

Structural Breaks dan Ketidakstabilan Permintaan Uang di Indonesia *Structural Breaks and Instability of Money Demand in Indonesia*

Deviyantini^{a,*}, Iman Sugema^a, Tony Irawan^a

^aProgram Pascasarjana Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, Institut Pertanian Bogor

[diterima: 6 April 2017 — disetujui: 12 Desember 2017 — terbit daring: 28 Februari 2018]

Abstract

This research aims to identify the sources of instability of the money demand function (M1 and M2) due to structural changes that occur as a result of economic shocks. These shocks, are technically shown by the presence of structural breaks in the data and can lead the parameters non-constancy. The instability of the money demand function was analyzed using the Gregory and Hansen test. The source of instability of the money demand was identified using time varying parameter model. This research used quarterly time series data from 1993Q1 to 2013Q4. The result of Gregory and Hansen test indicates there is no long term equilibrium between variables (money demand, income, domestic interest rate, foreign interest rate, exchange rate, and inflation) in the model, neither M1 nor M2 model. On the other word, money demand function is unstable. The source of the instability is exchange rate variable.

Keywords: *Stability Money Demand; Structural Breaks; Time Varying Parameter Model*

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi sumber-sumber ketidakstabilan fungsi permintaan uang (M1 dan M2) akibat dari perubahan struktural yang terjadi karena adanya guncangan ekonomi. Guncangan tersebut, yang secara teknis ditunjukkan oleh keberadaan *structural breaks* di dalam data, dapat menyebabkan parameter menjadi tidak konstan. Ketidakstabilan fungsi permintaan uang dianalisis dengan menggunakan *Gregory and Hansen test*. Sumber ketidakstabilan dari permintaan uang diidentifikasi dengan menggunakan *time varying parameter model*. Penelitian ini menggunakan data *time series* dalam bentuk kuartalan dari 1993Q1 sampai 2013Q4. Hasil *Gregory and Hansen test* menunjukkan bahwa tidak ada keseimbangan jangka panjang di antara variabel-variabel (permintaan uang, pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi) di dalam model, baik pada model M1 maupun M2. Dengan kata lain, fungsi permintaan uang tidak stabil. Sumber ketidakstabilan tersebut berasal dari variabel nilai tukar.

Kata kunci: *Stabilitas Permintaan Uang; Structural Breaks; Time Varying Parameter Model*

Kode Klasifikasi JEL: C10; E41

Pendahuluan

Permintaan uang mengacu pada jumlah uang yang dipegang oleh seseorang dalam periode tertentu untuk membiayai transaksi keuangan mereka (Dritsakis, 2012). Jumlah permintaan uang di suatu negara cenderung berfluktuasi dari waktu ke waktu bergantung pada aktivitas dari para pelaku ekonomi di negara tersebut, di antaranya perdagangan internasional serta kegiatan investasi antar-negara. Pada

era globalisasi seperti saat ini, tidak dapat dipungkiri bahwa kuantitas permintaan uang domestik di suatu negara dipengaruhi oleh permintaan dari negara-negara lainnya. Hal ini dikarenakan, negara yang melakukan kerja sama ekonomi dengan negara lainnya, baik itu kegiatan perdagangan maupun investasi, membutuhkan mata uang negara lain untuk melakukan transaksi keuangan.

Pada negara Indonesia, pertumbuhan uang cenderung bersifat fluktuatif. Kondisi tersebut dapat dilihat pada Gambar 1. Pada tahun 2008, pertumbuhan M1 dan M2 mengalami penurunan yang signifikan, khususnya pertumbuhan M1. Kondisi tersebut merupakan dampak dari terjadinya krisis

*Alamat Korespondensi: Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, Institut Pertanian Bogor, Kampus IPB Dramaga Bogor 16680. E-mail: deviyantini90@gmail.com.

finansial global yang muncul akibat terjadinya krisis *subprime mortgage* di Amerika Serikat (AS). Besarnya pengaruh negara AS terhadap perekonomian dunia menyebabkan krisis yang terjadi di AS menimbulkan *contagion effect* ke negara-negara lainnya, termasuk Indonesia, dan tidak hanya menyebabkan terjadinya krisis keuangan berskala global, namun juga mendorong terjadinya perlambatan ekonomi secara global (Sugema, 2012). Hal ini ditunjukkan dengan terjadinya Pemutusan Hubungan Kerja (PHK) secara besar-besaran yang dilakukan oleh beberapa perusahaan dalam mengatasi kelesuan ekonomi yang terjadi. Kelesuan ekonomi juga terjadi akibat penurunan ekspor dan turunnya daya beli masyarakat. Perlambatan ekonomi tentunya akan berdampak pada menurunnya kegiatan transaksi keuangan dan juga kecepatan perputaran uang di Indonesia. Hal inilah yang pada akhirnya berimbas pada menurunnya pertumbuhan permintaan uang domestik pada periode tersebut.

Namun, pada tahun 2009 hingga 2011 terjadi peningkatan pertumbuhan uang. Hal ini diduga merupakan dampak dari stimulus fiskal dan kebijakan kelonggaran moneter yang dilakukan pemerintah untuk mencegah perlambatan ekonomi (Simorangkir dan Adamanti, 2010). Stimulus fiskal yang dilakukan pemerintah saat itu di antaranya peningkatan pengeluaran pemerintah serta pemotongan pajak. Pemerintah juga melakukan stimulus fiskal melalui penurunan pendapatan dengan mengurangi tarif pajak serta meningkatkan pajak dan subsidi non-pajak yang ditanggung oleh pemerintah. Stimulus tersebut diterapkan untuk mempertahankan daya beli pemerintah serta untuk memberikan insentif bagi para pelaku bisnis di tengah krisis ekonomi. Selain itu, Bank Indonesia (BI) juga melakukan pelonggaran kebijakan moneter dengan mengurangi *policy rate*. BI menurunkan *BI rate* sebesar 300 *basis points* (bps) dari 9,50% pada November 2008 menjadi 6,50% pada Agustus 2009. Kebijakan-kebijakan tersebut telah mendorong pemulihan ekonomi Indonesia pasca-krisis dan secara tidak langsung juga meningkatkan pertumbuhan jumlah uang yang beredar di masyarakat.

Besarnya pengaruh perekonomian global terhadap perekonomian Indonesia perlu dijadikan acuan bagi otoritas moneter untuk mempertimbangkan faktor internasional, di samping faktor domestik sebagai faktor yang memengaruhi kuantitas permintaan uang domestik di negara yang bersangkutan. Kondisi pasar valuta asing tentunya juga mempunyai pengaruh besar dalam hal tersebut. Oleh

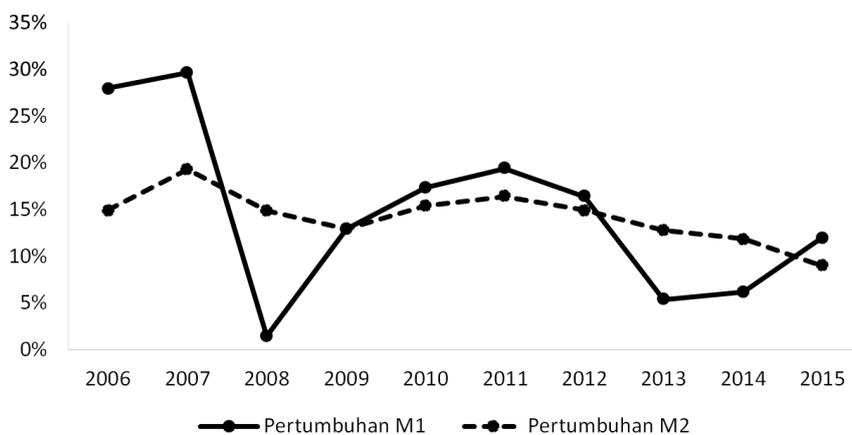
karena itu, *capital mobility* dan *currency substitution* perlu dipertimbangkan dalam fungsi permintaan uang pada negara dengan sistem perekonomian terbuka (Arango dan Nadiri, 1981; El-Shazly, 2016).

Banyak faktor yang memengaruhi permintaan uang di Indonesia, di antaranya adalah pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi. Mengingat begitu banyaknya faktor-faktor yang memengaruhi permintaan uang pada negara dengan sistem perekonomian terbuka, hal ini tentunya akan memengaruhi kestabilan dari fungsi permintaan uang. Di sisi lain, stabilitas permintaan uang mempunyai peran penting dalam menentukan kebijakan moneter di suatu negara. Apabila fungsi permintaan uang tidak stabil, maka hal ini akan memengaruhi pemilihan instrumen yang digunakan untuk kebijakan moneter di negara tersebut sebagai upaya dalam mencapai *primary objective*-nya.

