
Spatial Market Integration of Beef Cattle: A Vector Error Correction Model Analysis of Jakarta-NTT-Kalimantan Price Dynamics

Integrasi Pasar Spasial Daging Sapi: Analisis Vector Error Correction Model terhadap Dinamika Harga Jakarta-NTT-Kalimantan

Muhammad Yusuf Fajar* dan Akhmad Raja Shaufi

*Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Lambung Mangkurat,
Kota Banjarbaru, Provinsi Kalimantan Selatan, Indonesia*

**Corresponding E-mail : yusuffajar.ias@gmail.com*

ABSTRAK

Ketimpangan spasial antara produksi dan konsumsi daging sapi di Indonesia menciptakan dinamika perdagangan antarpulau yang berimplikasi pada mekanisme transmisi harga antarpasar. Penelitian ini bertujuan menguji hubungan keseimbangan jangka panjang antara harga daging sapi di empat wilayah, menganalisis dinamika hubungan jangka panjang dan pendek serta kecepatan penyesuaian harga dan mengidentifikasi pola kausalitas dan hierarki pasar. Wilayah yang dipilih memiliki karakteristik berbeda: DKI Jakarta sebagai pusat konsumen dan impor, Nusa Tenggara Timur (NTT) sebagai sentra produksi, serta Kalimantan Selatan (Kalsel) dan Kalimantan Timur (Kaltim) sebagai wilayah defisit. Menggunakan data harga harian periode Januari 2021-Agustus 2024, penelitian menerapkan uji kointegrasi *Johansen*, *Vector Error Correction Model* (VECM) dan uji kausalitas *Granger*. Hasil menunjukkan keempat pasar terintegrasi penuh (*fully cointegrated*) dalam jangka panjang dengan empat vektor kointegrasi. Kecepatan penyesuaian harga berbeda antarwilayah, dengan NTT tercepat (37,89% per hari) dan Jakarta terlambat (8,76% per hari). Uji kausalitas mengidentifikasi Jakarta sebagai *leading market* dengan pengaruh signifikan terhadap Kalsel, sementara NTT sebagai sentra produksi mempengaruhi Jakarta, Kalsel dan Kaltim dalam kerangka VECM. Pola kausalitas menunjukkan hierarki pasar Jakarta-NTT-Kalsel/Kaltim, mencerminkan aliran informasi harga dari pasar konsumen utama ke produsen dan wilayah defisit.
Kata Kunci: Integrasi Pasar, Daging Sapi, VECM, Transmisi Harga.

ABSTRACT

Spatial imbalances between beef production and consumption in Indonesia create inter-island trade dynamics that affect price transmission mechanisms across markets. This study aims to examine the long-run equilibrium relationships among beef prices in four regions, analyze the long-run and short-run dynamics and speed of price adjustment, and identify causality patterns and market hierarchy. The selected regions have distinct characteristics: DKI Jakarta as the consumption and

import center, East Nusa Tenggara (NTT) as the production center, and South Kalimantan (Kalsel) and East Kalimantan (Kaltim) as deficit regions. Using daily price data from January 2021 to August 2024, the study employs Johansen cointegration test, Vector Error Correction Model (VECM), and Granger causality test. Results indicate that all four markets are fully cointegrated in the long run with four cointegrating vectors. The speed of price adjustment differs across regions, with NTT showing the fastest response (37.89% per day) and Jakarta the slowest (8.76% per day). Causality tests identify Jakarta as the leading market with significant influence on Kalsel, while NTT as a production center influences Jakarta, Kalsel, and Kaltim within the VECM framework. The causality pattern shows a market hierarchy of Jakarta-NTT-Kalsel/Kaltim, reflecting price information flow from the main consumer market to producers and deficit regions.

Keywords: Market Integration, Beef Cattle, VECM, Price Transmission.

PENDAHULUAN

Studi rantai pasok berbasis data BPS 2016–2021 menunjukkan produksi daging sapi nasional turun dari 518 ribu ton (2016) menjadi 438 ribu ton (2021), sementara konsumsi naik dari 623 ribu ton menjadi 706 ribu ton (Prakoso dkk., 2022). Kondisi ini memposisikan Indonesia untuk mengimpor daging sapi dan/atau sapi bakalan guna menutupi kekurangan dari kesenjangan produksi dan permintaan tersebut. Jika impor daging beku Indonesia (± 150 – 200 ribu ton) dijumlahkan dengan ekuivalen daging dari sapi bakalan impor, totalnya berada di kisaran beberapa ratus ribu ton per tahun (misal 2010 dan 2019) impor murni daging saja sudah menembus ± 300 – 400 ribu ton (Abdal & Nurdin, 2020; Giyono dkk., 2020; Hadi & Chung, 2022; Soedjana, 2016).

Sisi lain juga menampilkan kondisi dimana distribusi, produksi dan konsumsi daging sapi nasional juga tidak merata secara

spasial. Jawa dicatat sebagai hub utama konsumsi daging sapi di Indonesia, seiring konsentrasi aktivitas ekonomi dan penduduk (Indah & Kuswandi, 2025). Sekitar 57% penduduk Indonesia tinggal di Jawa dan pulau ini mempunyai konsumsi dan produksi daging sapi tertinggi secara nasional (Agus & Widi, 2018). Beberapa wilayah timur Indonesia (khususnya Nusa Tenggara Timur, Nusa Tenggara Barat, Bali dan Sulawesi Selatan) juga merupakan sentra produksi, juga sekaligus memiliki peran sebagai pemasok terutama ke Kalimantan Timur, Kalimantan Selatan, Jawa Barat dan DKI Jakarta melalui angkutan laut (Priyanti dkk., 2018; Winarso, 2017). Kontribusi NTT terhadap pasokan sapi potong nasional ke wilayah konsumen (terutama Jawa dan Kalimantan) diperkirakan sekitar 26,9% atau sekitar 55.000–63.000 ekor/tahun sesuai regulasi kuota ekspor gubernur (Riwukore dkk., 2020; Riwukore

dkk., 2021). Ketidakseimbangan produksi dan konsumsi spasial ini menciptakan perdagangan antar-wilayah intensif yang berimplikasi pada mekanisme transmisi harga antar pasar.

Studi klasik menyebut integrasi spasial sebagai ko-movemen dan transmisi sinyal harga yang lancar antar pasar yang terpisah secara geografis, integrasi sempurna terjadi bila harga di satu pasar hanyalah translasi dari harga di pasar lain; selisih tetap dapat diartikan sebagai biaya transfer/transport (Goletti dkk., 1995). Jika perbedaan harga melebihi biaya transfer, muncul peluang arbitrase dan dalam pasar terintegrasi deviasi ini terkoreksi seiring waktu (Alam dkk., 2022; Baulch, 1997; Izaati dkk., 2020).

Literatur empiris integrasi pasar menunjukkan heterogenitas signifikan lintas wilayah dan horizon waktu, sehingga tidak ada derajat atau konstanta yang berlaku secara umum. Pasar sapi siap potong (*fed cattle*) di AS: lima pasar utama untuk *steer/heifer* terkointegrasi dan berbagi satu tren stokastik, mencerminkan integrasi spasial yang tinggi dan mendekati *Law of One Price* (Rahman dkk., 2019; Rahman & Palash, 2018). Dalam konteks Indonesia, penelitian integrasi pasar daging sapi telah berkembang dengan berbagai metode ekonometrika. Jambi–Bungo: menggunakan VAR/VECM dengan uji kointegrasi *Johansen*; harga mingguan terkointegrasi jangka panjang, menunjukkan transmisi harga yang kuat dan indikasi efisiensi pemasaran regional (Krisna dkk., 2021).

Transmisi harga Jakarta–Bandung–Semarang–Surabaya: integrasi diukur dengan VAR/VECM; transmisi dua arah Jakarta–Bandung/Semarang dan satu arah Jakarta–Surabaya, menunjukkan peran Jakarta sebagai *lead market* konsumen (Komalawati, Asmarantaka, dkk., 2021). Literatur berbagai negara mengaitkan terjadinya integrasi yang lemah atau kuat dengan: infrastruktur jalan dan logistik buruk, biaya transaksi tinggi, struktur pasar oligopolistik, dukungan harga domestik yang kuat, regulasi perdagangan dan sistem informasi pasar yang lemah (Gutema, 2020; Tsiboe dkk., 2025; Yenibehit, 2023).

Meskipun memberikan kontribusi penting, penelitian sebelumnya memiliki celah yang perlu diisi. Pertama, sebagian besar berfokus pada analisis bilateral atau regional terbatas dan belum menganalisis dinamika integrasi dalam sistem multivariat yang melibatkan wilayah dengan karakteristik berbeda secara simultan. Kedua, analisis dinamika jangka panjang dan pendek belum dieksplorasi secara komprehensif untuk memahami mekanisme penyesuaian harga dalam konteks ketimpangan spasial produksi-konsumsi. Ketiga, identifikasi hierarki pasar dan arah kausalitas dalam sistem perdagangan nasional masih terbatas, padahal informasi ini krusial untuk merancang intervensi kebijakan tepat sasaran.

Penelitian ini bertujuan menguji hubungan keseimbangan jangka panjang antara harga daging sapi di keempat wilayah

menggunakan *Johansen cointegration test*, menganalisis dinamika hubungan jangka panjang dan pendek serta kecepatan penyesuaian harga melalui estimasi *Vector Error Correction Model*, serta mengidentifikasi pola kausalitas dan hierarki pasar menggunakan *Granger causality test*. Pencapaian tujuan ini diharapkan dapat memberikan pemahaman komprehensif tentang mekanisme transmisi harga dalam sistem pasar daging sapi nasional yang terfragmentasi secara geografis. Hasil penelitian juga diharapkan dapat memberikan masukan bagi formulasi kebijakan stabilisasi harga dan pengembangan infrastruktur distribusi yang lebih efisien.

