

4-30-2013

## MENGUKUR TIME INCONSISTENCY KEBIJAKAN MONETER DI INDONESIA

Rini Rahmahdian

Perry Warjiyo

Follow this and additional works at: <https://bulletin.bmeb-bi.org/bmeb>

---

### Recommended Citation

Rahmahdian, Rini and Warjiyo, Perry (2013) "MENGUKUR TIME INCONSISTENCY KEBIJAKAN MONETER DI INDONESIA," *Bulletin of Monetary Economics and Banking*: Vol. 15: No. 4, Article 9.

DOI: <https://doi.org/10.21098/bemp.v15i4.71>

Available at: <https://bulletin.bmeb-bi.org/bmeb/vol15/iss4/9>

This Article is brought to you for free and open access by Bulletin of Monetary Economics and Banking. It has been accepted for inclusion in Bulletin of Monetary Economics and Banking by an authorized editor of Bulletin of Monetary Economics and Banking. For more information, please contact [bmebjournal@gmail.com](mailto:bmebjournal@gmail.com).

# MENGUKUR *TIME INCONSISTENCY* KEBIJAKAN MONETER DI INDONESIA

*Rini Rahmahdian<sup>1</sup>*  
*Perry Warjiyo*

## Abstract

*This study measured the time inconsistency of monetary policy in Indonesia using the asymmetric preference parameter in linear exponential loss function of the central bank. Asymmetric central bank preference becomes an important issue since many of the results on the time inconsistency problem under symmetric preferences may no longer hold under asymmetric preferences. Using two sub-samples, i.e. before and after the implementation of central bank independence act, the conditional mean and the conditional variance of the output gap were estimated and then proceed to estimate the reduced form of the model. The results showed the existence of an asymmetric preference parameter before the Bank Indonesia independence act, which indicated the presence of a time inconsistency problem of monetary policy. This finding implies Bank Indonesia put a negative weight instead of positive weight on the output gap prior to its independency. However, after the implementation of central bank independence, the monetary policy of Bank Indonesia has been consistent with symmetric policy preference over price stability and output.*

*Keywords: Time inconsistency, discretionary, monetary policy, asymmetric central bank preference, output gap, inflation bias.*

**JEL Classification : E52, E58**

---

<sup>1</sup> Rini Rahmadian adalah staf Pengajar pada Fakultas Ekonomi Universitas Andalas, Padang ([rini\\_rahmahdian@yahoo.com](mailto:rini_rahmahdian@yahoo.com)); Perry Warjiyo adalah peneliti ekonomi Bank Indonesia dan staf pengajar Program Pascasarjana Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia ([perry\\_w@bi.go.id](mailto:perry_w@bi.go.id)). Hasil dan kesimpulan dalam paper ini merupakan pandangan pribadi dan tidak mewakili pandangan institusi dimana penulis bekerja.

## I. PENDAHULUAN

Seminal paper Kydland dan Prescott (1977), Barro dan Gordon (1983) serta Rogoff (1985) merupakan acuan utama literatur *time inconsistency*. Sampai sekarang, topik *dynamic inconsistency* masih menjadi perdebatan yang menarik untuk dianalisis dalam konteks kebijakan moneter berdasarkan *game theoretical model*. *Time inconsistency* merujuk kepada adanya perbedaan respon kebijakan yang sebenarnya ditempuh dari respon kebijakan optimal yang telah diumumkan oleh bank sentral setelah masyarakat mengambil suatu keputusan berdasarkan ekspektasinya. Perbedaan respon kebijakan tersebut pada umumnya dimotivasi oleh keinginan bank sentral untuk mendorong tingkat *output* yang lebih tinggi.

Sebagai ilustrasi dari masalah *time inconsistency*, misalkan bank sentral mengumumkan janjinya untuk mencapai target inflasi tertentu, dan masyarakat mempercayainya, kemudian membentuk ekspektasi inflasi berdasarkan pengumuman tersebut. Dalam kondisi ini bank sentral memiliki insentif untuk tidak memenuhi janjinya dengan mencari kemungkinan untuk mencapai tingkat pertumbuhan *output* yang lebih besar, dengan konsekuensi terjadinya tekanan inflasi yang lebih tinggi. Namun pada akhirnya masyarakat akan mengetahui hal tersebut sehingga mereka akan menyesuaikan ekspektasi inflasi yang lebih tinggi. Apabila rangkaian kejadian tersebut berulang, maka akan terjadi apa yang disebut dengan bias inflasi, yaitu situasi dimana peningkatan *output* riil tidak terjadi tetapi inflasi menjadi lebih tinggi dari level yang seharusnya.

Di Indonesia, target inflasi yang ditetapkan oleh Bank Indonesia seringkali tidak dapat tercapai. Tingkat inflasi masih sulit untuk konvergen menuju target inflasi yang diumumkan oleh otoritas moneter. Semenjak tahun 2000, inflasi aktual yang tepat berada dalam kisaran target inflasi hanya terjadi dua kali yaitu pada tahun 2004 dan 2007 sebesar 6.4% dan 6.6% dengan sasaran inflasi 4.5%-6.5% di tahun 2004 dan  $6\% \pm 1\%$  pada tahun 2007. Selanjutnya pada periode 2003, 2006 dan 2009, meskipun pencapaian inflasi aktual lebih rendah dari target, tetapi nilainya berada di bawah kisaran target inflasi yang ditetapkan. Terdapatnya deviasi inflasi aktual dari targetnya menandakan bahwa inflasi tidak optimal karena akan menyebabkan terjadinya kerugian sosial pada masyarakat (Warjiyo, 2010).

Harmanta (2009) juga melaporkan lambannya penurunan inflasi menuju target yang ditetapkan oleh pemerintah dan Bank Indonesia baik pada periode sebelum ITF maupun setelah ITF. Secara rata-rata tingkat inflasi setelah era ITF adalah 7.5% hanya mengalami sedikit penurunan jika dibandingkan dengan era sebelum ITF dengan rata-rata tingkat inflasi 7.9%. Fakta tersebut menimbulkan pertanyaan mengapa inflasi di Indonesia cenderung berada pada level yang cukup tinggi dan lamban turun menuju target inflasi otoritas moneter. Beberapa peneliti (diantaranya Alamsyah, 2008 dan Yanuarti, 2007) menduga bahwa hal tersebut disebabkan karena masih cukup tingginya persistensi inflasi di Indonesia.

Jika hal tersebut benar lalu apakah tingginya persistensi inflasi tersebut bersumber dari kelembaman terhadap inflasi sebelumnya karena perilaku agen ekonomi yang cenderung

bersifat *backward looking*? Solikin (2004) menunjukkan bahwa persamaan *New Keynesian Philips Curve* (NKPC) yang membentuk inflasi pada era ITF didominasi oleh perilaku agen yang *forward looking*. Yanuarti (2007) dan Alamsyah (2008) dengan menggunakan metode studi yang berbeda juga menguatkan penemuan Solikin (2004). Mereka menemukan bahwa derajat persistensi inflasi yang disebabkan oleh perilaku ekspektasi *backward looking* pada era ITF cenderung berkurang.

Harmanta (2009) melaporkan bahwa tingginya persistensi inflasi di Indonesia disebabkan oleh kebijakan moneter yang belum sepenuhnya kredibel (*imperfect credibility*). *Imperfect credibility* ini menyebabkan lambannya proses penurunan ekspektasi inflasi oleh agen ekonomi dan inflasi aktual menuju targetnya. Penelitian juga menguatkan studi sebelumnya yang dilakukan oleh Revenna (2005). Revenna melakukan survey terhadap 82 negara dan studinya menempatkan kebijakan moneter Indonesia dalam kategori "*low credibility*" karena belum tercapainya target inflasi.

Isu kredibilitas kebijakan moneter berkaitan erat dengan masalah *time inconsistency* (Goeltom, 2005). Kebijakan yang bersifat *time* inkonsisten akan berpotensi menyebabkan rendahnya kredibilitas kebijakan moneter, sehingga pelaku ekonomi akan membentuk ekspektasi inflasi yang lebih tinggi dibandingkan dengan target yang diumumkan oleh otoritas. Jika adanya masalah *time inconsistency* dalam kebijakan moneter mengacu kepada rendahnya kredibilitas kebijakan moneter, selanjutnya muncul pertanyaan apakah rendahnya kredibilitas kebijakan moneter di Indonesia mengindikasikan terjadinya masalah *time inconsistency* dalam kebijakan moneter Bank Indonesia? Goeltom (2005) menyatakan bahwa antara periode 1990-2003 kebijakan moneter Indonesia masih menghadapi masalah *time inconsistency* yang tercermin dari kebijakan moneter yang belum optimal, kadang terlalu longgar dan kadang terlalu ketat.

Studi mengenai topik kelembagaan bank sentral merupakan isu yang mengemuka saat ini dan belum banyak dilakukan penelitian, terutama untuk kasus Indonesia. Kajian mengenai *time inconsistency* kebijakan moneter di Indonesia juga masih sangat terbatas. Studi yang pernah dilakukan oleh Budiyantri (2009) menemukan terdapatnya masalah *time inconsistency* kebijakan moneter di Indonesia periode sebelum dan sesudah krisis ekonomi 1997. Budiyantri (2009) menggunakan model standar linear kuadrat Barro-Gordon dalam menjelaskan masalah *time inconsistency* kebijakan moneter Indonesia. Model ini pada dasarnya mengasumsikan bahwa preferensi bank sentral terhadap output gap adalah simetri (*symmetric central bank preference*). Dengan kata lain bank sentral dianggap *indifferent* terhadap output gap positif dan negatif.

Tetapi dalam perkembangannya, asumsi *symmetric preference* menuai kritik dari para akademisi dan praktisi moneter dalam tataran teoritis dan praktis (McCallum, 1997 dan Blinder, 1998). Dari sisi empiris juga semakin banyak hasil penelitian yang meragukan asumsi dari model standar linear kuadrat dengan *symmetric preference* dalam menjelaskan masalah *time inconsistency* (Cukierman (2000), Ruge-Murcia (2001, 2002), Surico (2003), Tambakis (2004),

Gredig (2007), Ikeda (2009), dan lain-lain). Cukierman (2000) mempertanyakan apakah deviasi negatif dan positif *output* dari nilai potensialnya dalam jumlah yang sama, akan tidak disukai dengan porsi yang sama? Apakah bank sentral benar-benar *indifferent* terhadap *output gap* negatif dan *output gap* positif?

*Asymmetric preference* menjadi isu penting dan merupakan topik kajian yang layak uji, terutama berkaitan dengan banyaknya penelitian *symmetric preference* menjadi tidak *hold* dalam preferensi yang asimetri. Setidaknya terdapat tiga isu strategis yang dirumuskan sebagai permasalahan pada penelitian ini, pertama, apakah terdapat parameter *asymmetric preference* yang mengindikasikan adanya masalah *time inconsistency* kebijakan moneter di Indonesia periode sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia? Jika ya, lalu pertanyaannya, apakah terdapat perbedaan besaran *asymmetric preference*, yang mengindikasikan adanya perbedaan derajat *time inconsistency* kebijakan moneter sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia? kedua, bagaimana implikasi dari kebijakan moneter yang *time (in) consistent* atau kebijakan dengan derajat *time inconsistency* yang berbeda pada periode sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia dalam mempengaruhi perilaku *output gap* dalam menentukan tingkat inflasi di Indonesia? ketiga, bagaimana kinerja (pencapaian) inflasi di Indonesia sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia dalam konteks adanya kebijakan yang *time (in) consistent* atau dengan adanya derajat *time inconsistency* yang berbeda?

