

**MODEL AUTOREGRESIF ANALISIS KAUSALITAS ANTARA  
JUMLAH UANG BEREDAR DAN TINGKAT PENDAPATAN  
NASIONAL : STUDI KASUS INDONESIA-THAILAND**

**Aliman<sup>\*)</sup>**

**Alumni Universitas Gadjah Mada**

**ABSTRACT**

In his paper, Cheng Hsiao developed a statistical technique to developing Granger's testing of causality. A sequential method based Akaike's Final Prediction-Error criterion and Granger's concept of causality to multiple autoregressions is suggested. The method not only allows each variabel to enter the equation with a different time lag but also provides a reasonably powerful test of exogenety or causality. In latest development, the Hsiao method developed named Final Prediction-Error Criteria of Hsiao.

In this paper, the Hsiao method is applied to Indonesian dan Thailand Money (M0, M1 and M2) and nominal GDP (national income) data. It is found bivariate feedback model between M0, M1 and M2 with national income. Moreover, testing of causality in Indonesian and Thailand between M0 (money based) and national income finds strongly and certainly unidirectional causality from national income to M0. M1 and national income, in Indonesian and Thailand made a different result. In Indonesian, between M1 with national income finds unidirectional causality from national income to M1 (narrow money), while in Thailand, create unidirectional causality from M1 to national income. Between M2 and national income, also in Indonesian and Thailand made a different result. In Indonesian, between M2 with national finds unidirectional causality from M2 (broad money) to national income, while in Thailand, create unidirectional causality from national income to M2.

---

<sup>\*)</sup> Penulis mengucapkan terima kasih kepada Bapak Dr. Insukindro, M.A. atas komentar dan dorongan dalam penulisan paper ini. Terima kasih puia penuhiis ucapkan kepada Bapak Dn. A. Budi Pumomo Br. MA. atas diskusi dan sarannya.

## 1. PENDAHULUAN

Akhir-akhir ini, diskusi mengenai hubungan timbal-balik (causality) antara dua variabel semakin menarik. Terlebih lagi apabila dihubungkan dengan analisis model dinamis, karena analisis kausalitas yang notabene merupakan analisis runtun waktu (time series) jangka pendek, ternyata dapat dihubungkan dengan analisis keseimbangan jangka panjang.

Dalam analisis ekonometrika, penelitian mengenai kausalitas antara variabel-variabel ekonomi bagaikan dua sisi keping mata uang, sehingga tidak mengherankan apabila kontribusi Granger (1969) tentang definisi kausalitas dalam konteks analisis time-series merupakan sumbangan besar, terutama bagi para teoritis dan praktisi ekonometrika. Konsep kausalitas Granger ini dikenal pula sebagai konsep kausalitas sejati atau konsep prediktabilitas (predictability concept), di mana masa lalu dapat mempengaruhi masa kini atau masa datang, akan tetapi masa kini atau masa datang tidak mempengaruhi masa lalu (Dumairy, 1987, hal. 4). Granger (1969) menyatakan variabel X dikatakan menyebabkan Y, apabila penyertaan nilai-nilai masa lalu X dapat menghasilkan prakiraan yang lebih baik akan Y, dibandingkan jika X tidak digunakan (lihat: Granger, 1969; Kwon, 1979, hal. 18; Feige dan Pearce, 1979, hal. 521; Guilkey dan Salemi, 1982, hal. 217; Dumairy, 1987, hal. 4; Ramanathan, 1992, hal. 530; Wantara, 1996, hal. 4 dan Thomas, 1997, hal. 461).

Definisi kausalitas Granger di atas adalah berbeda dengan konsepsi tradisional, namun demikian definisi kausalitas Granger tersebut mempunyai beberapa aplikasi yang menarik, yaitu dapat dihubungkan dengan leading indicator dan rational expectation (RATEX) [Feige dan Pearce, 1979, hal. 521]. Caves dan Feige (1977) mencoba menghubungkan definisi kausalitas Granger dan incremental efficiency dengan menguji market efficiency hypothesis. Hasil studi ini menyimpulkan bahwa uji kausalitas antara variabel-variabel ekonomi yang digunakan dengan menggunakan uji kausalitas Granger (1969) dapat menghindari masalah regresi lancung (spurious regression) sebagaimana yang dijelaskan oleh Granger dan Newbold (1974) [Feige dan Pearce, 1979, hal. 521]. Selain itu, dari uji kausalitas Granger (1969) ini, telah menjadi inspirator lahirnya berbagai model uji kausalitas antara lain, uji kausalitas Sims (1972) yang mengajukan suatu cara

pengujian kausalitas untuk menguji apakah ada bukti kausalitas satu arah (unidirectional causality) atau tidak.

Dalam perkembangan selanjutnya, uji kausalitas Granger di atas, oleh Granger (1986,1988), dikembangkan dan dihubungkan dengan analisis model dinamis dan pendekatan kointegrasi untuk menghindari munculnya regresi lancung, yaitu uji kausalitas yang didasarkan pada error-correction model (ECM) yang dihubungkan dengan informasi dari uji kointegrasi (untuk studi lebih lanjut lihat: Granger, 1986; Granger, 1988; Granger dan Lin, 1995; Engle dan Granger, 1987; Judd dan Mothey, 1992; Bahmani-Oskooee dan Alse, 1993; Chen, 1993; Mahdavi, et. al., 1994; Katsimbris dan Miller, 1995; Doraisami, 1996 dan Aliman, 1998).

Walaupun demikian, harus diakui bahwa model uji kausalitas Granger ini tidak terlepas dari berbagai kritikan, yang salah satunya dalam hal penentuan panjangnya lag. Oleh karena itu, Hsiao (1979) dalam tulisannya, lebih lanjut mengembangkan uji kausalitas Granger (1969) dengan menawarkan suatu metode statistik untuk menentukan panjangnya lag yang optimal sehingga dapat menjamin tidak adanya serial korelasi pada residual (error term).

## **2. FINAL PREDICTION ERROR CRITERIA OF HSIAO**

Sebagaimana yang disinggung di atas, bahwa kontribusi Granger (1969) tentang definisi operasional dan uji kausalitas dalam konteks analisa time-series mempunyai peranan penting, terutama bagi teoritis dan praktisi ekonometri, namun demikian, uji kausalitas Granger tersebut tidak luput dari berbagai kritikan. Salah satu kritik terhadap uji kausalitas Granger (1969) adalah dalam hal penentuan panjangnya kelambanan (lag length). Uji kausalitas Granger sangat sensitif terhadap panjangnya lag, sehingga tidak menjamin tidak adanya serial korelasi pada residual (error term). Bila panjangnya lag terlalu pendek, maka hasil estimasi akan bias dan akan memberikan hasil yang menyesatkan (misleading). Sebaliknya, jika panjangnya lag terlalu panjang, maka hasil estimasi akan unbiased tetapi inefficient (Hall dan Nable, 1987, hal. 115 dan Arief, 1993, hal. 156).

