread terhadap tekanan apresiasi Rupiah.

V. KESIMPULAN

Paper ini menganalisis perambatan informasi (*information spillover*) antara pasar Rupiah dalam negeri dengan pasar Rupiah luar negeri. Studi ini menggunakan data harian selang periode 2008 sd. 2011, dan melakukan periodisasi sampel untuk menginvestigasi first-moment dan second-moment dari mekanisme transmisi saat terjadinya krisis global Subprime dan krisis hutang pemerintah Eropa. Dengan menggunakan model EGARCH, paper ini menemukan beberapa kesimpulan empiris.

Pertama adanya persistensi inflasi pada pasar Rupiah. Kedua, *leverage effect*, terbukti ada dalam nilai tukar Rupiah, yang menunjukkan bahwa pergerakan pasar Rupiah/USD merespon lebih besar terhadap depresiasi dibandingkan dengan tekanan apresiasi. Salah satu konsekuensinya adalah perlunya upaya yang lebih besar bagi pembuat kebijakan untuk menstabilkan nilai tukar Rupiah saat terjadi tekanan depresiasi. *Ketiga*, dalam nilai rata-rata, efek rambatan bersifat *uni-directional* atau searah yakni dari NDF ke pasar spot Rupiah, demikian pula ke pasar forward. Secara spesifik saat krisis hutang pemerintah di Eropa terjadi, transmisi antar NDF dan pasar forward bersifat dua arah. *Keempat*, dalam hal volatilitas, efek rambatan hanya signifikan dari pasar NDF ke pasar spot Rupiah untuk keseluruhan periode. Meski demikian,

selama periode krisis, terdapat saling ketergantungan volatilitas antara NDF luar negeri dan perubahan nilai tukar spot dalam negeri, sementara transmisi informasi hanya valid dari NDF ke pergerakan pasar forward, dan tidak sebaliknya. Perbedaan perilaku antara efek rambatan rata-rata dalam pasar Rupiah dengan volatilitasnya, penting bagi investor dan bagi regulator. *Kelima*, spread suku bunga yang negatif dapat memberikan tekanan depresiasi, sementara spread positif menunjukkan tekanan apresiasi.

Kesimpulan diatas membuka peluang studi lebih lanjut terutama dalam hal struktur mikro dari pasar valas, termasuk respon NDF Rupiah terhadap kebijakan moneter dan perilaku pergerakan harian NDF.

DAFTAR PUSTAKA

- Bekaert, G. dan G. Wu, 2000, "Asymmetric volatility dan risk in equity markets", *The Review of Financial Studies*, 13(1), pp 1-42.
- Cairns, J., C. Ho dan R. N. McCauley, 2007, "Exchange rates dan global volatility: implications for Asia-Pacific currencies", *BIS Quarterly Review*, March 2007.
- Colavecchio, R. dan M. Funke, 2006, "Volatility transmission between Renminbi dan Asia-Pacific on-shore dan off-shore US dollar futures", *BOFIT Discussion Paper*, 16.
- Christiansen, C., 2003, "Volatility spillover effects in European bond markets", *Working Paper*, Aarhus School of Business.
- Eagle, R. F. dan V. K. Ng., 1993, "Measuring dan testing the impact of news on volatility", *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Izawa, H, 2006, "An empirical test of the efficiency hypothesis on the Renminbi NDF in Hongkong market", *Discussion Paper Series no. 196*, Research Institute for Economic dan Business Administration, Kobe University.
- Lipscomb, L., 2005, "An overview of non-deliverable foreign exchange forward markets", *Federal Reserve New York Paper*.
- Lee, C. L., 2010, "An examination of volatility dynamic in Australian REIT futures", *The 16th Pacific Rim Real Estate Society Conference*, Wellington, New Zealand.
- Ma, G., C. Ho dan R. N. McCauley, 2004, "The markets for non-deliverable forwards in Asian currencies", *BIS Quarterly Review*, June 2004.
- Mehra, S. dan H. Behera, 2006, "Non-deliverable foreign exchange forward market: An overview", *Reserve Bank of India Occasional Paper*, 27(3)
- Michayluk, D., P. J. Wilson dan R. Zurbrugg, 2006, "Asymmetric volatility, correlation dan return dynamic between US dan UK real estate markets", *Real Estate Economics*, 34(1), pp 109-131.
- Morales, L. dan M. O'Donnell, 2006, "Volatility spillover between stock prices dan exchange rates: empirical evidence from six APEC economies", *All China Economic Conference*, Hong Kong, 18th-20th December.
- Ng, A., 2000, "Volatility spillover effects from Japan dan US to the Pacific-Basin", *Journal of International Money dan Finance*, 19, pp 207-233.
- Park, J., 2001, "Information flows between non-deliverable forwards (NDF) dan spot markets: Evidence from Korean currency", *Pacific Basin Finance Journal*, 9(4), pp 363-377,

- Shittu O.I. dan M.J. Asemota, 2009, "Comparison of Criteria for Estimating the Order of Autoregressive Process: A Monte Carlo Approach", *European Journal of Scientific Research*, vol.30, pp.409-416
- Stevenson, S., 2002, " An examination of volatility spillover in REIT returns", *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 8(3), pp 229-238.
- Wu, R. S., 2005, "International transmission effect of volatility between the financial markets during the Asian financial crisis", *Transition Studies Review*, 12(1), pp 19-35.

Halaman ini sengaja dikosongkan

REDUCING POVERTY THROUGH SUBSIDIES: SIMULATION OF FUEL SUBSIDY DIVERSION TO NON-FOOD CROPS

*Indra Maipita*¹
Wawan Hermawan
Fitrawaty

Abstract

This paper analyzes the impact of fuel subsidy diversion to Non-Food Crops sector on income levels, using AGEFIS; a Computable General Equilibrium model. Then we proceed to apply the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) index to measure the indicators of poverty (head count index, poverty gap index and poverty severity index). The simulation result shows the fuel subsidy diversion to Non-Food Crops sector provides a positive impact on increasing household incomes and poverty reduction. Furthermore, the fuel subsidy diversion to Non-Food Crops sector reduces the poverty of rural household, larger than the urban households.

Keywords: Subsidy, poverty, computable general equilibrium, AGEFIS.

JEL Classification: C68, E62, I32

¹ Indra Maipita adalah dosen pada Fakultas Ekonomi, Universitas Negeri Medan, (Telp.: +6261-6613365, E-mail: imaipita@gmail.com); Wawan Hermawan adalah dosen pada Departemen Ekonomi Fakultas Ekonomi, Universitas Padjadjaran Bandung, (Email:wawan.hermawan@fe.unpad.ac.id) ; dan Fitrawaty adalah dosen pada Fakultas Ekonomi, Universitas Negeri Medan (Email: fitra53@gmail.com).

I. PENDAHULUAN

Bahan Bakar Minyak (BBM) merupakan satu dari beberapa komoditi yang sangat berpengaruh terhadap komoditi lainnya. Perubahan harga BBM akan berdampak secara langsung maupun tidak langsung terhadap harga komoditi lainnya termasuk komoditi pokok seperti sandang, pangan dan papan, bahkan pada tingkat pendapatan dan kemiskinan. Untuk melindungi masyarakat miskin dan hampir miskin, pemerintah perlu melakukan intervensi terhadap harga BBM dengan cara memberikan subsidi.

Namun kenaikan harga minyak dunia yang sangat drastis sejak tahun 2008 (Reyes, *at.al*, 2009; FAO, 2008), bergesernya posisi Indonesia dari pengeksport minyak menjadi pengimpor minyak, serta terus bertambahnya kebutuhan terhadap BBM membuat beban subsidi semakin membengkak dan terus berkontribusi menekan APBN menjadi defisit. Selain itu berbagai kajian mengatakan bahwa subsidi BBM kurang tepat sasaran karena banyak dinikmati oleh kalangan yang tidak miskin.

Isu subsidi BBM telah menjadi diskusi hangat dengan berbagai topik, seperti berapa besar beban subsidi BBM terhadap anggaran negara? Apakah subsidi BBM tepat sasaran? Apakah subsidi BBM merupakan kebijakan yang perlu diteruskan? Bagaimana strategi untuk keluar dari perangkap subsidi BBM?

Untuk meringankan beban anggaran, pemerintah Indonesia telah mengambil berbagai langkah kebijakan fiskal seperti penghapusan subsidi BBM secara bertahap. Berdasarkan Keppres (Keputusan Presiden) No. 55/2005, subsidi BBM yang masih tersisa akan dihapuskan walaupun waktunya belum ditentukan (World Bank, 2005). Hal ini akan memicu kenaikan harga komoditas lainnya, menimbulkan inflasi, menekan daya beli masyarakat (pendapatan riil) serta dapat bermuara pada bertambahnya angka kemiskinan.

Kemiskinan masih merupakan persoalan yang krusial dan fenomena yang sangat kompleks bagi setiap Negara (Hung and Makdissi, 2004; Marianti dan Munawar, 2006; maipita *et al*, 2010). Bahkan Pengentasan Kemiskinan telah menjadi tujuan utama kebijakan publik di hampir semua negara industri (Moller, *at.al*, 2003), sehingga pemerintah di masing-masing negara berusaha untuk mengurangi persoalan tersebut melalui instrumen fiskalnya.

Terdapat beberapa fakta terkait tingkat kemiskinan dan sektor pertanian; (1) sektor pertanian, perkebunan, dan perikanan merupakan sektor usaha yang paling tinggi angka kemiskinannya serta mempunyai besaran elastisitas kemiskinan terhadap pertumbuhan ekonomi yang paling tinggi, (Suselo dan Tarsidin, 2008), (2) pengalaman pada saat krisis moneter tahun 1998 menunjukkan bahwa sektor Pertanian merupakan satu dari sedikit sektor yang bertahan terhadap krisis, (3) sektor Pertanian menghasilkan pangan dan bahan baku untuk sektor industri dan jasa, (4) penyerapan tenaga kerja di sektor pertanian sangat fleksibel, sehingga sektor pertanian dapat berfungsi sebagai jaring pengaman (*survival sektor*) dalam keadaan darurat (Stringer, 2001; Hafizrianda, 2007; Bautista 2000; Maipita *et al*, 2010; Maipita, 2011). Selain

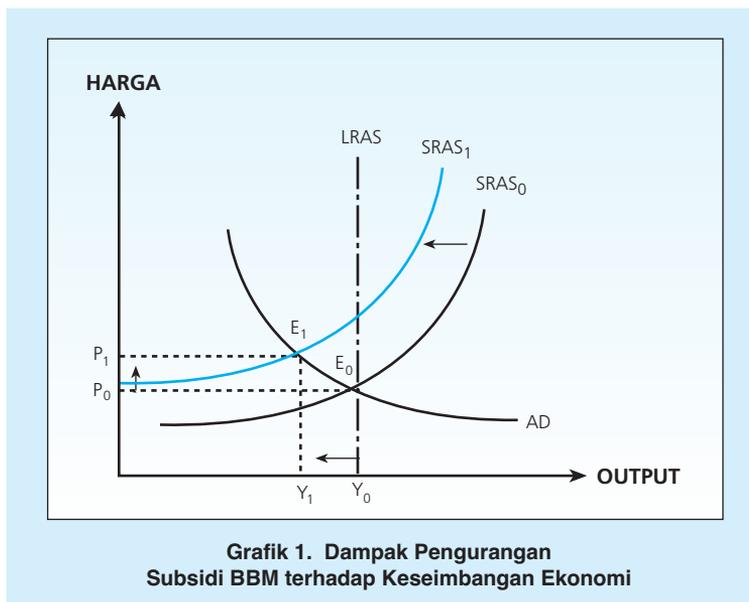
itu, paradigma baru pembangunan pertanian menempatkan *agricultural demand led* sebagai strategi industrialisasi yang tepat untuk diterapkan dinegara berkembang (Susilowati, 2008).

Dari uraian di atas, timbul pertanyaan; bagaimana bila subsidi BBM tersebut dialihkan ke sektor Pertanian Tanaman Lainnya? Paper ini bertujuan untuk mengetahui dampak pengalihan subsidi BBM ke sektor Pertanian Tanaman Lainnya terhadap tingkat pendapatan dan kemiskinan di Indonesia.

Bagian selanjutnya dari paper ini akan mengulas teori. Bagian ketiga menyajikan metodologi dan data yang digunakan, sementara hasil simulasi dan analisisnya akan diberikan pada bagian keempat. Kesimpulan akan diberikan pada bagian kelima dan menutup peper ini.

II. TEORI

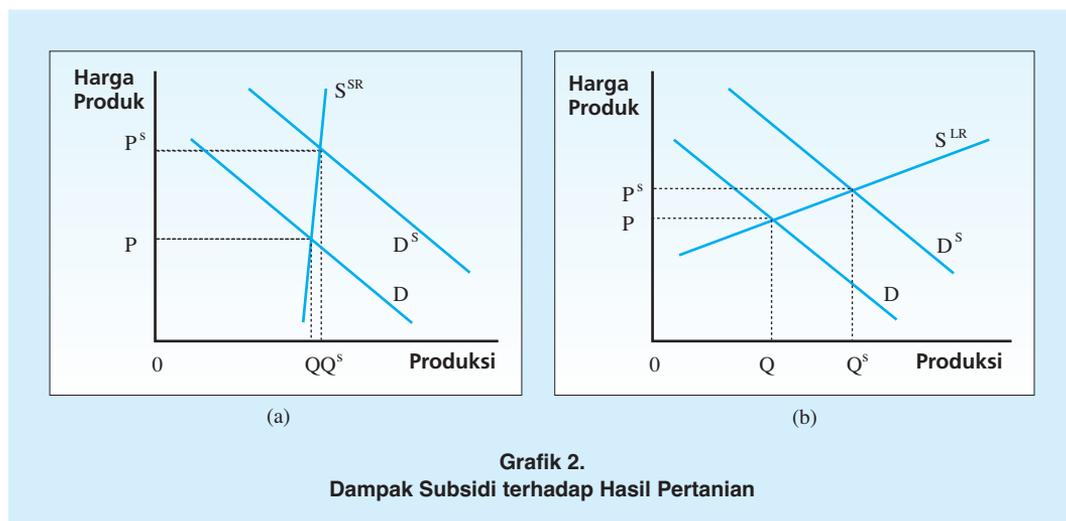
Secara umum, subsidi bertujuan untuk menambah output, permintaan dan produktivitas serta menjaga stabilitas perekonomian, khususnya stabilitas harga. Dengan subsidi diharapkan bahan kebutuhan pokok masyarakat tersedia dalam jumlah yang mencukupi dengan harga yang stabil serta terjangkau oleh daya beli masyarakat (Nota Keuangan dan APBN, 2010; Handoko dan Patriadi, 2005; Norton, 2004; Kasiyati, 2010).



Menurut teori, pengurangan subsidi BBM akan berdampak terhadap harganya dan harga barang lain. Kenaikan harga inidapat memicu turunnya tingkat produksi (output). Seperti diperlihatkan pada Grafik 2, dalam jangka pendek pengurangan subsidi akan berdampak pada meningkatnya harga input, dengan kata lain terjadi peningkatan biaya produksi. Situasi

ini akan menggeser kurva SRAS ke kiri (dari $SRAS_0$ to $SRAS_1$). Dengan asumsi bahwa permintaan agregat adalah tetap (AD_0), maka tingkat keseimbangan akan bergeser dari E_0 ke E_1 , sehingga tingkat harga akan naik dari P_0 ke P_1 (*cost push inflation*) dan output berkurang dari Y_0 ke Y_1 .

Dampak dari subsidi pemerintah khususnya terhadap hasil pertanian diperlihatkan pada Grafik 2. Kurva penawaran produksi sektor pertanian jangka pendek diasumsikan bersifat inelastis (panel(a)). Bila pemerintah memberikan subsidi terhadap hasil pertanian, maka akan berdampak terhadap meningkatnya permintaan, kurva permintaan akan bergeser ke kanan atas dari D ke D^S . Naiknya permintaan ini akan diikuti oleh kenaikan harga dari P ke P^S , sebab dalam jangka pendek (SR) sektor pertanian tidak dapat menambah produksinya. Namun dalam jangka panjang (LR), subsidi terhadap hasil pertanian akan dapat meningkatkan kuantitas yang ditawarkan, karena dalam jangka panjang kurva penawaran bersifat lebih elastis seperti diperlihatkan pada panel (b).



Kebijakan pemberian subsidi biasanya dikaitkan dengan barang dan jasa yang memiliki eksternalitas positif dengan tujuan untuk menambah output. Ini merupakan efek positif dari subsidi. Sedangkan efek negatif dari subsidi bahwa subsidi dapat menciptakan alokasi yang tidak efisien karena konsumen membayar harga yang lebih rendah dari harga pasar sehingga ada kecenderungan konsumen tidak hemat dalam mengonsumsi barang yang disubsidi. Selain itu, karena harga lebih rendah dari *opportunity cost*, maka dapat terjadi pemborosan dalam penggunaan sumber daya untuk memproduksi barang yang disubsidi (Spencer & Amos, 1993). Subsidi yang tidak transparan dan tidak *well-targeted* dapat menyebabkan distorsi harga, inefisiensi dan tidak dinikmati oleh orang yang berhak (Basri, 2002).

Frame teori diatas merupakan keseimbangan parsial. Dalam kenyataan, perekonomian merupakan interaksi dari banyak pasar (mulai dari pasar input vs. pasar output dan pasar domestik

vs. pasar luar negeri). Keseimbangan simultan ini juga melibatkan seluruh agen mulai dari rumah tangga, perusahaan, pemerintah dan pihak asing. Model computable general equilibrium (CGE) merupakan salah satu model yang mampu melihat interaksi simultan ini. Dalam paper ini, jenis model CGE yang digunakan adalah AGEFIS.

Secara umum, persamaan dalam model ini dibagi ke dalam enam blok, yaitu: (1) *Domestic-import sourcing*, yaitu persamaan yang berkaitan dengan komposisi permintaan menurut asal (domestik dan impor) yang didasarkan pada spesifikasi Armington, (2) *Purchase'r price*, yaitu persamaan yang menghubungkan harga produsen atau harga internasional dengan harga pembeli, (3) *Demand for commodity*, yaitu persamaan yang berkaitan dengan permintaan barang oleh berbagai pengguna, (4) *Production sektor*, berisi persamaan berhubungan dengan produksi baik barang maupun jasa, (5) *Market clearing*, berisi persamaan yang berhubungan dengan kondisi *market clearing* dimana penawaran sama dengan permintaan baik untuk komoditi maupun faktor produksi, (6) *Institution*, berisi persamaan yang yang berhubungan dengan pendapatan (*income*) dan pengeluaran institusi rumah tangga, pemerintah, perusahaan dan luar negeri. Masing-masing blok ini selanjutnya akan dijelaskan satu per satu.

2.1. Domestic – Import Sourcing

Para pelaku ekonomi (*wholesaler*) akan berusaha untuk mengoptimalkan komposisi impor dan domestik dengan cara meminimalkan biaya dengan kendala fungsi agregasi CES.

Min. : $\sum_s PQ(c, s).XD(c,s)$, dengan kendala:

$$S.t. \quad XD_S(c) = CES (XD(c,s) \mid \sigma (c)) = (\alpha(c,s) \sum_s \delta (c,s)^{-\rho(c)})^{-\frac{1}{\rho(c)}} \quad (1)$$

Dimana $PQ(c,s)$ adalah harga konsumen untuk komoditi c dari s , $XD(c,s)$ adalah permintaan terhadap komoditi c , sumber s , $XD_S(s)$ adalah permintaan terhadap komoditi komposit, $\alpha(c,s)$ adalah skala ekonomi, dan $\delta (c,s)$ adalah elastisitas substitusi.

Proses optimalisasi ini menghasilkan permintaan atas masing-masing komoditi c oleh rumah tangga - $XHOU_S(c)$, oleh industri sebagai input antara - $XINT_S(c,i)$, oleh pemerintah - $XG_S(c)$ dan untuk investasi - $XINV_S(c)$. Ini akan dijelaskan pada bagian lain.

2.2. Harga

Harga yang diterima oleh konsumen merupakan harga netto setelah dikenakan pajak dan atau subsidi. Oleh karena itu, harga yang diterima konsumen dapat dituliskan pada persamaan tingkat level berikut:

$$PQ(c, "dom") = (1 + TX(c) - SC(c)).PTOT(c) \tag{2}$$

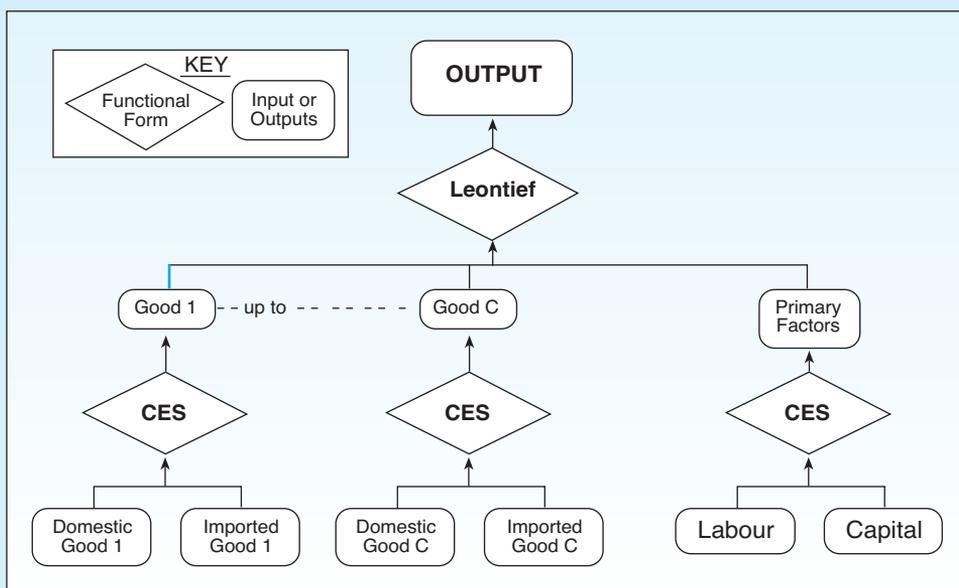
dengan $PQ(c, "dom")$ harga domestik tiap komoditi c ; $TX(c)$; pajak yang dikenakan tiap komoditi c ; $SC(c)$ subsidi yang dikenakan untuk tiap komoditi c ; dan $PTOT(c)$ harga komposit untuk komoditi c . Harga impor berhubungan dengan harga internasional, tarif dan nilai tukar, dan dapat diformulasikan sebagai:

$$PQ(c, "imp") = EXR.(1 + tm(c)).PFIMP(c) \tag{3}$$

dengan $PQ(c, "imp")$ adalah harga impor untuk tiap komoditi c (dalam mata uang domestik), EXR adalah nilai tukar, $tm(c)$ tarif impor untuk tiap komoditi c , dan $PFIMP(c)$ adalah harga komoditi c diluar luar negeri (dalam mata uang asing).

2.3. Sektor Produksi

Pada prinsipnya dalam berproduksi, perusahaan berupaya memaksimalkan keuntungan dengan kendala teknologi produksi seperti diperlihatkan pada Bagan 1. Input produksi pada model ini dibagi menjadi dua bagian, yaitu input dari faktor produksi primer komposit yang



Sumber: BKFDK-RI, 2008a; Yusuf et al, 2007

Bagan 1. Struktur Produksi

terdiri dari tenaga kerja (*labor*) dan modal (*capital*) serta input dari barang antara (*intermediate goods*) yang juga komposit dari domestik dan impor. Konsekuensi dari penggunaan fungsi CES-Leontief adalah setiap permintaan input merupakan proporsi langsung terhadap output.

Dalam berproduksi, setiap industri membutuhkan input primer yang dalam spesifikasi model AGEFIS terdiri dari tenaga kerja dan modal. Persamaan permintaan faktor produksi diperoleh dari minimalisasi biaya dengan kendala fungsi produksi CES.

min: $\sum_f WDIST(f,i).PFAC(f).XFAC(f,i)$, dengan kendala:

$$S.t. \quad XPRIM(i) = \left[\sum_f \delta_f \left(\frac{XFAC(f,i)}{AFAC(f,i)} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}} \quad (4)$$

dengan $XFAC(f,i)$ adalah *demand for factor f by industry i*, $PFAC(f)$ adalah harga faktor produksi f , $WDIST(f,i)$ adalah *distortion premium* untuk faktor f pada industri i , dan $XPRIM(i)$ adalah total nilai tambah yang merupakan komposit tenaga kerja dan modal.

Selain input primer, proses produksi juga membutuhkan input antara $XINT_S(c,i)$ yakni komoditi c , yang merupakan komposit komoditi impor dan domestik. Spesifikasi permintaan setiap industri i untuk komoditi c ini akan dijelaskan pada bagian selanjutnya bersama dengan permintaan dari pelaku ekonomi lain yakni rumah tangga, pemerintah dan permintaan untuk investasi.

Sebagaimana model CGE lainnya, dalam model AGEFIS, fungsi total produksi masing-masing industri dipresentasikan oleh fungsi Leontief. Alasan penggunaan fungsi ini adalah karena input primer dan input antara tidak dapat saling menggantikan, dan fungsi Leontief merupakan representasi dari hubungan komplementer sempurna diantara item yang membentuknya. Persamaannya dispesifikasi sebagai berikut:

$$Min. \quad PPRIM(i).XPRIM(i) + \sum_c PQ_S(c).XINT_S(c,i) \quad (5)$$

$$S.t. \quad XTOT(i) = \frac{1}{ATOT(i)} \cdot MIN \left[all,c,com : \frac{XINT_S(c,i)}{AINT(c,i)}, \frac{XPRIM(i)}{APRIM(i)} \right]$$

dimana $PPRIM(i)$ adalah harga *primary factor composite* menurut industri, $XPRIM(i)$ adalah permintaan terhadap *primary factor composite* menurut industri, $XINT_S(c,i)$ adalah permintaan terhadap komoditi menurut industri, $XTOT(i)$ adalah output atau penawaran komoditi, $ATOT(i)$ adalah *all factors technical change*, dan $APRIM(i)$ adalah elastisitas *Armington*.

Proses minimalisasi biaya di atas akan menghasilkan produk industry i , yakni $XTOT(i)$:

$$\frac{XINT_S(c,i)}{ATOT(i)} = XTOT(i) \quad (6)$$

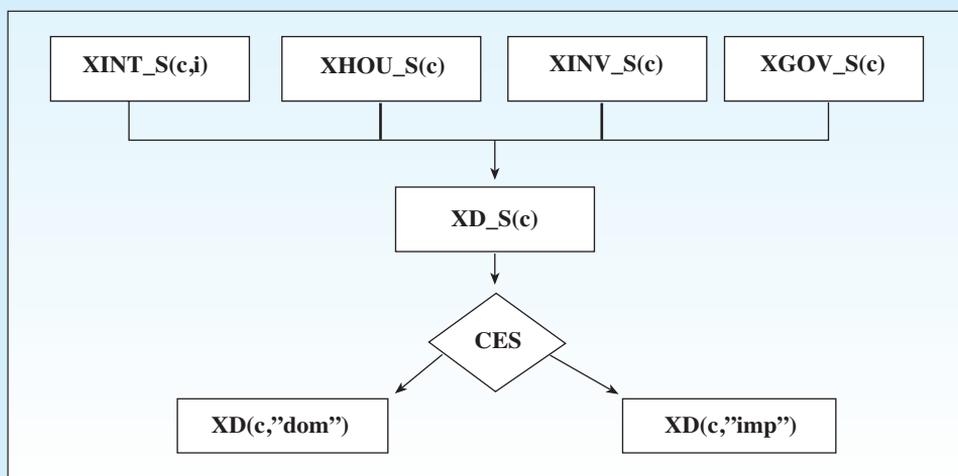
Total output dari industri ini akan dipasarkan di dalam negeri dan di luar negeri. Tergantung pada permintaan domestik dan asing, harga, nilai tukar serta faktor lainnya, maka setiap industri akan mencari kombinasi *share* pasar yang optimal. Dalam bentuk level, persamaan matematikanya dituliskan seperti persamaan (7).

$$XTOT(c) = XD(c, "dom") + XEXP(c) \quad (7)$$

dengan $XTOT(c)$ adalah total output komoditi c , yang dialokasikan untuk pasar domestik, $XD(c, "dom")$, dan untuk pasar ekspor, $XEXP(c)$.² Komponen dari permintaan domestic ini akan dijelaskan pada bagian selanjutnya.

2.4. Institusi dan Permintaan Komoditas

Permintaan terhadap barang komposit terdiri dari empat jenis, yaitu: (1) permintaan barang untuk investasi, (2) permintaan barang oleh industri untuk bahan baku, (3) permintaan terhadap barang untuk konsumsi rumah tangga, dan (4) permintaan terhadap barang oleh pemerintah. Struktur permintaan terhadap barang ini disarikan pada Bagan 2.

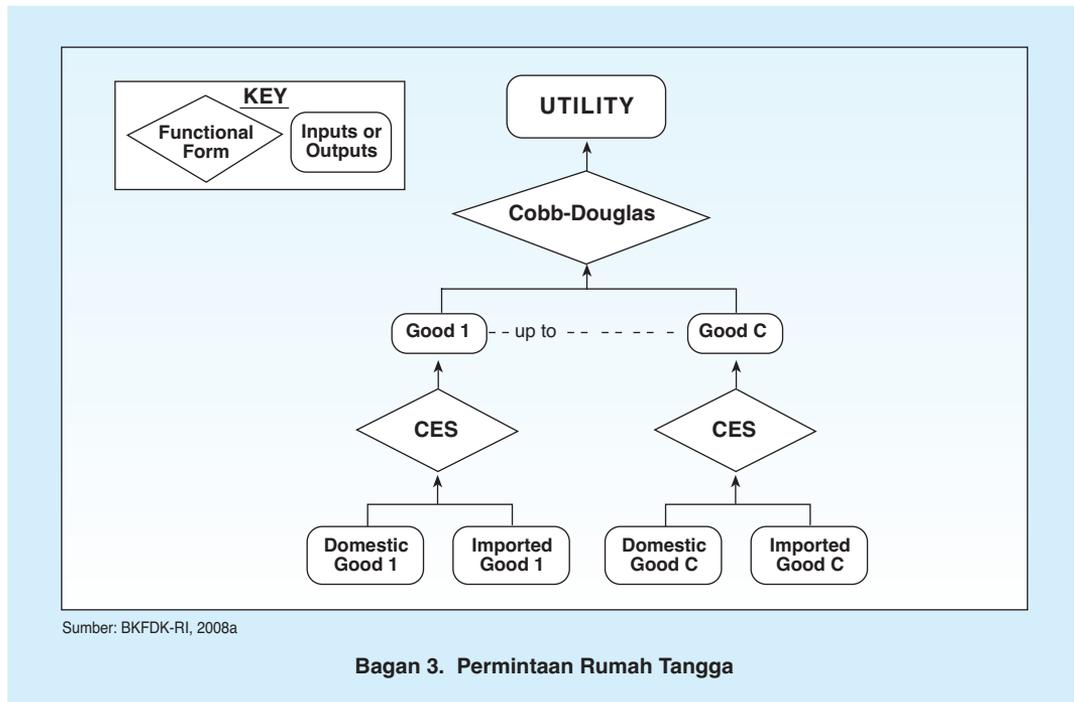


Sumber: BKFDK-RI, 2008a; Yusuf et al, 2007

Bagan 2. Permintaan Terhadap Barang Komposit

2 Perlu ditegaskan bahwa $XD(c, "imp")$ merupakan permintaan domestik untuk barang impor.

Permintaan industri untuk digunakan sebagai input antara telah dijelaskan pada bagian sebelumnya. Permintaan kedua adalah permintaan rumah tangga untuk konsumsi. Rumah tangga diasumsikan memaksimumkan utilitasnya dengan kendala anggaran yang ada. Sebagaimana institusi lainnya, rumah tangga dapat memilih dan mencari keseimbangan optimal antara pilihan komoditas satu dengan lainnya. Kemungkinan substitusi ini yang melandasi penggunaan fungsi agregator Cobb-Douglas seperti diperlihatkan pada Bagan 3. Terhadap pilihan asal komoditas, yaitu produk domestik dan impor, rumah tangga menentukan komposit komoditi *c* berdasarkan nesting CES sebagaimana telah dijelaskan sebelumnya.



Rumah tangga memperoleh pendapatan dari kepemilikan atas faktor produksi. Selain itu, rumah tangga juga memperoleh pendapatan dari berbagai transfer yang bersumber dari: (1) pemerintah pusat, (2) perusahaan, (3) asing atau luar negeri, dan dari (4) rumah tangga lainnya. Dengan demikian dalam bentuk level, persamaan dari pendapatan rumah tangga didefinisikan pada persamaan (8).

$$\begin{aligned}
 YH = \sum_f SFACSH(f)YFAC(f) + TRHOGO + TRHOCO \\
 + TRHORO + TRHOHO
 \end{aligned}
 \tag{8}$$

Dengan : *YH* adalah pendapatan rumah tangga, *SFACSH* adalah *share* pendapatan dari faktor produksi. Hal ini terjadi kerana kepemilikan faktor produksi dalam suatu perekonomian

bukan saja rumah tangga tetapi dapat juga perusahaan dan pemerintah. *YFAC* adalah faktor pendapatan, *TRHOGO* adalah transfer dari pemerintah ke rumah tangga, *TRHOCO* adalah transfer dari perusahaan ke rumah tangga (sebagai contoh, beasiswa dan *corporate social responsibility*), *TRHORO* adalah transfer dari *rest of the world* ke rumah tangga. *TRHOHO* adalah transfer antar rumah tangga.

Permintaan ketiga dan keempat atas komoditi c adalah pemerintah - $XG_S(c)$ dan untuk investasi - $XINV_S(c)$. Mengikuti penjelasan yang telah diberikan sebelumnya, kedua permintaan ini juga merupakan komposit atas komoditi impor dan domestik. Spesifikasi lebih lanjut untuk kedua permintaan ini tidak diulas dalam paper ini.

Setelah merinci keempat jenis permintaan atas setiap komoditi c , maka total permintaan domestik terhadap barang komposit dituliskan seperti persamaan (9).

$$XD_S(c) = \text{sum}(i, XINT_S(c,i) + XHOU_S(c) + XG_S(c) + XINV_S(c) \quad (9)$$

dimana $XD_S(c)$ total permintaan terhadap barang c , $XINT_S(c)$ total permintaan barang c oleh industri, $XHOU_S(c)$ adalah total permintaan barang c oleh rumah tangga, $XG_S(c)$ adalah total permintaan barang c oleh pemerintah, dan $XINV_S(c)$ adalah total permintaan barang c untuk investasi.

III. METODOLOGI

3.1. Data dan Setting Simulasi

Kajian ini menggunakan model keseimbangan umum (*Computable General Equilibrium Model*), diadaptasi dari model AGEFIS (*Applied General Equilibrium for Fiscal Policy*), yang dikembangkan oleh Badan Kebijakan Fiskal Departemen Keuangan Republik Indonesia bekerjasama dengan *Center for Economics and Development Studies* (CEDs) Universitas Padjadjaran Bandung (BKFDK-RI, 2008;2008a; Yusuf et al, 2007).

Data yang digunakan dalam penelitian ini sebagian besar merupakan data sekunder, *Social Accounting Matrix* (SAM) Indonesia tahun 2005 dan data indikator kemiskinan tahun 2005. Faktor produksi diagregasi mejadi dua jenis, yaitu tenaga kerja dan modal. Sedangkan institusi dalam penelitian ini sama dengan institusi dalam SAM Indonesia 2005 yang terdiri dari rumah tangga, perusahaan dan pemerintah. Untuk keperluan analisis, rumah tangga pada Tabel SAM di agregasi menjadi 4 kelompok, yang terdiri dari: (1) HH-1, yaitu rumah tangga tidak miskin di kota, (2) HH-2, rumah tangga miskin di kota, (3) HH-3, rumah tangga tidak miskin di desa dan (4) HH-4, yaitu rumah tangga miskin di desa. Sektor produksi yang digunakan terdiri dari 27 sektor yang diagregasi dari sektor produksi pada Tabel SAM Indonesia 2005. Yang termasuk ke dalam sektor Pertanian Tanaman Lainnya pada penelitian ini mengacu pada

Klasifikasi Lapangan Usaha (KLU) Wajib Pajak 2003 (Nomor: KEP-34/PJ/2003, Tanggal: 14 Februari 2003), yang terdiri dari: (1) Perkebunan tebu dan tanaman pemanis lainnya, (2) Perkebunan tembakau, (3) Perkebunan karet dan penghasil getah lainnya, (4) Perkebunan tanaman bahan baku tekstil dan sejenisnya, (5) Perkebunan tanaman obat atau bahan farmasi, (6) Perkebunan tanaman minyak atsiri, (7) Perkebunan tanaman lainnya yang tidak diklasifikasikan di tempat lain, (8) Pertanian hortikultura sayuran yang dipanen sekali, (9) Pertanian hortikultura sayuran yang dipanen lebih dari sekali, (10) Pertanian hortikultura bunga-bunga, (12) Pembibitan dan pembenihan hortikultura sayuran dan bunga-bunga, (13) Pertanian buah-buahan musiman, (14) Pertanian buah-buahan sepanjang tahun, (15) Perkebunan kelapa, (16) Perkebunan kelapa sawit, (17) Perkebunan tanaman untuk bahan minuman, (18) Perkebunan jambu mete, (19) Perkebunan lada, (20) Perkebunan cengkeh, dan (21) Perkebunan tanaman rempah lainnya.

