

## **RESPONSIVITAS HARGA SAHAM PROPERTI TERHADAP DINAMIKA EKONOMI MONETER DI INDONESIA: PENDEKATAN ERROR CORRECTION MODEL**

**Florentinus Nugro Hardianto**  
*Mahasiswa Magister Sains IESP UGM*

### **Abstract**

*This study is an effort to extend reseach in stock market espically about the Response of the price of stock to change monetary sector in Indonesia by using monthly data over the period 2002-2005. The price of stock is the stock price index of property and the monetary variables consist of the exchange rate, three months SBI, Indonesian money supply M2. The research applies Engle-Grange Error Correction Model.*

*This study shows that there is a long run relationship between price stock of property and monetary variables. The second, in the short run the price of stock is affected significantly by money supply M2 and the US time deposit interest rate. Finnally, three months SBI, money supply M2 and the US time deposit interest rate influence the price of stock in the long rung.*

**Key words:** *price stock of property, monetary variable, Engle-Granger Error Correction Model*

### **PENDAHULUAN**

Pergerakan harga-harga saham di pasar modal pada umumnya cenderung fluktuatif. Fluktuasi ini dapat dilihat dari proses naik-turunnya harga saham selama berlangsungnya transaksi perdagangan di bursa efek. Banyak faktor yang dapat mempengaruhi fluktuasi pergerakan harga saham di pasar modal. Ada yang berpendapat bahwa volatilitas di dalam pasar finansial sangat sensitif terhadap perubahan-perubahan variabel ekonomi seperti kebijakan moneter dan fiskal, maupun variabel non-ekonomi seperti ketidakstabilan politik bahkan yang sifatnya sekedar rumor (Agus Widarjono, 2005).

Secara empiris, sudah banyak penelitian dilakukan untuk mengetahui berbagai faktor ekonomi dan non-ekonomi yang diduga berhubungan dengan fluktuasi harga saham. Sejauh yang diketahui,

pengembangan riset ini diawali oleh Fama (1965) yang melakukan penelitian mengenai perilaku harga saham di Amerika Serikat termasuk pengaruh variabel makroekonomi di dalamnya. Setelah itu, muncul riset-riset lain yang terkait, tetapi sudah lebih variatif. Variabel independennya semakin banyak dengan menggabungkan beberapa kombinasi variabel, dan semakin kompleks metode analisisnya.

Namun demikian, dari sejumlah penelitian yang sudah dilakukan, ternyata masih belum cukup memuaskan karena perkembangannya belum merata. Sebagai misal masih terbatasnya riset mengenai hubungan harga saham properti dan variabel makroekonomi. Selain itu, perkembangan riset serupa yang paling banyak memfokuskan perhatiannya hanya pada variabel tunggal makroekonomi tertentu seperti suku bunga atau inflasi, dan paling banyak hanya

untuk konteks Amerika Serikat (Tracey West dan Andrew Warthington, 2003).

Sehubungan dengan hal tersebut, penelitian ini merupakan salah satu upaya untuk lebih memperluas riset di bidang pasar modal, lebih khusus lagi tentang responsivitas harga saham properti terhadap dinamika ekonomi moneter yang terjadi di Indonesia. Setidaknya ada dua pertimbangan mengapa penelitian ini dilakukan. Pertama, topik riset ini nampaknya mulai menjadi trend perhatian banyak kalangan yang berkecimpung dalam bidang properti. Hal ini berdasarkan pengamatan Jeffrey D. Fisher dan R. Brian Webb (1992) yang secara khusus menyatakan bahwa identifikasi faktor makroekonomi yang mempengaruhi tingkat *return* di pasar properti merupakan salah satu isu terkini untuk memahami pasar properti. Kedua, dipilihnya topik ini berangkat dari kenyataan masih terbatas sekali topik-topik penelitian yang sejenis, lebih-lebih dalam konteks Indonesia. Sejauh ini penulis belum pernah menemukan publikasi riset yang serupa. Harapannya, riset ini kelak bisa menjadi pemicu perkembangan riset mengenai hubungan harga saham sektor properti dan variabel makroekonomi secara lebih luas dan mendalam dalam konteks Indonesia.

#### **LANDASAN TEORI DAN REVIEW PENELITIAN SEBELUMNYA**

Riset mengenai pengaruh variabel makroekonomi terhadap pergerakan harga saham di pasar modal ternyata telah menjadi perhatian menarik banyak pihak. Diperkirakan pembahasan awal tentang topik sejenis dilakukan oleh Eugene F. Fama (1965) dengan artikel berjudul "*The Behavior of Stock-Market Prices*" yang dipublikasikan dalam *The Journal of Business*, USA. Berawal dari itu, bermunculanlah riset-riset lain yang membahas topik serupa sehingga semakin berkembang pesat. Riset terkini diantaranya dilakukan oleh A. Beltratti dan

C. Morana (2006), Saadet Kirbas-Kasman (2006), Cynthia Saltzman (2005), D.K. Twerefou dan Michael K. Nimo (2005), T. Bradley Ewing dan James E. Payne (2005), Rodolfo Q. Aquino (2005), Rahul Verma dan Teofilo Ozuna (2005), Melina Dritsaki (2005), Martin K. Hess (2005), dan John Y. Campbell dan Tuomo Vuolteenaho (2004). Tentunya, masih banyak lagi para peneliti yang melakukan riset dengan topik sama.

