Jurnal Penelitian Kelapa Sawit, 1995, 3(3): 235-244

IDENTIFIKASI PERUBAHAN RAGAM HARGA CPO MELALUI KOMPONEN ACAKNYA

Lalang Buana[1], Ahmad Mahir Razali[2], and H. J. Zainodin[2]

ABSTRAK

Pengaruh suatu faktor terhadap suatu fenomena ekonomi tidak hanya pada nilai tengah tetapi juga pada parameter ordo yang lebih tinggi seperti ragam. Ironisnya, ragam seringkali diasumsikan homogen. Pelanggaran terhadap asumsi kehomogenan ragam akan membuat uji terhadap parameter menjadi tidak dapat dihandalkan. Dalam makalah ini, perubahan ragam dari harga minyak sawit mentah (CPO) dari Januari 1983 sampai dengan Juli 1995 diidentifikasi melalui perubahan struktur dari kuadrat komponen acaknya (I^2). Kajian ini mendapatkan bahwa I^2 berubah mengikuti persamaan $I^2_t = 9{,}22100 + 42{,}15656/\exp(43{,}2951(t^* - 0{,}8451))$. Titik kritis dari persamaan tersebut adalah pada t=84,51 (Januari 1990). Fungsi tersebut menunjukkan bahwa ragam setelah Januari 1990 lebih kecil dari pada ragam sebelumnya. Namun, beberapa lonjakan ragam muncul pada akhir seri. Hal ini mungkin tanda titik awal periode tak menentu atau hanya sekedar lonjakan insidental. Untuk kepentingan statistika, heteroskedastisitas perlu lebih mendapat perhatian dalam menganalisis seri data minyak sawit.

Kata kunci : heteroskedastisitas, harga CPO, dekomposisi, perubahan struktur

PENDAHULUAN

Kebanyakan statistik penduga mensyaratkan ragam yang homogen. Pelanggaran terhadap syarat ini masih akan memberikan penduga yang tak berbias tetapi mungkin tidak lagi merupakan penduga linear tak berbias terbaik (*best linear unbiased estimator*/BLUE). Lebih memprihatinkan lagi, pelanggaran tersebut akan mempengaruhi penduga ragam dan konsekuensinya juga pada uji-ujinya. Dalam banyak fenomena ekonomi, perubahan pada dasar-dasar ekonomi tidak hanya akan mempengaruhi nilai tengah suatu fenomena ekonomi tetapi juga paramater ordo yang lebih tinggi seperti ragam (2).

Dalam perdagangan minyak sawit, ada banyak kejadian yang menyebabkan perubahan dalam system pembentukan harga minyak sawit seperti ratifikasi GATT, liberalisasi di China, bubarnya USSR, dan kesepakatan negara Uni Eropa (*European Community*) untuk lebih mengutamakan penggunaan minyak mereka sendiri. Oleh karena itu, adalah sangat mungkin bahwa perubahan tidak hanya terjadi pada nilai tengah harga tetapi juga pada ragamnya.

Dalam data seri masa, keberadaan heteroskedastisitas tidak mudah diindetifikasi dari plot datanya karena mungkin berbaur dengan fluktuasi musiman (*seasonality*), kecederungan dan kitaran bisnis (*trend and*

1) Dalam tugas belajar di Department of Statistics, Faculty of Mathematical Science, Universiti Kebangsaan Malaysia, UKM Bangi Selangor Malaysia

2) Department of Statistics, Faculty of Mathematical Science, Universiti Kebangsaan Malaysia, UKM Bangi Selangor Malaysia

business cycle). Mungkin, heteroskedastisitas akan lebih jelas terlihat dari sisaan model. Namun, untuk mendapatkan perkiraan sisaan diperlukan model yang baik dan untuk mendapatkannya merupakan masalah yang lain.

Data seri masa terdiri dari komponen sistematik dan komponen acak. Dekomposisi akan memisahkan data seri menurut komponen sistematik (musiman, kecenderungan dan kitar bisnis) dan komponen tak beraturan (3). Permodelan stokastik seri masa pada dasarnya juga mendekomposisi data menjadi komponen sistematik dan komponen sisaan (residual). Kecenderungan dan kitar bisnis diakomodasikan oleh pembedaan (*differencing*) dan musiman diakomodasikan oleh musiman (*seasonality*) (11). Dengan demikian, komponen acak hasil dekomposisi serupa dengan komponen sisaan. Oleh karena itu, pola dari komponen acak dapat merupakan gambaran yang baik dari pola komponen sisaan dari model stokastik.

