

VOLATILITAS HARGA DAN RESPON PRODUKSI CABE DI PULAU LOMBOK
PRICE VOLATILITY AND PRODUCTION RESPONSE OF CHILLI IN LOMBOK

Anas Zaini
 Fakultas Pertanian Universitas Mataram

ABSTRAK

Seperti halnya produk pertanian lain, harga cabe rawit semakin berfluktuasi dalam sepuluh tahun terakhir. Berdasarkan alasan tersebut maka penelitian ini bertujuan mengukur derajat volatilitas harga dan menentukan pengaruhnya terhadap produksi cabe. Hasil penelitian menunjukkan bahwa selama periode 2002-2012 volatilitas harga cabe telah melewati ± 2 deviasi standar, mengindikasikan volatilitas harga cabe sudah menjadi persoalan serius bagi masyarakat di Pulau Lombok. Selain itu petani cabe berreaksi negatif terhadap harga yang volatil tersebut dengan mengurangi produksi sebesar 0,13% manakala volatilitas mencapai ± 2 deviasi standar. Oleh karena volatilitas meningkat pada periode Januari-Februari dan mencapai puncak pada bulan Maret maka pembuat kebijakan diharapkan dapat mengatur pola tanam untuk mengantisipasi kondisi tersebut. Melalui perencanaan ilmiah tersebut maka luas panen dan produksi cabe akan mencukupi bagi konsumen dengan harga yang wajar, terutama pada bulan-bulan tersebut.

ABSTRACT

Like many other agricultural commodities, the price of small chilli (cabe rawit) tends to fluctuate more frequently during the last decade. For that reason, this paper aims at measuring the the magnitude of chilli price volatility and determining the extent to which the volatility of small chilli price correspond to its production. Results show that during the period of 2002-2012 price volatility of small chilli in Lombok has exceeded more than ± 2 standard deviation, indicating volatility is becoming serious problem for the people in this island. In addition, chilli farmers react negatively to the price volatility by reducing production as much as 0.13% each time volatility reaches ± 2 standard deviation. As volatility increases during January-February and peaks in March, the policy makers are expected to manage the planting pattern. This scientific planning will guarantee adequate amount of harvesting areas to produce enough chilli for consumers at reasonable price.

Kata kunci : Volatilitas, cabe, Lombok
 Key words : Volatility, chilli, Lombok

PENDAHULUAN

Latar Belakang

Agribisnis cabe merupakan salah satu komoditi pertanian yang paling sering mengalami fluktuasi harga musiman, oleh karena itu ia semestinya dikembangkan melalui pendekatan yang komprehensif terlebih mengingat fluktuasi harga tersebut sangat tajam pada saat harga “anjlok” dengan harga ketika “melambung”. Karena sifatnya yang sering berfluktuasi secara tajam tersebut maka cabe merupakan komoditi penyumbang penting laju inflasi daerah (termasuk NTB) dan nasional sehingga Bank Indonesia dan Badan Pusat Statistik senantiasa mengawasi pergerakan harganya cabe di setiap daerah. Oleh

karena itu agribisnis cabe tergolong usaha yang penuh risiko namun memiliki potensi penerimaan tinggi, *high risk but high return*. Dengan karakteristik harga yang sering berfluktuasi tersebut maka peran penelitian perguruan tinggi menjadi tertantang guna menemukan solusi untuk menstabilkan harga dan pendapatan petani komoditi ini. Hal ini semakin penting mengingat agribisnis cabe merupakan salah satu alternatif usaha yang sangat potensial dikembangkan di lahan marginal yang banyak terdapat di daerah ini.

Selain itu penelitian guna menemukan strategi menstabilkan harga cabe juga semakin mendesak untuk dilakukan mengingat cabe merupakan salah satu komoditi unggulan NTB. Pada akhir tahun 2012, Bank Indonesia (BI) bekerjasama dengan Institut Pertanian Bogor (IPB) melakukan survai untuk mengidentifikasi komoditi unggulan daerah. Hasil yang menarik adalah munculnya komoditi cabe sebagai salah satu dari 10 komoditi unggulan daerah yang tidak pernah terbayangkan sebelumnya oleh tim peneliti. Hal ini semacam karunia tersembunyi yang ditemukan dengan tidak sengaja. Komoditi ini berada pada kwadran III yang memiliki potensi tinggi dengan prospek cukup baik. Dikatakan karunia tersembunyi karena propinsi NTB terutama Pulau Lombok dikenal dengan makanan khasnya *ayam taliwang* dan *pelecing kangkung* yang sangat pedas sehingga menjadi salah satu daya tarik bagi banyak wisatawan domestik pencinta kuliner yang menyukai cita rasa pedas. Meskipun Pulau Lombok bukan padanan yang tepat sebagai Pulau Cabe, namun *image* ini sudah menjadi pengetahuan umum wisatawan sehingga mengapa tidak memanfaatkan *image* ini sebagai *brand* daerah dan menggunakannya untuk promosi murah namun sangat efektif (BI, 2012).

KERANGKA TEORI

Pengukuran Volatilitas Harga

Terdapat banyak cara untuk mengukur ketidakstabilan harga produk pertanian, namun tidak ada konsensus mengenai metode pengukuran mana yang harus digunakan. Pendekatan yang paling naif adalah memperlakukan semua pergerakan harga komoditi dengan menghitung deviasi standar dari indeks harga komoditi pertanian sebagai indikasi fluktuasi. Pendekatan ini tidak memperhatikan komponen tren dalam perkembangan harga sehingga cenderung menghasilkan nilai ketidakpastian (risiko harga) yang lebih tinggi. Metode yang lebih baik dan lebih berguna adalah dengan menghitung ketidakstabilan harga menggunakan metode rasio diseperti yang dilakukan (Sekhar, 2003). Pada model ini ketidakstabilan data harga dihitung dengan mengukur deviasi standar dari log harga [$\log (P_t/P_{t-1})$] selama periode tertentu, dimana P_t adalah harga pada periode t sedangkan P_{t-1} menyatakan harga pada periode $t-1$

Pendekatan ketiga adalah dengan memisahkan komponen harga yang dapat diprediksi (*predictable*) dengan yang tidak dapat diprediksi (*unpredictable*), namun volatilitas harga dianggap tetap sepanjang waktu (*time invariant*). Pendekatan ini digunakan oleh Sumaryanto (2009) ketika meneliti volatilitas harga beberapa komoditi pangan pokok dengan menggunakan harga eceran bulanan. Pendekatan keempat tidak hanya memisahkan komponen harga yang *predictable* dengan komponen *unpredictable*, namun membiarkan komponen yang terakhir ini (*unpredictable*) untuk bervariasi mengikuti waktu seperti yang dilakukan Ramirez and Fadiga (2003). Mereka

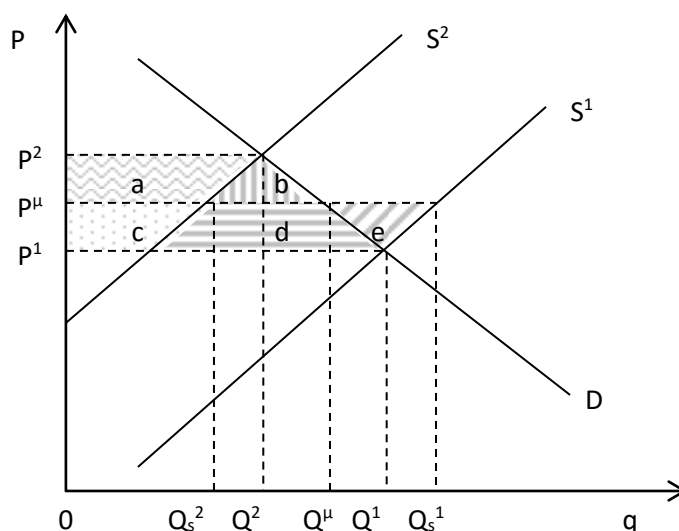
menganalisis pergerakan dan volatilitas harga kedele, sorgum, dan gandum di Amerika. Keragaman kondisional terhadap waktu tersebut (*time varying conditional variances*) kemudian diestimasi menggunakan model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroschedasticity*. Rezitis and Stavropoulos (2009) bahkan menggunakan GARCH pada situasi informasi yang tidak simetris antara informasi yang menyebabkan harga naik dengan yang menyebabkan harga turun guna mendapatkan informasi mengenai volatilitas harga dan respon produksi daging babi di Yunani dengan lebih akurat.

