**TRANSMISI HARGA LADA PUTIH (*MUNTOK WHITE PEPPER*)**

**DI PROVINSI KEPULAUAN BANGKA BELITUNG**

**Rati Purwasih1, Yudi Sapta Pranoto2, dan Eddy Jajang Jaya Atmaja3**

**ABSTRACT**

The average price of white pepper from January 2007 to December 2016 was IDR 72.531 per kilogram for farmers, the price was IDR 80.662 per kilogram for exporter, and the price was IDR 99.017 per kilogram for world market. Based on the data, there was a large marketing margin among farmers level and exporters of IDR 8.091 per kilogram, while among exporters level and world market of IDR 18.935 per kilogram. The purpose of this study was to analyze the transmissio of white pepper price in the Province of Bangka Belitung Islands between the level of farmers, exporters, and world market. The model used to analyze the transmission of white pepper price in the Province of Bangka Belitung Islands was the Asymmetric Error Correction Model (AECM) developed by von Cramon-Taubadel and Loy (1996). The transmission of white pepper price from farmer level to exporters, from farmers level to world market, and from exporters level to world market is asymmetrically in the short run. The transmission of white pepper price from world market to exporter level is simetrically in the short run, but in the long run the transmission of white pepper price went simetrically.

Keywords: AECM, asymmetry, margin, price transmission, white pepper

**INTISARI**

Rata-rata harga lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dari Januari 2007 sampai Desember 2016 yaitu sebesar Rp 72.531 per kilogram di tingkat petani, Rp 80.622 per kilogram di tingkat eksportir, dan Rp 99.017 per kilogram di pasar dunia. Berdasarkan data tersebut, terdapat marjin pemasaran yang besar di antara petani dan eksportir yaitu sebesar Rp 8.091 per kilogram, sedangkan antara eksportir dan pasar dunia yaitu sebesar Rp 18.395 per kilogram. Tujuan penelitian ini yaitu menganalisis transmisi harga lada putih Provinsi Kepulauan Bangka Belitung antara di tingkat petani, eksportir, dan pasar dunia. Model yang digunakan untuk menganalisis transmisi harga lada putih yaitu *Asymmetric Error Correction Model* (AECM) yang dikembangkan oleh von Cramon-Taubadel and Loy (1996). Transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir, dari tingkat petani ke pasar dunia, dan dari tingkat eksportir ke pasar dunia menunjukkan bahwa dalam jangka pendek berjalan secara asimetri, sedangkan dalam jangka panjang berjalan simetri. Sebaliknya transmisi harga lada putih dari pasar dunia ke eksportir berjalan secara simetri dalam jangka pendek tetapi dalam jangka panjang berjalan secara asimetri.

**Kata kunci**: AECM, asimetri, lada putih, marjin, simetri, transmisi harga

**PENDAHULUAN**

Salah satu provinsi yang merupakan sentra produksi lada putih di Indonesia yaitu Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dan merupakan daerah penghasil lada putih terbesar di Indonesia. Lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dikenal dengan nama *Muntok white pepper* yang merupakan produk lada unggulan di Indonesia (BI, 2015). Lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dikenal dengan nama tersebut karena Provinsi Kepulauan Bangka Belitung merupakan daerah sentra produksi pertama yang mengembangkan lada di Indonesia (Permentan, 2012). *Muntok white pepper* ini memiliki peluang pasar yang baik di pasar Internasional karena sudah dikenal sejak zaman dahulu dengan cita rasa dan aroma yang khas (BI, 2015). Perkembangan volume dan nilai ekspor lada putih (*Muntok white pepper*) di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dapat dilihat pada Gambar 1.

Sumber: BP3L (2017)

**Gambar 1**. Ekspor Lada Putih (*Muntok White Pepper*) di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung, 2012-2016

Gambar 1 menunjukkan perkembangan ekspor lada putih (*Muntok white pepper*) di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung, baik volume maupun nilai ekspor mengalami fluktuasi. Hal ini dapat dilihat dari volume ekspor lada putih (*Muntok white pepper*) dari tahun 2012 sampai 2014 mengalami peningkatan, kemudian dari tahun 2014 sampai 2016 terjadi penurunan volume lada putih. Menurut Ginting (2004), berfluktuasinya produksi dan volume ekspor lada kemungkinan disebabkan antara lain berkaitan dengan permasalahan harga yang rendah dan berfluktuasi sehingga menjadi tidak cukup menarik bagi petani untuk merawat dan meningkatkan produksi lada.

Sistem pemasaran lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung umumnya memiliki alur pemasaran yang cenderung tetap yaitu petani menjual lada putih kepada pedagang pengumpul desa, kemudian pedagang pengumpul desa menjual lada putih kepada pedagang kota/kecamatan, setelah itu pedagang kota/kecamatan menjual lada putih kepada pedagang besar atau eksportir (BI, 2015).

Perlunya sistem pemasaran yang efisien agar produk yang ditawarkan dengan harga yang wajar dan mendorong produsen untuk meningkatkan produksi (Omar *et al*. 2014). Salah satu ukuran yang digunakan untuk menganalisis efisiensi pemasaran dari segi efisiensi harga yaitu transmisi harga (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004).