Dalam data seri masa, biasanya hanya ada satu pengamatan pada tiap waktu pengamatan sehingga tidak mungkin untuk menduga ragam untuk tiap waktu pengamatan. Jika ragam konstan, maka secara teoritis nilai harapan dari dispersi komponen acak juga konstan. Oleh karena itu, komponen acak dapat digunakan untuk mengidentifikasi perubahan ragam.

Dalam makalah ini, perubahan ragam dari seri masa harga CPO akan diidentifikasi berdasarkan pola dari kuadrat komponen acak. Komponen acak diperoleh dengan menggunakan teknik dekomposisi X-11 sedangkan untuk identifikasi perubahan struktur ragam digunakan teknik Lin-Teräsvirta (4).

DATA DAN METODE

Data

Seri data yang digunakan dalam kajian ini adalah seri harga bulanan minyak kelapa sawit di pasar Eropa Barat dari Januari 1983 sampai dengan Juli 1995 dalam US $ per ton. Data tersebut dikutip dari Oil World berbagai terbitan.

Metode

Dekomposisi

Perubahan dari seri masa ekonomi berkaitan dengan empat komponen yaitu musiman, kecenderungan, kitar bisnis dan acak yang menerangkan perilaku dari seri. Musiman (S) adalah pola yang berulang dari tahun ke tahun. Kecenderungan (T) adalah perubahan dari seri pada periode yang panjang. Biasanya, faktor-faktor yang yang menyebabkannya adalah teknologi dan kompetisi. Kitar bisnis (C) adalah perubahan bergelombang jangka panjang sekitar kecenderungan. Komponen acak (I) adalah faktor tak berulang yang ditinggalkan dalam seri oleh komponen sistematik.

Kebanyakan fenomena ekonomi dapat diterangkan dengan baik dalam bentuk multiplikatif (3). Oleh karena itu, jika Y_t adalah nilai pengamatan waktu t, hubungan Y_t dan komponen-komponennya dapat diekspresikan seperti pada Persamaan 1.

$$Y_t = S_t T_t C_t I_t \qquad 1$$

Prosedur dekomposisi yang digunakan adalah X-11 yang dikembangkan oleh the *US Bureau of Census*. Teknik ini diterapkan dengan menggunakan *SAS Econometric and Time Series Library Programs.*

Identifikasi adanya perubahan

Jika ragam tidak berubah dalam suatu periode tertentu, maka kuadrat dari sisaan (I_{t2}) akan konstan. Komponen acak serupa dengan komponen sisaan dalam model stokastik. Oleh karena itu, komponen acak tersebut dapat digunakan untuk mengidentifikasi pola perubahan ragam. Pola I_{t2} dapat diekspresikan seperti pada Persamaan 2.

$$I_{t2} = \beta \qquad 2$$

Jika ragam berubah menurut waktu, maka β juga akan berubah menurut waktu. Perubahan tersebut dapat diekspresikan seperti pada Persamaan 3.

$$I_{t2} = \beta 1 + \beta 2 / F(t) \qquad 3$$

F(t) adalah fungsi transisi yang $E(I_{t2})$ bergeser dari β_1 menjadi $\beta_1 + \beta_2 / F(t)$. Fungsi transisi akan diidentifikasi dengan menggunakan pendekatan Lin-Terasvirta. Kelebihan dari pendekatan ini adalah bahwa pendekatan ini dapat mengidentifikasi lebih dari satu perubahan. Selain itu pendekatan ini memiliki statistik uji untuk menetapkan ordo dari perubahan struktur.