Selain karena banyaknya faktor yang memengaruhi fungsi permintaan uang, ketidakstabilan fungsi permintaan uang, secara teknis juga dapat disebabkan oleh perubahan struktural yang terjadi dalam fungsi permintaan uang tersebut. Pada suatu analisis dengan penggunaan periode yang cukup panjang terdapat fenomena maupun peristiwa yang dapat menimbulkan suatu guncangan bagi perekonomian. Guncangan tersebut dapat berasal dari dalam negeri ataupun dunia internasional. Oleh sebab itu, seringkali terdapat *breaks* pada titik-titik waktu tertentu.

Keberadaan *breaks* tersebut secara teknis juga dapat mengubah struktur dari suatu *series* dan menyebabkan parameternya menjadi tidak konstan atau tidak stabil. Ketidakstabilan parameter akibat dari terjadinya perubahan struktural mungkin mencerminkan suatu fenomena struktural (model *misspecification*, *omitted variables*, dan *measurement error*) dan peristiwa-peristiwa tertentu seperti krisis minyak, krisis moneter, dan kebijakan baru (Farhani, 2012). Oleh karena itu, dalam penelitian ini akan digunakan model *time varying parameter* (TVP). Model TVP merupakan model yang ditetapkan dalam model *state space*, yang pendugaannya dilakukan dengan algoritma *Kalman filter* (Suwedayana *et al.*, 2016). Hasil dari model TVP akan memberikan informasi mengenai evolusi dari masing-masing koefisien variabel yang terdapat dalam fungsi permintaan uang.

Secara umum tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui stabilitas model permintaan uang di Indonesia dengan mempertimbangkan kebera-



Gambar 1: Pertumbuhan M1 dan M2 di Indonesia
Sumber: SEKI BI, diolah

daan *structural breaks*. Di sisi lain, penelitian ini juga akan melihat penyebab dari perubahan struktural yang menyebabkan fungsi permintaan uang menjadi tidak stabil. Tulisan ini terbagi ke dalam beberapa bagian. Setelah pada bagian ini dipaparkan terkait latar belakang penelitian, pada bagian kedua dijelaskan terkait aspek teknis, seperti teori dasar dan penelitian-penelitian terdahulu yang mengangkat topik penelitian yang sama secara umum. Pada bagian ketiga menjelaskan data yang digunakan dalam penelitian ini serta model yang digunakan. Bagian empat menjelaskan beberapa metode yang digunakan dalam proses analisis secara singkat. Hasil analisis akan dibahas pada bagian kelima. Bagian enam adalah kesimpulan.

Tinjauan Literatur

Seperti yang telah disampaikan sebelumnya, stabilitas permintaan uang pada negara yang menganut sistem pererekonomian terbuka dipengaruhi baik oleh faktor domestik maupun faktor internasional. Faktor-faktor yang memengaruhi permintaan uang di suatu negara di antaranya yaitu pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi. Pendapatan merupakan salah satu faktor domestik yang mempunyai hubungan positif terhadap permintaan uang. Hal ini dikarenakan peningkatan pendapatan domestik akan mempercepat kegiatan transaksi, yang pada akhirnya akan meningkatkan permintaan uang domestik (Arango dan Nadiri, 1981; Narayan, 2007).

Dari sisi suku bunga, pengaruh suku bunga domestik terhadap permintaan uang bergantung pada tipe agregat moneter yang dipilih. Apabila agregat moneter yang digunakan adalah M1, maka hubungannya dengan permintaan uang adalah negatif. Sementara jika M2 yang dipilih, maka hubungannya adalah positif (El-Shazly, 2016). Selain suku bunga domestik, hubungan antara suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan permintaan uang juga saling berkaitan (Arango dan Nadiri, 1981; El-Shazly, 2016). Dalam *capital mobility effect*, meningkatnya suku bunga luar negeri atau terdepresiasi mata uang domestik akan meningkatkan tingkat pengembalian dari aset asing. Oleh karena itu, dampak peningkatan dari suku bunga luar negeri atau depresiasi dari mata uang domestik terhadap permintaan uang akan negatif (El-Shazly, 2016). Kondisi ini juga secara tidak langsung menunjukkan kaitan antara permintaan uang dan nilai tukar riil, yang hubungan keduanya juga negatif. Hubungan negatif antara permintaan uang dan nilai tukar merupakan bukti dari adanya *currency substitution* (Narayan, 2007).

Inflasi merupakan faktor yang juga penting dalam memengaruhi kuantitas permintaan uang di suatu negara. Inflasi akan selalu menjadi fenomena moneter di negara manapun. Tingkat inflasi biasanya merupakan representasi dari *opportunity cost* dalam memegang uang domestik relatif terhadap aset-aset fisik, seperti *real estate* dan lain-lain (Dreger dan Wolters, 2010; Ericsson, 1998), sehingga pada saat inflasi di suatu negara meningkat, maka hal tersebut akan menurunkan permintaan uang di negara tersebut.

Stabilitas permintaan uang merupakan hal yang sangat krusial dalam perekonomian di suatu negara. Stabil atau tidaknya permintaan uang akan memengaruhi keputusan terkait kebijakan moneter di negara tersebut. Oleh karena itu, banyak para ekonom yang mengangkat topik ini dalam penelitian. Beberapa di antara penelitian tersebut menemukan bahwa fungsi permintaan uang stabil, sementara lainnya menemukan bahwa fungsi permintaan uang tidak stabil pada beberapa negara yang menjadi objek penelitian.

Achsani (2010) melakukan penelitian untuk menganalisis permintaan uang M2 di Indonesia selama periode 1990Q1–2008Q3. Metode yang digunakan dalam penelitian tersebut adalah *Vector Error Correction Model* (VECM) dan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Hasil yang diperoleh menunjukkan bahwa agregat moneter riil (M2) berkointegrasi dengan pendapatan riil dan suku bunga. Pendapatan riil mempunyai pengaruh yang positif terhadap permintaan uang riil (M2), baik di jangka pendek maupun jangka panjang. Sementara itu, suku bunga mempunyai pengaruh yang negatif terhadap M2 pada jangka pendek, namun tidak memiliki hubungan yang signifikan dalam jangka panjang.

Pada studi kasus di negara lain, Dritsakis (2012) mencoba melakukan identifikasi pada fungsi permintaan uang jangka panjang untuk M1 riil di Yunani selama periode 2001:Q1–2010:Q4. Penelitian ini juga mencoba menguji keberadaan *structural breaks* pada fungsi permintaan uang dengan metode *Gregory and Hansen Test*. Dari hasil *Gregory and Hansen Test* diketahui terdapat tiga buah *breaks* pada fungsi permintaan uang di Yunani selama periode tersebut, yaitu pada 2008:Q3, 2009:Q1, dan 2010:Q1. Sementara untuk menguji stabilitas fungsi permintaan uang digunakan metode *Error Correction Model* (ECM), *cumulative sum* (CUSUM), dan *cumulative sum of squares* (CUSUMSQ). Hasil stabilitas berdasarkan ECM menunjukkan bahwa permintaan uang di Yunani tidak stabil untuk periode sampel tersebut.

Pada kasus negara Afrika Selatan dilakukan penelitian terkait stabilitas permintaan uang riil oleh Niyimbanira (2013). Dalam fungsi permintaan uang riil di Afrika Selatan, Niyimbanira (2013) memasukkan variabel pendapatan, suku bunga jangka pendek, inflasi, dan nilai tukar ke dalam persamaan tersebut. Dengan menggunakan metode *Augmented Engle-Granger* (AEG) *test* dan *Cointegration Regression Durbin-Watson test* diperoleh hasil bahwa permintaan uang riil dan variabel-variabel penjelasnya memiliki hubungan kointegrasi. Sementara itu,

dengan menggunakan metode ECM, hasil menunjukkan bahwa kebijakan moneter di Afrika Selatan sudah efektif, namun belum efisien.

