



REPORT

2023

**ANALISIS HARGA
KOMODITAS PANGAN:
MEKANISME TRANSMISI HARGA
10 KOMODITAS TERPILIH**

**DIREKTORAT EKONOMI
KOMISI PENGAWAS PERSAINGAN USAHA**

ANALISIS HARGA PANGAN

MEKANISME TRANSMISI HARGA 10 KOMODITAS TERPILIH

DIREKTORAT EKONOMI

KOMISI PENGAWAS PERSAINGAN USAHA

TAHUN 2023



HALAMAN PENGESAHAN

Yang bertanda tangan di bawah ini, menyatakan bahwa Penelitian/Kajian dengan judul: “ANALISIS HARGA PANGAN: MEKANISME TRANSMISI HARGA 10 KOMODITAS TERPILIH” adalah hasil karya Peneliti. Dengan ini kami menyatakan dengan sesungguhnya bahwa dalam Penelitian/Kajian ini tidak terdapat keseluruhan atau sebagian tulisan orang lain yang diambil dengan cara menyalin, atau meniru dalam bentuk rangkaian kalimat atau simbol yang menunjukkan gagasan atau pendapat atau pemikiran dari penulis lain, yang kami akui seolah-olah sebagai tulisan kami sendiri, dan atau tidak terdapat bagian atau keseluruhan tulisan yang kami salin, tiru, atau yang kami ambil dari tulisan orang lain tanpa memberikan pengakuan pada penulis aslinya. Apabila Peneliti melakukan hal tersebut di atas, baik sengaja atau tidak, dengan ini kami menyatakan siap menerima segala konsekuensi sesuai dengan peraturan perundangan yang berlaku.

Bogor, 14 Oktober 2023

Yang Memberi Pernyataan,

Peneliti/Tenaga Ahli



Deri Siswara, S.E.

DAFTAR ISI

HALAMAN PENGESAHAN	3
DAFTAR ISI	4
ABSTRAK	5
BAB I. PENDAHULUAN.....	7
1.1. Latar Belakang.....	7
1.2. Tujuan Penelitian.....	10
1.3. Ruang Lingkup Penelitian	10
BAB II. LANDASAN TEORI	12
2.1. Teori Harga Transmisi (<i>Price Transmission Theory</i>)	12
2.2. Teori Pasar Terintegrasi (<i>Market Integration Theory</i>).....	13
2.3. Kajian Penelitian Terdahulu	14
BAB III. METODE PENELITIAN	17
3.1. Data.....	17
3.2. Metode Analisis Data.....	17
BAB IV. HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN	19
4.1. Pola Distribusi Komoditas di Indonesia	19
4.2. Gambaran Umum Pergerakan Harga Komoditas.....	43
4.3. Analisis Transmisi Harga dengan Model NARDL.....	74
BAB V. KESIMPULAN DAN SARAN	325
5.1. Kesimpulan.....	325
5.2. Saran.....	329
DAFTAR PUSTAKA.....	330

ABSTRAK

Mengawasi dan memahami dinamika transmisi harga antar berbagai tingkatan pasar menjadi esensial bagi Komisi Pengawas Persaingan Usaha (KPPU) dalam menjaga stabilitas harga dan perekonomian pasar. Keberlanjutan harga di berbagai lapisan pasar dan pengenalan entitas yang bertindak sebagai penyebab dan penerima respon dari fluktuasi harga merupakan informasi yang krusial untuk pengembangan kebijakan harga dan pengendalian inflasi. Penelitian ini dilakukan dengan menggunakan data harga bulanan dari 10 komoditas dari PIHPS dan mengaplikasikan analisis transmisi harga menggunakan pendekatan NARDL. Prosesnya dimulai dengan eksplorasi perkembangan harga dan kausalitasnya dan kemudian melangkah ke analisis yang lebih dalam untuk mengungkap aspek-aspek *non*-linier dari transmisi harga antar berbagai tingkat pasar.