Lin & Terasvirta mengunakan fungsi transisi seperti Lagrange Multiplier (LM) sebagai berikut :

$$F(t) = F(t,\gamma)$$
$$= (1+\exp\{-\gamma\,(t^k + \alpha_1 t^{k-1} + .. + \alpha_{k-1} t + \alpha k)\})^{-1}$$
$$\text{untuk } k=1,3 \qquad 4$$
$$F(t) = F(t,\gamma) = 1-\exp\{-\gamma(t-\alpha)^2\} \quad \text{untuk } k=2 \qquad 5$$

Mereka menyatakan bahwa Persamaan 5 serupa dengan Persamaan 4 untuk k=2 tetapi lebih sederhana. Mereka tidak menerapkan model untuk semua kemungkinan (k=1,2,3) melainkan menurunkan pendekatan statistik untuk menetapkan nilai k.

Untuk itu, Persamaan 3 di reparameterisasi menjadi

$$Y_t = S'\gamma + (S \otimes Z_t)'\varphi + \mu_t$$

$S' = (t^0, \ldots, tk^{-1}, t^k), \gamma' = (\gamma 0, \gamma 1, \ldots, \gamma k)$, $Z_t' = (1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-p}, X_{1t}, , X_{2t}, \ldots, X_{qt})$, $(S \otimes Z_t)' = (Z_t, t\,Z_t, \ldots, t^k Z_t)$, dan $'\varphi = (\varphi_0, \ldots, \varphi_k)$ dengan $\varphi_0' = (\varphi_{01}, \ldots, \varphi_{0p}, \varphi_{0p+1}, \ldots, \varphi_{0p+q})$. Karena model dasarnya hanyalah konstanta, reparameterisasi model 3 menghasilkan fungsi polinomial dari t dan dapat diekspresikan seperti pada Persamaan 6.

$$I^2_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + \lambda_2 t^2 + \lambda_3 t^3 + \varphi_{00} + \varphi_{10} t + \varphi_{20} t^2 + \varphi_{30} t^3 + \mu_t$$

$$I^2_t = (\lambda_0 + \varphi_{00}) + (\lambda_1 + \varphi_{10})t + (\lambda_2 + \varphi_{20})t^2 + (\lambda_3 + \varphi_{30})t^3 + \mu_t$$

$$I^2_t = \varphi^*_0 + \varphi^*_1 t + \varphi^*_2 t^2 + \varphi^*_3 t^3 + \mu \qquad 6$$

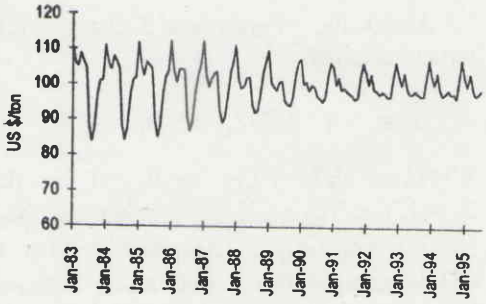
Kemudian, hipotesis bahwa kemiringan fungsi transisi adalah nol (Ho: g=0) digantikan oleh

$$Ho : \varphi^*_1 = \varphi^*_2 = \varphi^*_3 = 0$$

Kemudahan dari reparameterisasi ini adalah bahwa reparameterisasi ini memungkinkan kita untuk mengujinya ordo dari fungsi transisi dengan menggunakan regresi.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Data seri masa telah didekomposisikan menjadi komponen musiman, kecenderungan dan kitar bisnis dan acak. Dekomposisi menunjukkan adanya pola musiman yang jelas (Gambar 1). Pengaruh musiman tampaknya berubah dari tahun ke tahun yang menyarankan model yang multiplikatif (5)

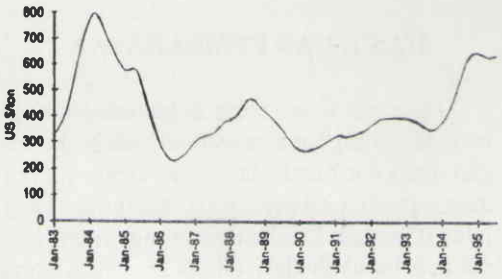


Gambar 1. Pola musiman dari harga minyak kelapa sawit.

Figure 1. Seasonal pattern of the palm oil price.

