

PENGUJIAN NETRALITAS UANG DAN INFLASI JANGKA PANJANG DI INDONESIA

*Arintoko*¹

Abstract

This paper investigates long-run neutrality of money and inflation in Indonesia, with due consideration to the order of integration, exogeneity, and cointegration of the money stock-real output and the money stock-price, using annual time-series data. The Fisher-Seater methodology is used to do the task in this research. The empirical results indicate that evidence rejected the long-run neutrality of money (both defined as M1 and M2) with respect to real GDP, showing that it is inconsistent with the classical and neoclassical economics. However, the positive link between the money and price in long run holds for money defined as M1 rather than M2, which consistent with these theories. In particular, besides the positive effect to long-run inflation, monetary expansions have long-run positive effect on real output in the Indonesian economy.

JEL: C32, E31, E51

Keywords: long-run neutrality of money, inflation, unit root, exogeneity, cointegration

¹ Staf pengajar Fakultas Ekonomi Universitas Jenderal Soedirman, sedang menempuh pendidikan S3 pada Program Doktor Ilmu Ekonomi UGM. e-mail: arintoko@yahoo.co.id.

I. PENDAHULUAN

Keberadaan netralitas uang dan hubungan positif antara uang dan harga telah diakui dan dipahami dengan baik dalam literatur ekonomi. Dalam teori moneter klasik dinyatakan bahwa perubahan dalam penawaran uang akan mempengaruhi variabel-variabel nominal, namun tidak mempengaruhi variabel-variabel riil, karena menurut dikotomi klasik (*classical dichotomy*) kekuatan yang mempengaruhi variabel riil dan nominal berbeda. Namun demikian hal ini memunculkan sebuah pertanyaan yang masih menjadi isu yang menarik bagi para ahli ekonomi bahwa “apakah perubahan uang beredar yang permanen hanya akan mempengaruhi variabel nominal tanpa memberikan efek pada variabel riil?”. Atau dengan kata lain “apakah uang adalah netral?”. Pertanyaan tersebut menjadi sebuah pemikiran bagi para ahli ekonomi moneter yang menyita waktu cukup panjang bahwa injeksi uang atau ekspansi moneter oleh pemerintah ke dalam perekonomian makro memiliki efek netral yang pasti dan hanya menyebabkan kenaikan harga. Selama ini netralitas jangka panjang dianggap sebagai sesuatu yang *given*, yang kebanyakan merupakan asumsi yang digunakan dalam teori ekonomi maupun pertimbangan dalam pengambilan kebijakan bahkan sebagai asumsi yang radikal sekalipun. Oleh karena itu bagi kalangan ahli ekonomi khususnya ahli ekonomi moneter, netralitas uang ini kemudian menjadi perdebatan yang panjang.

Menurut Lucas (1995) netralitas uang digambarkan sebagai situasi di mana perubahan dalam jumlah uang beredar hanya akan menyebabkan perubahan variabel-variabel nominal, seperti harga, kurs nominal, dan upah nominal tanpa menyebabkan perubahan pada variabel-variabel riil seperti output, konsumsi, investasi dan kesempatan kerja. Ide ini disampaikan oleh ahli ekonomi klasik yaitu Hume (1752) yang menyatakan bahwa kenaikan dalam jumlah uang beredar tidak memiliki pengaruh pada kesempatan kerja maupun investasi serta tingkat atau pertumbuhan output. Lebih dari itu, konsep supernetralitas uang juga digunakan, yang menyatakan bahwa perubahan dalam pertumbuhan jumlah uang beredar dalam perekonomian tidak akan menyebabkan perubahan variabel-variabel riil ekonomi kecuali perubahan tingkat inflasi. Hipotesis netralitas uang jangka panjang yang masih menjadi isu yang diteliti dan diuji keberadaannya ini kebanyakan didasarkan pada teori moneter klasik, model neoklasik ataupun model siklus bisnis riil (*real business cycle*). Teori-teori tersebut memproposisikan bahwa uang adalah netral dalam perekonomian yang tidak berpengaruh pada variabel riil, karena uang hanya berdampak pada tingkat harga yang gagasannya sejalan dengan Hume dan Lucas.

Isu netralitas uang dan inflasi jangka panjang kembali mendapatkan perhatian dan semakin intensif diteliti baik dari kalangan peneliti maupun akademisi dengan semakin bertambahnya literatur tentang pengujian netralitas uang dan inflasi jangka panjang dalam beberapa dekade

terakhir. Para peneliti yang memiliki perhatian pada netralitas uang mengumpulkan bukti-bukti empirik yang berkenaan dengan proposisi netralitas uang, sementara sebagian peneliti memusatkan pada pengujian keberadaan hubungan uang dan harga pada jangka panjang. Sejumlah studi mengenai netralitas uang dilakukan setelah dilakukan penelitian yang pada awalnya dilakukan oleh King dan Watson (1992, 1997) serta Fisher dan Seater (1993) di Amerika Serikat. Penelitian semacam itu kemudian dilakukan oleh para peneliti di sejumlah negara di wilayah Amerika Selatan dan Utara, Australia, Asia termasuk Asia Selatan dan Tenggara di samping juga di Eropa dan Afrika. Sejumlah penelitian tersebut dilakukan oleh antara lain Boschen dan Otrok (1994), Olekalns (1996), Haug dan Lucas (1997), Serletis dan Koustas (1998, 2001), Bae dan Ratti (2000), Shelley dan Wallace (2003), Noriega (2004), Coe dan Nason (2004), Oi et al. (2004), Bae et al. (2005), Noriega dan Soria (2005), Noriega et al. (2005), Wallace dan Cabrera-Castellanos (2006), Chen (2007), dan Pua et al. (2008). Kebanyakan dari penelitian-penelitian ini mengadopsi metodologi Fisher dan Seater (1993) serta King dan Watson (1992, 1997) yang di antaranya ada yang melakukan perluasannya. Khususnya untuk kasus di negara-negara Asia sejumlah penelitian dilakukan oleh antara lain Oi et al. (2004) pada kasus di Jepang, Ran (2005) di Hong Kong, Chen (2007) di Korea Selatan dan Taiwan, serta Pua et al. untuk kasus 10 negara anggota *South East Asian Central Banks (SEACEN) Resesarch and Training Centre*. Sementara itu isu mengenai keberadaan hubungan positif antara uang dan harga dikumpulkan dalam studi terbaru oleh antara lain Saatcioglu dan Korap (2009), Roffia dan Zaghini (2007), serta Browne dan Cronin (2007). Hasil-hasilnya sejalan dengan kesimpulan dari sejumlah peneliti terdahulu antara lain Lucas (1980), Dwyer dan Hafer (1988), Friedman (1992), Barro (1993), McCandless dan Weber (1995), Rolnick dan Weber (1997), Dewald (1998), Dwyer (1998), Dwyer dan Hafer (1999).

Hasil dari studi mengenai netralitas moneter jangka panjang dalam beberapa kasus menemukan bukti yang mendukung adanya netralitas uang, namun tidak menemukan bukti adanya supernetralitas uang. Sementara itu pada studi-studi lain tidak menemukan bukti substansi baik yang mendukung adanya netralitas maupun supernetralitas uang pada negara-negara tertentu. Berkaitan dengan studi mengenai hubungan antara uang dan harga dalam jangka panjang secara umum hasil empirik memberikan kesimpulan yang sama mengenai keberadaan hubungan positif antara uang dan harga, meskipun terdapat perbedaan mengenai sifat-sifat *time-series* dari data di beberapa negara.

Penelitian ini bertujuan untuk menguji secara empirik proposisi netralitas uang dan inflasi jangka panjang untuk uang baik yang didefinisikan sebagai M1 maupun M2 masing-masing terhadap output riil dan harga di Indonesia. Penelitian ini menggunakan data runtut waktu tahunan. Studi ini termotivasi oleh masih sedikitnya penelitian mengenai pengujian netralitas

moneter dan inflasi jangka panjang di negara-negara berkembang Asia Tenggara termasuk Indonesia. Kedua proposisi diteliti sekaligus karena keduanya merupakan proposisi yang melekat pada satu teori tertentu, khususnya teori kuantitas uang dan model Lucas. Di Indonesia sendiri penelitian semacam ini sangat jarang, bahkan untuk penelitian terkini yang hasilnya dipublikasikan nampaknya belum ada. Adanya penelitian terhadap isu ini diharapkan memperkaya literatur ekonomi dan kajian serta bahan pertimbangan dalam kebijakan moneter.

Tulisan ini diawali dengan pendahuluan yang menyampaikan alasan mengapa penelitian yang berkenaan dengan pengujian netralitas uang dan inflasi jangka panjang ini penting dan perlu dilakukan untuk kasus Indonesia. Bagian kedua adalah kajian teori dan review penelitian terdahulu. Bagian ketiga adalah metode penelitian, yang menjelaskan metodologi Fisher-Seater beserta uji-uji prasyaratnya, yang meliputi integrasi, eksogenitas, dan kointegrasi. Bagian keempat menyajikan hasil penelitian dan pembahasan yang kemudian diakhiri dengan bagian kelima sebagai penutup berupa kesimpulan dan saran.

II. TEORI

2.1. Pandangan Hume dan Teori Kuantitas Klasik

Dalam sebuah *essay* David Hume (1752) berjudul *of Money and of Interest*, menyimpulkan tentang pengaruh perubahan dalam jumlah uang yang kelihatannya tergantung pada jalan di mana perubahan itu dipengaruhi. Berdasarkan teori kuantitas uang, Hume menekankan aspek perubahan unit dari perubahan jumlah persediaan uang, serta tidak relevannya perubahan-perubahan itu terhadap perilaku masyarakat rasional. Ia menyatakan bahwa uang itu tidak berarti, namun uang merepresentasikan tenaga kerja dan komoditi.

Terdapat dua pernyataan Hume yang membentuk suatu doktrin bahwa perubahan dalam jumlah unit dari uang beredar akan memiliki pengaruh pada perubahan proporsional terhadap seluruh harga yang dinyatakan dalam satuan uang dan tidak memiliki pengaruh pada variabel riil seperti berapa masyarakat yang bekerja dan berapa barang yang diproduksi atau dikonsumsi. Prediksi dari teori kuantitas bahwa dalam jangka panjang pertumbuhan jumlah uang beredar bersifat netral terhadap tingkat pertumbuhan produksi dan berpengaruh terhadap inflasi secara proporsional. Jadi menurut Hume, variabel-variabel ekonomi riil tidak berubah dengan adanya perubahan penawaran uang (perubahan variabel nominal). Menurut dikotomi klasik, kekuatan yang mempengaruhi variabel riil dan nominal berbeda. Oleh karena itu perubahan dalam penawaran uang akan mempengaruhi variabel-variabel nominal, namun tidak mempengaruhi variabel-variabel riil.

Dalam persamaan kuantitas (*quantity equation*) dari teori kuantitas klasik, dinyatakan suatu persamaan kuantitas:

$$MxV = PxY \tag{1}$$

di mana persamaan tersebut menghubungkan kuantitas uang (**M**) kepada nilai nominal dari output (**P x Y**), sementara **V** menunjukkan tingkat perputaran uang (*velocity of money*). Persamaan kuantitas menunjukkan bahwa kenaikan dalam jumlah (kuantitas) uang dalam perekonomian mencerminkan salah satu dari tiga variabel lain yaitu tingkat harga naik, jumlah output naik, atau tingkat perputaran uang turun. Tingkat perputaran uang relatif stabil sepanjang waktu. Ketika Bank Sentral mengubah jumlah uang beredar, akan menyebabkan perubahan secara proporsional nilai nominal output (**P x Y**). Karena uang netral menurut teori klasik, maka uang tidak mempengaruhi output. Dalam kebijakan moneter jika uang netral, maka perubahan jumlah uang beredar tidak berpengaruh terhadap output, yang artinya kebijakan moneter mengendalikan jumlah uang beredar tidak efektif mempengaruhi output.

2.2. Model Neoklasik

Penjelasan teoritik dalam model neoklasik berikut kebanyakan diambil dari Barro (1997). Model ini diawali dengan model perekonomian terbuka kecil neoklasik dengan empat persamaan yang mengasumsikan adanya mobilitas modal sempurna dalam obligasi.

$$E(y, r, \varepsilon) = y \tag{2}$$

$$L(y, r, \beta) = (mxB) / P \tag{3}$$

$$r = r^* \tag{4}$$

$$y = y^* \tag{5}$$

Terdapat empat parameter yang tidak diketahui (*unknown*) dalam model output riil *y*, tingkat bunga riil *r*, kurs riil *ε*, dan tingkat harga *P*. Persamaan (2) menunjukkan ekuilibrium untuk pasar barang yang permintaannya, *E* merupakan fungsi dari pendapatan riil, tingkat bunga riil, dan kurs riil. Kurs riil dalam pengertian ini didefinisikan sebagai:

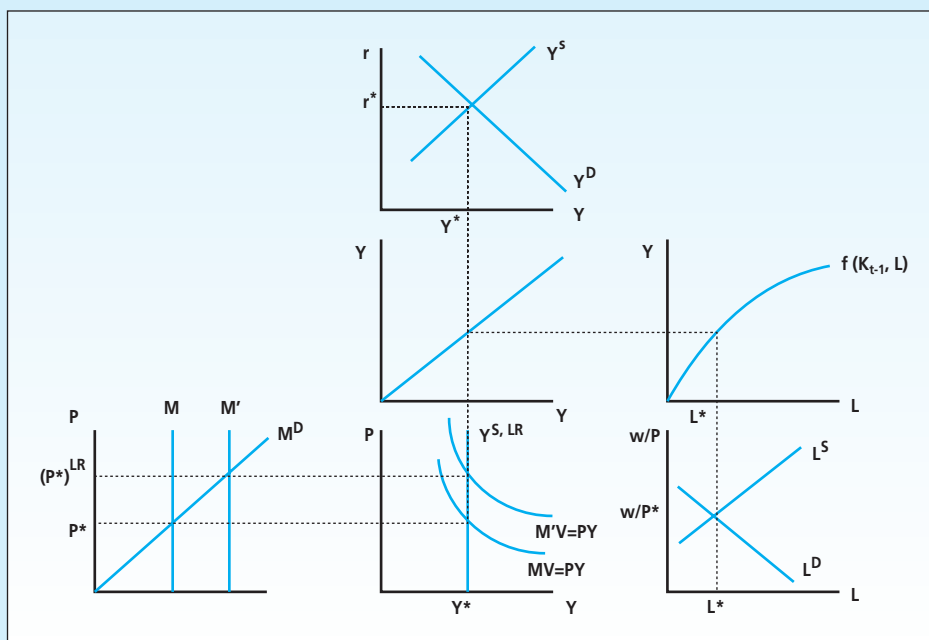
$$\varepsilon = e x (P / P_f) \tag{6}$$

di mana e adalah kurs nominal, P dan P_f masing-masing merupakan tingkat harga domestik dan luar negeri. Kenaikan dalam ε merepresentasikan apresiasi dari mata uang domestik, yang menurunkan ekspor neto riil dan mengurangi permintaan barang riil.