Simulasi kebijakan dilakukan dengan tiga skenario yang menggambarkan besarnya pengalihan subsidi yang dilakukan dalam persen. Simulasi *a* berarti pengalihan subsidi dilakukan sebanyak 12.35 persen dari total subsidi BBM, simulasi *b* sebanyak 43.2 persen dan simulasi *c* sebanyak 100 persen.

Berkaitan dengan struktur fungsi produksi maka harus diketahui parameter elastisitas dari masing-masing fungsi yang digunakan; fungsi *Leontief*, *Cobb-Douglas*, dan *CES*. Koefisien elastisitas dari masing-masing fungsi tersebut dapat diestimasi atau dikutip langsung dari berbagai studi terdahulu yang dianggap relevan.

Besarnya dampak simulasi kebijakan terhadap tingkat pendapatan rumah tangga diperoleh dari hasil simulasi model CGE. Sedangkan untuk mengetahui dampak simulasi kebijakan terhadap angka kemiskinan digunakan metode pengukuran *Foster-Greer-Thorbecke* atau *FGT index* seperti yang digunakan oleh Sondan Kakwani (2004).

Jika rata-rata pendapatan meningkat sebesar ψ , maka pendapatan setiap rumah tangga dalam kelompok juga meningkat sebesar ψ . Dengan aturan ini, distribusi pendapatan secara proporsional akan bergeser secara horizontal di dalam pendapatan. Aturan ini mengizinkan untuk membandingkan angka kemiskinan yang dihasilkan pada kasus sebelum dengan sesudah simulasi. Bentuk persamaan dari *FGT* inidapatdi lihat pada persamaan (10).

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left[\frac{g_i}{z} \right]^{\alpha}; \alpha \geq 0; g_i = \frac{Z - y_i}{Z} \quad (10)$$

dimana y_i merupakan rata-rata pendapatan atau pengeluaran penduduk miskin dengan restriksi $g_i = 0$ pada saat $y_i > z$, n merupakan jumlah individu dalam populasi, q adalah jumlah rumah tangga yang berada di bawah garis kemiskinan, g_i adalah *poverty gap* dari rumah tangga ke- i , z garis kemiskinan, P_{α} merupakan indeks kemiskinan menurut *FGT* dan α adalah derajat kemiskinan yang bersifat *arbitrer*.

Bila $\alpha=0$, maka P_0 disebut juga dengan *head count index*, menunjukkan proporsi penduduk yang berada di bawah garis kemiskinan, didefinisikan sebagai persentase jumlah penduduk miskin terhadap total penduduk. Bila $\alpha=1$, maka diperoleh indeks P_1 . Indeks ini digunakan untuk mengukur kedalaman kemiskinan atau jurang kemiskinan (*depth of poverty index*) atau tingkat kesenjangan kemiskinan (*poverty gap index*). Indeks ini menggambarkan ukuran rata-rata ketimpangan pengeluaran masing-masing penduduk miskin terhadap garis kemiskinan atau total kesenjangan dari seluruh rumah tangga dalam kelompok terhadap garis kemiskinan. Bila $\alpha=2$, maka diperoleh indeks P_2 . Indeks ini digunakan untuk mengukur tingkat keparahan kemiskinan (*poverty severity index*).

3.2. Closure

Terdapat dua model *closure* standar yang digunakan dalam model ini, yaitu *standard short run closure* dan *standard long run closure*. Perbedaan keduanya terletak pada mobilitas faktor produksi.

Dalam *short run closure*, modal bersifat spesifik dimana ia tidak bisa berpindah lintas sektor. Dengan kata lain, kapital menjadi *fixed input* untuk setiap industri. Hal ini dapat dilakukan dengan membuat variabel permintaan kapital ($xfac("capital", "IND")$) di semua industri bersifat eksogen dan menjadikan variabel *factor price distortion* untuk kapital ($wdist("capital, IND")$) tidak ada dalam model. ($wdist("labor, IND")$ tetap ada). Selain itu, diasumsikan terdapat nominal *wage rigidity*. Ini dilakukan dengan cara menempatkan *total labor supply* ($xfacsup("labor")$) sebagai variabel endogen dan membuat harga tenaga kerja ($pfac("labor")$) menjadi variabel eksogen.

Berbeda halnya dengan *long run closure*, total faktor produksi (*labor* dan *capital*) dianggap konstan sehingga ditempatkan sebagai variabel eksogen (*fully employment*), namun dapat berpindah lintas sektor. Karena itu, harga faktor produksi sama untuk semua sektor. Setting ini dilakukan dengan menjadikan variabel *factor price distortion* untuk semua faktor produksi ($wdist(f,i)$) sebagai variabel endogen sedangkan variabel harganya bersifat eksogen. Pada *closure* ini, variabel seperti tarif, pajak, berbagai transfer, dan parameter teknologi juga bersifat eksogen sedangkan *exchange rate* menjadi numeraire.

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

Subsidi merupakan pembayaran yang dilakukan pemerintah kepada perusahaan atau rumah tangga untuk mencapai tujuan tertentu yang membuat mereka dapat memproduksi atau mengkonsumsi suatu produk dalam kuantitas yang lebih besar atau harga yang lebih murah. Subsidi dapat berupa pembayaran transfer (seperti kupon makanan dan subsidi perumahan), dan bantuan pada sektor pertanian (Ericson, *et.al*, 1998). Dalam bentuk barang, subsidi untuk jenis barang tertentu dilakukan dengan menyediakan barang dengan jumlah

tertentu kepada konsumen tanpa dipungut bayaran atau pembayaran dibawah harga pasar (Handoko dan Patriadi, 2005).

Di negara berkembang, subsidi penting sebagai instrumen fiskal untuk mendorong produktivitas dan peningkatan kesejahteraan rakyat (Norton, 2004). Subsidi merupakan bentuk transfer pemerintah yang efisien sekaligus sebagai alat redistribusi kesejahteraan antar penduduk dan antar produsen dengan konsumen. Inilah pokok pentingnya subsidi, sehingga pada perekonomian majupun masih menggunakan instrumen subsidi ini. Dari sisi institusi, pajak yang lebih rendah dan peningkatan subsidi dapat menaikkan pendapatan dan daya beli rumah tangga. Pendapatan yang lebih tinggi ini akan mendukung peningkatan konsumsi rumah tangga (Simorangkir & Adamanti, 2010). Meski demikian, sebagaimana telah disebutkan sebelumnya, subsidi memiliki efek negatif yakni dapat menciptakan alokasi yang tidak efisien, pemborosan dalam penggunaan sumberdaya, dan kemungkinannya untuk tidak tepat sasaran (Basri, 2002).

Secara keseluruhan, skenario kebijakan mengalihkan subsidi BBM ke sektor Pertanian Tanaman Lainnya (PTL) memberikan dampak positif terhadap peningkatan pendapatan semua kelompok rumah tangga (Tabel 1). Hal ini disebabkan karena sebahagian besar rumah tangga dari setiap kelompok berkaitan dengan sektor PTL, baik sebagai pekerja, pemilik lahan atau perkebunan maupun sebagai pengusaha dari hasil-hasil sektor ini. Rumah tangga di desa menerima dampak kenaikan pendapatan yang lebih besar dibanding dengan rumah tangga di kota. Hal ini disebabkan karena sebahagian besar sektor PTL berada di desa dimana sebahagian rumah tangga di desa bertindak sebagai pekerjanya bahkan ada yang sekaligus sebagai pemilik. Dari Tabel 1 terlihat bahwa semakin besar subsidi yang diberikan pada sektor ini maka semakin besar pula kenaikan tingkat pendapatan yang dialami oleh setiap rumah tangga.

Pengalihan subsidi ini meningkatkan aktivitas pada sektor yang penerima. Peningkatan pendapatan rumah tangga ini dapat disebabkan karena bergairahnya sektor ini, sehingga dapat membuka lapangan kerja yang lebih banyak. Banyak para ahli menyimpulkan bahwa pekerjaan adalah kunci untuk keluar dari kemiskinan, dan meningkatkan lapangan kerja sangat penting untuk mengurangi ketidakmerataan (Bluestone dan Harrison 2000). Rumah tangga yang di dalamnya terdapat orang yang bekerja jauh lebih kecil kemungkinannya untuk menjadi miskin (Hills 2004; Lohmann 2009).

| Tabel 1. Hasil Simulasi Pengalihan Subsidi BBM ke Sektor PTL terhadap Tingkat Pendapatan Rumah Tangga (persentase perubahan) | | | |
|---|------------------|--------------|--------------|
| Rumah Tangga | Perubahan | | |
| | Sim_a | Sim_b | Sim_c |
| HH-1 | 0.4674 | 1.2544 | 16.7885 |
| HH-2 | 0.3224 | 0.5230 | 11.7780 |
| HH-3 | 0.5709 | 1.8104 | 20.5742 |
| HH-4 | 0.4589 | 1.3746 | 17.4994 |

Sumber: Hasil Perhitungan

Kebijakan ini ternyata bukan hanya mampu menaikkan tingkat pendapatan semua golongan rumah tangga, tetapi juga mengurangi angka kemiskinan. Artinya kenaikan pendapatan yang diperoleh rumah tangga miskin telah mampu mengangkat mereka yang semula miskin atau berada sedikit di bawah garis kemiskinan menjadi berada di atas garis kemiskinan.

Dari Tabel 2 hingga Tabel 4 terlihat bahwa semakin besar pengalihan subsidi yang dilakukan, semakin besar pula dampaknya terhadap penurunan angka kemiskinan. Pengalihan subsidi sebesar 12,35 persen, dapat menurunkan angka kemiskinan sebesar 1.61% dari total rumah tangga miskin di kota ditambah dengan 2,18 persen dari total rumah tangga miskin di desa. Pengalihan subsidi sebesar 43,2 persen dapat menurunkan angka kemiskinan sebesar 2,35 persen dari total rumah tangga miskin di kota ditambah dengan 6,45 persen dari total

Tabel 2. Dampak Simulasi Kebijakan Pengalihan Subsidi BBM sebesar 12,35 persen ke Sektor PTL terhadap Angka Kemiskinan

| FGT Index | Baseline | | | Sim_a | | | Perubahan (Δ) | | |
|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------------------|--------------|--------------|
| | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ |
| HH-1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-2 | 1.0000 | 0.1916 | 0.0577 | 0.9839 | 0.1890 | 0.0568 | -0.0161 | -1.3477% | -1.4855% |
| HH-3 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-4 | 1.0000 | 0.1926 | 0.0620 | 0.9782 | 0.1890 | 0.0608 | -0.0218 | -1.8969% | -1.9095% |

Sumber: Hasil Perhitungan

Tabel 3. Dampak Simulasi Kebijakan Pengalihan Subsidi BBM sebesar 43,2 persen ke Sektor Pertanian Tanaman Lainnya terhadap Angka Kemiskinan

| FGT Index | Baseline | | | Sim_a | | | Perubahan (Δ) | | |
|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------------------|--------------|--------------|
| | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ |
| HH-1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-2 | 1.0000 | 0.1916 | 0.0577 | 0.9765 | 0.1874 | 0.0563 | -0.0235 | -2.1736% | -2.3977% |
| HH-3 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-4 | 1.0000 | 0.1926 | 0.0620 | 0.9355 | 0.1820 | 0.0586 | -0.0645 | -5.5292% | -5.5882% |

Sumber: Hasil Perhitungan

Tabel 4. Dampak Simulasi Kebijakan Pengalihan Subsidi BBM sebesar 100 persen ke Sektor PTL terhadap Angka Kemiskinan (persentase perubahan)

| FGT Index | Baseline | | | Sim_a | | | Perubahan (Δ) | | |
|-----------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------------------|--------------|--------------|
| | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ | $\alpha = 0$ | $\alpha = 1$ | $\alpha = 2$ |
| HH-1 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-2 | 1.0000 | 0.1916 | 0.0577 | 0.6443 | 0.1191 | 0.0336 | -0.3557 | -37.8543% | -41.7008% |
| HH-3 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| HH-4 | 1.0000 | 0.1926 | 0.0620 | 0.5160 | 0.1007 | 0.0308 | -0.4840 | -47.7333% | -50.3329% |

Sumber: Hasil Perhitungan

rumah tangga miskin di desa. Sedangkan pengalihan semua subsidi BBM ke sektor PTL dapat menurunkan angka kemiskinan sebesar 35,57 persen dari jumlah rumah tangga miskin di kota dan 48,40 persen dari jumlah rumah tangga miskin di desa.

Dampak simulasi terhadap pengurangan kemiskinan di desa ternyata jauh lebih besar dibanding di kota. Hal ini disebabkan karena akses masyarakat desa terhadap sektor Pertanian Tanaman Lainnya secara langsung lebih besar dibandingkan dengan masyarakat miskin di kota, sehingga kenaikan pendapatan yang dirasakan oleh rumah tangga miskin di desa juga lebih besar dibanding dengan rumah tangga miskin di kota. Selain itu, struktur ekonomi di pedesaan lebih sederhana dibanding di perkotaan sehingga kesempatan untuk mendapatkan pekerjaan relatif lebih mudah. Inilah yang disebut Wilson (1996); Brady, *et.al* (2010) bahwa konsentrasi kemiskinan di kota sebagai akibat dari hilangnya pekerjaan.

Analisis di atas menunjukkan bahwa untuk tujuan pengurangan angka kemiskinan, maka subsidi ke sektor Pertanian Tanaman Lainnya dapat diambil sebagai sebuah alternative kebijakan (*ceteris paribus*). Hal ini sejalan dengan kajian yang dilakukan Abimanyu (2000) yang menemukan bahwa sektor pertanian memberikan benefit yang lebih besar khususnya pada usaha perkebunan karet. Selanjutnya pemberian subsidi merupakan cara yang paling efektif diterapkan untuk pengentasan kemiskinan di pedesaan, sebagaimana Ravallion dan Datt (1999) yang menyatakan bahwa peningkatan pertumbuhan sektor pertanian diyakini merupakan cara yang paling efisien dalam mengurangi ketidakmerataan pendapatan dan kemiskinan. Arndt, *et.al* (1998) juga mendukung kesimpulan ini dalam kajiannya dengan kesimpulan bahwa pengembangan sektor pertanian dapat mengurangi kemiskinan

Hasil penelitian dari Lembaga Penelitian Institut Pertanian Bogor (2002) menemukan bahwa model pembangunan pertanian *Agriculture Based Development* (ABD) dapat memacu pertumbuhan ekonomi yang lebih tinggi. Pertumbuhan sektor manufaktur penting bagi pertumbuhan secara keseluruhan bagi suatu negara, namun pertumbuhan sektor pertanian sangat penting bagi pertumbuhan *employment* dan pengurangan kemiskinan.

Bigsten dan Levin (2000) menyatakan bahwa beberapa elemen strategis yang dapat mengurangi kemiskinan antara lain *outward-oriented strategy* berupa pertumbuhan ekonomi yang dimotori ekspor, yang didasarkan pada manufaktur yang *labor intensive*, pembangunan pertanian dan daerah pedesaan. Bautista (2001), Jansen dan Tarp (2004), dan Susilowati (2008), mengemukakan bahwa konsep *Agricultural Demand Led Industrialization*, selain dapat meningkatkan kinerja ekonomi makro juga berperan dalam mengurangi kesenjangan pendapatan rumah tangga dan kemiskinan di pedesaan. Suselo dan Tarsidin (2008) menyimpulkan bahwa langkah yang paling tepat untuk mengurangi kemiskinan adalah dengan memberikan perhatian lebih pada sektor pertanian, perkebunan dan perikanan.

V. KESIMPULAN

Paper ini memberikan dua kesimpulan, *pertama*, kebijakan pengalihan subsidi BBM ke sektor Pertanian Tanaman Lainnya memberikan dampak positif terhadap peningkatan pendapatan rumah tangga dan pengurangan angka kemiskinan. Kesimpulan ini memerlukan penelusuran lebih lanjut tentang sub sektor mana dari sektor Pertanian Tanaman Lainnya yang dominan mengurangi angka kemiskinan serta bagaimana mekanisme dari pengalihan subsidi tersebut. *Kedua*, secara umum kebijakan pengalihan subsidi BBM ke sektor pertanian memberikan dampak yang lebih baik bagi kelompok rumah tangga di desa dibanding dengan kelompok rumah tangga di kota.

DAFTAR PUSTAKA

- Abimanyu, A., 2000, Impact of Agriculture Trade and Subsidy Policy on the Macroeconomy, Distribution, and Environment in Indonesia: A Strategy for Future Industrial Development. *The Developing Economies*, 38(4): 547-571.
- Arndt, C., Jensen, H. T. dan Tarp, F., 1998, *Structural Characteristics of the Economy of Mozambique: SAM Based Analysis*. <http://www.econ.ku.dk/derg/papers/article.pdf>. Accessed on December, 6th 2010.
- Basri, F., 2002, *The Economy of Indonesian: Challenges and Hopes toward the Increase the Economy of Indonesian*. Erlangga, Jakarta.
- Bautista, R. M., 2000, Agriculture-Based Development: A SAM Perspective on Central Vietnam. *The Developing Economies*, 34(1): 112–32.
- Bautista, R.M., 2001, Agriculture-Based Development: A Sam Perspective on Central Vietnam. *The Developing Economies*, 39(1): 112-132.
- Bigsten, Arne dan Levin, Jorgen, 2000, Growth, Income Distribution, and Poverty: A Review. *Goteborg University Working Paper in Economics*, No. 32.
- BKFDK-RI (Board of Fiscal Policy Department of Finance of the Republic of Indonesia), 2008, *The Development of Computable General Equilibrium Model: Training Module Session I, Center for Economics and Development Studies (CEDS), Faculty of Economics, University of Padjajaran Bandung*.
- BKFDK-RI (Board of Fiscal Policy Department of Finance of the Republic of Indonesia), 2008a, *Applied General Equilibrium Model for Fiscal Policy (AGEFIS): Module of Capacity Development CGE Model Session II, Center for Economics and Development Studies (CEDS), Faculty of Economics, University of Padjajaran Bandung*.
- Bluestone, Barry dan Bennett Harrison, 2000, *Growing Prosperity*. New York: Houghton Mifflin.
- Brady, David., Andrew S. Fullerton., dan Jennifer Moren Cross, 2010, More Than Just Nickels and Dimes: A Cross-National Analysis of Working Poverty in Affluent Democracies. *Social Problems*, Vol. 57(4) November 2010:559-585.
- Eriksson, Ross C, David L. Kaserman, dan John W. Mayo, 1998, Targeted and Untargeted Subsidy Schemes: Evidence from Postdivestiture Efforts to Promote Universal Telephone Service. *Journal of Law and Economics*, Vol. 41(2) October 1998: 477-502.
- FAO, 2008, Soaring Food Prices: Facts, Perspectives, Impact and Actions Required. *Paper prepared for the High-Level Conference on World Food Security: The Challenges of Climate Change and Bioenergy*, Rome, 3-5 June 2008.

- Hafizrianda, Y., 2007, *The Impact of Building Agriculture Sector on Income Distribution and Regional Economics in Papua Province: An analysis of Balance System of Economics Social*. Ph.D. Dissertation. Bogor: Postgraduate Program, Bogor Agriculture Institute.
- Handoko, R., dan Patriadi, P., 2005, The Evaluation of Subsidy Non-Fuel Policy. *The Study of Economy and Finance*. 9(4).
- Hills, John, 2004, *Inequality and the State*. New York: Oxford University Press.
- Hung, Nguyen Manh dan Paul Makdissi, 2004, Escaping the Poverty Trap in a Developing Rural Economy. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economique*, Vol. 37(1) Feb., 2004: 123-139.
- Jansen, H.T. dan F. Tarf, 2004, On The Choice of Appropriate Development Strategy: Inside Gained from CGE Modeling of the Mozambican Economy. *Journal of African Economies*, 13(3): 446-478.
- Kasiyati, Sri, 2010, The Analysis of Subsidy Impact of Fertilizer Price on Production Sector and Household Income Level in Central Java, *Journal of Organization and Management*, Volume 6 (1), Maret 2010: 28-45.
- Lembaga Penelitian IPB, 2002, *Studi Perumusan Structural Adjustment Program dan Model Pembangunan Pertanian di Indonesia*. Bogor: Lembaga Penelitian, Institut Pertanian Bogor.
- Lohmann, Henning, 2009, Welfare States, Labor Market Institutions, and the Working Poor: A Comparative Analysis of 20 European Countries. *European Sociological Review* 25:489–504.
- Maipita, Indra., Mohd. Dan Jantan., dan Nor Azam Abdul Razak, 2010, The Impact of Fiscal Policy toward Economic Performance and Poverty Rate in Indonesia. *Bulletin Monetary Economics and Banking: Bank Indonesia*, Volume 12 (4), April 2010: 391-424.
- Maipita, Indra, 2011, The Effect of Direct Cash Aid (BLT) Distribution Toward Income and Poverty Level in Indonesia. *Journal of Economic and Business*, Research Institute Gunadarma University, Volume 16 (1), April 2011: 23-36.
- Marianti, Rully dan Wawan Munawar, 2006, *Moving Out of Poverty: The Case of Desa Branta Pesisir, Pamekasan Regency*. SEMERU Research Institute: Jakarta.
- Moller, Stephanie, Evelyne Huber, John D. Stephens, David Bradley, Francis Nielsen, 2003, Determinants of Relative Poverty in Advanced Capitalist Democracies. *American Sociological Review*, Vol. 68(1) Feb., 2003: 22-51.
- NKAPBN-RI. , 2009, *Note of Finance and National Budget, The Fiscal Year 2010*.
- Norton, R.D., 2004, *Agricultural Development Policy: Concept and Experiences*. Food and Agricultural Organization and John Willey and Sons Ltd. West Sussex.
- Ravallion, M. dan Datt, G. ,1999, *When is Growth Pro-Poor? Evidence from the Diverse Experiences of India's States*. World Bank.
- Reyes, Celia M., Alellie B. Sobrevinas, Joel Bancolita and Jeremy de Jesus, 2009, Analysis of the Impact of Changes in the Price of Rice and Fuel on Poverty in the Philippines. Philippine Institute for Development Studies. *Discussion Paper Series* No. 2009-07 (March, 2009).

- Simorangkir, I. dan Adamanti J., 2010, The Roles of Fiscal and Relieving Monetary on Indonesian Economy during the Global Financial Crisis: Using the Approach of Financial Computable General Equilibrium. *Bulletin of Monetary Economy and Banking Bank of Indonesia* Vol. 13(2): 169-192.
- Son, Hyun H., 2004, Measuring the Impact of Price Changes on Poverty. *Working Paper International Poverty Centre* United Nations Development Programme Number 33 November, 2006.
- Stringer, R., 2001, How important are the Non-traditional Economic Roles of Agriculture in Development. *Centre for International Economic Studies, Discussion Paper* No. 0118, Adelaide University, Adelaide.
- Suselo, S. L. dan Tarsidin, 2008, Poverty in Indonesia: The Effect of Growth and the Change of Economy Structure. *Bulletin of Monetary Economy and Banking Bank of Indonesia*, 11(2): 155-194.
- Spencer, M. H., dan Amos, O. M. Jr., 1993, *Contemporary Economics*. New York: Worth Publishers.
- Susilowati, S. H., 2008, Strategy Agricultural Demand Led Industrialization from the Perspective of Economical of Work Increase and Farmer Income. *Prespektif Peningkatan Kinerja Ekonomi, Research Forum of Agro Economy*, Vol. 26 (1) July 2008: 44-57.
- Wilson, W. J., 1996, *When Work Disappears*. New York: Norton.
- World Bank, 2005, *The Study of Indonesian Public Outflow: Maximizing New Opportunities*. Jakarta: World Bank.
- Yusuf, A. A., Hartono Djoni, and Wawan Hermawan, Y., 2007, AGEFIS: Applied General Equilibrium for Fiscal Policy Analysis. *Working Paper in Economics and Development Studies* No. 200807. Department of Economics, University of Padjadjaran.

Halaman ini sengaja dikosongkan

DAMPAK KEBIJAKAN FISKAL TERHADAP OUTPUT DAN INFLASI

*Ndari Surjaningsih
G. A. Diah Utari
Budi Trisnanto¹*

Abstract

Penelitian ini melihat dampak kebijakan fiskal terhadap output dan inflasi serta melihat apakah terdapat diskresi kebijakan fiskal dan bagaimana dampaknya terhadap volatilitas output dan inflasi. Model Vector Error Correction Model (VECM) diaplikasikan atas data triwulanan, mencakup periode 1990 - 2009. Hasil empiris menunjukkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi antara pengeluaran pemerintah dan pajak terhadap output dalam jangka panjang. Dalam jangka panjang pengenaan pajak berdampak positif terhadap pertumbuhan ekonomi sementara pengeluaran pemerintah tidak. Penyesuaian jangka pendek menunjukkan bahwa shock kenaikan pengeluaran pemerintah berdampak positif terhadap output sementara shock kenaikan pajak berdampak negatif. Lebih dominannya pengaruh pengeluaran pemerintah terhadap output dalam jangka pendek dibandingkan dengan pajak menunjukkan masih cukup efektifnya kebijakan ini untuk menstimulasi pertumbuhan ekonomi khususnya dalam masa resesi. Sementara itu kenaikan pengeluaran pemerintah menyebabkan penurunan inflasi, sementara peningkatan pajak menyebabkan peningkatan inflasi. Studi ini juga menunjukkan tidak adanya diskresi kebijakan fiskal yang dilakukan oleh pemerintah.

Keywords: Inflation, output, fiscal policy, tax, discretionary, VECM.

JEL Classification: E31, E62

¹ Ndari Surjaningsih (ndari@bi.go.id), G. A. Diah Utari (utari@bi.go.id), dan Budi Trisnanto (b_trisnanto@bi.go.id) adalah peneliti di Biro Riset Ekonomi, Bank Indonesia. Opini dan pandangan dalam paper ini sepenuhnya adalah tanggung jawab penulis dan tidak merefleksikan pandangan pihak manapun. Penulis berterimakasih kepada Iskandar Simorangkir, Sugiharso Safuan, Hermanto Siregar, Meily Ika Permata dan peneliti lainnya yang telah memberikan masukan yang konstruktif. Ucapan terimakasih juga disampaikan kepada Wiyko untuk pengumpulan data.

I. PENDAHULUAN

Kebijakan fiskal merupakan salah satu kebijakan untuk mengendalikan keseimbangan makroekonomi. Kebijakan fiskal bertujuan untuk mempengaruhi sisi permintaan agregat suatu perekonomian dalam jangka pendek. Selain itu, kebijakan ini dapat pula mempengaruhi sisi penawaran yang sifatnya lebih berjangka panjang, melalui peningkatan kapasitas perekonomian. Dalam pengelolaan stabilitas makroekonomi, kebijakan fiskal akan berinteraksi dengan kebijakan moneter.

Pengaruh kebijakan fiskal yang signifikan terhadap perekonomian dikemukakan oleh Keynes. Sebelum Keynes, operasi keuangan pemerintah dipandang tidak memiliki pengaruh yang besar terhadap tingkat penyerapan tenaga kerja dan permintaan agregat. Peran pemerintah pada saat itu hanya sebatas merelokasi sumber daya finansial dari sektor swasta ke pemerintah. Pandangan ini diantaranya dikemukakan oleh *Say's Law* bahwa dalam kondisi *full employment*, setiap tambahan pengeluaran pemerintah akan menyebabkan penurunan pengeluaran swasta (*crowd-out*) dalam jumlah yang sama dan pengeluaran tersebut tidak akan mengubah pendapatan agregat.

Pandangan tersebut kemudian diubah oleh Keynes dan sejak saat itu ekonom mulai menekankan dampak makro atas pengeluaran dan pajak pemerintah. Keynes menekankan bahwa kenaikan pengeluaran pemerintah tidak hanya memindahkan sumber daya dari sektor swasta ke pemerintah. Selain itu, Keynes juga mengemukakan adanya dampak berganda (*multiplier effect*) dari pengeluaran tersebut.

Penelitian tentang *multiplier effect*, baik di negara maju maupun berkembang, telah banyak dilakukan yang umumnya menggunakan metode simulasi pada model makroekonomi dan metode persamaan *reduced form*. Penggunaan kedua metode tersebut untuk kasus Jepang menyimpulkan bahwa multiplier yang dihasilkan dari metode *reduced form equation* cenderung lebih kecil dibandingkan hasil dari simulasi model makroekonomi.

Sebagaimana dikemukakan oleh Hemming, R., et. al (2002)², hasil simulasi beberapa model makroekonomi dan dengan pendekatan persamaan *reduced form* di negara maju, menunjukkan positifnya multipliers jangka pendek dari kebijakan fiskal. Nilai multiplier tersebut berada dalam kisaran yang cukup lebar, yaitu dari 0,1 hingga 3,1. Dari berbagai model makro tersebut juga disimpulkan bahwa nilai multiplier tersebut semakin mengecil yang kemungkinan mencerminkan adanya perubahan dalam struktur model.

Pada awal dekade 70-an dan 80-an kebanyakan model makro berstruktur Keynesian yang bersifat *backward-looking expectation*. Dalam perkembangan selanjutnya, struktur model tersebut mulai memasukkan *intertemporal budget constraints* dan menggunakan *forward-looking expectation variabel*, seperti nilai tukar.

2 "The Effectiveness of Fiskal Policy in Stimulating Economic Activity—A Review of the Literature", Hemming, Richard, et. al., IMF Working Paper WP/02/208.

Sementara itu, Hemming, R., et. al juga merangkum penelitian tentang hal yang sama di negara berkembang dan menyimpulkan bahwa arah dan besaran *fiskal multipliers* di kelompok negara ini bersifat inkonklusif. Penelitian oleh Haque dan Montiel (1991), misalnya, menyimpulkan bahwa dampak kenaikan pengeluaran pemerintah dalam jangka pendek dan menengah, justru bersifat kontraktif. Hasil ini dikaitkan dengan adanya *crowding out*, yaitu kenaikan pengeluaran pemerintah yang justru meningkatkan suku bunga riil sehingga berdampak kontraktif terhadap output. Sedangkan penelitian oleh Haque, Montiel, dan Symansky (1991) menunjukkan bahwa kenaikan pengeluaran pemerintah, walaupun pada awalnya mengakibatkan penurunan output, namun akan menaikkan output dan inflasi di periode selanjutnya. Sementara itu, Khan dan Knight (1981) menyimpulkan bahwa elastisitas pendapatan nominal dari pengeluaran pemerintah dan pajak adalah positif dan mendekati 1. Kesimpulan tersebut ditarik dari sampel 29 negara berkembang dengan menerapkan *modified monetary model* yang memperlakukan variabel inflasi dan output sebagai variabel endogen.

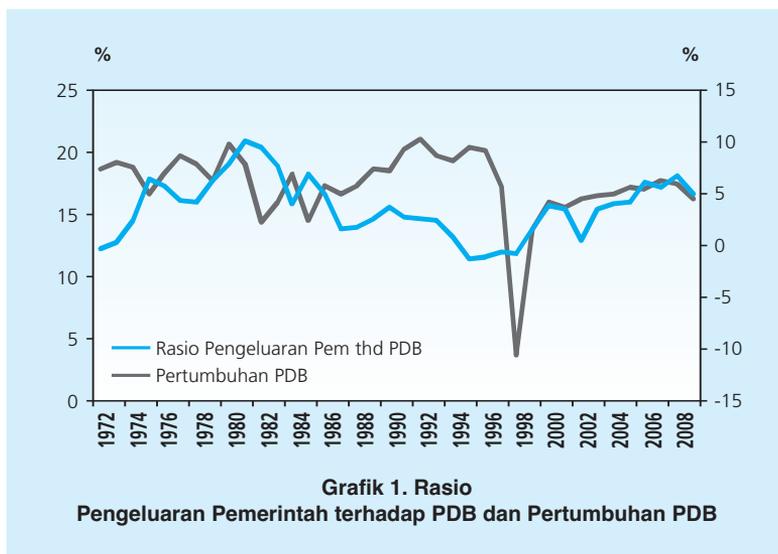
Mengingat penelitian di beberapa negara maju dan berkembang tersebut tidak hanya menggunakan satu metode saja, untuk kasus Indonesia dipandang perlu untuk meneliti dampak pengeluaran pemerintah dengan menggunakan metode lain, misalnya persamaan *reduced form*. Metode alternatif ini dipandang dapat melengkapi simulasi dari model makroekonomi yang telah ada, dan dapat memberikan asesmen alternatif tentang dampak pengeluaran pemerintah.

Selain dampak pengeluaran pemerintah terhadap output, aspek lain yang penting adalah masalah sinkronisasi kebijakan fiskal dengan siklus bisnis perekonomian. Idealnya, kebijakan fiskal memiliki sifat sebagai *automatic stabilizer* perekonomian. Artinya, dalam kondisi perekonomian sedang mengalami ekspansi, maka pengeluaran pemerintah seharusnya berkurang atau penerimaan pajak yang bertambah. Sebaliknya, jika perekonomian sedang mengalami kontraksi, kebijakan fiskal seharusnya ekspansif melalui peningkatan belanja atau penurunan penerimaan pajak. Dengan demikian, *automatic stabilizer* kebijakan fiskal mensyaratkan adanya fungsi *countercyclical* dari kebijakan fiskal.

Untuk kasus Indonesia, penelitian yang dilakukan oleh Akitoby, et.al. (2004) dan Baldacci (2009) belum menemukan adanya *countercyclicality* dalam kebijakan fiskal. Karakter kebijakan fiskal Indonesia lebih cenderung asiklikal atau bahkan prosiklikal. Kesimpulan tersebut juga diperkuat oleh riset di Bank Indonesia (2009)³ bahwa kebijakan fiskal Indonesia cenderung bersifat asiklikal secara agregat atau justru prosiklikal jika berdasarkan pengelompokan pengeluaran. Sifat siklikalitas yang demikian berpotensi memberikan tekanan instabilitas dalam perekonomian⁴, seperti kenaikan inflasi. Plotting antara rasio pengeluaran pemerintah, dengan tidak memasukkan pembayaran bunga, dengan pertumbuhan ekonomi menunjukkan adanya

3 "Siklikalitas Kebijakan Fiskal di Indonesia", Catatan Riset No.11/15/DKM/BRE/CR.

4 Alesina dan Tabellini (2005), "Why is Fiskal Policy Often Procyclical?", NBER WP 11600, hal. 2.



hubungan yang searah pada periode setelah krisis 1998. Sebelum krisis ekonomi 1998, hubungan diantara kedua variabel tersebut cenderung berlawanan arah.

Secara umum, alasan mengapa negara berkembang menempuh kebijakan fiskal yang tidak *countercyclical* terutama terkait dengan keterbatasan sumber daya finansial dan kelemahan institusional. Kelemahan institusional diantaranya terkait dengan adanya kelompok yang cukup berpengaruh dalam masyarakat yang berusaha agar kepentingannya diakomodasi oleh pemerintah. Kelemahan ini menyebabkan terjadinya diskresi kebijakan fiskal yang dapat menyebabkan volatilitas inflasi yang lebih tinggi. Transmisi kebijakan fiskal ke inflasi dapat melalui permintaan agregat, *spillover public wages* ke sektor swasta, serta pengaruh pajak terhadap biaya marginal dan konsumsi swasta. Selain itu, kebijakan fiskal berdampak terhadap inflasi melalui ekspektasi masyarakat terhadap kemampuan pemerintah untuk membayar utang publiknya.

Dengan memperhatikan siklikalitas kebijakan fiskal Indonesia yang belum mengarah ke *countercyclical*, perlu dikaji apakah diskresi kebijakan fiskal terjadi di Indonesia dan apabila demikian, bagaimana dampaknya terhadap inflasi. Secara eksplisit, tujuan paper ini *pertama* adalah meneliti dampak kebijakan fiskal terhadap output dan harga. Kebijakan fiskal di sini meliputi dampak pengeluaran pemerintah dan penerimaan pajak pemerintah terhadap output dan harga, *kedua* meneliti apakah terdapat diskresi kebijakan fiskal di Indonesia dan jika ada, bagaimana dampaknya terhadap volatilitas output dan inflasi.

Bagian kedua dari paper ini mengulas landasan teori, bagian ketiga membahas metodologi dan data yang digunakan sementara bagian keempat mengulas hasil dan analisis. Kesimpulan dan implikasi studi akan menjadi bagian penutup.