Pemasaran dikatakan efisien jika perubahan harga dari lembaga pemasaran yang satu segera (langsung) ditransmisikan ke lembaga pemasaran yang lain dalam satu rantai pemasaran (Hall *et al*. 1981). Sebaliknya, jika perubahan harga di suatu pasar misalnya penurunan harga di tingkat petani ditransmisikan secara lambat dan tidak sepenuhnya ke konsumen maka kondisi ini mengindikasikan kurang efisien dari segi efisiensi harga (Kohls & Uhl (2002)).

Transmisi harga antara produsen dan konsumen dapat berjalan asimetri karena perilaku tidak kompetitif dari pedagang terutama pada pasar yang terkonsentrasi. Pada pasar yang terkonsentrasi, pedagang akan berusaha mempertahankan kesejahteraan dan keuntungannya dengan tidak meneruskan kenaikan dan penurunan harga sesuai dengan sinyal harga yang sebenarnya. Pedagang lebih mungkin meneruskan penurunan harga dari konsumen ke produsen dibandingkan dengan kenaikan harga (Vavra & Goodwin, 2005).

Rata-rata harga lada putih (*Muntok white pepper*) di tingkat petani dari Bulan Januari 2007 sampai Desember 2016 sebesar Rp 72.531 per kilogram, di tingkat eksportir sebesar Rp 80.622 per kilogram, sedangkan di pasar dunia sebesar Rp 99.017 per kilogram. Kondisi ini menunjukkan terdapat disparitas atau perbedaan harga yang besar antara petani dan eksportir yaitu Rp 8.091 per kilogram, sedangkan antara eksportir dan pasar dunia yaitu sebesar Rp 18.395 per kilogram. Conforti (2004) menjelaskan bahwa besarnya disparitas harga dalam rantai pemasaran dapat disebabkan oleh rantai pemasaran yang panjang atau penyalahgunaan *market power* yang dimiliki pedagang sehingga menyebabkan marjin yang terbentuk dalam pemasaran dari sektor hulu (produsen) ke sektor hilir (konsumen) menjadi sangat besar sehingga pemasaran menjadi tidak efisien. Adapun pergerakan harga lada putih Provinsi Kepulauan Bangka Belitung disajikan pada Gambar 2.

Sumber: IPC 2017

**Gambar 2**. Pergerakan Harga Riil Lada Putih (*Muntok White Pepper*) di Tingkat Petani, Eskportir, dan Pasar Dunia Januari 2007-Desember 2016

Gambar 2 menunjukkan fluktuasi harga lada putih di tingkat petani, eksportir, dan pasar dunia. Dari tahun 2007 sampai 2016, pola pergerakan harga lada putih di tingkat petani, eksportir, dan pasar dunia cenderung menunjukkan pola yang sama. Akan tetapi pada bulan tertentu terdapat perbedaan respon yaitu saat harga lada putih di tingkat petani menurun, ternyata harga lada putih di tingkat eksportir justru meningkat. Begitu juga saat harga lada putih di tingkat eksportir menurun, harga lada putih di pasar dunia meningkat. Kondisi ini memungkinkan bahwa perubahan harga di lembaga pemasaran yang satu ditransmisikan secara tidak sempurna ke lembaga pemasaran yang lain (asimetri). Akan tetapi hal ini belum cukup untuk dapat dikatakan bahwa transmisi harga lada putih antara tingkat petani, eksportir, dan pasar dunia berjalan asimetri. Oleh sebab itu, perlu dilakukan pengujian secara statistik mengenai transmisi harga lada putih tersebut.

Penelitian mengenai integrasi pasar lada putih telah banyak dilakukan oleh peneliti sebelumnya. Seperti Djulin & Malian (2005) menganalisis integrasi pasar lada hitam dan lada putih Indonesia di daerah produksi utama dengan pasar ekspor. Kemudian Fazaria (2016) menganalisis daya saing dan integrasi pasar lada Indonesia di pasar internasional.

Akan tetapi penelitian sebelumnya belum ada yang menganalisis transmisi harga lada putih terutama yang memisahkan kenaikan dan penurunan harga. Oleh sebab itu, tujuan penelitian ini yaitu menganalisis transmisi harga lada putih dari lembaga pemasaran yang satu ke lembaga pemasaran yang lain untuk mengetahui apakah pembentukan harga lada putih sudah efisien.

**METODE PENELITIAN**

Data yang digunakan dalam penelitian ini yaitu data sekunder yang terdiri atas data harga lada putih tingkat petani dan eksportir. Data yang digunakan merupakan data harga bulanan dari Januari 2007 sampai Desember 2016, dengan jumlah observasi sebanyak 120 bulan. Data tersebut diperoleh dari *International Pepper Community* (IPC). Variabel harga yang digunakan dalam penelitian ini dihitung dengan indeks harga konsumen (IHK). Penggunaan IHK ini dilakukan karena adanya keterbatasan dalam ketersediaan data indeks harga perdagangan besar.