Persamaan (3) menunjukkan ekuilibrium dalam pasar uang. Permintaan uang riil L , diasumsikan merupakan fungsi dari pendapatan riil y , dan tingkat bunga riil r . Variabel b merupakan variabel *exogenous shock*. Penawaran uang merupakan model Brunner-Meltzer, yang terdiri dari pengganda uang m dan monetary base B . Penawaran uang diasumsikan sama dengan jumlah *currency* dalam sirkulasi C , ditambah *bank deposits* D . Dengan membagi penawaran uang dengan harga P , maka mengubah penawaran uang ke dalam arti riil. Diasumsikan bahwa pengganda uang adalah:

$$m = (1 + c)/(r + e + c) \quad (7)$$

di mana c adalah rasio *currency* terhadap *deposit* (C/D), r adalah rasio cadangan wajib minimum (*required reserve ratio*), dan e adalah rasio kelebihan cadangan yang diinginkan (*desired excess reserve ratio*). Diasumsikan pula bahwa ketiga variabel yang menentukan pengganda uang tersebut adalah eksogen.



Grafik 1.
Efek Kebijakan Moneter Jangka Panjang

Dari persamaan (3) bahwa ketiadaan perubahan eksogen dalam y^* , dan r^* , atau permintaan uang, maka penawaran uang riil adalah tetap. Kondisi ini menghasilkan netralitas uang klasik, yaitu perubahan dalam penawaran uang menyebabkan perubahan dalam tingkat harga dengan tetap menjaga penawaran uang riil dan variabel riil yang lain dalam model tidak berubah.

Berdasarkan model neoklasik, maka Grafik 1 menunjukkan bahwa kenaikan jumlah uang beredar M tidak akan menyebabkan variabel riil seperti output Y dan kesempatan kerja L berubah, yang menggambarkan netralitas uang jangka panjang.

Grafik 1 menunjukkan bahwa kenaikan jumlah uang dari M ke M' hanya meningkatkan harga P , sementara output Y dan kesempatan kerja L tidak berubah di mana keduanya merupakan variabel riil. Keadaan yang digambarkan tersebut menunjukkan adanya netralitas uang jangka panjang.

2.3. Model Lucas

Menurut model ini perekonomian digambarkan dengan menggunakan penawaran agregat menurut Lucas dan fungsi permintaan agregat *monetarist*. Persediaan uang mengikuti proses *autoregressive* yang dinyatakan pada persamaan (8).

$$\begin{aligned} y_t &= \theta(p_t - E_{t-1}p_t), \\ p_t &= m_t - \delta y_t, \\ m_t &= \rho m_{t-1} + \varepsilon_t^m. \end{aligned} \tag{8}$$

di mana y , m , dan p masing-masing merupakan output riil, uang beredar dan tingkat harga dalam logaritma. Uang beredar mengikuti proses stasioner, ($\rho \neq 1$) dan ε^m adalah *shock* terhadap uang beredar. Persamaan (8) adalah persamaan struktural sehingga hanya perubahan yang tidak diharapkan dalam uang beredar saja yang mempengaruhi output. Jadi, perubahan permanen dalam jumlah uang beredar tidak mempengaruhi output dan keadaan ini menggambarkan netralitas uang jangka panjang.

Jika persamaan (8) diselesaikan untuk output, maka dapat diderivasikan model *distributional lag* untuk uang beredar sebagaimana dituliskan dalam persamaan (9) berikut.

$$y_t = \frac{\theta}{1 + \theta\delta} (m_t - \rho m_{t-1}) \tag{9}$$

Walaupun persamaan (8) menunjukkan netralitas uang jangka panjang, model *reduced-form* yang disajikan pada persamaan (9) menunjukkan bahwa suatu kenaikan permanen *single* unit dalam stok penawaran akan menghasilkan kenaikan output $\theta(1-\rho)/(1+\theta\delta)$ unit.

2.4. Penelitian Terdahulu

Beberapa bukti empirik dari hasil studi mengenai netralitas uang di antaranya adalah studi oleh McCandless dan Weber (1995), yang menemukan korelasi yang tinggi (lebih dari 0,9) antara inflasi dan pertumbuhan jumlah uang beredar baik dengan indikator M0, M1 maupun M2 selama 30 tahun pada 110 negara. Sebaliknya McCandless dan Weber menemukan bukti tidak adanya korelasi antara pertumbuhan jumlah uang beredar dan pertumbuhan output riil pada periode yang sama. Sementara itu Shelley dan Wallace (2003) dalam studi empirik yang menguji netralitas uang jangka panjang menemukan adanya netralitas uang pada periode 1932 -1981 di Meksiko. Namun dalam periode 1932 – 2001 Shelley dan Wallace dalam pengujian model yang dikembangkan Fisher dan Seater menemukan tidak adanya netralitas uang tanpa memperhatikan ukuran jumlah uang beredar yang digunakan. Wallace dan Cabrera-Castellanos (2006) yang juga mendasarkan pada model Fisher-Seater menemukan adanya netralitas uang jangka panjang di Guatemala untuk data 1950-2002. Studi ini menemukan adanya netralitas M1 dengan GDP, pengeluaran dan konsumsi.

Dengan metodologi Fisher dan Seater, Bae dan Ratti (2000) menguji keberadaan netralitas dan supernetralitas jangka panjang di Argentina dan Brazil. Dengan menggunakan data berfrekuensi rendah untuk jumlah uang dan output, studi ini menemukan bukti yang mendukung adanya hipotesis netralitas uang di Argentina dan Brazil. Namun penelitian ini tidak menemukan adanya supernetralitas uang di kedua negara.

Beberapa peneliti yaitu Oi et al. (2004), Chen (2007) dan Puah et al. (2008) menemukan sejumlah bukti berlakunya netralitas moneter jangka panjang di negara-negara Asia. Oi et al. (2004) dengan menggunakan metodologi King dan Watson (1997) menemukan bukti netralitas moneter jangka panjang di Jepang untuk variabel M2 pada periode 1890 – 2003. Dengan metodologi yang sama namun dengan data kuartalan Chen (2007) menemukan bukti sepenuhnya bahwa netralitas moneter jangka panjang M2 juga berlaku di Korea Selatan pada periode 1970.1 – 2004.4. Sementara Puah et al. (2008) dengan metodologi Fisher-Seater menemukan bukti netralitas moneter jangka panjang terhadap M1 di sejumlah negara Asia seperti Malaysia, Myanmar, Nepal, Philipina, Korea Selatan.

Sejumlah penelian lain menemukan adanya bukti yang berbeda yaitu non-netralitas uang. Temuan tersebut antara lain Fisher dan Seater (1993) yang menunjukkan M2 tidak netral di

Amerika Serikat selama 1968 – 1975, Shelley dan Wallace (2003) untuk periode 1932— 2001 di Meksiko, Ran (2005) yang menguji netralitas uang jangka panjang pada dua rejim nilai tukar yang berbeda di Hong Kong. Ran menguji netralitas uang dengan didasarkan pada perluasan model Fisher dan Seater (1993) yang menemukan bahwa M1 tidak netral di bawah rejim kurs mengambang, serta M2 tidak netral baik pada rejim sebelum maupun gabungan dengan rejim kurs mengambang. Dengan metodologi yang sama, bukti empirik ini juga ditemukan oleh Pua et al. (2008) bahwa M1 tidak netral pada jangka panjang di Indonesia untuk periode 1965 – 2002. Bukti empirik adanya non-netralitas jangka panjang untuk M1 oleh Pua juga ditemukan di Taiwan dan Thailand masing-masing pada periode 1951 – 2002 dan 1953 – 2002. Bukti non-netralitas moneter jangka panjang di Taiwan juga diperkuat oleh hasil studi Chen (2007) terhadap M2 dengan menggunakan metode yang berbeda yaitu King dan Watson (1997) dan dengan data yang berbeda yaitu data kuartalan.

Sementara itu isu mengenai keberadaan hubungan positif antara uang dan harga dikumpulkan oleh di antaranya studi terbaru oleh Saatcioglu dan Korap (2009), yang menguji validitas hubungan uang dan harga menurut teori kuantitas uang di Turki. Hasilnya menunjukkan bahwa bukti empirik mendukung keberadaan hubungan antara uang dan harga secara proporsional dalam perekonomian Turki. Hasil penelitian lainnya adalah Roffia dan Zaghini (2007) yang menganalisis pertumbuhan uang terhadap dinamik inflasi pada 15 negara industri. Hasilnya menemukan bahwa pada horizon waktu 3 tahun hubungan positif antara agregat moneter dan harga terjadi dalam kurang lebih 50 persen dari kasus. Studi lainnya adalah Browne dan Cronin (2007) yang menemukan bukti empirik yang mendukung keberadaan hubungan harga (baik harga komoditi maupun konsumen) dan jumlah uang beredar dalam jangka panjang di Amerika Serikat. Hasil empirik dari penelitian-penelitian terbaru tersebut sejalan dengan kesimpulan dari sejumlah peneliti terdahulu di antaranya Lucas (1980), Dwyer dan Hafer (1988), Friedman (1992), Barro (1993), McCandless dan Weber (1995), Rolnick dan Weber (1997), Dewald (1998), Dwyer (1998), Dwyer dan Hafer (1999) yang menemukan bahwa perubahan jumlah uang beredar dan tingkat harga adalah berhubungan erat.

III. METODOLOGI

3.1. Variabel dan Data

Data yang dianalisis secara ekonometrik dalam penelitian ini adalah data tahunan dengan periode waktu 1970 – 2008. Variabel uang yang digunakan terdiri dari M1 dan M2. Perilaku kedua variabel uang (m) tersebut penting untuk diteliti pengaruhnya terhadap variabel ekonomi makro riil seperti output (y), selain pengaruhnya terhadap variabel nominal yaitu harga (p).

Output riil direpresentasikan dengan produk domestik bruto (PDB) riil dengan harga konstan tahun 2000, sementara harga direpresentasikan dengan Indeks Harga Konsumen (IHK) dengan tahun dasar yang sama. Data awal diperoleh dari Statistik Ekonomi Keuangan Indonesia (SEKI), Laporan Tahunan Bank Indonesia dan Statistik Indonesia Badan Pusat Statistik berbagai terbitan.

Variabel M1 merupakan definisi/arti sempit bagi penawaran uang atau jumlah uang beredar. M1 meliputi uang kartal dan uang giral seperti cek dan rekening cek. Variabel M2 merupakan definisi luas dari penawaran uang yang meliputi M1 ditambah *near monies*, seperti tabungan di bank komersial (*savings deposits*) dan deposito berjangka. Jadi uang kartal ditambah uang giral adalah M1, dan M1 ditambah uang kuasi adalah M2.

3.2. *Integrated Series* dan Eksogenitas

Integrated series dari variabel-variabel yang digunakan dalam metodologi Fisher-Seater (FS) akan menentukan bentuk uji yang tepat. Dalam hal ini seri data dari uang, output dan harga menentukan bentuk uji FS yang tepat untuk menguji netralitas uang dan inflasi jangka panjang.

Model FS mensyaratkan bahwa dalam pengujian netralitas jangka panjang variabel-variabel yang digunakan memiliki *integrated of order* sama, dalam hal ini diasumsikan I(1). Dalam aplikasi FS untuk pengujian ini maka diasumsikan bahwa variabel uang, output dan harga adalah I(1). Untuk menguji *integrated of order* dari seri data variabel-variabel yang digunakan maka dalam penelitian ini dilakukan uji akar-akar unit melalui uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dan *Phillips-Perron* (PP). Uji ADF didasarkan pada proses *autoregressive* atau AR(1) berikut:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

di mana μ dan ρ adalah parameter, dan ε_t diasumsikan *white noise*. y adalah seri yang stasioner jika $-1 < \rho < 1$. Uji Dickey-Fuller (DF) dan PP menggunakan akar unit sebagai hipotesis nol, $H_0: \rho = 1$ dan $H_1: \rho < 1$. Pengujian dilakukan dengan mengestimasi persamaan (10) dan mengurangi dengan y_{t-1} di kedua sisi persamaan sehingga menjadi:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

di mana $\gamma = 1 - \rho$, dan hipotesis nol dan hipotesis alternatifnya adalah

$$H_0: \gamma = 0; H_1: \gamma < 1$$

Sementara itu Phillips dan Perron (1988) mengajukan metode nonparametrik untuk mengontrol serial korelasi *order* tinggi dalam sebuah seri. Regresi untuk uji PP adalah regresi dengan proses AR(1):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

Ketika uji ADF mengoreksi serial korelasi *order* tinggi dengan penambahan *lagged differenced terms* pada sisi kanan persamaan, uji PP melakukan koreksi t-statistik koefisien γ dari regresi AR(1) untuk menghitung serial korelasi dalam ε .

Selanjutnya untuk menguji bahwa metodologi FS dapat dilakukan maka harus memenuhi asumsi bahwa variabel uang dalam hal ini M1 maupun M2 adalah eksogen. Variabel M1 dan M2 sebagai variabel m dikatakan eksogen jika variabel tersebut tidak dipengaruhi atau disebabkan oleh variabel y dalam uji kausalitas Granger terhadap bentuk regresi bivariat berikut:

$$y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i m_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j y_{t-j} + u_{1t} \tag{13}$$

$$m_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i m_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j y_{t-j} + u_{2t} \tag{14}$$

di mana diasumsikan bahwa *disturbances* u_1 dan u_2 tidak berkorelasi. Berdasarkan persamaan (14) dari model bivariat tersebut uang (m) dikatakan eksogen jika hasil estimasi menerima $H_0: \delta_j = 0$. Hipotesis tersebut mengartikan bahwa variabel output maupun harga (sebagai variabel y dalam model) tidak menyebabkan (mempengaruhi) variabel uang (m) atau sebaliknya variabel uang (m) tidak disebabkan (dipengaruhi) oleh variabel output maupun harga (y).