Kecenderungan dan kitar bisnis memiliki tidak pola tertentu sehingga sulit untuk mengekspresikannya dalam model matematik sebagai fungsi dari t (Gambar 2). Tetapi, pola tersebut mungkin dapat diekspresikan dengan model autoregressi. Pada pola kecenderungan dan kitar bisnis tidak terlihat adanya perubahan tiba-tiba pada komponen tersebut (Gambar 2). Namun, perubahan secara halus mungkin terjadi dalam komponen ini.

Berbeda dari dua komponen lainnya, perubahan pada komponen acak tidaklah halus. Kuadrat dari dispersi menunjukkan adanya perubahan paling tidak satu kali. Penerapan Lin-Terasvirta menunjukkan bahwa satu perubahan yang halus terjadi dalam data seri dengan nilai p sama dengan 0,0020.



Gambar 2. Pola kecenderungan dan kitar bisnis dari CPO.

Figure 2. The trend-cycle pattern of the palm oil price.

Analisis selanjutnya menunjukkan bahwa kuadrat dari komponen acak mengikuti persamaan nonlinier :

$$I^2_t = 9{,}22100 + 42{,}15656/\exp(43{,}2951(t^* + 0{,}8451))$$
$$(9{,}2684) \quad (12{,}4877) \quad (107{,}540) \quad (0{,}65737)$$
$$t^* = t/100 \qquad 7$$

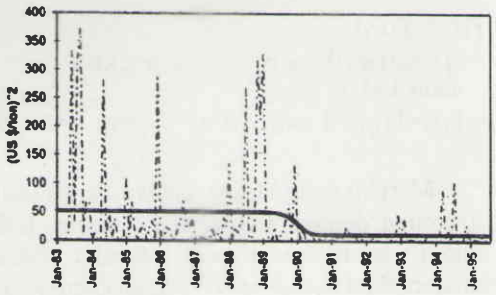
Titik perubahan dari Persamaan 7 terdapat pada t sama dengan 84,51 atau pada Januari 1990. Namun, perubahannya sangat lambat. Perubahan bermula (*onset*) pada Desember 1987 dan berakhir (*offset*) pada Februari 1992. Sebelum *onset*, nilai I^2 adalah 51,376 dan sesudah offset adalah 9,221 (Gambar 3).

Data yang sama dianalisis menggunakan model deret waktu linier. Hasil analisis menunjukkan bahwa model untuk data seri ini adalah *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) (3,1,0) dengan *autoregressive conditional heterscedasticity* (ARCH) (1) dengan persamaan sebagai berikut :

$$\Delta^1_t = 3{,}1040 - 0{,}4201\ \Delta^1_{t-1} + 0{,}3996\ \Delta^1_{t-2} - 0{,}1696\ \Delta^1_{t-3} + et$$
$$(3{,}29) \quad (0{,}11) \quad (0{,}095) \quad (0{,}077)$$

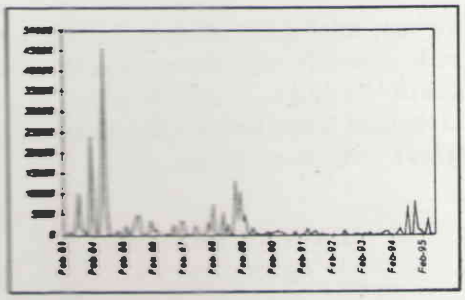
$$h_t = 915.416612 + 0.571014\ e^2_{t-1}$$
$$(195{,}51) \quad (0.25)$$

$\Delta 1$ *adalah pembedaan ordo pertama*



Gambar 3. Kuadrat dari deviasi komponen acak dari nilai tengahnya.

Figure 3. The squared deviation of the irregular component from its average.



Gambar 4. Kuadrat sisaan dari ARIMA (3,1,0) dengan ARCH(1) dari Δ1 dari data seri minyak sawit.

Figure 4. The squared residual of the ARIMA (3, 1, 0) with ARCH(1) of the Δ1 of the palm oil price data series.

Sisaan dari model masih menunjukkan adanya ketidak homogenan ragam. Pola dari kuadrat sisaan sangat mirip dengan pola dari kuadrat komponen acak tetapi dengan amplitudo yang lebih besar (Gambar 4).