Periode analisis dibagi menjadi dua sub sample, yaitu periode sebelum independensi Bank Indonesia (1990:1–1999:4) dan periode setelah independensi Bank Indonesia (2000:1–2009:4). Hal ini disebabkan karena terjadinya perubahan mendasar dalam kelembagaan dan penerapan kebijakan moneter Indonesia pada tahun 2000, yang ditandai dengan berubahnya status Bank Indonesia yang semula dependen menjadi independen. Independensi Bank Indonesia tersebut di undangkan dalam Undang-Undang Bank Indonesia No.23 Tahun 1999 yang diubah dengan Undang-Undang No.3 Tahun 2004 yang secara eksplisit menegaskan bahwa kebijakan moneter hanya difokuskan pada tujuan tunggal mencapai stabilitas harga. Pembagian sub sampel juga mengacu kepada Rogoff (1985) yang menyatakan bahwa pemberian independensi kepada bank sentral dapat mengatasi masalah *time inconsistency*. Dengan demikian diduga derajat *time inconsistency* juga akan berbeda pada periode sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia.

## II. TEORI

### 2.1. Tinjauan Teoritis *Time inconsistency* Kebijakan Moneter

Suatu kebijakan dikatakan *time inconsistent* apabila kebijakan tersebut optimal pada suatu periode,  $t_0$ , tetapi tidak optimal pada periode yang lain,  $t_1$  (Bofinger, 2001). *Time inconsistency* mengacu kepada adanya perbedaan langkah kebijakan yang optimal yang telah diumumkan oleh bank sentral setelah masyarakat mengambil suatu keputusan berdasarkan ekspektasinya

(Kydland Prescott, 1977). Kebijakan yang *time* inkonsisten akan terjadi apabila terdapat informasi yang baru dalam perekonomian.

### Model Kydland dan Prescott

Kydland dan Prescott (1977) menganalisis *time inconsistency* untuk menunjukkan bahwa secara umum *rule* lebih baik daripada *discretion* dalam perumusan kebijakan. Dengan mengasumsikan hanya terdapat dua periode penentuan kebijakan, fungsi objektif dari pembuat kebijakan adalah:

$$U = U(x_1, x_2, \pi_1, \pi_2) \quad (1)$$

dimana  $U$  adalah preferensi perumus kebijakan,  $x$  merupakan variabel keputusan agen ekonomi, dan  $\pi$  adalah variabel instrumen perumus kebijakan. Selanjutnya diasumsikan bahwa agen ekonomi mempertimbangkan kebijakan yang dirumuskan otoritas dalam pengambilan keputusan ekonominya sebagai berikut:

$$x_1 = x_1(\pi_1, \pi_2) \quad (2)$$

$$x_2 = x_2(x_1, \pi_1, \pi_2) \quad (3)$$

Untuk melakukan optimisasi antar waktu, keputusan dua variabel instrumen kebijakan dilakukan pada periode 1.

$$U(.) = U(x_1(\pi_1, \pi_2), x_2(x_1(\pi_1, \pi_2), \pi_1, \pi_2), \pi_1, \pi_2) \quad (4)$$

Kondisi yang optimal  $(\pi_1^*, \pi_2^*)$  dengan *rule*, diperoleh melalui *first order condition* sebagai berikut:

$$\frac{\partial U(.)}{\partial \pi_2} = \left[ \frac{\partial U}{\partial x_1} \frac{\partial x_1}{\partial \pi_2} + \frac{\partial U}{\partial x_2} \frac{\partial x_2}{\partial x_1} \frac{\partial x_1}{\partial \pi_2} \right] + \left[ \frac{\partial U}{\partial x_2} \frac{\partial x_2}{\partial \pi_2} + \frac{\partial U}{\partial \pi_2} \right] = 0 \quad (5)$$

Untuk kebijakan yang bersifat *discretionary*, perumus kebijakan pada periode 1 akan menentukan  $\pi_1^*$  dan  $\pi_2^*$  seperti langkah di atas. Tetapi pada periode 2 realisasi  $\pi_1$  dan  $x_1$  sudah ada. Sehingga pada periode 2 perumus kebijakan akan memutuskan lagi:

$$U = U(x_1, x_2, \pi_1, \pi_2) \quad (6)$$

subject to:

$$x_2 = x_2(x_1, \pi_1, \pi_2) \quad (7)$$

$$x_1 = x_1 \quad (8)$$

$$\pi_1 = \pi_1^* \quad (9)$$

Dari kondisi turunan orde pertama untuk periode 2 dengan diskresi akan menghasilkan kebijakan  $\pi_2^{**}$  sebagai berikut:

$$\frac{\partial U}{\partial x_2} \frac{\partial x_2}{\partial \pi_2} + \frac{\partial U}{\partial \pi_2} = 0 \quad (10)$$

Kondisi turunan orde pertama (FOC) pada diskresi ini hanya akan sama dengan FOC *rule* di atas apabila:

$$\frac{\partial x_1}{\partial \pi_2} \left[ \frac{\partial U}{\partial x_1} + \frac{\partial U}{\partial x_2} \frac{\partial x_2}{\partial x_1} \right] = 0 \quad (11)$$

Tetapi dalam kenyataannya kondisi ini sulit dipenuhi, sehingga solusi optimal dengan *rule* ( $\pi_1^*, \pi_2^*$ ) akan berbeda dengan solusi optimal diskresi ( $\pi_1^{**}, \pi_2^{**}$ ). Dan karena solusi dengan *rule* ( $\pi_1^*, \pi_2^*$ ) memaksimalkan *intertemporal utility*, maka solusi dengan diskresi ( $\pi_1^{**}, \pi_2^{**}$ ) menjadi tidak optimal. Hal ini disebabkan karena kebijakan diskresi pada periode 2 tidak mempertimbangkan pengaruhnya terhadap keputusan di periode 1 ( $x_1, \pi_1$ ).

### **Model Barro dan Gordon**

Barro dan Gordon (1983) menganalisis *time inconsistency* dalam kebijakan moneter melalui teori permainan (*game theory*) ala Nash equilibrium antara bank sentral dan sektor privat dalam perekonomian. Model Barro-Gordon mengasumsikan bank sentral mampu mengelola proses ekonomi dan mengarahkan kebijakan moneternya untuk kesejahteraan sosial yang juga memasukkan preferensi masyarakat. Masyarakat hanya mempunyai parameter tindakan berupa ekspektasi inflasi. *Time inconsistency* akan muncul karena: (a) masyarakat harus membentuk ekspektasi inflasinya pada awal periode dan memegangnya sampai akhir periode permainan, dan (b) bank sentral mempunyai diskresi penuh dalam menentukan strategi sepanjang waktu. Dalam situasi ini, target inflasi yang ditetapkan di awal periode belum tentu akan optimal pada akhir periode, dan akan menghasilkan kerugian sosial bagi bank sentral dan masyarakat.

Secara matematis, model Barro-Gordon dirumuskan sebagai berikut. Bank sentral meminimalkan *social welfare loss function*:

$$L = [b(U - U^*)^2 + \pi^2] \quad (12)$$

dimana  $b > 0$  dan target inflasi awal  $\pi^* = 0$ . Pengangguran diasumsikan mengikuti *exptected augmented Philips curve* sebagai berikut:

$$U = U^n - a(\pi - \pi^e) \quad (13)$$

dengan  $a > 0$  dan  $U = kU^n$  dimana  $0 < k < 1$ . Selanjutnya diasumsikan bank sentral mempunyai kendali terhadap inflasi melalui kebijakan moneternya, sehingga laju inflasi akan

sejalan dengan pertumbuhan uang beredar ( $\pi = \mu$ ). Dalam kondisi ini tidak terdapat masalah dalam transmisi kebijakan moneter. Dengan asumsi tersebut, bank sentral meminimalkan *social welfare loss function* berikut:

$$Z = \{b[(1 - k)U^n - a(\pi - \pi^e)]^2 + \pi^2\} \quad (14)$$

Dengan menentukan kondisi turunan orde pertama, maka diperoleh tingkat inflasi yang optimal  $\pi^{**}$  sebagai berikut:

$$\frac{\partial Z}{\partial \pi} = -2ab[(1 - k)U^n - a(\pi - \pi^e)] + 2\pi = 0 \quad (15)$$

$$\pi^{**} = \frac{ab(1-k)U^n}{1+a^2b} + \frac{a^2b}{1+a^2b}\pi^e \quad (16)$$

$$\pi^{**} = \frac{ab(1-k)U^n}{1+a^2b} + \theta\pi^e \quad (17)$$

Solusi  $\pi^{**}$  di atas menunjukkan adanya *time inconsistency*, dimana penetapan target  $\pi^* = 0$  menjadi tidak optimal pada akhir periode. Adanya *expected augmented Philips curve* menyebabkan tingkat inflasi yang optimal dipengaruhi oleh ekspektasi inflasi. Karena pada umumnya ekspektasi inflasi  $\pi^e > 0$ , maka tingkat inflasi yang optimal juga besar dari 0 ( $\pi^{**} > 0$ ). Bahkan jika ekspektasi inflasi  $\pi^e = 0$  sekalipun, inflasi optimal masih tetap besar dari 0 ( $\pi^{**} > 0$ ). Hal ini disebabkan adanya *parameter social cost* ( $b$ ) dan fenomena pengangguran ( $k$ ) serta deviasi inflasi dari targetnya ( $a$ ). Tingkat inflasi yang lebih besar dari nol ( $\pi^{**} > 0$ ) tersebut dapat bersumber dari *inflation surprise*, bias inflasi dan *inflation rule*.

### *Inflation Surprise*

Inflasi masih dapat terjadi meskipun bank sentral menetapkan target awal inflasi  $\pi^* = 0$ , sepanjang bank sentral tidak berupaya menghilangkan deviasi inflasi dari targetnya karena kondisi sektor riil, atau dengan kata lain jika bank sentral *pro growth*. Dalam kondisi ini inflasi aktual adalah:

$$\pi^s = \frac{ab(1-k)}{1+a^2b}U^n \quad (18)$$

*Social cost* dari inflasi tersebut adalah:

$$L^s = \left\{ b \left[ (1 - k)U^n - \frac{a(ab(1-k)U^n)}{1+a^2b} \right]^2 + \left[ \frac{(1-k)U^n}{1+a^2b} \right]^2 \right\} \quad (19)$$

$$L^s = \frac{b[(1-k)U^n]^2}{1+a^2b} \quad (20)$$



*Inflation bias*

Meskipun ekspektasi masyarakat bersifat rasional sehingga mengetahui fungsi kerugian bank sentral dan kurva Philips, target awal inflasi  $\pi^* = 0$  juga tidak akan kredibel. Dalam kondisi ini interaksi antara bank sentral dan agen ekonomi adalah *Stackleberg game theory*. Ekspektasi inflasi akan sama dengan target bank sentral,  $\pi^e = \pi^*$ . Dengan demikian tingkat inflasi aktual dan kerugian sosial berturut-turut adalah:

$$\pi^{REH} = ab(1 - k)U^n \quad (21)$$

$$L^{REH} = b[(1 - k)U^n]^2 + [ab(1 - k)U^n]^2 \quad (22)$$

$$L^{REH} = b(1 + a^2b)[(1 - k)U^n]^2 \quad (23)$$

*InflationRule*

Barro dan Gordon (1983) berpendapat bahwa dengan ekspektasi rasional dan perilaku *game* yang bersifat *stackleberg* seperti di atas, maka kerugian sosial akan dapat dikurangi dengan memberikan *rule* kepada bank sentral bahwa inflasi  $\pi = 0$  dan tingkat pertumbuhan uang beredar  $= \mu$ . Dalam kondisi ini maka tingkat inflasi dan kerugian sosial dengan *rule* adalah:

$$\pi^{RULE} = 0 \quad (24)$$

$$L^{RULE} = b[(1 - k)U^n]^2 \quad (25)$$

Analisis di atas menunjukkan bahwa *social cost* yang paling rendah adalah pada kondisi *surprise inflation* dan yang paling tinggi pada *inflation bias*, sementara *inflation rule* berada di antaranya. Dengan demikian, dalam konteks teori permainan, model Barro-Gordon menghasilkan *prisoner's dilemma* karena strategi yang optimal bagi kedua pelaku (bank sentral dan masyarakat) memberikan hasil yang merugikan keduanya.

