

***SPILOVER EFFECT INFLASI DAGING SAPI ANTAR KOTA:
APLIKASI METODE BEKK-GARCH
UNTUK JAKARTA, SALATIGA, DAN SURABAYA***

Ribut Nurul Tri Wahyuni, Nasrudin
Politeknik Statistika STIS

e-mail: rnurult@stis.ac.id

DOI: 10.14710/medstat.13.1.80-91

Article Info:

Received: 1 September 2018

Accepted: 20 June 2020

Available Online: 26 June 2020

Keywords:

*Beef Inflation, Spillover
Effect, BEKK-GARCH*

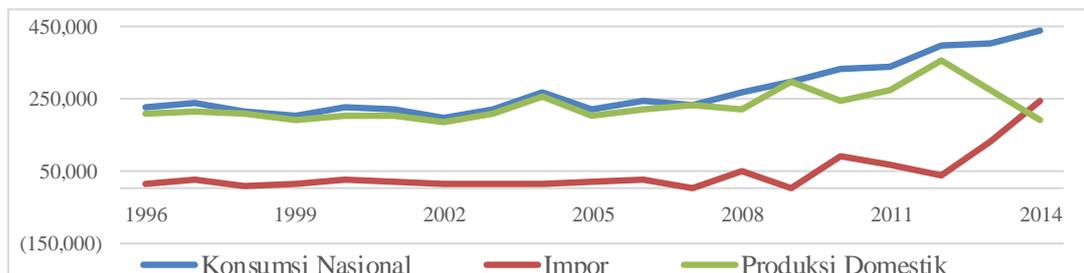
Abstract: Beef consumption in Indonesia tends to increase and its price fluctuates. In addition to internal factors, the volatility of beef inflation can also be influenced by other regions (spillover effect). Using BEKK-GARCH model, we try to show spillover effect the volatility of beef inflation in Jakarta, Salatiga, and Surabaya. The transmissions of news effects occur from Jakarta and Surabaya to Salatiga and from Jakarta and Salatiga to Surabaya. Transmission of two-way volatility occurs between Jakarta and Surabaya. Furthermore, the transmission of one-way volatility occurs from Jakarta to Salatiga. Price fluctuation in consumer areas will be followed by price fluctuation in other consumer areas and producer areas. Therefore, controlling beef inflation should be began from consumer areas.

1. PENDAHULUAN

Daging sapi merupakan salah satu komoditas pangan yang memberikan andil terhadap pemenuhan gizi masyarakat, khususnya protein hewani. Seiring meningkatnya perkembangan jumlah penduduk dan perbaikan taraf hidup di Indonesia, konsumsi daging sapi terus meningkat. Berdasarkan data Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas), konsumsi daging sapi per kapita masyarakat Indonesia dari tahun 1993 hingga tahun 2014 berfluktuasi dan cenderung naik. Konsumsi daging sapi tahun 1993 sebesar 0,704 kg per kapita per tahun, meningkat menjadi 2,36 kg per kapita per tahun pada tahun 2014. Jika dibandingkan dengan produksi domestik, konsumsi daging sapi di Indonesia selama periode 1996 sampai dengan 2014 selalu lebih besar dari pada produksi domestik. Gambar 1 menunjukkan bahwa rata-rata pertumbuhan konsumsi empat kali dari rata-rata pertumbuhan produksi domestik. Oleh karena itu, *excess demand* di masa yang akan datang diduga akan selalu terjadi, sehingga harga daging sapi akan cenderung meningkat.

Perkembangan harga daging sapi di tingkat konsumen sejak tahun 1983 sampai dengan tahun 2015 berfluktuasi dan cenderung meningkat. Selama periode tersebut, rata-rata harga daging sapi di tingkat konsumen naik sebesar 13,21 persen per tahun. Bahkan harga daging sapi selama periode lima tahun terakhir (2011-2015) naik dari 69.641 rupiah per kg menjadi 104.326 per kg. Kenaikan harga daging sapi tertinggi di tahun 2013, yaitu

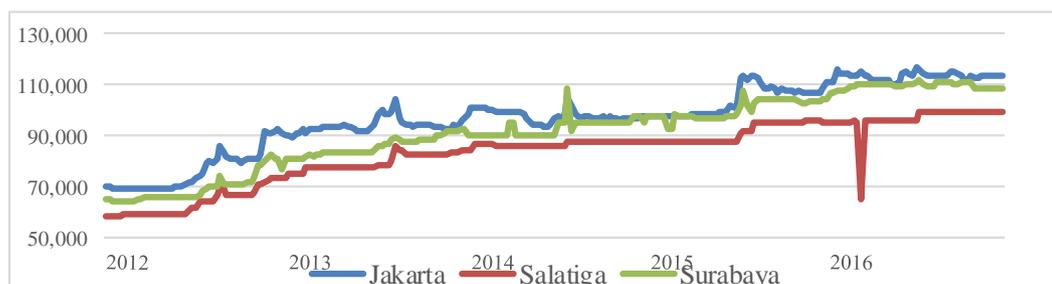
17,52 persen. Tren harga daging sapi hampir selalu naik dan tidak pernah kembali ke posisi awal. Perilaku ini disebabkan peternak tidak mampu merespon perubahan harga yang terjadi karena siklus produksi yang lama, teknologi budidaya yang rendah, dan usaha yang sambilan. Perlu ada pengendalian agar kenaikan harga daging sapi tidak melonjak tajam seperti tahun 2014, misalnya penambahan kuota impor dan penambahan populasi sapi lokal. Untuk mengantisipasi gejala peningkatan harga yang tidak terkendali di waktu mendatang, maka diperlukan perkiraan atau ramalan harga ke depan yang akurat.