Hasil uji menolak H_0 jika $F(m, n - z)$ statistik $> F(m, n - z)$ kritis pada $\alpha = 5\%$, dengan derajat kebebasan m dan $n - z$, di mana m = jumlah *lag*, n = jumlah observasi dan z = jumlah parameter yang diestimasi. Uji kausalitas berdasarkan persamaan (13) dan (14) untuk pengujian eksogenitas ini mengacu pada Hafer (1982) sebagaimana disampaikan dalam Gujarati dan Porter (2009)² yang menggunakan pertumbuhan uang \dot{m} dan pertumbuhan output \dot{y} dalam pengujian juga dapat dinotasikan sebagai Δm dan Δy .

² Lihat Gujarati dan Porter (2009) halaman 699.

3.3. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi dilakukan untuk menguji keberadaan hubungan jangka panjang di antara variabel-variabel yang diestimasi. Argumentasi Fisher dan Seater (1993) menyatakan bahwa netralitas moneter melibatkan adanya perubahan permanen dalam uang beredar. Dalam pengertian ini menurut Engle dan Granger (1987) maka variabel nominal dan riil memerlukan $I(1)$, namun keduanya tidak berkointegrasi. Uji kointegrasi pada sistem multivariat ini digunakan pendekatan Johansen (1995) yang didasarkan pada formulasi model berikut:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (15)$$

di mana k = jumlah *lag*

Dalam pengujian hipotesis dengan pendekatan ini digunakan nilai statistik yang dinamakan *Likelihood Ratio (LR) test statistic*.

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (16)$$

untuk $r = 0, \dots, k-1$ di mana λ_i merupakan nilai *eigenvalue*. T adalah jumlah sampel. Q_r juga disebut *trace statistic*. Uji ini menolak H_0 yang menyatakan tidak ada kointegrasi jika *LR statistic* > nilai kritisnya pada α yang dipilih.

3.4. Metodologi Fisher-Seater

Metodologi FS diperkenalkan oleh Fisher dan Seater (1993) yang menggunakan sistem bivariat untuk menguji netralitas uang jangka panjang dengan ukuran uang sebagai salah satu variabel. Sistem bivariat yang digunakan adalah bentuk dua persamaan berikut:

$$a(L)\Delta^{(m)}m_t = b(L)\Delta^{(y)}y_t + u_t \quad (17)$$

$$d(L)\Delta^{(y)}y_t = c(L)\Delta^{(m)}m_t + w_t \quad (18)$$

di mana $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ dan $d(L)$ adalah *lag polynomial*, dan b_0 dan c_0 adalah *unrestricted*. *Error vector* $(u_t, w_t) \sim iid(0, \Sigma)$. Pada metodologi ini dimisalkan bahwa $x^t \equiv \Delta^i m_t$ dan $z^t \equiv \Delta^j m_t$ dengan $i, j = 0$ atau 1 . Variabel pertama adalah m yaitu jumlah uang beredar nominal M dalam logaritma natural. Variabel kedua adalah variabel y yang menyatakan variabel riil maupun nominal dalam logaritma natural juga, seperti output riil maupun harga. Jika variabel m dan y tidak berintegrasi pada level atau $I(0)$ maka kedua variabel harus memiliki *integrated of order* yang

sama misalnya berintegrasi pada tingkat pertama atau $I(1)$, yang artinya kedua variabel berintegrasi pada perbedaan pertama (*first difference*). Jika variabel m adalah $I(1)$, maka pengujian yang tepat adalah pengujian netralitas uang dan inflasi jangka panjang, sedang jika variabel m adalah $I(2)$, maka pengujian yang sesuai adalah pengujian supernetralitas jangka panjang.

Fisher dan Seater mendefinisikan derivatif jangka panjang (*long-run derivative, LRD*) sebagai perubahan dalam z terhadap perubahan permanen dalam x , yang dituliskan sebagai berikut:

$$LRD_{z,x} \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial z_{t+k} / \partial u_t}{\partial x_{t+k} / \partial u_t} \tag{19}$$

di mana $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t \neq 0$

Persamaan (19) menunjukkan bahwa derivatif jangka panjang adalah limit dari elastisitas output terhadap uang. Jika limit dari *denominator* pada persamaan tersebut adalah nol artinya tidak ada perubahan permanen variabel moneter, jadi $(m) = 0$ sehingga tidak bisa dilakukan uji netralitas. Untuk $(m) \geq 1$, metodologi FS menunjukkan bahwa persamaan (19) dapat ditulis menjadi:

$$LRD_{y,m} = \frac{(1-L)^{(m)-(y)} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(L)} \tag{20}$$

di mana $\alpha(L)$ dan $\gamma(L)$ merupakan fungsi dari koefisien dari persamaan (17) dan (18) yaitu $\alpha(L)=d(L)/[a(L)c(L)-b(L)c(L)]$ dan $\gamma(L)=c(L)/[a(L)c(L)-b(L)c(L)]^3$.

Mengacu pada Fisher dan Seater, uang netral pada jangka panjang (*long-run neutrality, LRM*) jika $LRD_{y,m} = \lambda$, di mana $\lambda = 1$ jika y adalah variabel nominal, dan $\lambda = 0$ jika y adalah variabel riil. Sementara itu uang supernetral pada jangka panjang (*long-run superneutrality, LRSN*) jika $LRD_{y,\Delta m} = \mu$, di mana $\mu = 1$ jika y adalah variabel nominal, dan $\mu = 0$ jika y adalah variabel riil.

Dengan mengasumsikan bahwa variabel uang beredar adalah eksogen dan *error terms* u_t dan w_t merupakan serial yang tidak berkorelasi dalam model ARIMA, maka $c(I)/d(I)$ merupakan estimator Bartlett⁴ dari koefisien frekuensi nol dalam regresi $\Delta^{(y)}y_t$ terhadap $\Delta^{(m)}m_t$. Estimasi $c(I)/d(I)$ adalah *given* dengan $\lim_{k \rightarrow \infty} \beta_k$, di mana adalah β_k koefisien *slope* dari regresi *ordinary least squares (OLS)* berikut:

3 Lihat Fisher and Seater (1993) hal. 404.

4 Estimator Bartlett merupakan infinite limit dari koefisien slope.

$$\left[\sum_{j=0}^k \Delta^{(y)} y_{t-j} \right] = \alpha_k + \beta_k \left[\sum_{j=0}^k \Delta^{(m)} m_{t-j} \right] + \varepsilon_{kt} \quad (21)$$

Ketika $(m) = (y) = 1$, netralitas uang dan inflasi jangka panjang (*long-run neutrality, LRN*) dapat diuji dan persamaan (21) menjadi:

$$(y_t - y_{t-k-1}) = \alpha_k + \beta_k (m_t - m_{t-k-1}) + v_{kt} \quad (22)$$

Dalam pengujian hipotesis nol untuk netralitas uang dan inflasi jangka panjang adalah masing-masing untuk y sebagai variabel output dan harga. Jika hasil estimasi tidak menolak hipotesis nol maka proposisi netralitas uang dan inflasi jangka panjang didukung secara empirik. Dalam pembahasan hasil, nilai estimasi dari β_k disajikan bersama dengan *95% confidence interval*, yang ditentukan berdasarkan *standard error*⁵ dan *t-distribution* dengan derajat kebebasan n/k , dimana n = jumlah observasi dan k menunjukkan rentang perbedaan waktu dari data untuk variabel y dan m . Dalam penelitian ini karena menggunakan data tahunan maka jika $k = 1$ artinya data y dan m dalam perbedaan dua tahun, demikian pula jika $k = 2, 3$, dan seterusnya.

IV. HASIL DAN ANALISIS

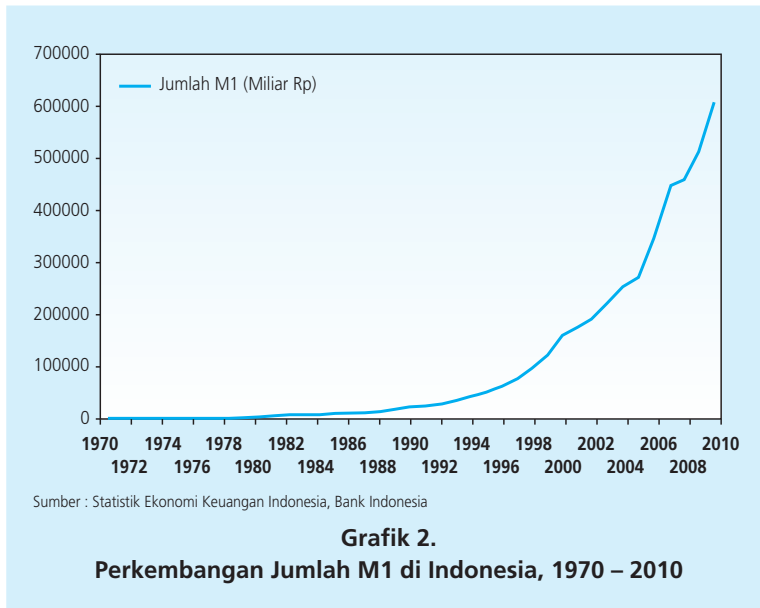
4.1. Analisis Variabel dan Data

Bagian ini diawali dengan analisis perkembangan variabel utama yang diteliti yaitu variabel M1, M2, output dan harga. Variabel M1 dan M2 digunakan untuk menguji netralitas uang terhadap variabel riil yaitu output yang direpresentasikan dengan tingkat Produk Domestik Bruto riil dengan harga konstan 2000 dan hubungannya dengan variabel nominal dalam hal ini adalah harga konsumen yang perubahannya mencerminkan inflasi dalam jangka panjang.

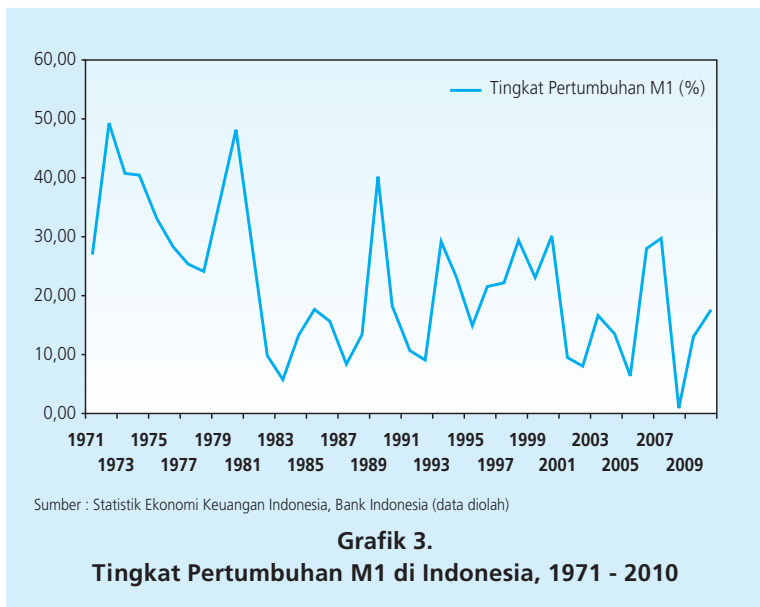
4.1.1. Uang Beredar

Variabel M1 merupakan variabel yang menggambarkan likuiditas perekonomian. Perkembangan jumlah uang di Indonesia yang diukur dengan uang dalam arti sempit (M1) pada Grafik 2 secara historis menunjukkan perkembangan dari tahun ke tahun yang meningkat. Sejak tahun 1970 jumlah M1 meningkat setiap tahun secara terus menerus.

⁵ Standard error yang digunakan adalah standard error dari koefisien yang diperoleh dari estimasi OLS dengan pertimbangan bahwa jumlah observasinya tidak besar, daripada standard error dari estimasi Newey-West (1987).

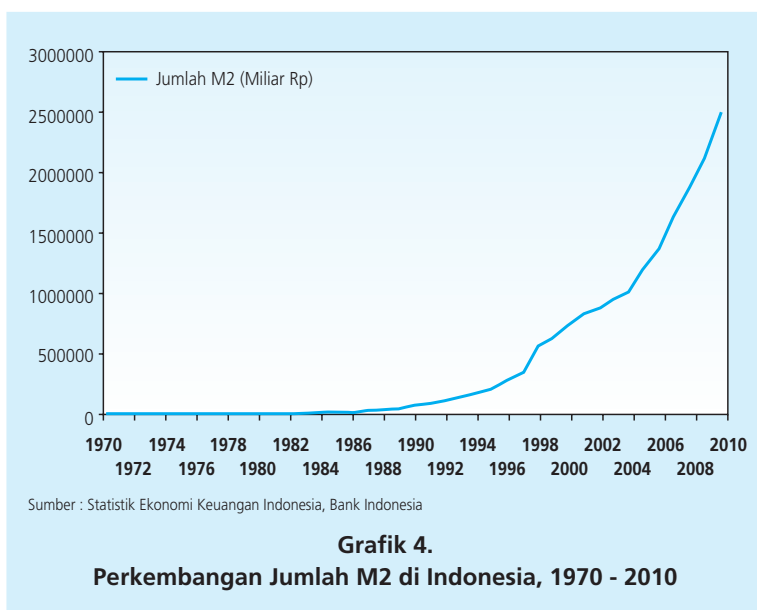


Grafik 2 menunjukkan likuiditas perekonomian yang tercermin pada jumlah M1 mengalami peningkatan selama periode 1970 - 2010. Kecenderungan perkembangan jumlah M1 yang meningkat terus ditunjukkan oleh peningkatan pesat untuk M1 yang terjadi sejak memasuki awal 1990-an. Peningkatan pesat jumlah M1 tersebut merupakan dampak dari adanya serangkaian deregulasi keuangan oleh pemerintah yang diawali oleh munculnya Paket Juni 1983.