**Rogoff (1985)**

Rogoff (1985) menyatakan bahwa untuk mengatasi masalah *time inconsistency*, maka kebijakan moneter sebaiknya didelegasikan kepada bank sentral yang independen dan konservatif. Bank sentral yang independen dan bersifat *inflation averse* akan mampu mengurangi rata-rata inflasi, tetapi akan meningkatkan variabilitas *output*. Artinya adalah bahwa bank sentral yang konservatif dapat mengurangi *inflation bias* yang disebabkan oleh kebijakan moneter yang *time inconsistent*, tetapi di sisi lain kurang berperan dalam menstabilkan *output*. Pada konsep ini publik diasumsikan mempunyai dua pilihan untuk mencapai tujuan stabilitas harga, yaitu: mencapai sendiri (dengan pembentukan pemerintah) atau mendelegasikan kebijakan moneter kepada bank sentral yang konservatif dengan tugas yang fokus pada stabilitas harga.

Jika dilakukan sendiri (mandat kepada pemerintah), maka pemerintah akan meminimumkan fungsi kerugian berikut:

$$\min L = b(y_t - y^*)^2 + (\pi_t - \pi^*)^2 \quad (26)$$

$$s.t. \text{ kurva Philips : } y_t - y^p = a(\pi_t - \pi^e) + \varepsilon_t \quad (27)$$

Selanjutnya untuk memudah analisis, asumsikan bahwa  $\pi^* = 0$  dan  $y^p = 0$ . Dengan demikian fungsi kerugian akan menjadi:

$$L_G = b(y_t - y^*)^2 + \pi_t^2 \quad (28)$$

Berikutnya dilakukan substitusi fungsi kendala ke fungsi objektif, dan dilakukan optimisasi untuk mendapatkan tingkat inflasi yang optimal.

$$L_G = b(a(\pi_t - \pi^e) + \varepsilon_t - y^*)^2 + \pi_t^2 \quad (29)$$

$$\frac{\partial L_G}{\partial \pi_t} = 2ab[a(\pi_t - \pi^e) + \varepsilon_t - y^*] + 2\pi_t = 0 \quad (30)$$

$$2a^2b\pi_t - 2a^2b\pi^e + 2ab\varepsilon_t - 2aby^* + 2\pi_t = 0 \quad (31)$$

$$\pi_t(1 + a^2b) - a^2b\pi^e + ab\varepsilon_t - aby^* = 0 \quad (32)$$

$$\pi^{**} = \frac{a^2b\pi^e}{1+a^2b} + \frac{aby^*}{1+a^2b} - \frac{ab\varepsilon_t}{1+a^2b} \quad (33)$$

Karena ekspektasi dibentuk sebelum pemerintah mengambil kebijakan, maka  $\pi_t^e = E_{t-1}(\pi_t) = aby^*$ , sehingga tingkat inflasi dan *output* berturut-turut adalah:

$$\pi_t^{**} = aby^* - \frac{ab}{1+a^2b} \varepsilon_t \quad (34)$$

$$y_t^{**} = \frac{1}{1+a^2b} \varepsilon_t \quad (35)$$

Dari kedua persamaan di atas, dapat diperoleh varians dari inflasi dan *output* masing-masing sebagai berikut:

$$\text{var } \pi_t^{**} = \left( \frac{ab}{1+a^2b} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2 \quad (36)$$

$$\text{var } y_t^{**} = \left( \frac{ab}{1+a^2b} \right)^2 \sigma_\varepsilon^2 \quad (37)$$

Dengan demikian jika mandat kebijakan moneter diberikan kepada pemerintah, maka dapat disimpulkan:

1) Akan terjadi *inflation bias*, karena  $\pi_t^e = > 0$

2) Semakin tinggi preferensi terhadap *stabilisasi output* ( $b$ ), maka inflasi akan menjadi semakin tinggi, dimana  $\frac{\partial E_{t-1}(\pi_t)}{\partial b} = ay^* > 0$ , dan  $\frac{\partial var \pi_t^{**}}{\partial b} > 0$

3) Memberikan mandat kebijakan moneter kepada pemerintah yang *pro growth*, tidak akan meningkatkan *output* secara rata-rata, sebab *output* secara rata-rata adalah 0 (karena  $y^p = 0$ ), sehingga  $E(y^{**}) = 0$ ,  $\frac{\partial E(y^{**})}{\partial b} = 0$ , tetapi hanya akan mengurangi volatilitas *output*, dimana  $\frac{\partial var y^{**}}{\partial b} < 0$

Implikasi dari Rogoff (1985) adalah bahwa untuk mencapai tujuan stabilitas harga dalam arti inflasi yang rendah, maka pilihlah bank sentral yang konservatif yang lebih *inflation averse*. Jika kebijakan moneter didelegasikan kepada bank sentral yang konservatif, maka tingkat inflasi dan *output* berturut-turut adalah sebagai berikut:

$$\pi_t^{**} = a\hat{b}y^* - \frac{a\hat{b}}{1+a^2\hat{b}} \varepsilon_t \quad (38)$$

$$y_t^{**} = \frac{1}{1+a^2\hat{b}} \varepsilon_t \quad (39)$$

$\hat{b}$  adalah preferensi bank sentral konservatif terhadap stabilisasi *output*, yang nilainya lebih rendah daripada preferensi pemerintah terhadap stabilisasi *output* ( $b$ ), karena bank sentral yang konservatif lebih *inflation averse*, sementara pemerintah lebih *pro growth*, sehingga  $0 < \hat{b} < b$ . Dengan demikian, mendelegasikan kebijakan moneter kepada bank sentral yang konservatif akan dapat mencapai tingkat inflasi yang lebih rendah daripada jika kebijakan moneter dimandatkan kepada pemerintah.

## 2.2. Symmetric versus Asymmetric Central Bank Preference

### *Symmetric Central Bank Preference*

*Symmetric central bank preference* menggambarkan preferensi kebijakan moneter yang mengasumsikan bahwa bank sentral memberikan bobot kebijakan yang sama terhadap deviasi positif dan negatif *output* (pengangguran) dan atau inflasi dari targetnya. Dalam preferensi kebijakan moneter yang simetri terhadap *output gap*, bank sentral diasumsikan bersifat *indifferent* antara *output gap* positif dan *output gap* negatif. Jika terjadi deviasi positif *output* dari nilai potensialnya sebesar 1% atau jika terjadi deviasi negatif dalam jumlah yang sama (1%) akan menyebabkan meningkatnya kerugian bank sentral dalam jumlah yang sama. Oleh karena itu *output gap* positif dan *output gap* negatif tidak disukai oleh bank sentral dengan porsi yang sama.

Menurut model ini, bias inflasi akan terjadi sebagai akibat dari keinginan bank sentral untuk mencapai tingkat *output* melebihi nilai potensialnya atau untuk mencapai pengangguran lebih rendah dari pada tingkat alamiahnya. Berdasarkan model Barro-Gordon dengan preferensi

kebijakan moneter yang simetri terhadap *output gap*, ketika bank sentral menetapkan target *output* pada tingkat potensial maka bias inflasi adalah nol.

Preferensi kebijakan moneter yang simetri secara matematis dijelaskan menggunakan model standar linear kuadrat yang terdiri dari fungsi kerugian bank sentral dalam bentuk kuadrat dan fungsi *aggregate demand* dan *aggregate supply* yang linear.

$$L = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2] \quad (40)$$

Dimana  $\pi_t$  adalah inflasi aktual,  $\pi^*$  merupakan target inflasi,  $y_t$  adalah output gap (deviasi output aktual dari output potensialnya) dan  $\lambda$  adalah parameter preferensi kebijakan moneter terhadap stabilisasi *output*.

### **Asymmetric Central Bank Preference**

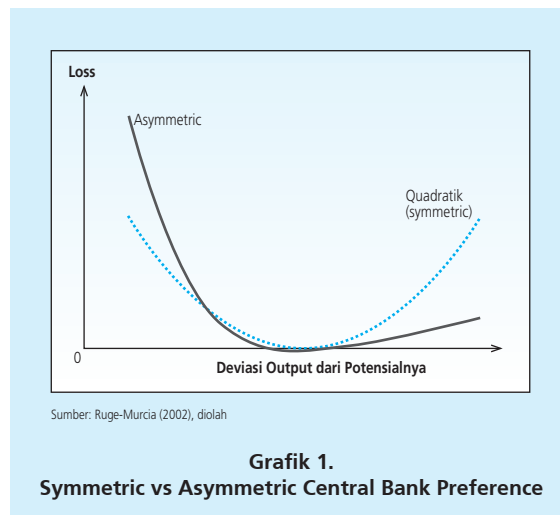
*Asymmetric preference* menggambarkan adanya perlakuan bank sentral yang berbeda (asimetri) dalam menghadapi resesi dan *boom* atau dalam merespon deviasi positif dan negatif *output* (pengangguran) dan atau inflasi dari targetnya. Berbeda dengan *symmetric central bank preference* yang digambarkan oleh fungsi standar linear kuadrat, preferensi kebijakan moneter yang asimetri dijelaskan oleh fungsi kerugian bank sentral yang berbentuk linear exponential (linex).

$$L_t = \frac{1}{2} (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda \left[ \frac{\exp(\gamma y_t) - \gamma y_t - 1}{\gamma^2} \right] \quad (41)$$

Fungsi linex memiliki beberapa *property* penting, antara lain: pertama, fungsi linex memungkinkan adanya bobot kebijakan yang berbeda terhadap deviasi positif dan deviasi negatif output aktual dari nilai potensialnya. Kondisi ini ditunjukkan oleh nilai  $\gamma \neq 0$ . Parameter  $\gamma < 0$  mengimplikasikan bahwa gap negatif diperlakukan dengan bobot lebih besar dari pada gap positif. Sebaliknya  $\gamma > 0$  mengindikasikan bahwa gap positif direspon dengan bobot kebijakan lebih besar dari pada gap negatif. Misalkan untuk  $\gamma < 0$ , jika *output* melebihi target atau nilai potensialnya (gap positif), bagian linear dari fungsi secara progresif menjadi lebih besar. Konsekuensinya, kerugian (*loss*) akan meningkat secara linear seiring dengan peningkatan *output*. Sebaliknya jika *output* berada di bawah nilai potensialnya (gap negatif), bagian eksponensial akan mendominasi fungsi yang menyebabkan kerugian meningkat secara eksponensial seiring dengan penurunan *output*. Oleh karena itu, deviasi negatif *output* dari targetnya diberi bobot kebijakan lebih besar dari pada deviasi positif dalam fungsi kerugian bank sentral. Dengan kata lain dapat diinterpretasikan bahwa bank sentral memberikan bobot kebijakan moneter yang berbeda pada saat kontraksi dan ekspansi *output* atau pada saat resesi dan *boom*. Kondisi dimana  $\gamma \neq 0$  menunjukkan terjadinya masalah *time inconsistency* dalam kebijakan moneter. Kedua, model ini mengacu kepada model standar linear kuadrat

untuk kasus  $\gamma \rightarrow 0$ . Jika  $\gamma = 0$ , maka dengan menggunakan *L'hospital rule*, fungsi ini akan sama dengan fungsi standar linear kuadratik yang mengacu kepada model Barro-Gordon yang banyak digunakan dalam literatur *time inconsistency*.

Secara grafis, perbedaan antara *symmetric preference* dan *asymmetric preference* dapat digambarkan sebagai berikut:



Grafik yang putus-putus adalah fungsi kerugian bank sentral dalam preferensi yang bersifat simetri, sedangkan grafik dengan garis yang tegas merupakan fungsi kerugian bank sentral dengan preferensi yang asimetri. Fungsi kerugian *symmetric* (kuadratik) memperlihatkan bahwa jika terjadi deviasi positif dan negatif *output* dari nilai potensialnya dalam jumlah yang sama, maka akan memberikan kerugian dengan jumlah yang juga sama besar. Sehingga *output gap* positif dan negatif akan direspon dengan bobot kebijakan yang sama. Tetapi dalam fungsi *asymmetric*, jika terjadi deviasi positif *output* dari potensialnya (*output gap* positif), maka kerugian bank sentral akan meningkat secara linear. Tetapi jika terjadi *output gap* negatif, maka kerugian bank sentral akan meningkat secara eksponensial. Dengan demikian dalam konteks fungsi linex dengan preferensi bank sentral yang bersifat asimetri terhadap *output gap*, *output gap* negatif akan direspon dengan bobot kebijakan yang lebih besar dari pada *output gap* positif oleh bank sentral dalam upaya untuk mengurangi kerugiannya.