Sumber: Kementerian Pertanian (2015)

Gambar 1 Konsumsi Nasional, Produksi Domestik, dan Impor Daging Sapi di Indonesia Tahun 1996-2014 (Ton)

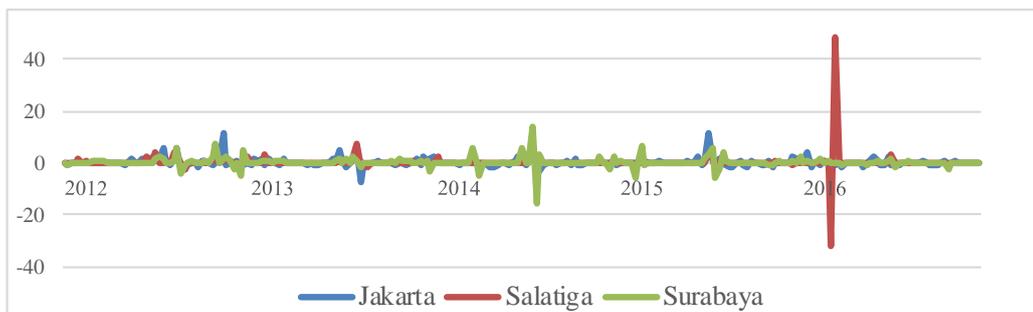
Ramalan harga yang sering dilakukan oleh peneliti, umumnya menggunakan model *time series* dengan memperhitungkan pola pergerakan waktu-waktu sebelumnya, serta model struktural yang mempertimbangkan keterkaitan antar variabel. Dua metode tersebut tidak mempertimbangkan aspek keterkaitan antar daerah. Sementara faktanya, harga komoditas antar daerah pada umumnya saling terkait yang ditunjukkan dengan pola yang searah. Oleh karena itu, peramalan untuk data yang cenderung memiliki hubungan antar daerah dan antar waktu perlu dilakukan dengan metode yang mengakomodasi dua hal tersebut.



Sumber: Badan Pusat Statistik, diolah

Gambar 2 Harga Mingguan Daging Sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya Tahun 2012-2016 (Rupiah per Kg)

Jika dilihat menurut provinsi, sebesar 54,94 persen produksi daging sapi Indonesia lima tahun terakhir berada di Pulau Jawa, yaitu Jawa Timur (21,09 persen), Jawa Barat (14,75 persen), Jawa Tengah (12,02 persen), dan Banten (7,08 persen). Gambar 2 menunjukkan bahwa pergerakan harga mingguan daging sapi beberapa kota (Jakarta, Salatiga, dan Surabaya) yang mewakili daerah sentra konsumsi dan produksi cenderung searah. Secara umum, walaupun beberapa tidak persis searah, namun pergerakan harga di tiga provinsi sentra daging sapi memperlihatkan pola yang sama. Pola tersebut juga terjadi pada data inflasi daging sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya, seperti terlihat di Gambar 3. Dari fenomena ini, maka sangat menarik untuk diteliti apakah ada keterkaitan atau *spillover effect* inflasi daging sapi di Jakarta, Salatiga, dan Surabaya.



Sumber: Badan Pusat Statistik, diolah

Gambar 3 Inflasi Mingguan Daging Sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya Tahun 2012-2016 (Persen)

2. TINJAUAN PUSTAKA

Model *time series* pada hakikatnya adalah menganalisis suatu variabel berdasarkan perilaku variabel tersebut pada waktu-waktu sebelumnya dan atau oleh perubahan waktu itu sendiri. Secara umum model *time series* dapat dibedakan menjadi dua; *time series forecasting* seperti Box et al. (2008); Makridakis (1998); dan Wei (2006), serta *econometric time series* seperti Enders (2014) dan Francq & Zakoian (2010). *Time series forecasting* lebih mengutamakan hasil ramalan dari pada estimasi parameter, sementara itu estimasi hubungan antar variabel pada *econometric time series* menjadi hal yang sangat penting. Penentuan model yang tepat pada *time series modelling* sangat tergantung pada perilaku datanya.

Model *time series* tidak hanya digunakan dalam kasus yang melibatkan satu variabel (*univariate*) tetapi juga bisa digunakan untuk kasus yang melibatkan banyak variabel (*multivariate*). Pada perkembangannya, dalam kehidupan sehari-hari sering dijumpai data runtun waktu *multivariate* yang tidak hanya mengandung keterkaitan dengan kejadian pada waktu-waktu sebelumnya, tetapi juga mempunyai keterkaitan dengan lokasi atau tempat yang lain yang disebut dengan data *space-time* (Ruchjana, 2002; Suhartono, 2006). Model *time series* dengan banyak variabel tersebut lebih sering dimodelkan dalam bentuk banyak persamaan. *Spillover effect* merupakan keterkaitan atau dampak dari suatu variabel terhadap variabel lain yang *seemingly unrelated*. Ada beberapa kemungkinan pemodelan yang dapat dilakukan yang disesuaikan dengan perilaku datanya, diantaranya adalah *Generalized Space Time Auto Regressive* (GSTAR) dan Baba, Engle, Kraft, Kroner-*Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity* (BEKK-GARCH). Persamaan pada model GSTAR merupakan persamaan *autoregressive* dan asumsi homogenitas varians dari residual juga harus terpenuhi. Namun demikian, kondisi tersebut belum tentu terpenuhi. Oleh karena itu, digunakan model BEKK-GARCH sebagai alternatif.