Dari sejumlah studi empiris tersebut, beberapa diantaranya memasukkan variabel makroekonomi yang dapat dikelompokkan ke dalam variabel ekonomi moneter. Misalnya memasukkan variabel suku bunga bank sentral, penawaran uang, nilai tukar mata uang (kurs), indeks harga saham pasar modal internasional, perbedaan harga domestik dan internasional, perbedaan suku bunga domestik dan internasional, atau suku bunga internasional ke dalam model penelitian. Saadet Kirbas-Kasman (2006) menunjukkan adanya hubungan jangka panjang/keseimbangan antara penawaran uang (M1) dan tingkat kurs dengan harga saham di Turki dengan uji kointegrasi Johansen, dan adanya kausalitas dua arah diantara variabel-variabel tersebut dengan uji kausalitas Granger. Hasil ini sesuai juga untuk kasus Malaysia yang dilakukan oleh Mansor H. Ibrahim (2003) dan kasus Korea yang dilakukan oleh Chung S. Kwon dan Tai S. Shin (1999). Kemudian, A. Beltratti dan C. Morana (2006) membuktikan hasil risetnya untuk kasus Amerika Serikat bahwa pengaruh volatilitas suku bunga bank sentral Amerika Serikat, dan pertumbuhan penawaran uang (M1) terhadap volatilitas pasar modal lebih kuat daripada sebaliknya. Pengaruh penawaran uang seperti itu konsisten dengan riset yang dilakukan K. Chauduri dan S. Smiles (2004) terhadap pasar modal di Australia meski dengan variabel M2 riel. Untuk kasus Yunani, Melina Dritsaki (2005) antara lain menunjukkan bahwa suku bunga jangka

pendek berkointegrasi dengan harga saham berdasarkan uji kointegrasi Johansen, dan bahwa suku bunga tersebut berpengaruh terhadap harga saham dan tidak sebaliknya menurut uji kausalitas Granger.

Terkait dengan kurs matauang, Rodolfo Q. Aquino (2005) yang meneliti pasar modal di Philipina menyatakan bahwa *return* saham tidak bereaksi secara signifikan terhadap fluktuasi kurs sebelum krisis keuangan Asia. Sebaliknya untuk kasus Amerika Latin ternyata tingkat kurs matauang masing-masing negara Amerika Latin mempengaruhi pasar modalnya masing-masing, dan bahwa resiko kurs menjadi sumber resiko yang penting di sana (Rahul Verma dan Teofilo Ozuna, 2005). Pada kasus dimana pasar modal domestik telah terintegrasi secara internasional, variabel kurs juga berpengaruh kuat terhadap pasar modal terkait (Martin K. Hess, 2005).

Berikutnya ditemukan satu riset yang mengikutsertakan variabel moneter lebih banyak dalam model penelitiannya, yakni dilakukan oleh Amir Kia (2003) untuk kasus Kanada. Dalam penelitiannya disertakan harga saham pasar modal Amerika Serikat, tingkat kurs, tingkat suku bunga *overnight* domestik, *risk premium* (*corporate paper minus treasury bill rates*), perbedaan suku bunga domestik dan internasional, rasio tingkat harga domestik dan internasional, dan rasio total produksi industri domestik dan internasional sebagai variabel independen yang diduga mempengaruhi perubahan harga saham di pasar modal Kanada. Dengan menggunakan *Error Correction Model* (ECM) ditunjukkan bahwa harga saham pasar modal Amerika Serikat, tingkat kurs, dan tingkat suku bunga *overnight* domestik berpengaruh signifikan terhadap perubahan harga saham di pasar modal Kanada. Variabel lain yang berpengaruh adalah harga saham pasar modal Amerika Serikat pada lag

(kelambanan) pertama, *risk premium* pada lag pertama, rasio tingkat harga domestik dan internasional pada lag pertama, dan rasio total produksi industri domestik dan internasional pada lag pertama dan kedua.

Sementara itu, studi empiris yang secara khusus mencoba menghubungkan harga saham properti dan variabel ekonomi moneter dapat dikatakan masih terbatas atau sedikit. Berikut ini beberapa studi empiris terkait yang bisa dikemukakan. Pertama, Tien Foo Sing (2004) telah menguji beberapa pengaruh variabel ekonomi moneter seperti variabel *real quarterly 3-month T-Bill yield*, *yield spread*, *term structure of government bond*, dan *credit risk premium* terhadap *excess return* saham *real estate* untuk kasus Singapura. Dengan menggunakan *Multifactor Asset Pricing Model* (MAP) dan teknik estimasi *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) ditunjukkan bahwa hanya variabel *yield spread* (selisih *5-year bond yield* dan *2-year bond yield*) yang berpengaruh signifikan secara negatif terhadap *excess return* saham *real estate*. Hasil riset memperkirakan jika ada kenaikan 1% *yield spread*, *excess return* saham *real estate* akan cenderung menurun sekitar 7,57%, *ceteris paribus*.

Selanjutnya, Tracey West dan Andrew Warthinton (2003) juga mencoba meneliti pengaruh variabel moneter dalam hal ini tingkat suku bunga jangka panjang di samping variabel ekonomi lain terhadap *return* saham properti untuk kasus Australia dengan menggunakan model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean* (GARCH-M). Dari hasil risetnya disimpulkan bahwa tingkat suku bunga jangka panjang yang diukur dengan variabel *10-year Commonwealth Bond Rate* berpengaruh signifikan secara negatif terhadap *return* saham sektor properti. Koefisien estimasi hasil regresi menunjukkan bahwa jika ada peningkatan 1% tingkat suku bunga tersebut, maka diperkirakan

akan terjadi penurunan *return* saham sektor properti sekitar 19,67%, *ceteris paribus*.