II. TEORI

2.1. Dampak Kebijakan Fiskal terhadap Output dan Inflasi

Literatur yang ada mengelompokkan dampak kebijakan fiskal menjadi dua yaitu dampak terhadap sisi permintaan (*demand side effect*) dan dampak terhadap sisi penawaran (*supply side effect*). Dampak kebijakan fiskal terhadap sisi penawaran mempunyai implikasi jangka panjang. Kebijakan fiskal yang berorientasi untuk meningkatkan *supply side* dapat mengatasi masalah keterbatasan kapasitas produksi dan karena itu dampaknya lebih bersifat jangka panjang.

Dampak kebijakan fiskal terhadap perekonomian melalui pendekatan permintaan agregat diterangkan melalui pendekatan Keynes. Pendekatan Keynesian mengasumsikan adanya *price rigidity* dan *excess capacity* sehingga output ditentukan oleh permintaan agregat (*demand driven*). Keynes menyatakan bahwa dalam kondisi resesi, perekonomian yang berbasis mekanisme pasar tidak akan mampu untuk pulih tanpa intervensi dari Pemerintah. Kebijakan moneter tidak berdaya untuk memulihkan perekonomian karena kebijakan hanya bergantung kepada penurunan suku bunga sementara dalam kondisi resesi tingkat suku bunga umumnya sudah rendah dan bahkan dapat mendekati nol.

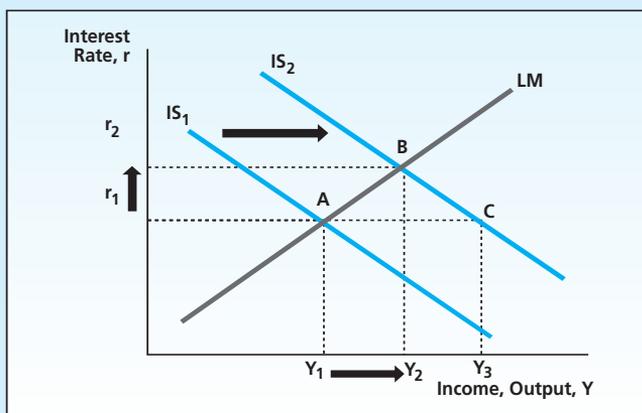
Dalam pendekatan Keynes, kebijakan fiskal dapat menggerakkan perekonomian karena peningkatan *pengeluaran pemerintah* atau pemotongan pajak mempunyai efek *multiplier* dengan cara menstimulasi tambahan permintaan untuk barang konsumsi rumah tangga. Demikian pula halnya apabila pemerintah melakukan pemotongan pajak sebagai stimulus perekonomian. Pemotongan pajak akan meningkatkan *disposable income* dan pada akhirnya mempengaruhi permintaan. Kecenderungan rumah tangga untuk meningkatkan konsumsi dengan meningkatkan *marginal propensity to consume (mpc)*, menjadi rantai perekonomian untuk peningkatan pengeluaran yang lebih banyak dan pada akhirnya terhadap output.

Government spending multiplier dinyatakan sebagai $1/(1-mpc)$, dan dari formulaini terlihat bahwa semakin besar *mpc* maka semakin besar pula dampak dari pengeluaran pemerintah terhadap GDP. Sementara itu efek multiplier dari pemotongan pajak (*tax cut multiplier*) dinyatakan sebagai $(1/(1-mpc) - 1)$. *Tax cut multiplier* adalah satu dikurangi dengan *government spending multiplier*. *Tax cut multiplier* selalu lebih kecil dari *spending multiplier*, oleh karenanya pemotongan pajak dianggap kurang potensial untuk mendorong pertumbuhan ekonomi dalam masa resesi dibandingkan dengan peningkatan pengeluaran pemerintah.

Besarnya efek *multiplier* dari peningkatan pengeluaran pemerintah dan pemotongan pajak bergantung kepada besarnya *mpc* yang bergantung kepada apakah peningkatan tersebut bersifat transitory atau permanen. Dalam hal ini, dampak *mpc* atas perubahan pendapatan transitori lebih kecil dibandingkan perubahan pendapatan yang permanen.

Pengembangan model Keynesian memungkinkan adanya tambahan dampak *crowding out* melalui perubahan yang disebabkan oleh suku bunga dan nilai tukar. *Crowding out* terjadi apabila Pemerintah menyediakan barang dan jasa yang menggantikan barang dan jasa yang dihasilkan oleh sektor swasta. Tingkat *crowding out* mempengaruhi besaran *fiskal multiplier* namun tidak mempengaruhi arah.

Dalam kerangka teori Keynesian, peningkatan pengeluaran pemerintah akan menggeser kurva IS ke kanan, (lihat Grafik 2). Pergeseran ini menyebabkan perekonomian berada dalam keseimbangan baru (dari titik A ke titik B) yaitu tingkat pendapatan dan tingkat suku bunga yang lebih tinggi. Suku bunga menjadi lebih tinggi karena dengan kenaikan pendapatan menyebabkan kenaikan permintaan akan *real money balance*, sementara di pasar uang bank sentral tidak menambah pasokan *real money balance*. Kenaikan suku bunga tersebut pada gilirannya akan berdampak ke pasar barang, yaitu peninjauan ulang rencana investasi pengusaha. Dengan demikian, penurunan pengeluaran investasi akan mengurangi dampak ekspansif dari pengeluaran pemerintah. Jika tidak terjadi *crowding out*, berdasarkan Keynesian Cross, maka output akan menjadi Y_3 . Namun, adanya *crowding out* menyebabkan output hanya meningkat menjadi Y_2 .



Grafik 2.
Crowding Out

Dalam model IS-LM dengan perekonomian yang terbuka (Mundell-Flemming), *crowding out* dapat terjadi melalui nilai tukar. Tingkat suku bunga yang tinggi akan menarik *capital inflow* sehingga terjadi apresiasi pada nilai tukar dan mengakibatkan penurunan pada *current account*. Pada gilirannya penurunan pada *external current account* akan menganulir peningkatan permintaan domestik yang awalnya dipicu oleh ekspansi fiskal.

Besaran pengaruh *crowding out* melalui suku bunga dan nilai tukar dipengaruhi oleh beberapa faktor dalam kerangka IS-LM. *Crowding out* melalui jalur suku bunga akan lebih

besar apabila investasi sensitif terhadap perubahan tingkat suku bunga. Semakin sensitif permintaan akan uang terhadap perubahan suku bunga dibandingkan terhadap perubahan pendapatan maka akan semakin besar pula efek *crowding out*.

Tingkat *crowding out* juga dipengaruhi oleh fleksibilitas harga. Walaupun terbatas pada jangka pendek, fleksibilitas harga berpotensi mengurangi nilai *fiskal multiplier* khususnya pengaruh dari rezim nilai tukar. Dalam perekonomian yang tertutup, ekspansi fiskal akan mendorong kenaikan harga sehingga dapat menghambat peningkatan permintaan agregat dalam jangka pendek dan pada akhirnya memperkuat *crowding out*.

Dalam perekonomian terbuka dengan sistem nilai tukar yang fleksibel, tingkat *crowding out* bergantung kepada respon dari harga domestik terhadap perubahan nilai tukar. Secara umum apabila terjadi perubahan harga yang dipicu oleh perubahan nilai tukar, maka tingkat *crowding out* yang terjadi akan lebih kecil dibandingkan pada kondisi dengan *price rigidity*. Hal ini dikarenakan apresiasi nilai tukar akan mengurangi harga. Di lain pihak pada sistem dengan nilai tukar tetap, *crowding out* akan lebih tinggi dalam kondisi harga yang fleksible dibandingkan pada kondisi dengan *price rigidity*.

Studi empiris mengenai hubungan antara kebijakan fiskal dengan aktivitas perekonomian memberikan hasil yang beragam. Standar Real Business Cycle (RBC) model umumnya menyatakan konsumsi akan menurun sebagai respons terhadap peningkatan pengeluaran pemerintah sementara model IS-LM (Keynesian) menyatakan sebaliknya. Oleh karenanya debat mengenai hubungan antara kebijakan fiskal dengan aktivitas perekonomian masih terus berlanjut. Terlepas dari perdebatan tersebut, sebagian besar penelitian yang ada masih membuktikan hubungan yang didasari oleh teori Keynes.

Blanchard dan Perotti (1999), Perotti (2002), Mountford dan Uhlig (2002), Kruscek (2003), Castro (2003) yang masing-masing menggunakan sampel negara US, negara negara OECD, Uni Eropa, Jerman serta Spanyol menemukan bahwa *shock* positif pada pengeluaran pemerintah (peningkatan defisit dengan pajak tetap) memiliki efek positif terhadap output walaupun dampaknya cenderung melemah. Sementara itu *shock* positif pada pajak dengan membiarkan pengeluaran pemerintah tetap, memiliki efek negatif terhadap output. Hasil ini juga dikonfirmasi oleh Hemming (2002) yang menemukan bahwa Keynesian multiplier bernilai positif namun relatif kecil yang merupakan efek konsumsi terhadap pendapatan saat ini. Sementara itu penelitian oleh Giavazzi dan Pagano (1990, 1996) dan Giavazzi et al (2000) menyatakan *Keynesian Effect* tidak berlaku.

Studi empiris yang menggunakan sampel negara berkembang masih sangat terbatas, salah satu diantaranya dilakukan oleh Schlarek (2005). Schlarek menggunakan data panel yang melibatkan 40 negara dan 19 diantaranya adalah negara berkembang. Hasil empiris membuktikan bahwa *shock* pengeluaran pemerintah memiliki Keynesian *effect* terhadap konsumsi swasta baik di negara industrimaupun di negara berkembang. Sementara itu *tax effect* hanya memiliki Keynesian *effect* di negara-negara berkembang. Schlarek juga menemukan

bahwa *shock* pengeluaran pemerintah memiliki Keynesian *effect* terhadap konsumsi swasta yang lebih tinggi di negara berkembang dibandingkan dengan di negara maju.

Tidak terbuktinya Keynesian *effect* sebagaimana dikemukakan oleh Levine dan Renelt (1992) yang terdapat dalam Fu, et al (2003) disebabkan penggunaan indikator fiskal yang terpisah. Penggunaan salah satu variabel kebijakan fiskal saja ditengarai tidak cukup untuk dapat menangkap *stance* kebijakan fiskal. Sebagai contoh peningkatan pengeluaran pemerintah dapat dikatakan ekspansif apabila ia dibiayai dengan peningkatan defisit. Akan tetapi pengeluaran pemerintah dapat dikategorikan sebagai kontraktif jika ia dibiayai dengan peningkatan pajak karena kebijakan tersebut dapat berimplikasi pada meningkatnya peran sektor publik. Hasil ini dikonfirmasi oleh penelitian Martin dan Fardmanesh (1990) dan Kocherlakota dan Yi (1997) sebagaimana yang terdapat dalam Fu, et al (2003) bahwa penurunan pajak dapat berdampak positif pada pertumbuhan ekonomi hanya bila *public capital* dijaga tetap konstan.

Untuk kasus Indonesia, aplikasi teori Keynes tersebut di beberapa model ekonomi makro yang dikembangkan Bank Indonesia, meliputi SOFIE dan SEMAR, sejalan dengan temuan empiris tersebut.⁵ Namun, derajat pengaruhnya terhadap output saling berbeda. Dalam SOFIE, kenaikan pengeluaran pemerintah, baik dalam bentuk konsumsi maupun investasi, sebesar Rp10 triliun akan menaikkan PDB sebesar 0,3%. Sementara penambahan pengeluaran pemerintah untuk program infrastruktur sebesar Rp10,8 triliun akan menaikkan PDB sebesar 0,0512% di model SEMAR. Perbedaan pengaruh tersebut mungkin disebabkan oleh sifat kedua model tersebut yang berbeda, yaitu SOFIE yang bersifat dinamis stokastik, sementara SEMAR lebih bersifat statis deterministik.

2.2. Dampak Kebijakan Fiskal terhadap Inflasi

Dalam setting perekonomian secara umum, fungsi bank sentral adalah mengendalikan tingkat harga. Hal ini terkait dengan teori *quantity of money* oleh Milton Friedman yang menyatakan bahwa "inflation is always and everywhere a monetary phenomenon". "Namun demikian pandangan tradisional ini mendapat tantangan dari" *fiskal theory of the price level* (FTPL) yang dikembangkan oleh Leeper (1991), (Woodford (1994, 1995), dan Sims (1994), yang menyatakan bahwa kebijakan fiskal memegang peranan penting dalam penentuan harga melalui *budget constraint* yang terkait dengan kebijakan utang, pengeluaran dan perpajakan.

Fiskal theory of the price level (FTPL) dapat dijelaskan dengan 2 pendekatan yaitu *weak form* FTPL dan *strong form* FTPL. *Weak form* FTPL yang mencerminkan dominasi kebijakan fiskal (*fiskal dominance*) diterangkan melalui adanya tautan antar kebijakan fiskal dan kebijakan

5 SOFIE dan SEMAR merupakan model makro yang dikembangkan secara internal di Bank Indonesia. Model ini belum memasukkan variabel pajak dalam permodelannya. SOFIE merupakan model makroekonometri, sedangkan SEMAR merupakan model Computable General Equilibrium dengan menggunakan Tabel Input Output 2005.

moneter melalui *seigniorage*. Karena *seigniorage* (pendapatan dari pencetakan uang) merupakan salah satu sumber penerimaan Pemerintah, maka kebijakan fiskal dan moneter jangka panjang ditentukan secara bersamaan oleh *fiskal budget constraint*.

Weak form mengasumsikan bahwa otoritas fiskal akan bergerak lebih dahulu dengan menetapkan *primary budget surplus/deficit* dan kemudian direspons oleh otoritas moneter dengan menciptakan *seigniorage* untuk menjaga *solvency* Pemerintah. Apabila kedua otoritas menolak untuk menciptakan *seigniorage* maka rasio utang terhadap PDB dapat meningkat secara tidak berkesinambungan. Hal ini selanjutnya akan berdampak pada peningkatan suku bunga riil utang pemerintah seiring dengan peningkatan permintaan premi oleh pasar. Namun demikian proses ini tidak dapat berlanjut. Salah satu dari otoritas kebijakan harus berubah. *Weak form* FTPL mengasumsikan bahwa bank sentral akan merespon dengan menciptakan *seigniorage* guna menghindari *default*. Oleh karenanya teori ini juga menyatakan bahwa kebijakan fiskal turut menentukan inflasi melalui *future money growth*. Teori ini secara sederhana menyatakan bahwa penyebab utama *money supply* adalah otoritas fiskal. Dengan kata lain kebijakan fiskal bersifat eksogen sementara pergerakan *money supply* bersifat endogen.

Berbeda dengan *weak form* FTPL, dimana *money supply* bersifat endogen untuk memenuhi *government budget constraint*, *strong form* FTPL mengasumsikan baik kebijakan fiskal maupun kebijakan moneter bersifat eksogen dan harga menyesuaikan untuk memastikan *solvency* pemerintah.

FTPL berangkat dari pemahaman mengenai persamaan *velocity of money* dan *government budget constraint*. *Velocity of money* pada periode t dinyatakan sebagai rasio dari output nominal (tingkat harga dikalikan dengan output riil) terhadap *money balance* nominal. Dalam persamaan ini tingkat harga proporsional dengan *money supply*.

$$V_t = P_t \cdot Y_t / M_t \quad (1)$$

Selanjutnya tingkat harga ditentukan secara bersama sama oleh M_t , Y_t dan V_t dengan memperhitungkan seluruh keseimbangan dalam lintasan perekonomian. Keseimbangan didefinisikan dalam dua kondisi yaitu keseimbangan neraca keuangan Pemerintah dan keseimbangan di pasar uang. Keseimbangan di pasar uang dimana permintaan uang riil = penawaran uang riil didefinisikan sebagai:

$$M_0 / P_0 = f(R) \quad (2)$$

dimana permintaan uang riil merupakan fungsi dari suku bunga nominal ($R = r + \pi$) dan π adalah tingkat inflasi. Permintaan uang merupakan fungsi dari inflasi karena suku bunga riil dan output diasumsikan konstan. M_0 adalah stock uang nominal pada periode awal model dan P_0 adalah tingkat harga yang berlaku.

Keseimbangan neraca keuangan Pemerintah dinyatakan sebagai:

$$D + S(\pi) = B_0/P_0 \quad (3)$$

Dimana $S(\pi)$ ($S'(\pi) > 0$) menyatakan *present value* dari *seigniorage*. D adalah *present value* dari *future primary budget surplus* (negatif menunjukkan defisit). *Present discounted value* dari *seigniorage* adalah $S = \pi f(\pi)/f$.

Nilai akumulasi dari jumlah utang riil Pemerintah yang jatuh tempo pada waktu awal yang dinotasikan sebagai B_0/P_0 harus sama dengan nilai *present value* dari *future primary budget surplus* ditambah dengan pendapatan dari *seigniorage*. Dalam kondisi dimana Ricardian Equivalence tidak terjadi dan bank sentral yang independen maka ketidakseimbangan pada *intertemporal budget constraint* harus disesuaikan dengan pergerakan tingkat harga. Dengan kata lain jika tingkat *primary surplus* dipersepsikan tidak memadai untuk memastikan tingkat *fiskalsolvency* dan bank sentral tidak menciptakan *seigniorage*, maka keseimbangan akan didapat melalui tingkat harga. Penyesuaian akan terjadi melalui mekanisme *wealth effect*.

Studi empiris mengenai FTPL masih terbatas dan hasilnya relatif beragam. Kendala utama dari studi ini adalah bahwa perilaku kenaikan harga yang diakibatkan oleh kebijakan fiskal hanya dapat diidentifikasi apabila *government's intertemporal budget constraint* tidak balance.

2.3. Diskresi Kebijakan Fiskal terhadap Volatilitas Output dan Inflasi

Diskresi kebijakan, baik moneter dan fiskal, sering menjadi perdebatan publik. Di bidang moneter, perdebatan tentang diskresi telah mencapai pada kesepakatan bahwa kebijakan moneter harus bebas dari intervensi pemerintah, yaitu dengan membentuk bank sentral yang independen. Namun, untuk kebijakan fiskal belum diperoleh kesepakatan tentang mekanisme dan institusi yang dapat menghindarkan pengambil keputusan untuk melakukan diskresi.

Diskresi kebijakan fiskal didefinisikan sebagai perubahan atau reaksi kebijakan fiskal yang tidak mencerminkan reaksi terhadap kondisi ekonomi yang dihadapi (Fatas & Mihov, 2003). Kebijakan fiskal dapat dikategorikan menjadi 3: (1) *automatic stabilizers*; (2) diskresi kebijakan fiskal sebagai respons dari kondisi ekonomi; (3) diskresi kebijakan yang dilakukan untuk alasan selain kondisi makroekonomi saat ini. Pada dasarnya, kebijakan fiskal berfungsi sebagai *automatic stabilizers* dari perekonomian, yang mensyaratkan adanya sifat *countercyclical* dari kebijakan tersebut. Selain itu, penerapan kebijakan fiskal dapat bersifat diskresi, baik untuk merespons perkembangan ekonomi maupun alasan yang tidak berlatarbelakang kondisi makroekonomi.

Akademisi belum mencapai kesepakatan tentang metode pengukuran diskresi kebijakan fiskal yang tepat (Fatas dan Mihov, 2003). Menurut Blanchard (1990) untuk membedakan antara kebijakan fiskal yang seharusnya dan diskresi kebijakan fiskal, *benchmark* apapun dapat

digunakan. Misalnya dengan melihat perubahan inflasi, suku bunga, dan pertumbuhan ekonomi dalam kurun waktu tertentu.

Pengukuran diskresi kebijakan fiskal oleh Fatas & Mihov memfokuskan pada komponen ke-3 di atas:

$$\Delta G_t = \alpha + \beta \Delta Y_t + \gamma \Delta G_{t-1} + \delta W_t + \epsilon_t \quad (4)$$

dimana G dan Y masing-masing adalah pengeluaran pemerintah riil dan PDB riil, keduanya dalam nilai logaritma, W adalah variabel kontrol; meliputi trend waktu, inflasi dan *inflation squared*, sementara ϵ_t adalah estimasi kuantitatif dari diskresi *shock* kebijakan pengeluaran pemerintah (*discretionary spending shock policy*).

Di sisi lain, diskresi kebijakan fiskal dapat membahayakan stabilitas makroekonomi. Oleh karena itu, terdapat pandangan bahwa kebijakan fiskal perlu restriksi. Namun, dalam perdebatannya juga muncul pandangan agar kebijakan fiskal sebaiknya tidak perlu direstriksi. Alasan yang mendasari pandangan ini adalah bahwa kebijakan fiskal dapat memperhalus fluktuasi siklus bisnis melalui pengeluaran pemerintah yang ekspansif, pemotongan pajak di saat resesi, dan kebijakan fiskal kontraktif di saat perekonomian dalam tahap ekspansif. Penelitian *cross-section* oleh Fatas dan Mihov (2003) menunjukkan bahwa di negara yang secara agresif menerapkan kebijakan fiskal akan mengalami volatilitas yang kurang diinginkan dan menyebabkan pertumbuhan ekonomi yang lebih rendah. Penelitian tersebut juga menyimpulkan bahwa pembatasan di bidang politik sebagai salah satu bentuk penerapan kebijakan fiskal yang berhati-hati berhasil dalam mengurangi diskresi fiskal.

Diskresi fiskal antara lain ditengarai dapat mendorong volatilitas inflasi. Studi mengenai dampak kebijakan fiskal terhadap inflasi secara umum dapat dibedakan menjadi dua bagian, yaitu studi yang lebih fokus pada jangka waktu yang lebih panjang terkait dampak defisit fiskal terhadap inflasi dan studi mengenai diskresi fiskal terhadap inflasi. Sementara itu, dampak kebijakan fiskal ke inflasi menurut Rother (2004) dapat terjadi melalui dampak kebijakan fiskal dalam memengaruhi permintaan agregat, yaitu *spillover* upah pegawai negeri (*public wages*) ke sektor swasta dan melalui dampak dari pajak terhadap biaya marjinal dan konsumsi swasta. Disamping itu, kebijakan fiskal dapat memengaruhi inflasi melalui ekspektasi masyarakat terhadap kemampuan Pemerintah dalam membayar utangnya.

Rother (2004), dengan menggunakan panel data 15 negara industri, menyimpulkan bahwa volatilitas kebijakan fiskal secara signifikan memengaruhi volatilitas inflasi⁶, dengan tanda positif. Hal tersebut berarti bahwa perubahan *stance* kebijakan fiskal antara periode berjalan (t) dan periode sebelumnya ($t-1$) meningkatkan volatilitas inflasi pada periode berjalan (t). Kenaikan

6 Volatilitas inflasi dihitung dengan menggunakan standar deviasi inflasi bulanan.

volatilitas diskresi fiskal sebesar 1 standar deviasi akan menyebabkan kenaikan *unconditional*⁷ volatilitas inflasi rata-rata sebesar 10%, dan 17% untuk *conditional*⁸ volatilitas inflasi. Dari perspektif kebijakan, hasil penelitian tersebut mengindikasikan bahwa diskresi fiskal memberikan dampak de-stabilisasi daripada stabilitas makroekonomi.

Studi dampak kebijakan fiskal terhadap inflasi biasanya dilakukan dengan mempelajari keterkaitan antara kebijakan fiskal dan kebijakan moneter serta dampaknya terhadap inflasi. Sebagaimana dipahami bahwa dalam kerangka makroekonomi, kebijakan moneter dan kebijakan fiskal akan memengaruhi inflasi melalui dampak dari kebijakan tersebut terhadap perubahan di sisi permintaan dan penawaran agregat. Yang menjadi pertanyaan adalah kondisi yang bagaimana yang dapat menyebabkan kebijakan fiskal dapat memengaruhi kebijakan moneter dan selanjutnya inflasi. Salah satu penjelasan yang logis adalah melalui bank sentral yang tidak independen. Jika Pemerintah dapat mengintervensi kebijakan moneter maka terdapat kemungkinan Pemerintah akan menggunakan kekuatan tersebut untuk mendukung kebijakan yang diambil. Untuk membiayai defisitnya misalnya, Pemerintah akan meminta bank sentral untuk melakukan hal tersebut atau meminta untuk menjaga suku bunga pada tingkat yang rendah agar biaya bunga yang harus dibayar Pemerintah rendah. Demikian halnya bila terjadi konflik maka Pemerintah akan memaksa bank sentral untuk mendukung kebijakannya (Sargent dan Wallace, 1981).

Namun, bank sentral yang independen juga memiliki insentif untuk menciptakan *inflation surprise* sebagai respon terhadap perubahan fiskal. Mirip dengan masalah *time-inconsistency*, sebagaimana diaplikasikan dalam Barro dan Gordon (1983), bank sentral yang independen akan mendorong inflasi yang lebih tinggi bila bank sentral menganggap bahwa konsolidasi fiskal yang dilakukan Pemerintah dapat menyebabkan biaya yang lebih tinggi bagi perekonomian. Konflik tersebut dapat diatasi bila bank sentralnya memiliki independensi (Rogoff, 1985) atau dengan menerapkan *policy rules* tertentu seperti kerangka kebijakan *inflation targeting* yang menggunakan inflasi sebagai tujuan utama.

Studi empiris mengenai keterkaitan level defisit fiskal dengan inflasi melalui jalur kebijakan moneter masih inkonklusif. Beberapa studi menyimpulkan bahwa pemisahan bank sentral dari pemerintah mendorong rendahnya inflasi. Hal tersebut mendukung hipotesa bahwa intervensi Pemerintah terhadap kebijakan moneter dapat meningkatkan inflasi. Namun, studi lainnya (Fuhrer 1997, Campillo dan Miron 1996) mengindikasikan bahwa pengaruh independensi bank sentral menurun bila mempertimbangkan faktor lainnya.

Allesina dan Grill (1992) berpandangan bahwa mendelegasikan kebijakan moneter kepada pihak dengan preferensi yang lebih *inflation averse* dibanding preferensi publik merupakan bentuk komitmen untuk mendukung inflasi yang rendah. Argumen tersebut dibangun dengan

7 Standar deviasi inflasi bulanan (mtm) dalam tahun kalender, yang mengukur fluktuasi inflasi jangka pendek.

8 Standar deviasi *forecast error* pada satu periode ke depan yang dihasilkan dari model time-series. Hal ini secara implisit mengasumsikan bahwa diskresi fiskal menyebabkan proyeksi inflasi menjadi lebih sulit yang tercerminkan pada *forecast error* yang lebih besar.

menunjukkan bahwa masyarakat "*median voter*" akan memilih bank sentral yang lebih *inflation averse* dibandingkan diri mereka sendiri. Tetapi "*median voter*" tersebut ingin menjadi "*time inconsistent*" dan menarik dukungan terhadap bank sentral yang terlalu konservatif terhadap inflasi.

Allesina and Summers (1993) melakukan studi dengan melihat keterkaitan antara bank sentral yang independen dengan *macroeconomic performance*. Secara umum disimpulkan bahwa bank sentral yang independen akan memberikan dampak inflasi yang rendah. Dengan asumsi bahwa level inflasi yang rendah akan memberikan variabilitas inflasi yang rendah maka bank sentral yang independen akan mengurangi variabilitas inflasi. Namun, bank sentral yang independen tidak memiliki korelasi dengan indikator ekonomi lainnya seperti pertumbuhan ekonomi, tingkat pengangguran, dan suku bunga. Rogoff (1985) menyatakan bahwa *dynamic inconsistency theories of inflation* yang dikembangkan oleh Kydland and Prescott (1977) serta Barro and Gordon (1983) memungkinkan bank sentral yang lebih independen untuk menurunkan tingkat inflasi. Lebih lanjut Kydland and Prescott (1977) menyatakan bahwa *discretionary policy* dimana pengambil keputusan memilih kebijakan terbaik sesuai dengan kondisi yang ada tidak akan memberikan hasil berupa fungsi tujuan sosial yang maksimum. Namun, dengan kebijakan yang berbasis *rules* maka performa perekonomian dapat ditingkatkan.

Selanjutnya, beberapa alasan yang dikemukakan mengapa bank sentral yang independen akan memberikan dampak yang positif terhadap perekonomian, *pertama* karena perilaku bank sentral yang independen akan mudah ditebak yaitu mendorong stabilitas ekonomi dan menurunkan *risk premium* suku bunga. Untuk itu, bank sentral akan berupaya untuk menghindari adanya manipulasi yang biasanya dilakukan sebelum pemilu (sebagaimana model Nordhaus, 1975, dan Rogoff and Silbert, 1988) atau mengurangi kejutan setelah pemilu yang dilakukan oleh partai pemenang pemilu (sebagaimana model Hibbs, 1987, dan Alesina, 1988 dan 1989). *Kedua*, mengingat inflasi yang tinggi akan memberikan dampak yang buruk terhadap perekonomian maka bank sentral akan berupaya untuk mengurangi tekanan inflasi tersebut.

Pentingnya volatilitas inflasi telah menjadi aspek penting dalam literatur yang membahas hubungan antara inflasi dan pertumbuhan. Di dunia akademis secara umum berlaku pandangan bahwa inflasi dan volatilitas inflasi yang tinggi berdampak buruk bagi pertumbuhan. Judson & Orphanides (1999) menemukan bukti bahwa volatilitas inflasi, yang dihitung dengan standar deviasi dari laju inflasi (*intra year*), berkontribusi signifikan dalam menurunkan pertumbuhan ekonomi di studi panel yang dilakukannya. Temuan ini mendukung teori Friedman (1977) bahwa dampak negatif dari inflasi terhadap pertumbuhan berasal dari volatilitas inflasi. Sejalan dengan aliran ini adalah temuan Froyen dan Waud (1987) yang menemukan bahwa inflasi tinggi mendorong tingginya volatilitas inflasi dan ketidakpastian di USA, Jerman, Kanada, dan UK dan pada akhirnya berdampak negatif terhadap pertumbuhan ekonomi. Temuan serupa diperoleh Al-Marhubi (1998) yang juga menemukan adanya hubungan negatif antara pertumbuhan ekonomi dengan volatilitas inflasi berdasarkan penelitian panel data dari 78 negara. Berbeda

dengan hasil penelitian di atas, Blanchard & Simon (2001) menemukan hubungan positif yang kuat antara volatilitas inflasi & volatilitas output di negara-negara industri besar.

III. METODOLOGI

3.1. Data dan Variabel

Pada dasarnya terdapat 3 variabel kebijakan fiskal yang umum digunakan yaitu pengeluaran (*spending*), penerimaan (*tax revenue*) dan defisit fiskal yang merupakan selisih antara penerimaan dan pengeluaran. Literatur yang ada umumnya tidak menyebutkan secara spesifik variabel mana yang lebih baik digunakan untuk analisis. Hal ini dikarenakan menurut Fu et al (2003), yang menyitir pendapat Levine dan Renelt (1992), tidak satupun dari ketiga variabel kebijakan fiskal tersebut yang terbukti *robust* mempengaruhi pertumbuhan ekonomi ketika digunakan secara terpisah. Penggunaan salah satu variabel saja diperkirakan tidak cukup untuk menangkap secara penuh *stance* kebijakan fiskal. Sebagai contoh peningkatan pengeluaran pemerintah dikategorikan ekspansif apabila ia dibiayai dengan peningkatan defisit. Namun sebaliknya juga dapat dikategorikan kontraktif apabila dibiayai dengan peningkatan pajak. Oleh karenanya disarankan penggunaan kombinasi variabel kebijakan fiskal dalam persamaan.

Penelitian ini menggunakan variabel-variabel dalam model yang digunakan oleh Perotti (2002) sebagaimana terdapat pada Tabel 1 dengan frekuensi data triwulanan sejak tahun 1990:Q1 hingga 2009:Q4. Seluruh data dinyatakan dalam logaritma. Fatas dan Mihov (2001) menyatakan bahwa kelima variabel di bawah ini adalah variabel makro minimal yang dibutuhkan untuk mempelajari dampak kebijakan fiskal.

Tabel 1.
Variabel Kebijakan Fiskal

| No. | Variabel | Keterangan Variabel | Cakupan Data | Sumber |
|-----|------------|--|---|--|
| 1 | LTSPNDRLSA | Total pengeluaran pemerintah riil (meliputi Pem. Pusat, kecuali pembayaran bunga utang, dan Pem. Daerah) dengan menghilangkan pengaruh siklikal. Nilai riil dilakukan dengan membagi nilai nominal | mencakup pengeluaran untuk Pemerintah Pusat dan Pemerintah Daerah. Pengeluaran Pemerintah Pusat excluding pembayaran bunga utang. | Departemen Statistik Ekonomi dan Moneter Bank Indonesia (DSM-BI) |
| 2 | LTAXRLSA | Total penerimaan pajak riil yang telah dengan weighted average government dihilangkan dari pengaruh siklikal. Nilai riil diperoleh dengan membagi nilai nominal dengan CPI. | | Departemen Statistik Ekonomi dan Moneter Bank Indonesia (DSM-BI) |
| 3 | LGDPRLSA | PDB riil yang telah dismoothing dari pengaruh siklikal | | Badan Pusat Statistik (BPS) |
| 4 | LCPI | Indeks Harga Konsumen | | Badan Pusat Statistik (BPS) |
| 5 | LDEP_3 | Suku bunga deposito berjangka 3 bulan | | Departemen Statistik Ekonomi dan Moneter Bank Indonesia (DSM-BI) |

Keterangan: Pemulusan data dari pengaruh siklikal dilakukan dengan menggunakan metode X11 dalam program E-Views

Terkait dengan variabel diskresi kebijakan fiskal, mengingat defisit APBN sepanjang 1970-2009 relatif terkendali di bawah 3% dari PDB, maka definisi kebijakan fiskal yang digunakan dalam penelitian ini adalah seberapa jauh deviasi pengeluaran pemerintah aktual dari yang direncanakan. Deviasi ini kemudian akan dilihat stasioneritasnya. Jika stasioner, maka berarti deviasi tersebut bersifat random sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat diskresi kebijakan fiskal.

Pengeluaran pemerintah merupakan total pengeluaran pemerintah yang tidak termasuk pembayaran bunga. Rencana pengeluaran pemerintah dikompilasi dari Nota Keuangan yang disusun setiap tahun anggaran. Sementara realisasi pengeluaran pemerintah berasal dari APBN yang telah ditetapkan oleh BPK (APBN-PAN) dengan periode sampel tahun 1990 hingga 2009. Jika pengukuran menunjukkan adanya diskresi kebijakan fiskal, maka penelitian akan dilanjutkan dengan melihat dampak diskresi kebijakan fiskal terhadap volatilitas output dan inflasi.

Secara ringkas, data yang dibutuhkan untuk menguji dampak diskresi kebijakan fiskal terhadap volatilitas output dan inflasi, ditunjukkan dalam tabel berikut.

| Tabel 2. Variabel Dampak Kebijakan Fiskal terhadap Volatilitas Output | | |
|--|--|---|
| Variabel | Keterangan | Sumber |
| VOL_Y | Volatilitas Output PDB: rata-rata bergerak standar deviasi 4 triwulanan | Diolah dari data BPS |
| DISK | Volatilitas diskresi fiskal: rata-rata standar deviasi 4 triwulanan | Diolah dari error persamaan diskresi fiskal |
| VOL_INFL | Volatilitas Inflasi IHK: rata-rata bergerak standar deviasi 4 triwulanan (sebagai variabel kontrol) | Diolah dari data BPS |
| VOL_WTV | Volatilitas volume perdagangan dunia: rata-rata standar deviasi 4 triwulanan (sebagai variabel kontrol) | Diolah dari data IFS, IMF |

| Tabel 3. Data yang Digunakan dalam Persamaan Volatilitas Inflasi | | |
|---|--|--|
| Variabel | Keterangan | Sumber |
| VOL_INFL | Volatilitas Inflasi: rata-rata bergerak standar deviasi 4 triwulanan | Diolah dari data BPS |
| DISK | Volatilitas diskresi fiskal: rata-rata standar deviasi 4 triwulanan | Diolah dari error persamaan diskresi fiskal |
| VOL_KURS | Volatilitas nilai tukar Rupiah/USD: rata-rata bergerak standar deviasi 4 triwulan (variabel kontrol) | Diolah dari data IFS, IMF |
| OUTGAP | <i>Output gap</i> | Hasil estimasi dari model SOFIE 2004 –Bank Indonesia |
| INFL | Inflasi | BPS |

3.2. Teknik Estimasi

Studi ini menggunakan dua teknik estimasi; (i) model Vector Error Correction Model (VECM) dan (ii) model regresi linear. Pendekatan pertama yakni VECM digunakan untuk menganalisis dampak kebijakan fiskal terhadap output dan inflasi, sementara pendekatan kedua digunakan untuk menganalisis dampak diskresi kebijakan fiskal terhadap volatilitas output dan inflasi.

VECM adalah model VAR yang dirancang untuk digunakan pada data series yang tidak stasioner dan diketahui memiliki hubungan kointegrasi. Dalam VECM terdapat spesifikasi hubungan kointegrasi yang membatasi perilaku jangka panjang dari variabel endogen dan eksogen agar konvergen terhadap hubungan kointegrasinya namun memungkinkan adanya penyesuaian dinamis dalam jangka pendek. Dalam kointegrasi dikenal istilah *error correction* karena deviasi terhadap keseimbangan jangka panjang secara bertahap dikoreksi melalui penyesuaian jangka pendek.