Hasil eksplorasi awal menunjukkan sebuah dinamika di mana harga di pasar tradisional dan pedagang besar hampir selalu bergerak seiring dengan nilai yang sangat mirip di semua komoditas. Meskipun uji kausalitas *Granger* menunjukkan hubungan yang tidak signifikan antara pedagang besar dan pasar tradisional, dengan mengambil pendekatan sederhana atau naif, otoritas dapat menganggap bahwa harga di kedua pasar tersebut akan bergerak bersama saat terjadi perubahan harga. Analisis NARDL menyediakan eksplorasi yang lebih rinci mengenai transmisi harga, mencakup kajian terhadap hubungan jangka pendek dan panjang serta eksplorasi atas aspek asimetris dalam transmisi harga tersebut.

Secara spesifik, transmisi harga antara pedagang besar dan pasar modern menunjukkan adanya kointegrasi yang paling sering terjadi, mengindikasikan hubungan jangka panjang yang stabil di antara dua level pasar tersebut untuk sejumlah komoditas. Sementara itu, beberapa komoditas, seperti ayam dan beras, tampaknya dipengaruhi lebih banyak oleh dinamika permintaan, dimana perubahan harga di tingkat pasar yang lebih rendah dapat mempengaruhi perubahan harga di tingkat yang lebih tinggi. Sebaliknya, beberapa komoditas lain, seperti bawang putih dan

telur, menunjukkan indikasi yang lebih kuat dari sisi penawaran, dimana perubahan harga di tingkat pasar yang lebih tinggi mempengaruhi perubahan harga di tingkat yang lebih rendah.

Dalam konteks penelitian masa depan dan pengembangan kebijakan, penelitian ini menekankan pentingnya ketersediaan data yang memadai serta pertimbangan untuk mengimplementasikan analisis lanjutan seperti analisis *spillover* dan *connectedness* untuk memahami lebih lanjut mengenai interkoneksi antarpasar secara menyeluruh dan kompleks. Sementara itu, di level implementasi dan pembuatan kebijakan, penting bagi para pemangku kepentingan untuk mempertimbangkan hasil penelitian ini dengan catata khusus yang tersedia, dan sejalan dengan pengalaman praktis dan konteks pasar yang spesifik.

BAB I. PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Pangan merupakan kebutuhan dasar manusia yang paling utama dan pemenuhannya merupakan bagian dari hak asasi setiap manusia. Ketersediaan pangan memiliki arti dan peran yang sangat penting bagi keberlangsungan hidup suatu bangsa. Ketersediaan pangan yang lebih kecil dibandingkan kebutuhannya berpotensi menciptakan ketidakstabilan ekonomi. Berbagai gejolak sosial politik dapat juga terjadi jika ketahanan pangan terganggu. Kondisi ketersediaan pangan yang kritis bahkan dapat membahayakan stabilitas ekonomi dan nasional.

Berbagai kebijakan telah diambil Pemerintah untuk dapat menciptakan kestabilan ketersediaan pangan melalui sejumlah peraturan perundang-undangan dan turunannya. Peraturan Menteri Perdagangan Republik Inonesia No.07 Tahun 2020 tentang Harga Acuan Pembelian di Tingkat Petani dan Harga Acuan Penjualan di Tingkat Konsumen. Tujuan regulasi ini adalah untuk menjamin ketersediaan, stabilitas dan kepastian harga pangan berupa jagung, kedelai, gula, minyak goreng, bawang merah, daging sapi, daging ayam ras, dan telur ayam ras baik di tingkat petani maupun konsumen. Jika harga di tingkat petani berada di bawah harga acuan pembelian di tingkat petani, Menteri dapat menugaskan Badan Usaha Milik Negara (BUMN) untuk melakukan pembelian sesuai dengan harga acuan pembelian di tingkat petani. Apabila harga di tingkat konsumen berada di atas harga acuan penjualan di tingkat konsumen. Menteri dapat menugaskan BUMN untuk melakukan penjualan sesuai dengan harga acuan penjualan di tingkat konsumen telah mendapatkan persetujuan Menteri yang menyelenggarakan urusan di bidang BUMN.

Harga jual komoditas pangan sejauh ini masih menjadi pembahasan yang menarik dimana kenaikan harga bahan makanan dalam hal ini makanan pokok merupakan salah satu faktor yang mempengaruhi tingkat inflasi dan berimplikasi pada kestabilan perekonomian Nasional. Kenaikan

harga komoditas ini bahkan dapat memicu peningkatan angka kemiskinan di Indonesia dimana daya beli masyarakat akan berkurang.