Model BEKK-GARCH diperkenalkan oleh Engle & Kroner (1995). Model BEKK-GARCH merupakan bagian dari *multivariate GARCH model* (Huang et al., 2010). Model ini dapat digunakan untuk melihat efek *spillover* dari volatilitas suatu variabel terhadap volatilitas variabel lainnya. Secara umum, nilai *conditional variance* tergantung pada residual kuadrat dari model rata-rata, perkalian residual dari dua model rata-rata, *conditional variance* periode sebelumnya dan kovarians semua variabel yang ada dalam sistem. *Shock* kontemporer yang dapat diartikan sebagai *spillover effect*, dapat dilihat karena nilai *conditional variance* tidak hanya dipengaruhi oleh nilainya sendiri pada periode sebelumnya, tetapi juga dipengaruhi oleh *conditional covariance* antara dua variabel.

Model BEKK-GARCH sudah digunakan di banyak penelitian. Secara umum, model BEKK-GARCH diaplikasikan untuk melihat *volatility spillovers* pada variabel harga. El Hedi Arouri et al. (2015) menggunakan model BEKK-GARCH sebagai model pembandingan pada penelitian *return* dan *volatility spillovers* antara harga emas dunia dan pasar saham di Cina. De Oliveira et al. (2018) menganalisis *spillover effects* dan jalur volatilitas dari dan ke pasar saham Brazil selama periode 2014-2016. Katsiampa et al. (2019) menguji *volatility spillover effects* antara tiga *cryptocurrency*, yaitu: Bitcoin-Ether, Bitcoin-Litecoin, dan Ether-Litecoin. Lin et al. (2019) menguji *volatility spillovers Baltic Dry Index* terhadap pasar komoditi, mata uang, dan saham di Cina. Yu et al. (2020) menguji hubungan dinamis dan *volatility spillovers* antara pasar minyak mentah dengan pasar saham Amerika Serikat (AS) dan Cina. Penelitian Alkan & Çiçek (2020) bertujuan untuk menggambarkan *volatility spillovers* antara pasar domestik atau pasar dunia dengan pasar domestik lainnya di Turki. Wang et al. (2020) mengidentifikasi *volatility spillovers* antar harga saham energi di Cina.

Untuk memperoleh *spillover effect* antar kota, langkah pertama adalah membangun model ARIMA untuk memodelkan inflasi daging sapi di tiga kota. Hasil ini merupakan indikasi awal apakah selanjutnya menggunakan model GSTAR atau *multivariate GARCH*. Jika model yang terbentuk kuat pada *Autoregressive (AR)*, maka keterkaitan inflasi daging sapi antar kota bisa dilakukan dengan pemodelan GSTAR. Jika model yang terbentuk residualnya heterokedastis dan memiliki efek ARCH, maka *spillover* inflasi daging sapi antar kota bisa dilakukan dengan pemodelan volatilitas *multivariate GARCH*.

3. METODE PENELITIAN

3.1 Ruang Lingkup Penelitian dan Metode Pengumpulan Data

Data dalam penelitian ini diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS), yaitu harga mingguan daging sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya selama periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2016. Harga mingguan daging sapi di kota-kota tersebut masing-masing mewakili harga daging sapi di Provinsi Jakarta, Jawa Tengah, dan Jawa Timur. Jumlah observasi yang digunakan adalah 260 minggu. Penghitungan inflasi daging sapi menggunakan formula sebagai berikut:

$$inf_t = \frac{harga_t - harga_{t-1}}{harga_{t-1}} \times 100 \quad (1)$$

dengan

inf_t : inflasi daging sapi pada minggu ke- t

$harga_t$: harga daging sapi per kg pada minggu ke- t

$harga_{t-1}$: harga daging sapi per kg pada minggu ke- $(t-1)$

3.2 Metode Analisis

Metode analisis yang digunakan untuk mengestimasi *spillover effect* inflasi daging sapi antar kota serta peramalannya adalah pemodelan *time series*. Proses analisis menggunakan *software* Eviews dan RATS. Indikasi awal, inflasi daging sapi tidak menunjukkan hubungan *autoregressive* yang kuat sehingga digunakan model BEKK-GARCH. Tahapan untuk memperoleh *spillover effect* dengan model BEKK-GARCH adalah sebagai berikut.

a. Uji Stasioneritas

Uji stasioneritas dilakukan pada inflasi daging sapi di setiap kota secara terpisah. Uji stasioneritas menggunakan grafik, *correlogram*, dan uji formal (uji *Augmented Dicky-Fuller* atau uji ADF). Persamaan uji ADF untuk data inflasi daging sapi adalah:

$$\Delta inf_t = \delta inf_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta inf_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Hipotesis uji ADF adalah $H_0: \delta = 0$ dan $H_1: \delta < 0$. Jika tolak H_0 , maka inflasi daging sapi bersifat stasioner dan dapat dilakukan pemodelan dengan ARIMA $(p,0,q)$ atau ARMA (p,q) dimana p menunjukkan ordo *autoregressive*, q ordo *moving average*, serta 0 menunjukkan sudah stasioner tanpa dilakukan *differencing*.

b. Pembentukan Model Rataan (Model ARMA)