Pendekatan Lan-Terasvirta juga menunjukkan adanya satu perubahan struktur yang halus pada kuadrat sisaan dari model ini. Model perubahan struktur menunjukkan bahwa perubahan dari sisaan jauh lebih cepat dari pada perubahan komponen acak hasil decomposisi. Perubahan penting ditemukan pada t sama dengan 76 atau sekitar 1989.

Dibandingkan dengan hasil yang diperoleh dekomposisi, perubahan dari analisis deret waktu adalah sekitar 8 bulan lebih cepat. Hal ini mungkin disebabkan oleh kenyataan bahwa teknik dekomposisi lebih adaptif terhadap perubahan karena teknik tersebut bersifat algoritmik dan tidak terbatasi oleh oleh formulasi matematik. Sebaliknya pendekatan seri masa, berusaha untuk membangunkan formulasi matematik umum untuk keseluruhan seri. Situasi ini membuat sisaan model seri masa lebih besar daripada komponen acak yang menghasilkan amplitudo yang lebih besar pada componen sisaa. Amplitudo yang besar ini membuat perubahan menjadi lebih curam dan lebih cepat.

Kajian ini menunjukkan bahwa ragam dari harga minyak sawit tidak homogen. Model autoregresive conditional heteroscedasticity (ARCH) tidak dapat menghilangkan heteroscedastistas yang ada pada seri ini. Hal ini menunjukkan bahwa keheterogenan ada pada ragam tak bersyarat (*unconditional variance*). Oleh karena itu, tindakan yang semestinya perlu dipertimbangkan dalam menganalisis data seri ini.

Dalam kajian ini, kita telah membangkitkan pola perubahan dari ragam dengan waktu sebagai domain. Oleh karena itu transformasi dengan menggunakan fungsi transisi seperti pada Persamaan 7 dapat dilakukan untuk fungsi berdomain waktu. Dalam seri masa, yang berfungsi sebagai domain bukanlah waktu sehingga transformasi yang lebih sesuai, kemungkinan adalah ragam dari Persamaan 7 perlu dipertimbangkan.

Perubahan ragam juga merupakan informasi penting bagi produsen, pedagang, konsumen dan pelaku bisnis minyak sawit lainnya. Periode dengan ragam yang besar berarti bahwa harga sulit diperkirakan. Untungnya, kajian ini menunjukkan bahwa ragam harga setelah 1990 lebih kecil dibandingkan dengan ragam sebelum 1990. Namun grafik menunjukkan adanya beberapa lonjakan di akhir seri. Lonjakan ini dapat merupakan titik awal dari periode tak menentu atau hanya lonjakan insidental.

KESIMPULAN

Kajian ini menunjukkan adanya sebuah perubahan yang lambat pada ragam dari harga minyak sawit mentah. Titik kritis pe-

rubahan terjadi pada Januari 1990. Perubahan bermula pada Desember 1987 dan berakhir pada Februari 1992. Kuadrat dari deviasi sebelum periode perubahan adalah 51.376 ((US $/ton)^2) sedangkan sesudahnya adalah 9.221 ((US $/ton)^2. Namun, beberapa lonjakan muncul di akhir seri. Lonjakan ini mungkin merupakan awal dari periode tak menentu. Untuk keperluan statistika, heteroskedastisitas perlu mendapat lebih besar dalam menganalisis data seri harga minyak sawit mentah.

PENGHARGAAN

Penulis pertama dalam kesempatan ini mengucapkan terima kasih kepada Pusat Penelitian Kelapa Sawit karena telah mengijinkan untuk menempuh program Doktoral dan menyediakan bantuan keuangan sepenuhnya. Penulis pertama juga mengucapkan terima kasih kepada Universiti Kebangsaan Malaysia khususnya Fakulti Sains Matematik yang telah menyediakan fasilitas yang baik. Penulis juga mengucapkan terima kasih kepada Prof. Madya Najib Mahmood Rafee untuk kritik dan komentarnya yang membangun.

DAFTAR PUSTAKA
REFERENCES

1. BOX, G. P. and JENKINS. G. M. 1976. Time Series Analysis Forecasting and Control-revised edition. Holden-Day Inc, San Francisco. 575 p.
2. ENGLE, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica 50(4).987-1007.
3. JARRET, G. 1991. Business Forecasting Methods second edition. Basil Blacwell. Oxford. 463 p.
4. LIN, C. J. and TERASVIRTA. T. 1994. Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change. Journal of Econometrics 62. 211-228.
5. SYTRADHAR and DAGUM, 1993. Testing for homogeneous variation in periodic data. The Statistician(42) p.97-106.