MATERI DAN METODE

Lokasi Penelitian

Pemilihan empat wilayah cakupan penelitian meliputi: DKI Jakarta, Nusa Tenggara Timur (NTT), Kalimantan Selatan (Kalsel) dan Kalimantan Timur (Kaltim) didasarkan pada peran strategis dan karakteristik strukturalnya dalam sistem pasar daging sapi nasional. DKI Jakarta merepresentasikan pasar konsumen utama dengan tingkat konsumsi tinggi sekaligus pusat pembentukan harga acuan dan gerbang utama impor daging sapi, sehingga relevan sebagai leading market dalam analisis transmisi harga. Jakarta juga menjadi salah satu pasar konsumen kunci dalam analisis integrasi harga antara wilayah produsen dan konsumen di Indonesia (Firmansyah dkk., 2023; Komalawati, Malik, dkk., 2021; Wibowo dkk., 2021).

NTT dipilih sebagai sentra produksi sapi potong dan wilayah asal utama pengiriman sapi hidup antarpulau melalui kapal ternak ke berbagai daerah defisit, termasuk Jakarta dan Kalimantan (Firmansyah dkk., 2023; R Lole dkk., 2021; Tiro & Lalus, 2019). Kalsel dan Kaltim dipilih sebagai wilayah defisit dengan kondisi aksesibilitas yang berbeda; Kalsel tercatat sebagai daerah dengan ketergantungan tinggi pada pasokan luar wilayah, sedangkan Kaltim menjadi salah satu tujuan pengiriman sapi dari NTT dan provinsi produsen lainnya (Tiro & Lalus, 2019; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Jenis, Periode dan Sumber Data

Penelitian menggunakan data sekunder berupa harga harian daging sapi di pasar tradisional. Variabel yang digunakan adalah harga daging sapi kualitas I (daging sapi murni) dalam rupiah per kilogram dengan frekuensi harian (daily). Data mencakup periode Januari 2021 hingga Agustus 2024 dengan jumlah observasi sebanyak 974 observasi per wilayah atau total 3.896 observasi untuk keseluruhan penelitian.

Data harga daging sapi diperoleh dari Sistem Pemantauan Pasar dan Kebutuhan Pokok (SP2KP) Bank Indonesia, dipilih karena konsistensi metodologi lintas wilayah, frekuensi harian yang memadai untuk analisis dinamika jangka pendek, cakupan luas di pasar tradisional dan validasi sistematis. SP2KP merupakan platform pemantauan harga yang dikembangkan Bank Indonesia untuk

mendukung stabilitas ekonomi makro dan pengendalian inflasi. Data harga yang digunakan telah melalui proses validasi dan verifikasi oleh tim surveyor Bank Indonesia di masing-masing wilayah untuk memastikan akurasi dan konsistensi pengukuran.

Metode Analisis Data

Uji Stasioneritas Data

Uji stasioneritas dilakukan menggunakan *Augmented Dickey–Fuller* (ADF) *test* untuk menguji keberadaan *unit root* pada setiap deret harga. Hipotesis nol (H_0) menyatakan bahwa data memiliki *unit root* (tidak stasioner), sedangkan hipotesis alternatif (H_1) menyatakan bahwa data tidak memiliki *unit root* (stasioner) (Herranz, 2017; Mushtaq, 2011). Pengujian dilakukan pada tingkat level (I0) dan jika diperlukan, pada tingkat diferensi pertama (I1) dengan memasukkan konstanta dan/atau tren sesuai karakteristik data (Herranz, 2017).

Model ADF *test* (Papadimitis & Politis, 2018):

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Keputusan penolakan H_0 didasarkan pada perbandingan nilai statistik ADF dengan nilai kritis pada tingkat signifikansi 1%, 5% dan 10% atau pada nilai probabilitas (*p-value*) yang dihasilkan. Jika nilai statistik ADF lebih negatif dari nilai kritis atau *p-value* < α , maka H_0 ditolak yang berarti data stasioner. Sebaliknya, jika data tidak stasioner pada level, maka dilakukan uji pada *first difference* untuk

memastikan data terintegrasi pada ordo pertama I(1) (Herranz, 2017).

Penentuan Lag Optimal

Penentuan panjang *lag* optimal menggunakan beberapa kriteria informasi yaitu *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SIC), *Hannan-Quinn Criterion* (HQ), *Final Prediction Error* (FPE) dan *Likelihood Ratio* (LR) (Liew, 2021):

$$AIC = -2 \frac{L}{T} + 2 \frac{k}{T}$$

$$SIC = -2 \frac{L}{T} + k \frac{\ln(T)}{T}$$

$$HQ = -2 \frac{L}{T} + 2k \frac{\ln(\ln(T))}{T}$$

$$FPE = \frac{RSS}{T} \left(\frac{T+k}{T-k} \right)$$

$$LR = (T - c)(\ln|\Omega_r| - \ln|\Omega_u|)$$

lag optimal dipilih berdasarkan nilai terkecil dari AIC, SC, HQ dan FPE, atau nilai LR terbesar yang signifikan. Pemilihan *lag* yang tepat sangat krusial untuk menghindari masalah *overfitting* yang dapat menurunkan daya prediksi model, sekaligus memastikan bahwa model cukup fleksibel untuk menangkap dinamika harga jangka pendek. Jika terdapat perbedaan hasil antar kriteria, prioritas diberikan pada AIC dan FPE karena keduanya lebih sensitif terhadap struktur data *time series* dengan frekuensi harian (Liew, 2021).

Uji Kointegrasi Johansen

Uji kointegrasi *Johansen* menguji keberadaan hubungan jangka panjang (*long-run equilibrium*) antar variabel, prosedur menggunakan dua statistik uji yaitu *Trace Statistic* dan *Maximum Eigenvalue Statistic* (Yussuf, 2022):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

hipotesis yang diuji adalah H_0 yang menyatakan terdapat paling banyak r persamaan kointegrasi dan H_1 yang menyatakan terdapat lebih dari r persamaan kointegrasi (Breitung, 2002). Kriteria keputusan adalah jika *trace statistic* atau *max-eigen statistic* lebih besar dari nilai kritis atau *p-value* kurang dari 0.05, maka H_0 ditolak. Uji dilakukan secara berurutan dari $r = 0$ hingga menemukan *rank* kointegrasi yang tepat (Hjalmarsson & Österholm, 2010).

Estimasi Model Vector Error Correction Model (VECM)

Setelah konfirmasi adanya hubungan kointegrasi, model VAR ditransformasi menjadi VECM. Spesifikasi model (Winarno dkk., 2021).

$$\Delta Y_t = \alpha \beta' Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dalam bentuk *expanded* untuk sistem empat variabel :

$$\begin{bmatrix} \Delta LNJKT_t & \Delta LNNTT_t & \Delta LNKSL_t & \Delta LNKTM_t \end{bmatrix} \\ = [\alpha_{11} \alpha_{21} \alpha_{31} \alpha_{41}] [\beta_{11} \beta_{12} \beta_{13} \beta_{14}] \\ [LNJKT_{t-1} LNNTT_{t-1} LNKSL_{t-1} LNKTM_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} \\ + [\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t} \varepsilon_{3t} \varepsilon_{4t}]$$

dalam model ini, Δy_t adalah vektor *first difference* dari variabel endogen, α adalah matriks koefisien penyesuaian (*error correction term*), β adalah matriks koefisien kointegrasi (hubungan jangka panjang), Γ_i adalah matriks koefisien dinamika jangka pendek untuk *lag* i , p adalah panjang *lag* optimal dan ε_t adalah vektor *error term* dengan

distribusi normal multivariat. Model VECM memiliki tiga komponen utama yang saling terkait dalam menjelaskan dinamika harga.

Komponen pertama adalah *Error Correction Term* (ECT) yang diwakili oleh $\alpha(\beta' y_t - 1)$ yang mengukur kecepatan penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang. Nilai α negatif dan signifikan mengindikasikan koreksi menuju *equilibrium* dengan waktu penyesuaian dihitung menggunakan formula *half-life* = $\ln(0.5)/\ln(1+\alpha)$. Semakin besar nilai absolut α , semakin cepat pasar menyesuaikan diri terhadap deviasi dari keseimbangan jangka panjang.

Komponen kedua adalah koefisien kointegrasi β yang menunjukkan hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel dan dinormalisasi untuk interpretasi elastisitas jangka panjang. Vektor kointegrasi β mencerminkan struktur harga relatif yang konsisten dalam jangka panjang meskipun terdapat fluktuasi jangka pendek (Winarno dkk., 2021). Komponen ketiga adalah koefisien dinamika jangka pendek Γ_i yang menangkap pengaruh *lag* dari perubahan harga di semua pasar terhadap perubahan harga di pasar tertentu. Koefisien ini menjelaskan bagaimana *shock* harga di satu pasar ditransmisikan ke pasar lain dalam periode jangka pendek sebelum sistem kembali ke keseimbangan (Ana dkk., 2023).

Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas Granger mengidentifikasi arah hubungan sebab-akibat antar variabel. Dua pendekatan digunakan: pertama yaitu *Pairwise Granger Causality Test* menguji kausalitas bilateral antara dua variabel. Hipotesis yang diuji adalah H_0 yang menyatakan X tidak menyebabkan Granger Y dan H_1 yang menyatakan X menyebabkan Granger Y (Ana dkk., 2023). Model yang diestimasi dengan *F-statistic* (Chopra dkk., 2018):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$F = \frac{(RSS_r - RSS_u)/p}{RSS_u/(T - 2p - 1)}$$

kriteria keputusan adalah jika *F-statistic* lebih besar dari *F-critical* atau *p-value* kurang dari α , maka H_0 ditolak dan X menyebabkan Granger Y . Kausalitas Granger tidak mengimplikasikan kausalitas dalam arti ekonomi yang sebenarnya, melainkan menunjukkan bahwa *lag* dari variabel X memiliki informasi yang berguna untuk memprediksi variabel Y . Uji ini dilakukan untuk setiap pasangan variabel secara bilateral untuk mengidentifikasi arah hubungan antar pasar (Hecq dkk., 2023).