Untuk itu, Hsiao (1979) dengan mengacu pada tulisan Sims (1977) yang kemudian dimuat dalam jurnal: *Econometrica* (1980): *Macroeconomics and*

Reality, mengemukakan metode vector autoregressive technique (VAR Technique) untuk menentukan panjangnya lag yang optimal. Metode ini merupakan gabungan antara konsep kausalitas Granger (1969), vector autoregressive dan penentuan indikator final prediction error (FPE) yang dikembangkan oleh Akaike (1969).

Untuk dapat menerapkan metode ini, pertama-tama harus dibuat model vector autoregressive (VAR) terlebih dahulu yang secara umum dapat dirumuskan sebagai berikut (lihat: Hsiao, 1979, hal. 553; Maddala, 1992, hal. 578-579; Toda dan Philips, 1993, hal. 1369; Thomas, 1997, hal. 458 dan Aliman, 1998, hal. 55):

$$z_t = \sum_{l=1}^m \psi_l y_{t-l} + U_t \quad (1)$$

di mana  $z_t$  adalah vektor kolom dari observasi pada waktu  $t$  pada semua observasi dalam model, dan  $U_t$  adalah vektor kolom dari white noise inovation term {random disturbance value}.

Dari persamaan (1), apabila diasumsikan bahwa dalam model hanya ada dua persamaan (misalnya  $x$ , dan  $y$ ), kemudian model tersebut akan mempunyai bivariate autoregressive model, di mana time lag maksimum dari  $M = 1$ , maka persamaan (1) dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_t = \pi_1(B)y_t + \pi_2(B)x_t + U_t \quad (2)$$

$$x_t = \alpha_1(B)y_t + \alpha_2(B)x_t + V_t \quad (3)$$

di mana

$$\pi_{ijk}(B) = \sum_{l=1}^{m_{ij}} \psi_{ijk} B^l$$

di mana  $B$  adalah lag operator.

Berdasarkan persamaan (2) dan (3), selanjutnya akan ditentukan arah kausalitas dan FPE yang minimum dengan langkah-langkah sebagai berikut [Hsiao, 1979, hal. 555-556; Arief, 1993, hal. 157-160 dan Aliman, 1998, hal. 55-57]:

1. Menentukan time-lag yang optimal untuk  $y$  berdasarkan persamaan (2) dengan hanya mengambil  $(B)y_t$  sebagai variabel bebas. Langkah ini disebut sebagai proses autoregressive satu dimensi (one dimensional autoregressive process). Jumlah time-lag yang optimal ditentukan dengan menggunakan kriteria FPE yang minimum dengan melakukan perhitungan coba-coba untuk regresi dari time-lag 1 sampai  $M$ , dengan rumus :

$$FPE_y(m,0) = \left| \frac{T+S+1}{T-S-1} x \frac{SSR}{T} \right| \quad (4)$$

di mana :  $S$  = time-lag dari 1 sampai  $M$   
 $T$  = jumlah observasi/data  
 $SSR$  = sum of squared residual

2. Menentukan time-lag yang optimal untuk  $y$  berdasarkan persamaan (2) dengan memasukkan  $(B)x_t$  sebagai variabel bebas (yang ikut menentukan nilai  $y$ ) dengan mempertahankan time-lag yang optimal untuk  $y$  sebagai time-lag yang optimal yang telah ditentukan pada langkah pertama. Penentuan time-lag yang optimal untuk  $x$  ditentukan dengan menggunakan kriteria FPE yang minimum dengan melakukan perhitungan coba-coba seperti pada langkah pertama, dengan rumus :

$$FPE_v(m,n) = \left| \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} x \frac{SSR}{T} \right| \quad (5)$$

di mana:  $m$  = time-lag yang optimal untuk  $y$  yang telah diperoleh pada langkah pertama  
 $n$  = time-lag optimal untuk  $x$

3. Membandingkan  $FPE_y(m, 0)$  dengan  $FPE_y(m, n)$  dengan pedoman berikut:
  - apabila  $FPE_y(m, 0) < FPE_y(m, n)$  maka model yang tepat adalah model tanpa keberadaan variabel  $x$  sebagai variabel bebas (penjelas)  $y$ , yang berarti bahwa  $x$  tidak mempengaruhi  $y$ .

- apabila  $FPE_y(m, 0) > FPE_y(m, n)$  maka  $x$  mempengaruhi  $y$  dan model yang tepat untuk memprediksi  $y$  adalah model dengan variabel bebas  $y$  dengan time-lag yang optimal sebanyak  $m$  dan variabel bebas  $x$  dengan time-lag optimal sebanyak  $n$ .

4. Langkah yang sama dapat pula dilakukan untuk menguji apakah  $y$  mempengaruhi  $x$  berdasarkan persamaan (3).

Dari langkah 3 di atas, selanjutnya dapat ditentukan pola kausalitas Granger (1969), yang menurut Granger ada 4 pola. Untuk itu, akan diformulasikan terlebih dahulu model kausalitas Granger (1969), yang apabila disajikan dalam konteks hubungan jumlah uang beredar ( $M_t$ ) dan tingkat pendapatan nasional ( $Y_t$ ), pola kausalitas Granger dapat dirumuskan sebagai berikut (lihat misalnya: Granger, 1969, hal. 431; Shin, 1978, hal. 17; Kwon, 1979, hal. 19; Feige dan Pearce, 1979, hal. 528; Thornton dan Batten, 1985, hal. 165; Dumairy, 1987, hal. 4; Arief, 1993, hal. 152; Mahdavi, et. al, 1994; Gujarati, 1995, hal. 620 dan Wantara, 1996, hal. 4):

$$M_t = \sum_{j=1}^m a_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j M_{t-j} + \eta_t \quad (7)$$

di mana  $M_{t-j}$  dan  $Y_{t-j}$  adalah lag dari jumlah uang beredar ( $M_0, M_1$ , dan  $M_2$ ) dan tingkat pendapatan nasional, dan  $t$  menunjukkan waktu, serta  $\varepsilon_t$  dan  $\eta_t$  adalah diasumsikan tidak saling berkorelasi atau dipandang mempunyai sifat white noise.