Identification of variance change of the CPO price series through its irregular component

Lalang Buana[1], Ahmad Mahir Razali[2], and H. J. Zainodin[2]

Abstract

Change in economical foundation will not only affects the means of an economic phenomenon but also to the higher order of parameter such as variance. Ironically, in most of the time, the variance is assumed to be homogenous. Violation to the homogeneity of the variance makes the test of the parameters becomes unreliable. In this paper, the change of the variance of crude palm oil price data series from January 1983 to July 1995 was identified

1) On study leave at the Department of Statistics, Faculty of Mathematical Science, Universiti Kebangsaan Malaysia, UKM Bangi Selangor Malaysia

2) Department of Statistics, Faculty of Mathematical Science, Universiti Kebangsaan Malaysia, UKM Bangi Selangor Malaysia

through the structural change of the irregular component. The study found that there was a gradual change present in the variance of palm oil price series. The critical point of change occurred on January 1990. This study has indicated that the recent price variance is in general smaller than that before January 1990. However, some spikes of variances appeared late in the series. This could be an indication of the starting point of another volatile period or just incidental spikes. For statistical purposes, heteroscedasticity should receive a closer attention in analyzing palm oil price data series.

Key words: heteroscedasticity, CPO price, decomposition, structural change.

Introduction

Many of statistical estimations required a homogeneity of the variance. Violation of this assumption in most cases will still provide unbiased estimators but might not be the best linear unbiased estimate (BLUE) anymore. More critically, it will affect the variance estimators and consequently the test. Unfortunately in many economic phenomena, the change in economical foundation will not only affect the means of the economic phenomenon but also to the higher order of parameter such as variance (2).

In palm oil pricing, there were quite many events have taken place that might induce the change on the palm oil pricing system such as the ratification of GATT, liberalization in China, collapse of the USSR, and recent commitment of the European Community to use more of their own vegetable oil. Hence, it is more likely that such changes might not only change the means of the price but also the variance.

In time series data, the presence of heteroscedasticity might not be easily identified from the plot of the data because it might be imbedded with the seasonal, trend and business cycle fluctuation. It might be much clearer to see it from the residual. However, the estimation of the residual depends on the goodness of our model and finding a good model is another problem.

A time series composed of systematic and irregular components. Decomposition separates the series into the systematic components (seasonal, trend and cyclical), and irregular component (3). The stochastic time series modeling like ARIMA in some sense also decomposes the series into the systematic and residual components. Trend and cycle will be accommodated with the differencing whereas the seasonal with the seasonality (1). Hence, the irregular component in some sense is similar to the residual. Therefore, the irregular pattern obtained from decomposition might be a good reflection of the pattern of the residual of the stochastic model.

In time series data, usually there is only one observation at each time. Thus, there is no way to estimate the variance at each observation time. If the variance is constant, theoretically the expected value of the dispersion of the irregular component should also be constant. Hence, it can be used to identity the change of the variance.

In this paper, the change of variance of the crude palm oil price will be identified from the pattern of the squared irregular component. The irregular component was obtained using X-11 decomposition technique whereas for identification of the structural change of the variance Lin-Terasvirta approach will be used (4).

Data and methods

Data

The data series used in this study was the monthly crude palm oil price in US $ per ton in the Western European Market from January 1983 to July 1995. The data were cited from Oil World of various issues.

Methods

Decomposition

Movement of an economic time series are related to four components i.e. seasonal, trend, business cycle and irregular which explain the behavior of series. Seasonal is a pattern which repeats themselves year after. Trend is the continuous movement of the time series over an extended period of time. Usually, the factors affecting these movements are changes in technology, and competition among others. Cyclical is a long term wave like movement (often irregularly) fluctuating around the trend. The irregular components is non recurring factor left in the series by the systematic components.