Jika diamati dari pertumbuhannya, M1 tumbuh dengan tingkat pertumbuhan yang berfluktuasi. Grafik 3 menunjukkan adanya tingkat pertumbuhan M1 yang relatif tinggi dibandingkan pertumbuhan variabel makro ekonomi lain seperti output dan harga, yang disajikan pada bagian selanjutnya. Selama periode 1971 – 2010 setiap tahun jumlah M1 selalu meningkat dengan tingkat pertumbuhan positif. Rata-rata tingkat pertumbuhan M1 adalah 22,04%. Tingkat pertumbuhan tertinggi terjadi pada tahun 1972 sebesar 48,44% dan pertumbuhan terendah sebesar 1,50% pada tahun 2008. Tingkat pertumbuhan terendah kedua adalah pada tahun 1983 sebesar 6,29%. Setelah tahun 1983 pertumbuhan M1 meningkat dengan kisaran yang lebih tinggi kecuali pada tahun 2008. Nampaknya serangkaian deregulasi perbankan yang lebih tinggi kecuali pada tahun 2008. Nampaknya serangkaian deregulasi perbankan yang dimulai dengan Paket Juni 1983 juga memberikan dampak pada peningkatan pertumbuhan M1 ini. Ekspansi kredit yang dilakukan oleh perbankan memberikan kontribusi yang berarti terhadap peningkatan M1 tersebut

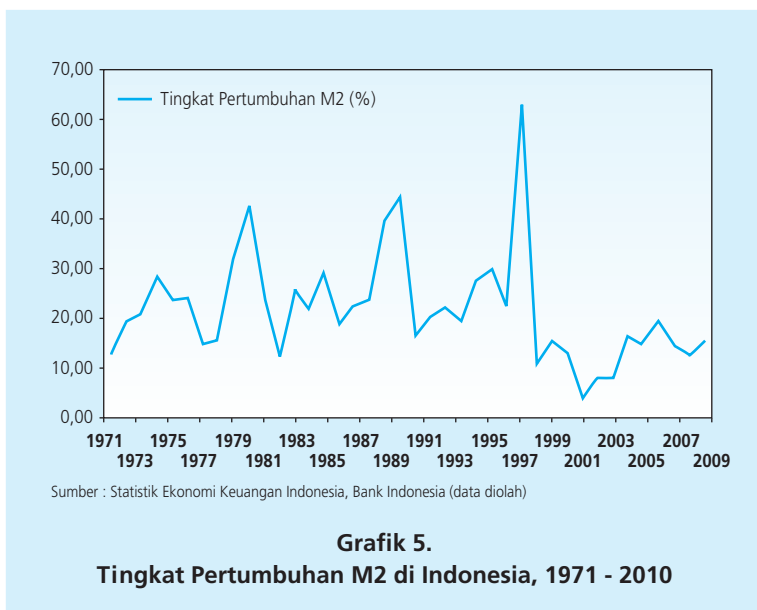
Memasuki tahun 2009, likuiditas perekonomian yang diukur dengan M1 tumbuh 12,92% dan mencapai level Rp 515,824 triliun. Tahun 2010 M1 tumbuh menjadi 17,36% yang lebih tinggi dari tahun sebelumnya dan mencapai level Rp 605,375 triliun. Menurut Bank Indonesia, pertumbuhan likuiditas perekonomian dengan ukuran M1 tersebut dapat dikategorikan tinggi jika dibandingkan dengan kondisi historisnya yang berupa semakin meningkatnya preferensi likuiditas masyarakat dengan indikasi yang tampak pada percepatan pertumbuhan tabungan relatif terhadap deposito.



Terkait dengan kebijakan Bank Indonesia, meningkatnya likuiditas perekonomian pada tahun 2009 juga tidak terlepas dari penurunan giro wajib minimum (GWM) pada kuartal akhir tahun 2008 dari efektif 9,1% menjadi 7,5%. Pelonggaran moneter tersebut juga diikuti oleh penurunan BI rate secara agresif mulai November 2008 hingga Maret 2009. Likuiditas mengalami peningkatan pada tahun 2010 meskipun M1 belum kembali pada tingkat pertumbuhan sebelum tahun 2008.

Selain M1, variabel M2 juga merupakan variabel yang menggambarkan likuiditas perekonomian. Grafik 4 menunjukkan likuiditas perekonomian yang tercermin pada M2 yang mana juga mengalami peningkatan dengan pola dinamik yang hampir sama dengan perkembangan M1 selama periode yang sama. Namun demikian kecenderungan perkembangan M2 yang meningkat terus cenderung relatif tinggi dibandingkan dengan M1. Perkembangannya menunjukkan bahwa peningkatan pesat untuk M2 terjadi tahun-tahun memasuki krisis ekonomi yang terjadi pada pertengahan tahun 1997.

Sebagaimana pertumbuhan M1, tingkat pertumbuhan M2 juga berfluktuasi. Grafik 5 menunjukkan adanya tingkat pertumbuhan M2 yang berfluktuasi relatif ekstrim dibandingkan M1. Namun demikian rata-rata pertumbuhan M2 selama periode 1971 – 2010 sebesar 21,90% yang sedikit lebih rendah dibandingkan rata-rata pertumbuhan M1 yaitu 22,04%. Pertumbuhan M2 tertinggi terjadi pada tahun 1998 sebesar 62,35% dan pertumbuhan terendah sebesar 4,72% pada tahun 2002. Setelah tahun 2002 pertumbuhan M2 terus terjadi



dan pada tahun 2005 tingkat pertumbuhannya kembali mencapai dua digit sampai pada akhir periode.

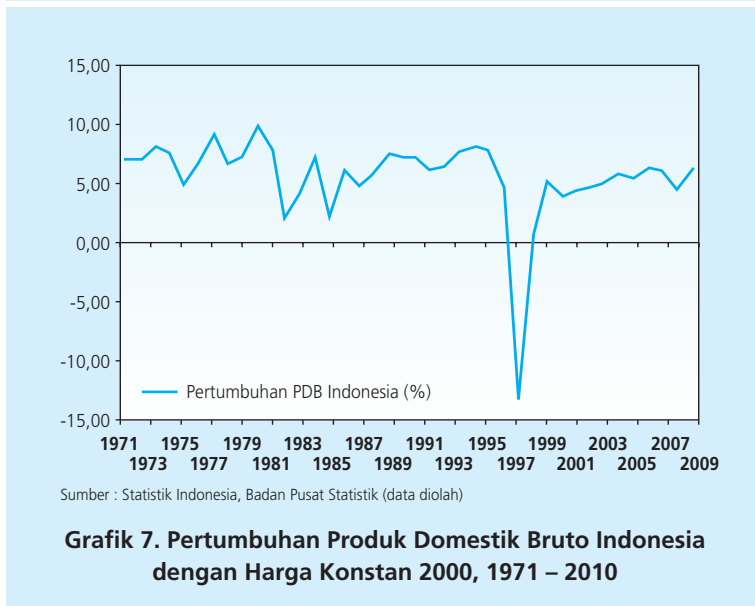
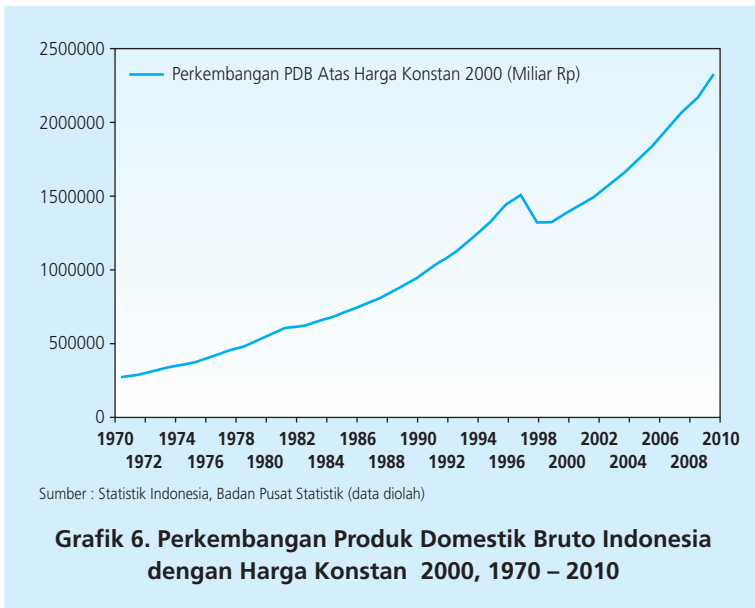
Pada tahun 2009, likuiditas perekonomian yang diukur dengan M2 tumbuh 12,95% meskipun masih di bawah rata-ratanya. Jumlah M2 pada tahun itu mencapai level Rp 2.141,384 triliun. Meskipun mencapai pertumbuhan dua digit, tingkat pertumbuhan M2 tersebut relatif rendah dibandingkan dengan kondisi historisnya khususnya empat tahun sebelumnya. Selanjutnya pada tahun 2010 M2 tumbuh dengan tingkat yang lebih tinggi dari tahun sebelumnya yaitu menjadi 15,32% dan mencapai level Rp 2.469,399 triliun.

Pada akhir periode analisis meningkatnya M2 terutama dipengaruhi oleh bertambahnya uang kuasi seiring dengan derasnya uang masuk dari luar negeri. Menurut laporan Bank Indonesia, berdasarkan faktornya pertumbuhan M2 pada tahun 2010 didukung oleh tingginya kenaikan Aktiva Luar Negeri Bersih yang sebagian besar ditempatkan sebagai uang kuasi di perbankan. Di samping itu perkembangan Aktiva Dalam Negeri Bersih pada tahun 2010 juga meningkat yang bersumber pada pertumbuhan kredit yang akseleratif dan turut memberikan kontribusi pada pertumbuhan M2.

Secara umum faktor domestik dominan mempengaruhi perkembangan likuiditas perekonomian. Faktor domestik dalam bentuk kredit kepada sektor bisnis mendominasi kinerja likuiditas perekonomian. Selain faktor internal, peningkatan likuiditas perekonomian juga dipengaruhi oleh faktor eksternal. Faktor eksternal tersebut tercermin pada perkembangan aktiva luar negeri bersih (*Net Foreign Assets* - NFA) secara keseluruhan meningkat. Penambahan tersebut terjadi pada NFA Bank Indonesia sejalan dengan meningkatnya cadangan devisa yang bersumber dari penerimaan hasil migas akibat tingginya harga minyak dunia, khususnya beberapa waktu terakhir.

4.1.2. Output

Selain perkembangan jumlah uang beredar, bagian ini juga menyajikan perkembangan variabel riil yaitu PDB dengan harga konstan 2000. Selama kurun waktu 1970 – 2010 perkembangan jumlah dan pertumbuhannya disajikan masing-masing pada Grafik 6 dan Grafik 7. Grafik 6 menunjukkan bahwa perkembangan tingkat output yang direpresentasikan dengan PDB riil berdasarkan tahun dasar 2000 menunjukkan kecenderungan yang meningkat selama periode 1970 – 2010. Namun demikian terjadi penurunan dalam periode tersebut tepatnya pada tahun 1998 sebagai akibat dari dampak krisis ekonomi yang terjadi pada pertengahan tahun 1997. Pada tahun 1999 PDB riil kembali naik meskipun dengan kenaikan kecil. Tingkat



PDB riil baru pulih kembali pada tahun 2004 dan setelah tahun tersebut PDB riil meningkat terus sampai tahun 2010 sebagai akhir periode analisis.

Kenaikan output selama periode ini menunjukkan bahwa sektor riil tumbuh dengan indikator meningkatnya nilai PDB riil dari tahun ke tahun kecuali pada saat krisis ekonomi terjadi. Secara keseluruhan dalam kondisi ekonomi normal maka Grafik 6 menunjukkan adanya

pertumbuhan sektor riil di Indonesia dengan indikasi kenaikan tingkat PDB riil tersebut. Kenaikan PDB riil ini sebagai indikator yang lebih tepat untuk menggambarkan pertumbuhan ekonomi daripada indikator PDB nominal, karena PDB riil sudah menghilangkan pengaruh inflasi. Jika pertumbuhan ekonomi diukur dengan PDB nominal maka pada saat krisis ekonomi terjadi PDB nominal terutama tahun 1998 tetap meningkat karena dinilai dengan harga yang sangat tinggi akibat inflasi pada waktu itu. Oleh karena itu indikator ini tidak dapat digunakan untuk menggambarkan pertumbuhan ekonomi makro atau perkembangan variabel riil.

Selanjutnya Grafik 7 menunjukkan bahwa dengan perhitungan PDB riil maka output Indonesia mengalami pertumbuhan positif kecuali pada tahun 1998 yang secara ekstrim pertumbuhannya mengalami negatif sebesar -13,13%. Grafik pertumbuhan output tersebut menunjukkan bahwa selama kurun waktu 1971 - 2010 pertumbuhan output tertinggi terjadi pada tahun 1980 akibat dampak positif dari masa *oil boom* dengan tingkat pertumbuhan 9,88%. Sementara itu rata-rata pertumbuhan output selama 1971 – 2010 sebesar 5,56%.

Output yang diukur dengan PDB riil pada periode setelah krisis mengalami pertumbuhan positif kembali meskipun masih pada kisaran angka pertumbuhan yang rendah. Tahun 1999 output hanya tumbuh sebesar 0,79% jauh di bawah rata-ratanya, namun pada tahun 2000 output sudah tumbuh 4,92% yang menunjukkan adanya indikasi awal proses pemulihan krisis ekonomi. Pertumbuhan output kemudian relatif stabil sampai tahun 2003. Baru mulai tahun 2004 pertumbuhan output mencapai level 5,03% dan pertumbuhan pada kisaran lebih dari 5% terjadi sampai tahun 2006 sebelum meningkat sampai level 6,35% pada tahun 2007 dan turun sedikit menjadi 6,01% pada tahun 2008. Pada tahun 2009 pertumbuhan PDB turun di bawah 5% menjadi 4,58% namun pada tahun 2010 naik menjadi 6,10%. Rata-rata pertumbuhan PDB sejak tahun 2000 adalah 5,19 persen. Meskipun masih di bawah rata-rata pertumbuhan selama kurun waktu 1971 – 2010 yang sebesar 5,56% namun pertumbuhan PDB sejak tahun 2000 sudah relatif stabil dengan kecenderungan meningkat secara perlahan setidaknya sampai dengan 2007.