Persamaan (6) menyatakan bahwa nilai variabel jumlah uang beredar sekarang ( $M_t$ ) dihubungkan dengan nilai masa lalu jumlah uang beredar ( $M_{t-j}$ ) dan nilai masa lalu tingkat pendapatan nasional ( $Y_{t-j}$ ). Persamaan (7) juga menyatakan hal yang sama untuk variabel tingkat pendapatan nasional ( $Y_t$ ) sekarang dihubungkan dengan nilai masa lalu tingkat pendapatan nasional ( $Y_{t-j}$ ) dan nilai masa lalu jumlah uang beredar ( $M_{t-j}$ ).

Dari hasil regresi persamaan (6) dan (7), dapat dibedakan empat kasus atau 4 pola kausalitas dari Granger (1969), yaitu (Gujarati, 1995, hal. 620-621 dan Aliman, 1998, hal. 37):

1. Kausalitas satu arah dari jumlah uang beredar ke tingkat pendapatan nasional (unidirectional causality from  $M_t$  to  $Y_t$ ) terjadi jika koefisien yang diestimasi pada nilai masa lalu jumlah uang beredar (dalam persamaan 7) adalah signifikan secara statistik tidak sama dengan nol ( $d_j \neq 0$ ) dan jika koefisien yang diestimasi pada nilai masa lalu tingkat pendapatan nasional (dalam persamaan 6) secara statistik sama dengan nol ( $b_j = 0$ ).
2. Kausalitas satu arah dari tingkat pendapatan nasional ke jumlah uang beredar (unidirectional causality from  $Y_t$  to  $M_t$ ) terjadi jika koefisien yang diestimasi pada nilai masa lalu jumlah uang beredar (dalam persamaan 7) adalah signifikan secara statistik sama dengan nol ( $d_j \neq 0$ ) dan jika koefisien yang diestimasi pada nilai masa lalu tingkat pendapatan nasional (dalam persamaan (6) adalah secara statistik tidak sama dengan nol ( $b_j \neq 0$ ).
3. Kausalitas dua arah atau umpan balik (feedback, or bilateral causality), terjadi apabila koefisien masa lalu dari jumlah uang beredar dan tingkat pendapatan nasional secara statistik signifikan tidak sama dengan nol dalam regresi kedua persamaan di atas ( $b_j \neq 0$  dan  $d_j \neq 0$ ).
4. Tidak terdapat saling ketergantungan (independence), diduga terjadi apabila koefisien masa lalu dari jumlah uang beredar dan tingkat pendapatan nasional secara statistik sama dengan nol dalam regresi kedua persamaan di atas ( $b_j = 0$  dan  $d_j = 0$ ).

Dalam studi empiris, metode yang dikembangkan oleh Hsiao (1979) sudah banyak digunakan [lihat misalnya: Hsiao, 1979; Thornton dan Batten, 1985; Hall dan Nable, 1987; Rosser dan Sheehan, 1995; Kamas, 1995 dan Kim, 1995]. Studi yang dilakukan oleh Hsiao (1979) dengan menggunakan data uang beredar ( $M1$  dan  $M2$ ) dengan GNP Kanada, ditemukan bahwa antara  $M1$  dengan GNP terjadi kausalitas timbal-balik (feedback causality), sedangkan antara  $M2$  dengan GNP ditemukan terjadi kausalitas satu arah dari GNP ke  $M2$  (Hsiao, 1979, hal. 559). Studi lainnya yang dilakukan oleh Hsiao juga (1981) dengan menggunakan data yang sama seperti Kanada di Amerika Serikat, ditemukan bahwa antara  $M1$

dengan GNP terjadi hubungan kausalitas timbal-balik, sedangkan antara M2 dengan GNP ternyata hanya berlaku untuk kausalitas satu arah, yaitu dari M2 ke GNP (Arief 1993, hal. 160).

Studi komparatif yang dilakukan oleh Thornton dan Batten (1985) dengan menggunakan Final Prediction Error (FPE), Bayesian Estimation Criteria (BEC) dan Pagano-Hartly (P-H) menyimpulkan bahwa FPE adalah metode yang paling baik untuk menentukan time-lag optimal dibandingkan dua metode lainnya [Thornton dan Batten, 1985, hal. 177; Hall dan Nable, 1987, hal. 115; Mahdavi, et. al, 1994, hal. 488 dan Aliman, 1998, hal. 57]. Selain itu pula, final prediction-error criteria of Hsiao mempunyai kelebihan lain, yaitu dapat berfungsi sebagai uji kendala linear untuk melihat apakah suatu variabel layak atau tidak dimasukkan dalam model. Atau dengan kata lain, untuk melihat apakah suatu variabel mempengaruhi atau berpengaruh terhadap variabel lain atau tidak.

### **3. METODOLOGI PENELITIAN**

#### **3.1. Data**

Data yang digunakan dalam studi ini, untuk konsep uang beredar yang digunakan ada tiga, yaitu M0 atau uang primer atau uang inti (reserve money atau base money atau high power money), M1 atau uang beredar dalam arti sempit (narrow money) dan M2 atau uang beredar dalam arti luas (broad ' money). Kemudian, PDB nominal digunakan sebagai proksi tingkat pendapatan nasional.

Data yang digunakan dalam studi ini adalah data sekunder dalam bentuk kuartalan : 1976.1 - 1996.IV. Data dikumpulkan dari berbagai sumber publikasi seperti : Indikator ekonomi (Biro Pusat Statistik), Laporan Mingguan BI (Bank Indonesia), Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia (Bank Indonesia), dan International Financial Statistics (International Monetary Fund).

Data jumlah uang beredar (M0, M1 dan M2) tersedia dalam bentuk kuartalan, sedangkan data PDB nominal hanya tersedia dalam bentuk tahunan, karena itu dilakukan interpolasi linear dengan mengikuti metode interpolasi linear yang dikembangkan oleh **Insukindro** (1984) [lihat : Insukindro, 1993, hal. 142]:

$$\begin{aligned}
 Y_{t1} &= 1/4 \left\{ Y_t - \frac{4,5}{12} (Y_t - Y_{t-1}) \right\} \\
 Y_{t2} &= 1/4 \left\{ Y_t - \frac{1,5}{12} (Y_t - Y_{t-1}) \right\} \\
 Y_{t3} &= 1/4 \left\{ Y_t + \frac{1,5}{12} (Y_t - Y_{t-1}) \right\} \\
 Y_{t4} &= 1/4 \left\{ Y_t + \frac{4,5}{12} (Y_t - Y_{t-1}) \right\}
 \end{aligned} \tag{8}$$

di mana:

$Y_t$  = PNB nominal periode/tahun t

$Y_{t-1}$  = PNB nominal periode/tahun t-1.