Pembentukan model rata-rata (model ARMA) terdiri dari lima tahapan. Pertama, mengidentifikasi model ARMA untuk menentukan panjang lag dari model ARMA secara tentatif. Penentuan panjang lag berdasarkan *correlogram* data yang stasioner. Panjang lag dari AR berdasarkan grafik PACF dan panjang lag MA berdasarkan grafik ACF yang melewati garis bartlet. Kedua, melakukan estimasi parameter model ARMA (p, q) di tiga kota dengan menggunakan metode *least square*. Ketiga, menguji signifikansi model ARMA dengan menggunakan uji F dan uji t. Keempat, memilih model ARMA terbaik dengan menggunakan kriteria nilai log likelihood terbesar serta nilai AIC dan SC terkecil. Kelima, melakukan uji diagnostik model ARMA. Residual yang dihasilkan dari model ARMA harus bersifat *white noise* dan homoskedastisitas. Asumsi *white noise* terpenuhi jika residual stasioner pada level. Sedangkan asumsi homoskedastis terpenuhi jika hasil uji ARCH-LM terima H_0 . Jika heterokedastis, maka dilakukan pemodelan volatilitas (GARCH).

c. Pembentukan Model Volatilitas (Model Univariate GARCH)

Pembentukan model volatilitas (model *univariate* GARCH) terdiri dari empat tahapan. Pertama, melakukan estimasi parameter model GARCH dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator (MLE)*. Berikut ini adalah persamaan umum dari model GARCH (p, q) :

$$h_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \mu_j h_{t-j} \quad (3)$$

Conditional variance (ht) merupakan rata-rata tertimbang dari *unconditional variance* (θ_0), *yesterday news* (ε_{t-i}^2) dan *yesterday forecast* (h_{t-j}). Kedua, menguji signifikansi model GARCH dengan menggunakan uji t. Jika tolak H_0 , maka ada pengaruh lag varians residual atau lag residual kuadrat periode tertentu secara parsial terhadap varians residual saat ini. Ketiga, memilih model GARCH terbaik dengan menggunakan kriteria nilai log likelihood terbesar serta nilai AIC dan SC terkecil. Keempat, melakukan uji diagnostik model GARCH. Residual yang dihasilkan dari model GARCH harus bersifat *white noise* dan homoskedastisitas. Uji yang digunakan sama dengan uji diagnostik model ARMA.

d. Pembentukan Model BEKK-GARCH (Multivariate GARCH)

Pembentukan model BEKK-GARCH (*multivariate* GARCH) terdiri dari tiga tahapan. Pertama, melakukan estimasi parameter model BEKK-GARCH. Model *univariate* GARCH dapat menggambarkan volatilitas inflasi daging sapi yang disebabkan oleh dirinya sendiri. Kenyataannya, volatilitas tersebut juga bisa disebabkan oleh faktor eksternal (*spillover effect*), misalnya inflasi daging sapi di daerah lain. Kondisi tersebut dapat dilihat

dengan menggunakan model BEKK-GARCH. Model BEKK-GARCH (1,1) dipilih karena hasil iterasinya konvergen serta model tersebut memiliki nilai *log likelihood* terbesar dan AIC terkecil dibanding BEKK-GARCH (1,0) dan BEKK-GARCH (0,1). Secara umum, model terbaik adalah model yang memiliki nilai *log likelihood* terbesar, AIC terkecil, dan SC terkecil (Gujarati, 2004). Model BEKK-GARCH (1,1) menunjukkan bahwa *conditional variance* dapat didekomposisi menjadi *unconditional variance* (c), *news* pada lag 1 (ε_{t-1}^2) dan *forecast* pada lag 1 (h_{t-1}). Berikut ini adalah persamaan umum model BEKK-GARCH (1,1) yang terbentuk:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2} \eta_t \quad (4)$$

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (5)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix}$$

Persamaan *conditional variance* untuk masing-masing inflasi daging sapi dari model BEKK-GARCH (1, 1) di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya adalah:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + c_{21}^2 + c_{31}^2 + \alpha_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \quad (6)$$

$$+ 2\alpha_{11}\alpha_{31}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{21}\alpha_{31}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ + \alpha_{31}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + \beta_{11}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{11}\beta_{21}h_{12,t-1} \\ + 2\beta_{11}\beta_{31}h_{13,t-1} + \beta_{21}^2 h_{22,t-1} + 2\beta_{21}\beta_{31}h_{23,t-1} + \beta_{31}^2 h_{33,t-1}$$

$$h_{22,t} = c_{22}^2 + c_{32}^2 + \alpha_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \quad (7)$$

$$+ 2\alpha_{12}\alpha_{32}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{22}\alpha_{32}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ + \alpha_{32}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 + \beta_{12}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{12}\beta_{22}h_{12,t-1} + 2\beta_{12}\beta_{32}h_{13,t-1} \\ + \beta_{22}^2 h_{22,t-1} + 2\beta_{22}\beta_{32}h_{23,t-1} + \beta_{32}^2 h_{33,t-1}$$

$$h_{33,t} = c_{33}^2 + \alpha_{13}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2\alpha_{13}\alpha_{23}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + 2\alpha_{13}\alpha_{33}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \quad (8)$$

$$+ \alpha_{23}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + 2\alpha_{23}\alpha_{33}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} + \alpha_{33}^2 \varepsilon_{3,t-1}^2 \\ + \beta_{13}^2 h_{11,t-1}^2 + 2\beta_{13}\beta_{23}h_{12,t-1} + 2\beta_{13}\beta_{33}h_{13,t-1} + \beta_{23}^2 h_{22,t-1} \\ + 2\beta_{23}\beta_{33}h_{23,t-1} + \beta_{33}^2 h_{33,t-1}$$