Model yang digunakan untuk menganalisis transmisi harga lada putih (*Muntok white pepper*) antara tingkat petani dan eksportir di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung yaitu *Asymmetric* *Error Correction Model* (AECM) dan diolah dengan menggunakan program Eviews. Analisis AECM ini terdiri atas beberapa tahapan yaitu:

1. Uji Stationeritas Data

Tahap pertama yang perlu dilakukan dalam mengestimasi model yang menggunakan data *time series* yaitu melakukan pengujian stationeritas data. Pengujian ini bertujuan untuk menghindari masalah *spurious regression*. Uji stationeritas data yang digunakan dalam penelitian ini yaitu *augmented Dickey-Fuller* *test* yang dapat dilakukan baikpada *level* maupun *first difference*. Artinya jika data *time series* tidak stationer atau mengandung akar unitpada *level,* makaperlu dilakukan pengujian selanjutnya pada *first difference* (Firdaus 2011). Persamaan *augmented Dickey-Fuller* *test* yaitu (Enders 1995):



Keterangan:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Δyt | = | *First difference* variabel yang diuji (yt –yt-1) |
| Y | = | Variabel yang diuji stationeritasnya (harga lada putih Provinsi Kepulauan Babel di tingkat petani, eksportir, dan dunia) |
| T | = | *Trend* waktu |
| P | = | Panjang lag dalam model |
| ɛt | = | *Error* |

Persamaan (1.1) digunakan untuk data yang diasumsikan tidak memiliki intersep dan *trend*. Persamaan (1.2) digunakan untuk data yang diasumsikan hanya memiliki intersep dan tidak memiliki *trend*. Persamaan (1.3) digunakan untuk data yang diasumsikan memiliki intersep dan *trend*. Uji hipotesis dalam *augmented Dickey-Fuller* *test* yaitu:

H0 : γ = 0 berarti data *time series* bersifat tidak stationer.

H1 : γ ≠ 0 berarti data *time series* bersifat stationer.

1. Penentuan *Lag* Optimal

Setelah melakukan pengujian stationeritas, tahap selanjutnya yaitu menentukan panjang *lag* optimal. Penentuan panjang *lag* dalam sistem VAR digunakan untuk menunjukkan lamanya reaksi suatu variabel terhadap variabel lainnya. Selain itu, digunakan untuk menghilangkan adanya masalah autokorelasi. Pengujian panjang *lag* optimal dapat menggunakan informasi seperti *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Criterion* (SC), dan *Hannan-Quinn Criterion* (HQ) (Firdaus 2011).

1. Uji Kointegrasi

Jika data tidak stationer pada *level* tetapi stationer pada *first difference* maka perlu dilakukan pengujian kointegrasi (Firdaus 2011). Jika dalam sebuah sistem persamaan terdapat kointegrasi maka mengindikasikan bahwa di dalam sistem persamaan tersebut terdapat *Error Correction Model* yang menunjukkan adanya dinamisasi jangka pendek yang konsisten dengan hubungan jangka panjangnya (Verbeek (2000) dalam Firdaus (2011)).

Terkointegrasi atau tidaknya variabel-variabel yang tidak stationer diuji dengan menggunakan uji kointegrasi yang disebut dengan *Johansen cointegration test*. Setelah diperoleh hasil uji kointegrasi, nilai *trace test* dan *max eigenvalue* dibandingkan dengan *critical value* dengan rumus yaitu (Enders 1995):

**Keterangan:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | = | Nilai yang diestimasi dari karakteristik *root* (*eigenvalues*) yang dipilih dari π matriks yang diestimasi |
| T | = | Jumlah observasi |
| R | = | Jumlah vektor kointegrasi |

Pada uji λtrace, hipotesis nol yaitu jumlah vektor kointegrasi kurang dari atau sama dengan r sebagai alternatif umum. Pada uji λmax, hipotesis nol yaitu jumlah vektor kointegrasi sama dengan r sebagai alternatif dari vektor kointegrasi r+1 (Enders 1995).

1. Uji Kausalitas

Setelah dilakukan pengujian kointegrasi, dilakukan pengujian kausalitas. Uji kausalitas digunakan untuk menentukan arah hubungan di antara 2 pasar yang melakukan perdagangan. Dengan kata lain, uji kausalitas ini dilakukan untuk menentukan arah transmisi harga (Acquah & Onumah 2010). Arah transmisi harga lada putih (*Muntok White Pepper*) antara tingkat petani dan eksportir ditentukan dengan menggunakan uji kausalitas Engle and Granger.

1. Estimasi Model

Transmisi harga lada putih (*Muntok white pepper*) di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung antara di tingkat petani dan eksportir diestimasi dengan menggunakan *Asymmetric Error Correction Model* yang dikembangkan oleh von Cramon-Taubadel & Loy (1996) dengan bentuk persamaan yaitu:

 

Keterangan:

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Pj,t | = | Harga lada putih (*Muntok white pepper*) di pasar ke-j (Rp/kg) |
| Pk,t | = | Harga lada putih (*Muntok white pepper*) di pasar ke-k (Rp/kg) |
| ECTt-1 | = | *Error correction term* yang merupakan lag residual dari persamaan keseimbangan jangka panjang |
| ɛ | = | *Error term* |
| N | = | Panjang lag |

Tanda positif (+) menggambarkan kenaikan harga dan tanda negatif (-) menggambarkan penurunan harga. ECT+ merupakan penyesuaian harga lada putih (*Muntok white Pepper*) di pasar ke-j terhadap perubahan harga lada putih (*Muntok White Pepper*) di pasar ke-k saat penyimpangan harga berada di atas keseimbangan. ECT- merupakan penyesuaian harga lada putih (*Muntok white pepper*) di pasar ke-j terhadap perubahan harga lada putih (*Muntok white pepper*) di pasar ke-k saat penyimpangan harga berada di bawah keseimbangan.

