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 research in stock market especially 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-Granger 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. Finally, three months SBI, money supply M2 and the US time deposit interest rate influence the price of stock in the long run.

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

PENDAHULUAN


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 analisinya.

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).


LANDASAN TEORI DAN REVIEW PENELITIAN SEBELUMNYA


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.


Selanjutnya, Tracey West dan Andrew Warthington (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. Koebsien estimasi hasil regresi menunjukan bahwa jika ada peningkatan 1% tingkat suku bunga tersebut, maka diperkirakan
akan terjadi penuruan return saham sektor properti sekitar 19.67%, ceteris paribus.
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 positif 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

Proses Analisis Data

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 apakah 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:

\[ \text{PPROP}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBI}_t + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t + \epsilon_t \]  

dimana:
- \( \text{PPROP}_t \) adalah harga saham properti.
- \( \text{SBI}_t \) = suku bunga SBI- 3 bulan.
- \( \text{M2}_t \) = jumlah uang beredar M2.
- \( \text{KURS}_t \) = kurs rupiah per dollar AS.
- \( \text{USRATE}_t \) = suku bunga deposito di AS.
- \( \epsilon_t \) = residual.
- \( \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 \) = 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**


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:

\[ \text{PPROP}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBI}_t + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t + \epsilon_t \]

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:

\[ \text{ECT}_t = \text{PPROP}_t - \beta_0 - \beta_1 \text{KURS}_t - \beta_2 \text{SBI}_t - \beta_3 \text{M2}_t - \beta_4 \text{USRATE}_t \]

ECT\_t ini disebut sebagai kesalahan ketidakseimbangan (dis-equilibrium 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 persamannya menjadi:

\[\begin{align*}
\text{PPROP}_t &= 0 + \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBLI}_t + \\
& \quad + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t + \\
& \quad + \text{kKURS}_{t,1} + \beta_5 \text{SBLI}_{t,1} + \beta_2 \text{M2}_{t,1} + \beta_4 \text{USRATE}_{t,1} + \\
& \quad + \text{PPROP}_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{.......................... (2)}
\end{align*}\]

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:

\[\begin{align*}
\text{DPPROP}_t &= 0 + \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBLI}_t + \\
& \quad + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t + \\
& \quad + \text{kKURS}_{t,1} + \beta_5 \text{SBLI}_{t,1} + \beta_2 \text{M2}_{t,1} + \beta_4 \text{USRATE}_{t,1} - \lambda \text{PPROP}_{t-1} + \\
& \quad + \epsilon_t
\end{align*}\]

\[\begin{align*}
\text{DPPROP}_t &= 0 + \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBLI}_t + \\
& \quad + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t + \\
& \quad + \text{kKURS}_{t,1} + \beta_5 \text{SBLI}_{t,1} + \beta_2 \text{M2}_{t,1} + \beta_4 \text{USRATE}_{t,1} - \lambda \text{PPROP}_{t-1} + \\
& \quad + \epsilon_t
\end{align*}\]

Keterangan:

\[\begin{align*}
0 &= \frac{\delta\lambda}{\lambda} \\
1 &= (\beta_3 + \beta_1)\lambda \\
2 &= (\beta_4 + \beta_2)\lambda \\
3 &= (\beta_5 + \beta_3)\lambda \\
4 &= (\beta_6 + \beta_4)\lambda \\
\Delta X_t &= X_t - X_{t-1}
\end{align*}\]

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

\[\begin{align*}
\text{DPPROP}_t &= \beta_1 \text{KURS}_t + \beta_2 \text{SBLI}_t + \\
& \quad + \beta_3 \text{M2}_t + \beta_4 \text{USRATE}_t - \\
& \quad - \beta_5 \text{ECT}_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{.......................... (3)}
\end{align*}\]

Dimana:
DPPROP<sub>t</sub> = PPROP<sub>t</sub> - PPROP<sub>t-1</sub>  
(diferensi pertama harga saham properti) 

DKURS<sub>t</sub> = KURS<sub>t</sub> - KURS<sub>t-1</sub>  
(diferensi pertama kurs rupiah per dollar AS) 

DSBI<sub>t</sub> = SBI<sub>t</sub> - SBI<sub>t-1</sub>  
(diferensi pertama suku bunga SBI 3 bulan) 