Kedua, melakukan pengujian signifikansi model BEKK-GARCH. Pengujian signifikansi dari tiap elemen matriks A dan B dilakukan untuk mengetahui pengaruh dari residual dan *conditional variance* periode sebelumnya dari variabel-variabel lain dan variabel dirinya sendiri terhadap nilai *conditional variance* variabel yang diteliti pada periode saat ini. Keputusan tolak H_0 pada parameter selain diagonal utama menunjukkan adanya *spillover effect*. Pengujian signifikansi tersebut menggunakan uji t. Jika elemen pada diagonal utama matriks A tidak sama dengan nol maka dapat disimpulkan ada pengaruh efek berita dari inflasi daging sapi pada periode $t-1$ terhadap volatilitas dirinya sendiri pada periode t . Jika elemen pada selain diagonal utama matriks A tidak sama

dengan nol, maka terdapat pengaruh efek berita dari inflasi daging sapi di kota lain pada periode $t-1$ terhadap volatilitas suatu daerah pada periode t . Jika H_0 elemen pada diagonal utama matriks B sama dengan nol ditolak, maka dapat disimpulkan ada pengaruh volatilitas atau pergerakan inflasi daging sapi pada periode $t-1$ terhadap volatilitas dirinya sendiri pada periode t . Sementara itu jika H_0 elemen selain diagonal utama matriks B sama dengan nol ditolak, maka dapat disimpulkan ada pengaruh volatilitas atau pergerakan inflasi daging sapi di kota lain pada periode $t-1$ terhadap volatilitas suatu daerah pada periode t .

Ketiga, melakukan uji diagnostik model BEKK-GARCH, yaitu residualnya *white noise*. Ujinya adalah uji *multivariate white noise (portmanteau test)* dengan menggunakan *standardized residuals*. Apabila tolak H_0 , kesimpulannya adalah residual bersifat *white noise*. Cara yang sama juga dilakukan dengan menggunakan *standardized residuals* kuadrat untuk melihat efek ARCH. Residual model BEKK-GARCH diharapkan tidak mengandung efek ARCH.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Hasil Pemodelan Autoregressive Moving Average (ARMA)

Berdasarkan pola, *correlogram*, serta uji ADF pada data inflasi daging sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya dapat disimpulkan bahwa inflasi daging sapi di tiga kota tersebut telah stasioner tanpa melalui *differencing*. Oleh karena itu, model ARMA dapat digunakan. Dengan mempertimbangkan signifikansi dari koefisien model, nilai log likelihood tertinggi, AIC terendah, dan SC terendah; model terbaik untuk inflasi daging sapi di Kota Jakarta, Salatiga, dan Surabaya adalah masing-masing ARMA (2,2), ARMA (0,1), dan ARMA (0,1). Model ARMA yang dibentuk dapat dilihat dalam persamaan di bawah ini.

$$\begin{aligned} \widehat{infjakarta}_t = & 0,230641^* + 0,410478 \widehat{infjakarta}_{t-1}^* & (9) \\ & -0,990692 \widehat{infjakarta}_{t-2}^* - 0,437828 \varepsilon_{t-1}^* \\ & +0,995629 \varepsilon_{t-2}^* \end{aligned}$$

$$\widehat{infsalatiga}_t = 0,269759^* - 0,606496 \varepsilon_{t-1}^* \quad (10)$$

$$\widehat{infsurabaya}_t = 0,218786^* - 0,382394 \varepsilon_{t-1}^* \quad (11)$$

Keterangan: * signifikan pada $\alpha =$ lima persen

4.2 Pengujian Diagnosis Model Rataan

Berdasarkan *correlogram*, residual model inflasi daging sapi di Kota Jakarta bersifat *white noise*. Hal ini terlihat dari grafik PACF dan ACF yang semuanya tidak melebihi garis Bartlett. Untuk memperkuat kesimpulan tersebut, dilakukan uji stasioneritas dari residual model rata-rata. Hasilnya adalah residual dari model inflasi daging sapi di Kota Jakarta bersifat *white noise*. Hasil serupa juga terlihat pada *correlogram* dan hasil uji stasioneritas residual model inflasi daging sapi di Kota Salatiga dan Surabaya. Kesimpulannya, residual model inflasi daging sapi di Kota Salatiga dan Surabaya bersifat *white noise*. Selain asumsi bersifat *white noise*, model rata-rata yang terbentuk juga harus memenuhi asumsi homoskedastis. Oleh karena itu, masing-masing residual dilakukan uji ARCH-LM. Pada residual model inflasi daging sapi di Kota Salatiga dan Surabaya, hasilnya tolak H_0 sehingga dapat disimpulkan bahwa varians residual dari tiga model rata-rata bersifat heteroskedastis pada tingkat signifikansi lima persen. Hal tersebut

menunjukkan varians residual dari persamaan rata-rata tidak konstan. Jika model ARMA tetap digunakan, maka hasil statistik uji bisa memberikan kesimpulan yang salah. Sehingga perlu dilakukan pemodelan ulang untuk mengatasi masalah heteroskedastis, yaitu model GARCH. Sebaliknya, hasil uji ARCH-LM pada residual model inflasi daging sapi di Kota Jakarta adalah terima H_0 sehingga model yang digunakan adalah ARMA (2, 2).