### 2.3. Studi Terdahulu

Ireland (1993) mengkaji apakah masalah *time inconsistency* model Barro Gordon (1983) dapat menjelaskan perilaku inflasi di Amerika Serikat. Meskipun data menolak prediksi dinamis jangka pendek antara inflasi dan pengangguran, tetapi model mampu menjelaskan prediksi

dinamis jangka panjang dimana bentuk hubungan kedua variabel adalah linear dan memiliki kointegrasi positif.

Ozlale dan Ozkan (2003) melakukan kajian mengenai masalah *time inconsistency* kebijakan moneter di Turki selama dua dekade terakhir. Dengan menggunakan fungsi kerugian kuadrat Barro Gordon, studi ini menunjukkan adanya masalah *time inconsistency* kebijakan moneter di Turki dalam jangka pendek dan jangka panjang. Penelitian juga mengindikasikan bahwa otoritas moneter Turki lebih mengarahkan kebijakan moneter untuk mencapai stabilisasi *output* ketimbang stabilisasi harga.

Sachida, Divino dan Cajueiro (2005) menguji model Barro Gordon untuk menjelaskan perilaku inflasi dan pengangguran Amerika Serikat yang dibagi menjadi lima periode observasi, yaitu periode Martin I (1951:2-1960:4), periode Martin II (1961:1-1969:4), periode jabatan Burn dan Miller ((1970:1-1979:2), rezim Volcker (1979:3-1987:2) dan periode Greenspan (1987:3-2005:2). Selain itu studi ini juga mengelompokkan periode analisis secara garis besar, yaitu periode sebelum rezim Volcker (1951:2-1979:2) dan sesudah pengangkatan Volcker sebagai gubernur Federal Reserve (1979:3-2005:2). Hasil penelitian menunjukkan bahwa model Barro Gordon mampu menjelaskan perilaku inflasi dan pengangguran dalam jangka panjang pada periode kepemimpinan Burn dan Miller, periode Greenspan, sesudah pengangkatan Volcker, dan untuk periode analisis secara keseluruhan (*full sample*). Sedangkan dalam jangka pendek, model Barro Gordon hanya signifikan pada periode jabatan Greenspan. Penemuan ini kontradiktif dengan pandangan yang menyatakan bahwa Greenspan menerapkan kebijakan anti inflasi yang sangat kuat.

Untuk kasus Indonesia, Budiyanti (2009) menganalisa implikasi dari *time inconsistency* terhadap kebijakan moneter di Indonesia menggunakan metode *maximum likelihood* dengan algoritma Kalman filter. Dengan menggunakan data kuartalan inflasi dan *output* periode 1983-2008 dan membagi periode analisis menjadi dua sub periode, hasil pengujian menunjukkan bahwa terdapat masalah *time inconsistency* dalam kebijakan moneter jangka panjang periode sebelum dan sesudah krisis, tetapi *time inconsistency* jangka pendek hanya terjadi pada periode sebelum krisis.

Model *time inconsistency* Barro-Gordon seperti yang telah diuraikan sebelumnya menjelaskan bahwa bias inflasi yang terjadi dalam perekonomian disebabkan oleh bank sentral yang terlalu berambisi untuk mengurangi jumlah pengangguran di bawah tingkat alamiahnya atau untuk menstimulus *output* melebihi tingkat potensialnya. Meskipun beberapa penelitian yang disampaikan sebelumnya menunjukkan berlakunya model Barro-Gordon di beberapa negara, tetapi asumsi Barro-Gordon dalam perkembangannya diragukan dan dipertanyakan oleh banyak akademisi dan praktisi moneter dalam tataran teoritis, praktis dan empiris.

Ruge-Murcia (2002) menguji prediksi model Barro Gordon dengan menggunakan data inflasi dan pengangguran Amerika Serikat. Dengan menyusun sebuah model umum *game theory* dengan preferensi asimetris mengacu kepada model Barro-Gordon dan sebuah model

alternatif versi Cukierman sebagai kasus khusus. Pengujian ini mengasumsikan bahwa ketika target pengangguran berada pada tingkat alaminya, koefisien dari ekspektasi pengangguran adalah nol. Pada kondisi ini model Cukierman berlaku. Selanjutnya jika parameter preferensi terbentuk sesuai dengan *quadratic loss function*, maka koefisien dari *conditional variance* adalah nol dan yang berlaku adalah model Barro-Gordon. Uji *likelihood ratio* menunjukkan bahwa retribusi yang disyaratkan oleh model Barro-Gordon ditolak oleh data, tetapi versi Cukierman diterima. Hasil pengujian ini mengindikasikan bahwa perilaku inflasi Amerika Serikat lebih tepat dijelaskan oleh sebuah model dimana bank sentral memiliki preferensi pengangguran yang asimetri, dari pada dijelaskan oleh model Barro-Gordon dengan preferensi kuadratik dan target pengangguran di bawah tingkat alami. Meskipun parameter preferensi asimetri tidak dapat diidentifikasi oleh koefisien *reduced form*, hasil penelitian ini konsisten dengan pandangan bahwa *Federal Reserve* memberikan bobot kebijakan yang lebih besar terhadap deviasi positif pengangguran dari targetnya dari pada ketika terjadi deviasi negatif. Penemuan ini juga sejalan dengan Dolado et al. (2000) yang menemukan bahwa *Federal Reserve* bereaksi lebih keras terhadap output gap negatif dibandingkan *output gap* positif.

Surico (2003) mengukur *time inconsistency* kebijakan moneter Amerika Serikat ketika preferensi bank sentral adalah asimetri. Masalah *time inconsistency* dan bias inflasi digambarkan sebagai *regime-specific*. Pergantian rezim diduga akan menyebabkan berubahnya derajat *time inconsistency* dan rata-rata bias inflasi. Oleh sebab itu Paolo membagi periode penelitian menjadi dua sub sampel yaitu periode sebelum Paul Volcker menjabat gubernur *Federal Reserve* dan periode ketika Paul Volcker menjabat sebagai gubernur. Hasil penelitian menunjukkan bahwa target inflasi dan rata-rata bias inflasi pada rezim sebelum Volcker adalah 3.42% dan 1.01%. Angka ini mengalami penurunan signifikan selama dua dekade terakhir menjadi 1.96% untuk target inflasi dan rata-rata bias inflasi hampir tidak ada sama sekali. Studi menunjukkan bahwa hal ini disebabkan oleh preferensi kebijakan terhadap stabilisasi *output* yang lebih besar dan asimetri pada rezim sebelum Volcker, dan tidak demikian halnya pada saat rezim Volcker. Meskipun faktor lain seperti pembuatan kebijakan yang lebih baik serta kondisi *supply shock* yang lebih menyokong juga memainkan peran penting dalam menurunkan derajat *time inconsistency* dan rata-rata bias inflasi, tetapi studi Paolo hanya menjelaskan hasil kuantitatif dari penemuan empiris perilaku inflasi di Amerika Serikat.

Kim dan Seo (2007) menguji apakah preferensi Bank Korea konsisten dengan asumsi preferensi kuadratik yang menggambarkan kebijakan moneter standar pada kebanyakan literatur *time inconsistency*. Penelitian ini mengestimasi fungsi reaksi dan parameter preferensi asimetri terhadap gap inflasi dan *output gap* periode *inflation targeting* di Korea. Hasil empiris menunjukkan bahwa parameter preferensi asimetri terhadap inflasi secara statistik adalah signifikan. Selanjutnya penelitian juga mengindikasikan bahwa Bank Korea memberikan bobot kebijakan moneter yang berlebih terhadap deviasi positif inflasi dari targetnya dari pada ketika terjadi deviasi negatif.

Ikeda (2009) melakukan estimasi *Time Varying of Monetary Policy* (TVMP) di kawasan Euro menggunakan data bulanan periode 1999:1 sampai 2008:9. Hasil pengujian menunjukkan bahwa fungsi kerugian (*loss function*) dari ECB seringkali menyimpang dari bentuk kuadratik dan ECB terlihat tidak menyukai kondisi inflasioner yang disebabkan oleh ekspansi *output*. Selanjutnya estimasi preferensi mengimplikasikan pentingnya independensi ECB dari kebijakan fiskal masing-masing negara anggota dan pentingnya sinkronisasi *business cycle* dalam area Euro karena ECB tidak mengizinkan ekspansi ekonomi dengan mengorbankan stabilitas harga di kawasan Euro.

### III. METODOLOGI

#### 3.1. Data dan Variabel

Secara teknis, data yang dipergunakan dalam penelitian ini meliputi: (i) inflasi (ii) *conditional mean output gap*, dan (iii) *conditional variance output gap*. Inflasi dihitung sebagai perubahan LHK. *Conditional mean* dan *conditional variance output gap* merupakan variabel-variabel yang datanya tidak tersedia secara langsung, dan nilainya akan ditaksir dari data *output gap*. Sementara itu data *output gap* adalah selisih antara output riil dari nilai potensialnya yang dihitung dengan *filtering* menggunakan Hodrick-Prescott filter dari penelitian Tjahjono, Munandar, dan Waluyo (2010). Teknik perhitungan untuk data yang tidak tersedia secara langsung akan dijelaskan pada bagian selanjutnya.

Data mencakup rentang waktu 1990:1 sampai dengan periode 2009:4 yang bersumber dari Bank Indonesia, Badan Pusat Statistik (BPS) serta publikasi lain yang relevan dengan studi.

Setiap data baik langsung maupun yang dihitung akan melalui uji stasioneritas. Stasioneritas berarti bahwa data pada suatu titik waktu tidak berkorelasi dengan data pada titik waktu lain. Nachrowi dan Usman, (2006) menyatakan bahwa sekumpulan data dinyatakan stasioner jika nilai rata-rata dan varian dari data *time series* tersebut tidak mengalami perubahan secara sistematis sepanjang waktu, atau sebagian ahli menyatakan bahwa rata-rata dan variannya konstan. Menggunakan data yang tidak stasioner akan berpeluang menyebabkan terjadinya *spurious regression*. Terdapat banyak cara untuk mendeteksi stasioneritas, salah satu yang populer adalah uji stasioner *Augmented Dickey Fuller* (ADF test). Kerangka kerja yang digunakan pada pengujian ini adalah dengan membandingkan nilai statistik uji yang diperoleh dengan nilai kritis dari tabel. Hipotesis null bahwa *series* memiliki *unit root* akan ditolak jika nilai statistik uji yang diperoleh lebih besar (secara absolut) dari nilai kritis tabel. Pada penelitian ini akan digunakan uji stasioneritas menggunakan ADF test. Selanjutnya jika terdapat indikasi terjadinya *structural break*, maka pengujian stasioneritas menggunakan ADF test akan dilengkapi dengan pengujian Philips Peron, sebab jika terdapat *structural break* maka pengujian dengan Philip Peron adalah lebih baik.



### 3.2. Model Empiris

Model yang digunakan pada penelitian ini adalah model *linear exponential* (linex) yang mengandung parameter preferensi kebijakan yang asimetri. Model mengacu kepada Cukierman (2000), Ruge Murcia (2002), dan Surico (2003). Perilaku agen ekonomi dalam membentuk ekspektasi berdasarkan kepada *augmented* kurva Philips:

$$y_t = \theta(\pi_t - \pi_t^e) + u_t, \theta > 0 \quad (42)$$

$y_t$  adalah *output gap* yang merupakan deviasi *output* aktual dari nilai potensialnya.  $\pi_t$  adalah inflasi periode t dan  $\pi_t^e$  merupakan ekspektasi inflasi periode t yang dibentuk pada periode t-1.  $u_t$  adalah supply shock yang berpotensi terjadi menurut proses autoregresif  $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ , dimana  $\rho \in [0, 1]$  dan  $\varepsilon_t$  merupakan i.i.d shock dengan rata-rata nol dan varians konstan  $\sigma^2$ .