Stabilisasi Harga dan Stabilisasi Pendapatan Petani

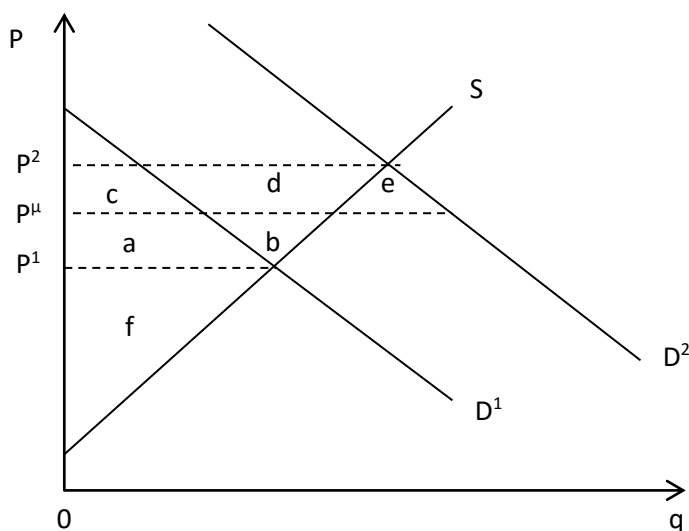
Pendapatan petani dari komoditi merupakan hasil perkalian antara harga (P) dengan kuantitas produksi (Q). Secara umum terdapat hubungan terbalik antara harga dengan kuantitas, yaitu harga naik ketika kuantitas menurun dan sebaliknya harga turun ketika kuantitas produk meningkat. Misalkan elastisitas permintaan komoditi adalah konstan, maka hubungan variabilitas pendapatan dengan harga dinyatakan sebagai $\text{var}(\log Y) = (1 - 1/\epsilon)^2 \text{var}(\log Q)$. Jika harga dapat distabilkan secara penuh maka satu-satunya sumber variabilitas pendapatan hanyalah variabilitas produksi. Dengan demikian apakah stabilisasi harga akan mengurangi atau menambah variabilitas pendapatan tergantung pada apakah elastisitas permintaan lebih besar atau lebih kecil dari 0,5 dalam nilai absolut (Grega, 2002; Matthew, *et al.*, 2004). Jika elastisitas permintaan adalah 1 maka ragam pendapatan sama dengan nol. Jika elastisitas permintaan lebih kecil dari 1 tapi lebih besar dari 0,5 dan sumber fluktuasi harga berasal dari penawaran maka stabilisasi harga akan meningkatkan ketidakstabilan pendapatan petani, demikian juga sebaliknya.

Schmitz, *et al.*, (2002) menunjukkan bahwa masyarakat umumnya menyukai harga yang stabil dibanding harga yang tidak stabil seperti ditunjukkan pada gambar 2. Permintaan konsumen dinyatakan oleh D dan penawaran stokastik (*stochastic supply*) adalah S^1 dan S^2 dengan probabilitas kejadian masing-masing sebesar setengah dan harga keseimbangan masing-masing kejadian adalah P^1 dan P^2 . Misalkan harga distabilkan pada P^μ dengan pemerintah membeli kelebihan produksi $Q_s^1 - Q^\mu$ (*buffer stock*) jika produksi yang terjadi S^1 dan menjual stok $Q^\mu - Q_s^2$ jika yang terjadi adalah S^2 .

Dengan kebijakan stabilisasi maka jika yang terjadi adalah S^1 konsumen rugi daerah arsir $c+d$ dan produsen untung daerah arsir $c+d+e$, sehingga manfaat neto adalah daerah e . Jika yang terjadi S^2 maka produsen rugi daerah a dan konsumen untung daerah $a+b$ sehingga manfaat neto adalah daerah b . Manfaat dari kebijakan stabilisasi harga secara keseluruhan adalah daerah $b+e$.



Demikian pula jika sumber fluktuasi berasal dari gejolak permintaan seperti ditunjukkan gambar 2.



Gambar 2. Dampak stabilisasi Harga dengan sumber goncangan sisi permintaan

Gambar tersebut menunjukkan stabilisasi harga yang diakibatkan oleh pergeseran kurva permintaan dari D^1 ke D^2 . Analisis ini analog dengan stabilisasi harga karena pergeseran kurva penawaran seperti ditunjukkan gambar 2. Program stabilisasi harga memberikan dampak neto daerah $b+e$.

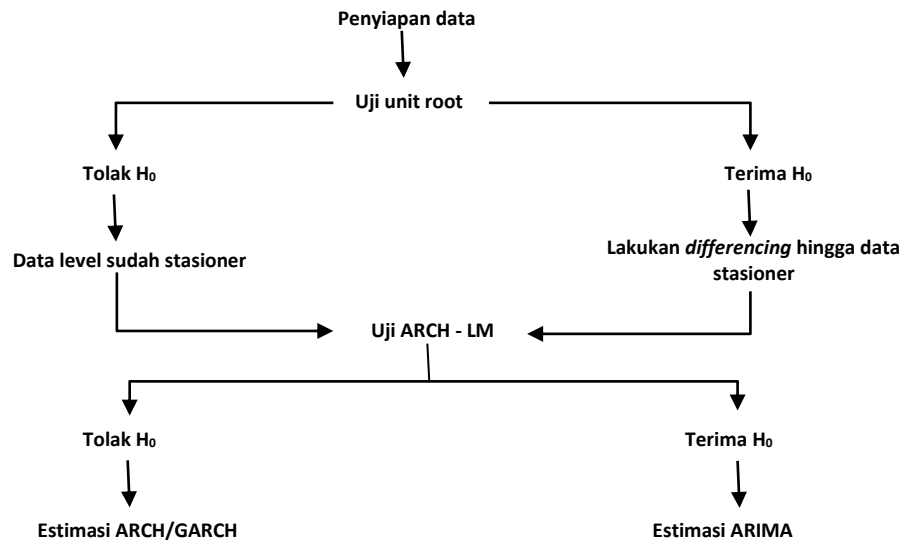
METODE PENELITIAN

Jenis dan Sumber Data

Penelitian dilakukan dengan menggunakan data sekunder yang berasal dari Dinas Perindustrian dan Perdagangan Propinsi Nusa Tenggara Barat (Dinas Perindag NTB) dan Badan Pusat Statistik (BPS NTB). Data harga cabe berasal dari Dinas Perindag berupa data rentang waktu (*time series*) bulanan antara tahun 2002 hingga 2003 sedangkan data produksi bulanan diperoleh dari BPS NTB setelah dilakukan disagregasi dari data tahunan antara tahun 2003 hingga 2012.