4.3 Pembentukan Model GARCH

Model GARCH merupakan model tentatif yang diperoleh dengan cara *trial and error* dengan mempertimbangkan nilai *log likelihood* terbesar serta AIC dan SC terkecil. Berdasarkan kriteria tersebut, diperoleh model volatilitas terbaik untuk rata-rata inflasi daging sapi di Kota Salatiga, dan Kota Surabaya adalah masing-masing GARCH (1,0) dan GARCH (1, 0). Berikut ini merupakan model rata-rata dan model *conditional variance* di dua kota tersebut.

$$\widehat{infsalatiga}_t = 0,099084^* - 0,070996 \varepsilon_{t-1}^* \quad (12)$$

$$\text{dengan } \widehat{h}_{2t} = 0,016972 + 38,66297 \varepsilon_{t-1}^{2*}$$

$$\widehat{infsurabaya}_t = 0,083423^* - 0,727979 \varepsilon_{t-1}^* \quad (13)$$

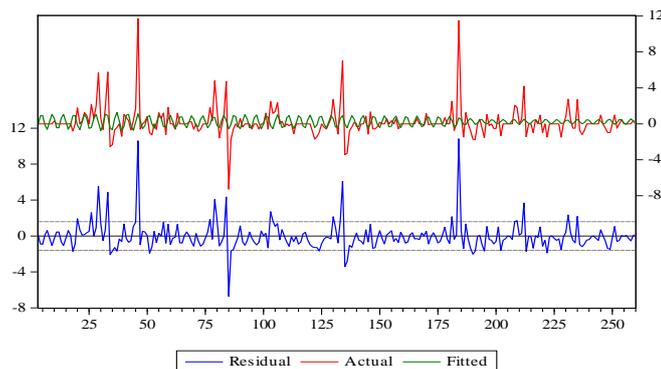
$$\text{dengan } \widehat{h}_{3t} = 0,704326^* + 1,450636 \varepsilon_{t-1}^{2*}$$

Keterangan: * signifikan pada $\alpha =$ lima persen

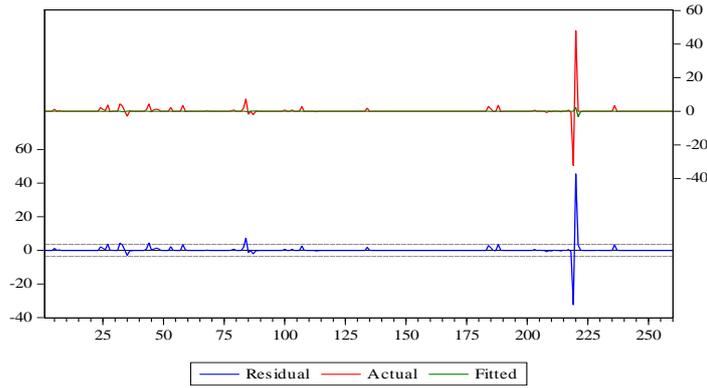
Berdasarkan persamaan di atas, nilai inflasi daging sapi mingguan di Kota Salatiga dipengaruhi berita/informasi pada satu minggu sebelumnya. Volatilitas yang dicerminkan oleh *conditional variance* pada minggu tertentu dipengaruhi oleh berita/informasi pada satu minggu sebelumnya dengan signifikansi lima persen. Kondisi yang sama juga terjadi di Kota Surabaya. Nilai inflasi daging sapi mingguan di Kota Surabaya dipengaruhi berita/informasi pada satu minggu sebelumnya. Volatilitas inflasi daging sapi di kota tersebut yang dicerminkan oleh *conditional variance* pada minggu tertentu dipengaruhi oleh berita/informasi pada satu minggu sebelumnya dengan signifikansi lima persen.

4.4 Pengujian Diagnosis Model Volatilitas

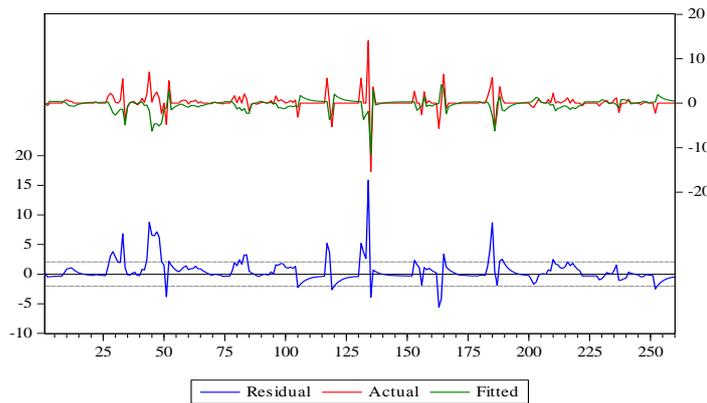
Asumsi yang harus dipenuhi dalam model GARCH adalah residual bersifat *white noise* dan homoskedastis. Dengan menggunakan uji ADF pada residual model GARCH, diperoleh *p-value* sebesar 0,0000 di dua model volatilitas, sehingga bersifat *white noise*. Sedangkan uji asumsi homoskedastis yang diuji dengan ARCH-LM juga terpenuhi. Oleh karena itu, model GARCH dapat digunakan untuk memodelkan volatilitas inflasi daging sapi di Kota Salatiga dan Surabaya. Nilai inflasi daging sapi di tiga kota dan hasil proyeksinya dengan menggunakan model terbaik bisa dilihat di Gambar 4, 5, dan 6.