$Y_{t1}$  = PNB nominal triwulan/kuartal pertama tahun t

$Y_{t2}$  = PNB nominal triwulan/kuartal kedua tahun t

$Y_{t3}$  = PNB nominal triwulan/kuartal ketiga tahun t

$Y_{t4}$  = PNB nominal triwulan/kuartal keempat tahun t

#### 4. MODEL DASAR YANG DIGUNAKAN

Model dasar yang akan digunakan dalam studi ini adalah mengacu pada model dasar yang digunakan oleh **Wantara** (1996) dan **Aliman** (1998). Model ini kemudian ditransformasi dalam bentuk logaritma (log) untuk memperkecil variasi data [lihat : Wantara, 1996. hal. 6 dan Aliman, 1998, hal. 70] :

$$\begin{aligned}
 LY_t &= f(LM_t) \\
 fLM_t &> 0
 \end{aligned} \tag{9}$$

$$\begin{aligned}
 LM_t &= f(LY_t) \\
 fLY_t &> 0
 \end{aligned} \tag{10}$$

di mana :

$Y_t$  = Produk Domestik Bruto menurut harga berlaku (nominal) untuk mewakili pendapatan nasional.

$M_t$  = Jumlah uang beredar, yang terdiri atas M0, M1, dan M2.

## 5. ANALISIS HASIL EMPIRIS

Pembahasan pada bagian ini akan berlanjut pada analisis hasil empiris. Tabel 1 dan tabel 2 menyajikan hasil perhitungan FPE langkah pertama untuk LM0, LM1, LM2 dan  $LY_t$  di Indonesia dan Thailand meliputi periode : 1976.I - 1996.IV. Di sini diasumsikan bahwa panjangnya lag (M) adalah 15 ( $M = 15$ ).

Berdasarkan perhitungan langkah pertama FPE, panjangnya lag {time lag} yang optimal untuk LM0, LM1, LM2 dan  $LY_t$  Indonesia (lihat : tabel 1) adalah masing-masing 3, 3, 1, dan 13. Sedangkan untuk Thailand sebagaimana yang terlihat pada tabel 2, panjangnya lag yang optimal untuk LM0, LM1, LM2 dan  $LY_t$  adalah masing-masing 9,9, 7 dan 13.

Langkah berikutnya adalah menentukan model atau pola kausalitas menurut formulasi Granger (1969), yaitu dengan cara mempertahankan lag optimal yang sudah diperoleh pada langkah pertama di atas (lihat kembali: tabel 1 dan tabel 2). Lag optimal ini, kemudian diperlakukan sebagai controlled variable, sedangkan model-model yang relevan untuk LM0, LM1, LM2 dan  $LY_t$  akan muncul sebagai manipulated variable sesuai dengan model kausalitas Granger. Dari langkah ini pula, akan dapat dilihat mana variabel yang relevan atau layak untuk dimasukkan dalam analisis, baik untuk Indonesia maupun untuk Thailand.

Hasil perhitungan langkah kedua sebagaimana yang tersaji dalam tabel 3 dan tabel 4 baik di Indonesia maupun di Thailand menunjukkan adanya kausalitas timbal-balik antara jumlah uang beredar ( $M_0$ ,  $M_1$  dan  $M_2$ ) dengan tingkat pendapatan nasional ( $Y_t$ ) dan baik jumlah uang beredar ( $M_0$ ,  $M_1$  dan  $M_2$ ) maupun tingkat pendapatan nasional relevan untuk dimasukkan dalam model, hal ini karena nilai FPE pada langkah kedua lebih kecil daripada nilai FPE yang didapat dari langkah pertama. Berdasarkan penemuan-penemuan itu pula, model kausalitas dua arah antara jumlah uang beredar ( $M_0$ ,  $M_1$  dan  $M_2$ ) dengan tingkat pendapatan nasional ( $Y_t$ ), baik pada model (1) dan (3), (2) dan (4) maupun pada model (3) dan (6) tabel 3 dan tabel 4 didukung oleh data empiris. Dengan kata lain, arah kausalitas antara jumlah uang beredar ( $M_0$ ,  $M_1$  dan  $M_2$ ) dengan tingkat pendapatan nasional di Indonesia dan Thailand selama periode penelitian menolak hipotesis kausalitas satu arah baik dari tingkat pendapatan nasional ke jumlah uang beredar maupun dari jumlah uang beredar ke tingkat pendapatan nasional.

Kemudian, untuk menentukan variabel yang lebih kuat dan lebih segera pengaruhnya terhadap variabel lainnya dengan lag optimal menurut perhitungan FPE dengan menggunakan persamaan (6) dan (7) di atas. Tabel 5 sampai tabel 10 akan menyajikan hal tersebut

Tabel 5 menunjukkan hasil regresi uji kausalitas Granger (1969) yang dipadukan dengan metode FPE untuk menentukan jumlah lag yang optimal untuk variabel M0 dan tingkat pendapatan nasional ( $Y_t$ ). Berdasarkan regresi pada tabel 5, menunjukkan bahwa pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M0 lebih kuat dan lebih segera, di mana tingkat pendapatan nasional membutuhkan waktu satu kuartal untuk mempengaruhi M0 dengan tingkat signifikansi 0.5 %, sedangkan M0 dalam mempengaruhi tingkat pendapatan nasional membutuhkan waktu tiga kuartal dengan tingkat signifikansi yang lebih rendah, yaitu hanya 5 %.

Selanjutnya, tabel 6 menunjukkan hasil regresi uji kausalitas Granger (1969) yang dipadukan dengan metode FPE untuk Thailand antara tingkat pendapatan nasional dengan M0. Hasil regresi tabel 6, menunjukkan bahwa kausalitas antara tingkat pendapatan nasional dengan M0 mempunyai tingkat kesimetrisan waktu, yaitu pada kuartal pertama dan pada tingkat signifikansi yang sama yaitu pada tingkat 0.5%. Namun apabila diperhatikan secara lebih mendalam, terlihat bahwa pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M0 di Thailand lebih kuat.

Pola kausalitas antara M1 dengan tingkat pendapatan nasional di Indonesia dengan menggunakan uji kausalitas Granger (1969) dipadukan dengan FPE menunjukkan hasil yang sama dengan hasil uji kausalitas antara M0 dengan tingkat pendapatan nasional di Indonesia dan Thailand sebagaimana terlihat pada tabel 5 dan tabel 6 di atas. Hasil regresi tabel 7, menunjukkan bahwa kausalitas antara tingkat pendapatan nasional dengan M1 di Indonesia mempunyai tingkat kesimetrisan waktu, namun apabila diperhatikan lebih mendalam lagi, nilai statistik pada masing-masing nilai koefisien,  $LY_t = f(LM1)$  mempunyai taraf signifikansi 5 %, sedangkan  $LM1 = f(LY_t)$  mempunyai taraf signifikansi yang lebih tinggi, yaitu 0.05 %. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M1 lebih kuat.