Selanjutnya sektor privat memiliki ekspektasi rasional, yang diekspresikan oleh persamaan berikut:

$$\pi_t^e = E_{t-1} \pi_t \quad (43)$$

$E_{t-1}$  mengindikasikan pembentukan ekspektasi inflasi periode t berdasarkan kepada informasi yang tersedia pada periode t-1. Selanjutnya bank sentral diasumsikan memiliki kontrol penuh dan langsung terhadap inflasi dengan meminimalkan fungsi berikut:

$$\min_{\{\pi_t\}} E_{t-1} \sum_{T=0}^{\infty} \delta^T L_{t+T} \quad (44)$$

Dimana  $\delta$  merupakan *discount factor*. Untuk memunculkan parameter *asymmetric preference*, *loss function* dispesifikasikan dalam bentuk linear eksponential.

$$L_t = \frac{1}{2} (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda \left[ \frac{\exp(\gamma y_t) - \gamma y_t - 1}{\gamma^2} \right] \quad (45)$$

Dimana  $\lambda > 0$ , parameter  $\lambda$  merupakan bobot relatif kebijakan moneter terhadap stabilisasi output.  $\gamma$  adalah parameter preferensi asimetri kebijakan moneter terhadap stabilisasi *output*. Jika tidak terdapat parameter *asymmetric preference* dalam kebijakan moneter terhadap stabilisasi output maka , sehingga dengan menggunakan *L'hospital rule*, persamaan *loss function* (3.4) bisa dinyatakan dalam bentuk standar linear kuadrat sebagai berikut:

$$L = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2] \quad (46)$$

Oleh karena itu menurut Ruge-Murcia (2002) sangat penting untuk menguji apakah signifikan berbeda dari nol atau tidak untuk menunjukkan adanya *time inconsistency* kebijakan moneter.

*Time inconsistency* kebijakan moneter muncul karena adanya preferensi kebijakan yang bersifat asimetri yang didorong oleh keinginan bank sentral untuk mencapai tingkat *output* yang melebihi nilai potensialnya, yang diwakili oleh parameter  $\gamma$ . Tingkat konservatisme bank sentral dapat ditunjukkan oleh besaran  $\lambda$  dan  $\gamma$ . Semakin konservatif bank sentral maka preferensi kebijakan moneter terhadap stabilisasi *output* ( $\lambda$ ) akan semakin kecil dan preferensi pembuat kebijakan terhadap *output* semakin simetri yang ditunjukkan oleh semakin rendahnya nilai absolut  $\gamma$ .

Selanjutnya dilakukan minimisasi persamaan (3.4) dengan kendala persamaan (3.1) yang merupakan persamaan kurva Philips dan kendala tambahan persamaan (3.2) yang merupakan asumsi ekspektasi rasional, sehingga diperoleh ekspresi persamaan berikut:

$$(\pi_t - \pi^*) + E_{t-1} \left\{ \frac{\lambda\theta}{\gamma} [\exp(\gamma y_t) - 1] \right\} = 0 \quad (47)$$

Untuk dapat mengidentifikasi nilai  $\lambda$  maka dilakukan transformasi persamaan dengan melinearkan bentuk eksponensial persamaan (3.6) dengan menggunakan *first order taylor expansion*, dan diperoleh ekspresi persamaan berikut:

$$(\pi_t - \pi^*) + \lambda\theta E_{t-1} y_t + \frac{\lambda\theta\gamma}{2} E_{t-1} y_t^2 + \varepsilon_t = 0 \quad (48)$$

Dengan menyusun ulang persamaan di atas, diperoleh persamaan *reduced form* berikut:

$$\pi_t = \pi^* + \alpha E_{t-1} y_t + \beta E_{t-1} y_t^2 + \varepsilon_t$$

Dimana : (49)

$$\alpha = -\lambda\theta \text{ dan } \beta = -\frac{\lambda\theta\gamma}{2}$$

Tahapan selanjutnya adalah menghilangkan tanda ekspektasi. Berdasarkan kepada Ruge-Murcia (2002), nilai ekspektasi pada persamaan di atas dapat diganti dengan nilai aktual dengan membentuk *conditional mean* dan *conditional variance* dari *output gap*, sehingga diperoleh ekspresi persamaan sebagai berikut:

$$\pi_t = c + \alpha E_{t-1} y_t + \beta \sigma_{y,t}^2 + \varepsilon_t \quad (50)$$

Dimana  $E_{t-1} y_t$  adalah *conditional mean* dari *output gap*, dan  $\sigma_{y,t}^2$  merupakan *conditional variance* dari *output gap*. Rata-rata target inflasi  $\pi^*$  diasumsikan terdistribusi secara normal di sekitar konstanta  $c$ , dan  $\varepsilon_t$  merupakan *reduced form disturbance*.

### 3.3. Teknik Estimasi

Pada penelitian ini, pengujian empiris akan dilakukan menggunakan persamaan *reduced form* (3.9). Pengujian menggunakan *reduced form* (3.9) menimbulkan beberapa permasalahan, antara lain data ekspektasi dari *output gap* dan *conditional variance* tidak tersedia secara langsung. Oleh sebab itu diperlukan beberapa tahapan pengujian pendahuluan untuk mendapatkan nilai ekspektasi *output gap* (*conditional mean output gap*) serta *conditional variance* sebelum melakukan estimasi model *reduced form*.

Mempertimbangkan hal ini, maka pengujian empiris dilakukan dengan metode 2 step OLS. Tahapan *pertama* adalah menaksir *conditional mean* dan *conditional variance output gap*. Tahapan *kedua* adalah meregres model *reduced form* (3.9) menggunakan hasil estimasi pada tahapan pertama. Pengujian mula-mula akan dilakukan untuk periode sampel secara keseluruhan (*full sample*: 1990:1-2009:4). Selanjutnya periode estimasi akan dibedakan menjadi dua sub sampel yaitu sebelum independensi Bank Indonesia (1990:1-1999:4) dan sesudah independensi Bank Indonesia (2000:1-2009:4). Pembagian sub sampel ini bertujuan untuk melihat perbedaan derajat *time inconsistency* kebijakan moneter sebelum dan sesudah independensi Bank Indonesia.

#### **Estimasi Conditional Mean Output Gap**

Nilai ekspektasi dari *output gap* diestimasi dengan cara melakukan *smoothing* terhadap *output gap* dengan menggunakan metode deret waktu Box-Jenkins *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Metode ini sangat baik untuk meramalkan data yang mempunyai pola yang kurang jelas, karena tidak mengasumsikan bentuk pola data tertentu. ARIMA atau model Box Jenkins memfokuskan pada kombinasi prinsip-prinsip regresi dan metode pemulusan (*smoothing*). ARIMA (p,d,q) merupakan gabungan AR(p) dan MA (q), dimana p adalah ordo dari *autoregresif*, d adalah ordo integrasi, dan q merupakan ordo dari *moving average*. Pemilihan model ARIMA (p,d,q) atau ARMA (p,q) akan ditentukan oleh derajat integrasi atau stasioneritas dari *output gap*. Jika data *output gap* stasioner di level maka estimasi nilai ekspektasi *output gap* dilakukan dengan ARMA (p,q). Tetapi jika *output gap* terintegrasi pada *first difference* atau orde yang lebih tinggi, maka penaksiran akan dilakukan dengan ARIMA (p,d,q).

Untuk melakukan estimasi dengan model ARIMA, ada beberapa tahapan yang harus dilakukan. *Pertama*, melakukan identifikasi model berupa identifikasi derajat integrasi atau kestasioneran data dan identifikasi ordo ARIMA. *Kedua*, estimasi parameter dari model yang telah dipilih sesuai hasil identifikasi. *Ketiga*, *diagnostic checking* dan pemilihan model yang terbaik berdasarkan kepada beberapa kriteria: (i) koefisien yang signifikan secara statistik (dilihat dari t statistik dan atau p-valuenya), (ii) *error* yang random atau *white noise* (ditunjukkan oleh nilai Q statistik yang melebihi derajat kepercayaan 5% ( $Q \text{ statistic} > \alpha$ )), dan (iii) *standar error* regresi yang paling kecil.

### **Estimasi Conditional Variance Output Gap**

*Conditional variance output gap* akan diestimasi dengan menyusun suatu spesifikasi model menggunakan ARCH/GARCH. Dengan mengacu kepada Ruge-Murcia (2002), *conditional variance* akan ditaksir dengan meregresikan *output gap* terhadap lagnya. Sehingga variabel ini akan menjelaskan bagaimana *lag output gap* akan membantu memprediksi tingkat inflasi secara non linear. Tetapi pemodelan menggunakan ARCH/GARCH hanya valid pada *framework time series* dimana *output gap* adalah *conditionally heteroscedastic* atau jika  $\sigma_{y,t}^2$  berubah sepanjang waktu. Oleh karena itu sebelum menaksir *conditional variance* menggunakan ARCH/GARCH, terlebih dahulu akan dilakukan pengujian *langrange multiplier* (LM test) untuk mengetahui apakah model mengandung efek ARCH atau tidak. Jika LM test adalah signifikan atau terdapat efek ARCH, berarti model mengalami masalah heteroskedastisitas, sehingga pemodelan dengan ARCH/GARCH adalah valid.

## **IV. HASIL DAN ANALISIS**

### **4.1. Estimasi Conditional Mean Output gap**

Nilai ekspektasi dari *output gap* diperoleh dengan melakukan *smoothing* terhadap *output gap* menggunakan metode ARIMA (p,d,q), dimana p adalah ordo dari *autoregresif*, d adalah ordo integrasi, dan q merupakan ordo dari *moving average*. Data *output gap* yang digunakan adalah *output gap* yang diestimasi dengan metode Hodrick Prescott filter.

Berdasarkan hasil pengujian stationeritas diketahui bahwa *output gap* sudah stasioner di level (terintegrasi pada orde 0 I(0)), sehingga ordo d adalah 0 (d=0). Hal ini mengindikasikan bahwa model yang akan digunakan adalah *Autoregressive Moving Average* (ARMA). Selanjutnya untuk mendapatkan ordo maksimal p dan q (AR(p) dan MA(q)) akan dilihat dari banyaknya koefisien autokorelasi yang signifikan berbeda dari nol. Ordo maksimal AR(p) dilihat dari garis *partial autocorrelation*, sedangkan ordo maksimal MA(q) dilihat dari garis *autocorrelation*. Dari hasil pengujian diketahui bahwa ordo maksimal untuk AR adalah 1 dan ordo maksimal untuk MA adalah 3. Sehingga model yang akan diestimasi adalah ARMA (1,1), ARMA (1,2), dan ARMA (1,3). Hasil estimasi parameter dari model sesuai identifikasi disajikan pada Tabel 1.

Tahapan selanjutnya adalah menentukan model ARMA yang paling baik sesuai dengan kriteria yang telah disampaikan sebelumnya. Model terpilih adalah ARMA (1,1). Model ARMA (1,1) dipilih karena memiliki residual yang *white noise*. Dari ketiga spesifikasi model ARMA yang diuji, hanya ARMA (1,1) yang memiliki residual *white noise*. Oleh karena itu nilai *conditional mean output gap* akan diestimasi menggunakan *fitted value* ARMA (1,1).