Persamaan VECM dikembangkan dari persamaan *unrestricted VAR* yang dapat ditulis sebagai

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^k A_1 Y_{t-1} + e_t \quad (5)$$

dimana Y_t adalah vektor dari variabel endogen ($ltspnrlsa, lttaxrlsa, lgdprlsa, lcpi$ dan $ldep_3$); A_0 adalah vector dari variabel eksogen yang berupa konstanta; A_1 adalah matriks koefisien untuk lag i^{th} yang berukuran $(k \times k)$; dan e_t adalah vektor dari error (residual).

Dengan menggunakan model standar VAR pada persamaan (5) maka akan dapat dihitung *structural innovation* ϵ_t dengan:

$$\epsilon_t = B e_t \quad (6)$$

Jika Y_t adalah vektor variabel endogen dengan k elemen dan $\sum \epsilon = E(\epsilon_t \epsilon_t')$, maka model SVAR dapat diestimasi sebagai berikut:

$$A \epsilon_t = B e_t \quad (7)$$

dimana ϵ_t dan e_t masing-masing adalah vektor k dari *observed residual* dan vektor k *unobserved structural innovation*. A dan B adalah matriks $(k \times k)$ yang akan diestimasi. Inovasi struktural e_t diasumsikan orthonormal sehingga *covarians* matriksnya adalah matriks identitas $E[e_t e_t']$. Dengan asumsi orthonormal tersebut maka jumlah restriksi yang diperlukan sebanyak $k(k+1)/2$ untuk menyelesaikan sebanyak $2k^2$ parameter yang tidak diketahui pada matriks

A dan B . Jadi matriks A adalah matriks *lower triangular* sedangkan matriks B adalah matriks diagonal.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & 1 & 0 \\ a_{n1} & a_{n2} & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad \text{dan} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{\dots} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{nn} \end{bmatrix} \quad (8)$$

Dari persamaan diatas, untuk mendapatkan model persamaan dari hubungan jangka panjang maka model VAR harus ditambahkan lag, sehingga persamaan VECM akan menjadi sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-1} + C^* D_t + u_t \quad (9)$$

dimana Y_t adalah $(k \times 1)$ vektor variabel endogen; α adalah *adjustment coefficient* yang mengukur tingkat kecepatan penyesuaian dari variabel endogen i terhadap jangka panjang; β adalah vektor kointegrasi; D_t adalah vektor dari *deterministic terms*; $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ adalah $(k \times k)$ matriks koefisien; C^* adalah matriks terkait dengan *term deterministic* yang digunakan dalam model seperti konstan, dengan trend atau *dummy seasonal*; dan u_t adalah *reduced form disturbance*.

Jika terdapat sejumlah rank $r \leq (k-1)$ vektor kointegrasi dalam matriks β maka hal ini menunjukkan bahwa sejumlah kolom $(k-r)$ dari bernilai nol. Oleh karenanya penentuan seberapa banyak $r \leq (k-1)$ vektor kointegrasi terdapat dalam β sama dengan menentukan berapa banyak kolom α yang bernilai nol.

Keberadaan kolom α yang bernilai nol menunjukkan bahwa vektor kointegrasi dalam matriks β tersebut tidak masalah jika tidak dimasukkan ke dalam model yang menentukan persamaan (6) tersebut diatas. Oleh karenanya tidak ada informasi yang hilang dengan tidak memodelkan persamaannya dan variabel dimaksud bersifat *weakly exogenous*.

Untuk pengujian menggunakan VECM, pada tahap awal seluruh variabel akan diuji stasionaritasnya untuk menentukan order integrasi. Selanjutnya penentuan jumlah lag optimal dilakukan menggunakan estimasi *unrestricted VARs*. Persamaan VECM akan diestimasi menggunakan prosedur Johansen's maximum likelihood untuk menentukan jumlah *cointegrating vector* dan membedakan antara hubungan jangka panjang dan dinamika jangka pendeknya. Selanjutnya akan dilakukan pengujian *serial correlation* menggunakan LM Test dan uji *heteroskedasticity* menggunakan White Test. Penelitian ini juga akan menganalisis

Impulse Response Function (IRF) untuk mempelajari dinamika akibat *shock* terhadap perilaku variabel-variabel yang diteliti.

Untuk analisis Impulse Response Function dalam penelitian ini menggunakan pendekatan Choleski Decomposition. Pemilihan urutan (ordering) kebijakan fiskal antara pengeluaran pemerintah (*spending*) dan pajak dalam persamaan SVAR dan VECM cukup sulit (Perotti, 2002). Salah satu alternatifnya adalah dengan melihat *robustness* dari dua alternatif urutan. Dalam penelitian ini pemilihan urutan dilakukan dengan uji Granger Causality. Dari hasil uji Granger (Tabel 4), dapat diketahui urutan variabel berdasarkan tingkat endogenitasnya adalah variabel pengeluaran pemerintah (*ltspndrlsa*) diikuti dengan pajak (*ltxrlsa*) dan output (*lgdprlsa*). Untuk selanjutnya urutan dari variabel tidak terlalu penting jika kita hanya melihat dampak dari kebijakan fiskal (Perotti, 2002).

| Tabel 4. | | | |
|---|------------|--------------------|--------------|
| Uji Granger Casualty | | | |
| Pairwise Granger Causality Tests | | | |
| Sample: 1990Q1 2009Q4 | | | |
| Lags: 4 | | | |
| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
| LTSPNDRSA does not Granger Cause LTTAXRL1SA | 76 | 1.4480 | 0.2280 |
| LTTAXRL1SA does not Granger Cause LTSPNDRSA | | 3.2748 | 0.0163 |
| LGDPRLSA does not Granger Cause LTTAXRL1SA | 76 | 3.3644 | 0.0143 |
| LTTAXRL1SA does not Granger Cause LGDPRLSA | | 1.1158 | 0.3565 |
| LGDPRLSA does not Granger Cause LTSPNDRSA | 76 | 0.6179 | 0.6513 |
| LTSPNDRSA does not Granger Cause LGDPRLSA | | 1.1515 | 0.3401 |

Sebagaimana disebutkan sebelumnya, pendekatan kedua yakni model regresi linear digunakan untuk melihat pengaruh diskresi kebijakan fiskal terhadap volatilitas output dan inflasi. Ini dilakukan dengan mengestimasi tiga varian persamaan, yaitu (i) persamaan *cyclically adjusted balance*; (ii) persamaan volatilitas output; dan (iii) persamaan volatilitas inflasi.

Terhadap volatilitas output, persamaan regresi diadopsi dari Fatas dan Mihov (2003) sebagaimana ditunjukkan dalam persamaan (10). Sementara terhadap volatilitas inflasi digunakan persamaan regresi yang diadopsi dari Rother (2004) yang ditunjukkan dalam persamaan (11). Pengukuran *inflation volatility* menggunakan *unconditional variability* dari laju inflasi. Metode ini didefinisikan sebagai deviasi dari laju inflasi bulanan dari rata-ratanya selama setahun. Data inflasi yang digunakan adalah inflasi IHK. Definisi volatilitas yang sama juga diterapkan terhadap kontrol variabel nilai tukar Rupiah.

$$Vol_Y_t = \alpha + \beta Disk_t + \gamma VariabelKontrol_t + v_t \quad (10)$$

$$Vol_Inf_t = \alpha + \beta Disk_t + \gamma VariabelKontrol_t + v_t \quad (11)$$

IV. HASIL DAN ANALISIS

Estimasi VECM dimulai dengan melakukan uji stasionaritas terhadap setiap variabel menggunakan Augmented Dickey Fuller (ADF) Test. Hasil uji stasionaritas sebagaimana terdapat pada Tabel 5. menunjukkan bahwa semua variabel tidak stasioner pada tingkat level. Oleh karena disimpulkan bahwa seluruh variabel berintegrasi pada order 1.

| No. | Variabel | level | | | first difference | | |
|-----|------------|--------|-------------------|--------|------------------|-------------------|--------|
| | | trend | trend + intercept | none | trend | trend + intercept | none |
| 1 | LTSPNDRLSA | 0.8527 | 0.2710 | 0.9630 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0001 |
| 2 | LTTAXRLSA | 0.8234 | 0.0122 | 0.9984 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 4 | LGDPRLSA | 0.6542 | 0.5224 | 1.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 5 | LCPI | 0.7784 | 0.7445 | 0.9990 | 0.0002 | 0.0010 | 0.0037 |
| 6 | LDEP3 | 0.0783 | 0.0089 | 0.3898 | 0.0014 | 0.0079 | 0.0001 |

Jumlah lag optimal untuk prosedur VAR berbeda untuk masing-masing kriteria (Lampiran-1). Kriteria Schwarz dan Hannah Quin menghasilkan jumlah lag optimal 2 sedangkan kriteria Akaike adalah 4. Dalam model ini penentuan lag optimal berdasarkan kriteria dari Akaike. Model VAR juga telah memenuhi kriteria kestabilan dimana seluruh nilai *inverse roots* karakteristik AR polinomialnya lebih kecil dari satu dan semuanya terletak di dalam *unit circle* (Lampiran-2)

Pengujian jumlah *cointegrating vectors* dilakukan menggunakan Tracedan Maximum Eigen Value Statistics (Lampiran 3). Hasil uji dilakukan dengan asumsi bahwa data memiliki trend linier dengan memasukkan konstansta pada *cointegrating equation* dan VAR. Hasil Trace Test dan Maximum Eigen Value menunjukkan adanya 1 (satu) *cointegrating equation*. Dalam penelitian ini akan diestimasi dampak dari pengeluaran pemerintah dan pajak terhadap output dan inflasi.

Dari tabel 6 dapat dilihat koefisien *speed of adjustment* dari variabel-variabel tersebut. Selanjutnya dilakukan pengujian *weak exogeneity* yang ekuivalen dengan pengujian koefisien *speed of adjustment* dari variabel adalah sama dengan nol. Dalam sistem yang terkointegrasi, jika variabel tidak merespon *discrepancy* terhadap hubungan jangka panjangnya, maka variabel tersebut dinyatakan *weakly exogeneous*. Dengan kata lain, tidak ada informasi yang hilang jika

variabel tersebut tidak dimodelkan, sehingga variabel dimaksud dapat dimasukkan ke sisi sebelah kanan dari persamaan VECM.

Pengujian koefisien *speed of adjustment* dilakukan dengan melakukan restriksi linier pada koefisien *speed of adjustment* dari variabel terhadap persamaan jangka panjang dari VECM. Pengujian restriksi ini menggunakan *likelihood ratio test* yang hasilnya dapat dilihat pada tabel 6. Variabel pengeluaran pemerintah (*Itspndrlsa*), pajak (*Ittaxrlsa*) dan *lcp* merupakan variabel eksogen karena p-valuenya lebih besar dari level signifikansi sebesar 5%. Namun demikian variabel *ldep3* masih dapat dinyatakan sebagai variabel exogen dengan level signifikansi sebesar 1%. Oleh karenanya dapat disimpulkan bahwa variabel lainnya kecuali output (*lgdprlsa*) bersifat *weakly exogeneous*.

| Tabel 6. Speed of Adjustment dan Test Weak Exogeneity | | | | | |
|--|----------|----------------|---------|---------------|--|
| Variabel | α | standard error | P-value | χ^2 Stat | |
| <i>Itspndrlsa</i> | -0.0363 | -0.198240 | 0.8596 | 0.0313 | |
| <i>Ittaxrlsa</i> | 0.2297 | -0.103990 *** | 0.0652 | 3.3993 | |
| <i>lgdprlsa</i> | -0.0832 | -0.025120 *** | 0.0034 | 8.5986 | |
| <i>lcp</i> | 0.0177 | -0.036310 | 0.6116 | 0.2578 | |
| <i>ldep3</i> | -0.2590 | -0.095830 *** | 0.0139 | 0.0139 | |

***/**/* significant at 1%/5%/10%

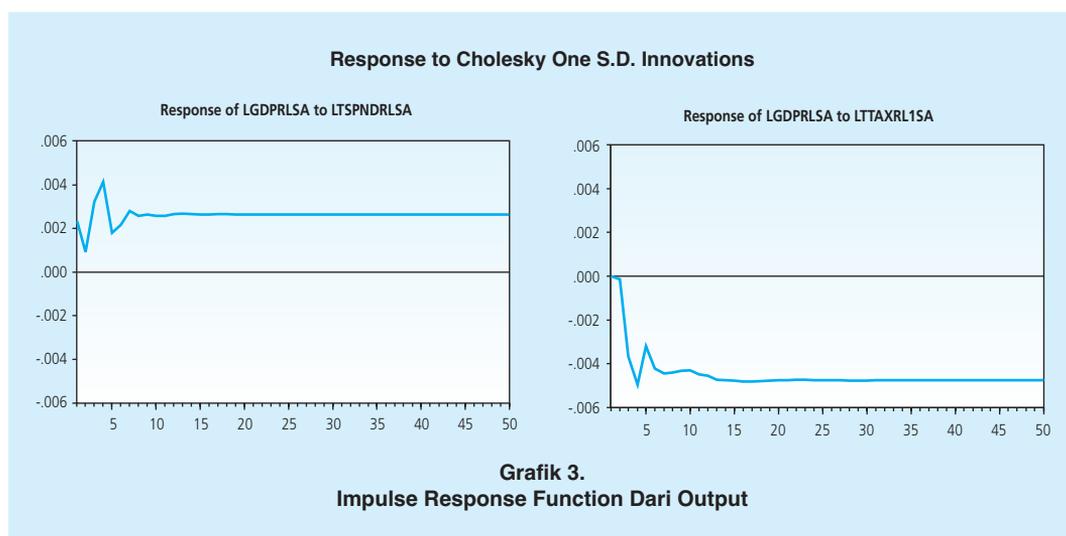
Hasil dari pengujian VECM menunjukkan bahwa variabel yang signifikan yang mempengaruhi output dalam jangka panjang adalah pajak, inflasi dan suku bunga (Tabel 7). Variabel inflasi dan suku bunga mempunyai tanda sesuai yang diharapkan dimana dalam jangka panjang peningkatan inflasi serta suku bunga dapat memperlambat output. Variabel pengeluaran pemerintah memiliki tanda sesuai yang diharapkan namun tidak signifikan. Di lain pihak pajak ternyata berdampak positif terhadap output dalam jangka panjang. Hal ini dapat berarti bahwa pendapatan pajak merupakan salah satu bagian terpenting dalam pembiayaan Pemerintah khususnya untuk pembangunan. Koefisien *error correction* untuk output (negatif dan signifikan yang mengindikasikan adanya penyesuaian terhadap ketidakstabilan yang terjadi dalam jangka pendek).

| Tabel 7. Hasil VECM dengan Restriksi pada Matriks α | | | | | |
|---|-------------------|------------------|------------|--------------|------------------|
| <i>lgdprlsa</i> | <i>Itspndrlsa</i> | <i>Ittaxrlsa</i> | <i>lcp</i> | <i>ldep3</i> | error correction |
| 1.0000 | 0.0073 | 1.0663 | -0.6616 | -0.4733 | -0.0534 |
| | [-0.02218] | [-2.18557] | [2.90109] | [3.24231] | [-4.23207] |

nilai dalam [] menunjukkan nilai T statistik

Uji residual terhadap hasil estimasi menggunakan VECM menunjukkan bahwa persamaan VECM lolos hasil uji residual. Hasil LM Test menunjukkan nilai *pvalue* 0,1074, sementara White Test menunjukkan nilai *p-value* 0.2699.

Untuk mengetahui pola penyesuaian jangka pendek dari variabel output terhadap *shock* dari variabel lainnya, maka dilakukan analisis Impulse Response Function (IRF). Analisis IRF dalam VECM menggunakan Cholesky Ordering yaitu (*LTPNDRLSA*, *LGDPRLSA*, *LTTAXRL1SA*, *LCPI*, *LDEP3*).



Grafik 3 menunjukkan bahwa *shock* positif pada variabel pengeluaran pemerintah memiliki dampak pada peningkatan output. *Shock* sebesar 1 standar deviasi berdampak segera terhadap kenaikan PDB sebesar 0,2% pada triwulan 1 dan meningkat hingga mencapai 0.4% pada triwulan 4. Respon ini kemudian menurun hingga mencapai kestabilan sebesar 0,26% di periode 8. Kenaikan pajak Pemerintah sebesar satu standar deviasi menurunkan output sebesar 0,5% pada triwulan 3. Respon ini cenderung melemah dan mencapai kestabilan pada 0,32% di periode ke-13.

Analisis *variance decomposition* sebagaimana yang terdapat pada tabel 8 menunjukkan bahwa *shock* pada variabel pengeluaran pemerintah lebih besar dalam menjelaskan perubahan variabel output dibandingkan dengan variabel pajak. Selebihnya fluktuasi pada output lebih banyak diterangkan oleh perubahan pada dirinya sendiri.

Hubungan yang positif antara pengeluaran pemerintah dengan output sejalan dengan teori dan beberapa studi empiris. Berdasarkan teori Keynes, kebijakan fiskal dapat menggerakkan perekonomian karena peningkatan pengeluaran pemerintah atau pemotongan pajak mempunyai efek multiplier dengan cara menstimulasi tambahan permintaan untuk barang konsumsi oleh rumah tangga. Hasil ini juga sesuai dengan penelitian oleh Blanchard dan Perotti

Tabel 8.
Variance Decomposition dari Output

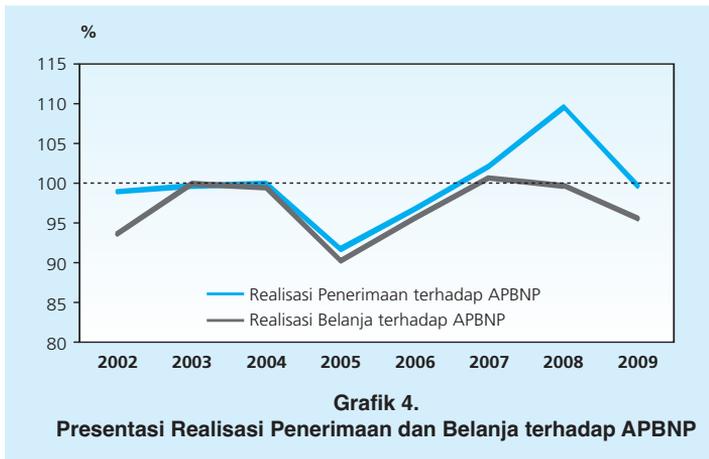
| Period | LTSPNDRLSA | LTTAXRL1SA | LGDPRLSA | LCPI | LDEP3 |
|--------|------------|------------|----------|----------|----------|
| 1 | 1.122516 | 0.628023 | 98.24946 | 0 | 0 |
| 2 | 0.601045 | 0.502419 | 85.85251 | 13.04203 | 0.002001 |
| 3 | 1.083895 | 0.660221 | 80.46457 | 13.18265 | 4.608668 |
| 4 | 1.488406 | 0.919723 | 74.63147 | 11.76303 | 11.19737 |
| 5 | 1.259247 | 0.796259 | 71.57523 | 11.34711 | 15.02216 |
| 6 | 1.146604 | 0.822631 | 70.06114 | 10.68735 | 17.28227 |
| 7 | 1.141854 | 0.868725 | 68.91182 | 10.27887 | 18.79873 |
| 8 | 1.107807 | 0.891281 | 67.74219 | 9.99521 | 20.26351 |
| 9 | 1.082622 | 0.896481 | 66.64153 | 9.858749 | 21.52062 |
| 10 | 1.054638 | 0.892624 | 65.86026 | 9.732827 | 22.45965 |
| 11 | 1.027818 | 0.896237 | 65.23625 | 9.64874 | 23.19096 |
| 12 | 1.010235 | 0.900159 | 64.62339 | 9.609131 | 23.85709 |
| 13 | 0.99542 | 0.914057 | 64.06173 | 9.555639 | 24.47315 |
| 14 | 0.980393 | 0.926245 | 63.56744 | 9.510754 | 25.01517 |
| 15 | 0.967562 | 0.937003 | 63.1533 | 9.46629 | 25.47584 |

(1999), Perotti (2002), Mountford dan Uhlig (2002), Kruscek (2003), Castro (2003) yang masing-masing menggunakan sampel negara US, negara OECD, Uni Eropa, Jerman serta Spanyol. Mereka menemukan bahwa *shock* positif pengeluaran pemerintah berdampak positif terhadap output. Hasil ini juga sejalan dengan penelitian oleh Schlarek (2005) yang menggunakan sampel negara berkembang serta aplikasi model makro untuk perekonomian Indonesia (SOFIE dan SEMAR) namun dengan derajat pengaruh terhadap output yang berbeda.

Dalam SOFIE, kenaikan pengeluaran pemerintah, baik dalam bentuk konsumsi maupun investasi, sebesar Rp10 triliun akan menaikkan PDB sebesar 0,3%. Sementara penambahan pengeluaran pemerintah untuk program infrastruktur sebesar Rp10,8 triliun akan menaikkan PDB sebesar 0,0512% di model SEMAR. Perbedaan pengaruh tersebut mungkin disebabkan oleh sifat kedua model tersebut yang berbeda, yaitu SOFIE yang bersifat dinamis, sementara SEMAR lebih bersifat statis.

Lebih dominannya pengaruh pengeluaran pemerintah terhadap PDB dibandingkan dengan pengaruh pajak dalam jangka pendek menunjukkan masih cukup efektifnya kebijakan ini untuk menstimulasi pertumbuhan ekonomi khususnya dalam masa resesi.

Terkait dengan temuan ini, upaya untuk meningkatkan penyerapan anggaran belanja menjadi penting. Realisasi anggaran belanja sepanjang 2002-2009 secara umum selalu berada di bawah APBNP yang ditetapkan, dengan pengecualian tahun 2007-2008. Dalam kondisi dimana realisasi penerimaan melewati rencana dan realisasi pengeluaran di bawah rencana, dikhawatirkan terjadi *over-taxation*, sehingga mengganggu tujuan untuk mendorong kegiatan ekonomi.



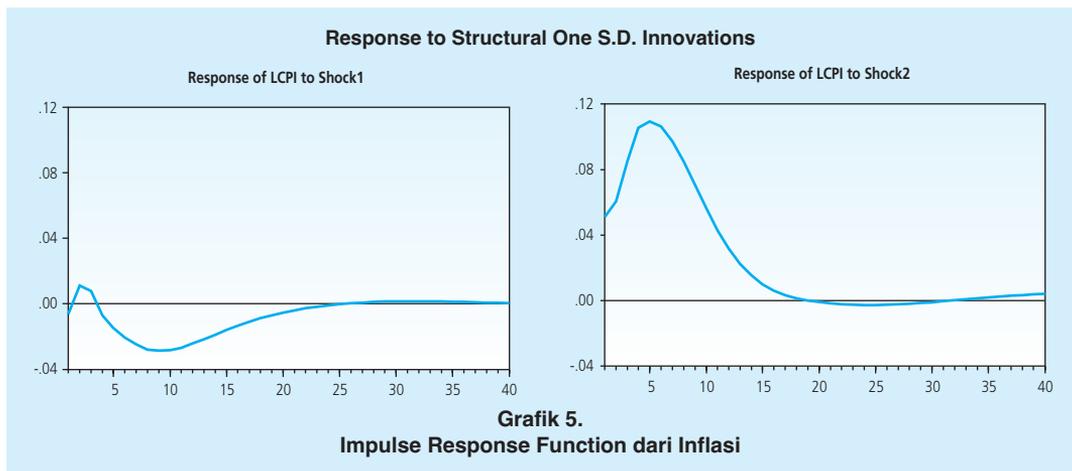
Hasil pengujian dengan metode yang sama untuk menganalisis pengaruh dari pengeluaran pemerintah dan pajak terhadap inflasi menunjukkan bahwa tidak terdapat hubungan kointegrasi antara inflasi dengan variabel kebijakan fiskal tersebut. Hal ini terlihat dari koefisien error correction dari inflasi yang tidak signifikan walaupun memiliki nilai yang negatif (Lampiran 4). Oleh karenanya untuk pengujian dampak terhadap inflasi akan digunakan pendekatan SVAR dengan melakukan restriksi di persamaan jangka panjang sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} 1 & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & 1 & \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & 1 & \dots & \dots \\ \gamma_{41} & \gamma_{42} & \dots & 1 & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ltspdelsa \\ lttaxrlsa \\ lgdprsla \\ lcp_i \\ ldep3 \end{bmatrix} \quad (11)$$

Setiap koefisien γ_{ij} menunjukkan *structural shock* dari variabel j kepada variabel i berdampak secara langsung. Matriks diagonal dinormalisasi menjadi 1 dan elemen yang tidak diisi direstriksi nilainya menjadi nol. Untuk selanjutnya pengujian *respons IRF* menggunakan *structural factorization*.

Pada prinsipnya, penggunaan metode SVAR menghendaki data yang stasioner. Namun mengingat penggunaan data dalam *first difference* untuk pengujian *responsIRF* menghasilkan pola yang sangat berisik, maka pengujian SVAR tetap menggunakan data dalam level. Penggunaan data level ini sebatas untuk melihat pola hubungan antara kebijakan fiskal dan inflasi dan tidak untuk melihat besarnya dampak *shock* diantara kedua variabel makroekonomi dimaksud.

Dari hasil *impulse response, shock* kenaikan pengeluaran pemerintah akan direspon dengan penurunan inflasi (panel kiri Grafik 5). *Shock* sebesar 1 standar deviasi akan



meningkatkan inflasi terlebih dahulu namun kemudian mengalami penurunan mulai triwulan ke empat. Pengaruhnya hilang setelah triwulan ke 22. Pengaruh negatif dari *shock* positif pengeluaran pemerintah sejalan dengan beberapa penelitian yaitu Fatas and Mihov [2003] and Mountford and Uhlig [2002], dimana pengeluaran pemerintah berdampak negatif terhadap inflasi.

Salah satu penjelasan dari turunnya inflasi akibat adanya *shock* pengeluaran pemerintah kemungkinan dapat dijelaskan oleh dampak multiplier dari pengeluaran investasi pemerintah (diantaranya infrastruktur) yang lebih besar dibandingkan pengeluaran rutin. Pengeluaran pemerintah untuk infrastruktur diperkirakan dapat memperbaiki distribusi barang dan jasa sehingga berkontribusi terhadap penurunan inflasi.

Sementara itu *shock* positif terhadap pajak akan meningkatkan inflasi (panel kanan Grafik 5). Temuan bahwa *shock* kenaikan pajak akan berdampak terhadap kenaikan inflasi ini kurang sejalan dengan tujuan kebijakan fiskal untuk mempengaruhi permintaan agregat. Kenaikan Pajak Pertambahan Nilai, misalnya, akan mempengaruhi keputusan konsumsi pelaku ekonomi, sehingga akan berdampak terhadap menurunnya tekanan inflasi (Wren Lewis (2002) dalam Hermawan dan Munro (2008). Salah satu argumen bagi temuan tersebut adalah peningkatan pajak kemungkinan dipandang sebagai kenaikan biaya produksi oleh produsen, sehingga menyebabkan kenaikan harga jual barang ke konsumen. Untuk menguatkan argumen ini, diperlukan kajian lebih lanjut tentang bagaimana pengaruh kenaikan pajak dalam pembentukan harga produsen. Argumen lainnya adalah bahwa inflasi lebih disebabkan oleh faktor di luar kebijakan fiskal, seperti *imported inflation*, output gap, kebijakan moneter, dan kebijakan struktural pemerintah, sehingga kenaikan pajak tidak berpengaruh terhadap inflasi.

Hasil uji *variance decomposition* menunjukkan bahwa inflasi (CPI) lebih banyak dijelaskan oleh perubahan pada variabel pajak dibandingkan pengeluaran pemerintah. Selebihnya fluktuasi pada inflasi lebih banyak diterangkan oleh perubahan pada dirinya sendiri dan perubahan pada output.

Tabel 9.
Variance Decomposition dari Inflasi

| Period | LTSPNDRLSA | LTTAXRL1SA | LGDPRLSA | LCPI | LDEP3 |
|--------|------------|------------|----------|---------|--------|
| 1 | 0.0086 | 0.1633 | 30.3594 | 69.4687 | 0.0000 |
| 2 | 0.0232 | 0.7683 | 44.5401 | 54.1220 | 0.5464 |
| 3 | 0.1209 | 1.1959 | 48.1340 | 49.4698 | 1.0795 |
| 4 | 0.3207 | 1.8523 | 47.3446 | 48.6620 | 1.8205 |
| 5 | 0.6261 | 2.3293 | 46.4992 | 47.9773 | 2.5681 |
| 6 | 0.8979 | 2.6025 | 45.4668 | 47.9937 | 3.0391 |
| 7 | 1.1390 | 2.7537 | 44.4498 | 48.3676 | 3.2899 |
| 8 | 1.3682 | 2.7958 | 43.5067 | 48.9493 | 3.3800 |
| 9 | 1.5294 | 2.7841 | 42.6642 | 49.6469 | 3.3754 |
| 10 | 1.6396 | 2.7450 | 41.9571 | 50.3287 | 3.3297 |
| 11 | 1.6986 | 2.7052 | 41.3920 | 50.9236 | 3.2807 |
| 12 | 1.7144 | 2.6795 | 40.9642 | 51.3889 | 3.2530 |
| 13 | 1.7083 | 2.6721 | 40.6506 | 51.7114 | 3.2576 |
| 14 | 1.6954 | 2.6799 | 40.4264 | 51.9024 | 3.2959 |
| 15 | 1.6899 | 2.6979 | 40.2640 | 51.9841 | 3.3641 |

Sementara itu, terkait dengan diskresi kebijakan fiskal, dengan menggunakan data pengeluaran pemerintah dengan rentang tahun 1990 sd 2009, maka diperoleh deviasi antara rencana awal yang disusun dengan realisasinya. Dalam grafik 4.3 berikut terlihat bahwa sebelum krisis 1997/98, deviasi pengeluaran pemerintah antara yang direncanakan dengan realisasinya relatif kecil. Pascakrisis ekonomi, perilaku deviasi tersebut cenderung membesar. Jika deviasi tersebut dihitung sebagai persentase dari rencana, maka sepanjang periode sampel standar deviasinya adalah 19,4%.

Pengujian stasioneritas terhadap deviasi pengeluaran ini menunjukkan deviasi tersebut adalah stasioner pada level. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa deviasi tersebut belum menunjukkan adanya diskresi kebijakan fiskal, sehingga pengujian untuk menguji dampaknya terhadap volatilitas output dan inflasi tidak perlu dilakukan.

Deviasi yang semakin tinggi pascakrisis ekonomi 1998 antara lain disebabkan oleh perekonomian Indonesia yang semakin terintegrasi dengan perekonomian global. Akibatnya, *shock* yang terjadi dalam perekonomian global dalam perjalanannya akan berpengaruh terhadap pencapaian asumsi makroekonomi yang digunakan dalam perencanaan anggaran. Kenaikan harga minyak bumi di luar asumsi yang ditetapkan, misalnya, seringkali memaksa pemerintah untuk meninjau kembali rencana pengeluaran pemerintah. Peninjauan terutama terkait dengan melonjaknya pengeluaran subsidi BBM dan transfer dana ke daerah. Penyesuaian pengeluaran pemerintah sejak krisis ekonomi 1998 menjadi tidak semudah periode sebelum krisis karena pemerintah berkomitmen untuk menurunkan rasio utangnya secara gradual dan menjaga defisit fiskal. Disamping itu, meningkatnya peran parlemen (DPR) dalam proses anggaran menyebabkan proses penyesuaian anggaran pemerintah menjadi tidak mudah.

V. KESIMPULAN

Studi ini memberikan beberapa kesimpulan penting. Dalam hal dampak kebijakan fiskal terhadap output dan inflasi, kesimpulan *pertama* studi ini adalah *shock* kenaikan pengeluaran pemerintah berdampak positif terhadap PDB sementara *shock* kenaikan pajak berdampak menurunkan PDB. Dampak positif dari pengeluaran pemerintah dan dampak negatif dari pajak terhadap PDB tersebut sejalan dengan teori Keynes tentang peran pemerintah dalam menggerakkan perekonomian serta sesuai dengan penelitian empiris di beberapa negara maju. *Kedua*, Lebih dominannya pengaruh pengeluaran pemerintah terhadap PDB dibandingkan dengan pajak menunjukkan masih cukup efektifnya kebijakan ini untuk menstimulasi pertumbuhan ekonomi khususnya dalam masa resesi dibandingkan dengan pajak. *Ketiga*, dampak *shock* pada pengeluaran pemerintah terhadap penurunan inflasi kemungkinan dapat dijelaskan oleh dampak multiplier dari pengeluaran pemerintah untuk investasi (diantaranya infrastruktur) yang lebih besar dibandingkan pengeluaran rutin. Pengeluaran pemerintah untuk infrastruktur diperkirakan dapat memperbaiki distribusi barang dan jasa sehingga berkontribusi terhadap penurunan inflasi. *Keempat*, dampak kenaikan inflasi akibat *shock* peningkatan pajak kemungkinan dipicu oleh peningkatan pajak yang dipandang sebagai peningkatan biaya produksi dan biaya penjualan kepada konsumen.

Dalam hal rencana dan realisasi pengeluaran pemerintah, dapat disimpulkan lebih lanjut, *pertama*, Sebelum terjadinya krisis ekonomi tahun 1997/98, deviasi pengeluaran pemerintah terhadap rencana, relatif lebih kecil dibandingkan dengan periode pascakrisis. Setelah periode tersebut, deviasi menjadi lebih besar yang antara lain diduga karena perekonomian Indonesia lebih terintegrasi dengan perekonomian global, sehingga mempengaruhi realisasi pengeluaran pemerintah. *Kedua*, deviasi sepanjang kurun waktu periode sampel (1990 – 2009) tidak menunjukkan adanya perbedaan yang signifikan, sehingga dapat disimpulkan bahwa sepanjang periode tersebut tidak terdapat diskresi kebijakan fiskal.

Enam kesimpulan di atas memiliki implikasi kebijakan yang jelas. Dengan mempertimbangkan dampak positif dari kenaikan pengeluaran pemerintah terhadap PDB disarankan agar tingkat penyerapan anggaran diupayakan sesuai dengan rencana pengeluaran dalam APBNP. Penyerapan anggaran perlu dioptimalkan mengingat realisasi penerimaan dapat melebihi rencananya, sehingga dikhawatirkan terjadi *over-taxation* terhadap perekonomian. Dalam hal akademik, studi ini menyarankan penyempurnaan model pengujian untuk melihat dampak kebijakan fiskal terhadap inflasi. Salah satunya adalah dengan menyertakan elastisitas dari pengeluaran dan pajak terhadap inflasi dalam penyusunan model.