Fenomena fluktuasi kenaikan harga pangan di Indonesia seringkali terjadi saat menjelang hari raya keagamaan. Kenaikan harga tersebut terjadi karena adanya kondisi dimana permintaan meningkat namun tidak diikuti dengan kenaikan pasokan pangan yang dipengaruhi oleh musim kemarau, serangan hama tanaman, jalur distribusi yang terhambat, harga acuan internasional dan pembatasan impor. Berdasarkan data Badan Pusat Statistik (BPS) masih terdapat sejumlah komoditas pangan yang pemenuhan ketersediaannya dipengaruhi oleh pasokan impor diantaranya:

Tabel 1 Volume impor hasil pangan Indonesia tahun 2020-2021 (dalam ribu ton)

No	Komoditas	2020	2021
1	Kedelai	2.475,29	2.489,69
2	Beras	356,29	407,74
3	Jagung	865,65	8,99

Sumber: BPS dalam Katadata, 2023

Menurut BPS, kedelai adalah komoditas pangan dengan volume impor terbesar di Indonesia. Sebagai gambaran kebutuhan kedelai Indonesia tahun 2021 sebesar 2,7 juta ton (BPS,2023), dengan demikian pemenuhan komoditas kedelai hampir 92% dipenuhi dari pasokan impor yang artinya harga komoditas ini sangat bergantung pada harga acuan internasional. Ekuilibrium pasar mengacu pada mekanisme pasar yang dapat mendorong harga pada tingkat harga ekuilibrium yaitu tingkat harga yang dihasilkan dari interaksi kekuatan permintaan dan penawaran. Ketika kondisi seimbang tanpa adanya pelanggaran/perilaku anti persaingan harga akan menjadi stabil tetapi ketika terjadi kondisi persaingan usaha tidak sehat keseimbangan harga di pasar tidak tercipta yang berdampak pada berkurangnya surplus konsumen.

Kondisi tersebut berdampak pada diperlukannya pengawasan persaingan usaha di pasar. Komisi Pengawas Persaingan Usaha sebagai pelaksana mandat Undang-Undang No.05 Tahun 1999 berwenang

melakukan penelitian tentang dugaan adanya kegiatan usaha dan atau tindakan pelaku usaha yang dapat mengakibatkan terjadinya praktek monopoli dan atau persaingan usaha tidak sehat (Pasal 36 huruf b). Undang-Undang No.05 Tahun 1999 menyebutkan “ Komisi berwenang melakukan penyelidikan dan atau pemeriksaan terhadap kasus dugaan praktek monopoli dan atau persaingan usaha tidak sehat yang dialporkan oleh masyarakat atau oleh pelaku usaha yang ditemukan oleh Komisi sebagai hasil penelitiannya”. Ketentuan lain yang berkaitan dengan kegiatan monitoring terdapat dalam Pasal 40 ayat (1) yang berbunyi: “Komisi dapat melakukan pemeriksaan terhadap pelaku usaha apabila ada dugaan terjadi pelanggaran undang-undang ini walaupun tanpa adanya laporan”.

Hasil penelitian dan pengawasan persaingan usaha sangat penting mengingat pelanggaran terhadap UU No.05 Tahun 1999 tidak semuanya dilaporkan oleh masyarakat dan atau oleh pelaku usaha, oleh karenanya KPPU secara konsisten melakukan penelitian agar tidak terjadi praktik monopoli dan persaingan usaha tidak sehat di sektor ekonomi. Penelitian ekonomi yang dilakukan KPPU adalah kegiatan yang mendukung program prioritas nasional serta pertumbuhan ekonomi. Salah satu fokus penelitian ekonomi yang dianggap vital dan perlu dilakukan adalah terkait dengan analisis harga komoditas pangan dari waktu ke waktu. Harga adalah salah satu faktor yang berperan dalam mempengaruhi keputusan perilaku ekonomi dalam kegiatan pertanian dan pemasaran komoditas pangan. Harga berperan penting karena mendorong keputusan perilaku ekonomi dalam mengalokasikan sumber daya dan output serta mendorong transmisi harga dan integrasi pasar baik secara vertikal maupun horizontal (Mayer dan Taubadel, 2004 dalam Analisis Kointegrasi Harga Cabaai Merah Keriting di Kota Pekanbaru, 2023).