Tabel 8 menunjukkan hasil regresi uji kausalitas Granger (1969) yang dipadukan dengan metode FPE untuk Thailand antara tingkat pendapatan nasional dengan M1. Hasil regresi tabel 8, menunjukkan bahwa kausalitas antara tingkat pendapatan nasional dengan M1 mempunyai tingkat kesimetrian waktu seperti halnya hasil regresi pada tabel 7 dan tabel 8. Namun pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M1 di Thailand lebih kuat, di mana  $LY_t = f(LM1)$  mempunyai tingkat signifikansi yang lebih tinggi yaitu 1 %, sedangkan  $LM1 = f(LY_t)$  hanya mempunyai tingkat signifikansi 2.5%.

Selanjutnya, hasil regresi uji kausalitas Granger (1969) yang dipadukan dengan metode FPE antara M2 dengan tingkat pendapatan nasional di Indonesia menunjukkan bahwa kausalitas antara tingkat pendapatan nasional dengan M2 mempunyai tingkat kesimetrian waktu dan dengan derajat signifikansi yang sama, namun pengaruh M2 terhadap tingkat pendapatan nasional lebih kuat (lihat: tabel 9), karena nilai koefisien  $LY_t = f(LM2)$  mempunyai nilai koefisien yang lebih tinggi. Hasil ini berkebalikan dengan hasil uji kausalitas antara M2 dengan tingkat pendapatan nasional di Thailand sebagaimana yang terlihat pada tabel 10, dimana pengaruh tingkat pendapatan nasional terhadap M2 lebih kuat, dengan tingkat signifikansi 5 %, sedangkan pengaruh M2 terhadap tingkat pendapatan nasional hanya 10%.

## 6. IMPLIKASI KEBIJAKAN

FPE criteria of Hsiao merupakan salah satu metode atau cara untuk mengatasi kelemahan uji kausalitas Granger (1969) dalam hal penentuan panjangnya lag pada saat melakukan estimasi dengan menggunakan metode tersebut. Selama ini, biasanya estimasi dengan menggunakan metode Granger di atas, penentuan panjangnya lag dilakukan secara sembarangan (arbitrer), sehingga tidak menjamin residual persamaan tidak berserial korelasi.

Akibatnya, kalau hal tersebut terjadi, estimasi yang akan dihasilkan mungkin tidak akan valid/sahih yang berakibat pada munculnya regresi lancung.

Hasil studi ini sebagaimana telah dijelaskan di atas, menarik untuk disimak dan dicermati secara lebih mendalam, karena studi yang dilakukan oleh **Aliman** baru-baru ini (1998) dengan menggunakan uji kausalitas Granger (1969) dan uji

kausalitas **Sims** (1972) dengan metode penentuan lag sama seperti penentuan panjangnya lag pada uji akar-akar unit, uji derajat integrasi dan uji kointegrasi ( $N^{1/3}$ ), dengan data serta periode data yang sama, khususnya untuk Thailand, yaitu antara M0 dengan tingkat pendapatan nasional dan antara M1 dengan tingkat pendapatan nasional menunjukkan hasil yang berbeda dengan hasil studi di atas. Berdasarkan hasil studi yang **dilakukan** oleh **Aliman** (1998), antara M0 ataupun M1 dengan tingkat pendapatan nasional ditemukan bahwa walaupun ada indikasi kausalitas timbal balik, namun pola kausalitas dari M0 (M1) ke tingkat pendapatan nasional lebih kuat dan lebih pasti. Oleh karena itu, perlu dilakukan interpretasi secara hati-hati, terutama dalam pengambilan kebijakan. Selain itu pula, kiranya dalam melakukan uji kausalitas, baik dengan menggunakan uji kausalitas Granger (1969) maupun Sims (1972) diperlukan suatu metode penentuan panjangnya lag yang tepat, agar hasil studi ditemukan dapat konsisten dengan hasil penelitian sebelumnya. Untuk Indonesia, studi yang dilakukan oleh Aliman (1998) tidak menunjukkan hasil yang berbeda dengan hasil studi di atas, tetapi justru saling memperkuat dan bahkan memperjelas hasil studi Aliman (1998).

Lebih banyaknya variabel tingkat pendapatan nasional yang mempunyai pengaruh lebih kuat dan lebih segera dibandingkan dengan pengaruh sebaliknya baik di Indonesia maupun di Thailand (kecuali untuk M2 dengan tingkat pendapatan nasional di Indonesia dan M1 dengan tingkat pendapatan nasional di Thailand) nampaknya mudah dimengerti, karena kalau ada penambahan jumlah uang beredar, apakah itu M0, M1 atau M2 baru akan menaikkan tingkat pendapatan nasional setelah melalui proses multiplier dalam jangka waktu yang relatif lama. Di lain pihak, adanya kenaikan tingkat pendapatan nasional dalam waktu yang relatif tidak lama akan menuntut penambahan jumlah uang beredar lebih segera, karena tingkat pendapatan nasional yang tidak lain output nasional, kalau mengalami kenaikan dengan tanpa diimbangi dengan penambahan jumlah uang beredar, harga-harga akan turun, dan hal ini akan menyebabkan pelaku ekonomi menjadi kurang bergairah karena reventuennya berkurang, akibatnya perekonomian nasional bisa mandek.

**7. DAFTAR PUSTAKA :**

- Aliman (1998), "Analisa Kausalitas Antara Jumlah Uang Beredar Dan Tingkat Pendapatan Nasional: Studi Kasus Indonesia-Thailand ", Skripsi S-1, Fakultas Ekonomi Universitas Gadjah Mada Yogyakarta, tidak dipublikasikan.
- Arief, Sritua (1993), Metodologi Penelitian Ekonomi, UI-Press, Jakarta.
- Bahmani-Oskooee, Mohsen dan Janardhanan Alse (1993), "Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modeling", *Journal of Developing Areas*, Vol. 30, No. 2, January, hal. 223-230.
- Bank Indonesia, Laporan Mingguan, Beberapa Edisi.
- Bank Indonesia, Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia, Beberapa Edisi.
- Bar-Yosef, Sasson, et al. (1987), "Autoregressive Modeling of Earnings-Investment", *Journal of Finance*, Vol. XLH, No. 1, March, hal. 11-28.
- Basman, R. L. (1988), "Causality Tests and Observationally Equivalent Representations of Econometric Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 39, No. 1-2, September-October, hal. 69-104.
- Biro Pusat Statistik, Indikator Ekonomi, Beberapa Edisi.
- Chen, Chien-hsun (1993), "Causality Between Defense Spending and Economic Growth : The Case of Mainland China", *Journal of Economic Studies*, Vol. 22, No. 6, hal. 37-43.
- Doraisami, Anita (1996), "Export Growth and Economic Growth : A Reexamination of Some Time-Series Evidence of the Malaysian Experience", *Journal of Developing Areas*, Vol. 30, No. 2, January, hal. 223-230
- Dumairy (1987), "Kausalitas Antara Uang Beredar dan Inflasi di Indonesia", *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, No. 2, hal. 3-14.
- Engle, Robert F. dan C. W. j. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, March, hal. 251-279.