Pengolahan dan Analisis ARCH/GARCH

Analisis data time series menggunakan model *ARCH/GARCH* memerlukan banyak sekali data runtut waktu yang setiap periode tidak boleh ada data yang kosong. Jika data yang diperlukan telah lengkap maka tahap selanjutnya adalah melakukan pengujian *unit root* untuk memastikan apakah data yang tersedia bersifat *heteroschedastic* atau *homoschedastic*. Dengan kata lain apakah data tersebut sudah stasioner atau belum karena regresi menggunakan data yang tidak stasioner akan memberikan hasil yang keliru (*spurious*). Prosedur analisis selanjutnya dapat dilihat pada gambar berikut:



Gambar 3. Prosedur analisis volatilitas harga dengan model *ARCH/GARCH*

Tahap Uji *Unit Root*

Pemodelan *ARCH/GARCH* dimulai dengan identifikasi apakah data mengandung heteroskedastisitas atau tidak. Hal ini dilakukan dengan mengamati statistik yang dihasilkan dari data seperti nilai keruncingan (*kurtosis*) yang dihasilkan. Jika nilai keruncingan lebih dari 3 maka data mengandung heteroskedastisitas (Engel, 2001; Serra, and Zilberman, 2009). Selain itu bisa juga dilakukan pengujian apakah data mengandung akar unit atau tidak. Jika data mengandung akar unit maka varian tidak lagi homoskedastik tetapi heteroskedastik. Dalam penelitian ini digunakan uji *Dickey-Fuller (DF)* dan *Augmented Dickey-Fuller (ADF)* untuk mengetahui apakah data mengandung akar unit atau tidak mengandung akar unit (data stasioner). Misalkan

$$X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

kedua sisi dikurangi X_{t-1} sehingga diperoleh

$$X_t - X_{t-1} = \alpha + \rho X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ atau ditulis sebagai}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

dengan X_t mewakili data ekonomi *time series*, $\Delta X_{t-j} = X_{t-j} - X_{t-j-1}$ (*first difference*) dan jika $\rho=1$ berarti terdapat akar unit (*proses random walk*).

Pada prinsipnya pengujian persamaan tersebut dapat dilakukan terhadap $\beta = 0$ karena $\beta = (\rho-1)$. Uji ketidak-stasioneran Dickey-Fuller dilakukan terhadap $\beta = 0$ dengan standar t-statistik mengacu pada tabel Dickey-Fuller, bukan pada tabel distribusi normal t , karena pada hipotesis null X_t adalah $I(1)$, t-statistik tidak mengikuti distribusi normal t .

Pegujian akar unit dapat menyertakan *trend* waktu pada persamaan yaitu,

$$X_t = \alpha + \rho_1 X_{t-1} + \rho_2 t + \varepsilon_t$$

denga hipotesis

$H_0: \rho_1 = 1$ (ada akar unit), diuji terhadap hipotesis alternatif

$H_a: \rho_1 < 1$ (tidak ada akar unit).

Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai tau hitung ($\hat{\tau}_C$)

$$\hat{\tau}_C = \frac{\hat{\rho}_1 - 1}{SE(\hat{\rho}_1)}$$

Kriteria pengujian adalah jika $\hat{\tau}_C > \tau$ -tabel (*Dickey-Fuller*) atau *P-value* $< \alpha$ maka tolak H_0 , yang berarti data stasioner atau varian homoskedastik, namun jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; Wang and Tomek, 2007).

Untuk pengujian stasioneritas dengan *Augmented Dickey-Fuller* maka disertakan *trend* waktu dan perubahan *autoregressive* dari X_t yaitu:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

dengan jumlah *autoregressive lag* p ditentukan berdasarkan nilai AIC (*Akaike Information Criterion*) yang menyatakan jumlah ordo *autoregressive* dan mengandung semua informasi relevan untuk memprediksi nilai akan datang dari data *time series*. AIC dihitung berdasarkan formula berikut,

$$AIC = -2\ln(L) + 2k$$

dengan L menyatakan nilai fungsi *likelihood* pada angka parameter estimasi dan k jumlah parameter estimasi.

Hipotesis

$H_0: \beta_1 = 0$ (ada akar unit), diuji terhadap hipotesis alternatif

$H_a: \beta_1 < 0$ (tidak ada akar unit).

Uji statistik akar unit dilakukan dengan mencari nilai ($\hat{\tau}_C$)

$$\hat{\tau}_C = \frac{\hat{\beta}_1}{SE(\hat{\beta}_1)},$$

jika ($\hat{\tau}_C$) lebih besar dari nilai kritis seperti yang terdapat pada τ -tabel (*Dickey-Fuller*) maka tolak H_0 atau *P-value* $< \alpha$ maka H_0 ditolak, jika sebaliknya H_0 diterima (Verbeek, 2000; Wang and Tomek, 2007).

Uji ARCH-LM

Adanya efek ARCH diuji dengan menghitung nilai *Lagrange Multiplier* (LM) terhadap varian terkondisi (*conditional variance*):

$$h^2 = \text{Var}(\varepsilon_t / \Omega_{t-1})$$

$$h^2 = b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + b_q \varepsilon_{t-q}^2$$

dengan ε_t^2 adalah kuadrat residual pada periode t , dan b_1, \dots, b_q adalah parameter estimasi dan Ω_{t-1} menyatakan semua informasi masa lalu hingga waktu $t-i$.

Pada saat pengujian menggunakan *Lagrange Multiplier* dan uji F maka hipotesis nulnya adalah model tidak mengandung efek ARCH (volatilitas konstan pada setiap waktu) dengan kriteria penerimaan dilakukan pada $\alpha = 10\%$. Jika hasil analisis menunjukkan *p-value* $< 10\%$ maka tolak H_0 yang berarti model mengandung efek ARCH yang berarti volatilitas harga bervariasi dengan berjalannya waktu, sebaliknya terima H_0 yang berarti volatilitas konstan setiap waktu.

Estimasi Model GARCH

Ketika hasil uji menyimpulkan adanya efek ARCH maka selanjutnya dilakukan estimasi model ARCH/GARCH. Estimasi diawali dengan penentuan dugaan parameter ARCH/GARCH. Penentuan parameter ini dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood*

secara iteratif. Dengan menggunakan software EVIEWS 6.0, estimasi nilai parameter dilakukan untuk mendapatkan model terbaik, yaitu *economically meaningful* dan *statistically satisfactory*.

Jika terjadi penolakan terhadap hipotesis yang menyatakan tidak ada efek ARCH pada model maka model tersebut tidak dapat dianalisis menggunakan metode OLS ataupun ARMA tapi harus dianalisis dengan model GARCH. Model univariat GARCH (1,1) dinyatakan sebagai:

$$h_t^2 = b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}^2$$

dengan h_t^2 menyatakan varian ε_t kondisional terhadap informasi hingga periode t. Pada penelitian ini ukuran volatilitas dinyatakan oleh *conditional standard deviation* yang dihitung sebagai akar pangkat dua dari nilai dugaan *conditional variance* (h_t^2). Berbeda dengan kasus tidak adanya efek GARCH dimana volatilitas harga bersifat konstan setiap waktu sehingga volatilitas dapat dinyatakan dengan satu angka, maka *conditional standard deviation* (h_t) bervariasi karena volatilitas harga berubah setiap waktu. Oleh karena itu *conditional volatility* tidak dinyatakan dengan angka tunggal tetapi disajikan dalam bentuk grafik.