Integrasi pasar horizontal diartikan sebagai besarnya suatu perubahan yang terjadi terhadap harga pada suatu pasar yang menyebabkan perubahan harga di pasar lainnya secara proporsional sedangkan integrasi pasar vertikal merupakan tingkat keterkaitan

hubungan suatu lembaga pemasaran dengan lembaga pemasaran lainnya dalam suatu rantai pemasaran. Dalam jangka panjang dapat terjadi suatu kondisi kointegrasi dimana variabel memiliki kecenderungan bergerak secara bersamaan. Disisi lain harga dapat dikatakan sebagai sinyal kelangkaan komoditas yang mengarahkan pelaku usaha ekonomi untuk mengalokasikan jumlah komoditas yang dimilikinya.

Hasil penelitian analisis harga sejumlah komoditas pangan dapat menjadi satu serangkaian analisis data yang penting dalam mendapatkan informasi lebih jauh terkait harga. Selain itu juga dapat digunakan sebagai dasar dalam pengambilan keputusan terkait adanya praktik monopoli dan persaingan usaha tidak sehat. Informasi nilai kointegrasi dapat digunakan untuk mengawasi harga komoditas pangan dengan struktur industri yang berpotensi terjadinya praktik monopoli dan persaingan usaha tidak sehat.

Kegiatan Pengawasan Persaingan Usaha merupakan bagian dari upaya penegakan hukum. Selain sebagai upaya preventif guna mencegah terjadinya persaingan usaha tidak sehat, kegiatan penelitian ini berfungsi sebagai kegiatan awal mendapatkan data-data yang berguna dalam proses penyelidikan apabila dikemudian hari pelaku usaha yang sedang diawasi melakukan tindakan pelanggaran terhadap Undang-Undang Nomor 05 Tahun 1999. Oleh Karena itu penelitian ini dipandang sangat diperlukan bagi Direktorat Ekonomi untuk melakukan analisis ekonomi berupa analisis kointegrasi harga komoditas pangan. Dalam pelaksanaan analisis ekonomi dengan cara perhitungan kointegrasi harga komoditas pangan ini, Tim akan menggunakan jasa Tenaga Ahli.

1.2. Tujuan Penelitian

Tujuan dari kegiatan analisa komoditas pangan adalah mendapatkan hasil analisa dan kesimpulan mengenai transmisi harga 10 komoditas pangan terpilih di Indonesia.

1.3. Ruang Lingkup Penelitian

1. Mengumpulkan data dan melakukan analisis mata rantai distribusi 10 komoditas pangan terpilih di Indonesia;

2. Menganalisis mekanisme transmisi harga 10 komoditas pangan terpilih di Indonesia dengan penggunaan data 5 (lima) tahun terakhir;
3. Melakukan analisis data harga pangan dengan metode statistik deskriptif dan inferensial; dan
4. Melakukan visualisasi data harga 10 komoditas pangan terpilih di Indonesia.

BAB II. LANDASAN TEORI

2.1. Teori Harga Transmisi (*Price Transmission Theory*)

Teori Harga Transmisi mendekati dinamika perubahan harga di pasar dari perspektif yang menyeluruh, memberikan pemahaman yang terperinci mengenai efek lapisan dari pergeseran harga di berbagai segmen pasar (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2004). Teori ini memainkan peran penting dalam mengkaji bagaimana fluktuasi harga, menciptakan dampak berantai yang meresap antar struktur pasar, dengan menciptakan variasi dalam pola konsumsi dan produksi.

Dengan melacak dan menganalisis perubahan harga, analisis transmisi harga menawarkan pandangan yang luas mengenai dampak yang dihasilkan oleh variasi harga pada perilaku ekonomi produsen dan konsumen (Fackler & Goodwin, 2001). Melalui pemahaman ini, pemerintah dan pembuat kebijakan dapat mengembangkan strategi yang memadai dan responsif dalam menghadapi volatilitas harga, menjamin kestabilan sektor dan melindungi pihak yang paling rentan terhadap fluktuasi harga.