DAFTAR PUSTAKA

- Akitoby, B. et al., 2004, "The Cyclical and Long-term Behavior of Government Expenditures in Developing Countries", IMF Working Paper, WP/04/02.
- Baldacci, E., 2009, "Neither Sailing Against the Wind, Nor Going with the Flow: Cyclical Policy of Fiskal Policy in Indonesia, IMF Country Report No. 09/231."
- Blanchard, O.J., 1990, "Suggestions for a New Set of Fiskal Indicators", OECD Economics Department Working Papers, No.79, OECD Publishing.
- Castro, Francisco De, 2003, "The Macroeconomic Effects of Fiskal Policy in Spain", Banco de Espana Working Paper No. 0311
- Chalk, Nigel A., 2002, "Structural Balances and All That: Which Indicators to Use in Assessing Fiskal Policy", IMF Working Paper, WP/02/101.
- Fatas, Antonio & Ilian Mihov, 2003, "The Case for Restricting Fiskal Policy Discretion", INSEAD and CEPR.
- Fu, Dong et al., 2003, "Fiskal Policy and Growth", Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper No. 0301
- Hemming, R., M. Kell & S. Mahfouz, 2002, "The Effectiveness of Fiskal Policy in Stimulating Economic Activity—Review of the Literature", IMF Working Paper, WP/02/208.
- Hermawan, D. & Anella Munro, May 2008, "Monetary-Fiskal Interaction in Indonesia", Asian Office Research Paper, Bank for International Settlement.
- Judson, Ruth & Athanasios Orphanides, 1999, "Inflation, Volatility and Growth", International Finance, Vol. 2 No.1.
- Krusec, Dejan, 2003, "The Effects of Fiskal Policy on Output in A Structural VEC Model Framework: The Case of Four EMU and Four Non-EMU OECD Countries".
- Lendvai, Julia, 2007, "The Impact of Fiskal Policy in Hungary", ECFIN Country Focus, Volume 4 Issue 11
- Mountford, Andrew & Uhlig, Harald, 2008, "What Are The Effects of Fiskal Policy Shock", National Bureau of Economic Research Working Paper 1551
- Perotti, Roberto, 2002, "Estimating The Effects of Fiskal Policy in OECD Countries", European Central Bank Working Paper No. 168.
- Rother, Philipp C., 2004, "Fiskal Policy and Inflation Volatility", European Central Bank Working Paper, No. 317.
- Shaheen, Rozina & Turner, Paul, 2009, "Measuring The Dynamic Effects of Fiskal Policy Shocks in Pakistan", <http://www.pide.org.pk/psde/25/pdf/Day3/Rozina%20Shaheen.pdf>

Lampiran 1. Pemilihan Lag Optimal

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LTSPNDRLSA LGDPRLSA LTTAXRLSA LCPI LDEP3

Exogenous variables: C

Sample: 1990Q1 2009Q4

Included observations: 73

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 57.0542 | NA | 0.0000 | -1.4261 | -1.2693 | -1.3636 |
| 1 | 434.4097 | 692.6800 | 0.0000 | -11.0797 | -10.1384 | -10.7046 |
| 2 | 488.1510 | 91.2866 | 0.0000 | -11.8672 | -10.14146* | -11.1794 |
| 3 | 522.7159 | 53.9780 | 0.0000 | -12.1292 | -9.6191 | -11.1289 |
| 4 | 562.4445 | 56.59970* | 2.70e-12* | -12.53273* | -9.2382 | -11.21981* |
| 5 | 585.2919 | 29.4200 | 0.0000 | -12.4738 | -8.3949 | -10.8482 |
| 6 | 612.2406 | 31.0095 | 0.0000 | -12.5271 | -7.6638 | -10.5890 |
| 7 | 627.5594 | 15.5286 | 0.0000 | -12.2619 | -6.6142 | -10.0112 |

* indicates lag order selected by the criterion

Lampiran 2. Uji Stabilitas Model

Roots of Characteristic Polynomial

Endogenous variables: LTSPNDRLSA LGDPRLSA LTTAXRL1SA LCPI LDEP3

Exogenous variables: C

Lag specification: 1 4

Date: 04/03/12 Time: 17:12

| Root | Modulus |
|-----------------------|----------|
| 0.994155 | 0.994155 |
| 0.917443 - 0.122319i | 0.925561 |
| 0.917443 + 0.122319i | 0.925561 |
| 0.742630 - 0.256660i | 0.785732 |
| 0.742630 + 0.256660i | 0.785732 |
| -0.492782 + 0.589932i | 0.768670 |
| -0.492782 - 0.589932i | 0.768670 |
| -0.616799 + 0.352775i | 0.710557 |
| -0.616799 - 0.352775i | 0.710557 |
| 0.558647 - 0.400280i | 0.687249 |
| 0.558647 + 0.400280i | 0.687249 |
| 0.156244 + 0.668743i | 0.686753 |
| 0.156244 - 0.668743i | 0.686753 |
| -0.226525 + 0.603912i | 0.644999 |
| -0.226525 - 0.603912i | 0.644999 |
| 0.450115 + 0.441664i | 0.630611 |
| 0.450115 - 0.441664i | 0.630611 |
| -0.609034 - 0.095091i | 0.616413 |
| -0.609034 + 0.095091i | 0.616413 |
| 0.206423 | 0.206423 |

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Lampiran 3. Pengujian Kointegrasi

Date: 04/10/12 Time: 16:54

Sample (adjusted): 1991Q2 2009Q4

Included observations: 75 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LTSPNDRLSA LTTAXRL1SA LGDPRLSA LCPI LDEP3

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.365944 | 72.79943 | 69.81889 | 0.0284 |
| At most 1 | 0.206186 | 38.62804 | 47.85613 | 0.2753 |
| At most 2 | 0.135779 | 21.31011 | 29.79707 | 0.3386 |
| At most 3 | 0.09481 | 10.36561 | 15.49471 | 0.2536 |
| At most 4 | 0.037862 | 2.894787 | 3.841466 | 0.0889 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.365944 | 34.17138 | 33.87687 | 0.0461 |
| At most 1 | 0.206186 | 17.31793 | 27.58434 | 0.5527 |
| At most 2 | 0.135779 | 10.9445 | 21.13162 | 0.6529 |
| At most 3 | 0.09481 | 7.470822 | 14.2646 | 0.435 |
| At most 4 | 0.037862 | 2.894787 | 3.841466 | 0.0889 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Lampiran 4. Hasil Estimasi Model VECM

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
|-------------------|---------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LTSPNDRLSA(-1) | 0.350446 (0.33155) [1.05698] | | LCPI(-1) | 1.000000 | |
| LTTAXRLSA(-1) | -2.404.557 (0.44469) [-5.40730] | | LDEP3(-1) | 0.296498 (0.15357) [1.93065] | |
| LGDPRLSA(-1) | 1.814859 (0.55448) [3.27308] | | C | -1.649.441 | |
| Error Correction: | D(LTSPNDRLSA) | D(LTTAXRLSA) | D(LGDPRLSA) | D(LCPI) | D(LDEP3) |
| CointEq1 | -0.016469 (0.10942) [-0.15052] | 0.129543 (0.05716) [2.26644] | -0.046010 (0.01387) [-3.31696] | 0.009857 (0.02006) [0.49141] | -0.141450 (0.05288) [-2.67506] |
| D(LTSPNDRLSA(-1)) | -1.094.965 (0.12800) [-8.55411] | -0.229310 (0.06687) [-3.42938] | 0.002683 (0.01623) [0.16536] | -0.001967 (0.02347) [-0.08384] | 0.037956 (0.06186) [0.61358] |
| D(LTSPNDRLSA(-2)) | -0.734586 (0.16471) [-4.45979] | -0.235978 (0.08604) [-2.74260] | 0.013071 (0.02088) [0.62598] | -0.004100 (0.03019) [-0.13579] | 0.038420 (0.07960) [0.48267] |
| D(LTSPNDRLSA(-3)) | -0.280343 (0.12662) [-2.21404] | -0.105123 (0.06614) [-1.58931] | 0.018449 (0.01605) [1.14936] | -0.010099 (0.02321) [-0.43506] | 0.036076 (0.06119) [0.58956] |
| D(LTTAXRLSA(-1)) | -0.249298 (0.29948) [-0.83244] | -0.558809 (0.15644) [-3.57202] | -0.086878 (0.03797) [-2.28833] | 0.022489 (0.05490) [0.40963] | -0.305089 (0.14473) [-2.10803] |
| D(LTTAXRLSA(-2)) | 0.147637 (0.30229) [0.48839] | -0.147280 (0.15791) [-0.93268] | -0.081589 (0.03832) [-2.12900] | 0.005455 (0.05542) [0.09843] | -0.021043 (0.14609) [-0.14404] |
| D(LTTAXRLSA(-3)) | 0.416239 (0.22839) [1.82250] | 0.085310 (0.11930) [0.71506] | -0.065152 (0.02895) [-2.25023] | 0.020237 (0.04187) [0.48335] | 0.017948 (0.11037) [0.16261] |
| D(LGDPRLSA(-1)) | 0.108064 (1.09061) [0.09909] | 1.461107 (0.56971) [2.56465] | -0.263857 (0.13826) [-1.90842] | -0.421717 (0.19993) [-2.10935] | 0.237213 (0.52705) [0.45007] |
| D(LGDPRLSA(-2)) | 0.355318 (1.16903) [0.30394] | 0.957606 (0.61067) [1.56812] | -0.207556 (0.14820) [-1.40051] | -0.275601 (0.21430) [-1.28604] | -0.489015 (0.56495) [-0.86560] |
| D(LGDPRLSA(-3)) | -0.200920 (1.14284) [-0.17581] | 1.591497 (0.59699) [2.66587] | 0.061318 (0.14488) [0.42323] | 0.090706 (0.20950) [0.43297] | 0.101873 (0.55229) [0.18446] |
| D(LCPI(-1)) | 0.016755 (0.79316) [0.02112] | 0.529491 (0.41433) [1.27795] | -0.363295 (0.10055) [-3.61304] | 0.212835 (0.14540) [1.46379] | 1.667080 (0.38331) [4.34921] |
| D(LCPI(-2)) | -0.180686 (0.94055) [-0.19211] | 0.017076 (0.49132) [0.03476] | 0.132116 (0.11924) [1.10803] | 0.125574 (0.17242) [0.72831] | -0.731970 (0.45453) [-1.61038] |
| D(LCPI(-3)) | -0.312651 (0.89440) [-0.34957] | -0.242254 (0.46721) [-0.51851] | 0.264951 (0.11338) [2.33675] | -0.357680 (0.16396) [-2.18154] | 0.104051 (0.43223) [0.24073] |
| D(LDEP3(-1)) | 0.023586 (0.27414) [0.08604] | 0.111538 (0.14321) [0.77886] | 0.016343 (0.03475) [0.47026] | 0.028199 (0.05026) [0.56112] | 0.678171 (0.13248) [5.11890] |

Lampiran 4. Hasil Estimasi Model VECM (Lanjutan)

| Error Correction: | D(LTSPNDRLSA) | D(LTTAXRLSA) | D(LGDPRLSA) | D(LCPI) | D(LDEP3) |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.016469 | 0.129543 | -0.046010 | 0.009857 | -0.141450 |
| D(LDEP3(-2)) | -0.251268 (0.31699) [-0.79267] | -0.286280 (0.16559) [-1.72888] | -0.082208 (0.04019) [-2.04572] | 0.078772 (0.05811) [1.35559] | -0.310979 (0.15319) [-2.03003] |
| D(LDEP3(-3)) | 0.354824 (0.23332) [1.52076] | -0.081816 (0.12188) [-0.67128] | 0.004288 (0.02958) [0.14497] | -0.025682 (0.04277) [-0.60045] | 0.022870 (0.11276) [0.20283] |
| C | 0.035649 (0.07047) [0.50586] | -0.025044 (0.03681) [-0.68031] | 0.020819 (0.00893) [2.33035] | 0.034647 (0.01292) [2.68195] | -0.029616 (0.03406) [-0.86961] |
| R-squared | 0.694138 | 0.644135 | 0.379310 | 0.418202 | 0.699933 |
| Adj. R-squared | 0.611192 | 0.547629 | 0.210987 | 0.260427 | 0.618560 |
| Sum sq. resids | 1.835392 | 0.500834 | 0.029497 | 0.061678 | 0.428642 |
| S.E. equation | 0.176376 | 0.092134 | 0.022360 | 0.032333 | 0.085236 |
| F-statistic | 8.368591 | 6.674573 | 2.253465 | 2.650614 | 8.601442 |
| Log likelihood | 33.65273 | 83.00481 | 190.6203 | 162.5899 | 88.91959 |
| Akaike AIC | -0.438230 | -1.736.969 | -4.568.956 | -3.831.314 | -1.892.621 |
| Schwarz SC | 0.083119 | -1.215.620 | -4.047.608 | -3.309.966 | -1.371.273 |
| Mean dependent | 0.012482 | 0.018624 | 0.012903 | 0.026216 | -0.012755 |
| S.D. dependent | 0.282860 | 0.136985 | 0.025172 | 0.037597 | 0.138009 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | | | 5.45E-13 | |
| Determinant resid covariance | | | | 1.54E-13 | |
| Log likelihood | | | | 581.9836 | |
| Akaike information criterion | | | | -1.294.694 | |
| Schwarz criterion | | | | -1.018.686 | |
| Included observations: 76 after adjustments, Standard errors in () & t-statistics in []. Sample (adjusted) covers 1991Q1 2009Q4 with Cointegration Restrictions: B(1,4)=1, Convergence achieved after 1 iterations. Restrictions identify all cointegrating vectors and are not binding (LR test not available) | | | | | |

Halaman ini sengaja dikosongkan

SURVEY MEASURES OF INFLATION EXPECTATION

Endy Dwi Tjahjono
Harmanta
*Nur M. Adhi Purwato*¹

Abstract

The research objective was to analyze various survey measures of inflation expectation in Indonesia. We found that the heterogeneity of inflation expectation among economic agents and professional forecasters for short forecast horizon is very low. Survey measures of inflation expectation appear to be forward looking, but only for relatively short horizon. Although the magnitude and length vary across measures of inflation expectation, we find that shock to inflation expectation significantly affect the dynamics of the actual inflation rate. Based on the accuracy, the effect on actual inflation and directional information that they have in predicting current and future inflation, inflation expectation from Consensus Forecast outperformed the others.

Keywords: Inflation expectation, Vector Auto Regression, balanced score.

JEL Classification: C42, E31.

¹ EndyDwi Tjahjono (endydt@bi.go.id), Harmanta (harmanta@bi.go.id), and Nur M. Adhi Purwato (adhipd@bi.go.id) are researchers in BRE-DKM Bank Indonesia and are responsible for the results and opinions presented in this paper. We would like to express our gratitude to Mr. Perry Warjiyo, Mr. Iskandar Simorangkir, and other researchers in BRE-DKM that have made contributions in this research.

I. PENDAHULUAN

Peran ekspektasi inflasi dalam menentukan tingkat inflasi telah diakui sebagai sebuah premis penting di negara yang menganut framework kebijakan Inflation Targeting. Sebuah penelitian terbaru di Indonesia yang dilakukan oleh Alamsyah (2008), menunjukkan bahwa setelah melalui masa krisis (2000-2007) inflasi di Indonesia telah berubah dari *backward* ke *forward looking*. Penemuan ini sejalan dengan Harmanta (2009) yang menyimpulkan bahwa terdapat peningkatan kredibilitas bank sentral setelah diterapkannya Kerangka Kerja Inflation Targeting secara penuh (kuartal ketiga tahun 2005), yang membuat formasi inflasi menjadi lebih *forward looking*. Selain itu, menurut Gnan, dkk. (2009), ekspektasi inflasi rendah yang telah dipatok dengan baik secara luas, merupakan indikator penting kredibilitas bank sentral atas komitmennya terhadap stabilitas harga. Argumen ini menekankan pentingnya pengukuran inflasi sebagai informasi penting yang dibutuhkan Bank Indonesia selaku otoritas moneter.

Secara umum, terdapat tiga cara yang dapat digunakan untuk mengukur ekspektasi inflasi. Pertama, melakukan survei kepada pelaku ekonomi, kedua, survei diantara *forecaster* ekonomi profesional, dan ketiga, berdasarkan informasi pasar uang. Perhitungan ekspektasi inflasi melalui informasi pasar uang telah banyak dilakukan oleh para peneliti di Bank Indonesia. Laksmono, dkk. (2000) mencoba memperoleh ekspektasi inflasi dari suku bunga nominal deposito. Sayangnya, para peneliti percaya bahwa model tersebut tidak memadai dan tidak dapat digunakan untuk mengukur tingkat ekspektasi inflasi. Menurut mereka, hal ini disebabkan oleh pengaruh inflasi yang tidak signifikan dalam menentukan suku bunga deposito. Wuryandani (2001) menggunakan metode SVAR berdasarkan persamaan Fisher untuk mengekstraksi ekspektasi inflasi melalui suku bunga nominal deposito. Berdasarkan penelitian yang dilakukan Wuryandani, dkk. (2003), pengukuran ini kurang unggul dibandingkan dengan pengukuran ekspektasi inflasi SKDU yang memiliki kelebihan dalam memperkirakan inflasi di masa depan. Penelitian terbaru untuk memperoleh ekspektasi inflasi melalui informasi pasar uang dilakukan oleh Kurniati dan Sahminan (2008). Dalam penelitian ini, ekspektasi inflasi diekstraksi dari imbal hasil (yield) Surat Utang Negara (SUN). Anwar dan Chawwa (2008) menemukan bahwa metode ini juga kurang memadai untuk menghitung ekspektasi inflasi karena imbal hasil SUN lebih banyak dipengaruhi oleh perubahan suku bunga kebijakan dan persepsi pasar mengenai kondisi fiskal.

Dalam penelitian ini kita akan berfokus pada dua metode pertama untuk mengukur ekspektasi inflasi, yaitu survei antara pelaku ekonomi dan *professional forecaster*. Sejumlah studi di negara maju menemukan bahwa ekspektasi inflasi para pelaku ekonomi bersifat heterogen. Selain itu, Gnan, dkk. (2009) berpendapat bahwa ekspektasi inflasi lintas sektor atau lintas para pelaku, dapat saling mempengaruhi. Menganalisa survei pengukuran ekspektasi inflasi memungkinkan kita untuk menguji dua hipotesis sebelumnya yang telah terbukti secara empiris di negara-negara maju.

Untuk lebih tepatnya, ada 4 pertanyaan penelitian empiris yang coba dijawab, (i) apakah terdapat variasi antara ekspektasi inflasi dari pelaku ekonomi yang berbeda dan apakah ada spillover ekspektasi inflasi lintas pelaku ekonomi?, (ii) apakah survei pengukuran ekspektasi inflasi berhubungan dengan masa lalu, saat ini, atau di masa depan?, (iii) apakah survei pengukuran ekspektasi inflasi mempengaruhi inflasi aktual and seberapa penting guncangan ekspektasi inflasi terhadap dinamika inflasi aktual? Dan (iv) Apakah data survei memberikan informasi arah pergerakan yang berguna untuk tingkat inflasi saat ini dan di masa depan? Selain itu, kita juga akan melihat apakah survei pengukuran ekspektasi inflasi yang tersedia cukup memenuhi tujuan kebijakan moneter, yang berkenaan dengan bervariasinya pelaku ekonomi dan ketersediaan *term structure* dari ekspektasi inflasi .

Bagian kedua dari paper ini menganalisa literatur teoritis dan empiris, dan bagian ketiga akan menjelaskan metodologi yang digunakan. Hasil dan analisa akan disajikan pada bab empat, sementara kesimpulan akan menutup paper ini.

II. TEORI

2.1 *New Keynesian Philips Curve*

Pada akhir tahun 1950an, A.W. Philips mencatat hubungan statistik antara upah, inflasi dan pengangguran di Inggris. Hubungan ini juga ditemukan pada inflasi harga dan kegiatan ekonomi lainnya (Whelan, 2005). Hubungan statistik ini dikenal luas sebagai Kurva Phillips yang pada dasarnya mengatakan bahwa terdapat hubungan terbalik antara inflasi dan tingkat pengangguran. Pada tahun 1968, Milton Friedman mengkritik Kurva Phillips dalam kaitannya dengan perlakuan terhadap ekspektasi inflasi. Selain itu, stagflasi yang merupakan kombinasi antara tingginya tingkat inflasi dan pengangguran pada tahun 1970an tampaknya mendukung kritik Friedman terhadap Kurva Phillips.

Ekonom Keynesian menanggapi kritik ini dan berusaha untuk membangun model yang menggabungkan ekspektasi rasional dan memberikan justifikasi mikroekonomi agar kebijakan moneter memiliki setidaknya efek jangka pendek. Mereka menghasilkan asumsi *sticky price* yang memungkinkan kondisi dimana tidak semua pasar melakukan kliring sekaligus, dan output agregat terkadang lebih rendah dibandingkan ketika harga dapat berubah secara fleksibel. Salah satu versi perumusan *sticky price* yang banyak dikenal adalah *Calvo Pricing*. Whelan (2005) berpendapat bahwa walaupun perumusan ini bukanlah yang paling realistis, namun dapat memberikan analisa yang mudah dipahami, dan memiliki implikasi yang sangat mirip dengan perumusan lain yang lebih realistis tetapi lebih rumit. Calvo mengasumsikan bahwa dalam setiap periode, hanya sejumlah fraksi random perusahaan ($1 - \theta$) yang mampu mengatur ulang harga mereka saat perusahaan lain menjaga harga mereka tidak berubah. Jika perusahaan merubah harga, mereka harus memperhitungkan bahwa harga tersebut kemungkinan akan tetap untuk beberapa periode ke depan. Sebuah perusahaan menetapkan harga (z_t) untuk meminimalkan fungsi kerugian berikut ini:

$$L(z_t) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t(z_t - p_{t+k}^*)^2 \quad (1)$$

Dimana $\beta < 1$ merupakan faktor diskon, dan p_{t+k}^* merupakan harga optimal yang ditetapkan perusahaan selama periode $t+k$ dalam kondisi tidak adanya kekakuan harga.

Penurunan fungsi kerugian terhadap z_t akan menghasilkan persamaan penetapan ulang harga yang optimal sebagai berikut:

$$z_t = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t(\mu + mc_{t+k}) \quad (2)$$

Persamaan ini dicapai dengan asumsi bahwa harga optimal merupakan *mark-up* yang konstan di atas biaya marjinal:

$$p_t^* = \mu + mc_t \quad (3)$$

Agregat tingkat harganya:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)z_t \quad (4)$$

Dengan menjabarkan tingkat inflasi: $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, maka dapat disimpulkan menjadi:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} (\mu + mc_t - p_t) \quad (5)$$

Rumus di atas adalah Kurva Keynesian Phillips Baru (NKPC) di mana inflasi merupakan fungsi dari ekspektasi inflasi periode selanjutnya dan biaya marjinal riil ($mc_t - p_t$).

Pada kenyataannya, kita tidak dapat mengamati biaya marjinal riil. Karena biaya marjinal merupakan biaya pro-siklikal, banyak peneliti menggunakan output gap (y_t) dalam persamaan NKPC, maka persamaannya menjadi:

$$\pi_t = \beta E\pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} y_t \quad (6)$$

Gali dan Gertler menawarkan versi "hybrid" NKPC, selain asumsi sama yang telah disebutkan sebelumnya, lebih lanjut juga mengasumsikan bahwa hanya sebagian kecil dari perusahaan yang menetapkan harga yang dipengaruhi oleh inflasi periode sebelumnya (Whelan, 2005). Ide ini didasarkan pada kinerja empiris model NKPC yang tidak maksimal, serta upaya menggabungkan keyakinan para ekonom bahwa tingkat inflasi saat ini adalah fungsi dari nilai-nilai masa lalunya. NKPC "hybrid" dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$\pi_t = \lambda_b \pi_{t-1} + \lambda_f E \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} y_t \quad (7)$$

2.2 Kriteria Informasi Ekspektasi Inflasi yang dibutuhkan oleh Otoritas Moneter

Sejumlah studi empiris menemukan bahwa sifat pelaku ekonomi dalam membentuk ekspektasi inflasi mereka, bersifat heterogen. Pelaku-pelaku ekonomi atau sektor-sektor ekonomi mungkin berbeda dalam membentuk ekspektasi inflasi yang dapat menghasilkan perbedaan ekspektasi inflasi secara terus-menerus. Mankiw (2003) menyatakan bahwa heterogenitas ekspektasi inflasi sangat berbeda dari waktu ke waktu, dan akan bergerak seiring dengan inflasi, variabilitas inflasi dan variabilitas harga relatif.

Dari sudut pandang bank sentral, tujuan pemantauan ekspektasi inflasi adalah untuk memperoleh indikasi-indikasi kredibilitas komitmen bank sentral dalam menjaga stabilitas harga, dan mengumpulkan informasi dinamika harga di masa depan. Tergantung dari tujuannya, jenis pelaku-pelaku ekonomi yang ekspektasi inflasinya diawasi, dapat berbeda-beda (Gnan, 2009). Gnan juga menyatakan bahwa otoritas moneter secara bersamaan harus mengawasi ekspektasi inflasi dari berbagai sektor dan pelaku ekonomi (rumah tangga, penentu upah, penentu harga, pasar keuangan dan *professional forecaster*) karena:

1. Respon kebijakan moneter yang tepat dapat berbeda tergantung pada sektor mana sebuah ekspektasi berasal
2. Bank sentral harus memantau kredibilitasnya pada berbagai pelaku-pelaku atau sektor-sektor ekonomi
3. Ekspektasi Inflasi di berbagai pelaku atau sektor ekonomi dapat berpengaruh satu sama lain

Dalam kebanyakan model ekonomi, kebijakan moneter menunjukkan efek inflasi terkuat dalam dua sampai tiga tahun (data di Inggris dan AS). Menurut Gnan (2009), ekspektasi inflasi hingga 12 bulan ke depan kurang lebih berbicara tentang efek tingkat harga ketimbang kredibilitas kebijakan moneter itu sendiri. Sebaliknya, Landau (2009) berpendapat bahwa kebijakan moneter dan komunikasi terkait harus mempertimbangkan ekspektasi inflasi secara bersamaan dalam berbagai rentang waktu dan tidak hanya bertumpu pada ekspektasi inflasi jangka panjang. Penelitian yang dilakukan oleh Dewati, Suryaningsih dan Chawwa (2009) menyimpulkan bahwa guncangan dalam bentuk peningkatan suku bunga riil SBI akan direspon dengan penurunan inflasi pada kuartal mendatang hingga 4 kuartal berikutnya, dengan efek terbesar di dua kuartal pertama. Di sinilah dapat disimpulkan, untuk kasus Indonesia, diharapkan Bank Indonesia memiliki struktur informasi berjangka terhadap dinamika perkembangan ekspektasi inflasi untuk 1 sampai 4 kuartal berikutnya.

III. METODOLOGI

Untuk menganalisis perilaku data survei (heterogenitas dan *spillovers* antar indikator yang berbeda) dan korelasinya dengan inflasi aktual, kita menggunakan analisis grafis, analisis korelasi dan uji kausalitas *granger*. Untuk menguji apakah pengukuran survei ekspektasi inflasi memiliki efek pada dinamika inflasi aktual, kita menggunakan analisis VAR (*Vector Auto Regression*). Untuk menganalisa potensi informasi tentang arah pergerakan survei ekspektasi inflasi dalam memprediksi tingkat inflasi saat ini dan masa depan, kita membandingkan kekuatan prediktif tambahan dari model inflasi sederhana jika kita menambahkan ekspektasi inflasi sebagai salah satu variabel independen dalam model.

Kita menggunakan data survei yang diterbitkan oleh Direktorat Statistik Ekonomi dan Moneter - Bank Indonesia untuk Survei Konsumen (SK), Survei Penjualan Eceran (SPE) dan Survei Kegiatan Dunia Usaha (SKDU). Untuk analisis dalam paper ini, kita menggunakan ekspektasi inflasi kuartalan dari ramalan konsensus yang diterbitkan oleh *Consensus Economic*. Selain ekspektasi inflasi kuartalan, Consensus Forecast juga menerbitkan ekspektasi inflasi saat ini dan tahun berikutnya setiap bulan. Namun, data ini memiliki kegunaan yang sangat terbatas karena data-data tersebut tidak memiliki *forecast horizon* yang tetap, dan untuk dapat menganalisis dengan tepat perilaku data ini terkait dengan hubungannya dengan data survei lain dan inflasi aktual, kita perlu menganalisa data secara terpisah menurut bulan penerbitannya. Cara ini akan menghasilkan ketersediaan poin data yang sangat singkat. Ringkasan informasi mengenai semua survei yang kita gunakan dalam penelitian ini dapat dilihat dalam Tabel 1.

Untuk data inflasi aktual (*qtq* dan *yoy*), kita menggunakan tingkat inflasi yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistik Indonesia (BPS). Kita menghitung tingkat inflasi selama 6 bulan berdasarkan Indeks Harga Konsumen yang dikeluarkan oleh BPS. Data nilai tukar perdagangan kuartalan diperoleh dari model SOFIE (*Short Term Forecast for Indonesian Economy*). Output gap (kuartal) dihitung menggunakan proses multivariat berdasarkan pengangguran dan pendekatan utilisasi kapasitas. Penjelasan secara rinci mengenai pendekatan ini disajikan dalam data Tjahjono et al. (2009).

Sebagaimana dijelaskan dalam tabel 1, di Indonesia, terdapat beragam ukuran ekspektasi inflasi dari berbagai pelaku ekonomi. Untuk setiap pelaku, terkadang diperoleh beragam horison waktu yang berbeda:

- SK dan SPE memiliki informasi mengenai tingkat harga untuk 3 dan 6 bulan berikutnya (kuartal 1 dan 2 berikutnya)
- SKDU memiliki informasi mengenai tingkat harga untuk kuartal berikutnya (semua publikasi), ekspektasi inflasi dua kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal kedua), ekspektasi inflasi dua kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal pertama), dan ekspektasi inflasi empat kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal keempat).

Tabel 1.
Ringkasan Survei yang Berisi Data Ekspektasi Inflasi
Survei antar Pelaku Ekonomi

| Indikator | Pelaku | Frekuensi | Data | Horison waktu (dalam kuartalan) | Ketersediaan |
|-----------------------------|------------|-----------|--|---------------------------------|---|
| Survei Konsumen | Konsumen | Bulanan | 1. Perubahan kuartal berikutnya (indeks) | $t+1$ | Setiap bulan sejak Januari 2006 |
| | | | 2. Perubahan Harga kuartal berikutnya | $t+2$ | Setiap bulan sejak Maret 2003 |
| Survei penjualan eceran | Pengecer | Bulanan | 1. Perubahan kuartal berikutnya (indeks) | $t+1$ | Setiap bulan sejak Januari 2002 |
| | | | 2. Perubahan Harga kuartal berikutnya | $t+2$ | Setiap bulan sejak Januari 2002 |
| Survei Kegiatan Dunia Usaha | Perusahaan | Kuartal | 1. Perubahan kuartal berikutnya (indeks) | $t+1$ | Setiap kuartal sejak 1999-Q1 |
| | | | 2. Akhir tahun ekspektasi inflasi (% yoy) | $t+1, t+2, t+3$ | untuk setiap horison $t+k$, setiap Q(4-k), sejak 2003 Q1 |
| | | | 3. Ekspektasi inflasi tahun berikutnya (% yoy) | $t+4$ | Setiap Q4, sejak 2003 Q4 |

Survei antar Peramal Profesional / Ekonom

| Indikator | Pelaku | Frekuensi | Data | Horison waktu (dalam kuartalan) | Ketersediaan |
|-----------------------|------------------------------|-----------|--|---------------------------------|--|
| Survei Persepsi Pasar | Peramal profesional / Ekonom | Kuartal | 1. Inflasi kuartal berikutnya (% yoy, range) | $t+1$ | Setiap kuartal, sejak 2004Q2 |
| | | | 2. Akhir tahun ekspektasi inflasi (% yoy, range) | $t+1, t+2, t+3$ | Untuk setiap horison $t+k$, setiap Q(4-k), sejak 2004Q2 |
| | | | 3. Ekspektasi inflasi tahun berikutnya (% yoy, yoy) | $t+4$ | Setiap Q4, sejak 2004Q2 |
| Konsensus Perkiraan | Peramal profesional | Bulanan | 1. Akhir tahun ekspektasi inflasi (% yoy) | Beragam | Sejak Des-2000 |
| | | | 2. Ekspektasi inflasi tahun berikutnya (% yoy) | Beragam | Sejak Des-2000 |
| | | | 3. Ekspektasi inflasi kuartal 1-6 berikutnya (% ypy) | $t+1, t+2, t+3, t+4, t+5, t+6$ | Setiap kuartal sejak 2000-Q4 |

Catatan:

Penyediaan data survei di atas adalah berdasarkan data yang dipublikasikan oleh DSM (untuk SK, SPE, SKDU, dan SPP). Untuk kesepakatan hasil prediksi, data yang tersedia di Perpustakaan riset BI adalah (untuk *hardcopy*) dan situs perpustakaan BI (untuk *softcopy*)

- SPP memiliki informasi mengenai ekspektasi inflasi kuartal berikutnya (seluruh publikasi), ekspektasi inflasi dua kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal kedua), ekspektasi inflasi tiga kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal pertama), dan ekspektasi inflasi empat kuartal berikutnya (dalam publikasi kuartal keempat)
- CF memiliki informasi mengenai ekspektasi inflasi untuk horison 1 sampai 6 kuartal ke depan. Selain itu, CF juga memiliki data bulanan pada ekspektasi inflasi tahun saat ini dan tahun berikutnya (rata-rata inflasi bulanan tahun ke tahun)
- Dari semua survei, hanya CF yang memberikan struktur berjangka lengkap tentang dinamika ekspektasi inflasi untuk 1 sampai 4 kuartal berikutnya. Akan menjadi ideal apabila Bank Indonesia memiliki informasi yang sejenis dari survei lainnya. Sebagaimana yang akan terlihat di bab berikutnya, menganalisa hubungan antara ukuran survei yang beragam ekspektasi inflasi mengharuskan survei tersebut memiliki kesamaan dalam hal ukuran dan horison ramalan.

Perlu diperhatikan pada ukuran ekspektasi inflasi CF, ekspektasi inflasi kuartal tahun ke tahun (*yoy*) yang dipublikasikan oleh CF sebenarnya adalah rata-rata ekspektasi inflasi bulanan (*yoy*) kuartal tertentu, bukan ekspektasi inflasi *yoy* kuartal bulan lalu. Hal ini akan menyulitkan analisis bahwa ukuran ini tidak sesuai dengan ukuran dari survei lainnya. Namun demikian, dengan pertimbangan tingkat fluktuasi atau keberagaman diantara inflasi *yoy* bulanan dalam masing-masing kuartal relatif lebih kecil, maka dalam paper ini, kita juga akan meneliti akurasi, korelasi, dan tambahahan kekuatan prediksi ukuran CF dengan mengasumsikan bahwa ukuran ini sesuai dengan ekspektasi inflasi *yoy* kuartal akhir (sebagai tambahan untuk mengasumsikan ukuran-ukuran tersebut telah sesuai dengan rata-rata ekspektasi inflasi *yoy* bulanan setiap kuartal).

Tabel 2.
Modifikasi *Balance Score*

| | | | | Untuk SK6m dan SPE6m | | | | Untuk SKDU | | | |
|----------|------------|--------|---------|----------------------|------------|--------|---------|------------|------------|-------|---------|
| T_Survey | T_forecast | SBT | SBT_yoy | T_Survey | T_forecast | SBT | SBT_yoy | T_Survey | T_forecast | SBT | SBT_yoy |
| Okt-06 | Jan-07 | 168.02 | 652.01 | Mar-07 | Sep-07 | 174.10 | 332.54 | 2000-1 | 2000-2 | 17.24 | 60.21 |
| Nop-06 | Feb-07 | 154.17 | 643.70 | Apr-07 | Okt-07 | 174.03 | 339.08 | 2000-2 | 2000-3 | 15.80 | 61.26 |
| Des-06 | Mar-07 | 163.97 | 648.73 | Mei-07 | Nop-07 | 174.08 | 332.60 | 2000-3 | 2000-4 | 19.45 | 61.01 |
| Jan-07 | Apr-07 | 163.33 | 640.71 | Jun-07 | Des-07 | 175.41 | 338.64 | 2000-4 | 2001-1 | 12.88 | 65.38 |
| Feb-07 | Mei-07 | 173.58 | 644.05 | Jul-07 | Jan-08 | 177.06 | 342.79 | | | | |
| Mar-07 | Jun-07 | 165.53 | 650.63 | Agust-07 | Feb-08 | 175.51 | 349.20 | | | | |
| Apr-07 | Jul-07 | 164.62 | 652.56 | Sep-07 | Mar-08 | 174.23 | 348.33 | | | | |
| Mei-07 | Agust-07 | 164.08 | 654.38 | | | | | | | | |
| Jun-07 | Sep-07 | 167.96 | 661.99 | | | | | | | | |
| Jul-07 | Okt-07 | 174.38 | 670.35 | | | | | | | | |

Jika kita mengasumsikan bahwa indeks (SBT) adalah ukuran ekspektasi pergerakan harga pelaku dari waktu survei hingga tiga bulan berikutnya, maka kita dapat memperoleh ukuran ekspektasi inflasi *yoy* tiga bulan berikutnya dari pelaku dengan menambahkan 3 indeks sebelumnya (dengan masing-masing 3 lag) dengan indeks sekarang.

Jika kita mengasumsikan bahwa indeks (SBT) adalah ukuran ekspektasi pergerakan harga pelaku dari waktu survei hingga 6 bulan berikutnya, maka kita akan memperoleh ukuran ekspektasi inflasi *yoy* 6 bulan berikutnya dari pelaku dengan menambahkan 1 indeks sebelumnya (dengan lag 6 bulan) dengan indeks sekarang.

Jika kita mengasumsikan bahwa indeks (SBT) adalah ukuran ekspektasi inflasi kuartal berikutnya (*qtq*), maka kita akan memperoleh ekspektasi inflasi *yoy* kuartal berikutnya dari pelaku dengan membahkan 3 indeks sebelumnya dengan indeks sekarang.

Sebagaimana ditunjukkan dalam Tabel 1, terdapat dua tipe data ekspektasi inflasi yang kita peroleh dari survei yaitu *balance scores* (SK, SPE, SKDU) dan tingkat inflasi (*consensus forecast*, SPP, SKDU akhir tahun inflasi). Survei yang menggunakan *balance scores* mengukur pergerakan harga periode 3 atau 6 bulan berikutnya. Adapun survei yang menggunakan tingkat inflasi mengukur inflasi *yoy* untuk horison tertentu. Kedua ukuran tersebut tidak kompatibel satu sama lain. Untuk membandingkannya, kita memodifikasi *balance scores* agar dapat sesuai dengan ukuran ekspektasi inflasi *yoy*. Hal ini dilakukan dengan menambahkan *balance scores* sebelumnya ke *balance scores* saat ini. Uraian metode modifikasinya dijelaskan dibawah. Sebagaimana yang akan kita lihat pada bab berikutnya, modifikasi ini dapat mengikuti pergerakan inflasi *yoy* aktual.