- Fiege, Edgar L. dan Douglas K. Pearce (1979), "The Casual Causal Relationship Between Money and Income: Some Caveats for Time Series Analysis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, November, hal. 521-533.
- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, July, hal. 424-438.
- Granger, C. W. J. (1986), "Development in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, hal. 213-228.
- Granger, C. W. J. (1988), "Some Recent Development Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, No. 39, hal. 199-211.
- Granger, C. W. J. (1995), "Causality in the Long Run", *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 3, August, hal. 530-536.
- Guilkey, David K. dan Michael K. Salemi (1982), "Small Sample Properties of Three Test for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, hal. 668-680.
- Gujarati, D.N. (1995), *Basic Econometrics*, 3rd Edition, McGraw-Hill International Edition.
- Hall, Thomas E. dan Nicholas R. Nable (1987), "Velocity and the Variability of Money Growth : Evidence from Granger-Causality Test", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 19. No. 1, February, hal. 112-116.
- Hsiao, Cheng (1979), "Autoregressive Modeling of Canadian Money and Income Data", *Journal of the American Statistical Assosiation*, Vol. 74, No. 367, September, hal. 553-560.
- Insukindro (1993), *Ekonomi Uang dan Bank: Teori dan Pengalaman di Indonesia*, Edisi Kedua, BPFE, Yogyakarta.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, Beberapa Edisi.
- Judd, John P. and Brian Motley (1992), "Controlling Inflation With an Interest Rate Instrument", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, No. 3, hal. 3-22.

- Kamas, Linda (1995), "Monetary Policy and Inflation Under the Crawling Peg: Some Evidence from VARs for Colombia", *Journal of Development Economics*, Vol. 46, No. 1, February, hal. 145-161.
- Katsimbris, George M. dan Stephen M. Miller (1995), "Monetary Policies of Developed Countries: Co-ordination, Coercion or Independence?", *Journal of Economic Studies*, Vol. 22, No. 2, hal. 44-58.
- Kim, Yoon Chul (1995), "The Relationship Between the Exchange Rate and Domestic Prices in Korea", *Quarterly Economic Review*, Bank of Korea, March, hal. 19-45.
- Kwon, Oh Chul (1979), "Money, Income and Causality", *Asian Economies*, No. 29, June, hal, 17-35.
- Mahdavi, Saeid, et. al. (1994), "Cointegration and Error Correction Models : the Temporal Causality Between Investment and Corporate Cash Flow", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 16, No. 3, Spring, hal. 478-498.
- Ramanathan, Ranu (1992), *Introductory Econometrics With Applications*, 2nd Edition, The Dryden Press.
- Rosser, J. Barkley dan Richard G. Sheehan (1995), "A Vector Autoregressive Model of the Saudi Arabian Economy", *Journal of Economics and Business*, Vol. 47, No. 1, February, hal. 79-90.
- Shin, Hyunchul (1978), "Money, Income and Causality", *Asian Economies*, No. 26, September, hal. 13-28.
- Sims, Christopher A. (1972), "Money, Income, and Causality", *American Economic Review*, Vol. 62, September, hal. 540-552.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, January, hal. 1-48.
- Thomas, R. Leighton (1997), *Modern Econometrics: An Introduction*, AddisonWesley.
- Thornton, Daniel L. and Dallas S. Batten (1985), "Lag-Length Selection dan Test of Granger Causality Between Money and Income", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. XVII, No. 2, May, hal. 164-178.
- Toda, Hiro Y. dan Peter C. B. Philips (1993), "Vector Autoregressions and Causality", *Econometrica*, Vol. 61, No. 6, November, hal. 1367-1393.

Wantara, Agus (1996), "Hubungan Kausalitas Antara Jumlah Uang Beredar Dengan Pendapatan Nasional di Indonesia: 1972.1-1992.2", Karya Penelitian Universitas Atmajaya Yogyakarta, Tahun VI, Edisi 6, September, hal. 1-14.

**LAMPIRAN TABEL HASIL ANALISIS UJI KAUSALITAS GRANGER (1969)  
DENGAN METODE PENENTUAN LAG FINAL PREDICTION ERROR  
CRITERIA OF HSIAO**

**Tabel-1 : Nilai FPE Untuk LM0, LM1, LM2 dan LYt Di Indonesia : 1976.1-1996.IV Dalam Proses Autoregressive Satu Dimensi**

Time Lag	FPE Untuk LM0 x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk Lml x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk LM2 x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk LytxlO <sup>-3</sup>
1	4.31279	1.63490	0.93510'''	0.911-57
2	4.22401	1.65160	0.95162	0.87880
3	4.12789 *)	1.62320 *)	0.96723	0.89834
4	4.28027	1.65261	0.99124	0.93082
5	4.32095	1.64417	0.98694	0.95645
6	4.48578	1.68020	1.01403	0.99437
7	4.56803	1.71571	1.01104	1.03389
8	4.68575	1.72903	1.03734	1.07358
9	4.25310	[.80144	1.03201	1.04926
10	4.38547	1.76897	1.07326	1.08824
11	4.52819	1.84496	1.08792	1.12884
12	4.60887	1.88103	1.05904	1.16911
13	4.78180	1.95813	1.10183	0.72014 *)
14	4.97544	1.99463	1.15677	0.75685
15	5.21589	2.07145	1.20918	0.79624

Keterangan : \*) Nilai FPE yang paling minimum

**Tabel-2 : Nilai FPE Untuk LM0, LM1, LM2 dan LYt Di Thailand : 1976.1-1996.IV Dalam Proses Autoregressive Satu Dimensi**

Time Lag	FPE Untuk LM0 x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk Lml x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk LM2 x 10 <sup>-3</sup>	FPE Untuk Lyt x 10 <sup>-3</sup>
1	4.50442	5.43506	0.47734	0.14956
2	4.58714	5.53354	0.49029	0.12007
3	2.25128	2.80178	0.46467	0.11660
4	1.51209	2.52806	0.48242	0.11833
5	1.14337	2.02234	0.32343	0.10698
6	1.16538	2.04289	0.32390	0.10968
7	1.07542	1.92415	0.32335 *)	0.11354
8	1.10290	1.99949	0.33634	0.11804
9	1.00040*)	1.83230 *)	0.34368	0.10484
10	1.03583	1.88127	0.35526	0.10774
11	1.08395	1.93582	0.35640	0.11151
12	1.02726	1.93985	0.39400	0.11581
13	1.05772	1.96609	0.35367	0.10422*)
14	1.09842	2.01934	0.34923	0.10922
15	1.15593	2.10885	0.34435	0.11.450