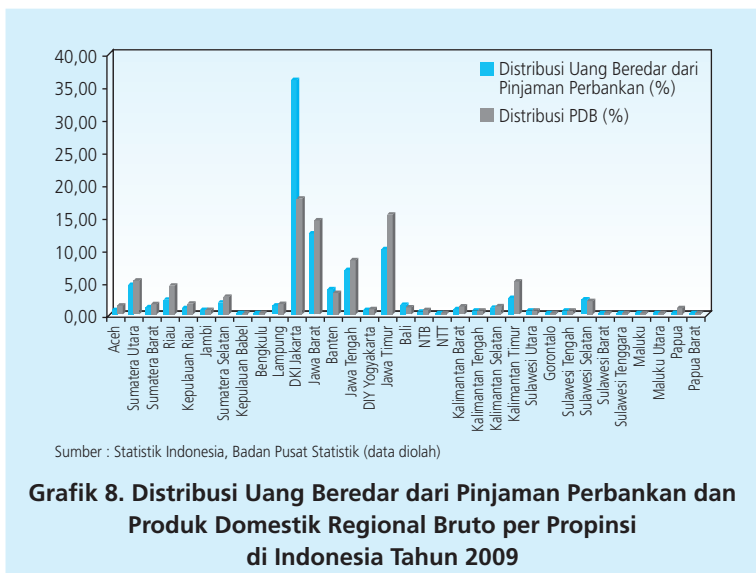
Penurunan pertumbuhan ekonomi pada tahun 2008 dari tahun sebelumnya dan penurunan cukup signifikan pada tahun 2009 dengan tingkat pertumbuhan di bawah 5% tidak terlepas dari dampak krisis perekonomian global. Dampak tersebut dirasakan melalui tekanan berat pada stabilitas moneter dan sistem keuangan, serta menurunnya pertumbuhan ekonomi akibat kontraksi ekspor barang dan jasa yang cukup besar. Menurut laporan Bank Indonesia meskipun tingkat pertumbuhan ekonomi turun di bawah 5% pada tahun 2009, namun pertumbuhan ekonomi Indonesia masih tertinggi ketiga setelah China dan India. Hal ini terjadi karena struktur ekonomi banyak didukung oleh permintaan domestik baik konsumsi rumah tangga maupun pemerintah.

Seiring dengan pemulihan perekonomian global, perekonomian Indonesia pada tahun 2010 tumbuh lebih tinggi dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Pertumbuhan PDB tahun 2010 yang sebesar 6,10% lebih tinggi dari 4,58% pada tahun 2009. Di sisi permintaan ekspor dan investasi yang tumbuh tinggi dengan disertai konsumsi rumah tangga yang kuat mendorong pertumbuhan ekonomi tahun 2010. Kenaikan harga komoditas internasional turut menunjang tingginya pertumbuhan ekspor Indonesia.

4.1.3. Keterkaitan antara Uang Beredar dan Output

Secara runtut-waktu jika dikaitkan dengan perkembangan jumlah uang beredar maka perkembangan jumlah PDB seiring dengan jumlah uang beredar. Kecenderungan dari jumlah uang beredar baik diukur dengan M1 maupun M2 yang meningkat dan pertumbuhannya yang positif setiap tahun sama halnya dengan perkembangan jumlah dan pertumbuhan PDB. Kedua variabel memiliki relasi satu-satu masing-masing untuk kenaikan jumlah maupun pertumbuhan untuk setiap tahunnya selama kurun waktu 1970 – 2010 kecuali pada tahun 1998, karena jumlah PDB turun dan pertumbuhannya negatif.

Sementara itu secara regional (*cross-sectional*) potret tahun 2009 menunjukkan distribusi PDRB setiap wilayah yang berkaitan erat dengan persentase distribusi jumlah uang beredar⁶ di daerah. Grafik 8 menunjukkan distribusi PDRB yang berkaitan dengan persentase distribusi



6 Karena sulit menemukan data uang beredar dengan ukuran M1 dan M2 untuk setiap propinsi, maka digunakan uang beredar dari pinjaman perbankan yang diberikan ke sektor perekonomian di setiap propinsi.

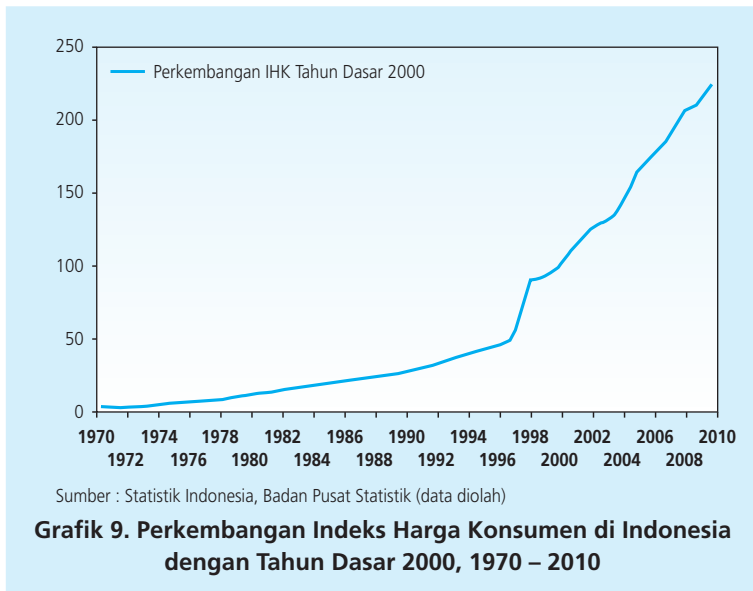
uang beredar yang berasal dari pinjaman perbankan ke sektor ekonomi dan usaha di setiap wilayah propinsi. Wilayah DKI Jakarta, Jawa Timur dan Jawa Barat sebagai tiga propinsi yang memiliki PDRB terbesar masing-masing dengan kontribusi 17,89%, 15,42% dan 14,57% menerima bagian terbesar dalam jumlah uang beredar yang berasal dari pinjaman perbankan di ketiga wilayah tersebut masing-masing dengan 35,97%, 10,07% dan 12,54%. Sebaliknya tiga propinsi dalam perolehan PDRB terendah yaitu Maluku, Maluku Utara dan Gorontalo memperoleh uang beredar dari pinjaman perbankan hanya sebesar masing-masing 0,22%, 0,13% dan 0,22%. Secara runtut-waktu dan antar-wilayah terdapat korelasi yang cukup jelas antara jumlah uang beredar dan output yang diukur dengan PDB di Indonesia.

Sebelum pada kesimpulan secara statistik dan ekonometrik dari analisis data, maka hasil dari gambaran data aktual menunjukkan bahwa kedua variabel berkorelasi yang memberikan indikasi awal bahwa netralitas uang mungkin tidak terjadi di Indonesia. Pengertian netralitas uang sebagaimana proposisi dalam teori klasik maupun neoklasik adalah bahwa jika jumlah uang bertambah dan berarti likuiditas perekonomian meningkat maka dalam jangka panjang output tidak berubah, dan hanya menimbulkan kenaikan harga. Misalnya jika uang beredar naik karena bertambahnya pinjaman perbankan kepada sektor-sektor usaha maka dalam jangka panjang misalnya dengan adanya perubahan jumlah uang beredar dalam rentang waktu tertentu lebih dari 1 tahun maka hasilnya hanya berupa kenaikan harga dan tingkat output tidak berubah atau sama seperti pada level awal. Namun dari indikasi awal sebelumnya nampaknya proposisi ini mungkin tidak berlaku. Data aktual menggambarkan bahwa output meningkat sejalan dengan peningkatan jumlah uang beredar baik secara runtut-waktu maupun antar-wilayah. Bukti lebih lanjut dari analisis ini akan diperkuat oleh hasil pengujian secara statistik dan ekonometrik di bagian berikutnya.

4.1.4. Harga

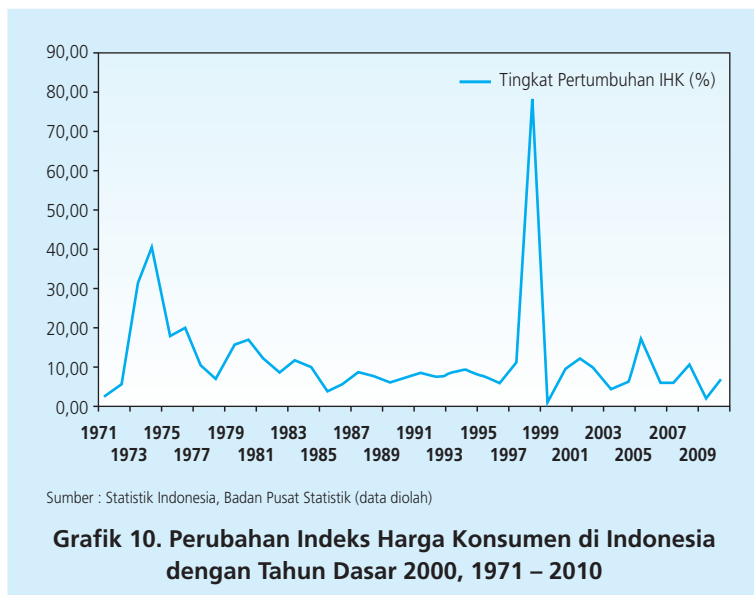
Akhir dari bagian ini juga dibahas mengenai perkembangan variabel harga. Kecenderungan dari kenaikan harga-harga secara umum dan terus menerus mencerminkan inflasi yang terjadi. Indeks Harga Konsumen merupakan indikator yang umum digunakan untuk menggambarkan pergerakan harga tersebut. Inflasi menjadi variabel yang penting dalam implementasi kebijakan moneter yang menerapkan *inflation targeting*.

Secara keseluruhan selama periode penelitian, perkembangan tingkat harga yang diukur dengan IHK cenderung meningkat terus. Grafik 9 menunjukkan bahwa sampai tahun 1996 harga meningkat dengan pertumbuhan yang relatif stabil, namun pada saat krisis ekonomi



harga melonjak secara ekstrim. Setelah tahun 1998 tingkat harga bergerak relatif cepat dibandingkan periode sebelum krisis, hal ini bisa dilihat dari lereng grafik yang lebih curam.

Jika dilihat dari perubahannya Grafik 10 menunjukkan bahwa sejak tahun 1970 inflasi yang dicerminkan dari tingkat perubahan IHK cenderung berfluktuasi sampai dengan adanya gejala inflasi yang terjadi tahun 1997/1998 sebagai indikator terjadinya krisis ekonomi di Indonesia. Fluktuasi perubahan harga selama sebelum krisis relatif kecil dibandingkan fluktuasi



perubahan harga pada saat krisis terjadi dan sesudahnya. Perkembangan tingkat inflasi IHK secara umum tidak terlepas dari perkembangan variabel-variabel seperti nilai tukar, ketersediaan pasokan bahan makanan, dan harga-harga barang yang dikendalikan oleh pemerintah (*administered price*). Dari aspek moneter perkembangan tersebut juga tidak terlepas dari dinamika dari tingkat dan perubahan jumlah uang beredar di Indonesia seperti ditunjukkan pada Grafik 2 sampai dengan Grafik 5 pada bagian sebelumnya.

Selama periode 1971 – 2010, rata-rata inflasi IHK sebesar 12,40%. Pada masa sebelum krisis rata-rata inflasi adalah 11,96%, sedangkan pada masa krisis dan sesudahnya rata-rata inflasinya adalah 13,23%. Nampak jelas bahwa rata-rata inflasi IHK pada masa krisis dan sesudahnya lebih tinggi dibandingkan pada masa sebelumnya. Inflasi pada masa pertengahan 1980-an sampai dengan masa sebelum krisis relatif stabil. Pada kurun waktu 1985 – 1996 inflasi yang terjadi di bawah 10%. Inflasi tertinggi pada masa sebelum krisis terjadi pada tahun 1974 dengan tingkat inflasi 40,32%. Sementara itu inflasi terendah pada masa sebelum krisis adalah 3,11% yang terjadi pada tahun 1971. Pada masa setelah krisis terjadi inflasi tertinggi dicapai pada tahun 1998 dengan tingkat inflasi 77,60%, yang merupakan inflasi tertinggi selama kurun 1971 – 2010. Sementara itu inflasi terendah setelah krisis adalah 2,01% yang terjadi pada tahun 1999.

Setelah krisis ekonomi inflasi berfluktuasi dengan tingkat yang relatif tinggi dibandingkan masa tahun 1980-an dan 1990-an sebelum krisis. Inflasi IHK pada tahun 2007 tercatat sebesar 6,59 % dan berada pada kisaran inflasi yang ditetapkan oleh pemerintah yaitu sebesar 6,0 % \pm 1,0 %. Tingkat inflasi pada tahun 2007 yang relatif stabil dibandingkan dua tahun sebelumnya yaitu tahun 2005 dan 2006 yang tercatat masing-masing sebesar 17,11% dan 6,60% tidak terlepas dari perkembangan nilai tukar yang stabil, ketersediaan pasokan bahan makanan yang cukup, serta kenaikan harga-harga barang yang dikendalikan oleh pemerintah secara minimal. Namun demikian tahun 2008 inflasi melonjak sampai dua digit yaitu 11,06% dan turun kembali secara drastis menjadi 2,78% pada tahun 2009. Tingkat inflasi naik kembali pada tahun 2010 menjadi 6,96%, yang melebihi tingkat sasaran yang ditetapkan oleh pemerintah.

Tingkat inflasi tahun 2009 yang rendah merupakan inflasi yang lebih rendah dari inflasi sasaran yang ditetapkan oleh pemerintah sebesar 4,5% \pm 1%. Menurut laporan Bank Indonesia lebih rendahnya inflasi aktual dibandingkan sasaran inflasi tersebut tidak terlepas dari kebijakan Bank Indonesia dan pemerintah serta berubahnya kondisi makroekonomi dibandingkan dengan asumsi yang mendasari proyeksi inflasi tersebut. Secara fundamental, rendahnya inflasi IHK 2009 didukung oleh penguatan nilai tukar rupiah sejak awal kuartal II 2009, permintaan domestik yang melambat dan ekspektasi inflasi yang membaik.

Sementara itu inflasi IHK pada tahun 2010 melebihi target yang ditetapkan yaitu sebesar $5\% \pm 1\%$. Tingginya inflasi ini disebabkan karena intensitas gangguan dari sisi penawaran khususnya bahan makan, yang meningkat tajam akibat anomali cuaca memasuki kuartal III 2010. Kondisi ini memicu lonjakan harga komoditas pangan di pasar global maupun domestik. Dalam waktu yang bersamaan kenaikan harga-harga komoditas juga terjadi di pasar domestik.