Kemudian, untuk kasus Inggris, Chris Brooks dan Sotiris Tsolacos (1999) mencoba melihat pengaruh tingkat suku bunga jangka pendek selain variabel ekonomi lainnya terhadap perubahan *return* saham properti. Tingkat suku bunga yang dipakai adalah *nominal three-month Treasury Bill Rate* dan *interest rate spread* yang dihitung dari selisih antara *nominal three-month Treasury Bill Rate* dan *yield on twenty year UK gilts*. Dalam kerangka model *Vector Autoregressive* (VAR), studi ini menemukan tidak adanya pengaruh signifikan variabel lag suku bunga terhadap *return* saham properti. Informasi lain yang bisa diperoleh adalah hasil analisis *variance decompositions* dan *impulse responses*. Berdasarkan analisis *variance decompositions* diketahui bahwa shock tingkat suku bunga jangka pendek hanya mampu menerangkan 10-15% varian dari *return* saham properti. Dari analisis *impulse responses* diketahui bahwa perubahan tingkat suku bunga jangka pendek berpengaruh negatif terhadap *return* saham properti selama 6 bulan, namun pada bulan-bulan berikutnya, pengaruh tersebut menjadi positif.

Berdasarkan review literatur di atas dapat ditentukan sejumlah hipotesis yang terkait dengan tujuan penelitian. Hipotesis penelitian ini adalah sebagai berikut: (1) Ada hubungan kointegrasi antara variabel ekonomi moneter dan harga saham properti, (2) Perubahan kurs rupiah per dolar Amerika Serikat berpengaruh positif terhadap harga saham properti, (3) Perubahan suku bunga SBI-3 bulan berpengaruh negatif terhadap harga saham properti, (4) Perubahan penawaran uang (M2) berpengaruh negatif terhadap harga saham properti, dan (5) Perubahan suku bunga deposito di Amerika Serikat berpengaruh positif terhadap harga saham properti.

## METODE PENELITIAN

### Data

Penelitian ini menggunakan data-data yang bersumber dari laporan Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia (SEKI) yang dipublikasikan Bank Indonesia dan database Bursa Efek Jakarta. Data-data yang digunakan adalah harga saham properti yang merupakan rata-rata harga saham perusahaan properti yang terdaftar di Bursa Efek Jakarta, kurs rupiah per dolar Amerika Serikat, suku bunga Sertifikat Bank Indonesia (SBI)-3 bulan, penawaran uang M2, dan suku bunga deposito di Amerika Serikat. Sampel data tersebut berada pada rentang waktu 2002-2005 secara bulanan.

### Proses Analisis Data

Penelitian ini menggunakan pendekatan model dinamis khususnya model koreksi kesalahan Engle-Granger (*Engle-Granger Error Correction Model*, EG-ECM) yang diperkenalkan oleh Robert F. Engle dan C.W.J. Granger (1987). Dalam proses analisis data, penelitian ini memanfaatkan *software* ekonometrika, yaitu E-Views 4. Selengkapnya, proses analisis dengan menggunakan model EG-ECM melalui tahap-tahap sebagai berikut:

### Uji Stasioneritas dan derajat integrasi

Riset ini memulai analisis dengan melakukan uji stasioneritas setiap data penelitian. Tujuannya untuk mengetahui apakah data-data tersebut sudah stasioner pada derajat yang sama. Dengan kata lain, apakah data-data tersebut terintegrasi pada derajat yang sama. Hal ini penting karena hanya pada derajat integrasi yang sama, hasil estimasi yang diperoleh layak digunakan sesuai teori ekonometrika runtun waktu. Uji stasioner dilakukan terlebih dahulu untuk data dalam bentuk level. Jika ternyata belum stasioner, perlu dilanjutkan dengan uji stasioner data dalam bentuk diferensi pertama, atau diferensi kedua

hingga diperoleh kondisi derajat integrasi sama. Dalam riset ini, uji stasioneritas yang dipakai adalah uji Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan uji Phillips-Peron (PP).

**Uji kointegrasi**

Setelah diketahui pada derajat berapa integrasinya sama, kemudian dilakukan uji kointegrasi. Uji kointegrasi bertujuan mengetahui adakah hubungan jangka panjang atau hubungan keseimbangan antara variabel dependen dan independennya. Caranya dengan menguji stasioneritas suatu residual dengan cara seperti pada tahap pertama. Residual ini diperoleh dari hasil estimasi model awal persamaan penelitian, yakni seperti berikut:

$$PPROP_t = \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + e_t \dots\dots\dots (1)$$

dimana:

- PPROP<sub>t</sub> = harga saham properti.
- SBI<sub>t</sub> = suku bunga SBI- 3 bulan.
- α<sub>0</sub> = konstanta.
- M2<sub>t</sub> = jumlah uang beredar M2.
- KURS<sub>t</sub> = kurs rupiah per dollar AS.
- USRATE<sub>t</sub> = suku bunga deposito di AS.
- e<sub>t</sub> = residual.
- β<sub>1</sub>, β<sub>2</sub>, β<sub>3</sub>, β<sub>4</sub> = koefisien variabel.

Apabila hasil uji kointegrasi menunjukkan adanya kointegrasi diantara variabel-variabel penelitian tersebut, maka model persamaan awal tersebut dapat dinyatakan sebagai model persamaan kointegrasi, atau persamaan jangka panjang/keseimbangan.

**Pembentukan EG-ECM**

Model EG- ECM diperkenalkan oleh Robert F. Engle dan C.W.J. Granger (1987). Penjelasan lebih lanjut mengenai EG-ECM ini juga dikemukakan oleh R.L. Thomas (1997). EG-ECM mengasumsikan adanya keseimbangan (*equilibrium*) dalam jangka panjang antara variabel-variabel ekonomi. Dalam jangka pendek, bila pada suatu

periode terdapat ketidakseimbangan (*disequilibrium*), maka pada periode berikutnya dalam rentang waktu tertentu akan terjadi proses koreksi kesalahan sehingga kembali kepada posisi keseimbangan. Proses koreksi kesalahan ini dapat diartikan sebagai penyelarasan perilaku jangka pendek yang berpotensi mengalami ketidakseimbangan ke arah perilaku jangka panjang yang merepresentasikan kondisi keseimbangan.