1. Uji Wald

Untuk mengetahui apakah transmisi harga berjalan secara simetri atau asimetri akan dibuktikan secara statistik dengan menggunakan uji Wald (Reziti & Panagopoulos, 2008).

Uji hipotesis dalam uji Wald yaitu:

1. Jangka pendek



Simetri



Asimetri

1. Jangka panjang

Simetri



Asimetri



**HASIL DAN PEMBAHASAN**

Analisis transmisi harga lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung antara di tingkat petani dan eksportir dilakukan melalui beberapa tahapan antara lain uji stasioneritas data yang digunakan, menentukan panjang lag optimal, uji kointegrasi, uji kausalitas, estimasi *Asymmetric Error Correction Model*, dan uji Wald. Penjelasan masing-masing tahapan analisis yaitu:

1. Uji Stationeritas Data

Tahap pertama yang dilakukan dalam menganalisis transmisi harga lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung yaitu pengujian stationeritas data yang terdiri atas data harga lada putih di tingkat petani dan eksportir. Berikut pada Tabel 1 disajikan hasil uji stationeritas data harga lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung dan pasar dunia.

**Tabel 1**. Hasil Uji Stationeritas Data

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Variabel** | **ADF t-stat** | ***Intercept*** | | | **ADF t-stat** | ***Intercept and Trend*** | | |
| **1%** | **5%** | **10%** | **1%** | **5%** | **10%** |
| Ln HP I(0) | -1,2008 | -3,4861 | -2,8859 | -2,5798 | -1,6014 | -4,0377 | -3,4483 | -3,1493 |
| Ln HP I(1) | **-8,7474** | -3,4866 | -2,8861 | -2,5799 | **-8,7382** | -4,0377 | -3,4483 | -3,1493 |
| Ln HE I(0) | -1,2160 | -3,4861 | -2,8859 | -2,5798 | -1,6754 | -4,0370 | -3,4480 | -3,1491 |
| Ln HE I(1) | **-11,7265** | -3,4866 | -2,8861 | -2,5799 | **-11,7094** | -4,0377 | -3,4483 | -3,1493 |
| Ln HD I(0) | -0,9654 | -3,4866 | -2,8861 | -2,5799 | -1,4823 | -4,0377 | -3,4483 | -3,1493 |
| Ln HD I(1) | **-8,0038** | -3,4866 | -2,8861 | -2,5799 | **-7,9843** | -4,0377 | -3,4483 | -3,1493 |

\*Stationer pada taraf 5%

Uji stationeritas dilakukan pada *level* dan *first difference*. Hal ini karena semua data harga lada putih, baik di tingkat petani, eksportir, maupun pasar dunia menunjukkan tidak stationer pada *level*. Kemudian, setelah dilakukan uji stasioneritas pada *first difference*, hasilnya menunjukkan bahwa semua data harga tersebut menunjukkan stationer (Tabel 1). Hal ini sejalan dengan hasil penelitian Fazaria (2016). Oleh karena itu, metode analisis kointegrasi dapat dilanjutkan. Firdaus (2011) menjelaskan bahwa jika data tidak stationer pada *level* tetapi stationer pada *first difference* maka perlu dilakukan pengujian kointegrasi. Setelah uji stasioneritas, tahap selanjutnya yaitu penentuan panjang lag optimal.

1. Penentuan Panjang Lag Optimal

Terdapat beberapa informasi yang bisa digunakan dalam menentukan panjang lag optimal antara lain Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Information Criterion (SC), dan Hannan-Quinn Information Criterion (HQ).

Hasil perhitungan dengan menggunakan Schwarz information Criterion (SC) diperoleh lag optimum yaitu lag 1 pada hubungan antara harga di tingkat petani dan eksportir, petani dan pasar dunia, serta eksportir dan pasar dunia. Oleh karena itu, *lag* optimal yang digunakan dalam model transmisi harga lada putih yaitu *lag* 1. Artinya semua variabel dalam model saling mempengaruhi tidak hanya pada periode sekarang, tetapi juga berkaitan pada 1 periode sebelumnya.

1. Uji Kointegrasi

Setelah menentukan panjang lag optimal, langkah selanjutnya yaitu melakukan uji kointegrasi. Oleh karena pada hasil uji stationeritas menunjukkan bahwa data tidak stationer pada *level*, tetapi stationer pada *first difference* maka perlu dilakukan pengujian kointegrasi. Hasil uji kointegrasi Johansen yang digunakan untuk mengetahui jumlah persamaan dalam model yang terkointegrasi. Hasil uji kointegrasi dapat dilihat pada Tabel 2 berikut.