IV. HASIL DAN ANALISIS

4.1. Korelasi, Heterogenitas, dan

Spillovers Ekspektasi Inflasi diantara Data Survei. Sebagaimana yang ditunjukkan pada table 3, seluruh survei yang menggunakan ukuran *balance scores* atau tingkat inflasi memiliki korelasi yang signifikan dengan inflasi aktual pada horison prediksi yang diharapkan. Korelasi dengan inflasi aktual menurun dikarenakan meningkatnya horison prediksi.

Tabel 3.
Korelasi Pengukuran Survei Ekspektasi Inflasi dengan Inflasi Aktual

| | Correlation between balance score and actual price movement | | Correlation between inflation forecast/ expectation and actual inflation | |
|---------|---|--------------|--|---------------|
| | Inflation_qtq | Inflation_6m | | Inflation_yoy |
| | | | CF_1Q | 0.7658 |
| SK3bln | 0.53 | - | CF_2Q | 0.5247 |
| SK6bln | - | 0.29 | CF_3Q | 0.2025 |
| SPE3bln | 0.43 | - | CF_4Q | -0.2003 |
| SPE6bln | - | 0.25 | CF_5Q | -0.3097 |
| SKDU | 0.49 | - | CF_6Q | -0.4344 |

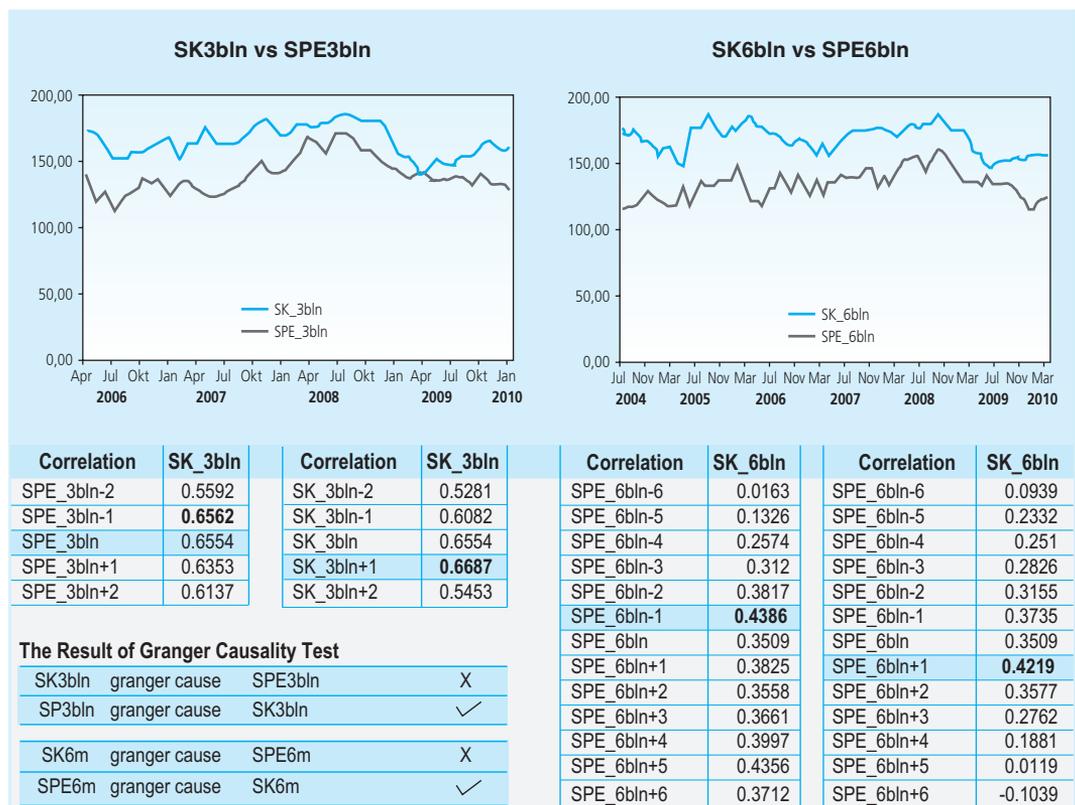
Banyak studi empiris di negara-negara maju yang telah menunjukkan bahwa ekspektasi inflasi dari pelaku ekonomi yang berbeda bersifat heterogen, dan heterogenitas ini bervariasi seiring dengan berjalannya waktu, berubah seiring perubahan inflasi, variabilitas inflasi, dan variabilitas harga-harga relatif. Pada bagian ini, kita akan meneliti heterogenitas ukuran-ukuran ekspektasi inflasi dari beragam pelaku ekonomi. Selain itu, kita juga akan mencoba mendapatkan indikasi spillover apapun yang ada di antara ekspektasi inflasi pelaku tertentu dengan ekspektasi pelaku lainnya.

Berdasarkan asumsi ketersediaan informasi tentang pergerakan harga yang dimiliki oleh para pelaku, kita memperkirakan bahwa ekspektasi inflasi perusahaan akan mempengaruhi ekspektasi inflasi retailer. Sebagai produsen barang dan jasa, perusahaan harus memiliki informasi

aktual mengenai rencana penentuan harga di masa yang akan datang. Kelompok pelaku selanjutnya yang harus menerima informasi ini adalah retailer dan konsumen. Berdasarkan argumen tersebut, kita juga mengekspektasikan bahwa ekspektasi inflasi retailer akan mempengaruhi ekspektasi inflasi konsumen. Tes kausalitas granger dan korelasi *lead/lag* merupakan metode-metode yang dipilih untuk menguji hipotesis ini. Untuk itu, kita data ekspektasi inflasi dikelompokkan dengan ukuran-ukuran dan horison waktu yang sesuai:

- SK 3 bulan dan SPE 3 bulan - Data Bulanan
- SK 6 bulan dan SPE 6 bulan - Data Bulanan
- SK 3 bulan, SPE 3 bulan, dan SKDU - Data Kuartalan
- SKDU (modifikasi *yoj*), Consensus Forecast 1 Kuartal - Data Kuartalan
- Consensus Forecost 1 kuartal dan SPP 1 kuartal – Data Kuartalan
- Ekspektasi inflasi akhir tahun SKDU dan ekspektasi inflasi akhir tahun SPP - Data Kuartalan

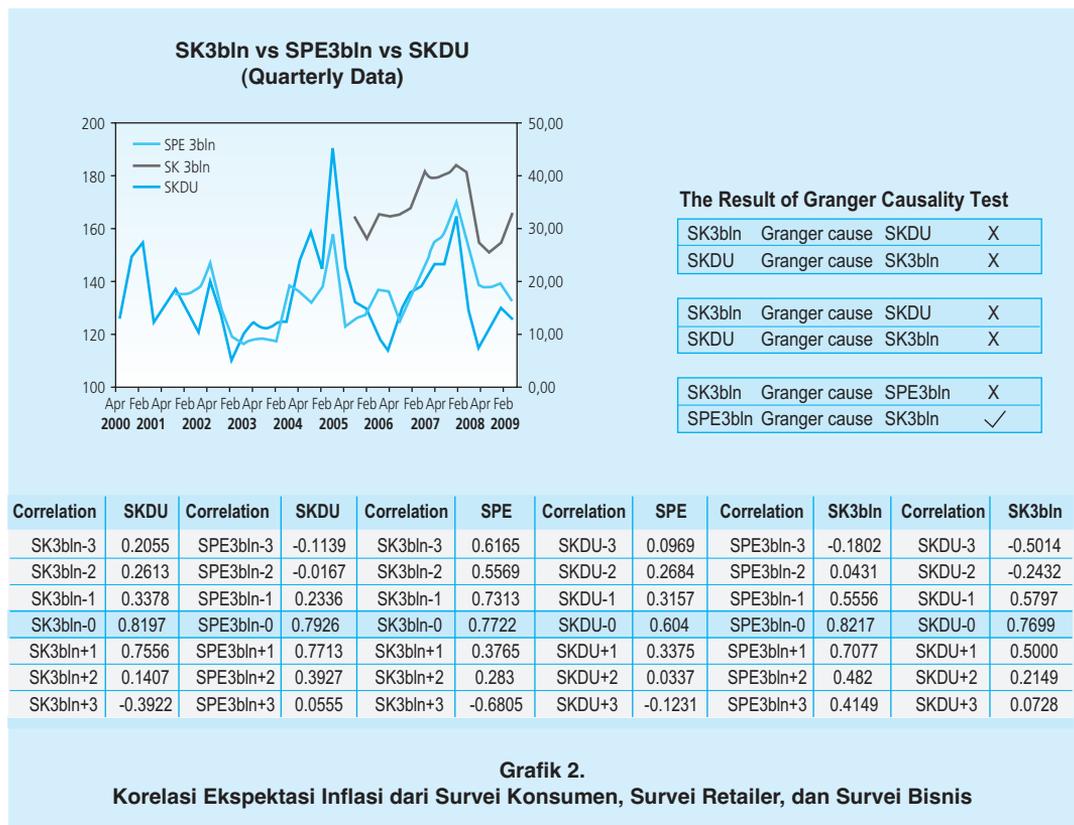
Untuk ekspektasi pergerakan harga 3 dan 6 bulan berikutnya (data bulanan), kita terdapat 2 indikator, yaitu berdasarkan survei konsumen (SK) dan survei retailer (SPE). Seperti yang dapat dilihat pada Grafik 1, untuk pergerakan harga 3 bulan, kedua indikator menunjukkan korelasi



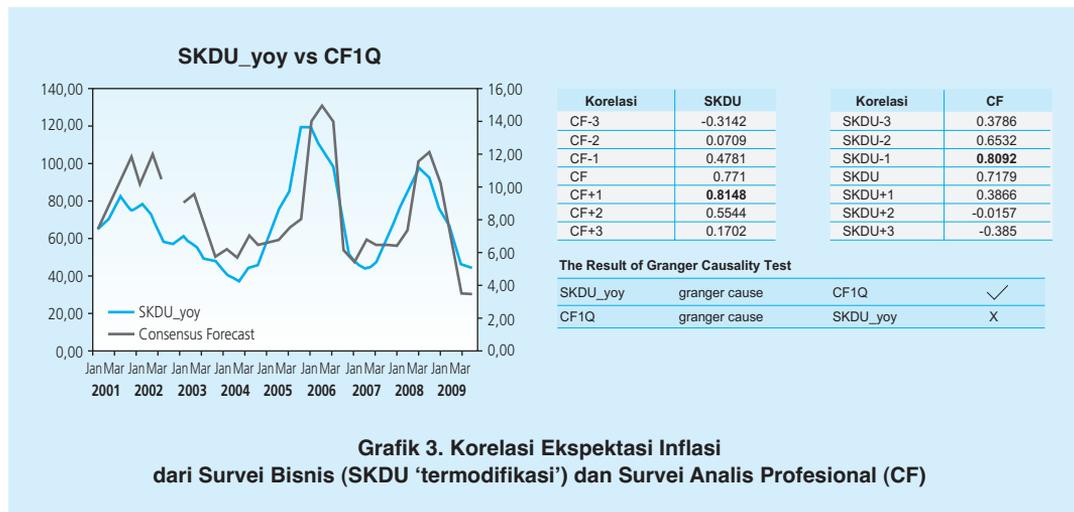
Grafik 1. Korelasi Ekspektasi Inflasi dari Survei Konsumen dan Retailer Konsumen (*Balance scores Original*)

yang tinggi secara signifikan, dengan korelasi tertinggi antara ekspektasi pergerakan harga oleh konsumen pada waktu t dan ekpektasi pergerakan harga retailer pada waktu $t-1$ $t-1$. Dari sini dapat disimpulkan bahwa ekpektasi pergerakan harga retailer menyebabkan ekspektasi pergerakan harga konsumen sebesar 1 bulan. Untuk ekspektasi pergerakan harga 6 bulan, terjadi hal yang sama dimana ekspektasi retailer menyebabkan ekspektasi konsumen sebesar 1 bulan. Dari analisis korelasi dan tes kausalitas granger, dapat dilihat bahwa terdapat kemungkinan spillover ekspektasi inflasi dari retailer ke konsumen.

Untuk ekspektasi pergerakan harga kuartal selanjutnya, kita terdapat 3 indikator, yaitu berdasarkan survei konsumen, retailer, dan perusahaan. Seperti yang tertera pada grafik 2, semua indikator menunjukkan korelasi yang tinggi pada waktu t . Karena kita menggunakan data kuartal, kita tidak melihat kesamaan fenomena seperti yang terlihat pada data bulanan dimana ekspektasi retailer menyebabkan ekspektasi konsumen. Namun, menurut hasil tes kausalitas granger diantara semua indikator cenderung memperlihatkan bahwa ekspektasi konsumen dipengaruhi oleh ekspektasi retailer. Jika kita menggunakan data kuartalan, ekspektasi pergerakan harga konsumen, retailer, dan perusahaan terlihat seakan bergerak bersama dengan korelasi yang sangat tinggi di antara mereka. Ini mungkin menunjukkan bahwa heterogenitas ekspektasi inflasi di antara para pelaku ini sangatlah rendah.

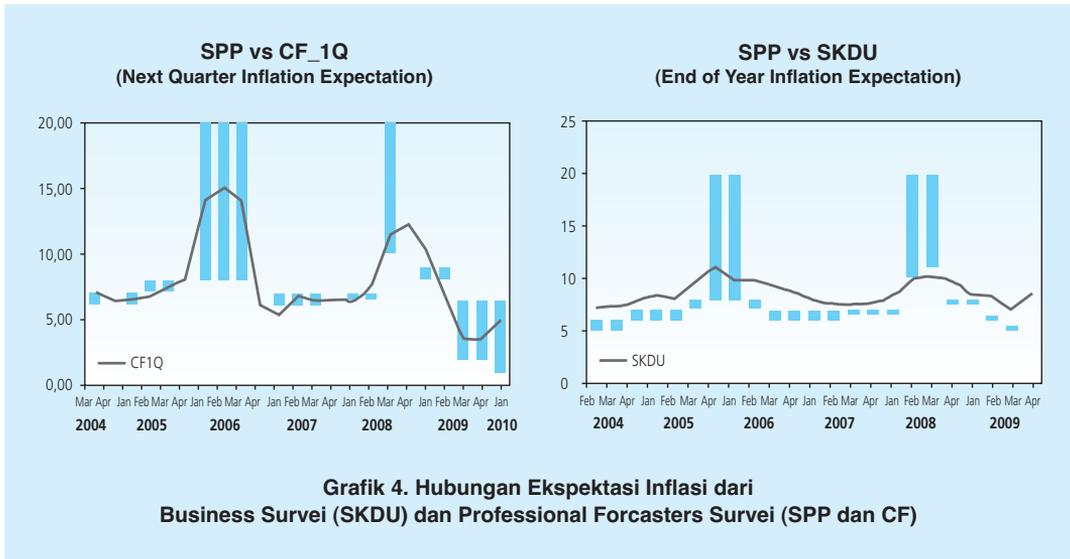


Seperti yang telah dibahas sebelumnya, data Consensus Forecast (CF) sebenarnya mengukur rata-rata bulanan ramalan inflasi *yoy* setiap kuartalnya, tetapi untuk analisis di bagian ini, kita akan digunakan Indikator CF seolah-olah indikator tersebut mengukur ekspektasi inflasi *yoy* per kuartal (ekspektasi inflasi *yoy* pada bulan terakhir di setiap kuartal). Indikator yang sesuai untuk 1 kuartal Consensus Forecast adalah *balance scores* SKDU. *Balance scores* ini telah dimodifikasi agar sesuai dengan pengukuran inflasi *yoy* (penjelasan lebih lanjut mengenai modifikasi ini dapat dilihat di lampiran). Grafik 3 menunjukkan bahwa kedua indikator (CF dan SKDU) mempunyai korelasi tinggi yang signifikan, dengan korelasi paling tinggi terjadi antara ekspektasi inflasi perusahaan pada waktu t dan ekspektasi inflasi analis professional pada waktu $t+1$. Ekspektasi inflasi perusahaan tampaknya menyebabkan ekspektasi inflasi CF sebesar 1 kuartal. Berdasarkan hal ini dan hasil tes kausalitas granger, kita dapat menyimpulkan bahwa sepertinya terdapat indikasi bahwa ekspektasi inflasi oleh analis professional dipengaruhi oleh ekpektasi inflasi perusahaan.



Survei Persepsi Pasar (SPP) menyajikan modus kuartal berikutnya dan kisaran ekspektasi inflasi akhir tahun. Analisa korelasi yang telah dilakukan terhadap indikator lain tidak dapat digunakan untuk menganalisa data SPP, jadi kita akan menggunakan analisa grafik. Indikator yang sesuai untuk ekspektasi inflasi kuartal berikutnya adalah Consensus Forecast 1 Kuartal, dan untuk ekspektasi inflasi akhir tahun digunakan SKDU-akhir tahun. Seperti yang dapat kita lihat pada Grafik 4, untuk ekspektasi inflasi kuartal berikutnya, analisis dari CF selalu berada dalam kisaran modus SPP. Untuk horison pendek, seperti yang ditunjukkan oleh survei-survei yang lain, heterogenitas ekspektasi inflasi antara CF dan SPP sangat rendah. Untuk ekspektasi inflasi akhir tahun, baik SPP maupun SKDU menghasilkan data yang sama. Untuk setiap kuartal pertama, kedua, dan ketiga, setiap survei menanyakan kepada responden mengenai ekspektasi inflasi kuartal keempat pada tahun yang sama. Sementara pada kuartal

keempat setiap tahunnya mereka menanyakan ekspektasi inflasi responden untuk kuartal keempat tahun berikutnya. Seperti yang dapat kita lihat dari Gambar 4, sebagian besar, responden-responden SKDU memiliki ekspektasi inflasi yang lebih tinggi daripada responden-responden SPP. Horison dari data ini sebagian besar lebih lama dari 1 kuartal. Untuk horison yang lebih lama ini, kita mengobservasi bahwa heterogenitas ekspektasi inflasi antara SPP dan SKDU lebih tinggi daripada apa yang kita temukan pada survei-survei yang lain untuk 1 kuartal sebelum horison.



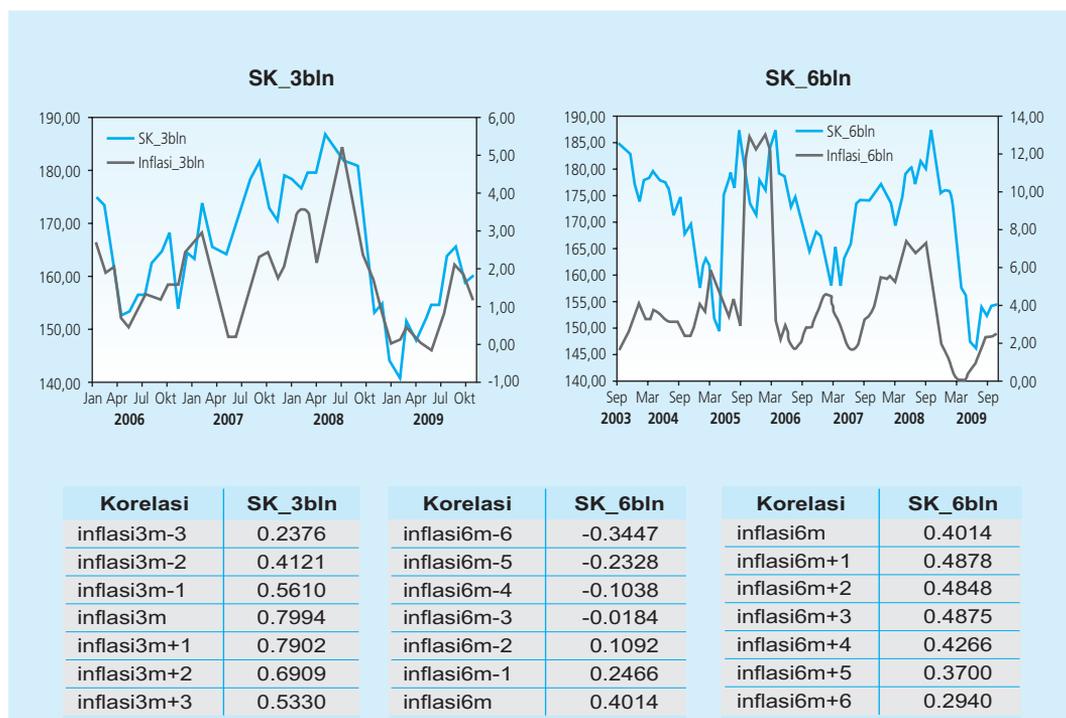
Diantara survei-survei yang kompatibel yang menggunakan metode *balance scores*, kita menemukan bahwa survei tersebut memiliki korelasi tinggi. Semakin panjang horison forecast, tingkat korelasi antara survei menurun. Kita menemukan kejadian sama pada survei-survei yang menanyakan responden tentang tingkat ekspektasi inflasi di masa depan. Korelasi antara survei horison forecast dalam 1 kuartal ke depan sangat tinggi. Sebaliknya, kita menemukan bahwa ekspektasi inflasi dari responden SKDU (Mean) selalu lebih tinggi dari ekspektasi responden SPP (Modus) untuk forecast horison lebih dari 1 kuartal.

Dari analisis pada bagian ini, kita menyimpulkan bahwa untuk jangka peramalan 1 kuartal, tingkat heterogenitas dari ekspektasi inflasi di perusahaan (SKDU), konsumen (SK), pengecer (SPE), dan forecaster profesional (SPP dan CF) sangat rendah. Fakta yang ditunjukkan dari analisis korelasi dan uji kausalitas Granger menunjukkan bahwa ekspektasi inflasi konsumen bisa "dipengaruhi" oleh ekspektasi inflasi pengecer, dan ekspektasi inflasi dari forecaster profesional bisa "dipengaruhi" oleh ekspektasi inflasi perusahaan.

4.2 Hubungan dengan Inflasi masa lalu, sekarang, dan masa depan

Bagian inikita mengkaji korelasi antara pengukuran survei ekspektasi inflasi dengan inflasi aktual. Seperti kita bagian sebelumnya, kita tidak hanya tertarik pada korelasi ekspektasi inflasi dan inflasi aktual pada horison forecast yang dimaksud, namun juga menghubungkannya dengan inflasi yang lalu dan saat ini (dihitung sesuai waktu saat survei dilakukan). Analisis korelasi dapat dilakukan dengan data *balance scores* dan data tingkat inflasi. Kita juga akan menguji akurasi survei tingkat ekspektasi inflasi dengan melihat kemampuan dalam memprediksi tingkat inflasi pada horison forecast yang diinginkan.

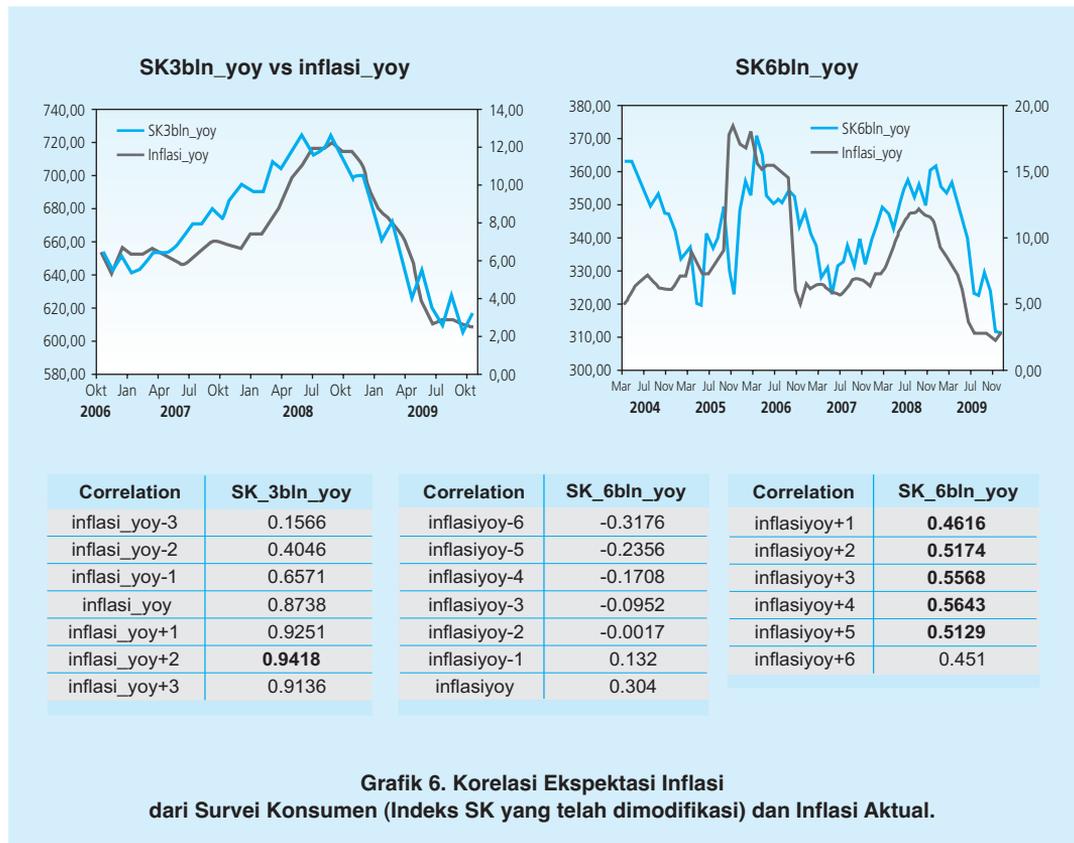
Dari grafik 5, dapat dilihat bahwa *balance scores* SK 3 bulan sangat berkorelasi dengan inflasi di 3 bulan selanjutnya, namun korelasi tertinggi terjadi pada tingkat inflasi *qtq* saat itu. Hal yang sama terjadi pada *balance scores* SK 6 bulan, dimana nilai tersebut sangat berkorelasi dengan inflasi di 6 bulan selanjutnya, namun korelasi tertinggi terjadi pada inflasi di 3 bulan pertama. Korelasi yang lebih tinggi pada inflasi di masa depan dibandingkan masa lampau dapat menggambarkan perilaku konsumen yang bersifat *forward looking* dalam membentuk ekspektasi inflasi. Meskipun perlu diperhatikan bahwa konsumen masih



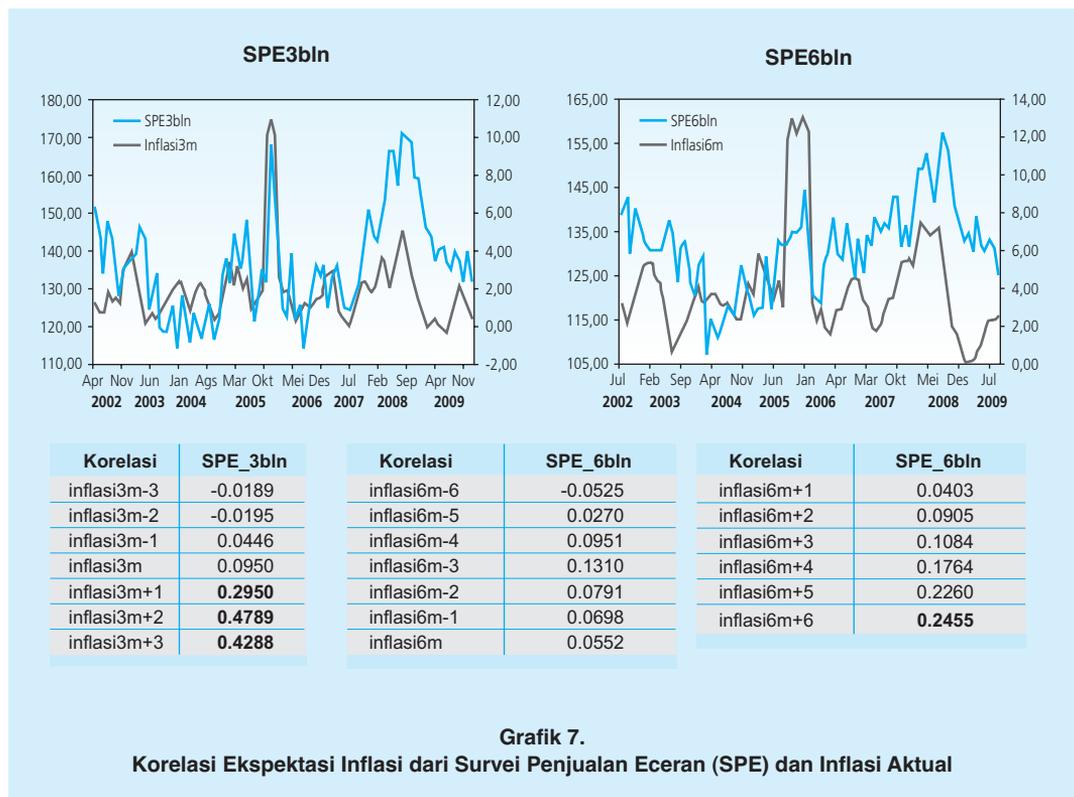
Grafik 5.
Korelasi ekspektasi inflasi pada Survei Konsumen (SK) dan Inflasi Aktual.

banyak mempertimbangkan keadaan tingkat inflasi pada saat itu ketika membentuk ekspektasi inflasi.

Balance scores SK seharusnya menunjukkan indikasi ekspektasi pergerakan harga dalam tiga atau enam bulan selanjutnya, sehingga akan dapat digunakan dalam perhitungan *qtq* atau inflasi selama 6 bulan. Untuk mendapatkan perhitungan yang sesuai pada inflasi *yoy* selama tiga atau enam bulan selanjutnya, kita menambah *balance scores* sebelumnya dengan *balance scores* yang terjadi saat itu (3 *balance scores* sebelumnya dengan interval 3 bulan untuk *balance scores* di 3 bulan selanjutnya; dan 1 *balance scores* sebelumnya dengan interval 6 bulan untuk *balance scores* 6 bulan). Salah satu hambatan dengan pendekatan ini adalah bahwa *balance scores* yang telah dimodifikasi tidak hanya berdasarkan informasi yang tersedia bagi responden pada saat survei dilakukan, namun juga berdasarkan informasi yang tidak lengkap, yang ada sebelum survei.



Dari grafik 5 kita melihat bahwa terdapat korelasi yang tinggi antara *balance scores* 3 bulan yang dimodifikasi dengan inflasi *yoy* pada 3 bulan selanjutnya, namun korelasi tertinggi terjadi pada inflasi *yoy* di 2 bulan selanjutnya. Dapat dilihat juga bahwa terdapat korelasi yang

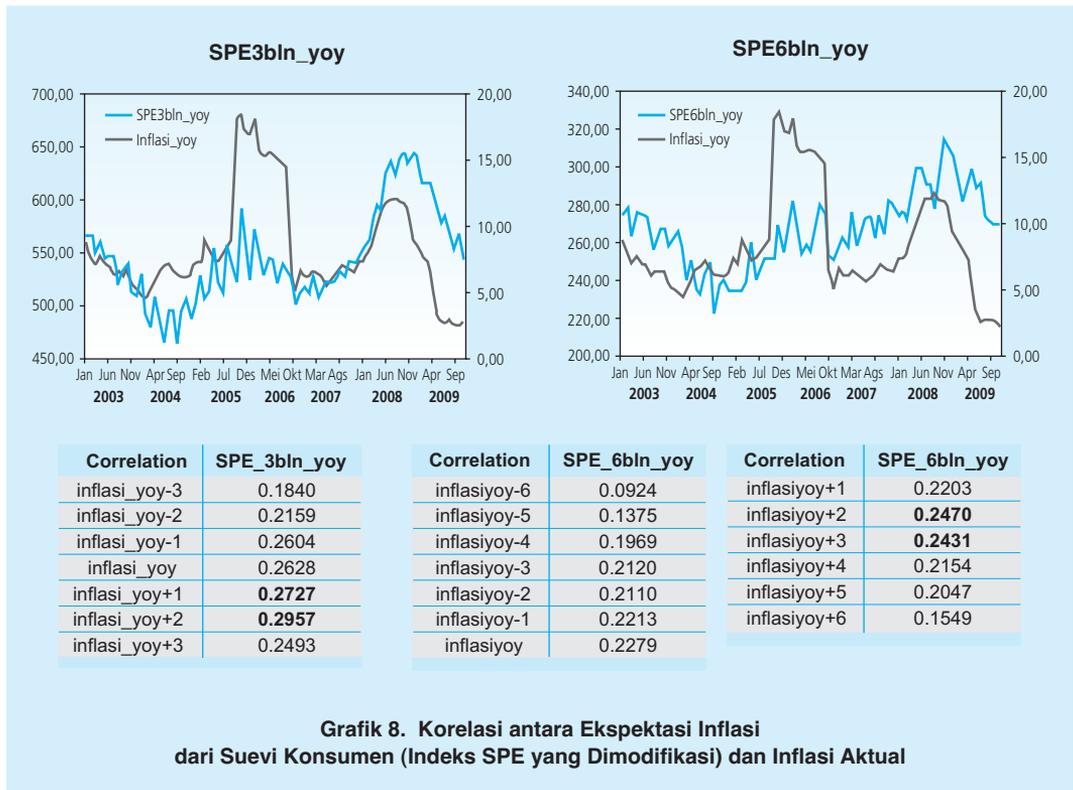


Grafik 7.
Korelasi Ekspektasi Inflasi dari Survei Penjualan Eceran (SPE) dan Inflasi Aktual

tinggi antara *balance scores* yang dimodifikasi dengan inflasi *yoy* pada 6 bulan selanjutnya, namun korelasi tertinggi terjadi pada inflasi *yoy* di 3 dan 4 bulan selanjutnya. Hasil yang dicapai ini sesuai dengan hasil *balance scores* yang asli (original). Perbedaannya adalah bahwa tingkat korelasi terhadap inflasi di masa depan lebih jelas terlihat.

Grafik 7 menunjukkan korelasi antara ekspektasi inflasi pengecer dengan inflasi yang terjadi (inflasi aktual). Seperti yang kita lihat, *balance scores* selama 3 bulan dan 6 bulan menunjukkan korelasi yang lebih tinggi pada tingkat inflasi mendatang dibanding tingkat inflasi yang terjadi saat ini dan di masa lalu. Dibandingkan dengan konsumen, dalam membentuk ekspektasi inflasi, pengecer menunjukkan perilaku yang lebih *forward looking* dan lebih sedikit memperhatikan tingkat inflasi yang terjadi saat itu.

Kita memodifikasi *balance scores* SPE dengan menggunakan metode yang sama pada *balance scores* SK. Hasil korelasi dapat dilihat pada Grafik 8. Seperti pada data SK, untuk *balance scores* selama 3 bulan yang telah dimodifikasi, korelasinya dengan inflasi *yoy* mencapai titik tertinggi pada waktu $t+2$. Dibandingkan dengan *balance scores* yang tidak dimodifikasi, *balance scores* 6 bulan yang dimodifikasi menunjukkan korelasi lebih tinggi dengan tingkat inflasi pada 3 bulan selanjutnya, dibandingkan dengan tingkat inflasi selama 6 bulan selanjutnya.