Pembentukan EG-ECM selengkapnya melalui tahap-tahap sebagai berikut:

1. Diawali dari pengembangan model persamaan awal (1) yang menggambarkan hubungan keseimbangan dalam jangka panjang sesuai teori yang berlaku, yakni:

$$PPROP_t = \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + e_t$$

Jika variabel PPROP berada pada titik keseimbangan terhadap variabel independennya, maka hubungan keseimbangan antara variabel dependen dan independennya seperti persamaan (1) terpenuhi.

2. Namun pada umumnya, keseimbangan tersebut sulit tercapai dan justru ketidakseimbangan yang sering muncul dalam jangka pendek. Ketidakseimbangan ini digambarkan dengan nilai *error correction term* (ECT) yang dirumuskan sebagai berikut:

$$ECT_t = PPROP_t - \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t$$

ECT<sub>t</sub> ini disebut sebagai kesalahan ketidakseimbangan (*disequilibrium error*).

3. Selanjutnya untuk mengetahui secara empiris hubungan antara variabel harga saham properti dan variabel-variabel ekonomi moneter, peneliti tidak dapat mendeteksi nilai keseimbangan secara langsung. Peneliti hanya dapat melakukannya dengan mengestimasi hubungan jangka pendek dengan

memasukkan unsur kelambanan sehingga model persamaannya menjadi:

$$PPROP_t = \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} + \lambda PPROP_{t-1} + e_t \dots\dots\dots (2)$$

4. Persoalan utama dalam mengestimasi persamaan (2) adalah jika data ternyata tidak stasioner pada tingkat level. Untuk mengatasinya, persamaan (2) perlu dimanipulasi dengan cara mengurangi setiap sisi kanan dan kiri persamaan (2) dengan variabel  $PPROP_{t-1}$ . Hasilnya sebagai berikut:

$$\begin{aligned} PPROP_t - PPROP_{t-1} &= \beta_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} + \lambda PPROP_t - \lambda PPROP_{t-1} + e_t \\ &= \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} - (\lambda PPROP_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1}) + e_t \\ &= \alpha_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

Keterangan:  $\lambda = 1 - \rho$

Selanjutnya, penambahan dan pengurangan dengan  $(\beta_1 KURS_{t-1} + \beta_2 SBI_{t-1} + \beta_3 M2_{t-1} + \beta_4 USRATE_{t-1})$  menghasilkan persamaan-persamaan berikut:

$$\begin{aligned} PPROP_t - PPROP_{t-1} &= \beta_0 + \beta_1 KURS_t + \beta_2 SBI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 USRATE_t + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} + \beta_1 KURS_{t-1} + \beta_2 SBI_{t-1} + \beta_3 M2_{t-1} + \beta_4 USRATE_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &+ \beta_2 SBI_{t-1} + \beta_3 M2_{t-1} + \beta_4 USRATE_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1} + e_t \\ &= \alpha_0 + \beta_1 KURS_t - \beta_1 KURS_{t-1} + \beta_2 SBI_t - \beta_2 SBI_{t-1} + \beta_3 M2_t - \beta_3 M2_{t-1} + \beta_4 USRATE_t - \beta_4 USRATE_{t-1} + \beta_5 KURS_{t-1} + \beta_6 SBI_{t-1} + \beta_7 M2_{t-1} + \beta_8 USRATE_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

$$DPPROP_t = \alpha_0 + \beta_1 DKURS_t + \beta_2 DSBI_t + \beta_3 DM2_t + \beta_4 DUSRATE_t + (\beta_5 + \beta_1) KURS_{t-1} + (\beta_6 + \beta_2) SBI_{t-1} + (\beta_7 + \beta_3) M2_{t-1} + (\beta_8 + \beta_4) USRATE_{t-1} - \lambda PPROP_{t-1} + e_t$$

$$DPPROP_t = \alpha_0 + \beta_1 DKURS_t + \beta_2 DSBI_t + \beta_3 DM2_t + \beta_4 DUSRATE_t - (\lambda PPROP_{t-1} - \beta_1 KURS_{t-1} - \beta_2 SBI_{t-1} - \beta_3 M2_{t-1} - \beta_4 USRATE_{t-1}) + e_t$$

$$DPPROP_t = \beta_1 DKURS_t + \beta_2 DSBI_t + \beta_3 DM2_t + \beta_4 DUSRATE_t - \lambda (PPROP_{t-1} - \beta_1 KURS_{t-1} - \beta_2 SBI_{t-1} - \beta_3 M2_{t-1} - \beta_4 USRATE_{t-1}) + e_t$$

$$DPPROP_t = \beta_1 DKURS_t + \beta_2 DSBI_t + \beta_3 DM2_t + \beta_4 DUSRATE_t - \lambda ECT_{t-1} + e_t$$

Keterangan:

- $\alpha_0 = \alpha_0 / \lambda$
- $\beta_1 = (\beta_5 + \beta_1) / \lambda$
- $\beta_2 = (\beta_6 + \beta_2) / \lambda$
- $\beta_3 = (\beta_7 + \beta_3) / \lambda$
- $\beta_4 = (\beta_8 + \beta_4) / \lambda$
- $DX_t = X_t - X_{t-1}$

Setelah melalui manipulasi persamaan dan parameterisasi ulang seperti di atas, model EG-ECM yang akan diestimasi adalah sebagai berikut:

$$DPPROP_t = \beta_1 DKURS_t + \beta_2 DSBI_t + \beta_3 DM2_t + \beta_4 DUSRATE_t - \beta_5 ECT_{t-1} + e_t \dots\dots\dots (3)$$