Dinamika inflasi tersebut dari aspek moneter juga tidak terlepas dari perkembangan jumlah dan tingkat pertumbuhan uang beredar yang diukur baik dengan M1 maupun M2. Sebagai contoh pada tahun 1998 inflasi IHK tertinggi terjadi bertepatan dengan melonjaknya uang beredar dengan pertumbuhan M1 dan M2 yang tinggi pada waktu itu, masing-masing 29,17% dan 62,35%. Demikian pula lonjakan inflasi yang mencapai dua digit pada tahun 2005 sebesar 17,11% bersamaan dengan meningkatnya pertumbuhan M2 pada tahun tersebut sebesar 16,37% dari tingkat sebelumnya yang hanya 8,14% serta pertumbuhan M1 yang tinggi pada dua tahun sebelumnya yaitu 16,59% dan 13,42% pada tahun 2003 dan 2004. Naiknya inflasi kembali ke dua digit tahun 2008 dari tahun sebelumnya juga berkenaan dengan tingkat pertumbuhan uang beredar baik M1 maupun M2 yang tinggi pada tahun 2007 dan sebelumnya.

4.2. Integrated Series dan Eksogenitas

Tabel 1 berikut menunjukkan bahwa melalui uji akar-akar unit, variabel uang (m_1 dan m_2), output riil (y) dan harga (p) tidak stasioner pada level. Data runtut waktu dikatakan stasioner jika *mean* dan *variance*-nya tidak bervariasi secara sistematis selama periode observasi. Jika tidak stasioner pada level dengan kata lain bahwa variabel-variabel tersebut tidak berintegrasi pada level atau tidak $I(0)$.

Tabel 1. Hasil Uji Akar-Akar Unit Variabel-Variabel dalam Model					
Variabel	ADF	PP	Variabel	ADF	PP
m_1	-2,5441	-3,2990	Δm_1	-3,7175	-2,9335
m_2	-1,4874	-1,2319	Δm_2	-3,2671	-4,4581
y	-1,4866	-1,8175	Δy	-3,7744	-4,2914
p	-1,4833	-1,2133	Δp	-4,3353	-5,5686

Semua variabel dinyatakan dalam log natural (ln)

Pengujian ADF : persamaan dengan konstanta; 1 lagged difference

Pengujian PP : persamaan dengan konstanta; 3 truncation lag

Melalui uji ADF, nilai-nilai ADF hitung tersebut masih lebih besar dari nilai-nilai kritisnya (nilai-nilai kritis MacKinnon⁷) dengan $\alpha = 5\%$. Hasil pengujian ini mengartikan bahwa keempat

7 Nilai kritis ADF untuk data level = -2,9422; ADF data first difference = -2,9446; PP untuk data level = -2,9399; PP untuk data first difference = -2,9422.

variabel tersebut tidak stasioner pada level atau tidak $I(0)$. Ketika variabel-variabel tersebut tidak $I(0)$ maka dari pengujian ini menunjukkan bahwa keempat variabel pada perbedaan pertamanya (Δ) menjadi stasioner atau berintegrasi sama yaitu $I(1)$. Secara keseluruhan hasil ini juga didukung oleh uji PP. Hasil pengujian pada Tabel 1 menunjukkan bahwa nilai ADF dan PP hitung menurun signifikan dari level ke perbedaan pertama sehingga nilai keduanya lebih kecil dari nilai-nilai kritisnya, yang berarti variabel uang (baik M1 maupun M2), output (PDB) riil dan harga dalam model yang diestimasi berintegrasi sama atau $I(1)$.

Untuk menguji netralitas uang dan inflasi jangka panjang baik dengan menggunakan variabel M1 maupun M2 masing-masing terhadap variabel output (y) dan harga (p), maka penerapan metodologi FS dapat dilakukan ketika variabel uang (M1 dan M2), variabel y dan (p) berintegrasi sama atau $I(1)$. Karena variabel M1 dan M2 adalah $I(1)$ maka dalam penelitian ini hanya relevan untuk melakukan pengujian netralitas uang dan inflasi jangka panjang, sementara itu supernetralitas jangka panjang baik terhadap output maupun harga tidak tepat untuk diuji.

Dalam penerapan metodologi FS tersebut diasumsikan pula bahwa variabel M1 dan M2 adalah eksogen. Oleh karena itu asumsi ini harus dipenuhi sebelum menggunakan metodologi FS untuk menguji netralitas uang dan inflasi jangka panjang. Hasil pengujian eksogenitas M1 dan M2 melalui uji kausalitas Granger didasarkan pada estimasi persamaan (14) seperti dilaporkan pada Tabel 2. Tabel tersebut menunjukkan bahwa variabel M1 memberikan bukti kuat adanya eksogenitas. Variabel M1 adalah eksogen karena tidak disebabkan atau dipengaruhi oleh variabel output (y) atau harga (p) itu sendiri.

Tabel 2. Hasil Pengujian Eksogenitas Variabel M1 dan M2 dengan Kausalitas Granger			
$H_0: \delta_j = 0$	$F(m, n - z)$	$H_0: \delta_j = 0$	$F(m, n - z)$
$\Delta y \rightarrow \Delta m_1$	F(1,34) = 0,0863 (0,7707) F(2,31) = 0,0540 (0,9476) F(3,28) = 1,6002 (0,2116) F(4,25) = 1,1034 (0,3768) F(5,22) = 0,9874 (0,4478) F(6,19) = 0,7134 (0,6433)	$\Delta p \rightarrow \Delta m_1$	F(1,34) = 0,0964 (0,7581) F(2,31) = 1,6492 (0,2086) F(3,28) = 2,1951 (0,1108) F(4,25) = 1,5768 (0,2114) F(5,22) = 1,2073 (0,3384) F(6,19) = 0,7550 (0,6134)
$\Delta y \rightarrow \Delta m_2$	F(1,34) = 5,2081 (0,0289) F(2,31) = 2,4132 (0,1062) F(3,28) = 2,6953 (0,0650) F(4,25) = 1,8704 (0,1471) F(5,22) = 1,7562 (0,1638) F(6,19) = 1,3301 (0,2921)	$\Delta p \rightarrow \Delta m_2$	F(1,34) = 3,1158 (0,0865) F(2,31) = 1,4944 (0,2401) F(3,28) = 1,2021 (0,3271) F(4,25) = 1,2884 (0,3013) F(5,22) = 1,0044 (0,4384) F(6,19) = 1,1403 (0,3775)

Keterangan :

Variabel-variabel dalam ln

m = jumlah lag; n = jumlah observasi; z = jumlah parameter yang diestimasi

Angka dalam tanda kurung adalah *p-value*

Melalui pengujian dengan satu sampai empat *lag*, variabel pertumbuhan M1 atau Δm_1 , tidak dipengaruhi oleh pertumbuhan output atau harga (Δy) karena F hitungunya tidak signifikan pada $\alpha = 5\%$ yang berarti hasil uji menerima $H_0: \delta_j = 0$. Sementara itu variabel M2 pada tingkat keyakinan yang sama menunjukkan sebagai variabel eksogen ketika pengujian menggunakan dua *lag* sampai dengan empat *lag* sehingga kesimpulannya juga sama bahwa $H_0: \delta_j = 0$ diterima. Pengujian dengan satu *lag* dengan $\alpha = 5\%$ yang menunjukkan bahwa H_0 ditolak atau menunjukkan adanya eksogenitas merupakan indikasi awal bahwa M2 tidak netral sebelum diuji dengan metodologi FS.

4.3. Kointegrasi

Hasil uji kointegrasi pada Tabel 3 menunjukkan bahwa variabel nominal yaitu uang (yang masing-masing sebagai M1 dan M2) dan variabel riil (output riil) tidak berkointegrasi. Demikian pula bahwa variabel uang (M1 dan M2) dan variabel nominal (harga) tidak berkointegrasi. Bagian kiri tabel menyajikan nilai

LR statistic sebagai hasil uji kointegrasi antara variabel uang (M1 dan M2) dan output riil, sedangkan bagian kanan menyajikan nilai *LR statistic* sebagai hasil uji kointegrasi variabel uang (M1 dan M2) dan harga, masing-masing dengan empat *lag*.

Tabel 3. Hasil Uji Kointegrasi							
Seri Variabel	Lag	Likelihood Ratio		Seri Variabel	Lag	Likelihood Ratio	
		r = 0	r ≤ 1			r = 0	r ≤ 1
$m_1 y$	1	14,0439	4,6685**	$m_1 p$	1	14,3488	5,0122**
	2	15,408	4,8426**		2	11,8313	3,5002
	3	29,4527	4,4848**		3	9,1893	2,7646
	4	10,5406	4,1990**		4	8,1147	1,3889
$m_2 y$	1	15,1043	3,4735	$m_2 p$	1	9,6757	1,6400
	2	21,5420*	4,3677**		2	13,1000	1,4894
	3	14,0283	3,8209**		3	14,6110	3,7128
	4	16,0130*	3,6350		4	15,9431*	5,7769**

Asumsi : $H_1(r): \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$

nilai kritis 5% (r = 0) = 15,41; nilai kritis 5% (r ≤ 1) = 3,76

*: menolak $H_0(r)$: no cointegration; **: menolak $H_0(r)$: at most one cointegration

Menurut Johansen (1995) dengan asumsi bahwa seri data memiliki *trend* linier namun persamaan kointegrasi hanya memiliki intersep, yang dinyatakan :

$$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

maka Tabel 3 bagian atas kiri menunjukkan bahwa variabel M1 dan output tidak berkointegrasi, sehingga pengujian netralitas jangka panjang dapat menggunakan metodologi FS. Pada tabel bagian atas kanan ditunjukkan pula bahwa variabel M1 dan harga tidak berkointegrasi, sehingga pengujian hubungan positif jangka panjang antara kedua variabel dapat dilakukan. Kesimpulan ini ditentukan dari nilai *Likelihood Ratio* dengan $r = 0$ yang lebih rendah dari nilai kritisnya, yang berarti menerima H_0 yang menyatakan tidak ada kointegrasi antara variabel M1-output maupun variabel M1-harga. Berdasarkan Tabel 3 hasil uji kointegrasi akan valid menolak H_0 pada LR statistik untuk $r \leq 1$ yang menolak H_0 jika LR statistik untuk $r = 0$ juga menolak H_0 . Demikian pula untuk uji kointegrasi antara variabel M2-output dan M2-harga dapat ditarik kesimpulan bahwa keduanya secara umum tidak berkointegrasi sehingga metodologi ini juga dapat diaplikasikan dalam pengujian netralitas dan inflasi jangka panjang. Namun demikian pada pengujian dengan dua *lag* dan empat *lag* untuk $r = 0$ nampaknya bahwa hasil uji menolak tidak adanya kointegrasi antara M2 dan output. Demikian pula pengujian dengan empat *lag* untuk $r = 0$ dan $r \leq 1$ nampaknya juga menolak hasil uji tidak adanya kointegrasi antara M2 dan harga. Hal ini sebenarnya merupakan indikasi awal bahwa M2 tidak netral pada jangka panjang baik terhadap output maupun harga.

4.4. Pengujian Netralitas Uang Jangka Panjang

Hasil pengujian netralitas uang variabel M1 dengan metodologi FS berdasarkan persamaan (22) ditunjukkan pada Tabel 4. Dengan pengujian untuk perbedaan waktu yang digunakan dari 2 sampai dengan 16 tahun dari data output dan M1 maka nilai dari β_k mengalami kenaikan terus menerus sampai dengan perbedaan waktu 11 tahun meskipun sedikit turun pada perbedaan 10 tahun, namun tidak berarti. Pada perbedaan 12 tahun nilai β_k mengalami penurunan namun setelah itu nilai β_k meningkat lagi sampai dengan pengujian pada perbedaan 16 tahun. Nilai dari β_k merepresentasikan respon yang diestimasi dari perubahan output yang diukur dengan perubahan PDB riil (dalam ln) terhadap perubahan M1 (dalam ln) pada periode $k+1$. Kenaikan nilai β_k diikuti pula dengan penurunan *standard error*-nya (SE_k). Penurunan *standard error* menyebabkan *t* hitungnya meningkat atau *p-value*-nya menurun.

Indikasi pada Tabel 4 tersebut menunjukkan bahwa dengan $\alpha = 5\%$ uang (dengan ukuran M1) menjadi tidak netral dalam jangka panjang ketika digunakan perbedaan waktu lebih dari 6 tahun, bahkan jika dengan $\alpha = 10\%$, M1 tidak netral sejak digunakan perbedaan waktu lebih dari 4 tahun. Hasil ini memberikan bukti bahwa netralitas uang jangka panjang (*long-run*

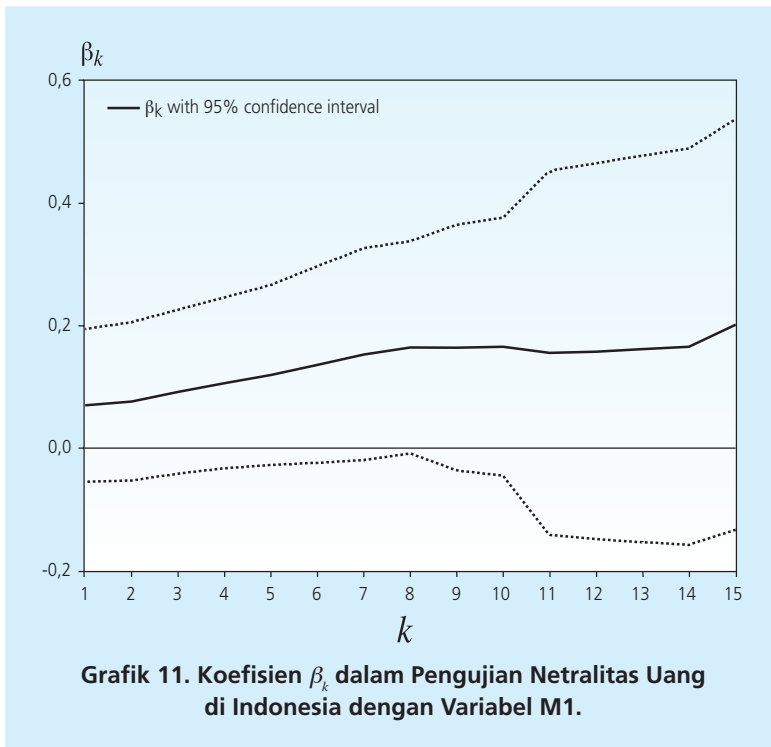
Tabel 4.
Hasil Regresi Jangka Panjang Output Riil terhadap M1 di Indonesia

k	β_k	SE_k	t_k	p -value
1	0,0698	0,0618	1,1293	0,2665
2	0,0761	0,0615	1,2373	0,2244
3	0,0920	0,0615	1,4959	0,1442
4	0,1064	0,0616	1,7272	0,0938
5	0,1195	0,0622	1,1921	0,0640
6	0,1364	0,0625	2,1810	0,0372
7	0,1531	0,0624	2,4541	0,0204
8	0,1644	0,0625	2,6317	0,0137
9	0,1641	0,0631	2,5982	0,0150
10	0,1656	0,0663	2,4994	0,0191
11	0,1556	0,0691	2,2515	0,0334
12	0,1577	0,0714	2,2085	0,0370
13	0,1619	0,0734	2,2069	0,0376
14	0,1656	0,0753	2,1994	0,0387
15	0,2021	0,0780	2,5910	0,0170

neutrality) tidak berlaku di Indonesia dengan indikator M1. Artinya bahwa variabel nominal seperti M1 dapat mempengaruhi variabel riil dalam hal ini variabel output (y) dalam jangka panjang.