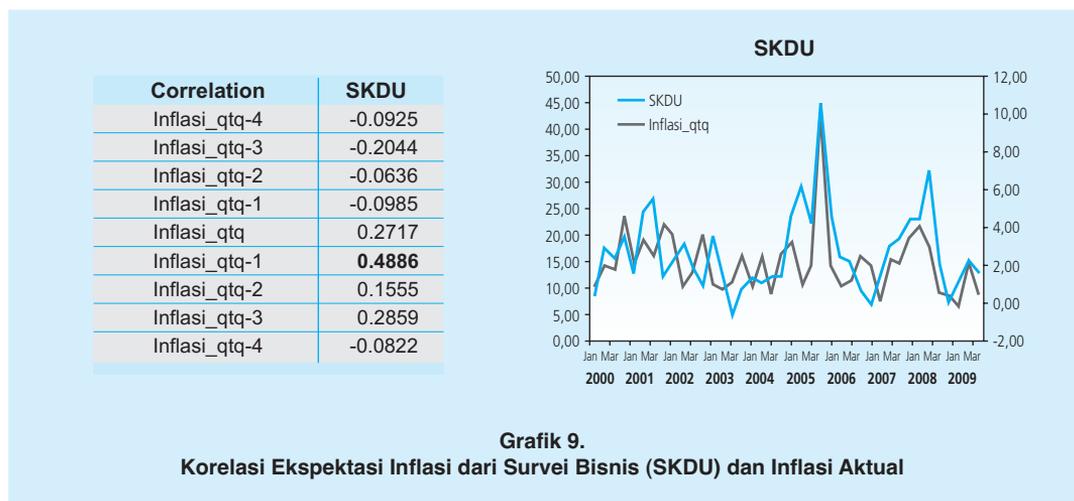
Jika kita menggunakan seluruh sampel dari SK dan SPE, keseluruhan tingkat korelasi antara ekspektasi inflasi pengecer terhadap inflasi yang terjadi lebih rendah dari yang kita diperoleh dari konsumen. Hal lebih disebabkan oleh tersedianya data inflasi ekspektasi dari pengecer yang lebih banyak dari data konsumen. Dengan membandingkan kedua survei,

Tabel 4. Korelasi Ekspektasi Inflasi Konsumen dan Pedagang Ritel dengan Inflasi Aktual (Periode: Januari 2006-November 2009)

| Jan06 - Nov09 | | | Jan06 - Nov09 | | |
|---------------|----------|----------|---------------|----------|----------|
| Correlation | SK3m | SPE3m | Correlation | SK6m | SPE6m |
| inflasi3m-3 | 0.308321 | 0.329546 | inflasi6m-6 | -0.46292 | -0.47199 |
| inflasi3m-2 | 0.533157 | 0.409331 | inflasi6m-5 | -0.28871 | -0.34051 |
| inflasi3m-1 | 0.685564 | 0.51451 | inflasi6m-4 | -0.0963 | -0.07841 |
| inflasi3m | 0.800137 | 0.632471 | inflasi6m-3 | 0.10965 | 0.23695 |
| inflasi3m+1 | 0.795977 | 0.712527 | inflasi6m-2 | 0.324169 | 0.370252 |
| inflasi3m+2 | 0.715949 | 0.66845 | inflasi6m-1 | 0.505773 | 0.504591 |
| inflasi3m+3 | 0.576258 | 0.556668 | inflasi6m-0 | 0.655621 | 0.610855 |
| | | | inflasi6m+1 | 0.741244 | 0.675028 |
| | | | inflasi6m+2 | 0.773329 | 0.681516 |
| | | | inflasi6m+3 | 0.757868 | 0.666486 |
| | | | inflasi6m+4 | 0.72652 | 0.666332 |
| | | | inflasi6m+5 | 0.690567 | 0.614218 |
| | | | inflasi6m+6 | 0.604644 | 0.522138 |

kita analisis korelasi yang mencakup periode yang sama pada kedua survei ditunjukkan pada Tabel 4. Kita beruntung karena periode saat survei konsumen dan pengecer tersedia bersamaan dengan periode penerapan *Inflation Targeting Framework* oleh Bank Indonesia.

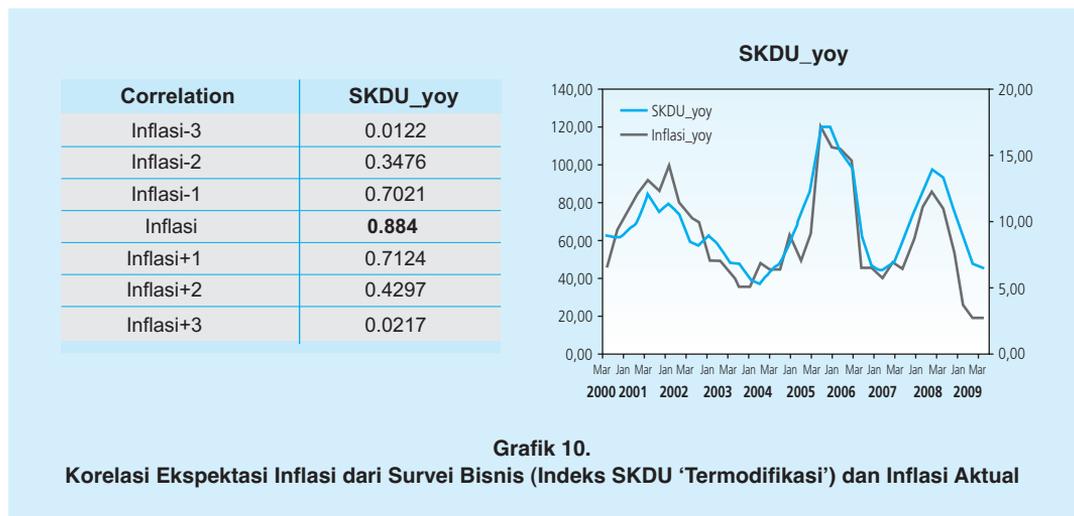
Seperti yang dapat dilihat di Tabel 4, *balance scores* SPE 3 bulan menunjukkan korelasi lebih tinggi terhadap tingkat inflasi di masa depan daripada tingkat inflasi yang terjadi saat itu dan sebelumnya. Sejalan dengan apa yang kita di temukan ketika menggunakan seluruh sampel dari kedua survei, dibanding konsumen retailer menunjukkan perilaku yang lebih *forward looking* dan lebih sedikit memperhatikan tingkat inflasi aktual ketika membentuk ekspektasi inflasi di 3 bulan selanjutnya. Hasil berbeda ditunjukkan pada *balance scores* 6 bulan dimana *balance scores* SK dan SPE menunjukkan pola korelasi yang sama dengan tingkat inflasi aktual dan di masa mendatang. Dalam pembentukan ekspektasi inflasi 6 bulan ke depan, baik konsumen maupun pedagang ritel, setelah implementasi ITF, menunjukkan perilaku *forward looking* dengan lebih sedikit dipengaruhi dari tingkat inflasi saat ini.



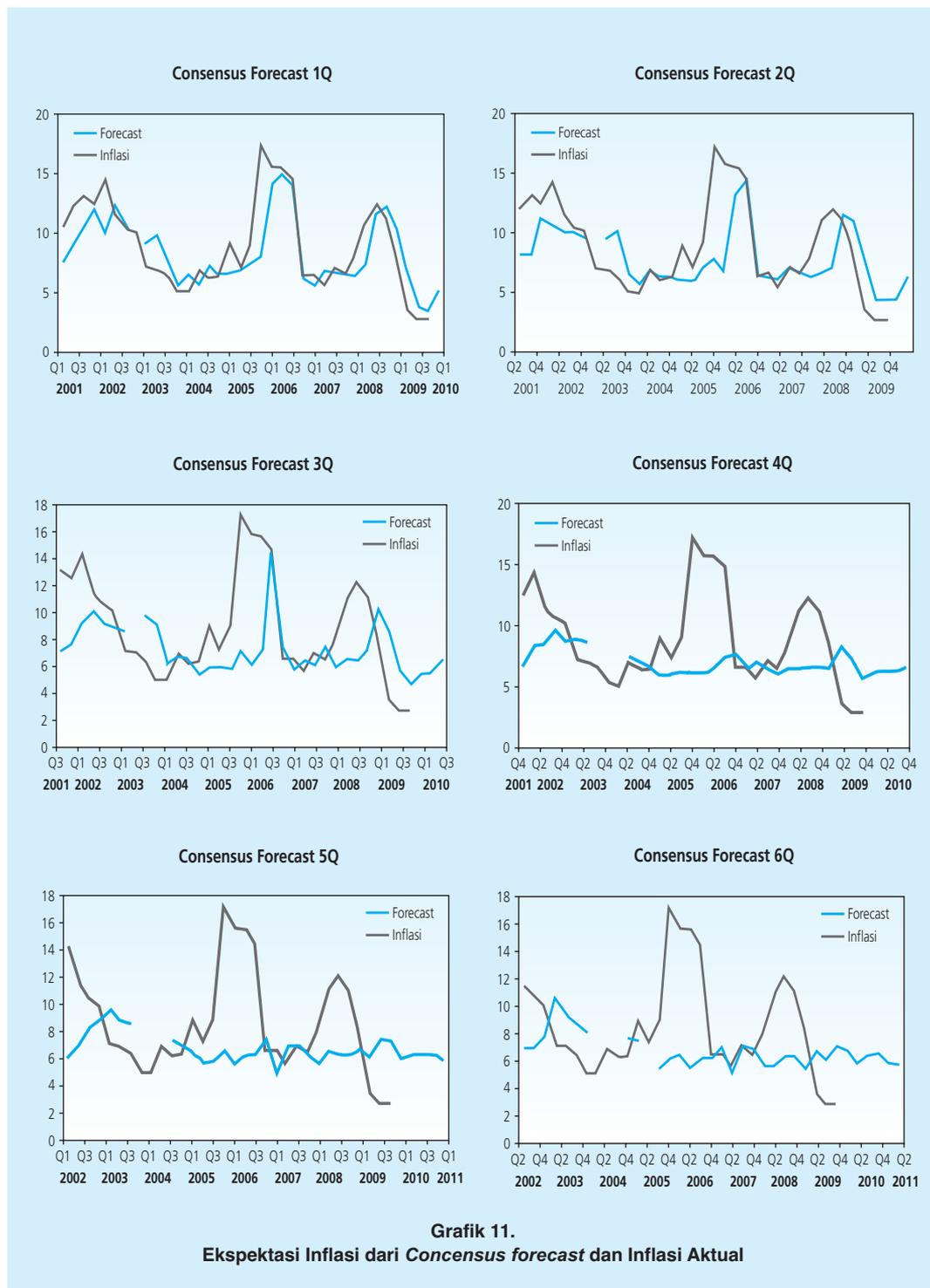
Korelasi antara ekspektasi inflasi perusahaan dan inflasi aktual diperlihatkan pada Grafik 9. Korelasi tertinggi terjadi antara ekspektasi inflasi perusahaan dan inflasi actual pada kuartal berikutnya, yang merupakan jangka waktu peramalan yang diinginkan. Dari sini kita dapat menyimpulkan bahwa dibandingkan dengan konsumen dan pedagang ritel, perusahaan menunjukkan ekspektasi inflasi yang lebih "rasional". Ini adalah penemuan awal yang perlu ditelusuri lebih jauh karena hanya berdasarkan analisis korelasi dan menggunakan pengukuran "kualitatif" dalam ekspektasi inflasi. Analisis dalam 2 bagian selanjutnya diharapkan dapat memberikan lebih banyak argumen mengenai temuan ini.

Karena *balance scores* SKDU seharusnya sesuai dengan pergerakan harga kuartal berikutnya, kita menambah 3 *balance scores* kuartal sebelumnya dengan *balance scores*

saat ini untuk mendapat ukuran ekspektasi inflasi *yoy*. Hasil yang berbeda ditemukan, di mana korelasi tertinggi adalah dengan tingkat inflasi *yoy* saat ini. Tetapi korelasi dengan inflasi kuartal berikutnya masih cukup tinggi. Hal ini mungkin karena korelasi antara tingkat inflasi kuartalan kuartal saat ini dan sebelumnya untuk *yoy*, lebih tinggi dibandingkan dengan korelasi tingkat inflasi kuartal saat ini dan sebelumnya dengan *qtq*. Dari Grafik 10, terlihat bahwa pergerakan ekspektasi inflasi perusahaan pada kuartal berikutnya meniru pergerakan inflasi aktual dengan relatif baik.



Kita menganalisis korelasi data *concensus forecast* dengan dua pengukuran inflasi, yakni rata-rata inflasi kuartal *yoy* dan inflasi kuartal *yoy* akhir periode. Karena variasi yang kecil antara inflasi *yoy* bulanan dalam satu kuartal (terlihat di Lampiran), maka hasil korelasi juga menunjukkan hasil yang serupa (Grafik 11). Hal ini menegaskan fakta bahwa kita dapat menggunakan data CF sebagai *proxy* yang sangat baik untuk ekspektasi inflasi kuartalan *yoy* akhir periode. Dari Grafik 11, kita mengetahui bahwa, seiring meningkatnya jangka waktu peramalan, korelasi antara peramalan dengan inflasi aktual menurun. Semua peramalan (terlepas dari jangka waktu peramalan) menunjukkan korelasi yang signifikan terhadap tingkat inflasi kuartal saat ini dan berikutnya.



Grafik 11.
Ekspektasi Inflasi dari *Concensus forecast* dan Inflasi Aktual

**Correlation of CF Measures of Inflation Expectation with Actual Inflation
(end of quarter yoy inflation)**

| Horizon | CF_1Q | CF_2Q | CF_3Q | CF_4Q | CF_5Q | CF_6Q |
|---------|---------------|---------------|---------------|----------------|----------------|----------------|
| -4 | -0.2061 | -0.1735 | -0.1048 | -0.1226 | 0.0676 | -0.1212 |
| -3 | -0.0326 | -0.0375 | 0.0982 | 0.1424 | 0.2500 | 0.1455 |
| -2 | 0.2812 | 0.0521 | 0.0986 | 0.2812 | 0.3714 | 0.2834 |
| -1 | 0.6178 | 0.4620 | 0.2438 | 0.3999 | 0.4142 | 0.3993 |
| 0 | 0.8567 | 0.7031 | 0.6153 | 0.5445 | 0.3386 | 0.5462 |
| 1 | 0.7658 | 0.6477 | 0.5166 | 0.4732 | 0.2754 | 0.4727 |
| 2 | 0.4032 | 0.5247 | 0.4407 | 0.3370 | 0.1300 | 0.3413 |
| 3 | -0.0260 | 0.0823 | 0.2025 | 0.0846 | -0.0775 | 0.0974 |
| 4 | -0.3659 | -0.2925 | -0.2932 | -0.2003 | -0.1949 | -0.2024 |
| 5 | | | -0.3624 | -0.3529 | -0.3097 | -0.3617 |
| 6 | | | | | -0.3466 | -0.4334 |

**Correlation of CF Measures of Inflation Expectation with Actual Inflation
(average monthly yoy inflation in a quarter)**

| Horizon | CF_1Q | CF_2Q | CF_3Q | CF_4Q | CF_5Q | CF_6Q |
|---------|---------------|---------------|---------------|----------------|----------------|----------------|
| -4 | -0.3000 | -0.2506 | -0.1646 | -0.2041 | -0.0359 | -0.0458 |
| -3 | -0.1525 | -0.0949 | 0.0129 | 0.0357 | 0.1481 | 0.1387 |
| -2 | 0.2118 | 0.0006 | 0.0628 | 0.2213 | 0.2999 | 0.2484 |
| -1 | 0.5822 | 0.4019 | 0.1649 | 0.3321 | 0.3650 | 0.3317 |
| 0 | 0.8626 | 0.7105 | 0.6092 | 0.5231 | 0.3376 | 0.3241 |
| 1 | 0.8076 | 0.6722 | 0.5732 | 0.5080 | 0.3157 | 0.2994 |
| 2 | 0.4521 | 0.5628 | 0.4606 | 0.3806 | 0.1884 | 0.1917 |
| 3 | 0.0417 | 0.1446 | 0.2769 | 0.1543 | -0.0113 | -0.0257 |
| 4 | -0.3185 | -0.2556 | -0.2488 | -0.1309 | -0.1149 | -0.1445 |
| 5 | | | -0.3679 | -0.3323 | -0.2793 | -0.2669 |
| 6 | | | | | -0.3158 | -0.2887 |

Tabel 5 menunjukkan beragam pengukuran akurasi dari ekspektasi inflasi pelaku-pelaku yang berbeda. Dalam tabel ini, akurasi data CF didasarkan pada perbandingan dengan inflasi yoy kuartalan akhir periode. Ekspektasi Inflasi dari *Concensus forecast* menunjukkan hasil yang sebanding dengan seri ekspektasi inflasi yang dihasilkan oleh model SSMX. Pengukuran CF dan SKDU mengenai ekspektasi inflasi juga sebenarnya relatif sama, tetapi pengukuran SKDU hanya tersedia dalam publikasi kuartal ketiga. Dari tabel tersebut, dapat disimpulkan bahwa di antara semua survei yang melaporkan tingkat ekspektasi inflasi (bukan *balance scores*), *Concensus forecast* memiliki kinerja yang paling baik dalam hal keakuratan prediksi tingkat inflasi pada jangka waktu peramalan yang dimaksud. Perbandingan kinerja akurasi CF yang beragam pada Tabel 5 dan 5.4, sekali lagi menegaskan bahwa kita dapat menggunakan data CF sebagai *proxy* yang tepat dari ekspektasi inflasi yoy kuartalan akhir periode.

Tabel 5.
Akurasi Pengukuran Survei Ekspektasi Inflasi

| Tabel Akurasi | ME | MAE | RMSE | TIC | U-Theil |
|----------------|-------|------|------|------|---------|
| CF_1Q(yoy) | 0.62 | 1.59 | 2.29 | 0.94 | 0.12 |
| CF_2Q(yoy) | 1.08 | 2.21 | 3.20 | 0.85 | 0.18 |
| CF_3Q(yoy) | 1.49 | 2.98 | 3.97 | 0.83 | 0.23 |
| CF_4Q(yoy) | 1.86 | 3.34 | 4.44 | 0.78 | 0.26 |
| CF_5Q(yoy) | 1.88 | 3.58 | 4.65 | 0.78 | 0.28 |
| CF_6Q(yoy) | 1.76 | 3.63 | 4.64 | 0.79 | 0.28 |
| SSMX(yoy) | -0.62 | 4.84 | 7.24 | 0.87 | 0.16 |
| SSMX(qtq) | -0.07 | 2.59 | 4.03 | 1.01 | 0.37 |
| SKDU_4QYOY(Q4) | 0.32 | 4.52 | 5.28 | 0.73 | 0.29 |
| SKDU_3QYOY(Q1) | 0.56 | 3.87 | 4.40 | 0.45 | 0.24 |
| SKDU_2QYOY(Q2) | 0.63 | 3.50 | 4.29 | 0.44 | 0.23 |
| SKDU_1Q(Q3) | 0.49 | 2.85 | 3.46 | 0.35 | 0.19 |

Catatan:

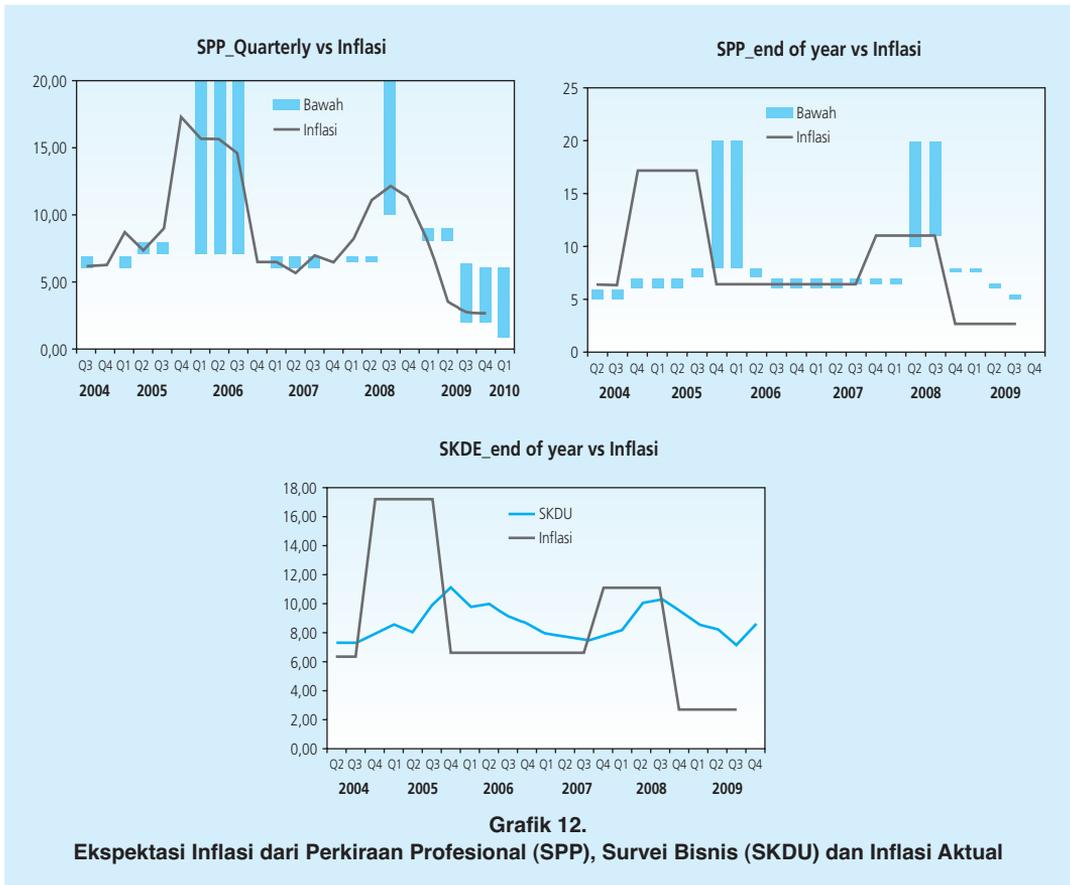
TIC (*Theil Inequality Coefficient*) memungkinkan kinerja data survei ekspektasi inflasi dapat dibandingkan dengan prediksi naif (atau random walk) inflasi. TIC kurang dari 1 dikatakan melampaui perkiraan naif; ME = *Mean Error*; MAE = *Mean absolute error*. RMSE = *Root Mean Square Error*. U-Theil mengukur sejauh mana ekspektasi inflasi berbeda dari inflasi aktual. Nilai yang mendekati 0 menunjukkan akurasi perkiraan yang lebih besar

Tabel 6. Akurasi Pengukuran CF dari Ekspektasi Inflasi
(Dibandingkan dengan rata-rata inflasi yoy dari setiap kuartal)

| Tabel Akurasi | ME | MAE | RMSE | TIC | U-Theil |
|---------------|------|------|------|------|---------|
| CF_1Q(yoy) | 0.65 | 1.34 | 2.17 | 0.84 | 0.12 |
| CF_2Q(yoy) | 1.14 | 2.12 | 3.19 | 0.81 | 0.18 |
| CF_3Q(yoy) | 1.59 | 2.89 | 3.99 | 0.79 | 0.23 |
| CF_4Q(yoy) | 1.99 | 3.30 | 4.53 | 0.76 | 0.27 |
| CF_5Q(yoy) | 2.00 | 3.57 | 4.80 | 0.78 | 0.29 |
| CF_6Q(yoy) | 1.87 | 3.58 | 4.77 | 0.78 | 0.29 |

Sama halnya pada bab sebelumnya, kita tidak dapat menggunakan korelasi dan analisa error dengan pengukuran SPP ekspektasi inflasi, jadi kita akan menggunakan analisa grafik. Dari Grafik 12, kita dapat melihat bahwa akurasi ekspektasi inflasi kuartal berikutnya dari SPP relatif baik, karena seluruh poin data inflasi berada di dalam *modus range*. Sebaliknya, akurasi inflasi akhir tahun dari SPP dan SKDU kurang tepat karena sebagian besar poin data inflasi tidak berada dalam *modus range* (untuk SPP) atau dekat dengan poin data ekspektasi inflasi (untuk SKDU).

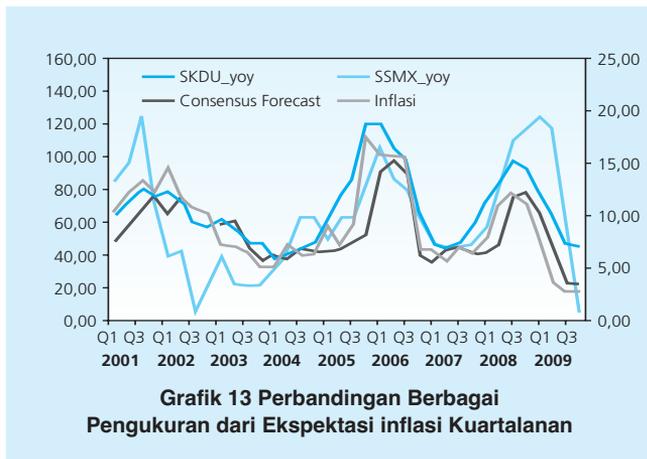
Dari analisa dalam bagian ini, kita dapat menyimpulkan bahwa survei pengukuran ekspektasi inflasi lebih bersifat *forward looking*, tapi hanya untuk jangka waktu yang cukup singkat (kebanyakan lebih singkat dari jangka waktu yang diinginkan). *Balance scores* SKDU yang dimodifikasi dan satu kuartal Consensus Forecast menunjukkan korelasi yang sebanding



dengan inflasi yoy kuartalan berikutnya. Kedua pengukuran tersebut juga menunjukkan perilaku yang sama untuk inflasi yoy saat ini dan inflasi $t-1$ $t-1$.

Untuk data survei yang mengukur ekspektasi inflasi dua kuartal berikutnya, ekspektasi inflasi dari consensus forecast menunjukkan tingkat korelasi yang lebih tinggi dengan inflasi aktual dibandingkan dengan SK 6 bulan dan SPE 6 bulan yang dimodifikasi. Dari semua survei mengenai tingkat ekspektasi inflasi (bukan *balance scores*), consensus forecast memiliki tingkat akurasi yang paling baik dalam memprediksi tingkat inflasi pada horison forecast yang diinginkan. Sebagai perbandingan, kita plot *balance scores* SKDU yang dimodifikasi, ekspektasi inflasi SSMX, satu kuartalan Concensus Forecast, dan data inflasi pada Grafik 13. Dari grafik ini terlihat bahwa SKDU, consensus forecast, dan deretan SSMX yang dimodifikasi dapat mengikuti pergerakan inflasi aktual dengan relatif baik.

Kemiripan gerakan antara consensus forecast satu kuartal dengan *balance scores* SKDU yang dimodifikasi seperti terlihat dalam Grafik 13, dan kesamaan korelasi kedua indikator dengan inflasi masa lalu, saat ini, dan masa depan, memotivasi kita untuk mengeksplorasi lebih jauh hubungan antara pengukuran-pengukuran tersebut.



Seperti disebutkan dalam Tabel 1, selain memperlihatkan ekspektasi pergerakan harga dalam bentuk *balance scores*, SKDU juga memberikan ekspektasi inflasi yoy akhir tahun baik pada publikasi kuartal pertama, kedua, ketiga, dan keempat. Keakuratan perhitungan tersebut dalam memprediksikan inflasi aktual dapat dilihat pada Tabel 5. Karena keterbatasan seri data yang tersedia dari SKDU, kita tidak bisa menerapkan metode yang telah digunakan sebelumnya dalam menganalisis hubungan antara ekspektasi inflasi SKDU dengan consensus forecast.

Tabel 7 menunjukkan tingkat ekspektasi inflasi dari consensus forecast dan SKDU yang dipublikasikan. Berbeda dengan hasil yang kita temukan sebelumnya dengan menggunakan *balance scores* SKDU yang dimodifikasi, tingkat ekspektasi inflasi dalam satu kuartal kedepan antara SKDU dan consensus forecast secara signifikan ternyata berbeda. Perbedaan ini akan muncul dalam horison yang lebih panjang. Meski demikian, perlu mempertimbangkan bahwa poin data dalam perbandingan ini jumlahnya terbatas, sehingga kita tidak dapat mengamati hubungan yang sebenarnya. Tetapi jika kita hanya fokus pada data yang disajikan di Tabel 7, kita dapat melihat bahwa consensus forecast memiliki tingkat akurasi yang lebih tinggi dalam memprediksi inflasi aktual dibandingkan dengan SKDU.

| Year | Actual Inflation | Consensus Forecast | | | | SKDU | | | |
|------|------------------|--------------------|------|-------|-------|-------|------|-------|-------|
| | | 4Q | 3Q | 2Q | 1Q | 4Q | 3Q | 2Q | 1Q |
| 2001 | 12.55 | 6.80 | 7.70 | 11.10 | 11.80 | - | - | - | - |
| 2002 | 9.95 | 8.90 | 9.00 | 9.50 | 9.00 | - | - | - | - |
| 2003 | 5.16 | 9.30 | 9.10 | 6.50 | 5.80 | 7.56 | 9.5 | 9 | 8.02 |
| 2004 | 6.40 | 6.50 | 5.50 | 6.20 | 6.50 | 7.89 | 7.37 | 7.3 | 7.37 |
| 2005 | 17.11 | 6.00 | 7.00 | 7.50 | 8.10 | 11.08 | 8.37 | 8.06 | 9.75 |
| 2006 | 6.60 | 7.70 | 7.40 | 6.40 | 6.10 | 8.63 | 9.81 | 9.86 | 9.2 |
| 2007 | 6.59 | 6.10 | 7.40 | 6.60 | 6.50 | 7.75 | 7.89 | 7.6 | 7.47 |
| 2008 | 11.06 | 6.60 | 7.10 | 11.40 | 12.10 | 9.54 | 8.23 | 10.06 | 10.17 |
| 2009 | 2.78 | 5.80 | 4.90 | 4.30 | 3.50 | 8.48 | 8.48 | 8.23 | 7.17 |

Dalam tabel 7, kita juga dapat mengamati bahwa untuk *consensus forecast*, terdapat koreksi yang signifikan dari horison forecast panjang ke yang lebih pendek. Sedangkan untuk SKDU, kita tidak mendapatkan perilaku yang sama. Tabel 8 dapat mengungkapkan alasan dari perbedaan tersebut. Kita menerapkan metode yang digunakan oleh Harmanta (2009) untuk menguji apakah ekspektasi inflasi sejalan dengan target yang ditetapkan oleh pemerintah. Kita hanya menggunakan ekspektasi inflasi 4 kuartal kedepan dari kedua survei tersebut karena tidak seperti horison yang lebih pendek, terdapat kemungkinan keduanya dipengaruhi oleh target pemerintah. .

Dari kolom 7a dan 7b, terlihat bahwa *consensus forecast* 4 kuartal kedepan menjangkar ke target inflasi pemerintah. Sedangkan ekspektasi inflasi SKDU menjangkar untuk periode satu tahun (2006). Dari sini dapat disimpulkan bahwa kredibilitas target inflasi pemerintah lebih tinggi di mata responden *consensus forecast* dibandingkan dengan responden SKDU. Pertanyaannya, seberapa besar perbedaan ini dapat mempengaruhi dinamika inflasi aktual? Analisa dalam dua bagian berikutnya akan memberikan penjelasan dari pertanyaan ini dengan membandingkan efek guncangan dari perhitungan ekspektasi inflasi yang berbeda, terhadap dinamika inflasi aktual, lalu membandingkannya dengan menguji informasi mengenai hal-hal tersebut dalam memprediksi tingkat inflasi saat ini dan di masa yang akan datang.

Tabel 8.
Consensus forecast , SKDU (data tingkat inflasi) dan target inflasi BI.

| Year | Actual Inflation | Inflation Expectation | | Target | Mistake | Surprise | | Anchoring | |
|------|------------------|-----------------------|-------|---------|---------|----------|-------|-----------|-------|
| | | CF_4Q | SKDU | | | CF_4Q | SKDU | CF_4Q | SKDU |
| 1 | 2 | 3a | 3b | 4 | 5 | 6a | 6b | 7a | 7c |
| 2001 | 12.55 | 6.8 | - | 4-6 | 6.55 | -5.75 | - | 0.8 | - |
| 2002 | 9.95 | 8.9 | - | 9-10 | 0 | -1.05 | - | -0.1 | - |
| 2003 | 5.16 | 9.3 | 7.56 | 8-10 | -2.84 | 4.14 | 2.40 | -2.84 | -0.44 |
| 2004 | 6.40 | 6.5 | 7.89 | 4.5-6.5 | 0 | 0.10 | 1.49 | 0.00 | 1.39 |
| 2005 | 17.11 | 6 | 11.08 | 5-7 | 10.11 | -11.11 | -6.03 | 0.00 | 4.08 |
| 2006 | 6.60 | 7.7 | 8.63 | 7-9 | -0.40 | 1.10 | 2.03 | 0.00 | 0.00 |
| 2007 | 6.59 | 6.1 | 7.75 | 5-7 | 0 | -0.49 | 1.16 | 0.00 | 0.75 |
| 2008 | 11.06 | 6.6 | 9.54 | 4-6 | 5.06 | -4.46 | -1.52 | 0.60 | 3.54 |
| 2009 | 2.78 | 5.8 | 8.48 | 3.5-5.5 | -0.72 | 3.02 | 5.70 | 0.30 | 2.98 |

Catatan:

Kolom 7 dihitung dari selisih batas atas atau batas bawah dari target (yang paling dekat dengan ukuran ekspektasi inflasi) dengan ukuran ekspektasi inflasi, Kolom 5 = 2 - 4, Kolom 6 = 3 - 2, Kolom 7 = 3 - 4

4.3 Efek pada Inflasi Aktual

Untuk menganalisa apakah perhitungan dari setiap survei dari ekspektasi inflasi mempengaruhi dinamika inflasi aktual, kita mengestimasi model VAR bivariat dengan inflasi dan ukuran ekspektasi inflasi sebagai variabel endogen. Untuk mengidentifikasi guncangan terhadap inflasi yang diharapkan, kita mengasumsikan bahwa tingkat inflasi bereaksi seketika terhadap guncangan ekspektasi inflasi. Sedangkan ekspektasi inflasi bereaksi dengan lag satu periode dalam fluktuasi inflasi aktual. Hal ini didasarkan pada dekomposisi Cholesky, di mana

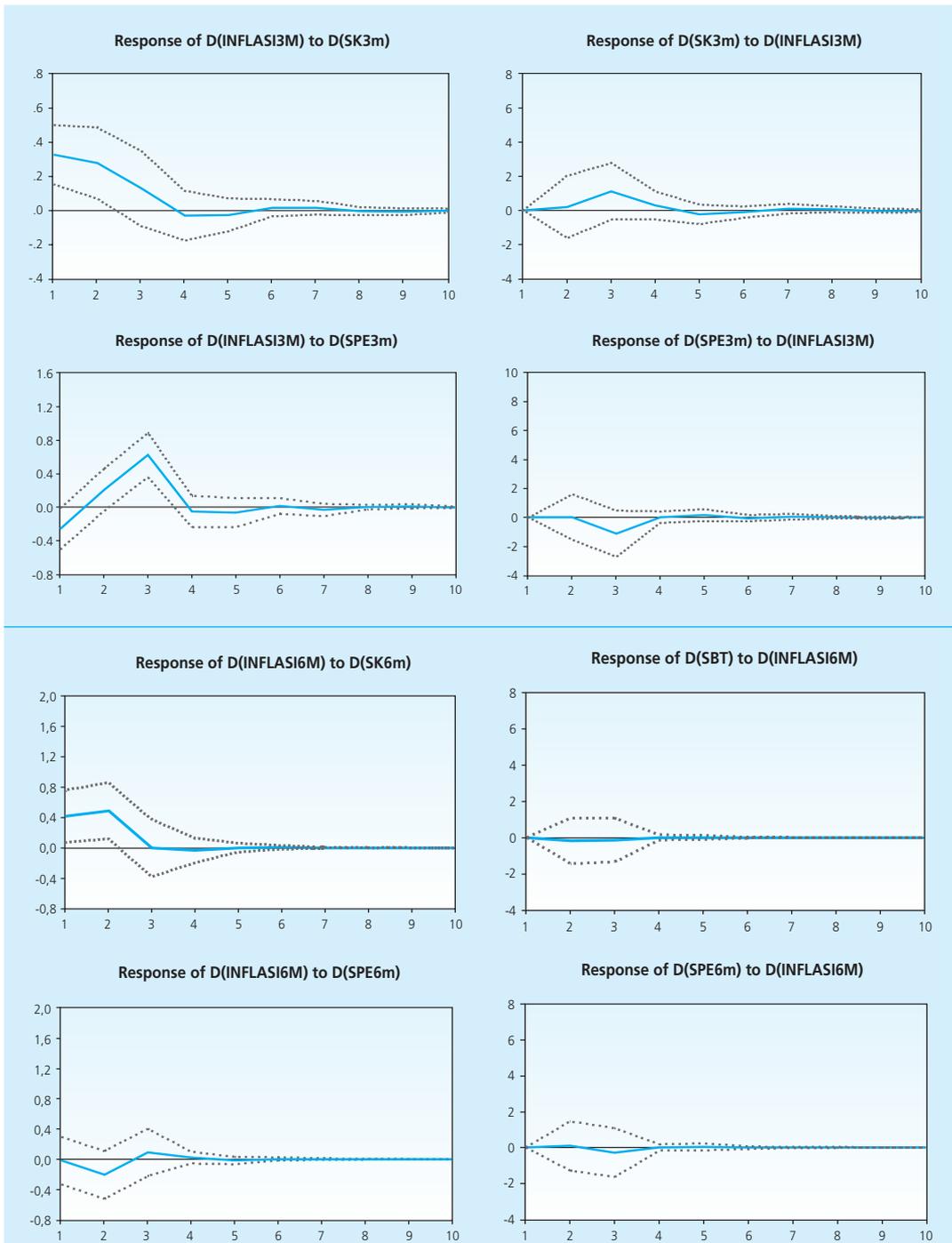
ekspektasi inflasi diurutkan sebelum inflasi aktual. Pengurutan ini telah menangkap asumsi identifikasi yang kita ambil, yakni bahwa ekspektasi inflasi bersifat *contemporaneously predetermined*. Untuk mengeksplorasi keterkaitan dinamis antara inflasi actual dan ekspektasi inflasi, kita menggunakan fungsi impuls respon (*impulse response function*) dan dekomposisi varians (*variance decomposition*).

Metode dan asumsi yang digunakan di dalam bagian ini mirip dengan yang digunakan oleh Gnaan dkk. (2009) dan Leduc dkk. (2007). Dalam kasus ini kita salah satu variabel dalam model masing-masing memiliki *unit root* sementara yang lain stasioner (kecuali untuk SK6m dan model SPE6m_yoy, di mana kedua variabel endogen adalah non-stasioner). Karena keterbatasan data, dalam beberapa model, kita tidak dapat menolak bahwa inflasi memiliki satu unit root kita kita. Secara hati-hati kita mengestimasi semua model VAR menggunakan variabel yang berbeda.