Model ARCH/GARCH memungkinkan varian kondisional h_t^2 tergantung pada volatilitas masa lalu yang dinyatakan sebagai fungsi galat masa lalu, ε_t^2 , dengan varian tanpa kondisi konstan. Karena varian bernilai positif, koefisien b_0 , b_{1i} dan b_{2i} akan selalu positif. Demikian juga dengan stasioneritas dari varian dibatasi dengan $\sum b_{1i} + \sum b_{2i} < 1$. Nilai prediksi h_t^2 yang dihasilkan model GARCH dapat langsung digunakan dalam model. Namun seperti dikatakan Rezitis and Stavropoulos (2009) penggunaan regressor yang dihasilkan dari model stochastic, misalkan GARCH, sebagai faktor dalam mengestimasi parameters dapat menimbulkan bias pada parameter tersebut. Untuk mengatasi hal tersebut maka estimasi persamaan dilakukan secara bersama menggunakan metode *Full Information Maximum Likelihood* (FIML). Lebih spesifik misalkan ε_{1t} dan ε_{2t} didistribusikan secara bersama (*jointly distributed*) sebagai:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim N \left[\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{21} \\ \sigma_{12} & h_t \end{bmatrix} \right] \text{ dimana } \sigma_{11} \text{ dan } \sigma_{12} \text{ adalah konstan. Jika diasumsikan}$$

conditional normality dan menetapkan Σ_i sebagai matrik varian-kovarian, maka fungsi *log likelihood* dari sistim tersebut dinyatakan sebagai,

$$L_T(\theta) = -\log |\Sigma_t| - \varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t \text{ dimana } |\Sigma_t| = \sigma_{11} h_t - \sigma_{12}^2 = \phi_t \text{ dan } \varepsilon_t' \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t = [\varepsilon_1^2 h_t - 2\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t} \sigma_{12} + \varepsilon_{21}^2 \sigma_{11}] \phi_t^{-1}.$$

Meskipun model ARCH/GARCH yang sederhana dapat digunakan untuk menjelaskan proses volatilitas harga, untuk keperluan prediksi yang lebih akurat model dimodifikasi dengan memasukkan unsur informasi. Pada kondisi informasi yang asimetrik maka informasi yang baik bagi petani akan memberikan dampak yang berbeda dengan informasi yang buruk. Model standar ARCH/GARCH kemudian dimodifikasi menjadi model *Linear Asimetrik GARCH (Threshold GARCH=T-GARCH)* sebagai berikut:

$$P_t = c_0 + \sum_{i=1}^n c_i P_{t-i} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = b_0 + b_1 \varepsilon_t^2 + b_3 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}^2$$

$$d_i = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \text{ (bad news)} \\ 0 & \varepsilon_t > 0 \text{ (good news)} \end{cases}$$

dengan b_3 menyatakan parameter asimetri (*leverage term*). Model ini menyatakan bahwa volatilitas adalah fungsi asimetrik linear dari guncangan masa lalu, dan volatilitas asimetris terjadi jika $b_3 \neq 0$. Jika b_3 bernilai positif (informasi baik) maka efek volatilitas dinyatakan oleh parameter b_1 , namun pada kondisi informasi negatif maka efek volatilitasnya adalah $b_1 + b_3$. Jadi selama b_3 bernilai positif maka guncangan negatif (*negatif shock*) memberikan dampak volatilitas yang lebih besar dari pada guncangan positif (*positif shock*). Jika $b_3 = 0$, maka model kembali menjadi bentuk GARCH standar.

Respon produksi

Respon produksi terhadap volatilitas harga diukur dengan menggunakan regresi dengan menyertakan Indeks Harga Konsumen (IHK) setelah dilakukan normalisasi terhadap produksi dan harga. Normalisasi produksi dilakukan menggunakan nilai logaritma dan volatilitas harga dinormalisasi dengan nilai 2 kali standar deviasinya. Model regresi yang digunakan adalah:

$$LQ_{ti} = d_0 + \sum_{i=1}^n d_i D_{ti} + d_{13} h_{ti} + d_{14} IHK_{ti} + \omega_{ti}$$

dengan:

LQ_{ti} = Log produksi bulan ke i tahun t

D_{ti} = Dummy variabel bulan ke i tahun ke t

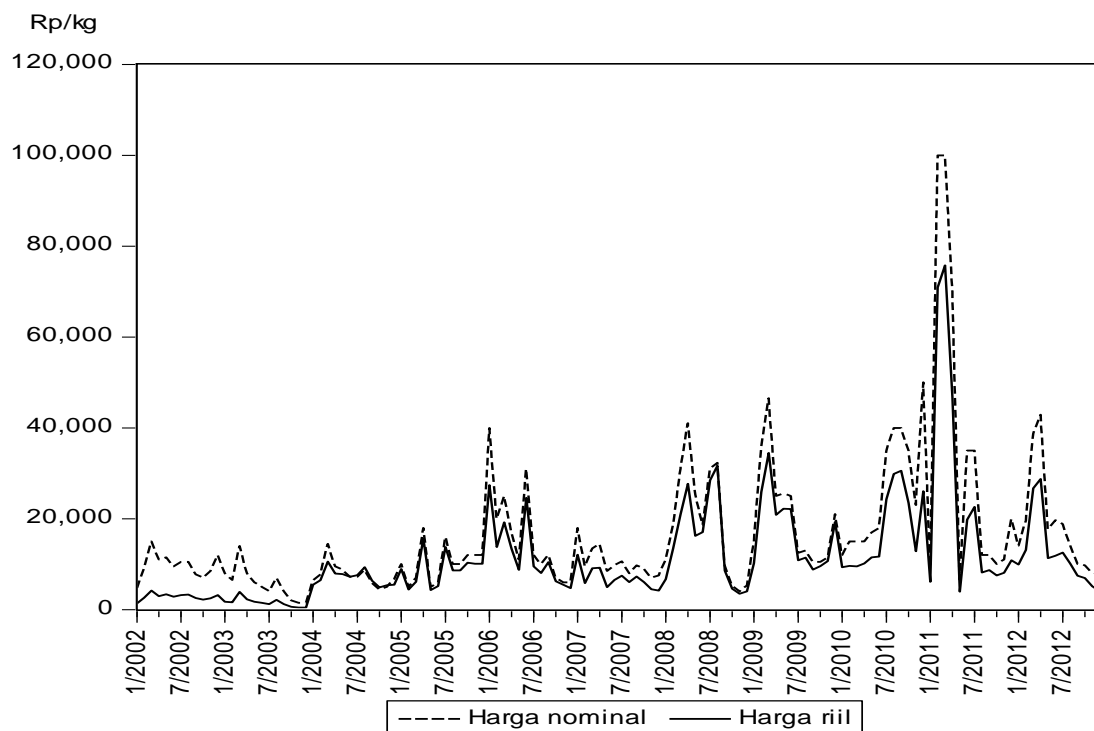
h_{ti} = Volatilitas harga yang dinormalisasi pada bulan ke i tahun ke t

IHK_{ti} = Indeks Harga Konsumen bulan ke i tahun ke t

HASIL DAN PEMBAHASAN

Penyiapan Data

Pada dasarnya penelitian ini menggunakan data sekunder yang bersumber dari pemantauan harga cabe bulanan yang dilakukan oleh Dinas Perindustrian dan Perdagangan Propinsi Nusa Tenggara Barat (Disperindag NTB) dan Badan Pusat Statistik NTB antara tahun 2002-2012, sedangkan data primer digunakan untuk pendalaman guna memberikan *insight* dibalik perkembangan harga tersebut. Data harga nominal dinormalisasi menggunakan Indeks Harga Konsumen (IHK) guna mendapatkan data harga riil agar data harga cabe rentang waktu dapat saling diperbandingkan. Data perkembangan harga cabe nominal dan riil disajikan pada gambar berikut:



Gambar 4. Perkembangan harga nominal dan riil cabe rawit di Pulau limbok 2002-2012

Gambar tersebut menunjukkan bahwa fluktuasi harga cabe menunjukkan kecenderungan meningkat dengan berjalannya waktu dan mencapai fluktuasi tertinggi pada periode tahun 2011. Dengan kata lain perkembangan harga cabe menunjukkan adanya volatilitas yang semakin tinggi mengindikasikan volatilitas harga tersebut tidak konstan namun semakin volatil dengan berjalannya waktu.