Penelitian yang sama juga dilakukan oleh Malumisa (2015) tiga tahun kemudian, yang menganalisis stabilitas permintaan uang di Afrika Selatan serta menguji keberadaan *structural breaks* pada fungsi permintaan uangnya pada periode tahun 1970–2013. Metode *Gregory and Hansen Test* digunakan dalam penelitian ini untuk mengetahui kemungkinan terjadinya *structural breaks*. Hasil menunjukkan bahwa terjadi *breaks* pada tahun 1991 dan 1994. Sementara itu, hasil kointegrasi, baik dengan metode *Gregory and Hansen Test* maupun *Johansen Cointegration Test*, menunjukkan bahwa terdapat kointegrasi dalam fungsi permintaan uang di Afrika Selatan, sama halnya dengan penelitian yang dilakukan oleh Niyimbanira (2013). Di sisi lain, hasil stabilitas berdasarkan ECM, CUSUM, dan CUSUM of squares and recursive residuals menunjukkan bahwa permintaan uang di Afrika Selatan stabil untuk periode sampel.

Pada negara Saudi Arabia, penelitian terkait stabilitas permintaan uang dilakukan oleh Banafea (2014). Banafea (2014) melakukan penelitian terkait hubungan jangka panjang antara permintaan uang dan determinannya di Saudi Arabia. Agregat moneter yang digunakan sebagai proksi dari permintaan uang adalah M1. Keberadaan *structural breaks* juga dianalisis dalam penelitian ini dengan menggunakan *Quandt-Andrews Test* dan *Andrews-Ploberger Test*. Hasil yang diperoleh menunjukkan bahwa terdapat *breaks* pada tahun 2003 dan 2004. Selanjutnya dengan menggunakan *Hansen Test* untuk menguji stabilitas parameter, hasil menunjukkan bahwa fungsi permintaan uang di Saudi Arabia tidak stabil. Ketidakstabilan tersebut diduga berkaitan dengan adanya *structural breaks* dalam fungsi permintaan uang. Oleh karena itu, pada uji kointegrasi dipertimbangkan pula keberadaan *structural breaks* dengan menerapkan metode *Gregory and Hansen Test*. Hasil uji kointegrasi dengan *Gregory and Hansen test* menunjukkan bahwa permintaan M1 stabil dalam jangka panjang.

Berdasarkan penelitian-penelitian sebelumnya, terdapat beberapa penelitian terkait stabilitas permintaan uang di negara-negara lain yang telah mempertimbangkan *structural breaks* dalam proses analisisnya. Karenanya, penelitian ini juga akan menggunakan pertimbangan analisis yang sama dengan beberapa penelitian sebelumnya. *Structural breaks* merupakan cerminan dari adanya guncangan ekonomi yang kemudian direspons oleh variabel-

variabel makroekonomi. Pada awalnya, terdapat pro dan kontra untuk mempertimbangkan keberadaan *structural breaks* dalam suatu proses analisis. Hal ini mengacu pada beberapa pandangan terkait dampak yang ditimbulkan oleh guncangan-guncangan ekonomi dalam jangka panjang. Pandangan tradisional menyatakan bahwa guncangan yang terjadi pada saat ini hanya memiliki efek sementara dan pergerakan dalam jangka panjang pada suatu *series* tidak berubah oleh guncangan tersebut. Namun, Nelson dan Plosser mencoba menentang pandangan ini dan mengungkapkan pendapatnya bahwa suatu guncangan saat ini memiliki efek permanen dalam jangka panjang terhadap agregat ekonomi makro dan keuangan (Zivot dan Andrews, 1992).

Sementara itu, model penelitian yang digunakan pada penelitian ini mengadopsi model permintaan uang yang digunakan oleh El-Shazly (2016) pada studi kasus di negara Mesir. Model tersebut mendefinisikan permintaan uang sebagai fungsi dari pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi. Seperti yang telah disampaikan sebelumnya, stabilitas permintaan uang mempunyai pengaruh yang besar dalam penentuan instrumen kebijakan moneter di suatu negara. Kebijakan moneter yang diterapkan oleh negara Mesir dan Indonesia memiliki kemiripan, di antaranya yaitu kebijakan moneternya ditandai dengan inflasi sebagai *primary objective*, agregat moneter sebagai *intermediate target*, dan suku bunga sebagai *operating instrument*. Berdasarkan pertimbangan tersebut, maka model permintaan uang yang dibangun oleh El-Shazly (2016) dapat diadaptasi pula untuk studi kasus di Indonesia.

Metode

Penelitian ini menggunakan data sekunder dalam bentuk *quarterly time series* dari 1993Q1 sampai 2013Q4. Negara yang menjadi objek penelitian adalah Indonesia. Variabel dependen dalam model penelitian ini adalah logaritma dari M1 dan M2 yang menjadi proksi dari permintaan uang di Indonesia. Data M1 merupakan data uang beredar yang dalam arti sempit meliputi uang kartal yang dipegang oleh masyarakat dan uang giral. Sementara data M2 merupakan data uang beredar dalam arti luas yang meliputi M1, uang kuasi, dan surat berharga yang diterbitkan oleh sistem moneter yang dimiliki sektor swasta domestik dengan sisa jangka waktu

sampai dengan satu tahun.

Variabel independen atau variabel penjelas yang digunakan yaitu variabel pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi. Variabel pendapatan direpresentasikan oleh logaritma Produk Domestik Bruto riil. Sementara itu, suku bunga deposito 3 bulan bank komersial digunakan sebagai proksi untuk suku bunga domestik dan data *London Interbank Offered Rate (LIBOR) 3 months* digunakan sebagai proksi untuk suku bunga luar negeri. Pada variabel nilai tukar digunakan data *real effective exchange rate index* yang merupakan jumlah unit mata uang domestik (Rupiah) per unit *US dollar* dengan mempertimbangkan sejumlah negara mitra dagang Indonesia. Persentase perubahan dalam Indeks Harga Konsumen (IHK) *year on year* (yoy) menjadi representasi dari variabel inflasi.

Data M1, M2, dan Produk Domesik Bruto riil diperoleh dari Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia (SEKI) Bank Indonesia. Sementara, data tingkat suku bunga deposito 3 bulan dan IHK berasal dari *CEIC Database*. Data *LIBOR 3-months* bersumber dari *International Financial Statistic (IFS)* dan data *real effective exchange rate index* diperoleh dari *website*. Berdasarkan penjelasan tersebut, maka model permintaan uang yang digunakan dalam penelitian ini dapat dilihat pada Persamaan (1). Model ini mengadopsi model penelitian yang digunakan oleh El-Shazly (2016).

$$m_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 i_t^d + \gamma_3 i_t^f + \gamma_4 q_t + \gamma_5 \pi_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Variabel m_t menunjukkan logaritma dari *narrow money* (M1) atau *broad money* (M2) yang ditunjukkan oleh m_1 atau m_2 , sehingga dalam penelitian ini akan terdapat dua buah model permintaan uang dengan pendekatan agregat moneter yang berbeda. Model pertama merupakan model permintaan uang yang menggunakan proksi M1, sementara model permintaan uang yang kedua menggunakan M2 sebagai proksinya. Variabel y_t menunjukkan pendapatan riil. Variabel suku bunga dalam model tersebut ditunjukkan oleh i_t^d dan i_t^f , dengan masing-masing menunjukkan suku bunga domestik dan suku bunga luar negeri. Variabel nilai tukar ditunjukkan oleh q_t dan π_t adalah tingkat inflasi. Sementara ϵ_t adalah *disturbance term* dan t adalah indeks waktu. Simbol γ_1 , γ_2 , γ_3 , γ_4 , dan γ_5 adalah koefisien dari variabel-variabel tersebut.

Pada Gambar 2 dapat dilihat plot data *time series* dari setiap variabel yang digunakan dalam penelitian ini. Plot data tersebut mencoba untuk menggam-

barkan tren dari setiap *series* serta menunjukkan keberadaan dari *structural breaks* dalam periode tertentu yang ada pada titik-titik waktu tertentu. Hal inilah yang juga menjadi alasan mengapa penelitian ini perlu mempertimbangkan keberadaan *structural breaks* dalam proses analisisnya.

Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah uji akar unit dengan menggunakan *Zivot and Andrews Test* (*ZA Test*) dan *Augmented Dickey Fuller Test* (*ADF Test*). *ZA Test* digunakan untuk mengetahui periode *breaks* yang terjadi pada masing-masing variabel. Sementara itu, untuk menentukan *order of integration* digunakan *ADF Test*. Dalam uji kointegrasi, untuk menentukan keseimbangan jangka panjang, penelitian ini akan menggunakan *Gregory and Hansen Test* (*GH Test*) yang melibatkan *breaks* ke dalam proses analisisnya. Apabila dari hasil uji diperoleh bukti bahwa fungsi permintaan uang tidak memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang, atau dengan kata lain tidak stabil, maka akan digunakan *state space model*, khususnya model *Time Varying Parameter* (*TVP*) untuk mengetahui sumber ketidakstabilan tersebut.