Many economic phenomenon are more appropriately expressed in multiplicative relationship (3). Therefore, if Y_t is the actual observation at time t, the relationship of Y_t and its components can be expressed as in Equation 1.

$$Y_t = S_t T_t C_t I_t \qquad 1$$

The decomposition procedure used is the X-11 developed by the US Bureau of Census. The technique was used using SAS Econometric and Time Series Library Programs.

Identification on the present of the change

If the variance is constant, theoretically the expected value of absolute value of the dispersion also be constant. The irregular component is in some sense similar to the residual parts in the statistical model. Hence, it can be used to identity the change pattern of the variance.

If there is no change in the variance for a certain period of time, then the squared of the residual (I_{t2}) will remain constant and mathematically can be expressed as in Equation 2.

$$I_{t2} = \beta \qquad 2$$

If the variance changes along the time, then the β will also change along the time. The change of these figures is expressed as in Equation 3.

$$I_{t2} = \beta 1 + \beta 2 / F(t) \qquad 3$$

F(t) is the transition function which allows $E(I^t_2)$ to shift from $\beta 1$ to $\beta 1 + \beta 2 / F(t)$. The transition function will be identified using Lin-Terasvirta approach. The advantage of this approach is that it can identify more than one breaks and secondly it has a statistical test to determine the order of the structural breaks.

Lin and Terasvirta use Lagrange Multiplier-like (LM) transition function as follows

$$F(t) = F(t,\gamma)$$
$$= (1+\exp\{-\gamma\,(t^k + \alpha_1 t^{k-1} + .. + \alpha_{k-1} t + \alpha k)\})^{-1}$$
$$\text{for } k=1,3 \qquad 4$$
$$F(t) = F(t,\gamma) = 1-\exp\{-\gamma(t-\alpha)^2\} \quad \text{for } k=2 \qquad 5$$

They stated that Equation 5 in some sense corresponds to k=2 in Equation 4 but it is more parsimonious. Instead of applying all possible models, they further derived an approach to statistically determine the value of k.

In order to do that, Equation 3 is reparameterized to

$$Y_t = S'\gamma + (S \otimes Z_t)'\varphi + \mu_t$$

$S'=(t^0,\ldots, tk^{-1}, t^k)$, $\gamma'=(\gamma 0, \gamma 1,\ldots, \gamma k)$, $Z_t'=(1, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-p}, X_{1t}, X_{2t}, \ldots, X_{qt})$, $(S \otimes Z_t)'=(Z_t, t Z_t, \ldots, t^k Z_t)$, and $'\varphi = (\varphi_0, \ldots, \varphi_k)$ with $\varphi_0'=(\varphi_{01}, \ldots, \varphi_{0p}, \varphi_{0p+1}, \ldots, \varphi_{0p+q})$. Since the underlying model is only a constant, the reparameterization of model 3 becomes a polynomial function of order three with respect to t and expressed in Equation 6.

$$I^2_t = \lambda_0 + \lambda_1 t + \lambda_2 t^2 + \lambda_3 t^3 + \varphi_{00} + \varphi_{10} t + \varphi_{20} t^2 + \varphi_{30} t^3 + \mu_t$$

$$I^2_t = (\lambda_0+\varphi_{00}) + (\lambda_1+\varphi_{10})t + (\lambda_2+\varphi_{20})t^2 + (\lambda_3+\varphi_{30})t^3 + \mu_t$$

$$I^2_t = \varphi^*_0 + \varphi^*_1 t + \varphi^*_2 t^2 + \varphi^*_3 t^3 + \mu_t \qquad 6$$

Then the hypothesis to test the slope of the change (Ho: $\gamma=0$) is replaced by

$$\text{Ho: } \beta^*1 = \beta^*2 = \beta^*3 = 0$$

The handy things about this reparameterization is that it is enable us to test the hypothesis by means of regression.

Result and discussion

The time series data has been decomposed into its trend and cycles, seasonal and irregular components. The decomposition showed quite a clear seasonal pattern (Figure 1). The seasonal effect seems to change over the years. This fact suggesting a multiplicative seasonal model (5)

The trend-cycle pattern showed irregular pattern that might be difficult to be mathematically expressed as function of time t(Figure 2). Yet, it might be quite well expressed as autoregressive model. Based on the pattern of the trend-cycle it seems there was no abrupt change on the trend-cycle (Figure 2). However, the smooth transition might possibly occur in this trend-cycle component.