Uji Unit Root

Uji *unit root* dimaksudkan untuk mengetahui apakah data dari variabel yang digunakan dalam penelitian sudah stasioner atau belum karena regresi atau korelasi menggunakan data yang tidak stasioner akan memberikan hasil yang lancung (semu). Pengujian akar unit dilakukan dengan menggunakan prosedur *Augmented Dickey Fuller (ADF) test* yang hasilnya disajikan pada tabel berikut:

Tabel 1. Analisis Derajat Integrasi Menggunakan *Augmented Dickey-Fuller Test*

| Notasi | Definisi | I(0) | Lag | P-value |
|----------|-------------------------------------|-----------|-----|---------|
| Variabel | | | | |
| CB_RWT | Harga riil cabe rawit (Rp/kg) | -0.362695 | 1 | 0.0000 |
| LQCRAWIT | Log produksi cabe rawit (Ton/bulan) | -0.225299 | 12 | 0.0018 |

Tabel tersebut menunjukkan bahwa data harga riil dan log produksi cabe sudah stasioner pada level seperti terlihat dari ordo integrasi yang bernilai 0 atau I(0) dan nilai t-

statistik yang signifikan pada $\alpha=5\%$. Dengan demikian data harga riil cabe rawit dan log produksi dapat digunakan untuk analisis berikutnya.

Uji Heteroskedasticity

Regresi harga riil cabe terhadap nilai mean menunjukkan adanya otokorelasi antara kuadrat residual tahun ke t dengan kuadrat residual tahun sebelumnya, mengindikasikan adanya efek ARCH pada model seperti ditunjukkan dari hasil uji berikut:

$$\varepsilon_t^2 = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + v$$

Tabel 2. Hasil uji *heteroskedasticity* terhadap residual

| Heteroskedasticity Test: ARCH | | | | |
|-------------------------------|-------------|---------------------|-------------|--------|
| F-statistic | 76.60727 | Prob. F(1,129) | 0.0000 | |
| Obs*R-squared | 48.80933 | Prob. Chi-Square(1) | 0.0000 | |
| Test Equation: | | | | |
| Dependent Variable: RESID^2 | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
| C | 50262130 | 34817855 | 1.443573 | 0.1513 |
| RESID^2(-1) | 0.610451 | 0.069745 | 8.752558 | 0.0000 |
| R-squared | 0.372590 | Mean dependent var | 1.30E+08 | |
| Adjusted R-squared | 0.367727 | S.D. dependent var | 4.84E+08 | |
| F-statistic | 76.60727 | Durbin-Watson stat | 1.523299 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Berdasarkan hasil pengujian terlihat bahwa nilai $a_1 = 0,6104$, *Lagrange Multiplier* (LM) = 48,8093 dan nilai F=76,6073 signifikan pada $\alpha=5\%$. Hal ini menunjukkan adanya efek ARCH pada model, mengindikasikan volatilitas harga cabe bervariasi dengan berjalannya waktu sehingga perlu dianalisis lebih lanjut dengan model ARCH/GARCH.

Estimasi Model GARCH

Dengan menggunakan nilai rata-rata harga, maka model GARCH untuk mengukur nilai volatilitas dinyatakan oleh persamaan berikut:

$$h_t^2 = b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2h_{t-1}^2$$

Hasil estimasi model GARCH standar atau GARCH (1,1) menghasilkan parameter sesuai dengan teori yaitu b_0 , b_1 dan b_2 bernilai positif serta $b_1 + b_2 < 1$, menunjukkan volatilitas harga semakin tinggi dengan berjalannya waktu. Hasil estimasi selengkapnya disajikan pada tabel berikut:

Tabel 3. Hasil analisis persamaan *conditional variance* model GARCH (1,1)

| Variabel | Notasi dalam model | Koefisien | Std error | P-value |
|-----------------------|--------------------|-----------|-----------|---------|
| C | C | 37330110 | 11345523 | 0.0010 |
| ε_{t-1}^2 | RESID(-1)^2 | 0.700938 | 0.404364 | 0.0830 |
| h_{t-1}^2 | GARCH(-1) | 0.251372 | 0.132311 | 0.0575 |

Parameter hasil estimasi signifikan pada $\alpha=10\%$ karena nilai parameter estimasi $b_1 = 0,701$ dan $b_2 = 0,251$ masing-masing memiliki nilai probabilitas $p=0,083$ dan $p=0,058$

lebih kecil dari $\alpha=10\%$. Namun demikian hasil tersebut menganggap bahwa dampak dari informasi baik (*good news*) bagi petani yang menyebabkan harga naik dan informasi buruk (*bad news*) yang menyebabkan harga turun adalah sama bagi petani (*symetri*). Pada kenyataannya asumsi tersebut tidak selamanya benar, bahkan dalam banyak kasus dampak informasi tersebut adalah asimetrik (Rezitis and Stavropoulus (2009)). Oleh karena itu model standar GARCH (1,1) kemudian dimodifikasi dengan melepaskan asumsi simetri dan menyertakan variabel *dummy* bulan dalam model.

Estimasi model *Threshold GARCH*

Dengan melepas asumsi simetri maka Model *GARCH* (1,1) kemudian dimodifikasi menjadi *Threshold GARCH* (1,1) berikut:

$$P_t = c_0 + \sum_{i=1}^4 c_i D_i + c_5 P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t^2 = b_0 + b_1 \varepsilon_t^2 + b_3 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}^2$$

Keterangan,

$$d_i = \begin{cases} 1 & \varepsilon_t < 0 \text{ (bad news)} \\ 0 & \varepsilon_t \geq 0 \text{ (good news)} \end{cases}$$

Parameter b_3 merupakan parameter yang menunjukkan asimetri. Jika $b_3 = 0$ maka model kembali ke model GARCH (1,1) standar, namun jika $b_3 \neq 1$ maka terjadi kondisi asimetri tentang dampak informasi baik (*good news*) dengan dampak informasi buruk (*bad news*) terhadap volatilitas harga. Hasil estimasi model *Linear Asymmetric GARCH (1,1)* tersebut atau *T-GARCH* disajikan ada tabel berikut:

Tabel 4. Hasil analisis volatilitas harga cabe rawit dengan model *T-GARCH(1,1)*

| Variable | Coefficient (ci) | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|----------------|------------------|------------|-------------|--------|
| C ₀ | 5711.165 | 3173.898 | 1.799417 | 0.0720 |
| D1 | 4572.125 | 2680.753 | 1.705538 | 0.0881 |
| D2 | 11549.17 | 2939.579 | 3.928853 | 0.0001 |
| D3 | 14504.00 | 3934.990 | 3.685905 | 0.0002 |
| D4 | 10603.38 | 2964.233 | 3.577107 | 0.0003 |
| AR(1) | 0.573373 | 0.056083 | 10.22363 | 0.0000 |

| Analisis Variance | | | | |
|-------------------------------|------------------|-----------------------|-------------|--------|
| Variable | Coefficient (bi) | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
| B ₀ | 76108072 | 17232760 | 4.416476 | 0.0000 |
| ε_t^2 | 0.229304 | 0.240769 | 0.952381 | 0.3409 |
| $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ | 0.561212 | 0.289368 | 1.939442 | 0.0524 |
| h_{t-1}^2 | -0.295916 | 0.128041 | -2.311103 | 0.0208 |
| R-squared | 0.449969 | Mean dependent var | 11541.76 | |
| Adjusted R-squared | 0.409057 | S.D. dependent var | 11427.20 | |
| S.E. of regression | 8784.413 | Akaike info criterion | 20.72940 | |
| Sum squared resid | 9.34E+09 | Schwarz criterion | 20.94888 | |
| Log likelihood | -1347.775 | Hannan-Quinn criter. | 20.81858 | |
| F-statistic | 10.99861 | Durbin-Watson stat | 1.781334 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

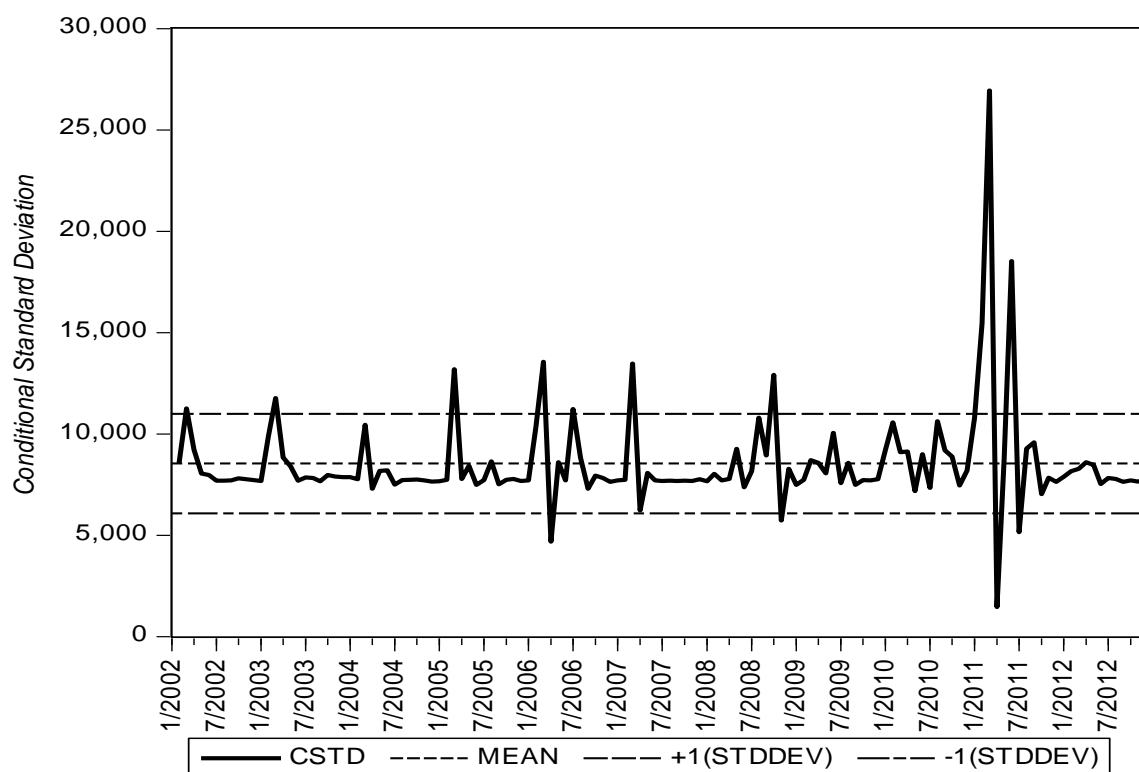
Hasil analisis model *T-GARCH* seperti terlihat pada tabel 4 menunjukkan bahwa harga riil rata-rata bulanan cabe selama rentang waktu tahun 2002-2012 ditunjukkan oleh

nilai parameter konstanta (C_0) yaitu Rp 5.711 per kilogram dimana harga riil pada bulan Februari (D2), Maret (D3) dan April (D4) relatif lebih mahal. Pada 3 bulan tersebut harga sangat mahal dengan margin harga lebih dari Rp. 10.000 per kilogram dibanding harga pada bulan lainnya dan harga tertinggi terjadi pada bulan Maret dengan margin Rp. 14.500 per kilogram sebagaimana ditunjukkan oleh nilai parameter dari variabel *dummy* D_3 (yaitu $C_3 = 14.504,00$).

Pada bagian *analysis variance* terlihat bahwa koefisien $b_3 = 0,56$ dan signifikan pada $\alpha = 10\%$, membuktikan adanya asimetri dalam model dimana pengaruh informasi buruk 0,56 kali lebih besar dari pada pengaruh informasi baik terhadap volatilitas harga. Pada situasi yang tidak simetris ini, pedagang (pengumpul dan juga pengecer) berreaksi cepat terhadap kejutan (*shock*) yang menyebabkan harga untuk turun dari pada kejutan positif yang menyebabkan harga untuk naik. Tanda koefisien b_3 yang positif dan signifikan ini mengindikasikan petani dan pedagang tidak memiliki kekuatan untuk mempengaruhi harga.

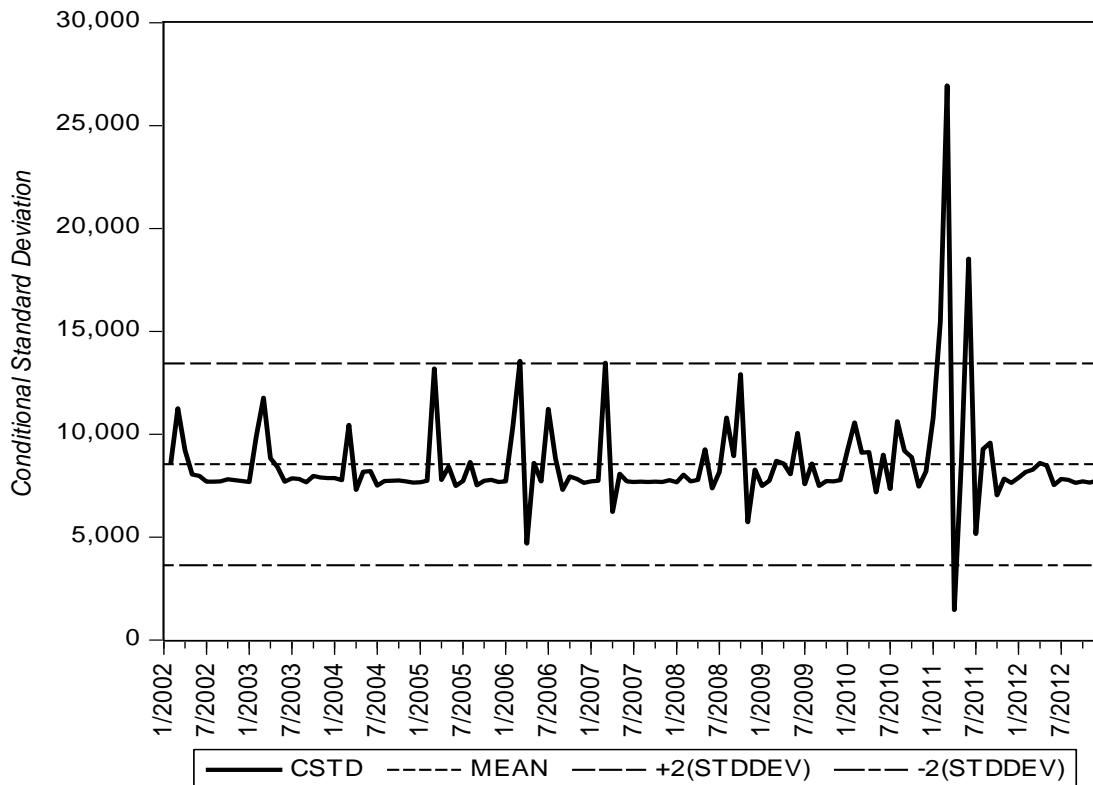
Volatilitas harga cabe

Volatilitas harga cabe diukur dengan nilai *Conditional Standard Deviation* (CSTD) yang diperoleh melalui akar pangkat dua dari *Conditional Variance* ($h = \sqrt{h^2}$) dari model *Linear Asymmetric GARCH (1,1)*. Nilai CSTD sebagai ukuran volatilitas harga cabe antara tahun 2002-2012 disajikan pada gambar berikut.