Zivot and Andrews Test

Zivot and Andrews Test merupakan salah satu uji akar unit yang dilakukan dengan pendekatan Dickey-Fuller. Dalam *ZA test*, uji akar unit akan dilakukan dengan mempertimbangkan keberadaan dari *single break* dalam data *time series*. Zivot dan Andrews (1992) mengembangkan *ZA test* dari model *ADF test*. Terdapat tiga model dalam *ZA test*, yaitu model dengan *dummy slope*, model dengan *dummy* intersep, dan model yang memasukkan keduanya (*dummy slope* dan *dummy* intersep), masing-masing model dituliskan dalam persamaan di bawah ini.

Model A

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^1 d_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

Model B

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^1 d_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

Model C

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \phi x_{t-1} + \sum_{i=1}^1 d_i \Delta x_{t-i} + \epsilon_t \quad (4)$$

Simbol Δ menunjukkan *first difference operator*, μ adalah intersep, dan $t = 1, \dots$, menunjukkan data *time series*. Sementara itu, *breaks* terjadi pada waktu $1 < T_B < T$. DU_t di dalam model yang merupakan *dummy* intersep yang menunjukkan pergeseran di level pada saat periode *break* T_B , dengan $DU_t = 1$ jika $t > T_B$, dan 0 untuk lainnya. DT_t merupakan *dummy slope* yang menunjukkan pergeseran tren pada saat periode *break* T_B terjadi. Jika $t > T_B$, maka $DT_t = t - T_B$, dan 0 untuk lainnya. Persamaan regresi juga memasukkan *augmentation terms* untuk memperhitungkan *serial correlation*. *Break point* ditentukan dengan memilih periode pada *ADF* statistik yang minimum. Kriteria penolakan hipotesis nol ($\phi = 0$) adalah pada saat nilai *test statistic* pada ϕ berada di bawah nilai *critical value*. Dalam penelitian ini, dipilih Model C untuk diterapkan dalam analisis *ZA test*.

Augmented Dickey Fuller Test

Augmented Dickey Fuller Test merupakan penyempurnaan dari *Dickey Fuller test* (*DF test*) yang telah hadir terlebih dulu dalam pengujian akar unit. *ADF test* hadir untuk mengatasi masalah autokorelasi yang terdapat pada *DF test* yang dibangun oleh Dickey dan Fuller (1979).

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t ; e_t \sim NIID(0, 1) \quad (5)$$

dengan y_t merupakan variabel yang diamati, t menunjukkan *time index*, ρ adalah koefisien, sementara e_t merupakan *error term*.

Data dikatakan stasioner, apabila $|\rho| > 1$, sementara apabila nilai koefisien $|\rho| = 1$, maka data tidak stasioner. Model regresi juga bisa dituliskan dalam bentuk:

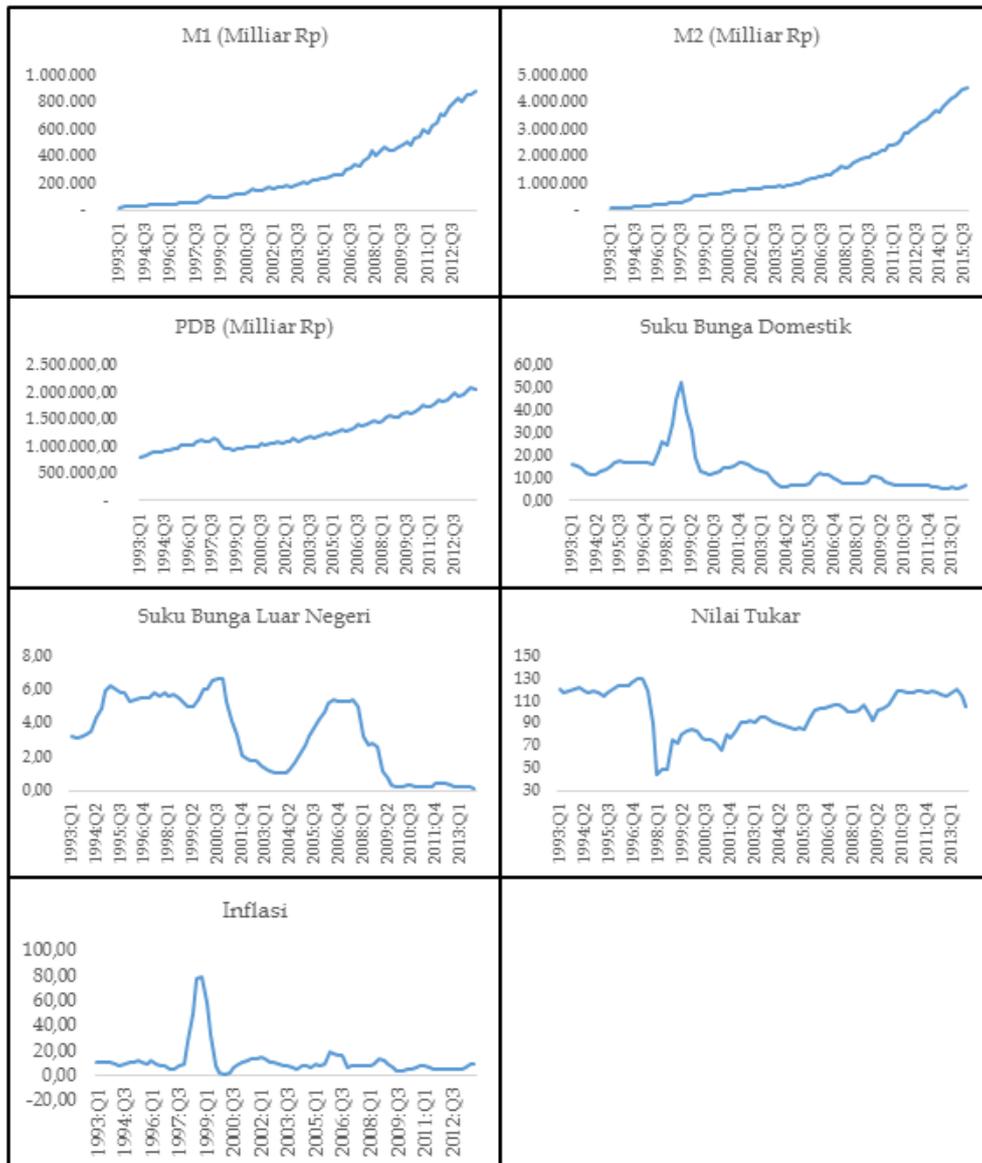
$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + e_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + a_2 t + e_t \quad (8)$$

dengan Δy_t merupakan *first difference operator*.

Dalam model tersebut, keberadaan akar unit ditandai dengan nilai koefisien $\delta = 0$, dengan $\delta \equiv \rho - 1$. Perbedaan dari ketiga persamaan regresi tersebut adalah Persamaan (6) merupakan *pure random walk*, Persamaan (7) menambahkan intersep atau *drift*, sementara Persamaan (8) memasukkan *drift* dan *time trend* (Enders, 2004).



Gambar 2: Plot Data *Time Series* Variabel-Variabel di dalam Penelitian

Dengan melalui proses autoregresif, diperoleh model persamaan untuk *ADF Test* dengan berdasarkan pada tiga persamaan sebelumnya. Persamaan tersebut adalah sebagai berikut (Enders, 2004).

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \delta y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (11)$$

Berdasarkan Persamaan (9), (10), dan (11), maka disusunlah uji hipotesis sebagai berikut:

H0 : $\delta = 0$; ada akar-akar unit (tidak stasioner)

H1 : $\delta < 0$; tidak ada akar-akar unit (stasioner)

Kriteria penolakan hipotesis nol ($\delta = 0$) untuk *ADF test* adalah pada saat nilai *test statistic* pada δ berada di bawah nilai *critical value*, yang artinya data yang diuji bersifat stasioner. Pada penelitian ini, *ADF test* digunakan untuk menentukan *order of integration* dari suatu *series*. Dari beberapa model *ADF test* yang ada, penelitian ini memilih model yang memasukkan intersep di dalam proses uji akar unitnya.