**Tabel 2**. Hasil Uji Kointegrasi

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| **Keterangan** | **Jumlah Persamaan Kointegrasi** | ***Eigenvalue*** | ***Trace Statistic*** | **0,05**  **Critical Value** | **Prob.** |
| Petani dan eksportir | *None\*\** | 0,2736 | 37,9761 | 12,3209 | 0,0000 |
| *At Most 1* | 0,0022 | 0,2579 | 4,1299 | 0,6712 |
| Petani dan pasar dunia | *None\*\** | 0,1772 | 25,5302 | 20,2618 | 0,0085 |
| *At Most 1* | 0,0211 | 2,5184 | 9,1645 | 0,6739 |
| Eksportir dan pasar dunia | *None\*\** | 0,1663 | 24,1853 | 20,2618 | 0,0137 |
| *At Most 1* | 0,0228 | 2,7219 | 9,1645 | 0,6338 |

\*\*Signifikan pada taraf nyata 5%

Tabel 2 menunjukkan bahwa pada *none*, nilai *trace statistic* lebih dari *critical value* pada taraf nyata 5%. Hal ini berarti dalam sistem persamaan terdapat 1 persamaan yang terkointegrasi. Artinya antara harga lada putih di tingkat petani, eksportir, dan pasar dunia memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian Fazaria (2016). Akan tetapi, adanya hubungan kointegrasi tidak cukup untuk menunjukkan bahwa pasar lada putih di masing-masing pasar tersebut terintegrasi secara sempurna. Oleh sebab itu, perlu dilakukan analisis lebih lanjut mengenai transmisi harga yaitu dengan menggunakan *Assymetric Error Correction Model*.

1. Uji Kausalitas

Uji kausalitas yang digunakan dalam penelitian ini yaitu uji kausalitas Granger. Uji kausalitas ini dilakukan untuk mengetahui arah hubungan antara pasar lada putih di tingkat petani dan eksportir. Hal ini berarti uji kausalitas Granger digunakan untuk menentukan arah transmisi harga yaitu apakah pembentukan harga lada putih di pasar yang satu dipengaruhi oleh harga lada putih di pasar lainnya. Berikut pada Tabel 3 disajikan hasil uji kausalitas data harga lada putih di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

**Tabel 3**. Hasil Uji Kausalitas

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Hubungan** | ***Obs*** | ***F-statistic*** | ***Prob.*** |
| Harga produsen Harga eksportir | 119 | 29,3468 | 3.E-07\* |
| Harga eksportir Harga produsen | 119 | 0,0188 | 0,8911 |
| Harga produsen Harga dunia | 119 | 32,7990 | 8.E-08\* |
| Harga dunia Harga produsen | 119 | 0,7675 | 0,3828 |
| Harga eksportir Harga dunia | 119 | 17,3625 | 0,0500\*\* |
| Harga dunia Harga eksportir | 119 | 3,9214 | 06.E-058\* |

Berdasarkan Tabel 3, pada hubungan kausalitas antara harga lada putih Provinsi Kepulauan Bangka Belitung di tingkat petani dan eksportir menunjukkan hubungan satu arah yaitu harga lada putih di tingkat petani mempengaruhi harga lada putih di tingkat eksportir, sebaliknya perubahan harga lada putih di tingkat eksportir tidak ditransmisikan ke tingkat petani.

Selain itu, hasil uji kausalitas antara harga lada putih di tingkat petani dan pasar dunia juga menunjukkan hubungan satu arah yaitu harga lada putih di tingkat petani mempengaruhi harga lada putih di pasar dunia, tetapi perubahan harga lada putih di pasar dunia tidak ditransmisikan ke tingkat petani.

Kemudian hubungan kausalitas antara harga lada putih di tingkat eksportir dan pasar dunia menunjukkan hubungan dua arah yaitu harga lada putih di tingkat eksportir mempengaruhi harga lada putih di pasar dunia, sebaliknya harga lada putih di pasar dunia mempengaruhi harga lada putih di tingkat eksportir.

Menurut Fazaria (2016) harga lada putih di tingkat petani dan eksportir mempengaruhi harga lada putih di pasar dunia karena Indonesia merupakan salah satu negara eksportir lada putih terbesar di dunia sehingga penawaran lada putih dari Indonesia mempengaruhi jumlah lada putih yang diperdagangkan di dunia. Pasar dunia yang merupakan pasar spot New York mempengaruhi harga lada putih di tingkat ekportir karena pasar spot merupakan sentra perdagangan lada dunia.

1. Estimasi AECM

Setelah dilakukan uji kausalitas, langkah selanjutnya yaitu melakukan estimasi model pada hubungan antara harga lada putih di tingkat petani, eksportir, dan dunia. Hasil estimasi AECM dapat dilihat pada Tabel 4.