Different from the other two components, the irregular component was not smooth. The squared of the deviation of the irregular component indicated that there might be a change at least once. The application of Lin-Terasvirta indicated that one smooth change occurred on the data with p value equal to 0.0020.

Further analysis showed that the squared irregular followed a nonlinear equation of

$$I^2_t = 9.22100 + 42.15656/\exp(43.2951(t^* + 0.8451))$$
$$(9.2684) \quad (12.4877) \quad (107.540) \quad (0.65737)$$
$$t^* = t/100 \qquad 7$$

The point of change of Equation 7 was found at t equal to 84.51 or at January 1990. However, the change, was quite slow. The onset of the change was found on December 1987 and the offset was on February 1992. Before the onset point the I2 was around 51.376 and after the offset point it was around 9.221 (Figure 3).

The same data series was analyzed using the linear time series model. The analysis showed that the model for the series was ARIMA (3,1,0) with ARCH (1) as in the following equation

$$\Delta^1_t = 3.1040 - 0.4201\, \Delta^1_{t-1} + 0.3996\, \Delta^1_{t-2} - 0.1696\, \Delta^1_{t-3} + et$$
$$(3.29) \quad (0.11) \quad (0.095) \quad (0.077)$$

$$h_t = 915.416612 + 0.571014\, e^2_{t-1}$$
$$(195.51) \quad (0.25)$$

Δ1 is the first order differencing of the data series

The residual of the model also indicated a non homogeneity of variance. The pattern of the squared residual was quite similar to that of the squared of the irregular compo-

nent but with a much wider amplitude (Figure 4).

The Lin-Terasvirta approach also identified the presence of one smooth structural change on the squared of the residual of this model. The structural change model indicated that a much faster change occurred in the series compared to the one obtained from decomposition. The critical point of change was found at t equal to 76 or around April 1989.

Compared to the result obtained from decomposing the series, the result from time series analysis was around 8 months earlier. This might due to the facts that decomposing approach is more adaptive to the change of the series because it is more algorithmic and not constrained by the mathematical formulation. The time series approach on the other and, tried to generate general mathematical formulation of the whole series. This situation made the residual of the time series much bigger than the irregular component and it resulted in a wider amplitude of the residual series. This wide amplitude, made the change steeper and faster.

This study has showed that the variance of the crude palm oil price was not homogenous. The autoregressive conditional heteroscedasticity could not eliminate the heteroscedasticity because it presented in the unconditional part of variance. Therefore, appropriate action should be considered in analyzing such series.

In this study, we have generated the pattern of the variance change with time domain. Therefore, the transformation utilizing the transition function as in Equation 7 can be done for the time domain function. In time series such as ARIMA, however, the domain is not the time, hence, more appropriate transformation, possibly variant of Equation 7, should be considered.

The change of the variance is also an important information for palm oil producers, traders, consumers and other business agents. The high variance period means that the price is unpredictable. Fortunately, this study has indicated that the price variance after 1990 is in general smaller than that before 1990. Hence, the monthly price is more stable. The graph, however, also showed some spikes appeared late in the series. This could be an indication of the starting point of another volatile period or just incidental spikes.

Conclusion

The study found a single break in the variance of palm oil price series. The change started on December 1987 (on set) and terminated on February 1992 (off set). The critical break point was found on January 1990. The squared of the deviation before the on set was 51.376 ((US \$/ton)^2) whereas after the off set was 9.221 ((US \$/ton)^2. However, some spikes of variances appeared late in the series. This might indicate of the starting point of another volatile. For statistical purposes, heteroscedasticity should receive a closer attention in analyzing crude palm oil price data series.

Acknowledgement

The first author wishes to thank the Indonesian Oil Palm Research Institute (IOPRI) for allowing him to pursue his Ph.D. studies and providing financial assistance. He also wishes to thank to the Universiti Kebangsaan Malaysia specifically the Fakulti Sains Matematik to provide excelent facilities. We would like to thank also to Prof. Madya Najib Mahmood Rafee for his constructive critics and comments.

ooOoo