Keterangan : \*) Nilai FPE yang paling minimum

**Tabel-3 : Lag Optimal Untuk Manipulated Variable Dan FPE Untuk Controlled Variable Indonesia**

Model	Controlled Variable	Manipulated Variable	Lag Optimal Untuk Manipulated Variable	Nilai FPE <sub>x</sub> 10 <sup>-3</sup> (Langkah I)	Nilai FPE <sub>x</sub> 10 <sup>-3</sup> (Langkah 11)	Keterangan
1	LMO (3)	LYt	1	4.12789	3.87153	turun
2	LMI (3)	LYt	1	1.62320	1.48132	turun
3	LM2 (1)	LYt	1	0.93510	0.92345	turun
4	Lyt (13)	LM0	6	0.72014	0.65283	turun
5	Lyt (13)	LMI	1	0.72014	0.69851	turun
6	Lyt (13)	LM2	10	0.72014	0.61999	turun

**Tabel-4 : Lag Optimal Untuk Manipulated Variable Dan FPE Untuk Controlled Variable Thailand**

Model	Controlled Variable	Manipulated Variable	Lag Optimal Untuk Manipulated Variable	Nilai FPE <sub>x</sub> 10 <sup>-3</sup> (Langkah I)	Nilai FPE <sub>x</sub> 10 <sup>0</sup> (Langkah 11)	Keterangan
1	LM0 (9)	LYt	2	1.00040	0.92555	turun
2	LMI (9)	LYt	1	1.83230	1.77063	turun
3	LM2 (7)	LYt	1	0.32335	0.32250	turun
4	LYt (13)	LM0	2	0.10422	0.09908	turun
5	LYt (13)	LMI	5	0.10422	0.09753	turun
6	LYt (13)	LM2	10	0.10422	0.10038	turun

**Tabel-5 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag  
FPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LM0 Di Indonesia**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag LYt Dan 6 Lag LM0		LM0 Atas 1 Lag LYt Dan 3 Lag LM0	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.0325	0.6642	0.0746	0.0124
LYt(-1)	1.3269	13.7176	0.1999	2.6579 <sup>b</sup>
LYt(-2)	-0.1798	-1.2119		
LYt(-3)	-0.0837	-0.5662		
LYt(-4)	-0.1360	-0.9334		
LYt(-5)	0.1197	0.8297		
LYt(-6)	-0.0499	-0.3413		
LYt(-7)	0.0139	0.0940		
LYt(-8)	-0.3974	-2.6122		
LYt(-9)	0.5287	3.3821		
LYt(-10)	-0.1760	-1.1142		
LYt(-11)	0.0841	0.5390		
LYt(-12)	-0.0030	-0.0195		
LYt(-13)	-0.0517	-0.5344		
LMO(-1)	-0.0500	-0.9798	0.6492	5.6448
LM0(-2)	0.0689	1.1399	-0.0041	-0.0302
LM0(-3)	-0.1038	-1.7319 <sup>c</sup>	0.1298	1.1916
LM0(-4)	0.2233	3.5005 <sup>a</sup>		
LM0(-5)	-0.0440	-0.7092		
LM0(-6)	-0.0908	-1.7602 <sup>c</sup>		
R <sup>2</sup>		0.9994		0.9955
Adj. R <sup>2</sup>		0.9992		0.9953
F-Stat		4524.3710		4210.3300
S.EofReg.		0.0226		0.0604
D-W Stat		2.0498		1.9448

Keterangan : <sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 0.05%

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 0.5 %

<sup>c</sup> Signifikan pada tingkat 5 %

**Tabel-6 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag  
FPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LM0 Di Thailand**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag LYt Dan 2 Lag LM0		LMO Atas 2 Lag LYt Dan 9 Lag LM0	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.0417	1.2448	-0.0905	-0.8059
LYt(-1)	1.2614	10.4998	1.1217	2.9800 <sup>a</sup>
LYt(-2)	-0.1265	-0.6658	-1.0823	-2.8725 <sup>a</sup>
LYt(-3)	-0.0376	-0.1970		
LYt(-4)	0.1567	0.7984		
LYt(-5)	-0.3308	-1.6994		
LYt(-6)	0.0865	0.4729		
LYt(-7)	-0.0396	-0.2158		
LYt(-8)	0.0904	0.4800		
LYt(-9)	-0.1676	-0.8874		
LYt(-10)	0.1215	0.6625		
LYt(-11)	-0.0743	-0.4046		
LYt(-12)	-0.1294	-0.7092		
LYt(-13)	0.1694	1.4992		
LMO(-1)	0.0629	2.7921 <sup>a</sup>	0.5031	4.0805
LM0(-2)	-0.0448	-1.9289 <sup>b</sup>	0.2127	1.5790
LM0(-3)			-0.0897	-0.6639
LM0(-4)			0.4775	3.8039
LM0(-5)			-0.1715	-1.2593
LM0(-6)			-0.3740	-3.0625
LM0(-7)			0.2990	2.2689
LM0(-8)			0.3071	2.3109
LM0(-9)			-0.1849	-1.4925
R <sup>2</sup>		0.9999		0.9987
Adj. R <sup>2</sup>		0.9998		0.9984
F-Stat		24665.9900		4282.9520
S.EofReg.		0.0089		0.0282
D-W Stat		2.0496		1.9792

**Keterangan :**<sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 0.5 %

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 5 %

**Tabel-7 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag  
FPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LMI Di Indonesia**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag LYt Dan 1 Lag LMI		LMI Atas 1 Lag LYt Dan 3 Lag LMI	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.1741	2.1383	-0.1314	-1.6632
LYt(-1)	1.1874	11.2120	0.1773	3.0607 <sup>a</sup>
LYt(-2)	-0.1296	-0.8425		
LYt(-3)	-0.0633	-0.4111		
LYt(-4)	-0.1381	-0.8970		
LYt(-5)	0.1034	0.6767		
LYt(-6)	-0.0320	-0.2105		
LYt(-7)	-0.0122	-0.0804		
LYt(-8)	-0.3099	-2.0321		
LYt(-9)	0.3460	2.2579		
LYt(-10)	-0.0481	-0.3117		
LYt(-11)	-0.0236	-0.1530		
LYt(-12)	-0.0226	-0.1462		
LYt(-13)	0.0494	0.4723		
LMI (-1)	0.0868	1.8591 <sup>b</sup>	0.9540	8.5160
LMI (-2)			0.1142	0.7491
LMK-3)			-0.2452	-2.3058
R <sup>2</sup>		0.9992		0.9987
Adj. R <sup>2</sup>		0.9991		0.9986
F-Stat		5422.5160		14266.5700
S.EofReg.		0.0240		0.0374
D-W Stat		2.0017		1.9479