Gambar 4 Inflasi Daging Sapi di Kota Jakarta dan Proyeksinya dengan ARMA (2,2)



Gambar 5 Inflasi Daging Sapi di Kota Salatiga dan Proyeksinya dengan GARCH (1,0)



Gambar 6 Inflasi Daging Sapi di Kota Surabaya dan Proyeksinya dengan GARCH (1,0)

Persamaan *conditional variance* untuk masing-masing inflasi daging sapi dari model BEKK-GARCH (1, 1) adalah:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,158 & 0,024 & -1,229^* \\ 0 & -0,000 & -0,000 \\ 0 & 0 & -0,000 \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} 0,158 & 0 & 0 \\ 0,024 & -0,000 & 0 \\ -1,229^* & -0,000 & -0,000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,570^* & -0,152 & -0,131 \\ -0,484^* & 7,012^* & -0,747^* \\ 0,853^* & 0,329^* & 0,866^* \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{3,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \alpha_{32} & \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,570^* & -0,484^* & 0,853^* \\ -0,152 & 7,012^* & 0,329^* \\ -0,131 & -0,747^* & 0,866^* \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} -0,021 & -0,030 & 0,723^* \\ 0,212^* & 0,005 & -0,005 \\ 0,311^* & -0,001 & 0,213^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} & h_{13,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} & h_{23,t-1} \\ h_{31,t-1} & h_{32,t-1} & h_{33,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} -0,021 & 0,212^* & 0,311^* \\ -0,030 & 0,005 & -0,001 \\ 0,723^* & -0,005 & 0,213^* \end{bmatrix}$$

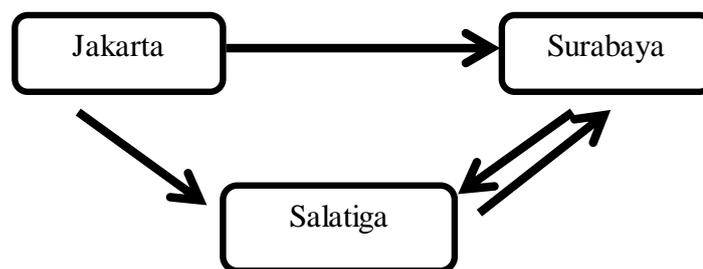
Berdasarkan model di atas, dapat dianalisis tiga hal, yaitu: efek dari perilaku sendiri di masa lalu (*auto effect*), efek *spillover* berita (*news spillover effect*) dan efek *spillover* volatilitas (*volatility spillover effect*).

a. Efek Diri Sendiri (*Auto Effect*)

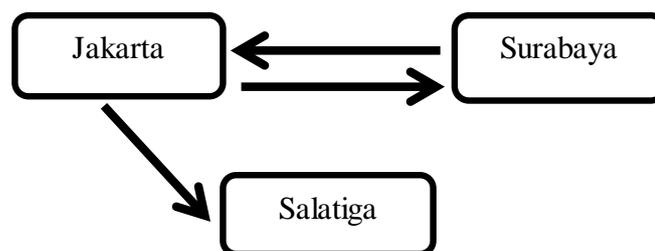
Semua elemen diagonal utama pada matriks A signifikan pada taraf lima persen. Hal ini menunjukkan volatilitas inflasi daging sapi di tiga kota dipengaruhi oleh berita dirinya di masa lalu. Pada matriks B, hanya satu elemen pada diagonal utama yang signifikan, yaitu volatilitas inflasi daging sapi di Surabaya dipengaruhi oleh volatilitas dirinya di masa lalu. Elemen diagonal utama pada matriks A nilainya lebih besar dibanding elemen lainnya. Nilai yang besar tersebut mengindikasikan bahwa berita dirinya sendiri di masa lalu lebih besar pengaruhnya terhadap volatilitas inflasi daging sapi dibanding berita di daerah lain.

b. *News Spillover Effect*

Elemen matriks A dan B diluar diagonal utama, masing-masing menggambarkan guncangan atau efek berita dan volatilitas yang disebabkan oleh inflasi daging sapi di daerah lain. Pada matriks A, pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat *spillover effect* yang disebabkan oleh transmisi *shock* atau berita dari inflasi daging sapi di Jakarta dan Surabaya ke inflasi daging sapi di Salatiga. Besarnya transmisi dari Jakarta dan Surabaya ke Salatiga masing-masing sebesar -0,484 dan -0,747. Artinya, jika inflasi daging sapi di Jakarta meningkat sebesar satu persen, maka 48,4 persen volatilitas inflasi daging sapi di Jakarta tersebut akan mengurangi volatilitas inflasi daging sapi di Salatiga. Selain itu, jika inflasi daging sapi di Surabaya meningkat sebesar satu persen, maka 74,7 persen volatilitas inflasi daging sapi di kota tersebut akan mengurangi volatilitas inflasi daging sapi di Salatiga. Efek *spillover* yang disebabkan oleh transmisi efek berita dua arah terjadi pada inflasi daging sapi di Salatiga dan Surabaya. Sedangkan transmisi efek berita satu arah terjadi pada inflasi daging sapi dari Jakarta ke Salatiga dan dari Jakarta ke Surabaya.



Gambar 7 Transmisi Efek Berita Inflasi Daging Sapi di Jakarta, Salatiga, dan Surabaya



Gambar 8 Transmisi Efek Volatilitas Inflasi Daging Sapi di Jakarta, Salatiga, dan Surabaya

c. *Volatility Spillover Effect*

Pada matriks B, pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat *spillover effect* yang disebabkan oleh transmisi volatilitas dari inflasi daging sapi di Surabaya ke inflasi daging sapi di Jakarta. Besarnya transmisi dari Surabaya ke Jakarta adalah sebesar 0,723. Artinya, jika inflasi daging sapi di Surabaya meningkat sebesar satu persen, maka 72,3 persen volatilitas inflasi daging sapi di Surabaya tersebut akan bertransmisi ke volatilitas inflasi daging sapi di Jakarta. Sebaliknya, *spillover effect* dari Jakarta ke Surabaya sebesar 0,311. Efek *spillover* yang disebabkan oleh transmisi volatilitas dua arah hanya terjadi pada inflasi daging sapi di Jakarta dan Surabaya. Sedangkan transmisi volatilitas satu arah terjadi pada inflasi daging sapi dari Jakarta ke Salatiga.