Gregory and Hansen Test

Pada saat terdapat variabel yang tidak stasioner di level, namun stasioner di *first difference*, maka sebaiknya dilakukan uji kointegrasi. Uji kointegrasi dilakukan untuk mengetahui apakah kombinasi linear dari variabel-variabel di dalam model berkonvergensi ke keseimbangan atau tidak. Dengan kata lain, uji kointegrasi merupakan sebuah uji yang dilakukan untuk menemukan hubungan atau keseimbangan jangka panjang antar-variabel-variabel yang terlibat. Syarat untuk mencapai keseimbangan jangka panjang adalah nilai galat harus berfluktuasi di sekitar angka nol. Dengan kata lain, galat tersebut harus stasioner.

Uji kointegrasi yang paling sering digunakan di dalam penelitian adalah *Johansen and Juselius Cointegration Test* serta *Engle Granger Cointegration Test*. Namun, pada saat suatu model mempertimbangkan keberadaan *structural breaks*, maka uji kointegrasi yang lebih tepat untuk diterapkan dalam analisis

adalah *Gregory and Hansen Test*. Uji kointegrasi yang banyak diterapkan selama ini adalah *residual based test*, yang mana hipotesis nol yang menunjukkan tidak adanya kointegrasi diuji berlawanan dengan hipotesis alternatif yang menunjukkan adanya hubungan kointegrasi berdasarkan Engle dan Granger (1987).

Hubungan kointegrasi pada *Engle Granger Cointegration Test* berarti bahwa kombinasi linear pada variabel-variabel yang terkointegrasi memiliki distribusi yang stasioner (Gregory dan Hansen, 1996a). *Gregory and Hansen Test* berfokus pada kemungkinan kointegrasi yang lebih umum, dengan vektor kointegrasi dapat berubah pada titik waktu tertentu yang tidak diketahui selama periode sampel. Sementara itu, hipotesis nol (tidak ada kointegrasi) sama, alternatif hipotesis pada *Gregory and Hansen Test* berbeda dengan uji kointegrasi konvensional. Latar belakang yang dipertimbangkan pada uji ini berasal dari gagasan konvensional terkait *regime shift* (perubahan intersep dan juga *slope*). *Regime shift* tersebut dapat terjadi akibat dari keberadaan *breaks*. Dalam suatu analisis, peneliti mungkin mengharapkan kemungkinan bahwa *series* berkointegrasi, yang mana hal ini menunjukkan bahwa kombinasi linear dari variabel-variabel yang tidak stasioner tersebut dapat menjadi stasioner, namun kombinasi linear tersebut (vektor kointegrasi) telah berubah pada titik tertentu di dalam sampel. Dalam konteks tersebut, uji kointegrasi yang standar tidak tepat, karena diduga bahwa vektor kointegrasi bervariasi dari waktu ke waktu (*time invariant*) di bawah hipotesis alternatif (Gregory dan Hansen, 1996a).

Gregory and Hansen Test merupakan uji kointegrasi yang dikembangkan oleh Gregory dan Hansen di tahun 1996. Uji kointegrasi ini sudah memperhitungkan *structural breaks* di dalam modelnya. Gregory dan Hansen (1996a) mempertimbangkan tiga model alternatif dalam uji kointegrasinya, yaitu (1) *level shift* (C), yang pada model ini diasumsikan intersepanya bergeser, (2) *level shift with trend* (C/T), yang pada model ini intersep bergeser dan terdapat *time trend* di dalam model tersebut, dan (3) *regime shift* (C/S), yang pada model ini, bukan hanya pergeseran intersep yang dipertimbangkan dalam uji kointegrasi, namun juga pergeseran dari *slope*. Tidak lama kemudian, Gregory dan Hansen (1996b) mempertimbangkan model tambahan, yaitu *regime and trend shift* (C/S/T), bahwa dalam model tersebut mempertimbangkan pergeseran intersep dan *slope* serta memasukkan *time trend* ke dalam proses analisisnya. Berikut adalah beberapa persamaan untuk

keempat model tersebut.

Model 1: Level shift

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad (12)$$

Model 2: Level shift with trend (C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + e_t \quad (13)$$

Model 3: Regime shift (C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t}\varphi_{t\tau} + e_t \quad (14)$$

Model 4: Regime and trend shift (C/S/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2\varphi_{t\tau} + \beta_1 t + \beta_2 t\varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t}\varphi_{t\tau} + e_t \quad (15)$$

Dalam penelitian ini, model yang akan digunakan dalam analisis kointegrasi adalah *cointegration with regime shift model*, sehingga uji kointegrasi akan dilakukan dengan mempertimbangkan keberadaan *slope* dan intersep di dalam proses analisis. Kriteria pengambilan keputusan dalam *GH test*, yakni hipotesis nol (*no cointegration*) ditolak apabila nilai uji statistik berada di bawah nilai *critical value*.

State Space Model

Pada tahap sebelumnya, dilakukan analisis terkait kestabilan permintaan uang. Apabila dari hasil *Gregory and Hansen Test* ditemukan bukti bahwa terdapat *regime shift* yang menyebabkan fungsi permintaan uang tidak stabil (tidak ada kointegrasi), maka penyebab *regime shift* tersebut dapat diidentifikasi dengan merumuskan *state space model*. *State space model* dapat merepresentasikan variabel yang tidak teramati untuk dapat masuk ke dalam model yang diestimasi (Suwedayana *et al.*, 2016). Oleh karena itu, analisis ini dapat mengurangi unsur ketidakpastian dalam sebuah peramalan. Dalam penelitian ini, *state space model* diterapkan untuk mengestimasi fungsi jangka panjang pada fungsi permintaan uang dan mempelajari evolusi dari koefisien regresi menggunakan teknik *Kalman filter*. *State space model* yang menggunakan teknik *Kalman filter* dalam proses pendugaannya dapat disebut pula dengan model *Time Varying Parameter* (TVP). Model TVP mengestimasi perubahan suatu parameter yang sifatnya *time variant* (Setiawan, 2011). Model TVP akan menunjukkan ada tidaknya perubahan parameter serta periode waktunya. Secara

spesifik, model TVP dapat ditunjukkan oleh persamaan perhitungan dan *state equations* di bawah ini.

$$m_t = Z'\phi_t + \epsilon_t ; \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (16)$$

$$\phi_t = A\phi_{t-1} + \eta_t ; \eta_t \sim N(0, Q) \quad (17)$$

dengan Z adalah vektor yang mengandung variabel penjelas pada model penelitian dan juga *constant term*; ϕ adalah vektor parameter; A adalah *transition matrix*; ϵ dan η adalah *normally distributed noise terms*; dan Q adalah *diagonal covariance matrix*.

Hal tersebut diasumsikan bahwa dua *noise terms* dalam persamaan di atas tidak berkorelasi dan *initial state vector* terdistribusi secara normal. Selain itu, ϕ_t mengikuti *multivariate random walk* dengan meletakkan $A = I$, dengan I adalah matriks identitas (El-Shazly, 2016).

Hasil dan Analisis

Uji Akar Unit

Dalam penelitian ini, analisis univariat dengan melakukan uji akar unit dilakukan untuk menentukan *break date* dan *order of integration* dari masing-masing variabel di dalam model, baik variabel independen maupun variabel dependennya. Variabel-variabel tersebut di antaranya adalah variabel permintaan uang (m_1 dan m_2), pendapatan (y), suku bunga domestik (i^d), suku bunga luar negeri (i^f), nilai tukar (q), dan inflasi (π). Uji akar unit merupakan uji mendasar pada saat dilakukan analisis dengan menggunakan data *time series*. Penentuan *break date* dilakukan berdasarkan *Zivot and Andrews Test*, yang mana uji akar unit tersebut di dalam proses analisisnya sudah mempertimbangkan keberadaan *breaks*. Sementara itu, untuk menentukan *order of integration* dari setiap variabel, uji yang digunakan adalah *Augmented Dickey Fuller Test* (*ADF Test*).

Pada *Zivot and Andrews Test* (*ZA test*), model yang digunakan adalah model C, seperti yang ditunjukkan pada Persamaan (4). Model C dalam *ZA test* telah memasukkan *dummy slope* dan *dummy intersep* ke dalam persamaan regresinya. Pengujian ini dilakukan dengan *trimming* data sebesar 15% dan pada *maximum lag* 4. *Trimming* data dapat bermanfaat pada saat menghadapi analisis statistik yang sensitif terhadap *outlier*. Pada Tabel 1 dapat dilihat hasil uji akar unit dengan menggunakan *ZA Test*. Pada *ZA test*, hasil menunjukkan bahwa variabel-variabel yang stasioner setelah mempertimbangkan

keberadaan *breaks* di antaranya adalah variabel M1, M2, pendapatan, suku bunga domestik, nilai tukar, dan inflasi. Sebaliknya, variabel suku bunga luar negeri tidak stasioner pada level.