Grafik 11 menunjukkan koefisien dari β pada perbedaan-perbedaan waktu (nilai-nilai k) yang sesuai dengan *95% confidence interval* untuk estimasi dengan menggunakan M1. Grafik tersebut menunjukkan dengan jelas adanya indikasi bahwa M1 tidak netral dengan meningkatnya β_k dan *standard error* yang semakin kecil. Secara keseluruhan dari perbedaan waktu 2 tahun sampai dengan perbedaan 16 tahun koefisien dari β_k mengalami kenaikan dengan diikuti oleh signifikannya β_k sejak digunakan perbedaan waktu lebih dari 4 tahun (dengan $\alpha = 10\%$) dan sejak digunakan perbedaan waktu lebih dari 6 tahun (dengan $\alpha = 5\%$) hasil ini memberikan bukti bahwa M1 tidak netral pada jangka panjang.

Dengan menggunakan metodologi FS, pengujian ini menemukan bukti bahwa uang (dengan indikator M1) tidak netral dalam mempengaruhi variabel riil seperti output, yang berarti menolak netralitas uang jangka panjang untuk periode penelitian ini di Indonesia. Bukti empirik ini menunjukkan bahwa kenaikan jumlah uang beredar M1 di Indonesia memberikan pengaruh pada kenaikan tingkat output dalam jangka panjang. Kenaikan output bisa terjadi melalui kenaikan investasi dan permintaan akibat adanya penambahan jumlah uang beredar. Dengan metodologi yang sama, bukti empirik ini konsisten dengan temuan Puah et al. (2008) bahwa M1 tidak netral pada jangka panjang di Indonesia untuk periode 1965 – 2002. Temuan non-



Grafik 11. Koefisien β_k dalam Pengujian Netralitas Uang di Indonesia dengan Variabel M1.

netralitas uang ini sama dengan hasil pengujian yang dilakukan oleh Fisher dan Seater (1993) yang menemukan bahwa netralitas uang jangka panjang ditolak untuk data tahunan di Amerika Serikat.

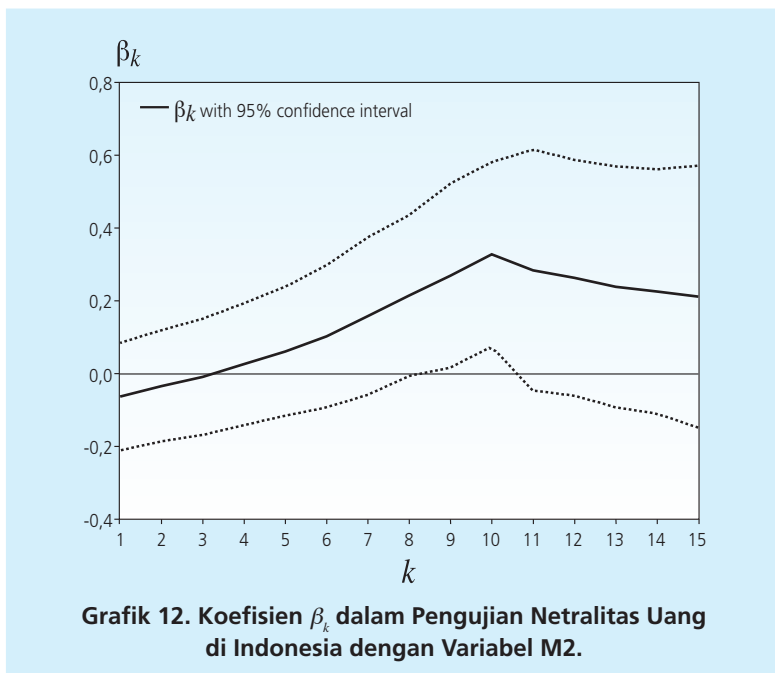
Bukti bahwa netralitas uang jangka panjang tidak berlaku di Indonesia juga dibuktikan dengan variabel M2. Tabel 5 menunjukkan bahwa dengan perbedaan waktu 2 sampai dengan 16 tahun koefisien dari β_k berubah tanda dari negatif ke positif. Pada perbedaan waktu 5 tahun koefisien berubah tanda dari negatif ke positif yang kemudian meningkat sebelum turun lagi mulai perbedaan waktu 12 tahun. Namun demikian sejak perbedaan waktu lebih dari 8 tahun koefisien β_k signifikan pada $\alpha = 5\%$ yang menunjukkan bahwa M2 tidak netral pada jangka panjang.

Grafik 12 menunjukkan koefisien dari b pada perbedaan-perbedaan waktu (nilai-nilai k) yang sesuai dengan *95% confidence interval* untuk estimasi dengan menggunakan M2. Grafik tersebut menunjukkan adanya indikasi bahwa M2 tidak netral dengan meningkatnya β_k dan *standard error* yang semakin kecil, dan pada perbedaan waktu lebih dari 8 tahun koefisien tersebut signifikan pada $\alpha = 5\%$. Meskipun mengalami penurunan pada perbedaan waktu 11 tahun, koefisien β_k tetap signifikan pada $\alpha = 5\%$ sampai dengan perbedaan waktu yang digunakan adalah 16 tahun.

Tabel 5.
Hasil Regresi Jangka Panjang Output Riil terhadap M2 di Indonesia

k	β_k	SE_k	t_k	p -value
1	-0,0646	0,0732	-0,8827	0,3834
2	-0,0352	0,0730	-0,4816	0,6332
3	-0,0101	0,0736	-0,1371	0,8918
4	0,0250	0,0744	0,3358	0,7392
5	0,0604	0,0751	0,8053	0,4268
6	0,1018	0,0762	1,3360	0,1916
7	0,1576	0,0782	2,0157	0,0532
8	0,2143	0,0799	2,6808	0,0122
9	0,2688	0,0798	3,3689	0,0023
10	0,3280	0,0798	4,1102	0,0004
11	0,2843	0,0772	3,6814	0,0011
12	0,2633	0,0756	3,4826	0,0019
13	0,2379	0,0772	3,0831	0,0053
14	0,2254	0,0783	2,8769	0,0088
15	0,2111	0,0840	2,5117	0,0203

Non-netralitas M2 seperti ditunjukkan pada Grafik 12 untuk perbedaan waktu 8 tahun menunjukkan bahwa bukti ini memperkuat adanya non-netralitas uang dengan ukuran M1 sebelumnya. Dengan demikian baik dengan M1 maupun M2, investigasi untuk periode penelitian ini menemukan bukti empirik bahwa netralitas uang jangka panjang tidak berlaku di Indonesia.



Bagaimanapun juga kenaikan jumlah uang beredar di Indonesia berdampak pada kenaikan output dalam jangka panjang. Kenaikan investasi dan permintaan akibat pertambahan jumlah uang mendorong kenaikan tingkat output pada level yang lebih tinggi. Dengan kata lain pertumbuhan jumlah uang beredar berpengaruh positif pada pertumbuhan ekonomi. Bukti empirik bahwa jumlah uang beredar baik M1 maupun M2 tidak netral terhadap tingkat output melalui uji FS ini didukung oleh perilaku kedua variabel tersebut yang nampak dari data aktual yang disajikan dalam grafik pada Grafik-Grafik di bagian sebelumnya.

Tidak terjadinya netralitas uang jangka panjang di Indonesia baik untuk variabel M1 maupun M2 menunjukkan bahwa bukti ini tidak konsisten dengan proposisi netralitas uang menurut model neoklasik dan model siklus bisnis riil (*real business cycle theory*) serta model moneter dari Lucas. Teori-teori tersebut memproposisikan bahwa uang adalah netral dalam perekonomian yang tidak berpengaruh pada variabel riil, namun hanya berdampak pada tingkat harga.

4.5. Pengujian Inflasi Jangka Panjang

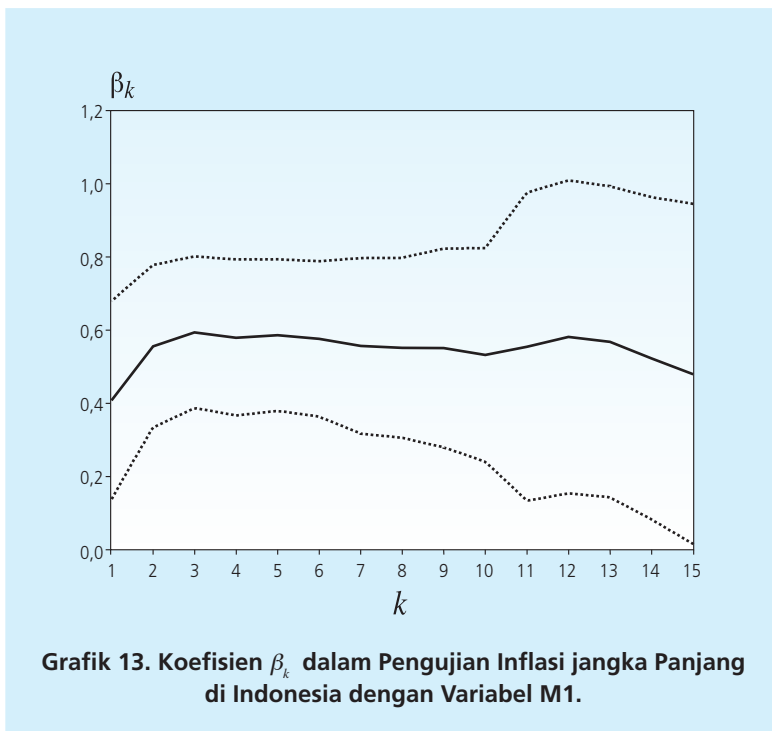
Hasil pengujian hubungan positif antara variabel M1 dan harga pada jangka panjang dengan metodologi FS juga didasarkan pada persamaan (22) dengan harga sebagai variabel y . Hasil pengujiannya ditunjukkan pada Tabel 6. Dengan pengujian untuk perbedaan waktu yang digunakan dari 2 sampai dengan 16 tahun, nilai dari β_k positif dan signifikan pada $\alpha = 5\%$

Tabel 6. Hasil Regresi Jangka Panjang Harga terhadap M1 di Indonesia				
k	β_k	SE_k	t_k	p -value
1	0,4068	0,1347	3,0213	0,0047
2	0,5550	0,1062	5,2279	0,0000
3	0,5932	0,0956	6,2056	0,0000
4	0,5785	0,0946	6,1145	0,0000
5	0,5853	0,0881	6,6403	0,0000
6	0,5750	0,0829	6,9359	0,0000
7	0,5561	0,0868	6,4029	0,0000
8	0,5505	0,0890	6,1865	0,0000
9	0,5502	0,0857	6,4209	0,0000
10	0,5309	0,0922	5,7604	0,0000
11	0,5535	0,0983	5,6322	0,0000
12	0,5808	0,0999	5,8143	0,0000
13	0,5669	0,0993	5,7109	0,0000
14	0,5216	0,1028	5,0763	0,0000
15	0,4785	0,1086	4,4066	0,0002

dengan rata-rata nilai β_k sebesar 0,5455. Nilai dari β_k merepresentasikan respon yang diestimasi dari perubahan harga (dalam ln) terhadap perubahan M1 (dalam ln) pada periode $k+1$. Sejak menggunakan perbedaan waktu 2 tahun terlihat bahwa β_k sudah positif yang diikuti dengan *standard error* (SE_k) yang relatif kecil sehingga t hitungnya cukup besar yang mendukung sangat kuat keberadaan hubungan positif antara uang M1 dan harga.

Indikasi pada Tabel 6 tersebut menunjukkan bahwa dengan $\alpha = 5\%$ uang (dengan ukuran M1) menyebabkan kenaikan harga atau inflasi secara proporsional dalam jangka panjang. Hasil ini memberikan bukti bahwa hubungan positif yang kuat antara M1 dan harga jangka panjang didukung hasil empirik di Indonesia. Artinya bahwa variabel nominal seperti M1 berpengaruh terhadap variabel nominal lainnya yaitu harga, yang konsisten dengan proposisi dari teori kuantitas klasik, model Lucas maupun neoklasik.

Grafik 13 menunjukkan koefisien dari b pada perbedaan-perbedaan waktu (nilai-nilai k) yang sesuai dengan *95% confidence interval* untuk estimasi inflasi jangka panjang dengan menggunakan M1. Adanya indikasi bahwa M1 berpengaruh positif pada jangka panjang terhadap harga yakni dengan signifikannya koefisien b_k secara konsisten dari perbedaan waktu yang digunakan dari 2 sampai dengan 16 tahun.