**Tabel 4**. Hasil Estimasi AECM

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| ***Variable*** | **HP HE** | ***Variable*** | **HP HD** | ***Variable*** | **HE HD** | ***Variable*** | **HD HE** |
| *Intercept* | 1032,856  (1,8480) | *Intercept* | -1406,470  (-2,2373) | *Intercept* | -1265,113  (-1,9122) | *Intercept* | 883,6866  (1,2151) |
| ∆ HE | -0,500\*  (-4,4003) | ∆ HD | -0,0543  (-0,4388) | ∆ HD | 0,0841  (0,7864) | ∆ HE | -0,5200\*  (-3,8591) |
| ∆ HE | 0,6135\*  (4,8356) | ∆ HD | 0.2118  (1,5174) | ∆ HD | 0,2272  (1,6071) | ∆ HE | 0,5413\*  (3,3839) |
| ∆ HP | 0,8313\*  (6,9902) | ∆ HP | 0.9341\*  (7,5533) | ∆ HE | 0,8154\*  (6,9586) | ∆ HD | 0,5821\*  (4,5952) |
| ∆ HP | 0,7675\*  (5,0303) | ∆ HP | 0.2047  (1,1872) | ∆ HE | 0,1864  (1,6869) | ∆ HD | 0,5988\*  (3,6185) |
| ∆ HP | 0,1626  (1,0635) | ∆ HP | 0.3350  (1,7901) | ∆ HE | 0,2693\*\*  (2,2297) | ∆ HD | -0,0127  (-0,0991) |
| ∆ HP | -0,6689\*  (-3,4805) | ∆ HP | -0.3689\*  (-2,0086) | ∆ HE | -0,3648\*\*  (-2,5018) | ∆ HD | 0,0736  (0,4312) |
| ECT | -0,8544\*  (-4,9847) | ECT | -0.2161\*  (-3,3757) | ECT | -0,3684\*  (-4,6400) | ECT | -0,0636  (-0,3430) |
| ECT | -0,7743\*  (-7,2533) | ECT | -0.2934\*  (-2,8963) | ECT | -0,2539\*\*  (-2,5810) | ECT | -0,6693\*  (-5,3981) |
| R2 | 0,6664 | R2 | 0,5765 | R2 | 0,5085 | R2 | 0,4400 |
| R2-adj | 0,6420 | R2-adj | 0,5454 | R2-adj | 0,4725 | R2-adj | 0,3989 |
| F-statistik | 27,2221 | F-statistik | 18,5466 | F-statistik | 14,0987 | F-statistik | 10,7039 |
| DW-stat | 1,7349 | DW-stat | 1,8784 | DW-stat | 1,8640 | DW-stat | 1,8392 |

\* Signifikan pada taraf nyata 1%

\*\* Signifikan pada taraf nyata 5%

Berdasarkan Tabel 4, transmisi harga lada putih dari tingkat produsen (petani) ke tingkat eksportir dalam jangka pendek menunjukkan bahwa pada periode ke t, kenaikan dan penurunan harga lada putih di tingkat petani akan direspon oleh eksportir. Kemudian pada periode sebelumnya (t-1), terjadi perbedaan respon oleh eksportir terhadap perubahan harga lada putih di tingkat petani. Artinya kenaikan harga lada putih di tingkat petani pada periode sebelumnya (t-1) tidak mempengaruhi penetapan harga lada putih di tingkat eksportir. Sebaliknya, saat penurunan harga lada putih di tingkat petani direspon dengan kenaikan harga oleh eksportir. Kondisi ini mengindikasikan bahwa dalam jangka pendek transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir berjalan asimetri. Sebaliknya, jika dilihat dari signifikansi dan tanda koefisien ECT positif dan ECT negatif maka mengindikasikan bahwa dalam jangka panjang transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir menunjukkan keidentikan (simetri).

Transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke pasar dunia dalam jangka pendek menunjukkan bahwa kenaikan harga lada putih di tingkat petani pada periode ke-t akan direspon oleh pasar dunia dengan menaikkan harga. Akan tetapi penurunan harga lada putih di tingkat petani pada periode ke t tidak mempengaruhi harga lada putih di pasar dunia. Sementara itu, pada periode ke t-1 penurunan harga lada putih di tingkat petani akan direspon oleh pasar dunia dengan menaikkan harga. Hal ini mengindikasikan bahwa dalam jangka pendek terjadi transmisi harga asimetri dari tingkat petani ke pasar dunia. Jika dilihat dari signifikansi dan tanda koefisien ECT positif dan ECT negatif maka dalam jangka panjang transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke pasar dunia mengindikasikan keidentikkan (simetri).

Pada jangka pendek, transmisi harga lada putih dari tingkat eksportir ke pasar dunia menunjukkan bahwa pada periode ke t kenaikan harga lada putih di tingkat eksportir akan direspon oleh pasar dunia dengan menaikkan harga, sedangkan penurunan harga lada putih di tingkat eksportir tidak mempengaruhi harga lada putih di pasar dunia. Pada periode sebelumnya (t-1), kenaikan harga lada putih di tingkat eksportir akan direspon dengan kenaikan harga juga oleh pasar dunia. Sebaliknya penurunan harga lada putih di tingkat eksportir pada periode sebelumnya (t-1) akan direspon oleh pasar dunia dengan menaikkan harga. Kondisi ini mengindikasikan bahwa dalam jangka pendek transmisi harga lada putih dari tingkat eksportir ke pasar dunia berjalan asimetri. Sebaliknya dalam jangka panjang mengindikasikan terjadi transmisi harga yang simetri karena jika dilihat dari signifikansi dan tanda koefisien ECT positif dan ECT negatif menunjukkan keidentikkan.

Selanjutnya, pada model transmisi harga lada putih dari pasar dunia ke eksportir dalam jangka pendek menunjukkan bahwa pada periode ke t kenaikan dan penurunan harga lada putih di pasar dunia akan direspon oleh eksportir dengan kenaikan dan penurunan harga (arah yang sama). Akan tetapi, dalam jangka panjang mengindikasikan tidak identik (asimetri) karena jika dilihat dari koefisien ECT positif tidak signifikan artinya dalam jangka panjang penurunan harga lada putih di pasar dunia tidak mempengaruhi harga lada putih di tingkat eksportir. Sebaliknya koefisien ECT negatif memiliki nilai yang signifikan sebesar -0,6693 yang berarti saat terjadi penyimpangan harga di bawah keseimbangan yaitu saat harga lada putih di tingkat eksportir tidak ikut naik ketika harga lada putih di pasar dunia mengalami kenaikan, akan tetapi setelah lebih kurang 8 bulan harga lada putih di tingkat eksportir akan menyesuaikan naik ketika harga lada putih di pasar dunia mengalami kenaikan.