Mekanisme transmisi harga secara eksplisit menjelaskan fenomena di mana perubahan harga pada level ekonomi yang lebih tinggi mempengaruhi harga pada level yang lebih rendah (misalnya, lokal) (Barrett & Li, 2002). Proses ini melibatkan serangkaian variabel dan elemen, termasuk biaya transportasi, tarif, dan berbagai biaya transaksi yang menjadi penghubung antara segmen pasar yang berbeda, menciptakan dampak yang kompleks pada struktur harga keseluruhan.

Faktor-faktor seperti infrastruktur, akses pasar, dan elastisitas permintaan dan penawaran, semuanya berkolaborasi untuk membentuk kecepatan dan magnitudo dari transmisi harga antara pasar yang berbeda (Conforti, 2004). Menganalisis dan mengerti faktor-faktor ini dalam konteks teori harga transmisi tidak hanya meningkatkan pemahaman mengenai mekanisme transmisi harga tetapi juga memberikan wawasan penting

mengenai area yang dapat dioptimalkan untuk meningkatkan efisiensi pasar.

Dengan memahami teori dan mekanisme transmisi harga, stakeholder dapat lebih efektif dalam merancang dan menerapkan strategi serta kebijakan yang bertujuan untuk mitigasi risiko dan optimisasi kinerja sektor terkait. Misalnya, produsen dapat lebih proaktif dalam merespons perubahan harga input, sementara pembuat kebijakan dapat merumuskan intervensi yang tepat untuk menstabilkan harga dan melindungi konsumen, terutama yang berada di segmen yang lebih rentan terhadap volatilitas harga.

2.2. Teori Pasar Terintegrasi (*Market Integration Theory*)

Teori Pasar Terintegrasi merujuk pada konsep dimana dua atau lebih pasar dikatakan terintegrasi jika pergerakan harga di satu pasar dapat mempengaruhi pergerakan harga di pasar lainnya (Fackler & Goodwin, 2001). Integrasi pasar esensial dalam ekonomi karena memfasilitasi aliran barang dan informasi antar pasar, memberikan petunjuk penting mengenai efisiensi distribusi sumber daya dan informasi serta memungkinkan pergerakan harga yang koheren dan sinkron di berbagai pasar.

Teori ini juga melibatkan analisis mengenai bagaimana integrasi pasar bisa mempengaruhi transmisi harga antar pasar yang terintegrasi (Barrett & Li, 2002). Kondisi ketika perubahan harga di satu pasar mendukung perubahan serupa di pasar lain menunjukkan tingkat integrasi yang tinggi dan, dengan demikian, mengindikasikan adanya mekanisme transmisi harga yang efisien antara pasar-pasar tersebut.

Faktor-faktor yang mempengaruhi integrasi pasar melibatkan berbagai aspek, termasuk infrastruktur transportasi dan komunikasi. Aksesibilitas dan kualitas infrastruktur ini secara signifikan mempengaruhi kemampuan pasar untuk terintegrasi dengan baik, sebab informasi dan barang harus dapat bergerak dengan lancar antar wilayah (Rapsomanikis, Hallam, & Conforti, 2003).

Selain itu, hambatan perdagangan dan regulasi pemerintah juga menjadi faktor penting yang mempengaruhi derajat integrasi pasar. Tarif, kuota, dan regulasi lainnya dapat menciptakan hambatan yang signifikan terhadap integrasi pasar, menghambat aliran bebas barang dan informasi dan menghancurkan mekanisme transmisi harga yang efisien (Baulch, 1997).

Memahami teori pasar terintegrasi berkontribusi pada penerapan strategi yang lebih matang dalam pengembangan kebijakan dan praktek bisnis yang berfokus pada peningkatan efisiensi pasar dan penguatan mekanisme transmisi harga. Hal ini berdampak pada stabilitas ekonomi dan pembangunan, memberikan landasan bagi pertumbuhan yang berkelanjutan dan inklusif dalam ekonomi.