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests menguji kausalitas dalam kerangka VECM (Abebe, 2020) (berikut *VEC Granger Causality* untuk LNJKT, analog pada variabel lain):

$$LNJKT: \{Y_{12,k} = 0 \forall k \in \{1,2, \dots, p-1\} \text{ (dari LNN TT)} Y_{13,k} = 0 \forall k \in \{1,2, \dots, p-1\} \text{ (dari LNKSL)} Y_{14,k} = 0 \forall k \in \{1,2, \dots, p-1\} \text{ (dari LNKTM)}\}$$

Hipotesis yang diuji adalah H_0 yang menyatakan semua *lag* dari variabel X secara bersama-sama tidak signifikan dalam persamaan Y dan H_1 yang menyatakan minimal ada satu *lag* dari variabel X yang signifikan dalam persamaan Y (Ghauri, 2020). Statistik uji *Wald* yang digunakan (Singh & Sharma, 2018):

$$W = (R\hat{\theta} - r)' \left[R \left(\hat{V}(\hat{\theta}) \right) R' \right]^{-1} (R\hat{\theta} - r) \sim \chi^2(q)$$

kriteria keputusan adalah jika *chi-square statistic* lebih besar dari nilai kritis atau *p-value* kurang dari α , maka H_0 ditolak. Berbeda dengan *pairwise Granger causality test*, *VEC Granger causality* mempertimbangkan dinamika jangka panjang melalui *error correction term*, sehingga memberikan gambaran yang lebih komprehensif tentang hubungan kausalitas dalam sistem yang terkointegrasi. Pengujian ini dilakukan untuk semua *lag* secara simultan menggunakan *Wald test* (Ghauri, 2020).

Uji Stabilitas Model

Uji stabilitas model VECM dilakukan dengan menganalisis *roots of characteristic polynomial*. Model dikatakan stabil jika semua *roots* memiliki *modulus* kurang dari 1 (Amelia dkk., 2025). *Characteristic polynomial* dari model VAR (Roy & Kuma, 2026):

$$\det(I_K - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p) = 0$$

atau dalam bentuk *companion matrix*:

$$\det(I_{Kp} - Az) = 0$$

dalam VECM, satu unit *root* dengan *modulus* sama dengan 1 diizinkan sebagai implikasi dari spesifikasi model, jika ada *roots* dengan *modulus* lebih besar atau sama dengan 1 selain unit *root* yang diimplikasikan, model tidak stabil (Qureshi, 2021).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Stasioneritas Data

Hasil *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) *test* pada Tabel 1 menunjukkan semua variabel harga tidak stasioner pada level namun stasioner pada *first difference* dengan tingkat signifikansi 1%. Hasil ini mengindikasikan bahwa harga daging sapi di keempat wilayah terintegrasi pada ordo satu atau $I(1)$, sebagai prasyarat untuk melanjutkan uji kointegrasi *Johansen*.

Tabel 1: Hasil uji stasioneritas data

Variabel	Level	First Difference		Keterangan
		ADF	Prob.	
LNJKT	-	-43,06743	0,0001***	I(1)
	1,762863			
LNNTT	-	-25,23988	0,0000***	I(1)
	1,430276			
LNKSL	-	-19,19061	0,0000***	I(1)
	2,069622			
LNKTM	-	-22,09953	0,0000***	I(0)/I(1)
	3,285314			

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** signifikan pada $\alpha = 5\%$
 Nilai kritis: $1\% = -3,436857$; $5\% = -2,864302$; $10\% = -2,568293$

Kondisi *non-stasioner* pada level mencerminkan karakteristik data harga yang memiliki tren stokastik, dimana *shock* yang terjadi memiliki efek permanen terhadap level harga. Setelah dilakukan *first difference*, semua seri harga menjadi stasioner yang menunjukkan bahwa perubahan harga (*return*) bersifat *mean-reverting*. Kondisi serupa juga dilaporkan pada integrasi pasar daging sapi di Provinsi Jambi

(Krisna dkk., 2021) maupun pasar daging sapi antardaerah di Indonesia (Yusufadisyukur dkk., 2020).

Penentuan Lag Optimal

Pemilihan *lag* optimal menggunakan kriteria informasi bertujuan menentukan panjang *lag* yang mampu menangkap dinamika jangka pendek tanpa *overfitting*, sehingga model VECM dapat merepresentasikan proses transmisi harga secara realistis. *Lag* yang terlalu pendek dapat mengabaikan informasi penting tentang dinamika harga, sementara *lag* yang terlalu panjang dapat menurunkan efisiensi estimasi dan meningkatkan kompleksitas model. Oleh karena itu, pemilihan *lag* harus menyeimbangkan antara kelengkapan informasi dengan parsimoni model (Firmansyah dkk., 2023; Sirohi dkk., 2023).

Tabel 2: Hasil uji *lag* optimal

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	16294,63	NA	2,38e-20	-33,83309	-33,81286	-33,82539
1	16442,71	294,6179	1,81e-20	-34,10739	-	-34,06888
					34,00625*	
2	16467,35	48,82928	1,78e-20	-34,12535	-33,94329	-34,05603
3	16486,88	38,52901	1,76e-20	-34,13267	-33,86970	-34,03254
4	16539,25	102,8797	1,64e-20	-34,20820	-33,86431	-
						34,07726*
5	16562,83	46,14260	1,61e-20	-34,22395	-33,79915	-34,06220
6	16586,46	46,02948	1,58e-20	-34,23979	-33,73408	-34,04723
7	16606,49	38,84710	1,57e-20*	-	-33,66153	-34,02479
				34,24816*		
8	16621,32	28,65451*	1,58e-20	-34,24574	-33,57819	-33,99156
9	16624,91	6,902775	1,62e-20	-34,21996	-33,47150	-33,93498
10	16634,68	18,69676	1,64e-20	-34,20701	-33,37764	-33,89122

Catatan: * menunjukkan *lag* optimal berdasarkan kriteria masing-masing.

Berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC) dan *Final Prediction Error*

(FPE) pada Tabel 2, dipilih *lag* optimal 7 hari untuk estimasi model VECM. Pemilihan *lag* 7 hari berarti perubahan harga daging sapi di suatu wilayah dipengaruhi oleh perubahan harga di wilayah lain hingga 7 hari sebelumnya, sejalan dengan praktik penentuan *lag* VAR/VECM di studi integrasi harga komoditas dan energi yang juga bertumpu pada AIC/FPE sebagai kriteria utama (Kontsevaya, 2025; Montaña & Cinco, 2023; Usman dkk., 2022).

Jangka waktu satu minggu ini konsisten dengan karakteristik pasar daging sapi yang memerlukan waktu untuk penyesuaian informasi harga dan aliran barang, sebagaimana dilaporkan pada studi integrasi pasar daging sapi produsen–konsumen di Indonesia yang menemukan pengaruh harga hingga beberapa periode. *Lag* 7 hari juga mencerminkan siklus pemasaran sapi potong yang umumnya mengikuti pola mingguan, dimana hari-hari tertentu (misalnya hari pasar tradisional) memiliki volume transaksi lebih tinggi. Selain itu, waktu tempuh pengiriman sapi hidup antar pulau melalui kapal ternak dari NTT ke Jakarta atau Kalimantan memerlukan waktu beberapa hari yang turut memengaruhi kecepatan transmisi harga hingga beberapa periode harian ke belakang (Firmansyah dkk., 2023; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Uji Kointegrasi Johansen

Uji kointegrasi *Johansen* menilai keberadaan hubungan keseimbangan jangka panjang dalam sistem multivariat dengan mengidentifikasi jumlah vektor (persamaan)

kointegrasi. Keberadaan kointegrasi menandakan pasar terintegrasi dengan mekanisme penyesuaian menuju keseimbangan jangka panjang (Dong dkk., 2018; Ikhsan dkk., 2024). Hasil *trace test* (Tabel 3) dan *maximum eigenvalue* (Tabel 4) yang menunjukkan empat persamaan kointegrasi pada taraf 5% berarti seluruh seri harga saling terikat dalam satu sistem jangka panjang (*fully cointegrated*). Sehingga deviasi jangka pendek akan dikoreksi melalui mekanisme *error-correction* (Firmansyah dkk., 2023; Ikhsan dkk., 2024).

Tabel 3: Hasil uji kointegrasi johansen (*trace test*)

Hipotesis	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 5%	Prob.**	Keputusan
None *	0,193172	606,2290	47,85613	0,0000	Kointegrasi
At most 1 *	0,159370	399,0965	29,79707	0,0000	Kointegrasi
At most 2 *	0,122995	231,5685	15,49471	0,0000	Kointegrasi
At most 3 *	0,103022	104,9191	3,841465	0,0000	Kointegrasi

Catatan: * menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi 5%.

Tabel 4: Hasil uji kointegrasi johansen (*maximum eigenvalue test*)

Hipotesis	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	Critical Value 5%	Prob.**	Keputusan
None *	0,193172	207,1325	27,58434	0,0000	Kointegrasi
At most 1 *	0,159370	167,5281	21,13162	0,0000	Kointegrasi
At most 2 *	0,122995	126,6494	14,26460	0,0000	Kointegrasi
At most 3 *	0,103022	104,9191	3,841465	0,0000	Kointegrasi

Catatan: * menolak hipotesis nol pada tingkat signifikansi 5%.

Temuan sistem yang sepenuhnya terkointegrasi ini bertolak belakang dengan studi sebelumnya. Penelitian yang dilakukan di NTT menemukan integrasi lemah/parsial antara Kupang dan Jakarta, yaitu kointegrasi hanya terjadi lokal antarpasar dalam provinsi sementara hubungan dengan Jakarta tidak signifikan (Nendissa dkk., 2018). Perbedaan ini dapat ditafsirkan sebagai indikasi perbaikan

integrasi spasial dalam periode yang lebih baru seiring peningkatan infrastruktur logistik, sistem informasi harga dan pengembangan pasar daging sapi beku yang direkomendasikan studi integrasi daging sapi antarpulau di Indonesia (Yusufadisyukur dkk., 2020).

Koefisien Kointegrasi (Hubungan Jangka Panjang)

Tabel 5 menunjukkan tiga vektor kointegrasi (CointEq1–CointEq3) yang masing-masing dinormalisasi terhadap satu wilayah: Jakarta, NTT dan Kalimantan Selatan. Koefisien LNKT (-1) yang signifikan pada ketiga persamaan mengindikasikan peran Kalimantan Timur sebagai pasar kunci dalam pembentukan keseimbangan jangka panjang. Koefisien kointegrasi untuk CointEq1 yang dinormalisasi mengindikasikan bahwa guncangan harga di Kaltim diteruskan kuat ke Jakarta (elastisitas > 1 , sangat signifikan). Secara struktural Jakarta adalah pasar konsumen utama dan pusat pembentukan harga, dengan rantai distribusi panjang dan margin tinggi (Agustiar dkk., 2021; Faturokhman dkk., 2015). Kaltim adalah provinsi defisit daging dan menjadi tujuan kiriman sapi dari NTT dan daerah produsen lain, sekaligus akan mengalami lonjakan permintaan seiring pembangunan IKN (Faturokhman dkk., 2015; Melasari dkk., 2025; Qomariah dkk., 2024).