1. Uji Wald

Tahap selanjutnya dalam analisis transmisi harga yaitu melakukan uji Wald. Pengujian ini dilakukanuntuk membuktikan apakah antara koefisien *shock* positif dan *shock* negatif baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang identik atau berbeda. Jika hasilnya menunjukkan berbeda nyata secara statistik (tolak H0) berarti transmisi harga dari suatu pasar ke pasar yang lain berjalan asimetri. Hasil uji Wald selengkapnya dapat dilihat pada Tabel 5.

**Tabel 5**. Hasil Uji Wald

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| **Arah** | ***Wald test*** | **F-statistik** | **Probabilitas** |
| Produsen Eksportir | H0 : ∆HP-t = ∆HP+t | 0,0837 | 0,7729 |
| H0 : ∆HP-t-1 = ∆HP+t-1 | 10,2239 | 0,0018\* |
| H0 : ECT=ECT | 0,1491 | 0,7001 |
| Produsen Dunia | H0 : ∆HP-t = ∆HP+t | 9,3541 | 0,0028\* |
| H0 : ∆HP-t-1 = ∆HP+t-1 | 6,0368 | 0,0156\*\* |
| H0 : ECT=ECT | 0,3174 | 0,5743 |
| Eksportir Dunia | H0 : ∆HE-t = ∆HE+t | 12,0454 | 0,0007\* |
| H0 : ∆HE-t-1 = ∆HE+t-1 | 9,8402 | 0,0022\* |
| H0 : ECT=ECT | 0,6334 | 0,4279 |
| Dunia Ekportir | H0 : ∆HD-t = ∆HD+t | 0,0053 | 0,9420 |
| H0 : ∆HD-t-1 = ∆HD+t-1 | 0,1322 | 0,7169 |
| H0 : ECT=ECT | 5,8890 | 0,0169\*\* |

\* Signifikan pada taraf nyata 1%

Hasil uji Wald pada Tabel 5 menunjukkan bahwa dalam jangka pendek antara *shock* positif dan *shock* negatif berbeda nyata secara statistik artinya terdapat perbedaan respon baik respon harga lada putih di tingkat eksportir terhadap perubahan harga lada putih di tingkat petani, respon harga lada putih di pasar dunia terhadap perubahan harga lada putih di tingkat petani, maupun respon harga lada putih di pasar dunia terhadap perubahan harga lada putih di tingkat eksportir. Hal ini dapat dilihat dari hasil uji Wald, pada periode ke t dan periode sebelumnya (t-1) kenaikan dan penurunan harga lada putih, memiliki nilai probabilitas yang signifikan. Artinya dalam jangka pendek transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir, dari tingkat petani ke pasar dunia, dan dari tingkat eksportir ke pasar dunia berjalan secara asimetri atau dengan kata lain dalam jangka pendek sistem pemasarannya belum efisien dari segi efisiensi harga.

Menurut Vavra & Goodwin (2005) bahwa tidak terjadinya transmisi harga simetri antara suatu pasar dengan pasar yang lain disebabkan oleh perilaku tidak kompetitif dari pedagang, terutama pada pasar yang terkonsentrasi. Pada pasar yang terkonsentrasi, pedagang tidak meneruskan kenaikan atau penurunan harga sesuai dengan sinyal harga yang sebenarnya untuk mempertahankan kesejahteraan dan keuntungannya.

Hal ini diperkuat oleh pernyataan Fazaria (2016) bahwa belum terintegrasinya antara pasar lada putih yang satu dengan pasar lada putih yang lain karena adanya *market power* dalam perdagangan lada putih sehingga marjin yang diterima dapat dikendalikan dan tidak tersalurkan ke tingkat pasar yang lain.

Pasar lada putih di tingkat petani dan eksportir terintegrasi sangat lemah. Hal ini karena penentuan harga lada putih di tingkat petani tidak ditentukan oleh harga lada putih di tingkat eksportir, melainkan oleh pedagang pengumpul. Lemahnya posisi tawar petani dalam keputusan penentuan harga lada putih karena tidak tersedianya informasi harga yang cukup sehingga menyebabkan petani menerima berapa pun harga yang ditetapkan oleh para pedagang (Djulin & Malian 2005).

Sebaliknya, pada model transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir, dari tingkat petani ke pasar dunia, dan dari eksportir ke pasar dunia diperoleh bahwa koefisien ECT positif dan ECT negatif menunjukkan nilai yang tidak signifikan. Oleh sebab itu, dapat dikatakan bahwa dalam jangka panjang transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir, dari tingkat petani ke pasar dunia, serta dari eksportir ke pasar dunia berjalan secara simetri atau dengan kata lain dalam jangka panjang sistem pemasarannya sudah efisien dari segi efisiensi harga.