**Tabel 1**  
**Hasil Regresi Model ARMA**

Model ARMA	Parameter	Nilai Estimasi Parameter	p-value dari T Rasio	Keterangan (S/TS*)	Probability Q				Standard Error
					5	10	15	20	
(1,1)	Constant	-0.052							
	AR(1)	0.668	0.001	S	0.119	0.350	0.094	0.305	2.196
	MA(1)	0.043	0.889	TS					
Constant	-0.052								
(1,2)	AR(1)	0.711	0.035	S	0.045	0.202	0.068	0.256	2.209
	MA(1)	0.016	0.971	TS					
	MA(2)	-0.077	0.780	TS					
(1,3)	Constant	0.007							
	AR(1)	-0.142	0.660	TS					2.097
	MA(1)	0.991	0.000	S	0.138	0.597	0.020	0.094	
	MA(2)	0.583	0.043	S					
	MA(3)	0.468	0.000	S					

\*S = Signifikan, TS = Tidak Signifikan

## 4.2. Estimasi Conditional Variance

*Conditional variance* ditaksir dengan meregresikan *output gap* terhadap lagnya. Dengan demikian variabel ini akan menjelaskan bagaimana *lag output gap* akan membantu memprediksi tingkat inflasi secara non linear. Tetapi prediksi ini hanya valid pada *framework time series* dimana *output gap* adalah *conditionally heteroscedastic* atau jika  $\sigma^2_{y,t}$  berubah sepanjang waktu. Jika  $\sigma^2_{y,t}$  konstan, maka koefisien  $\beta$  tidak akan teridentifikasi. Oleh karena itu sangat penting untuk menguji apakah *conditional variance* bersifat *time-varying*. Untuk keperluan tersebut, *output gap* diregresikan terhadap 4 lagnya menggunakan OLS. Selanjutnya dilakukan pengujian LM (*Langrange Multiplier*) untuk mendeteksi apakah model mengandung efek ARCH atau tidak. Jika terdapat efek ARCH maka hipotesis nol dengan *no conditional heteroscedastic* adalah ditolak. Sehingga penggunaan ARCH/GARCH adalah valid.

Hasil statistik uji F maupun TR2 memiliki p-value sebesar 0.013 dan 0.016 yang lebih kecil dari tingkat kepercayaan 5% mengindikasikan bahwa model mengandung efek ARCH. Dengan demikian pemodelan dengan metode ARCH/GARCH adalah valid. Selanjutnya *conditional variance* dari *output gap* akan diestimasi menggunakan GARCH (1,1), sebab sepanjang pengujian ARCH-LM adalah signifikan, maka koefisien dengan pemodelan GARCH (1,1) adalah lebih baik.

Tahapan berikutnya adalah melakukan pengujian efek ARCH dari model GARCH (1,1) untuk mengetahui apakah spesifikasi model yang digunakan telah mampu menangkap seluruh efek ARCH dari *output gap*. Tabel 2 memperlihatkan hasil pengujian efek ARCH menggunakan OLS dan GARCH (1,1).

Metode Estimasi	Indikator Pengujian	Nilai	p-value	Keterangan
OLS	F-statistic	3.423	0.013	Ada efek ARCH
	Obs*R-squared	12.217	0.016	Ada efek ARCH
GARCH (1,1)	F-statistic	0.534	0.711	Tidak ada efek ARCH
	Obs*R-squared	2.225	0.694	Tidak ada efek ARCH

\*S = Signifikan, TS = Tidak Signifikan

Hasil pengujian memperlihatkan bahwa residual sudah tidak mengandung efek ARCH lagi yang berarti bahwa model sudah dapat menangkap seluruh masalah heteroskedastisitas pada *output gap*. Dengan demikian *conditional variance output gap* sudah dapat ditaksir dengan menggunakan GARCH (1,1).

### 4.3. Uji Stasioneritas

Suatu teknik modern untuk mendeteksi stasioneritas adalah dengan melakukan uji akar unit. Salah satu pengujian yang populer adalah uji stasioner Augmented Dickey Fuller (ADF test). Kerangka kerja yang digunakan pada pengujian ini adalah dengan membandingkan nilai statistik uji yang diperoleh dengan nilai kritis dari tabel. Hipotesis null bahwa series memiliki *unit root* akan ditolak jika nilai statistik uji yang diperoleh lebih besar (secara absolut) dari nilai kritis tabel. Pada penelitian ini akan digunakan uji *unit root* menggunakan ADF test untuk mengetahui tingkat stasioneritas masing-masing variabel yang digunakan. Untuk melengkapi pengujian stasioneritas menggunakan *Augmented Dickey Fuller*, pengujian *unit root* juga dilakukan menggunakan Philips Peron. Hal ini disebabkan karena terjadinya *structural break* pada perekonomian Indonesia periode sebelum independensi Bank Indonesia, yaitu tahun 1997:3 sampai 1998:3. Jika perekonomian mengalami *structural break*, maka hasil pengujian stasioneritas menggunakan Philip Peron adalah lebih baik. Berikut adalah ringkasan hasil uji stasioner menggunakan ADF dan Philip Peron.

Kedua metode pengujian memberikan kesimpulan yang sama, yaitu semua *series* terintegrasi pada derajat yang sama, dimana semua variabel yang digunakan stasioner di level. Sehingga pengujian *time series* yang mensyaratkan data harus stasioner sudah terpenuhi.

**Tabel 3**  
**Pengujian Stasioneritas *Augmented Dickey Fuller* (ADF Test) dan Philip Peron(PP Test)**

Periode Sampel	Variabel	t-statistic ADF test	Adj. t-stat PP test	Keterangan
Full sampel (1990:1-2009:4)	Inflasi	-5.095**	-3.125*	Stasioner
	<i>Output gap</i>	-3.787**	-3.790**	Stasioner
	Ekspektasi <i>Output gap</i>	-3.895**	-3.942**	Stasioner
	<i>Conditional Variance Output gap</i>	-6.516**	-6.702**	Stasioner
Sebelum Independensi Bank Indonesia (1991:1- 1999:4)	Inflasi	-3.526*	-3.497*	Stasioner
	<i>Output gap</i>	-2.382*	-2.401*	Stasioner
	Ekspektasi <i>Output gap</i>	-2.544**	-2.541**	Stasioner
	<i>Conditional Variance Output gap</i>	-4.432**	-4.475**	Stasioner
Setelah Independensi Bank Indonesia (2000:1-2009:4)	Inflasi	-3.771**	-3.066*	Stasioner
	<i>Output gap</i>	-2.873**	-2.591*	Stasioner
	Ekspektasi <i>Output gap</i>	-4.253*	-4.444**	Stasioner
	<i>Conditional Variance Output gap</i>	-6.65**	-6.691**	Stasioner

\*\* dan \* menunjukkan tingkat signifikansi penolakan hipotesis null bahwa data mengandung unit root pada level kepercayaan 1% dan 5%

#### 4.4. Pengujian Empiris

##### *Hasil Estimasi*

Pengujian empiris dilakukan menggunakan *reduced form* (3.9). Tetapi karena terjadinya *structural break* pada perekonomian Indonesia yang disebabkan oleh krisis ekonomi tahun 1997, maka variabel *dummy* krisis akan ditambahkan ke *reduced form* untuk periode pengujian sampel secara keseluruhan (*full sample*) dan periode sebelum independensi Bank Indonesia. Nilai variabel *dummy* adalah 1 pada saat krisis dan 0 pada saat tidak krisis. Dengan demikian spesifikasi model yang digunakan untuk periode pengujian keseluruhan sampel (*full sample*) dan periode sebelum independensi adalah sebagai berikut:

$$\pi_t = c + \alpha E_{t-1}y_t + \beta \sigma_{y,t}^2 + \delta dkrisis + \varepsilon_t \quad (51)$$

Sedangkan untuk periode setelah independensi Bank Indonesia menggunakan model *reduced form* tanpa *dummy* sebagai berikut:

$$\pi_t = c + \alpha E_{t-1}y_t + \beta \sigma_{y,t}^2 + \varepsilon_t \quad (52)$$

Untuk mengoreksi masalah heteroskedastisitas dan autokorelasi pada *error term*, maka pada pengujian ini digunakan estimator Newey-West untuk menghitung *standard error* pada matriks kovarian (Greene, 2008).

Periode	Koefisien			
	C	$\alpha$	$\beta$	$\Delta$
Full Sampel (1991:1-2009:4)	7.703** (0.941)	-1.660 (0.980)	0.010** (0.001)	29.372** (8.823)
Sebelum Independensi (1991:1-1999:4)	7.832** (1.494)	-2.228** (1.053)	0.004** (0.001)	33.004** (3.765)
Setelah Independensi (2000:1-2009:4)	7.766** (1.083)	1.785 (1.204)	0.064 (0.060)	-

Angka dalam kurung adalah standard error  
\*\* dan \* menunjukkan tingkat signifikansi pada derajat kepercayaan masing-masing 1% dan 5%

### ***Time Inconsistency Kebijakan Moneter dengan Asymmetric Preference***

Hasil pengujian menunjukkan bahwa pada periode sebelum independensi, Bank Indonesia menghadapi masalah *time inconsistency* kebijakan moneter. Hal ini terlihat dari signifikannya koefisien  $\beta$ . Koefisien  $\beta$  yang signifikan mengindikasikan bahwa parameter kunci  $\gamma$  yang merupakan parameter *asymmetric preference* adalah signifikan berbeda dari nol. Sehingga dapat dikatakan bahwa preferensi kebijakan moneter Bank Indonesia pada periode sebelum independensi adalah bersifat asimetri terhadap *output gap*. Terdeteksinya keberadaan parameter *asymmetric preference* mengindikasikan bahwa otoritas moneter memiliki preferensi kebijakan yang bersifat asimetri dalam merespon kondisi perekonomian yang mengalami resesi dan *boom*. Artinya Bank Indonesia memberikan bobot kebijakan dan perlakuan yang berbeda dalam merespon kondisi perekonomian yang sedang kontraksi (*output gap* negatif) dan ekspansi (*output gap* positif).

Nilai  $\beta > 0$  mengimplikasikan parameter *asymmetric preference*  $\gamma < 0$  (karena  $\lambda$  dan  $\theta > 0$ ). Kondisi ini berarti bahwa Bank Indonesia pada periode sebelum independensi tidaklah bersifat *indifferent* antara *output gap* negatif dan *output gap* positif. *Output gap* negatif relatif lebih tidak disukai daripada *output gap* positif. Sehingga otoritas moneter memiliki insentif untuk memberikan bobot kebijakan yang lebih besar terhadap deviasi negatif output dari nilai potensialnya (*output gap* negatif) daripada ketika perekonomian mengalami deviasi positif (*output gap* positif). Atau dengan kata lain dapat dikatakan bahwa Bank Indonesia lebih fokus pada *output gap* pada masa resesi.

Hal ini dapat dimaklumi, karena pada saat perekonomian mengalami kontraksi dalam arti terjadinya *output gap* negatif, maka dengan mengacu kepada fungsi kerugian bank sentral



yang berbentuk linex, kerugian bank sentral akan meningkat secara eksponensial. Sementara pada saat *boom* dimana terjadi *output gap* positif, kerugian bank sentral dalam konteks fungsi linex hanya meningkat secara linear. Dengan demikian bank sentral memiliki insentif untuk lebih fokus pada *output gap* pada masa resesi untuk menstimulus pertumbuhan ekonomi jangka pendek dalam upaya untuk meminimalkan kerugiannya. Kondisi ini mengindikasikan bahwa otoritas moneter memiliki preferensi yang asimetri (*asymmetric central bank preference*) terhadap *output gap*, dengan memberikan bobot kebijakan yang lebih besar terhadap *output gap* negatif dari pada *output gap* positif. Tetapi tindakan tersebut sangat inflasioner, karena dalam jangka panjang kebijakan moneter diyakini tidak dapat mempengaruhi pertumbuhan ekonomi. Akibatnya *output* tetap berada pada level mula-mula, sedangkan inflasi melaju lebih tinggi.

Kondisi ini diduga memiliki relevansi yang kuat dengan potret kebijakan moneter sebelum independensi. Dimana pada periode ini, berdasarkan kepada Undang-Undang No.13 Tahun 1968 tentang Bank Sentral, Bank Indonesia memiliki tujuan yang beragam (*multiple objective*), yaitu: *pertama*, mengatur, menjaga, dan memelihara stabilitas rupiah, dan *kedua*, mendorong kelancaran produksi dan pembangunan serta memperluas kesempatan kerja guna meningkatkan taraf hidup rakyat. Pencapaian tujuan-tujuan tersebut tidak selalu sejalan dan seringkali saling tumpang tindih. Dengan tujuan ganda tersebut, preferensi kebijakan moneter Bank Indonesia bersifat asimetri terhadap *output gap*, karena selain menjaga stabilitas harga, bank Indonesia juga berperan sebagai agen pembangunan, yang berkewajiban menyediakan lapangan kerja. Sehingga ketika perekonomian mengalami kelesuan, Bank Indonesia memiliki insentif untuk melakukan akomodasi kebijakan untuk menambah kesempatan kerja dan menstimulus *output*, sehingga berpotensi mengorbankan tujuan stabilitas harga. Dengan adanya penyesuaian-penyesuaian kebijakan yang dilakukan oleh otoritas moneter dalam merespon kondisi perekonomian yang sedang terjadi, mencerminkan kebijakan moneter Bank Indonesia bersifat diskresi dan *time inconsistent*.