Persamaan yang dinormalisasi pada CointEq2 menunjukkan respons sangat besar harga NTT terhadap perubahan harga di

Kaltim. Ini sejalan dengan NTT sebagai sentra produksi sapi potong dan sumber utama pengiriman sapi hidup ke Jakarta dan Kalimantan (Priyanto dkk., 2020; Lole dkk., 2021). Penurunan disparitas harga produsen NTT–konsumen Kaltim ketika biaya transportasi turun (misalnya dengan kapal ternak) menunjukkan adanya saluran transmisi harga yang nyata (Melasari dkk., 2025).

Tabel 5: Koefisien kointegrasi

Variabel	CointEq1	CointEq2	CointEq3
D(LNJKT(-1))	1,000000	0,000000	0,000000
D(LNNTT(-1))	0,000000	1,000000	0,000000
D(LNKSL(-1))	0,000000	0,000000	1,000000
D(LNKTM(-1))	-5,633749*** (0,40520) [-13,9037]	-11,82013*** (0,86884) [-13,6045]	1,024897*** (0,08596) [11,9236]
C	0,000551	0,000963	-0,000131

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, *Standard errors* (), *t-statistics* [].

Sehingga, koefisien yang besar di Tabel 5 mencerminkan posisi NTT sebagai *price taker* yang sangat sensitif terhadap harga di pasar tujuan utama seperti Kaltim.

Persamaan dinormalisasi pada CointEq3 memberi elastisitas hampir 1, yang berarti integrasi harga proporsional antara dua wilayah defisit ini. Kalsel digambarkan sebagai *buffer zone* pasokan daging untuk kawasan IKN, tetapi neraca sapi/dagingnya sendiri defisit dan sangat bergantung pasokan luar (antar-pulau dan impor) (Qomariah dkk., 2024; Sumantri & Chang, 2021). Kaltim menjadi pusat permintaan baru (IKN) dan sama-sama defisit, dengan ketergantungan tinggi pada pasokan dari luar pulau (Melasari dkk., 2025; Qomariah dkk., 2024). Kondisi kedua wilayah sebagai pasar defisit yang terhubung oleh aliran sapi/daging dan logistik

yang sama membuat harga mereka bergerak bersama secara hampir satu-banding-satu, sebagaimana tercermin pada koefisien kointegrasi LNKSL–LNKTM.

Konstanta sangat kecil (mendekati nol) pada semua persamaan menunjukkan tidak ada tren deterministik. Ekuilibrium jangka panjang bersifat proporsional murni, sebagaimana banyak studi VECM komoditas pangan Indonesia (beras, cabai, bawang, daging sapi) yang memakai spesifikasi tanpa *deterministic trend*. Kondisi ini dapat ditafsirkan bahwa vektor kointegrasi sebagai hubungan harga yang bergerak bersama tanpa komponen pertumbuhan otonom (Arnanto dkk., 2018; Jumiana dkk., 2018; Komalawati, dkk., 2021; Kustiari dkk., 2018; Sahara dkk., 2019).

Koefisien Error Correction Term

Koefisien *error correction term* (ECT) pada masing-masing wilayah (Tabel 6) merefleksikan perbedaan peran dan mekanisme penyesuaian dalam sistem harga daging sapi yang terintegrasi. Dalam kerangka VECM, koefisien ECT yang bertanda negatif dan signifikan menunjukkan bahwa suatu pasar melakukan koreksi terhadap penyimpangan dari hubungan jangka panjang.

Tabel 6: Koefisien penyesuaian (*error correction*)

Variabel	D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	D(LNKSL,2)	D(LNKTM,2)
CointEq1	-1,423486*** (0,12558) [-11,3357]	0,171200** (0,06195) [2,76365]	-0,126789 (0,12781) [-0,99205]	0,345476 (0,34472) [1,00219]
CointEq2	0,647291*** (0,05929) [10,9177]	-0,078066** (0,02925) [-2,66917]	-0,108179 (0,06034) [-1,79280]	0,025438 (0,16275) [0,15630]
CointEq3	-0,224051* (0,12746) [-1,75775]	0,036254 (0,06288) [0,57657]	-1,824049*** (0,12973) [-14,0605]	0,045576 (0,34991) [0,13025]

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** signifikan pada $\alpha = 5\%$, * signifikan pada $\alpha = 10\%$, *Standard errors* (), *t-statistics* [].

Sedangkan koefisien yang tidak signifikan mengindikasikan pasar tersebut tidak menyesuaikan diri secara aktif dan cenderung berperan sebagai pemimpin harga atau *price driver* (Komalawati, dkk., 2021; Yusufadisyukur dkk., 2020).

CointEq1: Koreksi utama oleh Jakarta, Kaltim sebagai leader

Dalam CointEq1, koefisien ECT untuk Jakarta (D(LNJKT,2)) bernilai sekitar -1,423 dan sangat signifikan, menunjukkan mekanisme koreksi yang sangat cepat dan bersifat *overshooting* ($|ECT| > 1$). Artinya, ketika terjadi deviasi dari hubungan jangka panjang yang direpresentasikan vektor kointegrasi pertama, harga di Jakarta akan bereaksi berlebihan dalam jangka sangat pendek untuk kemudian mengembalikan sistem ke keseimbangan. Pola ECT negatif–signifikan dengan magnitudo besar seperti ini lazim dibaca sebagai bukti kuat adanya mekanisme koreksi dari jangka pendek ke jangka panjang (Alexander & Wyeth, 1994; Bhoomika dkk., 2025; Firmansyah dkk., 2023; Paul & Karak, 2022; Winarno dkk., 2021).

Sebaliknya, koefisien ECT Kalimantan Timur (D(LNKTM,2)) dalam CointEq1 tidak signifikan. Dalam literatur integrasi pasar, ECT yang tidak signifikan biasanya dikaitkan dengan harga yang bersifat *exogenous/weakly exogenous* terhadap vektor kointegrasi tersebut. Sehingga pasar ini dipandang sebagai *price*

driver atau *price leader* bagi wilayah lain (Alexander & Wyeth, 1994; Firmansyah dkk., 2023; Purwadi dkk., 2021; Winarno dkk., 2021). Dengan demikian, pada CointEq1, dinamika ekuilibrium jangka panjang terutama dikoreksi oleh Jakarta, sementara Kalimantan Timur lebih berperan sebagai sumber guncangan harga.

Untuk NTT dan Kalimantan Selatan, koefisien ECT di CointEq1 relatif kecil. NTT malah bertanda positif dan signifikan lemah sehingga tidak dapat ditafsirkan sebagai pelaku koreksi utama. Secara tipikal, wilayah produksi dengan akses pasar terbatas atau biaya transaksi tinggi menunjukkan kecepatan koreksi yang lambat dalam satu atau beberapa vektor kointegrasi (Bhoomika dkk., 2025; Firmansyah dkk., 2023; Paul & Karak, 2022).

CointEq2: NTT sebagai korektor lambat, Jakarta dan Kaltim kembali tidak mengoreksi

Pada CointEq2, struktur ECT bergeser. Koefisien ECT NTT ($D(LNNTT,2)$) sekitar -0,078 dan signifikan, yang berarti NTT menjadi pelaku koreksi utama terhadap deviasi yang ditangkap oleh vektor kointegrasi kedua, tetapi dengan kecepatan penyesuaian yang jauh lebih lambat (orde belasan hari). Pola seperti ini konsisten dengan pasar produksi yang terintegrasi jangka panjang, namun beradaptasi pelan karena faktor geografis, infrastruktur dan siklus produksi (Bhoomika dkk., 2025; Firmansyah dkk., 2023; Paul & Karak, 2022).

Sementara itu, ECT Jakarta pada CointEq2 justru bertanda positif (sekitar 0,647) dan signifikan. Secara ekonometrik menunjukkan bahwa persamaan Jakarta di vektor kedua tidak berperan mengoreksi deviasi, melainkan merefleksikan kombinasi dinamis lain (misalnya, Jakarta sebagai rujukan pergerakan bagi pasar lain). Konfigurasi di mana suatu pasar menjadi korektor di satu vektor kointegrasi namun tidak (bahkan bergerak menjauh) di vektor lain cukup umum dalam model dengan beberapa hubungan jangka panjang (Alexander & Wyeth, 1994; Paul & Karak, 2022; Manar, 2019).

Kalimantan Timur kembali menunjukkan koefisien ECT yang tidak signifikan di CointEq2. Kondisi ini menguatkan posisinya sebagai pasar yang tidak menyesuaikan terhadap deviasi pada dua vektor kointegrasi pertama, selaras dengan karakter *price leader* yang ditemukan di pasar beras dan kopi Indonesia (Alexander & Wyeth, 1994; Firmansyah dkk., 2023; Purwadi dkk., 2021). Kalimantan Selatan dalam CointEq2 juga tidak menunjukkan koefisien ECT yang signifikan sehingga bukan korektor utama pada hubungan jangka panjang kedua.

CointEq3: Koreksi ekstrem oleh Kalimantan Selatan, peran Jakarta melemah

Dalam CointEq3, fokus koreksi beralih kuat ke Kalimantan Selatan. Koefisien ECT Kalsel ($D(LNKSL,2)$) sekitar -1,824 dan sangat signifikan, menunjukkan *overshooting* yang sangat kuat dengan waktu penyesuaian sangat

cepat (kurang dari satu hari). Secara substantif, ini menandakan bahwa untuk jenis deviasi yang direpresentasikan oleh vektor kointegrasi ketiga (yang sangat terkait dengan blok pasar Kalimantan), Kalimantan Selatan bereaksi paling agresif dan menjadi motor koreksi jangka pendek. Literatur integrasi beras di Kalimantan menemukan bahwa satu pasar regional (misalnya Banjarmasin) dapat mendominasi penyesuaian intra-provinsi, sementara pasar lain lebih pasif (Ikhsan dkk., 2024; Sholihah & Karsinah, 2020).