Dimana:

$$\begin{aligned} \text{DPPROP}_t &= \text{PPROP}_t - \text{PPROP}_{t-1} \\ &\text{(diferensi pertama harga saham properti)} \\ \text{DKURS}_t &= \text{KURS}_t - \text{KURS}_{t-1} \\ &\text{(diferensi pertama kurs rupiah per dollar AS)} \\ \text{DSBI}_t &= \text{SBI}_t - \text{SBI}_{t-1} \\ &\text{(diferensi pertama suku bunga SBI 3 bulan)} \\ \text{DM2}_t &= \text{M2}_t - \text{M2}_{t-1} \\ &\text{(diferensi pertama penawaran uang M2)} \\ \text{DUSRATE}_t &= \text{USRATE}_t - \text{USRATE}_{t-1} \\ &\text{(diferensi pertama suku bunga deposito di AS)} \\ \text{ECT}_{t-1} &= \text{Error-Correction Term pada } t-1 \\ &= \text{PPROP}_{t-1} - \alpha_0 - \delta_1 \text{KURS}_{t-1} - \\ &\quad \delta_2 \text{SBI}_{t-1} - \delta_3 \text{M2}_{t-1} - \delta_4 \text{USRATE}_{t-1} \\ e_t &= \text{residual} \end{aligned}$$

Persamaan (3) di atas menjelaskan bahwa perubahan variabel harga saham properti (DPPROP) dipengaruhi oleh perubahan variabel kurs rupiah per dollar AS (DKURS), perubahan suku bunga SBI 3 bulan (DSBI), perubahan penawaran uang M2 (DM2), perubahan suku bunga deposito di AS (DUSRATE), dan *error-correction term* (ECT). Model persamaan tersebut hanya dapat diestimasi jika variabel-variabel di dalamnya terkointegrasi pada derajat integrasi yang sama. Karena itu, sebelum mengestimasi persamaan EG-ECM, terlebih dahulu dilakukan pengujian derajat integrasi dan kointegrasi.

#### Estimasi EG-ECM (Hubungan Jangka Pendek)

Proses berikutnya adalah mengestimasi EG-ECM dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS). Setelah itu dilanjutkan uji signifikansi variabel penelitian, dan uji asumsi klasik terhadap hasil estimasi EG-

ECM. Dalam proses ini nantinya bisa diketahui pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka pendek termasuk validitas model estimasi dilihat dari informasi variabel ECT.

#### Estimasi Persamaan Kointegrasi (Hubungan Jangka Panjang)

Setelah menganalisa hubungan jangka pendek dilanjutkan dengan analisa hubungan jangka panjang, yakni dengan mengestimasi persamaan kointegrasi seperti dalam persamaan (1). Dalam proses ini bisa diketahui pengaruh jangka panjang variabel ekonomi moneter terhadap harga saham properti.

#### HASIL ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Hasil uji stasioneritas menunjukkan bahwa semua variabel tidak stasioner pada bentuk level karena baik pada uji ADF maupun uji PP, nilai absolut statistik ADF dan PP lebih kecil daripada nilai absolut kritisnya masing-masing pada tingkat signifikansi 5%. Selanjutnya dilakukan uji stasioneritas terhadap variabel penelitian dalam bentuk diferensi pertama. Hasilnya menunjukkan semua variabel ternyata stasioner dalam bentuk diferensi pertama. Ini dilihat dari nilai absolut statistik ADF dan PP yang lebih besar daripada nilai absolut kritisnya masing-masing pada tingkat signifikansi 5%. Selengkapnya dapat dilihat pada Tabel I dan Tabel II. Karena itu dapat dikatakan bahwa variabel-variabel penelitian terintegrasi pada derajat yang sama, yakni derajat satu.

**Tabel I:** Hasil Uji Stasioneritas Bentuk Level  
Variabel PPROP, KURS, SBI, M2, dan USRATE

Variabel	Nilai ADF-Hitung			Nilai PP-Hitung		
	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend
PPROP	-1,177122	-1,700813	0,067151	-1,313290	-1,928305	0,008463
KURS	-1,936256	-3,158966	-0,433202	-2,124896	-3,158966	-0,394092
SBI	-1,913149	1,811693	0,104059	-2,030484	3,086649	-1,338547
M2	3,069587	0,293305	4,804485	4,437612	0,642481	4,424652
USRATE	3,148046	0,622793	3,027335	2,135439	0,643105	1,828163

Keterangan:

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-2,925169$ .

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-3,508508$

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan tanpa konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-1,947975$

**Tabel II:** Hasil Uji Derajat Integrasi Pertama  
Variabel DPPROP, DKURS, DSBI, DM2, dan DUSRATE

Variabel	Nilai ADF-Hitung			Nilai PP-Hitung		
	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend
DPPROP	-6,171159	-6,098030	-6,226547	-6,182063	-6,109391	-6,235693
DKURS	-5,280182	-5,638087	-5,334106	-5,234168	-5,638087	-5,287718
DSBI	-4,301318	-6,072735	-4,289188	-4,346761	-6,072735	-4,322854
DM2	-5,324557	-6,307795	-3,877953	-5,323878	-6,283059	-3,936714
DUSRATE	-1,398918	-6,824870	-1,035707	-4,895387	-6,824630	-4,451001

Keterangan:

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-2,926622$

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-3,510740$

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan tanpa konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-1,948140$

Selanjutnya, hasil uji kointegrasi menunjukkan adanya hubungan kointegrasi pada model persamaan awal penelitian. Hal ini dapat diketahui dari uji stasioneritas terhadap residual yang diperoleh dari hasil estimasi model persamaan awal, yakni persamaan (1). Uji stasioneritas tersebut menunjukkan bahwa nilai absolut statistik ADF dan PP lebih besar daripada nilai

absolut kritisnya masing-masing pada tingkat signifikansi 5%. Hasil uji stasioneritas residual ini dapat dilihat pada Tabel III. Dengan adanya hubungan kointegrasi, itu berarti bahwa model persamaan awal merupakan model persamaan kointegrasi atau persamaan jangka panjang/keseimbangan.