Dari hasil analisis tersebut, dihasilkan beberapa *breaks* di periode-periode tertentu. *Breaks* terjadi karena adanya guncangan ekonomi, seperti krisis ataupun peristiwa ekonomi lainnya, baik di dalam negeri maupun di luar negeri yang dapat berimbas terhadap perekonomian Indonesia. Secara umum, dari hasil *ZA test* dapat diketahui bahwa *breaks date* terjadi pada tahun 1997 kuartal akhir hingga tahun 1999 kuartal pertama. Periode *breaks date* tersebut merupakan periode saat terjadinya krisis Asia, yang diawali oleh terdevaluasinya mata uang Baht Thailand dan memiliki efek domino pada negara-negara di Asia Timur dan Asia Tenggara, termasuk Indonesia. Sementara itu, *breaks* juga muncul pada periode tahun 2000 kuartal pertama yang merupakan puncak dari terjadinya peristiwa *dot-com bubble*, yang mana para investor di pasar saham berlomba-lomba mengucurkan dananya ke perusahaan-perusahaan *dot-com* yang bergerak di bidang internet. Namun, pada musim tahun 2000 terdapat gelombang penjualan saham internet secara tiba-tiba yang menjadikan pasar saham turun cukup jauh (Wheale dan Amin, 2010). Pada tahun 2004 juga terdapat *breaks* yang diperoleh dari variabel suku bunga luar negeri yang diduga merupakan dampak dari kebijakan *The Fed* yang meningkatkan suku bunganya sejak Juli 2004 (Bank Indonesia, 2013). Berdasarkan hasil *ZA test*, peristiwa maupun kebijakan ekonomi yang tercermin dari periode *breaks* dan telah memengaruhi variabel-variabel makroekonomi Indonesia berasal dari peristiwa-peristiwa ekonomi di luar Indonesia. Dengan kata lain, perekonomian Indonesia sangat rentan terhadap guncangan eksternal.

Pada tahap selanjutnya, untuk menentukan *order of integration* dari setiap variabel, maka dilakukan *ADF test* yang melibatkan intersep dalam persamaan regresinya. *Maximum lag* yang ditetapkan dalam pengujian ini, yaitu pada *maximum lag* 4, sama halnya dengan uji pada *ZA test*. Hasil dari *ADF test* dapat dilihat pada Tabel 2. Hasil menunjukkan bahwa hanya terdapat satu variabel yang stasioner pada level, yaitu variabel inflasi. Sementara variabel lainnya seperti M1, M2, pendapatan, suku bunga domestik, suku bunga luar negeri, dan nilai tukar, tidak stasioner pada level, namun stasioner pada *first difference*.

Kointegrasi dan Perubahan Struktural

Seperti yang telah disampaikan sebelumnya, bahwa pada suatu model yang menggunakan data *time series*, parameter yang diestimasi dapat berubah dari waktu ke waktu. Salah satu pendekatan untuk mendeteksi perubahan struktural pada titik waktu tertentu adalah dengan menguji apakah hubungan kointegrasi diantara variabel di dalam model bergantung pada waktu. Selain itu, berdasarkan hasil dari uji akar unit yang telah dilakukan sebelumnya, diketahui pula bahwa hampir seluruh variabel yang terdapat di dalam model stasioner pada *first difference*. Oleh karena itu, penting kiranya untuk melakukan uji kointegrasi. *Gregory and Hansen Test (GH Test)* mengadopsi pendekatan tersebut yang juga merupakan perluasan analisis multivariat dari *ZA test* yang mempertimbangkan keberadaan *structural break*.

Model *regime shift* dipilih dalam *GH test* untuk menentukan hubungan kointegrasi diantara variabel-variabel yang terlibat dalam penelitian. Model *regime shift* merupakan model yang memasukkan pergeseran intersep dan *slope* dalam persamaan regresinya, seperti yang ditunjukkan dalam Persamaan (14). *Break point* ditentukan secara endogen sebagai titik dengan nilai *ADF statistic* diminimumkan dan *trimming* sebesar 15% ($\tau = 0,15$).

Tabel 3 menampilkan hasil uji kointegrasi untuk model M1 dan M2. Pada model M1 diperoleh hasil bahwa hipotesis nol (*no cointegration*) tidak ditolak pada taraf nyata 1%, sehingga pada model M1 tidak terdapat keseimbangan jangka panjang di antara variabel-variabel di dalam model. Seperti halnya pada model M1, pada model M2 hipotesis nol tidak ditolak pada taraf nyata 1%, 5%, dan 10%. Dengan demikian, nilai statistik GH memberikan bukti bahwa parameter tidak konstan dan terjadi *regime shift* pada kedua model tersebut.

Sebagai pembandingan, dilakukan pula uji kointegrasi dengan menggunakan *Engle Granger Cointegration Test*. Hasil dari uji kointegrasi tersebut dapat dilihat pada Tabel 4. Jika pada *Gregory and Hansen Test* diperoleh hasil bahwa baik pada model M1 maupun model M2 fungsi permintaan uang tidak berkointegrasi, maka berbeda halnya dengan hasil yang diperoleh dari hasil uji kointegrasi dengan menggunakan *Engle Granger Cointegration Test*. Pada model M1, hipotesis nol tidak ditolak pada taraf nyata 1%. Artinya, pada model M1 tidak ada kointegrasi di antara variabel-variabel di dalam model. Hasil tersebut masih konsisten dengan hasil

Tabel 1: Hasil Uji Akar Unit dengan *Zivot and Andrews Test (single break)*

Variabel	<i>Zivot and Andrews test</i>						Break point
	ϕ	μ	β	Θ	γ	Lag Length	
<i>(Log) levels</i>							
m1	-0,733 (-5,988)***	3,301 -6,032	0,014 -5,479	0,067 -4,389	-0,003 (-2,238)	4	1998 : Q1
m2	-0,322 (-5,093)**	1,651 -5,154	0,008 -4,918	0,038 -3,156	-0,004 (-4,194)	0	1998 : Q1
y	-0,439 (-8,338)***	2,612 -8,377	0,003 -4,631	-0,054 (-6,982)	-0,000 (-0,453)	4	1998 : Q1
i^d	-0,253 (-6,920)***	0,086 (0,090)	0,465 -6,245	-7,573 (-6,987)	-0,494 (-6,178)	1	1999 : Q1
if	-0,151 (-4,484)	1,126 -4,161	-0,018 (-3,002)	0,429 -2,205	-0,004 (-0,614)	4	2004 : Q4
q	-0,754 (-8,235)***	1,560 -8,192	0,001 (0,604)	-0,188 (-6,631)	0,002 (0,913)	3	1997 : Q4
π	-0,372 (-8,650)***	-0,975 (-0,606)	0,532 -4,360	-9,602 (-4,390)	-0,564 (-4,431)	1	2000 : Q1
<i>Critical values for test statistic</i>							
99%	-5,57						
95%	-5,08						
90%	-4,82						

Keterangan: *** signifikan pada taraf 1%
** signifikan pada taraf 5%

Tabel 2: Hasil Uji Akar Unit dengan *Augmented Dickey Fuller Test*

Variabel	<i>ADF test in level</i>		Variabel	<i>ADF test in first difference</i>	
	t-statistic	Lag Length		t-statistic	Lag Length
m1	-1,590	4	$\Delta m1$	-4,405***	3
m2	-2,250	0	$\Delta m2$	-8,131***	0
y	0,013	4	Δy	-3,614***	4
i^d	-3,143	1	Δi^d	-4,939***	0
if	-1,514	1	Δif	-4,770***	0
q	-2,350	3	Δq	-6,436***	2
π	-6,154***	1	$\Delta \pi$	-6,829***	2
<i>Critical values for test statistic</i>					
99%	-3,516				
95%	-2,899				
90%	-2,587				

Keterangan: *** signifikan pada taraf 1%

Tabel 3: Hasil Uji Kointegrasi dengan *Gregory and Hansen Test*

Model	<i>GH test result</i>		
	t-statistic	Lag Length	Break point
m1	-7,03	0	1997 : Q3
m2	-5,96	0	2004 : Q3
<i>Critical values for test statistic</i>			
99%	-7,40		
95%	-6,89		
90%	-6,66		

uji dengan menggunakan *Gregory and Hansen Test*. Namun pada model M2, hipotesis nol ditolak pada taraf nyata 1%. Hasil tersebut menunjukkan bahwa pada model M2 terdapat hubungan kointegrasi di antara variabel-variabel di dalam model. Dengan kata lain, hasil pada model M2 dengan *Engle Granger Cointegration* berlawanan dengan hasil yang diperoleh dengan *Gregory and Hansen Test* yang mempertimbangkan *structural breaks* dalam proses analisisnya.