Jakarta dalam CointEq3 masih memiliki ECT negatif dan signifikan namun relatif kecil (sekitar -0,224). Itu berarti Jakarta tetap ikut menyesuaikan terhadap vektor ketiga, tetapi perannya subordinat terhadap Kalimantan Selatan. Fenomena pembagian peran koreksi seperti ini, di mana satu vektor kointegrasi “dikuasai” oleh *cluster* wilayah tertentu juga muncul pada studi integrasi pasar bawang merah dan telur di Jawa Tengah (Abdussalam dkk., 2024; Bhoomika dkk., 2025; Samantha dkk., 2021).

Untuk NTT, koefisien ECT di CointEq3 tidak signifikan, sehingga provinsi ini tidak lagi tercatat sebagai pelaku koreksi terhadap deviasi yang ditangkap vektor ketiga. Kalimantan Timur konsisten tetap tidak signifikan, mempertahankan karakternya sebagai pasar yang tidak mengoreksi deviasi dalam ketiga

hubungan jangka panjang. Kondisi ini mirip posisi pasar dunia/negara besar dalam studi harga kopi dan gandum, yang bertindak sebagai pusat pembentuk harga sementara negara/pasar lain yang terkointegrasi melakukan koreksi melalui ECT negatif-signifikan (Paul & Karak, 2022; Purwadi dkk., 2021).

Hubungan Jangka Pendek Transmisi Harga Daging Sapi antar Wilayah

Koefisien jangka pendek (Tabel 7) dalam VECM merepresentasikan elastisitas transmisi harga harian antar wilayah. Signifikansi dan besarnya menunjukkan seberapa cepat dan kuat guncangan harga di satu pasar merambat ke pasar lain (Dong dkk., 2018; Firmansyah dkk., 2023; Shaffitri dkk., 2024; Suharno, 2018; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Tabel 7: Koefisien jangka pendek

Panel A: Pengaruh *Lag D(LNJKT)*

<i>Lag</i>	D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	D(LNKSL,2)	D(LNKTMT,2)
1	0,077579 (0,11758) [0,65982]	-0,147351** (0,05800) [-2,54050]	0,113802 (0,11966) [0,95101]	-0,319316 (0,32276) [-0,98932]
2	-0,006673 (0,10799) [-0,06180]	-0,123000** (0,05327) [-2,30898]	0,094273 (0,10990) [0,85777]	-0,261171 (0,29644) [-0,88103]
3	-0,017161 (0,09731) [-0,17636]	-0,114693** (0,04800) [-2,38936]	0,050142 (0,09903) [0,50631]	-0,186761 (0,26712) [-0,69917]
4	-0,007594 (0,08538) [-0,08895]	-0,098065** (0,04212) [-2,32841]	0,006759 (0,08689) [0,07778]	-0,118150 (0,23437) [-0,50411]
5	-0,013117 (0,07129) [-0,18400]	-0,081245** (0,03517) [-2,31028]	-0,051113 (0,07255) [-0,70447]	-0,041818 (0,19570) [-0,21369]
6	-0,009687 (0,05446) [-0,17788]	-0,061785** (0,02686) [-2,29995]	-0,206497*** (0,05542) [-3,72579]	0,086597 (0,14949) [0,57928]
7	0,002876 (0,03300) [0,08714]	-0,035804** (0,01628) [-2,19919]	-0,063371* (0,03359) [-1,88665]	0,200394** (0,09060) [2,21188]

Panel B: Pengaruh Lag D(LNNTT)

Lag	D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	D(LNKSL,2)	D(LNKTM,2)
1	-0,455104*** (0,08420) [-5,40505]	-0,582623*** (0,04154) [-14,0269]	0,123643 (0,08570) [1,44282]	0,023470 (0,23114) [0,10154]
2	-0,389674*** (0,09090) [-4,28696]	-0,568423*** (0,04484) [-12,6766]	0,140664 (0,09251) [1,52050]	0,235628 (0,24953) [0,94430]
3	-0,246405*** (0,09459) [-2,60490]	-0,388055*** (0,04666) [-8,31608]	0,106387 (0,09627) [1,10506]	0,236542 (0,25967) [0,91093]
4	-0,213786** (0,09381) [-2,27885]	-0,286647*** (0,04628) [-6,19397]	0,084419 (0,09548) [0,88416]	0,564168** (0,25753) [2,19069]
5	-0,183316** (0,09009) [-2,03490]	-0,287620*** (0,04444) [-6,47211]	0,102643 (0,09169) [1,11951]	-0,139670 (0,24730) [-0,56478]
6	-0,109219 (0,07959) [-1,37226]	-0,131668*** (0,03926) [-3,35354]	0,077305 (0,08100) [0,95434]	0,212951 (0,21849) [0,97466]
7	-0,098254 (0,06642) [-1,47939]	-0,111201*** (0,03276) [-3,39410]	0,050920 (0,06760) [0,75332]	-0,408253** (0,18232) [-2,23921]

Panel C: Pengaruh Lag D(LNKSL)

Lag	D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	D(LNKSL,2)	D(LNKTM,2)
1	0,243000** (0,11684) [2,07978]	-0,027738 (0,05764) [-0,48125]	0,606096*** (0,11891) [5,09693]	-0,144932 (0,32074) [-0,45187]
2	0,243321** (0,10423) [2,33456]	-0,016536 (0,05142) [-0,32162]	0,461500*** (0,10608) [4,35063]	-0,148879 (0,28611) [-0,52035]
3	0,196731** (0,09027) [2,17933]	-0,019771 (0,04453) [-0,44399]	0,369988*** (0,09187) [4,02711]	-0,233102 (0,24781) [-0,94066]
4	0,129360* (0,07655) [1,68990]	-0,022805 (0,03776) [-0,60392]	0,278943*** (0,07791) [3,58040]	-0,205909 (0,21014) [-0,97988]
5	0,090883 (0,06258) [1,45232]	-0,010726 (0,03087) [-0,34745]	0,116066* (0,06369) [1,82237]	-0,173029 (0,17179) [-1,00724]
6	0,066477 (0,04703) [1,41338]	-0,022810 (0,02320) [-0,98308]	0,073151 (0,04787) [1,52814]	-0,121994 (0,12912) [-0,94485]
7	0,046571 (0,02950) [1,57889]	-0,030408** (0,01455) [-2,08980]	0,036014 (0,03002) [1,19969]	-0,090775 (0,08097) [-1,12108]

Panel D: Pengaruh Lag D(LNKTM)

Lag	D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	D(LNKSL,2)	D(LNKTM,2)
1	-0,115631** (0,05464) [-2,11638]	0,009624 (0,02695) [0,35707]	-0,108352* (0,05561) [-1,94856]	0,818691*** (0,14998) [5,45854]
2	-0,099660** (0,04944) [-2,01578]	0,002969 (0,02439) [0,12173]	-0,097548* (0,05032) [-1,93863]	0,578162*** (0,13572) [4,25999]
3	-0,082447* (0,04330) [-1,90422]	0,004353 (0,02136) [0,20382]	-0,071119 (0,04407) [-1,61393]	0,370625*** (0,11886) [3,11826]
4	-0,065109* (0,03620) [-1,79858]	-0,002737 (0,01786) [-0,15325]	0,025010 (0,03684) [0,67883]	0,189335* (0,09937) [1,90526]
5	-0,050136* (0,02859) [-1,75355]	-0,010041 (0,01410) [-0,71190]	-0,002718 (0,02910) [-0,09342]	0,132668* (0,07849) [1,69032]
6	-0,033842 (0,02092) [-1,61794]	-0,004044 (0,01032) [-0,39189]	-0,007587 (0,02129) [-0,35637]	0,103157* (0,05742) [1,79652]
7	-0,020865* (0,01230) [-1,69688]	0,001245 (0,00607) [0,20529]	0,003137 (0,01251) [0,25064]	0,022033 (0,03375) [0,65274]

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** signifikan pada $\alpha = 5\%$, * signifikan pada $\alpha = 10\%$, *Standard errors* (), *t-statistics* [].

Pola per Wilayah

Jakarta. Terdapat hubungan negatif yang kuat dari NTT ke Jakarta di seluruh *lag* 1–7 (misalnya -0,455 pada *lag* 1), menunjukkan bahwa kenaikan harga di wilayah produksi diikuti penyesuaian berlawanan arah di pasar konsumen. Konsisten dengan mekanisme substitusi sumber pasok atau penyesuaian impor ketika harga asal naik (Firmansyah dkk., 2023; Suharno, 2018; Tiro & Lalus, 2019; Yusufadisyukur dkk., 2020). Transmisi searah dan positif dari Kalimantan Selatan ke Jakarta pada *lag* 1–4 menggambarkan keterkaitan erat antar pasar konsumen. Kondisi ini mirip transmisi produsen–konsumen pada beras dan daging sapi di Indonesia, di mana perubahan di satu pusat konsumsi cepat ditiru pasar lain (Firmansyah dkk., 2023; Shaffitri dkk., 2024; Suharno, 2018; Yusufadisyukur dkk., 2020).

NTT. Respons positif NTT terhadap harga Jakarta (*lag* 1–2) sejalan dengan model *spatial equilibrium*. Harga di pasar terminal membentuk insentif produksi dan alokasi distribusi di wilayah produsen (Firmansyah dkk., 2023; Paul & Karak, 2022; Shaffitri dkk., 2024; Soon & Whistance, 2019). Koefisien negatif signifikan pada semua *lag* harga NTT sendiri mencerminkan *mean reversion* dan volatilitas tinggi di daerah produksi, fenomena yang juga terlihat pada beras, gandum dan kedelai ketika penawaran sangat peka musim dan biaya transaksi tinggi (Paul & Karak, 2022; Sabhaya dkk., 2021; Soon & Whistance, 2019).