Referensi:

2.3. Kajian Penelitian Terdahulu

Penelitian transmisi harga telah dilakukan diberbagai negara dan komoditas. Misal nya dalam penelitian yang dijalankan oleh Judith Hillen di Agroscope, Switzerland, fokus diletakkan pada transmisi harga vertikal di dalam rantai nilai susu dan keju di Swiss dengan metode VAER/VECM (Hillen,2021). Di negeri tersebut, terdapat perbedaan signifikan antara rantai nilai untuk produk susu dan keju, baik dari segi konsentrasi industri, tata kelola rantai nilai, maupun karakteristik produk. Studi ini merinci bagaimana harga susu ditransmisikan sepanjang rantai nilai yang berbeda tersebut. Dengan memanfaatkan data harga yang detail pada tingkat gerbang peternakan, grosir, ekspor, dan eceran, peneliti menerapkan model autoregressive vektor asimetris dan model koreksi kesalahan vektor untuk mengkaji transmisi harga vertikal dalam rantai susu dan keju Swiss. Hasilnya, bertentangan dengan sebagian besar literatur yang ada, peneliti hampir tidak menemukan hubungan harga jangka panjang dan asimetri signifikan antara tahapan dan produk yang berbeda, serta mendiskusikan alasan-alasan potensial di balik fenomena ini.

Penelitian lain yang dilaksanakan oleh Anthony N. Rezitis dan dipublikasikan dalam "Empirical Economics" volume 57, halaman 861–900 (2019) mengaplikasikan model ARDL non-linear (NARDL) pada data harga bulanan untuk menganalisis transmisi harga vertikal di antara pasar peternakan dan ritel untuk berbagai produk susu di Finlandia. Penelitian ini menghasilkan sejumlah temuan penting mengenai asimetri transmisi harga di sektor susu di negara tersebut (Rezitis, 2019). Temuan tersebut mendukung kehadiran asimetri jangka panjang untuk susu non-lemak dan susu rendah lemak, serta keju biru dan keju Emmental; asimetri jangka pendek untuk keju Edam; dan asimetri jangka pendek dan panjang untuk keju olahan dan cottage serta yogurt. Lebih lanjut, hasil menunjukkan adanya tingkat positif asimetri harga jangka panjang untuk susu non-lemak sekitar 46%, susu rendah lemak 64%, keju biru 5.2%, keju Emmental 12.4%, keju olahan 11.6%, keju cottage 9.9%, dan yogurt 8.9%. Asimetri transmisi harga jangka panjang yang positif dapat diatribusikan pada kekuatan pasar yang kuat dari pengecer makanan Finlandia, sementara transmisi harga asimetris jangka pendek, selain kekuatan pasar, dapat disebabkan oleh faktor-faktor seperti biaya penyesuaian dan menu, biaya pencarian, strategi manajemen inventaris, dan intervensi kebijakan melalui kuota susu.

Analisis mengenai transmisi harga produk susu juga pernah ada di Hongaria dilakukan oleh Marwa Ben Abdallah, Maria Fekete Farkas, dan Zoltan Lakner, seperti yang diterbitkan dalam "Agriculture" 2020, volume 10, nomor 6, halaman 217. Melalui penggunaan model NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag), peneliti menggunakan harga bulanan dalam menguji hipotesis transmisi harga asimetris antara petani dan pengecer (Ben Abdallah et al., 2020). Penelitian ini mengukur magnitudo transmisi asimetris jangka pendek dan panjang antara level harga dan validasi kointegrasi variabel dilakukan melalui uji batas dari model NARDL. Model NARDL yang telah diestimasi membuktikan adanya hubungan asimetris jangka pendek dan panjang antara harga susu produsen dan sebagian besar harga produk susu pengecer. Lebih lanjut, model juga

mengkonfirmasi adanya asimetri harga jangka panjang yang signifikan positif untuk mentega, krim mentega, krim asam, dan keju Trappista. Hasil asimetri transmisi harga jangka panjang yang positif bisa dijelaskan oleh kekuatan pasar yang kuat dari pengolah susu, yang diberikan melalui konsentrasi mereka dan absennya persaingan di pasar. Asimetri transmisi harga jangka pendek bisa dijelaskan dengan mengimplementasikan beberapa intervensi kebijakan, seperti kuota susu, yang membatasi produksi susu. Menganalisis hubungan asimetris antara harga susu produsen dan harga produk susu pengecer dapat memberikan gambaran yang jelas mengenai sektor susu dan bagaimana harga bergerak di antara pelaku pasar, menyoroti fitur kekuatan pembelian pengecer, dan perannya dalam menentukan interaksi harga pasar.