Tabel 4: Hasil Uji Kointegrasi dengan *Engle Granger Cointegration Test*

Residual	ADF test in level	
	t-statistic	Lag Length
m1	-3,526	2
m2	-4,402	2
Critical values for test statistic		
99%	-4,075	
95%	-3,466	
90%	-3,160	

Estimasi *break date* yang diperoleh dari hasil *Gregory and Hansen Test* berkisar pada tahun 1997 dan 2004. *Break* pada tahun 1997 terjadi karena peristiwa krisis ekonomi di wilayah Asia Timur. Krisis ini berawal dari krisis yang terjadi di Thailand dan menyebabkan mata uang Baht terdevaluasi. Selanjutnya, krisis ini menimbulkan *contagion effect* terhadap negara-negara di Asia, termasuk Indonesia. Krisis 1997 telah berdampak pada terdepresiasi nilai rupiah dan harga-harga barang di Indonesia melambung tinggi. Di sisi lain, *break* terjadi pada tahun 2004 kuartal ketiga yang muncul akibat dari adanya kenaikan suku bunga *The Fed* yang pada akhirnya berimbas pula pada kenaikan suku bunga di dalam negeri. Bukti adanya korelasi antara suku bunga domestik dan suku bunga internasional dapat dilihat pada Gambar 3, bahwa pergerakan antara suku bunga domestik dan suku bunga luar negeri terlihat sejalan. *Break date* yang dihasilkan dari *Gregory and Hansen Test* menunjukkan bahwa kedua peristiwa tersebut merupakan guncangan eksternal yang berdampak besar pada kondisi ekonomi Indonesia, khususnya dalam hal ini adalah permintaan uang.

Time Varying Parameter

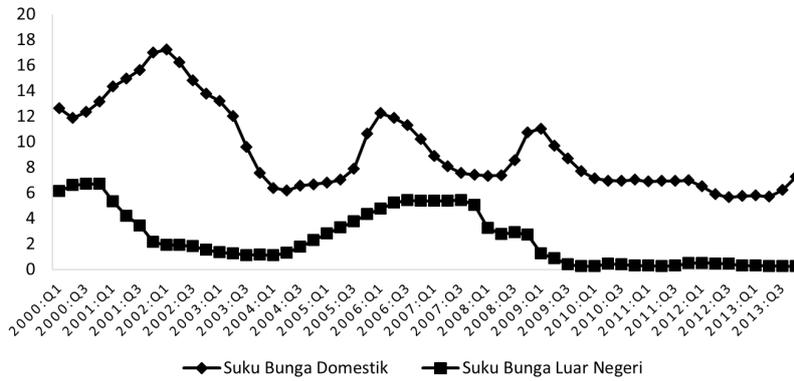
Dari hasil uji kointegrasi dengan menggunakan *Gregory and Hansen test* diperoleh hasil bahwa terjadi ketidakseimbangan fungsi permintaan uang dalam

jangka panjang akibat dari perubahan struktural. Perubahan struktural tersebut dibuktikan dengan keberadaan *regime shift* dalam fungsi permintaan uang, yakni terjadi perubahan intersep dan *slope* dalam vektor kointegrasinya. Salah satu penyebab terjadinya *regime shifts* dapat diidentifikasi dengan menggunakan *time varying parameter model* yang merupakan bagian dari *state space model*. Hasil dari metode ini menghasilkan grafik evolusi dari koefisien regresi dengan menerapkan pula teknik *Kalman Filter*.

Berdasarkan analisis tersebut diperoleh hasil bahwa untuk parameter faktor internasional, yaitu suku bunga luar negeri dan nilai tukar menghasilkan tanda negatif, baik pada model m1 maupun m2. Tanda negatif pada parameter nilai tukar tersebut mencerminkan adanya dampak *currency substitution* dan *portfolio adjustment* dalam model permintaan uang di Indonesia. Di sisi lain, untuk parameter pendapatan, suku bunga domestik, dan inflasi, tanda koefisien yang diperoleh adalah positif.

Hasil utama yang diperoleh dari analisis ini adalah grafik dari plot evolusi koefisien regresi yang menunjukkan perubahan parameter dari waktu ke waktu. Pada Gambar 4 dan 5 terlihat plot dari evolusi *state variable* untuk nilai tukar selama periode penelitian. Ketidakstabilan awal pada koefisien yang diestimasi berkaitan dengan jumlah observasi yang kecil yang digunakan dalam *recursive estimation* pada prosedur awal analisis (El-Shazly, 2016). Ketidakstabilan parameter yang sangat terlihat berasal dari koefisien untuk variabel nilai tukar pada periode sebelum tahun 1998, yang sejalan dengan peristiwa krisis yang terjadi di Asia. Krisis Asia terjadi pada tahun 1997 yang diawali dengan terdevaluasinya mata uang Baht Thailand dan berdampak pada terjadinya krisis nilai tukar di Indonesia. Sepanjang tahun 1998, mata uang rupiah terdepresiasi hingga 70%, dan mengalami puncaknya pada Juli 1998, dengan nilai rupiah per dolar mencapai Rp14.700 per US\$ (Karmeli dan Fatimah, 2008).

Berdasarkan hasil tersebut, dapat diketahui bahwa nilai tukar merupakan salah satu sumber dari ketidakstabilan permintaan uang di Indonesia, baik untuk model m1 maupun m2. Nilai tukar sangat dipengaruhi oleh kondisi stabilitas ekonomi global. Sebagai negara dengan sistem perekonomian terbuka yang menganut sistem nilai tukar mengambang bebas (*free floating exchange rate*), Indonesia sangat rentan terhadap gangguan eksternal. Hal ini dikarenakan Indonesia masih memiliki ketergantungan yang tinggi terhadap sektor-sektor di luar negeri.



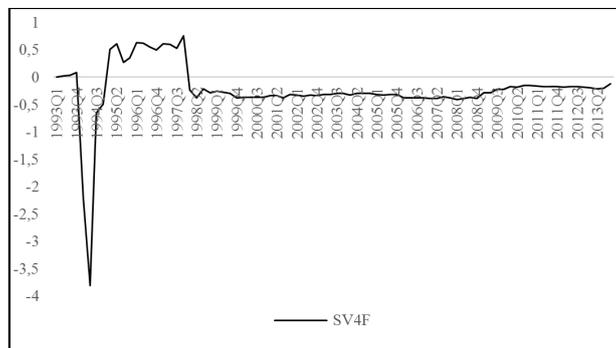
Gambar 3: Plot Data Suku Bunga Domestik dan Suku Bunga Luar Negeri

Tabel 5: Hasil Kalman Filter untuk Model M1

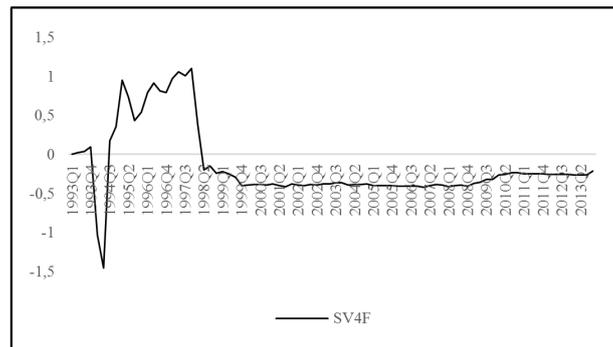
State Vector	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	0,911560	0,057895	1,574,505	0,0000
SV2	0,041441	0,008133	5,095,053	0,0000
SV3	-0,001761	0,008369	-0,210401	0,8334
SV4	-0,064242	0,175486	-0,366082	0,7143
SV5	0,002715	0,002019	1,345172	0,1786
Log likelihood	86,57991	Akaike information criterion		-2,061426
Parameters	0	Schwarz criterion		-2,061426
Diffuse priors	5	Hamman-Quinn criter.		-2,061426

Tabel 6: Hasil Kalman Filter untuk Model M2

State Vector	Final State	Root MSE	z-Statistic	Prob.
SV1	1,039,291	0,046198	2,249,652	0,0000
SV2	0,045607	0,006490	7,027,051	0,0000
SV3	-0,006903	0,006678	-1,033676	0,3013
SV4	-0,161488	0,140030	-1,153235	0,2488
SV5	0,000889	0,001611	0,551758	0,5811
Log likelihood	1,044229	Akaike information criterion		-2,486260
Parameters	0	Schwarz criterion		-2,486260
Diffuse priors	5	Hamman-Quinn criter.		-2,486260



Gambar 4: Evolusi Koefisien Nilai Tukar dalam Model M1



Gambar 5: Evolusi Koefisien Nilai Tukar dalam Model M2

Selain itu, dalam sistem nilai tukar mengambang bebas, nilai tukar menjadi lebih fluktuatif yang dapat menambah ketidakpastian dalam dunia usaha.