d. Pemeriksaan Asumsi

Asumsi dalam model BEKK-GARCH yang harus terpenuhi adalah residual bersifat *white noise*. Pengecekan pemenuhan asumsi dapat menggunakan *correlogram standardized residuals* serta *portmanteau test* atau Ljung-Box (Tsay, 2010). Berdasarkan *correlogram*, terlihat bahwa residual dari masing-masing model volatilitas bersifat *white noise*. Uji Ljung Box juga menunjukkan hasil yang sama, yaitu terima H_0 dengan menggunakan lag sebesar 6 ($\ln 260 = 5,5 \approx 6$). Kesimpulannya, residual dari model BEKK-GARCH (1, 1) bersifat *white noise* dengan tingkat signifikansi lima persen. Asumsi lain yang harus dipenuhi dalam model BEKK-GARCH adalah residual tidak mengandung efek ARCH. Dengan menggunakan *correlogram standardized residuals* kuadrat, mayoritas grafik batang tidak melewati garis bartlet sehingga dapat disimpulkan bahwa residual tidak mengandung efek ARCH. Selain itu, uji Ljung Box memberikan keputusan terima H_0 . Artinya, residual tidak mengandung efek ARCH sehingga model BEKK-GARCH dapat digunakan untuk mengidentifikasi *volatility spillover effect*.

5. KESIMPULAN

Transmisi efek berita terjadi dari inflasi daging sapi Jakarta ke Surabaya dan Salatiga, serta dari Surabaya ke Salatiga. *Spillover effect* yang ditandai dengan transmisi volatilitas dua arah, terjadi antara inflasi daging sapi Jakarta dengan Surabaya. Sedangkan transmisi volatilitas satu arah, terjadi dari inflasi daging sapi Jakarta ke Salatiga. *Spillover effect* inflasi daging sapi lebih banyak terjadi karena efek berita dibandingkan karena efek volatilitas. *Spillover* inflasi daging sapi berasal dari Jakarta sebagai daerah sentra konsumsi terbesar, menuju daerah sentra konsumsi lainnya dan daerah sentra produksi. Saran terkait hasil yang diperoleh adalah pengendalian inflasi daging sapi sebaiknya dimulai dari daerah konsumen, karena akan memiliki *spillover* baik berita maupun volatilitasnya ke daerah konsumen lain serta ke daerah produsen.

DAFTAR PUSTAKA

- Alkan, B. dan Çiçek, S. 2020. Spillover Effect in Financial Markets in Turkey. *Central Bank Review*, Vol. 20, No. 2, hal 53-64. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.02.003>
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., dan Reinsel, G. C. 2008. *Time Series Analysis*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118619193>
- de Oliveira, F. A., Maia, S. F., de Jesus, D. P., dan Besarria, C. da N. 2018. Which Information Matters To Market Risk Spreading in Brazil? Volatility Transmission Modelling Using MGARCH-BEKK, DCC, t-Copulas. *The North American Journal of*

- Economics and Finance*, 45, 83-100. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.02.003>
- El Hedi Arouri, M., Lahiani, A., dan Nguyen, D. K. 2015. World Gold Prices And Stock Returns In China: Insights For Hedging And Diversification Strategies. *Economic Modelling*, Vo. 44, hal 273-282. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.10.030>
- Enders, W. 2014. *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*. Wiley.
- Engle, R. F. dan Kroner, K. F. 1995. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, Vol. 11, No. 1, hal 122-150. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009063>
- Francq, C., & Zakoian, J.-M. 2010. *GARCH Models*. John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9780470670057>
- Gujarati, D. N. 2004. *Basic Econometrics, Fourth Edition*. The McGraw-Hill Companies.
- Huang, Y., Su, W., dan Li, X. 2010. Comparison of BEKK GARCH and DCC GARCH Models: An Empirical Study, hal 99-110. https://doi.org/10.1007/978-3-642-17313-4_10
- Katsiampa, P., Corbet, S., dan Lucey, B. 2019. Volatility Spillover Effects in Leading Cryptocurrencies: A BEKK-MGARCH Analysis. *Finance Research Letters*, Vol 29, 68-74. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.03.009>
- Kementerian Pertanian. 2015. *Outlook Komoditas Pertanian Subsektor Peternakan Daging Sapi*. Kementerian Pertanian.
- Lin, A. J., Chang, H. Y., dan Hsiao, J. L. 2019. Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets? *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, Vol. 127, hal 265–283. <https://doi.org/10.1016/j.tre.2019.05.013>
- Makridakis, S. 1998. Forecasting: Methods and Applications. *Journal of Forecasting*. John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/for.3980030408>
- Ruchjana, B. N. 2002. *Suatu Model Generalisasi Space-Time Autoregressive dan Penerapannya pada Produksi Minyak Bumi*. Disertasi (tidak dipublikasikan) ITB.
- Suhartono. 2006. Perbandingan antara Model VARIMA dan GSTAR untuk Peramalan Data Deret Waktu dan Lokasi. *Prosiding Seminar Nasional ITS*.
- Tsay, R. S. 2010. *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9780470644560>
- Wang, Z., Gao, X., An, H., Tang, R., dan Sun, Q. 2020. Identifying Influential Energy Stocks Based on Spillover Network. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 68, 101277. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.11.004>
- Wei, W. W. S. 2006. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, 2nd Edition*. Pearson Addison Wesley.
- Yu, L., Zha, R., Stafylas, D., He, K., dan Liu, J. 2020. Dependences and Volatility Spillovers Between the Oil and Stock Markets: New Evidence From The Copula and VAR-BEKK-GARCH Models. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 68, 101280. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.11.007>