BAB III. METODE PENELITIAN

3.1. Data

Penelitian ini mengutilisasikan data harga komoditas pangan strategis yang diperoleh dari Pusat Informasi Harga Pangan Strategis (PIHPS) Nasional. PIHPS Nasional, yang telah aktif sejak tahun 2016 dan dikelola oleh Bank Indonesia, berfungsi sebagai sumber data yang integral dalam menyediakan informasi harga terkini dan terakurat mengenai berbagai komoditas pangan penting di seluruh provinsi di Indonesia. Komoditas-komoditas tersebut mencakup beras, telur ayam, daging ayam, daging sapi, cabai merah, cabai rawit, bawang merah, bawang putih, minyak goreng, dan gula pasir. Penelitian ini mengeksplorasi dinamika harga dari komoditas-komoditas tersebut di empat jenis pasar, yaitu pasar tradisional, pasar modern, pedagang besar, dan produsen, data bulanan dalam kurun waktu Maret 2018 hingga Mei 2023.

3.2. Metode Analisis Data

Transmisi harga komoditas pada penelitian ini dibagi menjadi tiga bagian hubungan antar pasar, yaitu produsen dan pedagang besar, pedagang besar dan pasar modern, serta pedagang besar dan pasar modern. Dalam rangka menganalisis transmisi harga tersebut, penelitian ini mengimplementasikan pendekatan kuantitatif dengan memanfaatkan model *Nonlinear Autoregressive Distributed Lag* (NARDL). Model ini, yang diperkenalkan oleh Shin, Yu, dan Greenwood-Nimmo (2014), memungkinkan peneliti untuk menginvestigasi aspek-aspek non-linearitas dan potensi asimetri dalam hubungan jangka panjang dan pendek antar variabel melalui pengenalan komponen positif dan negatif dari variabel prediktor. Dengan fokus pada aspek asimetris ini, penelitian ini bertujuan untuk menggali apakah magnitudo dampak perubahan harga di suatu pasar terhadap pasar lainnya bersifat sama di kedua sisi perubahan (kenaikan dan penurunan). Model umum NARDL adalah sebagai berikut.

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_y y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \pi_j x_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{y,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j-1} \psi_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \sum_{j=1}^k \omega_j \Delta x_{j,t} + \epsilon_t \psi_{j,l} = 0 \forall q_j \leq 1,$$

sebagai tambahan, $x_{j,t-1}$ dan $\Delta x_{j,t}$ dikeluarkan menjadi $x_{j,t} \forall q_j = 0$.

Tahapan analisis dimulai dengan mengeksplorasi pola distribusi harga setiap komoditas di Indonesia, kemudian dilanjutkan dengan eksplorasi data harga setiap komoditas meliputi melihat pergerakan dari waktu ke waktu, melihat hubungan antar pasar, dan kausalitas arah antar pasar dengan analisis *granger*. Selanjutnya, tahapan estimasi model NARDL meliputi uji Bound Test untuk memeriksa adanya ko-integrasi, dan pengujian asumsi terkait sifat data dan model. Penggalan lebih lanjut dilakukan untuk mengidentifikasi koefisien jangka pendek dan panjang, yang akan mengungkap karakteristik interaksi antar variabel di berbagai periode waktu. Formula seperti yang disajikan oleh Natsiopoulos dan Nickolaos Tzeremes (2023) akan digunakan untuk ekstraksi dan interpretasi koefisien tersebut.

Koefisien Jangka Pendek

$$\frac{\partial y_t}{\partial x_{j,t}} = \omega_j \quad j \in \{1, \dots, k\}$$

Koefisien Jangka Panjang

$$\frac{\partial y_{t+\infty}}{\partial x_{j,t}} = \theta_j = \frac{\pi_j}{-\pi_y} \quad j \in \{1, \dots, k\}$$

Penelitian ini juga menggunakan perangkat lunak RStudio untuk pengolahan dan visualisasi data umum serta Adobe Photoshop untuk pengoptimalan visualisasi data khusus. Validitas hasil akan terus diperiksa melalui temuan studi sebelumnya, seperti yang dilakukan oleh Mansor H. Ibrahim (2015) dan Anthony N. Rezitis (2018), guna memastikan konsistensi dan reliabilitas interpretasi data. Melalui pendekatan metodologis ini, penelitian berusaha untuk menyajikan temuan yang tidak hanya kuantitatif dan empiris tetapi juga relevan dan dapat diaplikasikan dalam konteks ekonomi dan kebijakan.