Sistem nilai tukar mengambang juga sangat dipengaruhi oleh kondisi pasar. Pergerakan nilai tukar di pasar sangat dipengaruhi oleh faktor fundamental dan non-fundamental (Warjiyo dan Solikin, 2003). Faktor fundamental dapat dilihat dari variabel-variabel makroekonomi, seperti pertumbuhan ekonomi, laju inflasi, kegiatan ekspor impor, dan sebagainya. Di sisi lain, faktor non-fundamental lebih tercermin dari sentimen pasar terhadap beberapa fenomena, di antaranya sosial politik dan faktor psikologi para pelaku pasar dalam memperhitungkan informasi atau rumor yang beredar di masyarakat, yang akan berpengaruh terhadap perkembangan nilai tukar harian. Sementara itu, *time path* dari *state variable* lainnya di dalam model terlihat cukup stabil.

Kesimpulan

Berdasarkan hasil *ZA test* dan *GH test* dapat diketahui bahwa *breaks* yang terjadi secara umum adalah akibat dari ketidakseimbangan yang terjadi dalam perekonomian global. Negara Indonesia merupakan negara dengan sistem perekonomian terbuka. Namun, dari segi perekonomian, Indonesia termasuk negara kecil, sehingga kondisi perekonomiannya sangat rentan terhadap guncangan eksternal. Oleh karena itu, kondisi perekonomian global akan sangat memengaruhi kondisi perekonomian Indonesia. Hasil dari *state space model* dengan teknik *Kalman Filter* juga memperkuat kondisi tersebut yang menunjukkan bahwa penyebab dari perubahan struktural yang berdampak pada ketidakstabilan

permintaan uang di Indonesia ada tiga variabel, di antaranya yaitu suku bunga luar negeri, nilai tukar, dan inflasi. Namun apabila dilihat dari grafik evolusi koefisien ketiga variabel tersebut, ketidakstabilan koefisien yang paling terlihat adalah pada nilai tukar.

Indonesia menganut sistem nilai tukar mengambang bebas (*free floating exchange rate*). Dengan sistem nilai tukar tersebut, nilai tukar rupiah akan sangat dipengaruhi oleh kondisi pasar valuta asing. Dengan demikian, pemerintah Indonesia, khususnya dalam hal ini otoritas moneter, perlu memperhatikan hal tersebut dengan cara memperkuat kestabilan perekonomian di Indonesia agar tidak mudah terpengaruh oleh guncangan-guncangan eksternal.

Daftar Pustaka

- [1] Achسانی, N. A. (2010). Stability of money demand in an emerging market economy: An error correction and ARDL model for Indonesia. *Research Journal of International Studies*, 13, 54–62.
- [2] Arango, S., & Nadiri, M. I. (1981). Demand for money in open economies. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 69–83. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90052-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90052-0).
- [3] Banafea, W. A. (2014). Endogenous structural breaks and the stability of the money demand function in Saudi Arabia. *International Journal of Economics and Finance*, 6(1), 155–164. doi: <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v6n1p155>.
- [4] Bank Indonesia. (2013, Juli). Seni Kebijakan Moneter. *Gerai Info Bank Indonesia*, Edisi 40 Tahun 4, hlm. 7. Diakses dari <http://www.bi.go.id/id/publikasi/gerai-info/Documents/ae2ee6285f3949e1bfad87e25e59f0a6MASTERGI40JULI2013 LORES.pdf>. Tanggal akses 22 Februari 2017.
- [5] Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. doi: 10.2307/2286348.
- [6] Dreger, C., & Wolters, J. (2010). Investigating M3

- money demand in the Euro area. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 111–122. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.02.002>.
- [7] Dritsakis, N. (2012). Structural breaks, cointegration and the demand for money in Greece. *The IUP Journal of Applied Economics*, 11(3), 5–21.
- [8] El-Shazly, A. (2016). Structural breaks and monetary dynamics: A time series analysis. *Economic Modelling*, 53, 133–143. doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.11.019>.
- [9] Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, [2nd Edition]. USA: John Wiley & Sons, Inc.
- [10] Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276. doi: 10.2307/1913236.
- [11] Ericsson, N. R. (1998). Empirical Modeling of Money Demand. *Empirical Economics*, 23(3), 295–315. doi: <https://doi.org/10.1007/BF01294409>.
- [12] Farhani, S. (2012). Tests of parameters instability: Theoretical study and empirical analysis on two types of models (ARMA model and market model). *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(3), 246–266.
- [13] Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996a). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. doi: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(69\)41685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(69)41685-7).
- [14] Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996b). Practitioners corner: Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555–560. doi: 10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x.
- [15] Karmeli, E., & Fatimah, S. (2008). Krisis Ekonomi Indonesia. *Journal of Indonesian Applied Economics*, 2(2), 164–173. doi: <http://dx.doi.org/10.21776/ub.jiae.2008.002.02.3>.
- [16] Malumisa, S. (2015). Structural Breaks, Stability and Demand for Money in South Africa. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 7(5), 79–90.
- [17] Narayan, P. K. (2007). Is money targeting an option for Bank Indonesia?. *Journal of Asian Economics*, 18(5), 726–738. doi: <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2007.06.002>.
- [18] Niyimbanira, F. (2013). Stability of money demand in a developing economy: Empirical evidence from South Africa. *International Business & Economics Research Journal*, 12(5), 565–572. doi: <https://doi.org/10.19030/iber.v12i5.7831>.
- [19] Setiawan, A. (2011). Inflation Targeting Framework dan Perubahan Respon Kebijakan Moneter. *Tesis*. Jakarta: Program Magister Perencanaan dan Kebijakan Publik Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- [20] Simorangkir, I., & Adamanti, J. (2010). Peran stimulus fiskal dan pelonggaran moneter pada perekonomian Indonesia selama krisis finansial global: Dengan pendekatan Financial Computable General Equilibrium. *Bulletin of Monetary Economics and Banking [Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan]*, 13(2), 169–192. <http://dx.doi.org/10.21098/bemp.v13i2.259>.
- [21] Sugema, I. (2012). Krisis Keuangan Global 2008-2009 dan Implikasinya pada Perekonomian Indonesia. *Jurnal Ilmu Pertanian Indonesia*, 17(3), 145–152.
- [22] Suwedayana, I. P. G. D. G., Sumarjaya, I. W., & Suciptawati, N. L. P. (2016). Peramalan Jumlah Kunjungan Wisatawan Australia yang Berkunjung ke Bali Menggunakan Model Time Varying Parameter (TVP). *E-Jurnal Matematika*, 5(3), 117–125. doi: <https://doi.org/10.24843/MTK.2016.v05.i03.p130>.
- [23] Warjiyo, P., & Solikin. (2003). Kebijakan Moneter di Indonesia. *Seri Kebanksentralan 6*. Jakarta: Pusat Pendidikan dan Studi Kebanksentralan (PPSK) Bank Indonesia. Diakses dari <http://www.bi.go.id/id/publikasi/seri-kebanksentralan/Documents/6.%20Kebijakan%20Moneter%20di%20Indonesia.pdf>. Tanggal akses 11 April 2017.
- [24] Wheale, P. R., & Amin, L. H. (2003). Bursting the dot.com "Bubble": A case study in investor behaviour. *Technology Analysis & Strategic Management*, 15(1), 117-136. doi: <https://doi.org/10.1080/0953732032000046097>.
- [25] Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.