DM2<sub>t</sub> = M2<sub>t</sub> - M2<sub>t-1</sub>  
(diferensi pertama penawaran uang M2) 

DUSRAT<sub>e</sub> = USRATE<sub>e</sub> - USRATE<sub>e-1</sub>  
(diferensi pertama suku bunga deposito di AS) 

ECT<sub>t-1</sub> = Error-Correction Term pada t-1  
= PPROP<sub>t-1</sub> - 0 - δKURS<sub>t-1</sub> - 3SBI<sub>t-1</sub> - 3M2<sub>t-1</sub> - 4USRATE<sub>e-1</sub> 

e<sub>t</sub> = residual

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

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variabel</th>
<th>Nilai ADF-Hitung</th>
<th>Nilai PP-Hitung</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>Konstanta</td>
<td>Konstanta &amp; Trend</td>
</tr>
<tr>
<td>PPROP</td>
<td>-1,177122</td>
<td>-1,700813</td>
</tr>
<tr>
<td>KURS</td>
<td>-1,936256</td>
<td>-3,158966</td>
</tr>
<tr>
<td>SBI</td>
<td>-1,913419</td>
<td>1,811693</td>
</tr>
<tr>
<td>M2</td>
<td>3,069587</td>
<td>0,293305</td>
</tr>
<tr>
<td>USRATE</td>
<td>3,148046</td>
<td>0,622793</td>
</tr>
</tbody>
</table>

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

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variabel</th>
<th>Nilai ADF-Hitung</th>
<th>Nilai PP-Hitung</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>Konstanta</td>
<td>Konstanta &amp; Trend</td>
</tr>
<tr>
<td>DPPROP</td>
<td>-6,171159</td>
<td>-6,098030</td>
</tr>
<tr>
<td>DKURS</td>
<td>-5,280182</td>
<td>-5,638087</td>
</tr>
<tr>
<td>DSBI</td>
<td>-4,301318</td>
<td>-6,072735</td>
</tr>
<tr>
<td>DM2</td>
<td>-5,324557</td>
<td>-6,307795</td>
</tr>
<tr>
<td>DUSRATE</td>
<td>-1,398918</td>
<td>-6,824870</td>
</tr>
</tbody>
</table>

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 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/keseimbangian.
Tabel III: Hasil Uji Stasioneritas Bentuk Level Variabel Residual

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variabel</th>
<th>Nilai ADF-Hitung</th>
<th>Nilai PP-Hitung</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td></td>
<td>Konstanta</td>
<td>Konstanta &amp; Trend</td>
</tr>
<tr>
<td>Residual</td>
<td>-2,395036</td>
<td>-2,369545</td>
</tr>
</tbody>
</table>

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 $-1,947975$


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-3 bulan 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/kesesimbangan 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

\[ DPPROP_t = -0.02847DKURS_{t-1} + 7.034635 \text{DUSRAT}_{t-1} - 0.000597 \text{DM2}_{t-1} - 0.208955 \text{ECT}_{t-1} \]

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

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variable</th>
<th>Coefficient</th>
<th>Std. Error</th>
<th>t-Statistic</th>
<th>Prob.</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>DKURS</td>
<td>-0.028470</td>
<td>0.017266</td>
<td>-1.648950</td>
<td>0.1066</td>
</tr>
<tr>
<td>DSBI</td>
<td>-11.70670</td>
<td>6.713120</td>
<td>-1.743854</td>
<td>0.0885</td>
</tr>
<tr>
<td>DM2</td>
<td>-0.000597</td>
<td>0.000291</td>
<td>-2.048818</td>
<td>0.0488</td>
</tr>
<tr>
<td>DUSRATE</td>
<td>70.34635</td>
<td>27.74645</td>
<td>2.535328</td>
<td>0.0150</td>
</tr>
<tr>
<td>ECT(-1)</td>
<td>-0.208955</td>
<td>0.082334</td>
<td>-2.537890</td>
<td>0.0150</td>
</tr>
<tr>
<td>R-squared</td>
<td>0.283416</td>
<td>Mean dependent var</td>
<td>1.715426</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Adjusted R-squared</td>
<td>0.215170</td>
<td>S.D. dependent var</td>
<td>28.38898</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>S.E. of regression</td>
<td>25.14997</td>
<td>Akaike info criterion</td>
<td>9.387879</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Sum squared resid</td>
<td>26565.89</td>
<td>Schwarz criterion</td>
<td>9.584703</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>Log likelihood</td>
<td>-215.6151</td>
<td>Durbin-Watson stat</td>
<td>1.667350</td>
<td></td>
</tr>
</tbody>
</table>