Kalimantan Selatan. Koefisien sekitar 0,81 pada *lag* 1 dari Jakarta ke Kalimantan Selatan menunjukkan transmisi hampir *unitary* dan sangat cepat. Kondisi ini mengonfirmasi hierarki dengan Jakarta sebagai *anchor market* yang menuntun harga regional, sebagaimana ditemukan pada hubungan Jakarta–provinsi lain untuk daging sapi dan beras (Dong dkk., 2018; Firmansyah dkk., 2023; Suharno, 2018; Yusufadisyukur dkk., 2020). Koefisien negatif dari Kalimantan Timur ke Kalimantan Selatan mengindikasikan hubungan kompetitif/substitusi pasokan dalam satu pulau, sejalan dengan temuan keterkaitan tidak sempurna antar pasar dalam pulau di Indonesia timur (Tiro & Lalus, 2019; Triatmojo & Muzayyanah, 2025; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Kalimantan Timur. Signifikansi positif *lag* Jakarta dan kuatnya efek *lag* dirinya sendiri (persistensi) menggambarkan pasar yang relatif otonom namun tetap menyerap sinyal dari pusat konsumsi. Pola yang serupa dengan pasar *hub* energi dan gandum global yang memancarkan guncangan ke wilayah lain tetapi juga menyesuaikan terhadap harga referensi internasional (Kontsevaya, 2025; Kopytin dkk., 2022; Sabhaya dkk., 2021; Zhou dkk., 2023).

Karakter Umum Transmisi Jangka Pendek.

Rentang koefisien signifikan sekitar 0,15–0,82 menandakan respons inelastis hingga mendekati satu dalam jangka pendek, sangat mirip dengan elastisitas transmisi produsen–

konsumen beras dan daging sapi di Indonesia (Firmansyah dkk., 2023; Shaffitri dkk., 2024; Suharno, 2018; Yusufadisyukur dkk., 2020). *Lag* optimal tujuh hari konsisten dengan bukti bahwa penyesuaian antarprovinsi untuk daging sapi dan komoditas pangan lain memerlukan sekitar 6–15 hari, mencerminkan waktu distribusi fisik dan difusi informasi harga (Dong dkk., 2018; Firmansyah dkk., 2023; Suharno, 2018; Tiro & Lalus, 2019; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Uji Kausalitas Granger

Pola kausalitas *Granger* antar wilayah dalam sistem ini membentuk struktur *hub–spoke* dengan hirarki jelas antara pasar produksi dan konsumsi. Sejalan dengan temuan integrasi pasar daging sapi Indonesia dan kawasan lain (Firmansyah dkk., 2023; Komalawati, dkk., 2021; Wibowo dkk., 2021; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Kausalitas Granger Pairwise (Tabel 8) – Relasi Langsung

Tabel 8: Hasil uji kausalitas *granger pairwise*

Hipotesis Nol	Obs	F-Statistic	Prob.
LNNTT does not Granger Cause LNJKT	1011	1,48896	0,1657
LNJKT does not Granger Cause LNNTT		2,26823	0,0267**
LNKSL does not Granger Cause LNJKT	1011	1,67653	0,1113
LNJKT does not Granger Cause LNKSL		11,1686	0,0000***
LNKTM does not Granger Cause LNJKT	1011	1,61956	0,1252
LNJKT does not Granger Cause LNKTM		1,01458	0,4186
LNKSL does not Granger Cause LNNTT	1011	0,87564	0,5245
LNNTT does not Granger Cause LNKSL		1,84652	0,0667*
LNKTM does not Granger Cause LNNTT	1011	1,13426	0,3361
LNNTT does not Granger Cause LNKTM		2,25117	0,0272**
LNKTM does not Granger Cause LNKSL	1011	7,56405	0,0000***
LNKSL does not Granger Cause LNKTM		1,42914	0,1854

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** signifikan pada $\alpha = 5\%$, * signifikan pada $\alpha = 10\%$.

Jakarta → Kalimantan Selatan: sangat signifikan ($p=0,0000$), menegaskan Jakarta sebagai *price leader* bagi Kalsel. Pola serupa

ditemukan untuk pengaruh pasar besar ke pasar regional pada daging sapi Indonesia dan Australia–Indonesia (Dong dkk., 2018; Firmansyah dkk., 2023; Komalawati, dkk., 2021; Yusufadisyukur dkk., 2020). Jakarta → NTT & Kaltim: tidak signifikan; menunjukkan pengaruh Jakarta tersegmentasi hanya ke sebagian pasar konsumen. Seperti juga ditemukan bahwa tidak semua produsen–konsumen daging sapi di Indonesia saling mempengaruhi secara langsung (Firmansyah dkk., 2023; Yusufadisyukur dkk., 2020). NTT → Kaltim ($p=0,0272$) dan → Kalsel ($p=0,0667$): NTT sebagai wilayah produksi utama memengaruhi pasar defisit melalui jalur pasokan. Mirip hubungan produsen Lampung/East Java → Jakarta pada studi integrasi sapi nasional (Firmansyah dkk., 2023). Kaltim → Kalsel ($p=0,0000$): menunjukkan keterkaitan kuat intra-pulau dalam pasar deficit. Seperti pola regional pada beras dan karet antarprovinsi (Andelia dkk., 2022; Ikhsan dkk., 2024).

Kausalitas dalam Kerangka VECM (Tabel 9) – Dengan Jangka Panjang

Memasukkan ECT mengubah peta kausalitas. Jakarta → Kalsel tetap sangat kuat ($\chi^2=56,76$; $p=0,0000$), *robust* di dua pendekatan. Konsisten dengan Jakarta sebagai *anchor market* konsumen (Firmansyah dkk., 2023; Wibowo dkk., 2021; Yusufadisyukur dkk., 2020). NTT → Jakarta ($p=0,0000$) dan → Kaltim ($p=0,0010$) menjadi signifikan dalam VECM, menunjukkan peran

NTT sebagai hub produksi yang memengaruhi pasar konsumen jika hubungan jangka panjang diperhitungkan. Sejalan dengan temuan bahwa produsen besar memimpin harga konsumen dalam *horizon* panjang (Dong dkk., 2018; Firmansyah dkk., 2023; Kumari dkk., 2024). *Block exogeneity* untuk NTT yaitu tidak dipengaruhi variabel lain.

Tabel 9: VEC *granger causality/block exogeneity wald tests*

<i>Dependent Variable</i>	<i>Excluded</i>	<i>Chi-sq</i>	<i>df</i>	<i>Prob.</i>
D(LNJKT,2)	D(LNNTT,2)	32,92260	7	0,0000***
	D(LNKSL,2)	11,97633	7	0,1016
	D(LNKTM,2)	8,803405	7	0,2663
	All	56,76385	21	0,0000***
D(LNNTT,2)	D(LNJKT,2)	11,74030	7	0,1093
	D(LNKSL,2)	5,434181	7	0,6064
	D(LNKTM,2)	4,027838	7	0,7762
	All	9,790348	21	0,2359
D(LNKSL,2)	D(LNJKT,2)	56,73963	7	0,0000***
	D(LNNTT,2)	8,434931	7	0,2959
	D(LNKTM,2)	10,10471	7	0,1827
	All	83,22639	21	0,0000***
D(LNKTM,2)	D(LNJKT,2)	7,936577	7	0,3377
	D(LNNTT,2)	24,36025	7	0,0010***
	D(LNKSL,2)	6,063990	7	0,5313
	All	25,95100	21	0,0006***

Catatan: *** signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** signifikan pada $\alpha = 5\%$.

Sehingga dapat bersifat *weakly exogenous* dan berfungsi sebagai *transmission channel* pasokan (Andelia dkk., 2022; Dong dkk., 2018; Kumari dkk., 2024). Kalsel tidak punya kausalitas signifikan ke pasar lain. konsisten sebagai *price taker* defisit (Andelia dkk., 2022; Ikhsan dkk., 2024; Yusufadisyukur dkk., 2020).

Implikasi Struktural: Model *Hub–Spoke*

Pola ini sejalan dengan literatur integrasi daging sapi dan komoditas pertanian lain. Pasar pusat (Jakarta, atau pasar internasional) memimpin harga konsumen regional (Dong dkk., 2018; Komalawati, dkk., 2021; Tanaka & Guo, 2020; Yusufadisyukur

dkk., 2020). Wilayah produksi besar (NTT, Lampung, Jawa Timur) *men-drive* sistem melalui jalur pasokan, terutama bila hubungan jangka panjang diperhitungkan (Firmansyah dkk., 2023; Kumari dkk., 2024; Wibowo dkk., 2021).

Uji Stabilitas Model

Uji stabilitas dilakukan dengan memeriksa akar karakteristik (*roots of characteristic polynomial*) (Tabel 10).

Tabel 10: *Roots of characteristic polynomial*

Root	Modulus
1,000000	1,000000
0,974562 - 0,096969i	0,979365
0,974562 + 0,096969i	0,979365
0,953041	0,953041
0,924652 - 0,036472i	0,925369
0,924652 + 0,036472i	0,925369
0,764673 - 0,468434i	0,897023
0,764673 + 0,468434i	0,897023

Catatan: Spesifikasi VEC mengimplikasikan 1 *unit root*.

Model VECM dinyatakan stabil jika seluruh akar berada di dalam *unit circle* ($\text{modulus} < 1$), dengan pengecualian satu *unit root* yang lazim muncul akibat spesifikasi VECM berbasis kointegrasi (Aribowo dkk., 2025; Pratiwi dkk., 2022). Dengan demikian, model VECM yang digunakan memenuhi kondisi kestabilan struktural, sehingga interpretasi terhadap hubungan kointegrasi, mekanisme *error correction*, serta hasil uji kausalitas dapat dianggap reliabel secara ekonometrik.

KESIMPULAN

Pasar daging sapi di Jakarta, NTT, Kalsel dan Kaltim terintegrasi penuh (*fully cointegrated*) dalam jangka panjang dengan empat vektor kointegrasi. Kecepatan penyesuaian harga berbeda antarwilayah: NTT

tercepat (37,89% per hari) dan Jakarta terlambat (8,76% per hari). Uji kausalitas *Granger pairwise* menunjukkan Jakarta mempengaruhi Kalsel secara signifikan, sedangkan dalam kerangka *VEC Granger causality*, NTT mempengaruhi Jakarta, Kalsel dan Kaltim. Pola kausalitas membentuk hierarki pasar: Jakarta-NTT-Kalsel/Kaltim.