Penemuan ini menguatkan penelitian sebelumnya yang dilakukan oleh Budiyanti (2009) yang menemukan bahwa pada periode sebelum krisis (1990-1997) Bank Indonesia menghadapi masalah *time inconsistency* jangka pendek dan jangka panjang. Hasil penelitian juga konsisten dengan Goeltom (2005) yang menyatakan bahwa kebijakan moneter Bank Indonesia periode 1990-2003 masih menghadapi masalah *time inconsistency*, yang terlihat dari kebijakan moneter yang kadang terlalu ketat (*too tight*) dan kadang terlalu longgar (*too loose*).

Beralih ke sub sampel setelah independensi Bank Indonesia, masalah *time inconsistency* kebijakan moneter pada periode ini sudah tidak terdeteksi lagi, yang terlihat dari nilai koefisien  $\beta$  yang sudah tidak signifikan secara statistik. Koefisien  $\beta$  yang tidak signifikan mengimplikasikan bahwa parameter *asymmetric preference* ( $\gamma$ ) adalah sama dengan nol. Artinya preferensi kebijakan moneter Bank Indonesia adalah bersifat simetri (*symmetric central bank preference*) terhadap *output gap* (positif dan negatif). Dengan kata lain dapat dikatakan bahwa Bank

Indonesia adalah *indifferent* antara *output gap* positif dan *output gap* negatif. Preferensi yang simetri terhadap *output gap* mencerminkan kebijakan moneter yang konsisten dan komit dalam mencapai tujuan inflasi yang rendah, dengan mengurangi unsur diskresi dalam merespon kondisi perekonomian yang sedang terjadi (*boom* atau *resesi*). Dengan demikian kebijakan moneter pada periode sesudah independensi Bank Indonesia sudah bersifat simetri dan konsisten pada tujuan mencapai inflasi yang rendah.

Penemuan ini diduga memiliki relevansi yang kuat dengan status independensi Bank Indonesia. Independensi Bank Indonesia ditandai dengan lahirnya undang-undang yang secara tegas mensyaratkan kebijakan moneter untuk fokus pada pencapaian tujuan stabilitas harga sebagai tujuan tunggal kebijakan moneter, dengan mengabaikan intervensi dari pihak lain. Kebijakan dengan preferensi yang sudah simetri pada periode ini juga memperlihatkan membaiknya kinerja kebijakan moneter menggunakan kerangka kerja *inflation targeting*. Dengan demikian preferensi kebijakan moneter adalah bersifat simetri dan fokus pada inflasi yang rendah, sehingga unsur akomodatif dapat dikurangi dan masalah *temporal inconsistency* dapat dihindari. Temuan ini sesuai dengan Rogoff (1985) yang menyatakan bahwa untuk mengatasi masalah *time inconsistency*, maka kebijakan moneter harus didelegasikan kepada bank sentral yang independen dan konservatif. Bank sentral yang konservatif adalah bank sentral yang lebih menyukai inflasi yang rendah (*inflation averse*).

Seperti yang telah diuraikan sebelumnya bahwa *time inconsistency* berkaitan erat dengan kredibilitas kebijakan moneter (Goeltom, 2005). Semakin konsisten kebijakan moneter, maka akan semakin kredibel kebijakan tersebut dalam persepsi agen ekonomi. Hasil pengujian empiris yang menemukan bahwa kebijakan moneter periode setelah independensi yang sudah *time consistent*, dalam kenyataannya juga diikuti oleh peningkatan kredibilitas kebijakan moneter Bank Indonesia. Harmanta (2009) melaporkan bahwa kredibilitas kebijakan moneter Bank Indonesia mengalami peningkatan pasca penerapan ITF, meskipun belum sepenuhnya kredibel (*imperfect credibility*). Hal ini dapat dimaklumi mengingat penerapan ITF secara penuh yang masih relatif singkat.

### **Pengaruh Output Gap terhadap Inflasi**

Hasil pengujian memperlihatkan bahwa pengaruh *output gap* terhadap inflasi adalah negatif signifikan pada periode sebelum independensi. Artinya, semakin lebar *output gap*, maka inflasi semakin rendah, sebaliknya semakin kecil *gap* antara *output* aktual dengan potensialnya, maka inflasi akan semakin tinggi. Dalam konteks kebijakan moneter yang bersifat *time inconsistent* dengan preferensi kebijakan moneter yang bersifat asimetri, otoritas moneter memberikan bobot kebijakan yang lebih besar terhadap *output gap* negatif. Kondisi ini menunjukkan bahwa ketika deviasi *output* dari potensialnya adalah negatif, maka akan direspon oleh kebijakan moneter yang ekspansif untuk mendorong *output* kembali ke potensialnya atau setidaknya untuk memperkecil *gap* negatif tersebut. Tentu saja kebijakan ekspansif ini akan mendorong

laju inflasi menjadi lebih tinggi. Akibatnya, preferensi bank sentral yang bersifat asimetri akan menyebabkan semakin besarnya tekanan *output gap* negatif dalam mendorong laju inflasi.

Hasil pengujian juga mengindikasikan bahwa pengaruh *output gap* terhadap inflasi adalah bersifat non linear. Hal ini merefleksikan kurva Philips di Indonesia yang tidak linear sesuai dengan Solikin (2004). Bukti yang kuat tentang adanya ketidaklinieran kurva Phillips juga ditemukan pada hasil penelitian Laxton et al. (1995), Clark et al. (1996), Debelle dan Laxton (1997), dan Fisher et al. (1997)<sup>2</sup>. (Solikin, 2004) melaporkan bahwa ketidaklinieran (*non-linearity*) tersebut antara lain disebabkan oleh adanya keterbatasan kapasitas (*capacity constraints*) tercermin pada lebih kuatnya pengaruh *shocks* kelebihan permintaan (*excess demand*) dalam mendorong inflasi dari pada *shocks* kelebihan penawaran (*excess supply*) dalam meredam inflasi.

Sementara itu pada periode setelah independensi Bank Indonesia, pengaruh *output gap* terhadap inflasi sudah tidak terlihat lagi, yang dijelaskan oleh koefisien  $\alpha$  yang sudah tidak signifikan secara statistik. Hal ini diduga disebabkan karena semakin berkurangnya preferensi kebijakan moneter terhadap *stabilisasi output* ( $\lambda$ ) dalam kerangka kerja *inflation targeting*. Kondisi ini menjelaskan bahwa dalam kebijakan moneter dengan adanya komitmen maka tingkat inflasi akan independen dari tekanan *output gap*. Temuan ini mengindikasikan adanya perubahan perilaku kurva Philips di Indonesia sesuai dengan Solikin (2004). Solikin (2004) menemukan bahwa keberadaan dan perilaku kurva Philips mengalami perubahan dari waktu ke waktu, sejalan dengan perubahan struktur fundamental perekonomian. Secara khusus, penelitian Solikin melaporkan bahwa pola pembentukan ekspektasi dan linieritas dalam kurva Phillips mengalami perbedaan (perubahan) yang signifikan antara periode sebelum dan sesudah krisis.

Koefisien  $\alpha$  dan  $\beta$  yang tidak signifikan merefleksikan Bank Indonesia sebagai bank sentral yang semakin konservatif (*hawkish central bank*). Tingkat konservatisme bank sentral menurut Rogoff (1985) dapat dijelaskan oleh parameter  $\lambda$  dan  $\gamma$ . Bank sentral yang konservatif ditandai dengan semakin berkurangnya preferensi kebijakan moneter terhadap stabilisasi *output* ( $\lambda$  yang semakin kecil) dan preferensi kebijakan moneter yang semakin simetri ( $\gamma$  semakin rendah).

## **Inflasi**

Hasil pengujian menunjukkan bahwa pencapaian inflasi secara rata-rata pada periode setelah independensi adalah lebih rendah dari pada rata-rata inflasi periode sebelum independensi. Dimana jika tidak ada faktor lain yang mempengaruhi, tingkat inflasi periode sebelum independensi adalah 7.77%, lebih rendah dibandingkan dengan periode sebelum independensi yang sebesar 7.83%. Tetapi pencapaian inflasi tidak terlalu menggembirakan, karena hanya mengalami penurunan yang sangat kecil. Hal ini mencerminkan lambannya proses penurunan inflasi di Indonesia. Beberapa penelitian sebelumnya juga melaporkan hal serupa, dimana proses penurunan inflasi menuju target yang diumumkan oleh otoritas moneter dinilai lamban.

2 Lihat Solikin (2004). Kurva Philips dan Perubahan Struktural di Indonesia: Keberadaan, Linearitas, dan Pembentukan Ekspektasi

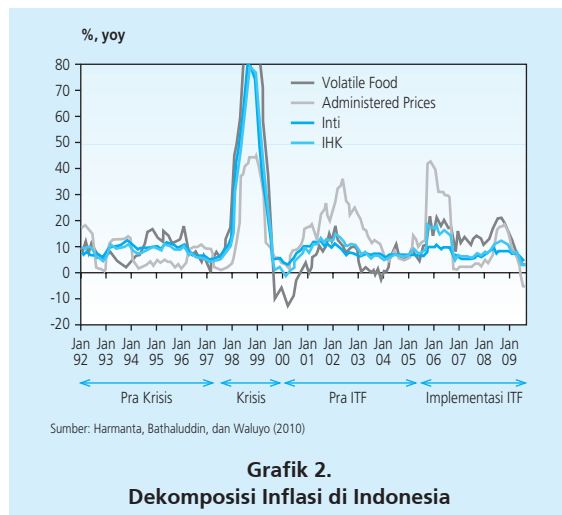
Harmanta (2009) melaporkan lambannya proses penurunan inflasi di Indonesia disebabkan oleh kebijakan moneter yang belum sepenuhnya kredibel (*imperfect credibility*). Rendahnya kredibilitas kebijakan moneter mendorong masyarakat membentuk ekspektasi inflasi yang lebih tinggi sehingga inflasi aktual melebihi target yang diumumkan oleh otoritas moneter. Tabel 5.6 memperlihatkan nilai ekspektasi inflasi masyarakat selalu lebih tinggi daripada target yang diumumkan, kecuali pada tahun 2003 dan 2007 dimana ekspektasi inflasi adalah lebih rendah daripada target.

**Tabel 5**  
**Target, Ekspektasi, dan Inflasi Aktual (IHK)**

Tahun	Target IHK	Ekspektasi IHK	IHK Aktual
2000	6.00	10.61	9.35
2001	7.25	14.29	12.55
2002	9.50	12.12	10.03
2003	9.00	8.04	5.06
2004	5.50	7.38	6.40
2005	6.00	9.75	17.10
2006	8.00	9.20	6.60
2007	6.00	7.47	6.60
2008	5.00	7.75	11.06
2009	4.00	4.90	2.78

Sumber: Harmanta, Bathaluddin, dan Waluyo (2010)

Inflasi yang diukur berdasarkan kepada IHK pada dasarnya dibentuk oleh 3 komponen, yaitu inflasi inti (*core inflation*), *administered prices*, dan *volatile foods*. Grafik 5.1 berikut menggambarkan dekomposisi inflasi di Indonesia untuk periode pra krisis, periode krisis, pra ITF dan periode implementasi ITF secara penuh.