Berbeda halnya dengan hasil uji Wald pada model transmisi harga lada putih dari pasar dunia ke eksportir yang menunjukkan bahwa dalam jangka pendek antara *shock* positif dan *shock* negatif tidak berbeda nyata secara statistik artinya tidak terdapat perbedaan respon harga lada putih di tingkat eksportir terhadap perubahan harga lada putih di pasar dunia. Sebaliknya, jika dilihat dari koefisien ECT positif dan ECT negatif menunjukkan nilai yang signifikan sehingga dapat dikatakan bahwa dalam jangka panjang transmisi harga lada putih dari pasar dunia ke eksportir berjalan secara asimetri. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa dalam jangka panjang sistem pemasarannya belum efisien dari segi efisiensi harga.

**KESIMPULAN**

Transmisi harga lada putih dari tingkat petani ke eksportir, dari tingkat petani ke pasar dunia, dan dari tingkat eksportir ke pasar dunia menunjukkan bahwa dalam jangka pendek berjalan secara asimetri, sedangkan dalam jangka panjang berjalan simetri. Sebaliknya transmisi harga lada putih dari pasar dunia ke eksportir berjalan secara simetri dalam jangka pendek tetapi dalam jangka panjang berjalan secara asimetri.

**UCAPAN TERIMA KASIH**

Terima kasih yang sebesar-besarnya kepada Universitas Bangka Belitung yang telah mendanai dan mendukung penelitian ini. Terima kasih juga kepada Lembaga Penelitian dan Pengabdian kepada Masyarakat (LPPM) yang telah mendukung penelitian ini. Selain itu, tak lupa kami ucapkan terima kasih kepada BP3L yang telah memberikan data terkait lada putih.

**DAFTAR PUSTAKA**

Acquah, H.G., Onumah, E.E. (2010). A comparison of the Different Approaches to Detecting Asymmetry in Retail-Wholesale Price Transmission. *American-Eurasian Journal of Scientific Research* 5(1):60-66. http://www.idosi.org/aejsr/5(1)10/9.pdf.

BI. (2015). *Kajian Model Pembiayaan dan Komoditas Lada Di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung*. Provinsi Kepulauan Babel: Bank Indonesia.

BP3L. (2017). *Realisasi Ekspor Lada Putih (Muntok White Pepper)*. Provinsi Kepulauan Bangka Belitung: BP3L.

Conforti, P. (2004). Price Transmission in Selected Agricultural Markets. working paper FAO commoditiy and trade policy research, No 7, March, 2004.

Djulin, A., Malian, H. (2005). Struktur dan Iintegrasi Pasar Ekspor Lada Hitam dan Lada Putih di Daerah Produksi Utama. *Jurnal Sosio-Ekonomi Pertanian Soca* 5(1):16-20. https://ojs.unud.ac.id/index.php/soca/article/view/4075.

Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Willey and Sons, Inc.

Fazaria, D.A. (2016). Analisis Daya Saing dan Integrasi Pasar Lada Indonesia di Pasar Internasional.Institut Pertanian Bogor. Retrieved from <http://repository.ipb.ac.id/handle/123456789/81700>.

Firdaus, M. (2011). *Aplikasi Ekonometrika untuk Data Panel dan Time Series*. Kampus IPB Taman Kencana Bogor: IPB Press.

Ginting, K.H. (2014). Analisis Posisi Lada Putih Indonesia di Pasar Lada Putih Dunia. Institut Pertanian Bogor. http://repository.ipb.ac.id/handle/123456789/68354.

Hall, L.L., Tomek, W.G., Ruther, N.L., Kyereme, S.S. (1981). *Case Studies in the Transmission of Farm Prices*. New York: Cornell University. http://ageconsearch.umn.edu/record/181826.

IPC. (2016). *Pepper Statistical Yearbook 2006-2015*. Jakarta (ID): International Pepper Community.

Kohls, R.L., Uhl, J.N. (2002). *Marketing of Agricultural Products, Ninth Edition*. New Jersey: Prentice Hall, Inc.

Meyer, J., von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics* 55(3):581-611. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/24822/1/cp02me91.pdf.

Omar, M.I., Islam, A., Hoq, M.S., Dewan, M.F., Islam, M.T. (2014). Marketing System and Market Integration of Different Egg Markets in Bangladesh. *IOSR Journal of Business and Management* 16(1):52-58. http://www.iosrjournals.org/iosr-jbm/papers/Vol16-issue1/Version-1/H016115258.pdf.

Permentan. (2012). *Pedoman Penanganan Pascapanen Lada*. Jakarta (ID): Kementerian Pertanian.

Reziti, I. (2014). Price Transmission Analysis in the Greek Milk Market. *SPOUDAI Jurnal of Economics and Business* 64(4):75-86. http://spoudai.unipi.gr/index.php/spoudai/article/download/121/209/121-584-1-PB.pdf.

Vavra, P., Goodwin, B.K. (2005). Analysis of Price Transmission Along the Food Chain. *OECD Food Agriculture and Fisheries Working Paper*, No 3. Doi:10.1787/752335872456. http://www.oecd.org/Agriculture/Agricultural-policies/40459642.Pdf.

von Cramon-Taubadel, S., Loy, J.P. (1996). Price Aymmetry in the International Wheat Market: comment. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 44(3):311-317.