REFERENSI

- Abdal, A., & Nurdin, I. 2020. Indonesia food security policy on import cattle and meat Australia years 2013-2017. *Sosiohumaniora*, 22(1). <https://doi.org/10.24198/sosiohumaniora.v22i1.23975>
- Abdussalam, M. R., Tarno, T., & Fakhriyana, D. 2024. Analisis integrasi pasar spasial harga telur ayam ras menggunakan metode vector error correction model. *Jurnal Gaussian*, 13(1). <https://doi.org/10.14710/j.gauss.13.1.240-249>
- Agus, A., & Widi, T. S. M. 2018. Current situation and future prospects for beef cattle production in Indonesia - A review. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 31(7). <https://doi.org/10.5713/ajas.18.0233>
- Agustiar, R., Triatmojo, A., & Guntoro, B. 2021. The study of local beef market structure in Jakarta, Indonesia. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 888(1).

- <https://doi.org/10.1088/1755-1315/888/1/012082>
- Alam, M. J., McKenzie, A. M., Begum, I. A., Buysse, J., Wailes, E. J., Sarkar, M. A. R., Al Mamun, A., & Van Huylenbroeck, G. 2022. Spatial market integration of rice in Bangladesh in the presence of transaction cost. *Agricultural and Food Economics*, 10(1). <https://doi.org/10.1186/s40100-022-00228-5>
- Alexander, C., & Wyeth, J. 1994. Cointegration and market integration: An application to the Indonesian rice market. *The Journal of Development Studies*, 30(2). <https://doi.org/10.1080/00220389408422317>
- Amelia, D., Suliyanto, Nugraha, G. C., & Suyono, B. C. 2025. Analysis of global economic uncertainty impact on Indonesia's financial and trade volatility using vector error correction model with exogenous variables. *Barekeng*, 19(4). <https://doi.org/10.30598/barekengvol19is4pp2963-2980>
- Ana, C. P., Lestari, T. E., & Permadi, H. 2023. TVECM to analyze the relationship between net foreign assets and currency circulation. *Barekeng*, 17(1). <https://doi.org/10.30598/barekengvol17is1pp0113-0124>
- Andelia, S. R., Antoni, M., & Adriani, D. 2022. Analisis integrasi pasar karet: Pada delapan provinsi produsen karet terbesar di Indonesia. *Ekonomi, Keuangan, Investasi Dan Syariah (EKUITAS)*, 4(1). <https://doi.org/10.47065/ekuitas.v4i1.2015>
- Aribowo, W. G., Mutmainah, & Rizkaputra, F. A. 2025. Pengaruh kualitas regulasi terhadap investasi asing di Indonesia dengan pendekatan vector error correction model (VECM) periode 2002–2022. *JAMER: Jurnal Akuntansi Merdeka*, 6(1). <https://doi.org/10.33319/jamer.v6i1.141>
- Arnanto, A., Hartoyo, S., & Rindayati, W. 2018. Analisis integrasi pasar spasial komoditi pangan antar provinsi di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*, 3(2). <https://doi.org/10.29244/jekp.3.2.2014.136-157>
- Baulch, B. 1997. Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2). <https://doi.org/10.2307/1244145>
- Bhoomika, S. M. J., Joshi, A. T., M, S., Wali, V. B., & Kumar, S. 2025. Performance of groundnut markets in Karnataka, India: An economic analysis. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*, 43(3). <https://doi.org/10.9734/ajaees/2025/v43i32703>
- Breitung, J. 2002. Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of Econometrics*, 108(2).

- [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00139-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00139-7)
- Cahyaning Pratiwi, A., Kusuma Wardhana, A., & Rusgianto, S. 2022. Application of vector error correction model on macroeconomic variables toward changes in the composite stock price index. *Daengku: Journal of Humanities and Social Sciences Innovation*, 2(2). <https://doi.org/10.35877/454ri.daengku883>
- Chopra, R., Murthy, C. R., & Rangarajan, G. 2018. Statistical tests for detecting Granger causality. *IEEE Transactions on Signal Processing*, 66(22). <https://doi.org/10.1109/TSP.2018.2872004>
- Dong, X., Waldron, S., Brown, C., & Zhang, J. 2018. Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. *Emirates Journal of Food and Agriculture*, 30(2). <https://doi.org/10.9755/ejfa.2018.v30.i2.1601>
- Faturokhman, M., Sarma, M., & Najib, M. 2015. Analisis saluran distribusi daging sapi di DKI Jakarta. *Jurnal Sains Terapan*, 5(1). <https://doi.org/10.29244/jstsv.5.1.86-101>
- Firmansyah, Maruli, P., & Harahap, A. 2023. Analysis of beef market integration between consumer and producer regions in Indonesia. *Open Agriculture*, 8(1). <https://doi.org/10.1515/opag-2022-0221>
- Ghauri, S. 2020. Revisit the relationship between two inflation indicators: Case of Pakistan. *International Journal of Experiential Learning & Case Studies*, 5(2). <https://doi.org/10.22555/ijelcs.v5i2.34>
- Giyono, G., Daryanto, A., & Indrawan, D. 2020. Dynamics of cattle fattening industry in Indonesia. *Jurnal Manajemen Dan Agribisnis*. <https://doi.org/10.17358/jma.17.3.274>
- Goletti, F., Ahmed, R., & Farid, N. 1995. Structural determinants of market integration: The case of rice markets in Bangladesh. *The Developing Economies*, 33(2). <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.1995.tb00713.x>
- Gutema, G. 2020. Spatial integration of livestock markets in Ethiopia. https://doi.org/10.1007/978-981-15-4510-8_3
- Hadi, S. N., & Chung, R. H. 2022. Estimation of demand for beef imports in Indonesia: An autoregressive distributed lag (ARDL) approach. *Agriculture*, 12(8). <https://doi.org/10.3390/agriculture12081212>
- Hailemeskel Abebe, T. 2020. The dynamics of trade liberalization and economic growth of Ethiopia: A vector error correction (VEC) model approach. *International Journal of Economic Behavior and Organization*, 8(4).

- <https://doi.org/10.11648/j.ijebo.20200804.11>
- Hecq, A., Margaritella, L., & Smeekes, S. 2023. Granger causality testing in high-dimensional VARs: A post-double-selection procedure. *Journal of Financial Econometrics*, 21(3). <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbab023>
- Herranz, E. 2017. Unit root tests. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 9(3). <https://doi.org/10.1002/wics.1396>
- Hjalmarsson, E., & Österholm, P. 2010. Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: Size distortions and partial remedies. *Empirical Economics*, 39(1). <https://doi.org/10.1007/s00181-009-0294-6>
- Ikhsan, S., Santoso, D., Ilmi, Y., & Ananda, D. E. 2024. Analyzing the spatial integration of rice market in South Kalimantan Province, Indonesia: Using vector error correction model (VECM). *Universal Journal of Agricultural Research*, 12(2). <https://doi.org/10.13189/ujar.2024.120206>
- Jumiana, W., Azhar, A., & Marsudi, E. 2018. Analisis variasi harga dan integrasi pasar vertikal cabai merah di Kabupaten Gayo Lues. *Jurnal Ilmiah Mahasiswa Pertanian*, 3(4). <https://doi.org/10.17969/jimfp.v3i4.9373>
- Komalawati, Asmarantaka, R. W., Nuralina, R., & Hakim, D. B. 2021. Volatilitas dan transmisi harga daging sapi di Indonesia: Studi kasus di Jakarta, Bandung, Semarang dan Surabaya. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 15(1). <https://doi.org/10.30908/bilp.v15i1.491>
- Komalawati, K., Malik, A., Jatuningtyas, R. K., & Wulanjari, M. E. 2021. Price transmission on the Indonesian beef market. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 788(1). <https://doi.org/10.1088/1755-1315/788/1/012209>
- Kontsevaya, S. 2025. Price transmission dynamics between natural gas and urea: A global analysis using cointegration and VECM approach. *ECONOMIC Series of the Bulletin of the L N Gumilyov ENU*, 2. <https://doi.org/10.32523/2789-4320-2025-2-252-264>
- Kopytin, I. A., Maslennikov, A. O., & Zhukov, S. V. 2022. Europe in world natural gas market: International transmission of European price shocks. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 12(3). <https://doi.org/10.32479/ijeep.12941>
- Krisna, B., Firmansyah, F., & Hoesni, F. 2021. Analisis integrasi pasar spasial harga daging sapi di Provinsi Jambi. *J-MAS (Jurnal Manajemen Dan Sains)*, 6(2). <https://doi.org/10.33087/jmas.v6i2.299>

- Kustiari, R., Sejati, W. K., & Yulmahera, R. 2018. Integrasi pasar dan pembentukan harga cabai merah di Indonesia. *Jurnal Agro Ekonomi*, 36(1). <https://doi.org/10.21082/jae.v36n1.2018.39-53>
- Liew, V. K.-S. 2021. Performances of various order selection criteria for autoregressive process. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 10(3). <https://doi.org/10.6007/ijarems/v10-i3/10448>
- Melasari, T., Guntoro, B., Muzayyanah, M. A. U., Setiyanto, A., & Qui, N. H. 2025. The role of the Camara Nusantara livestock ship in volatility and disparity of beef and cattle prices in Indonesia. *Journal of Global Innovations in Agricultural Sciences*, 13(2). <https://doi.org/10.22194/JGIAS/25.1615>
- Montaño, V. E., & Cinco, R. C. 2023. Dynamic interaction of coconut oil and crude oil prices: Insights from a vector error correction model. *International Journal of Innovative Research in Multidisciplinary Education*, 02(08). <https://doi.org/10.58806/ijirme.2023.v2i8n09>
- Mushtaq, R. 2011. Augmented Dickey Fuller test. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1911068>
- Nendissa, D. R., Anindita, R., Hanani, N., & Muhaimin, A. W. 2018. Beef market integration in East Nusa Tenggara of Indonesia. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 80(8). <https://doi.org/10.18551/rjoas.2018-08.51>
- Nurus Izaati, I., Anindita, R., & Sujarwo, S. 2020. Analysis of integration and price efficiency: A case of Indonesian cocoa beans export market. *Agricultural Social Economic Journal*, 20(2). <https://doi.org/10.21776/ub.agrise.2020.020.2.9>
- Paparoditis, E., & Politis, D. N. 2018. The asymptotic size and power of the augmented Dickey–Fuller test for a unit root. *Econometric Reviews*, 37(9). <https://doi.org/10.1080/00927872.2016.1178887>
- Paul, R. K., & Karak, T. 2022. Asymmetric price transmission: A case of wheat in India. *Agriculture*, 12(3). <https://doi.org/10.3390/agriculture12030410>
- Prakoso, L. D., Darmansah, D., Widia, T., & Hanifah, H. S. 2022. Implementasi metode moving average dalam analisis rantai pasok daging sapi di Indonesia. *JURIKOM (Jurnal Riset Komputer)*, 9(3), 623. <https://doi.org/10.30865/jurikom.v9i3.4223>
- Priyanti, A., Inounu, I., & Ilham, N. 2018. Prevention of productive cows slaughter through management of local state enterprises. *Indonesian Bulletin of Animal*