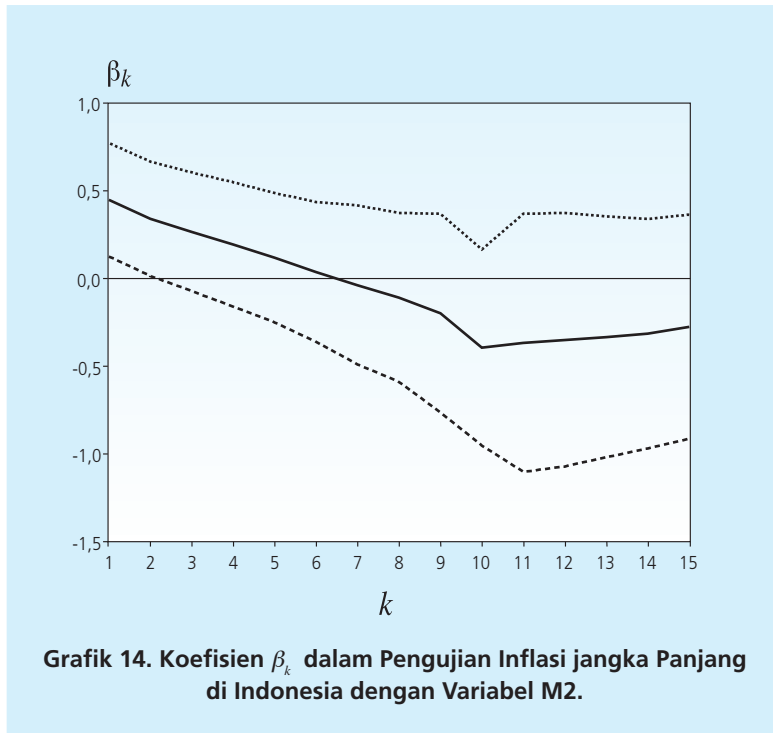
Dengan menggunakan metodologi FS, pengujian ini menemukan bukti bahwa uang (dengan indikator M1) cukup kuat dan konsisten dalam mempengaruhi variabel nominal dalam hal ini adalah harga, yang berarti mendukung keberadaan hubungan positif antara uang (yang didefinisikan sebagai M1) dan harga pada jangka panjang untuk periode yang penelitian yang sama di Indonesia. Bukti empirik ini konsisten dengan kebanyakan hasil penelitian sebelumnya di negara-negara maju seperti oleh studi Saatcioglu dan Korap (2009) di Turki, Roffia dan Zaghini (2007) pada 15 negara industri, dan Browne dan Cronin (2007) di Amerika Serikat.

Namun demikian, bukti bahwa keberadaan hubungan positif jangka panjang antara uang dan harga tidak didukung oleh hasil empirik dengan menggunakan M2. Tabel 7 menunjukkan bahwa dengan perbedaan waktu yang digunakan dari 2 sampai dengan 16 tahun koefisien dari β_k berubah tanda dari positif ke negatif. Pada perbedaan waktu 8 tahun koefisien berubah tanda dari positif ke negatif yang kemudian konsisten pada nilai β_k yang negatif sampai dengan perbedaan waktu yang digunakan 16 tahun. Sejak perbedaan waktu 11 tahun koefisien β_k bernilai negatif dan signifikan pada $\alpha = 5\%$ sampai dengan perbedaan waktu 15 tahun, dan pada $\alpha = 5\%$ sampai dengan perbedaan waktu yang digunakan 16 tahun.

Grafik 14 menunjukkan koefisien dari β pada nilai-nilai k yang sesuai dengan *95% confidence interval* untuk estimasi inflasi jangka panjang dengan menggunakan M2. Grafik tersebut menunjukkan adanya indikasi bahwa M2 tidak mendukung keberadaan hubungan positif jangka panjang antara uang dan harga.

Tabel 7.
Hasil Regresi Jangka Panjang Harga terhadap M2 di Indonesia

k	β_k	SE_k	t_k	p -value
1	0,4488	0,1609	2,7896	0,0085
2	0,3398	0,1557	2,1820	0,0361
3	0,2650	0,1563	1,6948	0,0995
4	0,1923	0,1576	1,2205	0,2312
5	0,1166	0,1567	0,7439	0,4625
6	0,0351	0,1557	0,2251	0,8234
7	-0,0404	0,1642	-0,2462	0,8072
8	-0,1111	0,1745	-0,6368	0,5294
9	-0,2018	0,1793	-1,1251	0,2705
10	-0,3990	0,1766	-2,2598	0,0324
11	-0,3711	0,1720	-2,1584	0,0407
12	-0,3535	0,1688	-2,0937	0,0470
13	-0,3376	0,1605	-2,1028	0,0466
14	-0,3184	0,1529	-2,0821	0,0492
15	-0,2792	0,1492	-1,8708	0,0754



Tidak berpengaruhnya secara positif dan signifikan M2 terhadap harga pada jangka panjang, seperti ditunjukkan pada Grafik 14 untuk perbedaan waktu yang digunakan 4 tahun, menunjukkan bahwa bukti ini tidak sejalan dengan bukti mengenai hubungan positif uang M1 dan harga. Artinya bahwa keberadaan hubungan positif antara uang dan harga dapat direpresentasikan oleh M1 daripada M2. Dengan demikian bahwa M1 bisa mendukung secara empirik keberadaan hubungan positif antara uang dan harga pada jangka panjang di Indonesia daripada M2.

V. KESIMPULAN

Estimasi dengan metodologi FS yang didahului dengan serangkaian seperti uji akar-akar unit, eksogenitas, dan kointegrasi menarik kesimpulan bahwa pengujian netralitas uang dan inflasi jangka panjang di Indonesia dapat dilakukan untuk data Indonesia periode penelitian ini. Hasil estimasi dengan metodologi FS memberikan kesimpulan bahwa netralitas uang jangka panjang tidak berlaku untuk kasus di Indonesia dengan data tahunan. Sementara itu keberadaan hubungan positif antara uang dan harga dapat dibuktikan oleh

hasil penelitian ini, yang menunjukkan adanya inflasi jangka panjang karena perubahan jumlah uang beredar. Variabel M1 dapat mendukung keberadaan hubungan positif tersebut daripada variabel M2.

Bukti dari hasil uji netralitas uang jangka panjang ini tidak konsisten dengan proposisi netralitas uang dari model neoklasik dan model siklus bisnis riil serta model moneter dari Lucas bahwa uang adalah netral dalam perekonomian yang tidak berpengaruh pada variabel riil, karena uang hanya berdampak pada tingkat harga. Namun demikian proposisi bahwa uang berdampak pada tingkat harga terbukti dalam penelitian ini. Hubungan positif antara jumlah uang beredar dan inflasi memang didukung oleh bukti-bukti empirik yang mendukung hubungan dua variabel tersebut sehingga menjadi hubungan yang kokoh.

Non-netralitas uang jangka panjang di Indonesia yang ditemukan dalam penelitian ini konsisten dengan temuan dari Pua et al. (2008) bahwa M1 tidak netral pada jangka panjang di Indonesia untuk periode 1965 – 2002. Lebih dari itu, dengan menggunakan M2, netralitas uang jangka panjang juga tidak berlaku di Indonesia. Sementara itu untuk pengujian keberadaan hubungan positif antara uang dan harga, penelitian ini menemukan bukti yang mendukung proposisi tersebut. Hasil ini konsisten dengan teori dan kebanyakan penelitian terdahulu di negara-negara lain. Dari hasil pengujian terhadap kedua proposisi ini secara umum menunjukkan bahwa kecenderungan uang tidak netral merupakan karakteristik perekonomian makro ekonomi jangka panjang di Indonesia, di samping keberadaan inflasi jangka panjang karena perubahan jumlah uang beredar. Dengan demikian dalam jangka panjang uang adalah berarti (*matter*) bagi perekonomian Indonesia meskipun pertumbuhannya berdampak pada inflasi.

Hasil penelitian ini mengimplikasikan bahwa bagaimanapun juga kebijakan moneter yang dilakukan oleh otoritas moneter untuk menstabilkan fluktuasi dalam perekonomian makro sangat berarti mengingat jumlah uang beredar pada jangka panjang mempengaruhi tingkat output. Injeksi moneter dalam jangka panjang dapat mendorong kenaikan output. Namun demikian injeksi moneter ini selain berpotensi meningkatkan output juga dapat menimbulkan inflasi sebagaimana hasil penelitian ini membuktikannya. Oleh karena itu, di satu sisi ekspansi moneter tetap penting untuk mendorong kenaikan output jangka panjang, namun di sisi lain juga perlu diiringi dengan pengendalian jumlah uang beredar yang lebih cermat, khususnya pada besaran M1, untuk mengantisipasi inflasi. Meskipun tidak mudah karena perilaku permintaan berasal dari masyarakat, pengelolaan moneter harus lebih terukur dalam mempertimbangkan kedua sisi tersebut. Jadi dalam kerangka *inflation targeting*, otoritas moneter tetap bisa fokus pada inflasi tanpa mengabaikan pentingnya peran uang beredar terhadap kenaikan output jangka panjang.

Untuk kepentingan kebijakan dan akademik, hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan dorongan bagi kegiatan penelitian lebih lanjut mengenai netralitas uang dan isu-isu yang terkait untuk memperkaya literatur ekonomi khususnya yang berkaitan dengan isu-isu tersebut. Hal ini penting untuk dapat memperoleh kesimpulan yang kuat dan menguji kekuatan (*robustness*) bukti empirik non-netralitas uang jangka panjang di Indonesia dengan melakukan pengujian dengan periode yang berbeda, pengujian dengan perubahan struktur, serta pengujian dengan metode dan pengembangan yang berbeda, serta data yang berbeda, misalnya data kuartalan.

DAFTAR PUSTAKA

- Bae, S. and R. Ratti (2000), "Long-Run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina and Brazil," *Journal of Monetary Economics*, 46: 581-604.
- Barro, R (1997), *Macroeconomics*, 5th edition, Cambridge, MA: MIT Press.
- Boschen, J.F. and C.M. Otrok (1994), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment," *American Economic Review*, 84: 1470-1473.
- Browne, F. and D. Cronin (2007), "Commodity Prices, Money and Inflation," ECB Working Paper Series, 738 (March): 1-33.
- Chen, S.W. (2007), "Evidence of the Long-Run Neutrality of Money: the Case of South Korea and Taiwan," *Economics Bulletin*, 64(3): 1-18.
- Coe, P.J. and J.M. Nason (2004), "Long-Run Monetary Neutrality and Long-Horizon Regressions," *Journal of Applied Econometrics*, 19 (3): 355-373
- Dickey, D. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Society*, 74: 427-431.
- Dewald, W.G. (1998), "Historical U.S. Money Growth, Inflation, and Inflation Credibility," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 80:13-24.
- Dwyer, G.P. and R. W. Hafer (1999), "Are Money Growth and Inflation Still Related?," *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Second Quarter: 32-43.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," In Engle R.F. and C.W.J. Granger (1991), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, 81-111. New York: Oxford University Press.
- Fisher, M.E and J.J. Seater (1993), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework," *American Economic Review*, 83(3): 402-415.
- Gujarati, D.N. and D.C. Porter (2009), *Basic Econometrics*, 5th Edition, New York: McGraw-Hill.
- Hume, D. (1752), "Of Money, Of Interest, and Of the Balance of Trade," In *Essays, Moral, Political, and Literary*, Reprinted in Hume, 1955, *Writings on Economics*, Eugene Rotwein ed. Diakses dari <http://www.econlib.org/library/LFBooks/Hume/hmMPL.html>
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, New York: Oxford University Press.
- King, R.G. and M.W. Watson (1997), "Testing Long-Run Neutrality," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83(3): 69-101.

- Lucas, R.E. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4(2): 103–124.
- _____ (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money," *American Economic Review*, 70: 1005–1014.
- _____ (1995), "Monetary Neutrality. Prize Lecture," December 7, 1995. Diakses dari <http://nobelprize.org/economics/laureates/1995/lucas-lecture.pdf>.
- McCandless, G.T., Jr. and W.E. Weber (1995), "Some Monetary Facts," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 19(3): 1-11.
- Noriega, A.E (2004), "Long-Run Monetary Neutrality and the Unit-Root Hypothesis: Further International Evidence," *North American Journal of Economics and Finance*, 15(2): 179-197.
- Noriega, A.E., L.M. Soria and R. Velazquez (2005), "International Evidence on Monetary Neutrality under Broken Trend Stationary Models," Mimeo. Diakses dari <http://repec.org/esLATM04/up.7482.1080751251.pdf>
- Oi, H., S. Shiratsuka, and T. Shirota (2004), "On Long-Run Monetary Neutrality in Japan," *Monetary and Economic Studies*, 22(3): 79 – 113
- Olekalns, N. (1996), "Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money," *Economics Letters*, 50(3): 393-98.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Puah, C.H., M.S. Habibullah and S.A. Mansor (2008), "On the Long-Run Monetary Neutrality: Evidence from the SEACEN Countries," *Journal of Money, Investment and Banking*, Issue 2: 50-62.
- Ran, J. (2005), "Is There Long-Run Money Neutrality under Different Exchange Rate Regimes?," *Pacific Economic Review*, 10(3): 361-370.
- Roffia, B. and A. Zaghini (2007), "Excess Money Growth and Inflation Dynamics," ECB Working Paper Series, 749: 1-40.
- Romer, D. (2001), *Advanced Macroeconomics*, Second Edition, New York: McGraw-Hill.
- Rolnick, A.J. and W.E. Weber (1997), "Inflation, Money, and Output under Alternative Monetary Standards," Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department, *Staff Report* 175.
- Saatcioglu, C. and L. Korap (2009), "The Search for Co-Integration Between Money, Prices and Income: Low Frequency Evidence from the Turkish Economy," *Panoeconomicus*, 1: 55-72.
- Serletis, A. and Z. Koustas (1998), "International Evidence on the Neutrality of Money," *Journal of Money, Credit and Banking*, 30 (1): 1–25.
- _____, and _____ (2001),—"Monetary Aggregation and the Neutrality of Money," *Economic Inquiry*, 39 (1): 124–138. Diakses dari <http://econpapers.repec.org/article/oupecinqu/>

Shelley, G.L. and F.H. Wallace (2003), "Testing for Long Run Neutrality of Money in Mexico,"
Diakses dari <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0402/0402003.pdf>

Wallace, F.H. and L.F. Cabrera-Castellanos (2006), "Long Run Money Neutrality in Guatemala," "MPRA Paper 4025, University Library of Munich, Germany, revised 2006.
Diakses dari <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/>