**Tabel III:** Hasil Uji Stasioneritas Bentuk Level Variabel Residual

Variabel	Nilai ADF-Hitung			Nilai PP-Hitung		
	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend	Konstanta	Konstanta & Trend	Tanpa Konstanta & Trend
Residual ( $e_t$ )	-2,395036	-2,369545	-2,421216	-2,502125	-2,474859	-2,527058

Keterangan:

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-2,925169$

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-3,508508$ .

Nilai ADF-Tabel dan PP-Tabel dengan tanpa konstanta & trend pada  $\alpha=5\%$  adalah  $-1,947975$ .

Setelah melakukan uji stasioneritas dan uji kointegrasi, penelitian ini berlanjut dengan membentuk model koreksi kesalahan dengan tujuan mendapatkan model estimasi yang berguna untuk mengetahui perilaku hubungan jangka pendek termasuk penyesuaian koreksi kesalahan sebagai reaksi adanya ketidakseimbangan. Pembentukan model koreksi kesalahan dalam penelitian ini didasarkan pada EG-ECM yang dikembangkan oleh Robert F. Engle dan C.W.J. Granger (1987). Hasil EG-ECM yang terbentuk adalah model persamaan seperti pada persamaan (3) di atas.

Selanjutnya model persamaan EG-ECM tersebut diestimasi dengan metode OLS. Hasil estimasi EG-ECM dapat dikemukakan seperti berikut ini. Dalam jangka pendek, variabel independen yang berpengaruh signifikan terhadap perubahan harga saham properti adalah penawaran uang M2 (DM2), dan tingkat suku bunga deposito di Amerika Serikat (DUSRATE) dan variabel ECT pada tingkat signifikansi 5%, dan memiliki tanda sesuai dengan yang diharapkan. Seberapa besar perubahan variabel independen tersebut berpengaruh terhadap pergerakan harga saham properti tergantung nilai koefisien dan tanda pada hasil estimasi. Contohnya, peningkatan 1 satuan variabel tingkat suku bunga deposito di Amerika Serikat akan cenderung

meningkatkan harga saham properti sekitar 70,34 satuan dengan anggapan variabel independen lainnya tetap. Sebaliknya dalam jangka pendek, variabel kurs rupiah per dolar AS, dan suku bunga SBI-3bulan tidak berpengaruh signifikan terhadap perubahan harga saham properti pada tingkat signifikansi 5%. Seluruh hasil estimasi terlihat pada Tabel IV.

Kemudian, variabel ECT juga berpengaruh signifikan pada tingkat signifikansi 5%, dan memiliki tanda negatif. Signifikannya variabel ECT memperkuat bukti adanya hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang/keseimbangan antara variabel independen dan dependennya. Selain itu, signifikansi variabel ECT juga berarti bahwa model empiris yang digunakan dalam penelitian memiliki spesifikasi model yang valid sehingga hasil estimasi EG-ECM dapat digunakan untuk melihat pengaruh variabel ekonomi moneter terhadap harga saham properti selama periode penelitian. Dari hasil estimasi diketahui besarnya nilai absolut koefisien variabel ECT sebesar 0,208955 yang menjelaskan bahwa sekitar 21% ketidaksesuaian antara nilai aktual harga saham properti dalam jangka pendek dan nilai keseimbangan harga saham properti dalam jangka panjang akan dikoreksi pada setiap bulannya.

**Tabel IV: Hasil Estimasi EG-ECM**  

$$\text{DPPROP}_t = -0,02847\text{DKURS}_t - 11,70670\text{DSBI}_t - 0,000597\text{DM2}_t + 70,34635\text{DUSRATE}_t - 0,208955\text{ECT}_{t-1}$$

Dependent Variable: DPPROP

Method: Least Squares

Date: 06/19/06 Time: 22:35

Sample(adjusted): 2002:02 2005:12

Included observations: 47 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DKURS	-0.028470	0.017266	-1.648950	0.1066
DSBI	-11.70670	6.713120	-1.743854	0.0885
DM2	-0.000597	0.000291	-2.048818	0.0468
DUSRATE	70.34635	27.74645	2.535328	0.0150
ECT(-1)	-0.208955	0.082334	-2.537890	0.0150
R-squared	0.283416	Mean dependent var		1.715426
Adjusted R-squared	0.215170	S.D. dependent var		28.38898
S.E. of regression	25.14997	Akaike info criterion		9.387879
Sum squared resid	26565.89	Schwarz criterion		9.584703
Log likelihood	-215.6151	Durbin-Watson stat		1.667350

\*signifikan pada  $\alpha=5\%$

Di samping terbukti bahwa spesifikasi model yang dipakai adalah model yang valid seperti telah diketahui di atas, hasil uji asumsi klasik juga membuktikan bahwa model penaksir tersebut merupakan model penaksir yang linier, tidak bias, dan terbaik/efisien (*Best Linear Unbiased Estimator*, BLUE). Bisa dinyatakan demikian karena model estimasi EG-ECM terbukti lolos uji normalitas, linieritas, non-autokorelasi, homokedastisitas dan non-multikolinieritas sempurna yang kesemuanya merupakan uji asumsi linier klasik. Dengan Jarque-Bera Test (J-B Test) diketahui bahwa nilai JB hitung lebih kecil daripada nilai *chi-square*-tabel yang berarti bahwa residual hasil estimasi berdistribusi normal. Kemudian, dengan memakai Ramsey RESET Test dihasilkan bahwa nilai F-statistik tidak signifikan dengan nilai probabilitas sebesar 0,142280 yang berarti

bahwa spesifikasi model estimasi sudah benar sebagai model linier. Berikutnya, uji non-autokorelasi dengan Serial Correlation Lagrange Multiplier Test (LM Test) yang hasilnya ternyata nilai *chi-square* hitung lebih kecil daripada nilai *chi-square*-tabel sehingga lolos dari masalah autokorelasi. Lalu diteruskan dengan uji homokedastisitas dengan White Test, dan dihasilkan nilai *chi-square* hitung lebih kecil daripada nilai *chi-square*-tabel yang mengindikasikan terpenuhinya asumsi homokedastisitas. Uji asumsi klasik lain yang juga penting adalah uji non-multikolinieritas dengan cara mendeteksi koefisien korelasi antar-variabel independen. Hasil cara ini menunjukkan rendahnya nilai koefisien korelasi antar-variabel independen sehingga dapat diduga tidak terdapat masalah multikolinieritas sempurna. Selengkapannya hasil uji asumsi klasik dapat dilihat pada Tabel V.