Dari Grafik terlihat bahwa komponen inflasi yang bersumber dari *administered prices* dan *volatile food* cenderung lebih berfluktuasi dibandingkan dengan inflasi inti. Inflasi inti relatif lebih stabil dan menunjukkan kecenderungan yang sedikit menurun pada periode setelah independensi Bank Indonesia (pra ITF dan implementasi ITF) jika dibandingkan dengan periode sebelumnya. Dari ketiga komponen tersebut, hanya inflasi inti yang dapat dikendalikan oleh kebijakan moneter, sedangkan *administered prices* merupakan harga beberapa komoditi strategis yang diatur oleh pemerintah, seperti harga BBM, listrik, LPG dan sebagainya. Sementara itu tekanan inflasi yang bersumber dari *volatile food* lebih ditentukan kelenturan sisi *supply* yang sangat rentan terhadap fenomena alam seperti perubahan iklim, gagal panen, bencana alam dan sebagainya.

Periode	IHK	Inflasi Inti	<i>Volatile Food</i>	<i>Adminis-tered Price</i>
Pra Krisis (1992:1-1997:12)	8.08	8.50	9.13	6.91
Pra ITF (2000:1-2005:6)	7.94	7.69	4.47	14.96
Pasca ITF (2005:7-2009:8)	9.75	7.41	14.18	13.33
Total (excl. krisis)	8.47	7.93	8.84	11.44

Sumber: Harmanta, Bathaluddin, dan Waluyo (2010)

Tabel 4.6 memberikan gambaran yang tidak jauh berbeda dengan Grafik 4.1. Inflasi periode setelah independensi (pra ITF dan pasca ITF) didominasi oleh inflasi yang tidak bisa dikendalikan oleh kebijakan moneter (*administered price* dan *volatile food*). Besarnya pengaruh *administered prices* dan *volatile foods* dalam pencapaian kinerja inflasi pada periode setelah independensi Bank Indonesia menyumbang inflasi yang cukup signifikan pada periode ini, seperti (i) rencana pengurangan subsidi dan penyesuaian harga komoditas strategis (BBM, listrik, LPG, dan sebagainya) menuju mekanisme pasar dan (ii) sering terjadinya gangguan pasokan dan distribusi komoditas pokok (beras, gula, gandum, cabe, semen, bumbu-bumbuan, dan lain-lain). Sedangkan untuk inflasi yang dapat dikendalikan oleh kebijakan moneter (inflasi inti) memperlihatkan kecenderungan yang semakin menurun dibandingkan dengan periode sebelum independensi (pra krisis). Hal ini memperlihatkan kinerja kebijakan moneter yang semakin baik pada periode setelah independensi Bank Indonesia, dan komit pada tujuan tunggal mencapai stabilitas harga.

## V. KESIMPULAN

Penelitian ini memberikan beberapa kesimpulan, *pertama*, kebijakan moneter Bank Indonesia periode sebelum independensi mendeteksi adanya parameter *asymmetric preference* yang mengindikasikan adanya masalah *time inconsistency* dengan preferensi kebijakan moneter

yang bersifat asimetri terhadap *output gap*, sedangkan pada periode setelah independensi, kebijakan moneter sudah *time consistent* dengan preferensi kebijakan moneter yang simetri. *Kedua*, kebijakan moneter yang *time inconsistent* pada periode sebelum independensi menyebabkan besarnya tekanan *output gap* negatif terhadap inflasi, sedangkan kebijakan moneter yang konsisten setelah independensi telah mampu menghilangkan pengaruh *output gap* terhadap inflasi. *Ketiga*, penerapan ITF yang konsisten pada periode setelah independensi telah mampu mengarahkan pencapaian inflasi pada tingkat yang lebih rendah, meskipun proses penurunannya terkesan lamban dan belum sesuai dengan yang diharapkan.

Ketiga kesimpulan di atas memiliki beberapa implikasi, *pertama*, perlunya Bank Indonesia untuk meningkatkan konsistensi. Berkaitan dengan fakta empiris yang telah disampaikan, maka efektivitas pencapaian sasaran akhir kebijakan moneter dengan sasaran tunggal stabilitas harga akan sangat bergantung pada sejauh mana komitmen Bank Indonesia untuk menghindari masalah *temporal inconsistency* dalam mengupayakan perkembangan inflasi yang rendah dan stabil. Kebijakan moneter sebaiknya dilakukan dengan lebih konsisten berdasarkan kepada *rule* yang jelas dan mengurangi unsur akomodatif (diskresi). Kebijakan moneter yang konsisten dengan ITF terbukti telah mampu menurunkan inflasi, meskipun pencapaian inflasi belum terlalu memuaskan. Untuk lebih meningkatkan kepercayaan masyarakat terhadap reputasi Bank Indonesia, maka Bank Indonesia perlu semakin meningkatkan konsistensi kebijakan moneter yang komit kepada tujuan tunggal mencapai stabilitas harga. Implikasi *kedua* adalah perlunya meningkatkan koordinasi. Mengingat tidak semua komponen inflasi dapat dipengaruhi oleh kebijakan moneter (*administered prices* dan *volatile food*), maka perlu koordinasi yang selaras antara kebijakan moneter dengan kebijakan pemerintah lainnya untuk mengurangi tekanan inflasi yang bersumber dari *administered prices* dan *supply constraint*. Oleh karena itu koordinasi yang telah terjalin antara pemerintah dengan Bank Indonesia selama ini perlu semakin ditingkatkan guna mencapai tujuan stabilitas harga. Di samping untuk meminimalkan besarnya tekanan inflasi yang berasal dari kenaikan *administered prices* dan *volatile foods*, koordinasi kebijakan sangat penting untuk penguatan sinergi dalam pengelolaan ekonomi secara keseluruhan. Implikasi *ketiga* adalah perlunya meningkatkan komunikasi. Pengelolaan ekspektasi inflasi sangat penting dalam kerangka kerja kebijakan moneter yang baru (*inflation targeting framework*), mengingat besarnya pengaruh ekspektasi inflasi sebagai faktor penyebab inflasi. Karena pola pembentukan ekspektasi inflasi masyarakat yang masih dominan bersifat *backward looking*, maka kebijakan moneter yang lebih transparan dibutuhkan untuk mengurangi adanya asimetri informasi antara Bank Indonesia dan agen ekonomi. Bank Indonesia perlu meningkatkan komunikasi kebijakan moneter, agar bisa mengarahkan pola pembentukan ekspektasi masyarakat menjadi bersifat antisipatif (*forward looking*) sesuai dengan yang disyaratkan oleh kerangka kerja *inflation targeting*. Tujuan utama dari penguatan strategi komunikasi ini adalah untuk membantu secara bertahap menurunkan dan mengarahkan ekspektasi inflasi di masyarakat ke sasaran inflasi yang telah ditetapkan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Alamsyah, Halim, 2008, *Persistensi Inflasi dan Dampaknya terhadap Pilihan dan Respon Kebijakan Moneter di Indonesia*. Disertasi. FEUI.
- Bank Indonesia. *Laporan Tahunan* (Beberapa Periode).
- Barro. RJ dan Gordon D., 1983. Rules, Discretion and Reputation in a Model of monetary Policy. *NBER Working Paper*.
- Bofinger, Peter., 2001. *Monetary Policy: Goals, Institution, Strategies and Instrument*. Oxford University Press.
- Budiyanti, Eka. 2009. *Time Inconsistency dalam Kebijakan Moneter Kasus Indonesia: Sebelum dan Sesudah Krisis*. Tesis. FEUI.
- Cukierman, Alex, 2000. *The Inflation Bias Result Revisited*. Tel-Aviv University.
- Goeltom, Miranda S, 2005. Perspectives of Time Consistency and Credibility in Monetary Policy: The Case of Indonesia. Paper for Bank Indonesia International Conference on Marrying Time Consistence in Monetary Policy with Financial Stability. Dalam *Essay in Macroeconomic Policy: The Indonesian Experience*. Gramedia Pustaka Utama. Jakarta
- Gredig, Fabián, 2007. Asymmetric Monetary Policy Rules and The Achievement of The Inflation Target: The Case of Chile. *Gerencia De Investigación Económica*, Banco Central De Chile.
- Greene, William H. 2008. *Econometric Analysis*. 6th Edition. Pearson International Edition. Pearson Education.
- Harmanta, M. Barik Bathaluddin, dan Jati Waluyo, 2010, *Inflation Targeting under Imperfect Credibility based on ARIMBI (Aggregate Rational Inflation – Targeting Model for Bank Indonesia); Lessons from Indonesian Experience*. Economic Research Bureau Bank Indonesia.
- Harmanta, 2009, *Kredibilitas Kebijakan Moneter dan Dampaknya Terhadap Persistensi Inflasi dan Strategi Disinflasi di Indonesia: Dengan Model DSGE*. Disertasi. FEUI.
- Ikeda, Taro, 2009, *The Time-Varying Preference of Monetary Policy in The Euro Area: Evaluation with An Asymmetric Loss Function*. Graduate School of Economics, Kobe University. Kobe. Japan.

- Ireland, Peter N., 1998, Does The Time-Consistency Problem Explain The Behavior of Inflation in The United States? *Working Paper in Economic*. Economics Department Boston College.
- Kim, Sokwon dan Seo, Byeongseon, 2007, Nonlinear Monetary Policy Reaction with Asymmetric Central Bank Preferences: Some Evidence for Korea. *Hitotsubashi Journal of Economics* 49 (2008). Hitotsubashi University.
- Kydland, F dan Prescott E., 1977, Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*.
- Mc Callum, 1997, Crucial Issues Concerning Central Bank Independence, *Journal of Monetary Economics*.
- Nachrowi, D.N, dan Usman, Hardius, 2006, *Pendekatan Populer dan Praktis Ekonometrika Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Lembaga Penerbit Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Ozlale, Umit dan Ozkan Kivilcim M., 2003, Does The Time Inconsistency Problem Apply for Turkish Monetary Policy? *Discussion Paper, Turkish Economic Association*.
- Revenna F., 2005, *Inflation Targeting with Limited Policy Credibility*. University of California-Santa Cruz April.
- Rogoff, Kenneth, 1985, The Optimal degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Ruge-Murcia, Francisco J., 2002, Does The Barro Gordon Model Explain The Behavior of The US Inflation? A Reexamination of The Empirical Evidence. *Journal of Monetary Economics* 50 (2003). Elsevier.
- Sachida, Adolfo. Divino, Jose A dan Cajueiro, Daniel O., 2005, Inflation, Unemployment, and The Time Inconsistency of The US Monetary Policy. *Working Paper Series Department of Economics and Finance, The University of Texas Pan American* No.09/2007.
- Solikin, 2005, *Fluktuasi Makroekonomi dan Kebijakan Moneter yang (Sub)Optimal: Studi Kasus di Indonesia*. Disertasi. FEUI.
- \_\_\_\_\_, 2004, Kurva Philips dan Perubahan Struktural di Indonesia: Keberadaan, Linearitas, dan Pembentukan Ekspektasi. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan (Maret)*. Bank Indonesia.
- Solikin dan I Sugema, 2004, Rigiditas Harga Upah dan Implikasinya pada Kebijakan Moneter di Indonesia. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan* Vol.7 No.2.
- Tambakis, Demosthenes N., 2004, *Inflation Bias With A Convex Short-Run Phillips Curve and No Time-Inconsistency*. Pembroke College. Cambridge.



Tjahjono, Endy Dwi, Munandar H, dan Waluyo J., 2010, Revisiting Estimasi Potential Output dan Output Gap Indonesia: Pendekatan Fungsi Produksi berbasis Model. *Working Paper Bank Indonesia. WPI/02/2010.*

Walsh, Carl E., 2000, *Monetary Policy and Theory*. MIT Press.

Warjiyo, Perry dan Solikin, 2004, Kebijakan Moneter, dalam *Bank Indonesia Bank Sentral Republik Indonesia: Sebuah Pengantar*. Editor: Perry Warjiyo, Pusat Pendidikan dan Studi Kebanksentralan. Bank Indonesia.

Warjiyo, Perry, 2011 dan 2005, *Modul Kuliah Ekonomi Moneter dan Perbankan*. Program Pascasarjana Ilmu Ekonomi. FEUI.

Yanuarti, Tri , 2007, Persistensi Inflasi di Indonesia. *Working Paper Bank Indonesia.*

\_\_\_\_\_, 2007, Has Inflation Persistence in Indonesia Changed?. *Working Paper, Bank Indonesia.*