Gambar 5. Volatilitas harga cabe di Pulau Lombok ± 1 standar deviasi

Gambar tersebut menunjukkan bahwa harga cabe rawit semakin volatil dengan berjalannya waktu kecuali pada tahun 2009-2010 dimana volatilitas relatif kecil. Volatilitas tersebut bahkan melampaui satu standar deviasi terutama pada tahun 2011 dimana volatilitas melebihi dua standar deviasi seperti terlihat pada gambar 6. Hal ini menunjukkan bahwa volatilitas harga cabe rawit sudah sangat serius dan tidak bisa dianggap sebagai pergerakan harga biasa sehingga diperlukan perencanaan kebijakan untuk menstabilkan harganya.

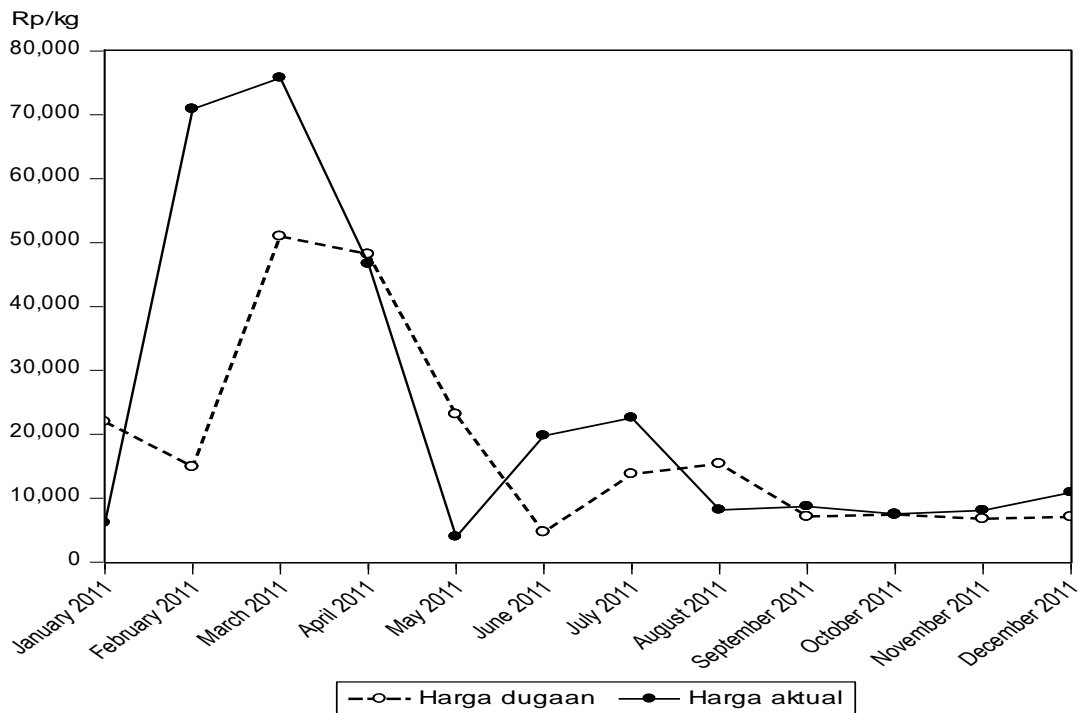


Gambar 6. Volatilitas harga cabe di Pulau Lombok ± 2 standar deviasi

Fenomena senada ditunjukkan oleh penelitian Sumaryanto (2009) yang memperlihatkan bahwa volatilitas harga eceran beberapa komoditas pangan (beras, tepung terigu, gula pasir, bawang merah, dan cabai) dalam periode sepuluh tahun terakhir semakin volatil. Harga pangan yang cenderung semakin volatil juga ditunjukkan oleh Jordaan, *et al.* (2007) yang meneliti volatilitas harga pangan jagung, gandum, kedele, dan bunga matahari (*sun flower*) di Afrika Selatan antara tahun 1997-2006. Volatilitas harga jagung dan bunga matahari sepanjang periode tersebut bahkan seringkali melebihi 2 standar deviasi, mengindikasikan volatilitas harga pangan di Afrika Selatan sudah sangat serius.

Peramalan dengan Model T-GARCH

Hasil analisis volatilitas seperti tersaji pada tabel 4 menunjukkan bahwa model *Linear Asymmetric GARCH (T-GARCH)* cukup memadai untuk digunakan pada peramalan historik karena menghasilkan sebagian besar parameter estimasi yang signifikan pada $\alpha=10\%$, nilai koefisien determinasi (*Adjusted R²*) yang relatif besar (41%), dan F hitung (10,99) yang signifikan pada $\alpha=10\%$. Hasil peramalan historis (*historic forecasting*) terhadap harga pada periode tahun 2011 dimana volatilitas harga sangat tinggi melampaui ± 2 standar deviasi, disajikan pada gambar berikut:



Gambar 7. Peramalan historis harga cabe model *T-GARCH* tahun 2011

Gambar tersebut memperlihatkan bahwa harga dugaan tertinggi terjadi pada bulan Maret seperti halnya harga aktual yang mencapai tingkat maksimum. Gejala ini konsisten dengan hasil regresi yang menunjukkan parameter estimasi dari variabel dummy (D_3) memiliki nilai positif terbesar. Harga kemudian menurun dan selanjutnya relatif konstan pada bulan September hingga Desember.

Respon Produksi terhadap Volatilitas

Dengan menggunakan model Massel tentang dampak stabilisasi harga terhadap kemakmuran masyarakat, Schmitz, *et al.*, (2002) menyatakan bahwa masyarakat, termasuk petani dan pedagang, umumnya menyukai harga yang stabil dibanding harga yang volatil. Oleh karena itu parameter regresi untuk mengukur respon produksi cabe terhadap volatilitas harga (d_5) diduga bertanda negatif. Guna menguji teori ini maka model regresi yang digunakan disajikan pada persamaan berikut.

$$LQ_{ti} = d_0 + \sum_{i=1}^4 d_i D_{ti} + d_5 NCSTD_{ti} + d_6 IHK_{ti} + \omega_{ti}$$

Hasil analisis lengkap tentang respon produksi cabe terhadap volatilitas harga disajikan pada tabel berikut.