**Tabel V:** Hasil Uji Asumsi Klasik Estimasi EG-ECM

No.	Uji Asumsi Klasik	Jenis Uji Asumsi Klasik	Hasil Uji		Keterangan
1	Normalitas	Jarque-Bera Test (JB-Test)	3,486334 (J-B hitung)	11,0705 (chi-square table; df=5; $\alpha=5\%$ )	Lolos Uji Normalitas
2	Linieritas	Ramsey RESET Test	Nilai F-statistik tidak signifikan dengan nilai probabilitas = 0,142280		Lolos Uji Linieritas
3	Non-Autokorelasi	Lagrange Multiplier Test (LM Test)	1,711164 (Obs*R-squared/chi-square)	5,99147 (chi-square table; df=2; $\alpha=5\%$ )	Lolos Uji Non-Autokorelasi
4	Homokedastisitas	White-Test Heterokedasticity (no cross term)	8,252202 (Obs*R-squared/chi-square)	21,0261 (chi-square table; df=12; $\alpha=5\%$ )	Lolos Uji Homokedastisitas
		White-Test Heterokedasticity (cross term)	28,60459 (Obs*R-squared/chi-square)	32,6705 (chi-square table; df=21; $\alpha=5\%$ )	Lolos Uji Homokedastisitas
5	Non-Multikolinieritas	Korelasi Parsial Antar Variabel Independen	Nilai Koefisien Korelasi Parsial Antar-Variabel Independen Relatif Rendah		Lolos Uji Multikolinieritas Sempurna

Sekarang tibalah saatnya menganalisa hubungan jangka panjang antara variabel ekonomi moneter dan harga saham properti. Hubungan jangka panjang ini dapat diperoleh dengan mengestimasi model persamaan jangka panjang yang tidak lain adalah model persamaan kointegrasi, yakni persamaan (1) seperti ditunjukkan pada bagian atas. Hasil estimasi terhadap model persamaan tersebut menunjukkan bahwa variabel suku bunga SBI-3bulan, penawaran uang M2, suku bunga deposito di AS, kurs Rupiah per Dollar AS berpengaruh

signifikan terhadap perubahan harga saham properti. Secara serempak atas dasar uji F diketahui bahwa variabel-variabel independennya berpengaruh signifikan terhadap dependennya. Dengan hasil analisis ini dapat dikatakan bahwa harga saham properti cukup responsif terhadap perubahan yang terjadi pada variabel ekonomi moneter di Indonesia dalam konteks ini terutama variabel suku bunga SBI-3bulan, penawaran uang M2, dan suku bunga deposito di AS. Selengkapnya, hasil estimasi dapat dilihat pada Tabel VI.

**Tabel VI:** Hasil Estimasi Persamaan Kointegrasi  

$$PPROP_t = 355,7808 + 0,039977KURS_t - 25,39124SBI_t - 0,000595M2_t + 81,30260USRATE_t^*$$

Dependent Variable: PPROP				
Method: Least Squares				
Date: 06/16/06 Time: 12:52				
Sample: 2002:01 2005:12				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	355.7808	207.5768	1.713972	0.0937
KURS	0.039977	0.020506	1.949514	0.0578
SBI	-25.39124	4.418137	-5.747046	0.0000
M2	-0.000595	0.000237	-2.510130	0.0159
USRATE	81.30260	23.66658	3.435334	0.0013
R-squared	0.680632	Mean dependent var		281.5234
Adjusted R-squared	0.650923	S.D. dependent var		82.60046
S.E. of regression	48.80262	Akaike info criterion		10.71178
Sum squared resid	102412.9	Schwarz criterion		10.90669
Log likelihood	-252.0827	F statistic		22.91018
Durbin-Watson stat	0.447658	Prob(F-statistic)		0.000000

\*signifikan pada  $\alpha=5\%$

**KESIMPULAN DAN IMPLIKASI**

Dari hasil analisis yang telah dilakukan kemudian diambil sejumlah kesimpulan sesuai tujuan awal penelitian. Kesimpulan yang dapat diperoleh adalah seperti berikut ini. Pertama, hasil uji kointegrasi menunjukkan bahwa ada hubungan kointegrasi jangka panjang atau hubungan keseimbangan antara pergerakan harga saham properti di Indonesia dan variabel ekonomi moneter, yakni kurs rupiah per dolar AS, suku bunga SBI-3bulan, penawaran uang M2, dan suku bunga deposito di AS. Kedua, dengan menggunakan *Engle-Granger Error Correction Model* diketahui bahwa dalam jangka pendek, pergerakan harga saham properti dipengaruhi secara signifikan oleh perubahan penawaran uang M2, dan perubahan suku bunga deposito di AS.

Kemudian yang ketiga, dari hasil estimasi EG-ECM diketahui pula besarnya nilai absolut koefisien variabel  $ECT_{t-1}$  sebesar 0,208955 yang menjelaskan bahwa sekitar 21% ketidaksesuaian antara nilai

aktual harga saham properti dalam jangka pendek dan nilai keseimbangan harga saham properti dalam jangka panjang akan dikoreksi pada setiap bulannya. Berikutnya keempat, dalam jangka panjang, pergerakan harga saham properti di Indonesia dipengaruhi secara signifikan oleh perubahan suku bunga SBI-3bulan, penawaran uang M2, suku bunga deposito di AS dan kurs rupiah per Dollar AS.