- and Veterinary Sciences, 27(2).
<https://doi.org/10.14334/wartazoa.v27i2.1405>
- Priyanto, R., Riwukore, J. R., Yani, A., Purwanto, B. P., Abdullah, L., Fuah, A. M., & Habaora, F. 2020. Analysis of dynamic system toward governor policy of Nusa Tenggara Timur about quota of beef cattle export (Case study in plantation agroecosystem of Timor Island). *Annual Research & Review in Biology*.
<https://doi.org/10.9734/arrb/2020/v35i530223>
- Purwadi, P., Widodo, S., Masyhuri, M. 2021. Hubungan harga kopi di Indonesia dengan negara eksportir utama dan importir utama: Pendekatan kointegrasi dan koreksi kesalahan. *Jurnal Dinamika Sosial*.
- Qomariah, R., Wahdi, A., Habibah, Negara, W., & Ilham, N. 2024. Mapping of beef supply chain in South Kalimantan for supporting meat supply in the new national capital area. *AIP Conference Proceedings*, 2957(1).
<https://doi.org/10.1063/5.0183986>
- Qureshi, H. 2021. Explosive roots in level vector autoregressive models and vector error correction models. *SSRN Electronic Journal*.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.3853336>
- R Lole, U., Keban, A., Sogen, J. G., & Mulyantini, N. G. A. 2021. Supply and value chain models in cattle marketing and its derivative products in East Nusa Tenggara Province. *Animal Production*.
<https://doi.org/10.20884/1.jap.2021.23.3.110>
- R Vijaya Kumari, Ramakrishna Gundu, Venkatesh Panasa, & Sreenivas Akula. 2024. Co-integration and causality analysis of castor markets in India. *Journal of Oilseeds Research*, 41(3 & 4).
<https://doi.org/10.56739/0hk7m965>
- Rahman, K. T., Akter, M., Miah, M. A. M., & Palash, M. S. 2019. Livestock market integration and price dynamics in the United States. *Bangladesh Journal of Agricultural Economics*, XL(1 & 2).
- Rahman, K. T., & Palash, M. S. 2018. Fed cattle market integration in mandatory price reporting era. *Open Agriculture*, 3(1).
<https://doi.org/10.1515/opag-2018-0038>
- Richset Riwukore, J., Yani, A., Maria Fuah, A., Abdullah, L., Priyanto, R., Priyo Purwanto, B., Purwanto, P., & Susanto, Y. 2020. Production capacity and beef consumption in the Nusa Tenggara Timur Province, Indonesia. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 19(4).
<https://doi.org/10.36478/javaa.2020.38.42>
- Riwukore, J. R., Yani, A., Fuah, A. M., Abdullah, L., Priyanto, R., Purwanto, B. P., Habaora, F., & Susanto, Y. 2021. Analysis of production capacity and consumption level of beef in East Nusa Tenggara Province of Indonesia. *Jurnal Ilmu Dan Teknologi Peternakan*, 9(1).
<https://doi.org/10.20956/jitp.v9i1.9531>

- Roy, S., & Kuma, S. 2026. Dynamics of Indian macroeconomic variables: a hac standard errors VECM approach. *Accounting*, 12(1).
<https://doi.org/10.5267/j.ac.2025.8.002>
- Sabhaya, A. G., Upadhyay, S. M., Vekariya, P. R., & Swaminathan, B. 2021. Price dynamics of domestic and international wheat markets: A vector error correction mechanism (VECM) approach. *Asian Journal of Agricultural Extension, Economics & Sociology*.
<https://doi.org/10.9734/ajaees/2021/v39i330541>
- Sahara, Utari, M. H., & Azijah, Z. 2019. Volatilitas harga bawang merah di Indonesia. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 13(2).
<https://doi.org/10.30908/bilp.v13i2.419>
- Samantha, K., Tarno, T., & Rahmawati, R. 2021. Analisis integrasi spasial pasar cabai merah keriting di Jawa Tengah dengan metode vector error correction model. *Jurnal Gaussian*, 10(2).
<https://doi.org/10.14710/j.gauss.v10i2.29007>
- Shaffitri, L. R., Suryana, E. A., & Sinuraya, J. F. 2024. Market integration and rice price transmission in Indonesia. *BIO Web of Conferences*, 119.
<https://doi.org/10.1051/bioconf/202411902007>
- Sholihah, S., & Karsinah, K. 2020. Integration of Central, East, West Java and Jakarta's shallot market. *Economics Development Analysis Journal*, 8(4).
<https://doi.org/10.15294/edaj.v8i4.35276>
- Singh, N. P., & Sharma, S. 2018. Cointegration and causality among dollar, oil, gold and Sensex across global financial crisis. *Vision*, 22(4).
<https://doi.org/10.1177/0972262918804336>
- Sirohi, J., Hloušková, Z., Bartoňová, K., Malec, K., Maitah, M., & Koželský, R. 2023. The vertical price transmission in pork meat production in the Czech Republic. *Agriculture*, 13(6).
<https://doi.org/10.3390/agriculture13061274>
- Soedjana, T. D. 2016. Penawaran, permintaan dan konsumsi produk peternakan di Indonesia. *Forum Penelitian Agro Ekonomi*, 15(1–2).
<https://doi.org/10.21082/fae.v15n1-2.1997.17-34>
- Soon, B. M., & Whistance, J. 2019. Seasonal soybean price transmission between the U.S. and Brazil using the seasonal regime-dependent vector error correction model. *Sustainability*, 11(19).
<https://doi.org/10.3390/su11195315>
- Suharno, S. 2018. Spatial market integration and price transmission of meat in Indonesia. 30th International Conference of Agricultural Economists (July 28-August 2, 2018). Vancouver.

- Sumantri, I., & Chang, H. S. 2021. Impact of imported Indian buffalo meat on red meat supply and demand in South Kalimantan, Indonesia. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 902(1). <https://doi.org/10.1088/1755-1315/902/1/012033>
- Tanaka, T., & Guo, J. 2020. International price volatility transmission and structural change: A market connectivity analysis in the beef sector. *Humanities and Social Sciences Communications*, 7(1). <https://doi.org/10.1057/s41599-020-00657-x>
- Tiro, M., & Lalus, M. F. 2019. Spatial price connectivity in marketing beef cattle in Kupang Regency, Indonesia. *Russian Journal of Agricultural and Socio-Economic Sciences*, 96(12). <https://doi.org/10.18551/rjoas.2019-12.23>
- Triatmojo, A., & Anggriani Ummul Muzayyanah, M. 2025. Cyclical dynamics of beef market price in Yogyakarta Province: A cobweb model approach. *Jurnal AGRISEP: Kajian Masalah Sosial Ekonomi Pertanian Dan Agribisnis*. <https://doi.org/10.31186/jagrisep.24.01.313-340>
- Tsiboe, F., Adaku, A. A., & Ofori-Bah, C. O. 2025. Market integration and the role of transportation and telecommunication infrastructure: Insights for agri-food value chains efficiency in Ghana. *Journal of Agricultural and Applied Economics*. <https://doi.org/10.1017/aae.2025.17>
- Tunis El Manar, U. 2019. Financial cointegration and the vector error correction model: The case of MENA countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(1).
- Usman, M., Loves, L., Russel, E., Ansori, M., Warsono, W., Widiarti, W., & Wamiliana, W. 2022. Analysis of some energy and economics variables by using VECMX model in Indonesia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 12(2). <https://doi.org/10.32479/ijeep.11897>
- Wibowo, R., Zainuddin, A., Rahman, R. Y., Setyawati, I. K., Magfiroh, I. S., & Ibanah, I. 2021. Vertical market integration for beef prices using vector error correction model (VECM) in Indonesia. *International Journal on Advanced Science, Engineering and Information Technology*, 11(3). <https://doi.org/10.18517/ijaseit.11.3.9667>
- Winarno, S., Usman, M., Warsono, Kurniasari, D., & Widiarti. 2021. Application of vector error correction model (VECM) and impulse response function for daily stock prices. *Journal of Physics: Conference Series*, 1751(1). <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1751/1/012016>
- Winarso, B. 2017. Peran angkutan laut dalam meningkatkan distribusi ternak sapi potong dari daerah produsen ke wilayah

- konsumen. *Jurnal Penelitian Pertanian Terapan*, 14(2).
<https://doi.org/10.25181/jppt.v14i2.146>
- Yenibehit, N. 2023. Market integration and price transmission analysis of foreign and Ghanaian beef and mutton markets; the effect of crude oil price and exchange rate fluctuations. *Cogent Food and Agriculture*, 9(2).
<https://doi.org/10.1080/23311932.2023.2260611>
- Yunna Mentari Indah, & Kuswandi, W. 2025. Clustering analysis for regional variations in beef production: A comparative study of hierarchical and non-hierarchical. *Statistika*, 25(1).
<https://doi.org/10.29313/statistika.v25i1.6386>
- Yussuf, Y. C. 2022. Cointegration test for the long-run economic relationships of East Africa community: Evidence from a meta-analysis. *Asian Journal of Economics and Banking*, 6(3).
<https://doi.org/10.1108/ajeb-03-2021-0032>
- Yusufadisyukur, E. O., Cramon-Taubadel, S. von, Suharno, S., & Nurmalina, R. 2020. Market integration and price transmission of beef in the archipelagic state: The case of the provinces in Indonesia. *Jurnal Manajemen Dan Agribisnis*.
<https://doi.org/10.17358/jma.17.3.265>
- Zhou, S., Gan, W., Liu, A., Jiang, X., Shen, C., Wang, Y., Yang, L., & Lin, Z. 2023. Natural gas–electricity price linkage analysis method based on benefit–cost and attention–VECM model. *Energies*, 16(10).
<https://doi.org/10.3390/en16104155>