Keterangan : <sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 0.05 %

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 5 %

**Tabel-8 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag  
FPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LMI Di Thailand**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag LYt Dan 5 Lag LMI		LMI Atas 1 Lag LYt Dan 9 Lag LMI	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.0223	0.9251	-0.2082	-1.8339
LYt(-1)	1.1989	9.8042	0.2971	2.0137 <sup>c</sup>
LYt(-2)	-0.0968	-0.5133		
LYt(-3)	-0.0543	-0.2864		
LYt(-4)	0.2375	1.2320		
LYt(-5)	-0.3798	-2.0071		
LYt(-6)	0.0782	0.433!		
LYt(-7)	0.0012	0.0067		
LYt(-8)	0.1936	1.0608		
LYt(-9)	-0.2933	-1.6263		
LYt(-10)	0.1449	0.7733		
LYt(-11)	-0.0553	-0.2807		
LYt(-12)	-0.1528	-0.7638		
LYt(-13)	0.1705	1.4502		
LMI(-1)	0.0649	2.5127 <sup>b</sup>	0.6997	6.0316
LMI(-2)	0.0099	0.3425	0.1135	0.7998
LMI(-3)	-0.0430	-1.4668 <sup>d</sup>	-0.0307	-0.2174
LMI (-4)	0.0454	1.5907 <sup>d</sup>	0.3460	2.4523
LMI (-5)	-0.0709	-2.6879 <sup>a</sup>	-0.1799	-1.2454
			-0.4144	-3.0402
LMI (-6)			0.2230	1.5393
LMI (-7)			0.2371	1.6173
LMI (-8)			-0.3132	-2.5836
LMI (-9)				
R <sup>2</sup>		0.9999		0.9968
Adj. R <sup>2</sup>		0.9998		0.9962
F-Stat		21798.4300		1974.1490
S.EofReg.		0.0086		0.0393
D-W Stat		2.1147		2.0568

**Keterangan :** <sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 0.5 %

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 1 %

<sup>c</sup> Signifikan pada tingkat 2.5 %

<sup>d</sup> Signifikan pada tingkat 10 %

**Tabel-9 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag  
FPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LM2 Di Indonesia**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag 1 YtDanlOLagLM2		LM2 Atas 1 Lag LYt Dan 1 Lag LM2	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.6146	3.3261	-0.0849	-0.9444
LYt(-1)	1.1047	9.1127	0.0520	1.7280 <sup>a</sup>
LYt(-2)	-0.1129	-0.7211		
LYt(-3)	0.0078	0.0504		
LYt(-4)	-0.1568	-0.0110		
LYt(-5)	0.0376	0.2411		
LYt(-6)	0.0966	0.6381		
LYt(-7)	-0.1314	-0.8878		
LYt(-8)	-0.1959	-1.3120		
LYt(-9)	0.2868	1.9347		
LYt(-10)	0.0213	0.1481		
LYt(-11)	-0.0460	-0.3209		
LYt(-12)	-0.0287	-0.2012		
LYt(-13)	-0.0384	-0.4283		
LM2(-1)	-0.1791	-1.7770 <sup>a</sup>	0.9621	44.3334
LM2(-2)	0.2815	1.9247 <sup>a</sup>		
LM2(-3)	-0.1522	-1.0188		
LM2(-4)	0.0184	0.1223		
LM2(-5)	0.2460	1.6448 <sup>b</sup>		
LM2(-6)	-0.1758	-1.1560		
LM2(-7)	0.0327	0.2166		
LM2(-8)	-0.2495	-1.6543 <sup>b</sup>		
LM2(-9)	0.0895	0.5840		
LM2(-10)	0.1907	1.7914 <sup>"</sup>		
R <sup>2</sup>		0.9995		0.9996
Adj. R <sup>2</sup>		0.9992		0.9996
F-Stat		4108.8420		91646
S.EofReg.		0.0215		0.0299
D-W Stat		2.0040		1.9235

**Keterangan :** <sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 5 %

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 10 %

**Tabel-10 : Hasil Uji Kausalitas Dengan Menggunakan Metode Penentuan Lag PPE : Tingkat Pendapatan Nasional Dengan LM2 Di Thailand**

Koefisien Lag	LYt Atas 13 Lag 1 Yt Dan 10 Lag LM2		LM2 Atas 1 Lag LYt Dan 5 Lag LM2	
	Koefisien	T-Stat	Koefisien	T-Stat
C	0.1246	3.5556	-0.0283	-0.7430
LYt(-1)	1.1016	8.3525	0.0536	1.7046 <sup>a</sup>
LYt(-2)	-0.1166	-0.5872		
LYt(-3)	-0.0482	-0.2415		
LYt(-4)	0.3362	1.6907		
LYt(-5)	-0.2918	-1.4808		
LYt(-6)	0.0282	0.1489		
LYt(-7)	-0.0053	-0.0275		
LYt(-8)	0.1538	0.7572		
LYt(-9)	-0.2771	-1.3992		
LYt(-10)	0.1123	0.5274		
LYt(-11)	0.0293	0.1359		
LYt(-12)	-0.1725	-0.8087		
LYt(-13)	0.0620	0.4814		
LM2(-1)	0.1067	1.3705 <sup>b</sup>	0.9990	10.4866
LM2(-2)	-0.0789	-0.6667	-0.1659	-1.2425
LM2(-3)	-0.1126	-0.9678	0.0899	0.6686
LM2(-4)	0.0976	0.8297	0.6197	4.6379
LM2(-5)	-0.0316	-0.2646	-0.5826	-6.1672
LM2(-6)	-0.0898	-0.7567		
LM2(-7)	0.1082	1.0419		
LM2(-8)	-0.0777	-0.6713		
LM2(-9)	0.0343	0.2851		
LM2(-10)	0.1067	1.2667		
R <sup>2</sup>		0.9999		0.9997
Adj. R <sup>2</sup>		0.9998		0.9997
F-Stat		16868.3500		44150.0400
S.E of Reg.		0.0087		0.01712
D-W Stat		2.1181		1.7680

**Keterangan :** <sup>a</sup> Signifikan pada tingkat 5 %

<sup>b</sup> Signifikan pada tingkat 10 %