Tabel 5. Hasil analisis regresi tentang respon produksi terhadap volatilitas harga cabe rawit

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| C | 7.676844 | 0.188349 | 40.75858 | 0.0000 |
| D1 | -0.722656 | 0.158951 | -4.546410 | 0.0000 |
| D2 | -0.965253 | 0.153981 | -6.268666 | 0.0000 |
| D3 | -1.219464 | 0.171520 | -7.109769 | 0.0000 |
| D4 | -0.751872 | 0.153495 | -4.898363 | 0.0000 |
| NCSTD | -0.127409 | 0.095691 | -1.331466 | 0.1855 |
| IHK | 0.003198 | 0.000489 | 6.543914 | 0.0000 |
| R-squared | 0.567684 | Mean dependent var | 7.703024 | |
| Adjusted R-squared | 0.546766 | S.D. dependent var | 0.707452 | |
| S.E. of regression | 0.476276 | Akaike info criterion | 1.406316 | |
| Sum squared resid | 28.12800 | Schwarz criterion | 1.559952 | |
| Log likelihood | -85.11367 | Hannan-Quinn criter. | 1.468745 | |
| F-statistic | 27.13790 | Durbin-Watson stat | 0.592616 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Seperti diduga sebelumnya tanda parameter estimasi volatilitas ($NCSTD = Normalized Conditional Standard Deviation$) adalah negatif ($d_5 = -0,127$). Hal ini berarti semakin volatil harga cabe ($\pm 2STDDEV$) akan direspon dengan penurunan produksi sekitar 0,13 % (*ceteris paribus*), dan sebaliknya, menunjukkan petani cabe lebih menyukai harga yang stabil dibanding harga yang berfluktuasi.

Selain itu, tabel tersebut juga menunjukkan bahwa tanda parameter *dummy* bulan ($D_1, D_2, D_3, dan D_4$) adalah negatif mengindikasikan produksi pada Januari, Februari, Maret, dan April lebih rendah dari bulan lainnya dengan produksi terendah terjadi pada bulan Maret. Hasil ini konsisten dengan hasil analisis volatilitas yang menunjukkan bahwa harga cabe relatif tinggi pada bulan-bulan tersebut dan harga tertinggi terjadi pada bulan Maret. Oleh karena itu hasil analisis respon produksi dan volatilitas ini telah mengkonfirmasi fenomena *good/bad paradox* yang umum terjadi di sektor pertanian. Di sektor pertanian, ketika petani sudah bekerja keras memelihara usahatannya dan didukung iklim yang kondusif sehingga produksi berlimpah harga komoditi justru menurun. Namun ketika petani kurang intensif merawat tanaman dan iklim yang tidak mendukung sehingga produksi turun, harga komoditi justru meningkat.

KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKAN

Kesimpulan

Analisis tentang volatilitas harga menggunakan data rentang waktu (*time series*) hanya akan memberikan hasil akurat jika peneliti telah memisahkan komponen stokastik (*stochastic components*) dari komponen yang dapat diprediksi (*predictable components*)

seperti tren dan pengaruh musim. Selanjutnya jika komponen stokastik tersebut bersifat heteroskedastik maka analisis dapat dilakukan dengan model *ARCH/GARCH*.

Volatilitas harga cabe rawit di Pulau Lombok semakin tinggi dengan berjalannya waktu, bahkan dalam periode 2002-2012 volatilitas-nya melebihi ± 2 standar deviasi. Hal ini sejalan dengan fenomena global bahwa harga pangan dan produk hortikultura dunia cenderung semakin volatil.

Penggunaan model *Linear Asymmetric GARCH* mengindikasikan bahwa petani dan pedagang cabe rawit secara individu tidak memiliki kekuatan dalam menentukan harga. Fluktuasi harga umumnya disebabkan oleh guncangan pada sisi produksi.

Harga cabe tertinggi terjadi pada bulan Januari, Februari, Maret, dan April dengan harga tertinggi terjadi pada bulan Maret dengan margin harga riil mencapai Rp. 14.500 per kilogram. Hal ini berasosiasi negatif dengan penurunan produksi yang terjadi pada bulan-bulan tersebut di mana produksi terendah juga terjadi pada bulan Maret.

Hasil regresi respon produksi menunjukkan bahwa setiap guncangan ± 2 standar deviasi menyebabkan produksi cabe menurun 0,13 % (*ceteris paribus*). Hal ini berarti petani berreaksi negatif dengan menurunkan produksi ketika harga cabe rawit semakin volatil, membuktikan bahwa petani lebih menyukai harga yang stabil dari pada harga yang volatil.

Implikasi Kebijakan

Fenomena harga cabe yang semakin volatil semestinya direspon oleh pembuat kebijakan untuk sungguh-sungguh mengkaji setiap upaya menstabilkan harga karena petani pun lebih menyukai harga yang stabil. Oleh karena volatilitas harga tertinggi terjadi pada periode bulan Januari-April, dengan puncak volatilitas pada bulan Maret, maka pembuat kebijakan dapat merencanakan pola tanam komoditi tanaman pangan untuk menjaga luas panen cabe yang cukup pada periode tersebut. Tidak adanya indikasi *market power* yang dimiliki pedagang menunjukkan bahwa fluktuasi harga umumnya diakibatkan oleh guncangan pada sisi produksi.

DAFTAR PUSTAKA

- [BI] Bank Indonesia, 2012. Laporan Penelitian Pengembangan Komoditas/Produk/Jasa/Usaha (KPJU) Unggulan Usaha Mikro, Kecil dan Menengah (UMKM) di Provinsi Nusa Tenggara Barat.
- Engle, R., 2001. GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Model in Applied Econometrics. *Journal of Economic Perspectives*, 5 (4): 157-168.
- Grega, L., 2002. Price Stabilization as a Factor of Competitiveness of Agriculture. *J. Agric. Econ.*, 48 (7): 281-284.
- Jordaan, H., B. Grove, A. Jooste, and Z.G. Alemu. 2007. Measuring the Price Volatility of Certain Field Crops in South Africa using the ARCH/GARCH Approach. *Agrekon*, 46 (3): 306-321.

- Larson, D.F., J.R. Anderson, and P. Varangis. 2004. Policies on Managing Risk in Agricultural Markets. *World Bank Research Observer*, 19 (2): 199-230.
- Matthew, U., A. Nazemzadeh, O. Gbolahan, and W.J. Etundi, 2004. Social Welfare Effect of Ghana Cocoa Price Stabilization: Time Series Projection and Analysis. *International Business and Economics Research Journal*, 3 (12): 45-54.
- Ramirez, O.A. and M. Fadiga, 2003. Forecasting Agricultural Commodity Prices with Asymmetric-Error GARCH Models. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 28 (1): 71-85.
- Rezitis, A.N. and K.S. Stavropoulos, 2009. Modeling Pork Supply Response and Price Volatility: The Case of Greece. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 41(1):145–162.
- Sekhar, C.S.C., 2003. Volatility of Agricultural Prices – An Analysis of Major International and Domestic Markets. Working Paper No. 103. Indian Council for Research on International Economic Relations.
- Serra, T. and D. Zilberman., 2009. Price Volatility in Ethanol Markets. Paper presented in Agricultural and Applied Economics Association's Annual Meeting, Milwaukee, July 26-28, 2009.
- Schmitz, A., H. Furtan, and K. Baylis. 2002. Agricultural Policy, Agribusiness, and Rent-Seeking Behaviour. University of Toronto Press, Toronto.
- Sumaryanto, 2009. Analisis Volatilitas Harga Eceran Beberapa Komoditas Pangan Utama dengan Model ARCH/GARCH. *Jurnal Agro Ekonomi*, 27 (2): 135-163.
- Verbeek, M. 2000. A Guide to Modern Econometrics. John Wiley & Son, New York.
- Wang, D. and W.G. Tomek. 2007. Commodity Prices and Unit Root Test. *Amer. J. Agr. Econ.*, 89 (4): 873-889.