*signifikans 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. Selengkapnya hasil uji asumsi klasik dapat dilihat pada Tabel V.
<table>
<thead>
<tr>
<th>No.</th>
<th>Uji Asumsi Klasik</th>
<th>Jenis Uji Asumsi Klasik</th>
<th>Hasil Uji</th>
<th>Keterangan</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>1</td>
<td>Normalitas</td>
<td>Jarque-Bera Test (JB-Test)</td>
<td>3.486334 (J-B hitung)</td>
<td>11.0705 (chi-square table; df=5; α=5%)</td>
</tr>
<tr>
<td>2</td>
<td>Linieritas</td>
<td>Ramsey RESET Test</td>
<td>Nilai F-statistik tidak signifikan dengan nilai probabilitas = 0,142280</td>
<td></td>
</tr>
<tr>
<td>3</td>
<td>Non-Autokorelasi</td>
<td>Lagrange Multiplier Test (LM Test)</td>
<td>1.711164 (Obs*R-squared/chi-square)</td>
<td>5.99147 (chi-square table; df=2; α=5%)</td>
</tr>
<tr>
<td>4</td>
<td>Homokedastititas</td>
<td>White-Test Heterokedasticity (no cross term)</td>
<td>8.252202 (Obs*R-squared/chi-square)</td>
<td>21.0261 (chi-square table; df=12; α=5%)</td>
</tr>
<tr>
<td></td>
<td></td>
<td>White-Test Heterokedasticity (cross term)</td>
<td>28.60459 (Obs*R-squared/chi-square)</td>
<td>32.6705 (chi-square table; df=21; α=5%)</td>
</tr>
<tr>
<td>5</td>
<td>Non-Multikonlinearitas</td>
<td>Korelasi Parsial Antar Variabel Independen</td>
<td>Nilai Koefisien Korelasi Parsial Antar-Variabel Independen Relatif Rendah</td>
<td></td>
</tr>
</tbody>
</table>

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

\[
PPROP_t = 355.7808 + 0.039977KURS_t - 25.39124SBI_t - 0.000595M2_t + 81.30260USRATE_t^*
\]

<table>
<thead>
<tr>
<th>Variable</th>
<th>Coefficient</th>
<th>Std. Error</th>
<th>t-Statistic</th>
<th>Prob.</th>
</tr>
</thead>
<tbody>
<tr>
<td>C</td>
<td>355.7808</td>
<td>207.5768</td>
<td>1.713972</td>
<td>0.0937</td>
</tr>
<tr>
<td>KURS</td>
<td>0.039977</td>
<td>0.020506</td>
<td>1.949514</td>
<td>0.0578</td>
</tr>
<tr>
<td>SBI</td>
<td>-25.39124</td>
<td>4.418137</td>
<td>-5.747046</td>
<td>0.0000</td>
</tr>
<tr>
<td>M2</td>
<td>-0.000595</td>
<td>0.000237</td>
<td>-2.510130</td>
<td>0.0159</td>
</tr>
<tr>
<td>USRATE</td>
<td>81.30260</td>
<td>23.66658</td>
<td>3.435334</td>
<td>0.0013</td>
</tr>
</tbody>
</table>

*signifikatan 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\(_{1:1}\) 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 perkem-
bangan harga saham properti dalam rangka
mendorong pembangunan industri properti
nasional secara umum.

DAFTAR PUSTAKA
Aquino, Rodolfo Q. (2005), “Exchange Rate Risk and Phillippine Stock Returns: Before and
After The Asian Financial Crisis”, Applied Financial Economics, Vol.15, Issue 11,
USA.
on UK Property Performance”, Journal of Property Research, 16(2), United
Kingdom.
Evidence from Australia”, Applied Financial Economics, 14, United Kingdom.
Dritsaki, Melina (2005), “Linkage Between Stock market and Macroeconomic
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.
Managerial and Decision Economic, USA.
Trust Returns to Macroeconomic Shocks”, Journal of Business Research, Vol.58,
Issue 3, USA.
Vol.38, Issue 1, USA.