Selanjutnya berdasarkan hasil penelitian di atas, setidaknya ada dua implikasi penting yang dapat dikemukakan di sini. Implikasi pertama adalah bahwa variabel ekonomi moneter sebaiknya menjadi perhatian kalangan industri properti agar dapat lebih memahami dengan tepat dinamika harga saham properti di Indonesia. Keputusan mengenai strategi alokasi portofolio di pasar modal khususnya untuk sektor properti hendaknya juga mempertimbangkan pengaruh variabel moneter tersebut terutama penawaran uang M2, dan suku bunga deposito di AS yang berpengaruh signifikan dalam jangka pendek, dan

variabel moneter lainnya yang berpengaruh dalam jangka panjang seperti suku bunga SBI-3bulan, penawaran uang M2, dan suku bunga deposito di AS.

Implikasi lain dari hasil riset ini adalah bahwa pemerintah dalam hal ini bank sentral dapat mempengaruhi perkembangan harga saham properti. Seperti ditunjukkan dalam analisis bahwa suku bunga SBI-3 bulan sebagai salah satu instrumen yang dapat dikendalikan bank sentral ternyata berpengaruh signifikan terhadap pergerakan harga saham properti dalam jangka panjang. Selain itu, penawaran uang M2 ternyata juga

berpengaruh signifikan dalam jangka pendek dan jangka panjang terhadap harga saham properti. Seperti diketahui perkembangan M2 tidak terlepas dari intervensi Bank Indonesia melalui pengendalian M0 dan M1 dengan menciptakan uang baru atau melakukan kebijakan *open market operation*. Hasil ini dapat menjadi salah satu masukan penting bagi Bank Indonesia apabila berencana mempengaruhi perkembangan harga saham properti dalam rangka mendorong pembangunan industri properti nasional secara umum.

#### **DAFTAR PUSTAKA**

- Aquino, Rodolfo Q. (2005), "Exchange Rate Risk and Phillipine Stock Returns: Before and After The Asian Financial Crisis", *Applied Financial Economics*, Vol.15, Issue 11, USA.
- Brooks, Chris, dan Sotiris Tsolacos (1999), "The Impact of Economic and Financial Factors on UK Property Performance", *Journal of Property Research*, 16(2), United Kingdom.
- Beltratti, A., dan C. Morana (2006), "Breaks and Persistency: Macroeconomic Causes of Stock Market Volatility", *Journal of Econometric*, Vol.131, Issue ½, USA.
- Chauduri, K, dan S. Smiles (2004), "Stock Market and Aggregate Economic Activity: Evidence from Australia", *Applied Financial Economics*, 14, United Kingdom.
- Dritsaki, Melina (2005), "Linkage Between Stock market and Macroeconomic Fundamentals: Case Study of Athens Stock Exchange", *Journal of Financial Management and Analysis*, 18(1), USA.
- Engle, Robert F. dan C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, No.2 (March), USA.
- Ewing, Bradly T.(2002), "Macroeconomic News and The Returns of Financial Companies", *Managerial and Decision Economic*, USA.
- Ewing, Bradley T., dan James E. Payne (2005), "The Response of Real Estate Investment Trust Returns to Macroeconomic Shocks", *Journal of Business Research*, Vol.58, Issue 3, USA.
- Fama, Eugene F. (1965), "The Behavior of Stock-Market Prices", *The Journal of Business*, Vol.38, Issue 1, USA.

- Funke, Norbert, dan Akimi Matsuda (2006), "Macroeconomic News and Stock Returns in The United States and Germany", *German Economic Review*, Vol.7, Issue 2, Germany.
- Ibrahim, Mansor H.(2003), "Macroeconomic Forces and Capital Market Integration", *Journal of The Asia Pasific Economy*, 8(1), Routledge, USA.
- Kia, Amir (2003), "Forward-Looking agents and Macroeconomic Determinants of The Equity price in A Small Open Economy", *Applied Financial Economics*, 13, United Kingdom.
- Kirbas-Kasman, Saadet (2006), "Is There A Relationship Between Stock Prices and Macroeconomic Variables?", *Iktisat Isletme ve Finans*, Vol.21, No.238, Turki.
- Liow, Kim Hiang (2000), "The Dynamics of The Singapore Commercial Property Market", *Journal of Property Research*, 17(4), United Kingdom.
- Payne, James E. (2003), "Shocks to Macroeconomic State Variables and The Risk Premium of REITs", *Applied Economics Letter*", 10, United Kingdom.
- Sing, Tien Foo (2004), "Common Risk Factors and Risk Premia in Direct and Securitized Real Estate Markets", *Journal of Property Research*, 21(3), United Kingdom.
- Thomas, R.L.(1997), *Modern Econometrics: An Introduction*, Addison Wesley Longman, United Kingdom.
- Twerefou, D.K., dan Michael K. Nimo (2005), "The Impact of Macroeconomic Risk on Asset Prices in Ghana, 1997-2002", *African Development Review*, Vol.17, Issue1, Blackwell Publishing Ltd., United Kingdom.
- Verma, Rahul, dan Teofilo Ozuna (2005), "Are Emerging Equity Markets Responsive to Cross-Country Macroeconomic Movements?: Evidence from Latin America", *Journal of International Financial Markets, Institution & Money*", Vol.15, Issue1, USA.
- Widarjono, Agus (2005), *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi Untuk Ekonomi dan Bisnis*, Penerbit Ekonisia, Edisi Pertama, Cetakan I, FE-Universitas Islam Indonesia, Yogyakarta.
- Wu, Ying (2001), "Exchange Rates, Stock Prices, and Money Markets: Evidence from Singapore", *Journal of Asian Economics*, 12, North-Holland.
- ....., *Eviews 4.0 User's Guide*, Quantitative Micro Software, LLC., 1994-2000, USA.