Dalam kasus SK6m dan SPE6m_yoy, tes kointegrasi Johansen menunjukkan bahwa tidak ada kointegrasi antar-variabel endogen yang digunakan dalam model. Kita mengestimasi model VAR bi-variate dengan dua lag variabel endogen. Hasilnya *robust* sehubungan dengan dimasukkannya lag tambahan ini. Selain itu, karena rentang waktu data yang pendek (terutama untuk data dengan frekuensi kuartalan), kita hanya menyertakan dua lag dalam spesifikasi yang dipilih.

Pada bagian ini, kita mengelompokkan fungsi impuls respon (*impulse response function*) untuk model yang memiliki frekuensi dan kompatibilitas yang sama dengan ukuran inflasi tertentu (*qtq*, 6 bulan atau *yoy*). Kelompok pertama, kita menguji pergitungan SK dan SPE dari ekspektasi inflasi untuk jangka waktu peramalan 3 dan 6 bulan (*original balance scores*). Pada sesi sebelumnya kita telah menemukan bahwa pengukuran-pengukuran ini menunjukkan heterogenitas yang sangat rendah, ekspektasi inflasi retailer mempengaruhi ekspektasi inflasi konsumen 1 bulan dan ekspektasi inflasi konsumen dipengaruhi oleh ekspektasi inflasi retailer. Hasil dari fungsi impuls respon sejalan dengan temuan ini.

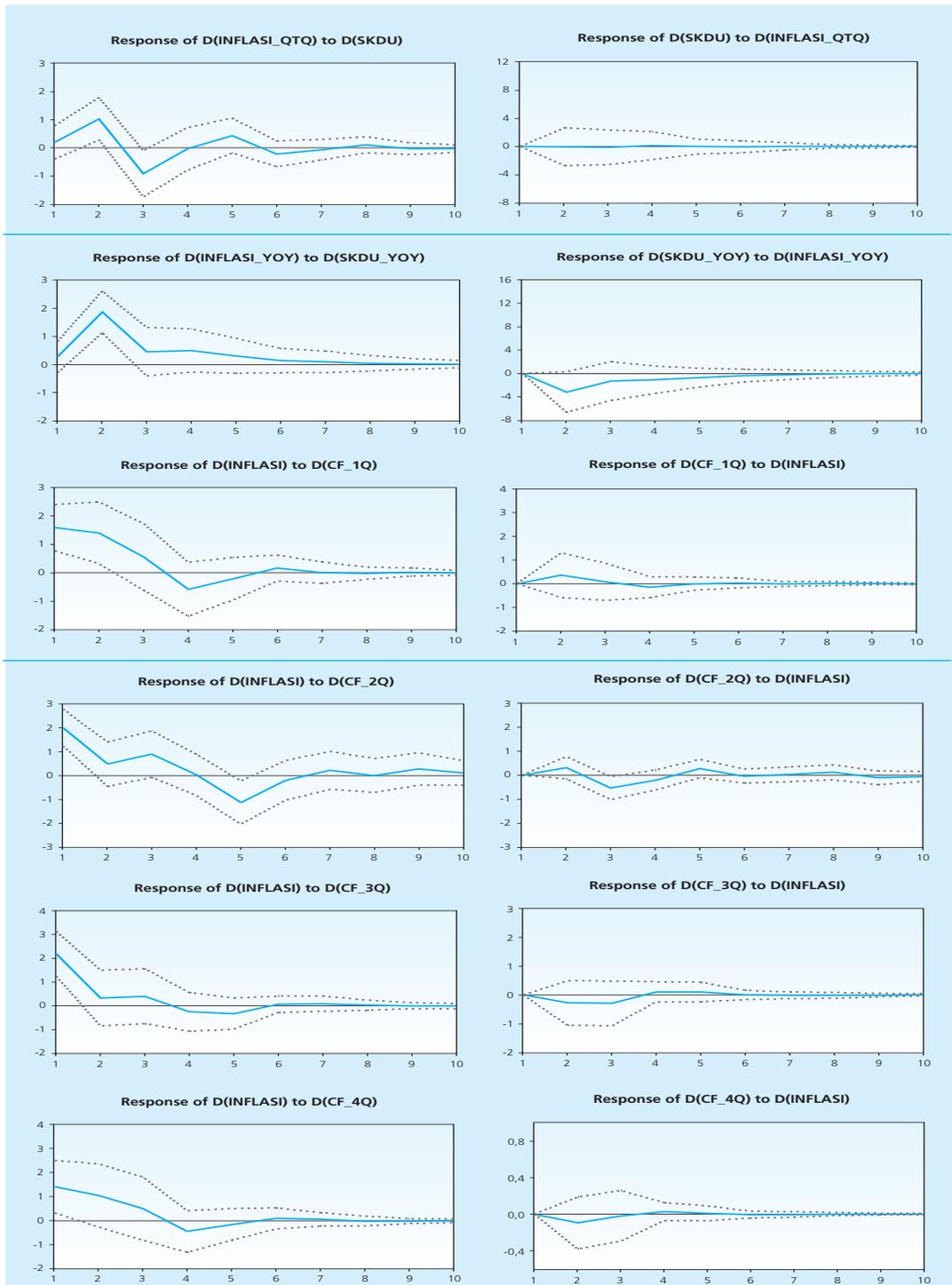
Seperti yang dapat kita lihat di Grafik 14, guncangan terhadap perubahan ekspektasi konsumen memiliki efek langsung terhadap perubahan inflasi dari periode 1 hingga 2, sedangkan guncangan terhadap perubahan ekspektasi retailer memiliki dampak pada perubahan pada tingkat inflasi pada periode 3. Sayangnya untuk pengukuran 6 bulan kita tidak menemukan fenomena yang sama. Guncangan terhadap pergerakan harga konsumen 6 bulan berikutnya memiliki dampak yang sangat kecil terhadap perubahan tingkat inflasi. Sedangkan guncangan pada perubahan ekspektasi retailer tidak memiliki dampak terhadap inflasi.



Frequency: Monthly

Grafik 14.

Fungsi impuls respon Pengukuran Survei Konsumen dan Retailer dari Ekspektasi Inflasi

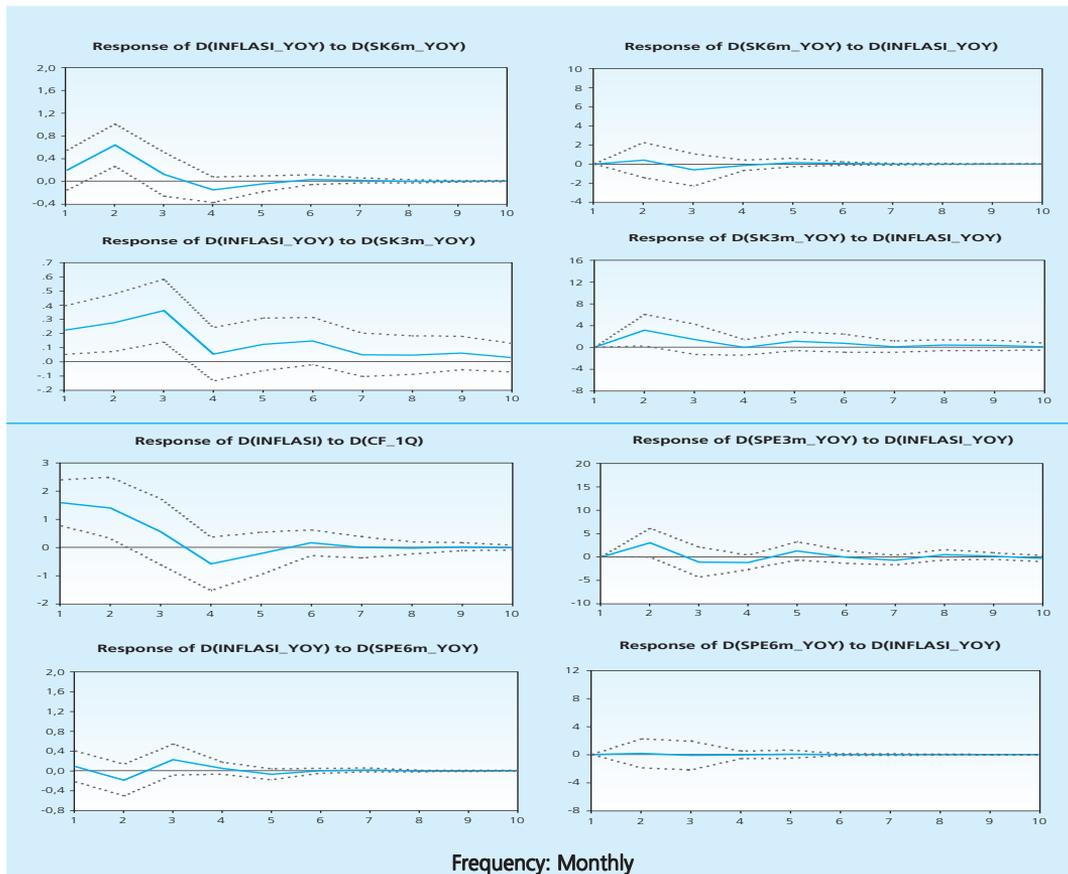


Frequency: Quarterly

Grafik 15. Fungsi impuls respon Pengukuran yang Bervariasi Ekspektasi Inflasi Kuartalan

Grafik 15 menunjukkan fungsi impuls respon untuk berbagai ukuran ekspektasi inflasi dengan frekuensi kuartalan. Penting untuk dicatat bahwa kita menemukan respon yang berbeda antara guncangan Consensus Forecast 1 kuartal dan *balance scores* SKDU yang dimodifikasi terhadap dinamika inflasi aktual. Dari sesi sebelumnya, kita menemukan bahwa kedua ukuran tersebut memiliki korelasi yang sama dengan tingkat inflasi yang terjadi di masa lalu, saat ini, dan masa depan. Kita dapat melihat pada Gambar 15 bahwa guncangan pada perubahan ekspektasi inflasi Consensus Forecast memiliki dampak pada perubahan tingkat inflasi pada horison 1 dan 2. Sedangkan guncangan pada perubahan ekspektasi perusahaan berpengaruh pada perubahan inflasi hanya terjadi pada horison 2. Grafik tersebut juga menunjukkan bahwa guncangan terhadap perubahan Ekspektasi Inflasi Consensus Forecast (dari horison forecast yang bervariasi) mempengaruhi perubahan tingkat inflasi dimulai dari horison 1. Besar dan lamanya dampak, menurun seiring peningkatan jangka waktu peramalan.

Pada Grafik 16, dibandingkan dengan ukuran survei ekspektasi inflasi yang lain, guncangan terhadap ekspektasi inflasi SK dan SPE yang dimodifikasi, relatif memiliki dampak lebih kecil terhadap dinamika inflasi aktual.



Grafik 16. Fungsi impuls respon Pengukuran yang Inflasi Ekspektasi Dimodifikasi (SK dan SPE)

Uji Kusalitas Granger pada Tabel 9 menunjukkan bahwa hampir semua indikator ekspektasi inflasi berpengaruh (granger cause) kepada inflasi, kecuali untuk SPE6m (Survei Penjualan Eceran – 6 bulan). Di sisi lain, inflasi tidak mempengaruhi semua indikator, kecuali untuk SPE3m (Survei Penjualan Eceran-3 bulan) dan CF_2Q (Consensus Forecas *t*-2 kuartal). Berdasarkan Fungsi impuls respon dan hasil uji kausalitas Granger, kita dapat menyimpulkan bahwa hampir seluruh indikator ekspektasi inflasi memiliki dampak terhadap dinamika inflasi aktual. Hasil dari dekomposisi varians inflasi untuk setiap model VAR ditunjukkan pada Table 10. Tergantung pada indikator yang digunakan, kontribusi guncangan ekspektasi inflasi dapat mencapai 75.76% terhadap variabilitas perubahan inflasi.

Tabel 9.
Hasil Kausalitas Granger

| | | | | | | | |
|--------------|---------------|----------------|---|----------------|---------------|--------------|---|
| D(SKDU) | granger cause | D(inflasi_qtq) | √ | D(inflasi_qtq) | granger cause | D(SKDU) | – |
| D(SK3m) | granger cause | D(inflasi_qtq) | – | D(inflasi_qtq) | granger cause | D(SK3m) | – |
| D(SPE3m) | granger cause | D(inflasi_qtq) | √ | D(inflasi_qtq) | granger cause | D(SPE3m) | √ |
| D(SK6m) | granger cause | D(inflasi_6m) | √ | D(inflasi_6m) | granger cause | D(SK6m) | – |
| D(SPE6m) | granger cause | D(inflasi_6m) | – | D(inflasi_6m) | granger cause | D(SPE6m) | – |
| D(CF_1Q) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(CF_1Q) | – |
| D(CF_2Q) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(CF_2Q) | √ |
| D(CF_3Q) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(CF_3Q) | – |
| D(CF_4Q) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(CF_4Q) | – |
| D(SKDU_yoy) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(SKDU_yoy) | – |
| D(SK3m_yoy) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(SK3m_yoy) | – |
| D(SK6m_yoy) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(SK6m_yoy) | – |
| D(SPE3m_yoy) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(SPE3m_yoy) | – |
| D(SPE6m_yoy) | granger cause | D(inflasi_yoy) | √ | D(inflasi_yoy) | granger cause | D(SPE6m_yoy) | – |

Tabel 10.
Dekomposisi Varians Inflasi

| (Monthly) Variance Decomposition of Inflation | | | | | (Quarterly) Variance Decomposition of Inflation | | | | | | |
|---|-------|--------|-------|--------|---|-------|----------|-------|-------|-------|-------|
| Horizon | SK_3m | SPE_3m | SK_6m | SPE_6m | Horizon | SKDU | SKDU_yoy | CF_1Q | CF_2Q | CF_3Q | CF_4Q |
| 1 | 27.86 | 4.71 | 7.16 | 0.02 | 1 | 1.17 | 2.61 | 45.08 | 69.10 | 58.27 | 24.55 |
| 2 | 36.97 | 7.22 | 15.46 | 1.88 | 2 | 20.83 | 56.14 | 55.73 | 70.27 | 57.88 | 33.39 |
| 3 | 38.43 | 25.96 | 15.44 | 2.20 | 3 | 31.57 | 56.95 | 57.22 | 72.43 | 58.12 | 35.06 |
| 4 | 38.24 | 25.06 | 15.49 | 2.22 | 4 | 30.85 | 58.39 | 58.33 | 72.36 | 58.16 | 36.36 |
| 5 | 38.22 | 25.06 | 15.49 | 2.23 | 5 | 32.78 | 58.70 | 58.13 | 75.74 | 58.64 | 36.52 |
| 6 | 38.18 | 26.13 | 15.49 | 2.23 | 6 | 33.22 | 58.74 | 58.25 | 75.76 | 58.63 | 36.57 |
| 7 | 38.21 | 26.13 | 15.49 | 2.24 | 7 | 33.24 | 58.77 | 58.19 | 75.24 | 58.64 | 36.59 |
| 8 | 38.19 | 26.18 | 15.49 | 2.24 | 8 | 33.36 | 58.77 | 58.19 | 75.24 | 58.64 | 36.59 |
| 9 | 38.20 | 26.18 | 15.49 | 2.24 | 9 | 33.37 | 58.77 | 58.19 | 75.44 | 58.64 | 36.59 |
| 10 | 38.20 | 26.18 | 15.49 | 2.24 | 10 | 33.38 | 58.77 | 58.19 | 75.46 | 58.64 | 36.59 |

SK_3m and SPE_3m vs Inflasi_qtq
SK_6m and SPE_6m vs Inflasi_6m

SKDU vs Inflasi_qtq
SKDU_yoy, CF_1Q, CF_2Q, CF_3Q and CF_4Q vs inflasi_yoy

| (Monthly) Variance Decomposition of Inflation (in %) | | | | |
|--|----------|-----------|----------|-----------|
| Horizon | SK3m_yoy | SPE3m_yoy | SK6m_yoy | SPE6m_yoy |
| 1 | 17.53 | 1.95 | 1.59 | 0.40 |
| 2 | 32.93 | 2.88 | 16.36 | 1.97 |
| 3 | 48.68 | 15.44 | 16.82 | 4.20 |
| 4 | 46.70 | 16.13 | 17.52 | 4.31 |
| 5 | 47.35 | 17.69 | 17.58 | 4.52 |
| 6 | 48.99 | 18.92 | 17.60 | 4.52 |
| 7 | 48.84 | 18.91 | 17.60 | 4.53 |
| 8 | 48.85 | 19.38 | 17.60 | 4.53 |
| 9 | 49.11 | 19.50 | 17.60 | 4.53 |
| 10 | 49.11 | 19.54 | 17.60 | 4.53 |

SK3m_yoy, SPE3m_yoy, SK6m_yoy, SPE6m_yoy vs Inflasi_yoy
All variables are in difference

4.4. Informasi Direksional Dalam Memprediksi Inflasi Saat Ini dan Masa Depan

Pada sesi ini, kita membahas informasi arah yang dimiliki oleh setiap ukuran ekspektasi inflasi dalam memprediksi tingkat inflasi saat ini dan masa depan. Walaupun ukuran survei ekspektasi inflasi tidak akurat, mereka masih tetap berguna untuk melengkapi indikator ekonomi.

Kita mengikuti metode Ranchold (2003) yang menggunakan model inflasi sederhana dengan regressor inflasi masa lalu, output gap dan indeks bobot perdagangan. Model ini merupakan versi perekonomian terbuka dari *hybrid New Keynesian Phillips Curve*. Untuk tujuan ini, kita menggunakan versi NKPC yang juga digunakan oleh Alamsyah (2008). Kita mengukur kontribusi tambahan data ekspektasi inflasi terhadap daya jelas model (yakni peningkatan R^2 ketika data survei dimasukkan ke dalam model). Seperti halnya pada analisis korelasi, kita tidak hanya tertarik pada daya prediktif tambahan data survei terhadap model inflasi pada jangka waktu peramalan yang diinginkan, tapi juga pada saat survei dan setelah survei hingga akhir waktu peramalan.

$$\text{Regresi Pertama} \quad : \pi_t = \pi_{t-1} + Ogap_t + TOT_t$$

$$\text{Regresi Kedua} \quad : \pi_t = \pi_{t-1} + Ogap_t + TOT_t + \pi^e$$

Dimana π_t adalah inflasi pada periode t ; π_{t-1} adalah inflasi di masa lalu $t-1$; $Ogap$ adalah output gap pada periode t ; TOT adalah nilai tukar perdagangan (*term of trade*), dan π^e adalah ekspektasi inflasi. Daya prediktif tambahan dihitung sebagai selisih R-square dari kedua regresi.

Idealnya kita melakukan regresi pada data level, namun berdasarkan uji root unit, beberapa variabel adalah $I(1)$, sehingga kita harus melakukan regresi pada *first difference*. Pada setiap kasus, uji kointegrasi Johansen menunjukkan semua variabel $I(1)$ tidak terintegrasi (hasil uji kointegrasi unit root ada pada Appendix). Pada setiap regresi yang menggunakan data *first difference*, interpretasi akan menjadi lebih sulit. Namun karena kita hanya tertarik pada peningkatan (atau penurunan) *adjusted-R²* model, maka interpretasi ini tidak menjadi persoalan.

Untuk analisis pada sesi ini, kita hanya menggunakan data survei yang sesuai dengan pengukuran inflasi *yoy*. Dikarenakan hal ini, kita hanya menggunakan versi data SK, SPE, dan SKDU yang dimodifikasi, untuk tambahan data CF. Untuk membandingkannya, kita juga menggunakan seri ekspektasi inflasi yang kita dapatkan dari model SSMX. Data yang tersedia untuk output gap dan TOT hanya dalam frekuensi kuartalan, jadi kita hanya menggunakan data bulan Maret, Juni, September, dan Desember untuk SK dan SPE. Kita tidak dapat menganalisa data SK yang dimodifikasi yang berdasarkan ekspektasi pergerakan harga 3 bulan berikutnya dikarenakan terbatasnya inti data yang tersedia untuk seri ini.

**Tabel 11. Kontribusi Untuk R2 yang Disesuaikan
Ketika Ukuran Ekspektasi Inflasi ditambahkan dalam Model sederhana Inflasi**

| Horizon | CF_1Q | CF_2Q | CF_3Q | CF_4Q | CF_5Q | CF_6Q | SPE3bln_yoy | SK6bln_yoy | SPE6bln_yoy | SSMX_yoy | SKDU_yoy |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|------------|-------------|----------|----------|
| 0 | 15% | 5% | 28% | 3% | 3% | 5% | -4% | -6% | -1% | 26% | 13% |
| 1 | 21% | -4% | -1% | -2% | 2% | 8% | 17% | 44% | 1% | 5% | 43% |
| 2 | -3% | 24% | 3% | -7% | -7% | -6% | -3% | -8% | -3% | 0.2% | 3% |
| 3 | -6% | -5% | 23% | 5% | -3% | -4% | -6% | -5% | -5% | 5% | 10% |
| 4 | | | 28% | 7% | -4% | -8% | | | | | |
| 5 | | | -7% | 1% | -4% | -9% | | | | | |
| 6 | | | | | -5% | -13% | | | | | |
| 7 | | | | | | -11% | | | | | |

Dari Tabel 11, kita dapat melihat bahwa penambahan ukuran ekspektasi inflasi CF, SKDU_yoy dan SPE3bln_yoy menambah daya prediksi yang substansial terhadap model sederhana inflasi kuartalan berikutnya. daya prediktif tambahan tertinggi diberikan oleh penambahan SKDU_yoy. SK6bln_yoy menghasilkan tambahan daya prediksi yang sama seperti SKDU_yoy, tapi seri ini sebenarnya dimaksudkan untuk mengukur ekspektasi inflasi 2 kuartal berikutnya. Untuk model inflasi 2 kuartal kedepan, daya prediktif tambahan tertinggi dihasilkan dari penambahan CF_2Q.

Daya prediksi yang signifikan diperoleh ketika ekspektasi inflasi yang diperoleh dari model SSMX ditambahkan ke model inflasi periode t . Hal ini menunjukkan bahwa tidak seperti indikator survei, seri ini sebenarnya dirancang untuk memprediksi inflasi pada waktu t , bukan waktu $t+1$. Model SSMX tidak sepenuhnya dianggap sebagai model ekspektasi rasional yang konsisten, karena perkiraan model ini berbeda dengan ekspektasi. Hal ini sejalan dengan bukti empiris di Indonesia yang menunjukkan bahwa meski pembentukan inflasi di Indonesia cenderung bersifat *forward looking*, tapi inflasi masa lalu masih memiliki pengaruh yang signifikan.

Seri CF_1Q dapat digunakan sebagai alternatif untuk ekspektasi inflasi pada model ekonometri makro. Seri ini memberikan informasi tentang arah inflasi kuartal saat ini dan berikutnya. Dibandingkan dengan yang digunakan oleh SSMX, seri ini masih dianggap lebih "rasional" (karena lebih akurat dalam memprediksi tingkat inflasi masa depan), tetapi didasarkan pada proses *imperfect foresight* (bertentangan dengan SSMX yang menggunakan inflasi aktual dalam mengestimasi ekspektasi inflasi). Perbedaan antara seri CF dan SSMX berkaitan dengan daya prediksi mereka dalam menentukan tingkat inflasi saat ini dan masa depan, disebabkan oleh perbedaan asumsi yang diterapkan dalam proses pembentukan data mereka. Kedua seri ini mewakili ekspektasi yang "tidak sepenuhnya rasional" namun dengan perilaku *forward looking* yang berbeda. Keuntungan menggunakan seri CF dibandingkan dengan SSMX adalah tingkat perilaku *forward looking* dalam pembentukan inflasi tidak harus tetap melainkan dapat berubah dari waktu ke waktu. Pilihan menerapkan seri ini pada model makro-ekonometrik harus didasarkan tingkat akurasi dalam memprediksi inflasi dan variabel makroekonomi lainnya.

Karena adanya lag pada publikasi data survei, maka untuk tujuan forecasting, Bank Sentral akan tertarik dengan kemampuan model yang dapat memprediksi lebih dari 2 kuartal. Satu-satunya data yang tersedia dengan kinerja yang cukup berasal dari Consensus Forecast, namun kinerjanya untuk memprediksi ekspektasi inflasi kuartal 4-6 tidak baik.

Seperti terlihat dari analisis yang telah kita lakukan sepanjang Bab 5, terdapat banyak keterbatasan akibat informasi yang tidak lengkap dan ketidaksesuaian data. Beberapa kriteria informasi ekspektasi inflasi yang "ideal", yang diperlukan untuk analisis kebijakan dan pemodelan adalah:

1. Setiap survei harus memiliki struktur waktu untuk dinamika ekspektasi inflasi dari 1 sampai 4 kuartal ke depan.
2. Ekspektasi inflasi diukur dengan ekspektasi inflasi yoy kuartalan akhir periode
3. Jika tidak memungkinkan untuk memperoleh informasi yang dapat dipercaya dari responden mengenai tingkat ekspektasi inflasi yoy kuartalan akhir periode, maka survei harus memiliki informasi mengenai ekspektasi pergerakan harga yang mencakup 1 hingga 4 kuartal berikutnya (diukur dengan menggunakan metode *balance scores*). Ekspektasi pergerakan harga harus disertai dengan data persepsi pergerakan harga 1 sampai 4 kuartal kedepan (juga menggunakan metode *balance scores*). Dengan memiliki kedua ekspektasi dan persepsi *balance scores*, kita akan memiliki informasi yang cukup untuk mengubah data *balance scores* menjadi data tingkat ekspektasi inflasi, dengan menggunakan pendekatan Carlson-Parkin (seperti dibahas dalam Millet, 2006).

V. KESIMPULAN

Penelitian ini menganalisa secara empiris survei inflasi dan memberikan beberapa temuan, *pertama*, di antara berbagai langkah ekspektasi inflasi di Indonesia, *Consensus Forecast* (CF) adalah satu-satunya indikator yang memberikan struktur ekspektasi inflasi yang lengkap dari 1 sampai 4 kuartal berikutnya. selain itu CF juga memiliki data bulanan untuk ekspektasi inflasi tahun sekarang dan ekspektasi inflasi tahun berikutnya (rata-rata inflasi bulanan *yoy*). *Kedua*, heterogenitas ekspektasi inflasi di antara pelaku ekonomi dan forecaster profesional untuk horison yang singkat (1 kuartal ke depan) sangat rendah. Untuk tujuan pemodelan, hal ini dapat digunakan sebagai dasar asumsi homogenya ekspektasi inflasi diantara para pelaku ekonomi. *Ketiga*, analisis korelasi dan uji kausalitas granger menunjukkan bahwa ekspektasi inflasi konsumen dipengaruhi oleh ekspektasi inflasi pengecer, dan ekspektasi Inflasi forecaster profesional dipengaruhi oleh ekspektasi inflasi perusahaan.

Ketiga temuan ini mengarahkan pada kesimpulan *pertama*, ekspektasi inflasi dari berbagai pelaku ekonomi bervariasi satu sama lain dan terdapat *spillovers* ekspektasi inflasi lintas pelaku ekonomi yang berbeda. Mekanisme bagaimana *spillovers* ini terjadi merupakan isu yang menarik untuk penelitian lebih lanjut. Diantara survei ekspektasi inflasi yang ada, *Consensus Forecast* (CF) dapat digunakan sebagai sumber informasi utama dalam menentukan tingkat ekspektasi

inflasi masyarakat. Kesimpulan *kedua*, seluruh survei ekspektasi inflasi kuartalan, memnberikan informasi berguna tentang tentang arah inflasi kuartalan berikutnya. Di antara mereka, hanya pengukuran CF yang memberikan informasi berguna tentang inflasi 2 kuartal kedepan, sehingga menjadi informasi paling memadai bagi kebijakan moneter. Untuk memprediksi pergerakan tingkat inflasi di masa depan, data ini dapat didukung dengan survei ekspektasi inflasi lainnya, terutama dari Survei kegiatan Dunia Usaha. Untuk tujuan pemodelan, seri concensus forecast (CF) 1 kuartal ke depan dapat digunakan sebagai alternatif untuk mewakili ekspektasi inflasi dalam model makro-ekonometrik karena seri ini dapat memberikan informasi tentang inflasi kuartal saat ini dan kuartal berikutnya.

Paper ini juga menemukan bahwa ekspektasi inflasi dari survei yang diamati lebih bersifat *forward looking*, tapi hanya untuk horison yang relatif singkat (kebanyakan kurang dari ekspektasi horison yang dituju). Meskipun besar dan panjang ekspektasi inflasi berbeda-beda, guncangan ekspektasi inflasi secara signifikan mempengaruhi dinamika tingkat inflasi aktual. Di antara semua survei yang menyajikan tingkat ekpektasi inflasi (bukan *balance scores*), Consensus Forecast memiliki kinerja terbaik dalam hal akurasi dalam memprediksi tingkat inflasi untuk jangka peramalan yang diinginkan. Ini adalah kesimpulan *ketiga* dari paper ini.

Implikasi kebijakan untuk ketiga kesimpulan di atas sangat jelas. Untuk meningkatkan perannya dalam analisis kebijakan moneter, informasi ekpektasi inflasi dari berbagai survei yang dilakukan saat ini perlu diperbaiki dengan meningkatkan kompatibilitas ekpektasi pengukuran survei yang berbeda dan memperpanjang ketersediaan horison waktu peramalan.

DAFTAR PUSTAKA

- Alamsyah, Halim, 2008, "*Persistensi Inflasi dan Dampaknya terhadap Pilihan dan Respons Kebijakan Moneter di Indonesia*", Universitas Indonesia, September 2008.
- Anwar, Muslimin and TevyChawwa, 2009, "*Analisis Ekspektasi Inflasi Indonesia Pasca ITF*", WP No.9, Bank Indonesia, May 2009.
- Curtin, R., 2006, "Inflation Expectations: Theoretical Models and Empirical Tests", Paper presented at the Narodowy Bank Polski's workshop on "The Role of Inflation Expectations in Modeling and Monetary Policy Making" on February 9 and 10, 2006.
- Dewati, Wahyu, Ndari Suryaningsih dan Tevy Chawwa, 2009, "*Revisiting Transmisi Kebijakan Moneter: Pendekatan VAR dan Panel Data*", Bank Indonesia, LHP No.19, December 2009.
- Forsells, M. dan G. Kenny, 2004, "Survey Expectations, Rationality and the Dynamics of Euro Area Inflation", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*.
- Gnan, Ernest, Johann Scharler dan Maria Antoinette Silgoner, 2009, "Inflation Expectations- Role and Measurement for Monetary Policy," *Monetary Policy & the Economy*, Oesterreichische National bank (Austrian Central Bank), issue 2, pages 41-67, August 2009.
- Harmanta, 2009, "*Kredibilitas Kebijakan Moneter dan Dampaknya terhadap Persistensi Inflasi dan Strategi Disinflasi di Indonesia: Dengan Model DSGE*", Universitas Indonesia, October 2009.
- Kurniati, Yati dan Sahminan, 2008, "*Ekstraksi Ekspektasi Inflasi dari Yields Surat Utang Negara*", Research Note No. 23, Bank Indonesia, 2008.
- Laksmo R, Didi et al., 2000, "*Suku Bunga sebagai salah satu indikator ekspektasi inflasi*", *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, Bank Indonesia, Maret 2000.
- Leduc, S., K. Sill dan T. Stark, 2007, "Self-Fulfilling Expectations and the Inflation of the 1970s: Evidence from the Livingston Survey", *Journal of Monetary Economics* 54(2), 433-459, 2007.
- Mankiw, N. G., R. Reis dan J. Wolfers, 2003, "Disagreement about Inflation Expectations", NBER Working Paper 9796, 2003.
- Millet, F.C., 2006, "Finding the Optimal Method of Quantifying Inflation Expectations On The Basis of Qualitative Survey Data", manuscript, Balliol College, University of Oxford.
- Satish Ranchhod, 2003, "The Relationship between Inflation Expectations Survey Data and Inflation," *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, Reserve Bank of New Zealand, vol. 66, December 2003.

Tjahjono Endi, Haris Munandar dan Jati Waluyo, 2010, "*Revisiting Estimasi Potential Output dan Output Gap Indonesia: Pendekatan Fungsi Produksi berbasis Model*", WP No. 02, Bank Indonesia, April 2010.

Whelan, Karl, 2005, "The New-Keynesian Phillips Curve", Lecture Notes EC4010, Trinity College Dublin.

Wuryandani, Gantiah, 2001, "*Suku Bunga Riil Ex-Ante sebagai Indikator Arah Kebijakan Moneter*", Bank Indonesia, December 2001.

Wuryandani, Gantiah dan Abdul M. Ikram and Diah E. Handayani, 2003, "Monetary Policy Transmission Through Inflation Expectation Channel", Transmission Mechanism of Monetary Policy in Indonesia, Bank Indonesia, 2003.

PETUNJUK PENULISAN

1. Naskah harus merupakan karya asli penulis (perorangan, kelompok atau institusi) yang tidak melanggar hak cipta. Naskah yang dikirimkan, belum pernah diterbitkan dan tidak sedang dikirimkan ke penerbit lain pada waktu yang bersamaan. Hak cipta atas naskah yang diterima, TETAP menjadi hak penulis.
2. Setiap naskah yang disetujui untuk diterbitkan, akan mendapatkan kompensasi finansial sebesar Rp 2.500.000,-.
3. Naskah dapat dikirimkan dalam bentuk *softcopy*(file). Sangat disarankan untuk mengirimkan *softcopy* anda ke:

paper.bemp@gmail.com (Cc. to: tsubandoro@bi.go.id)

Jika tidak memungkinkan, file tersebut dapat disimpan dalam disket atau CD dan dikirimkan melalui pos ke alamat redaksi berikut:

BULETIN EKONOMI MONETER DAN PERBANKAN

Departemen Riset Ekonomi dan Kebijakan Moneter, Bank Indonesia

Gedung B, Lt. 20, Jl. M. H. Thamrin No.2

Jakarta Pusat, INDONESIA Telpon: 62-21-3818202, Fax: 62-21-3800394

4. Naskah dibatasi ± 25 halaman berukuran A4, spasi satu (1), *font* Times New Roman dengan ukuran font 12.
5. Persamaan matematis dan simbol harap ditulis dengan mempergunakan *Microsoft Equation*.
6. Setiap naskah harus disertai abstraksi, maksimal satu (1) halaman ukuran A4. Untuk naskah yang ditulis dalam bahasa Indonesia, abstraksi-nya ditulis dalam Bahasa Inggris, dan sebaliknya.
7. Naskah harus disertai dengan kata kunci (*Keyword*) dan dua digit nomor Klasifikasi *Journal of Economic Literature* (JEL). Lihat klasifikasi JEL pada, [http:// www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html](http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html).
8. Naskah ditulis dengan penyusunan BAB secara konsisten sebagai berikut,

I. JUDUL BAB

I.1. Sub Bab

I.1.1. Sub Sub Bab

9. Rujukan dibuat dalam footnote (catatan kaki) dan bukan endnote.

10. Sistem referensi dibuat mengikuti aturan berikut,

a. Publikasi buku:

John E. Hanke dan **Arthur G. Reitsch**, (1940), *Business Forecasting*, PrenticeHall, New Jersey.

b. Artikel dalam jurnal:

Rangazas, Peter. "Schooling and Economic Growth: A King-Rebelo Experiment with Human Capital", *Journal of Monetary Economics*, Oktober 2000,46(2), hal. 397-416.

c. Artikel dalam buku yang diedit orang lain: **Frankel, Jeffrey A.** dan **Rose, Andrew K.** "Empirical Research on Nominal Exchange Rates", dalam Gene Grossman dan Kenneth Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North-Holland, 1995, hal. 397-416.

d. Kertas kerja (*working papers*):

Kremer, Michael dan **Chen, Daniel**. "Income Distribution Dynamics with Endogenous Fertility". National Bureau of Economic Research (Cambridge, MA) Working Paper No.7530, 2000.

e. Mimeo dan karya tak dipublikasikan: **Knowles, John**. "Can Parental Decision Explain U.S. Income Inequality?", Mimeo, University of Pennsylvania, 1999.

f. Artikel dari situs WEB dan bentuk elektronik lainnya: **Summers, Robert** dan **Heston, Alan W.** "Penn World Table, Version 5.6" [http:// pwtecon.unpenn.edu/](http://pwtecon.unpenn.edu/), 1997.

g. Artikel di koran, majalah dan periodicals sejenis: **Begley, Sharon**. "Killed by Kindness", *Newsweek*, April 12, 1993, hal. 50-56.

11. Naskah harus disertai dengan biodata penulis, lengkap dengan alamat, telepon, rekening Bank dan e-mail yang dapat dihubungi. Disarankan untuk menulis biodata dalam bentuk CV (*curriculum vitae*) lengkap.