BAB IV. HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

4.1. Pola Distribusi Komoditas di Indonesia

Distribusi perdagangan adalah serangkaian kegiatan yang menghubungkan antara kegiatan produksi dan konsumsi dalam sektor ekonomi dengan tujuan agar komoditas bisa tersalurkan dari produsen hingga kepada konsumen. Kegiatan distribusi tidak bisa lepas dari peran pedagang perantara sebagai penghubung antara produsen dan konsumen, proses tersebut akan terbentuk rantai distribusi perdagangan. Peran distribusi perdagangan menjadi sangat strategis dalam perkenomian masyarakat, hal tersebut dapat terjadi karena proses distribusi melibatkan sejumlah pihak untuk dapat menjalankan proses kegiatan ekonomi pada suatu wilayah tertentu. Berdasarkan pada rantai distribusi yang telah terbentuk maka selanjutnya akan dapat digambarkan pola distribusi perdagangan yang merupakan serangkaian perpindahan komoditas mulai dari produsen hingga sampai ke tangan konsumen akhir pada wilayah tertentu. Adapun pihak yang dapat terlibat dalam distribusi perdagangan komoditas pokok di Indonesia diantaranya:

1. Pedagang Besar (*Wholesale*) merupakan kegiatan pemasaran yang mendistribusikan barang dari produsen ke pengecer atau lembaga lainnya. Pedagang besar biasanya tidak menjual barang kepada konsumen akhir (Alma, 2014:130)
2. Pedagang Eceran (*Retail*) adalah seluruh aktivitas dalam penjualan barang atau jasa langsung ke konsumen akhir untuk kebutuhan secara pribadi dan rumah tangga (Kotler, 2010:140).
3. Produsen merupakan perusahaan yang berbentuk perorangan atau badan hukum yang memproduksi barang (Permendag No. 22/M-DAG/PER/3/2016).
4. Distributor adalah pelaku usaha distribusi atas nama sendiri dan atas penunjukkan dari produsen atau *supplier* maupun importir berdasarkan perjanjian untuk melakukan kegiatan pemasaran barang (Permendag No. 22/M-DAG/PER/3/2016).

5. Subdistributor merupakan pelaku usaha yang mendistribusikan barang atas penunjukkan distributor berdasarkan perjanjian untuk melakukan kegiatan pemasaran barang (Permendag No. 22/M-DAG/PER/3/2016).
6. Agen adalah pelaku usaha yang mendistribusikan barang dan seluruh kegiatannya sebagai perantara untuk dan atas nama pihak yang menunjukkannya didasarkan pada perjanjian dalam melakukan kegiatan penjualan barang (Permendag No. 22/M-DAG/PER/3/2016).
7. Pedagang Grosir ialah pelaku usaha yang mendistribusikan dan menjual berbagai jenis barang dalam skala besar dan tidak secara eceran barang (Permendag No. 22/M-DAG/PER/3/2016).
8. Importir merupakan perseorangan, lembaga maupun badan usaha yang berbentuk badan hukum dan bukan badan hukum yang melakukan kegiatan memasukkan barang ke dalam Indonesia. (Permendag No. 48/M-DAG/PER/7/2015).
9. Exportir adalah perseorangan, lembaga maupun badan usaha yang berbentuk badan hukum atau bukan badan hukum yang melakukan kegiatan mengirim barang dari daerah pabean dalam wilayah hukum NKRI yang dilakukan sendiri maupun bersama-sama melalui perjanjian menyelenggarakan kegiatan usaha dalam bidang ekonomi dan mendapatkan pengakuan sebagai eksportir terdaftar dari Menteri Perdagangan melalui Dirjen Perdagangan Luar Negeri (Permendag No. 13/M-DAG/PER/3/2012).
10. Supermarket/swalayan adalah sarana atau tempat usaha untuk melakukan penjualan barang kebutuhan rumah tangga termasuk sembako secara eceran dan langsung kepada konsumen akhir. Biasanya supermarket atau swalayan memiliki luas lantai maksimal 4.000 m². Contoh supermarket atau swalayan yang sering ditemui di Indonesia yaitu Hero Supermarket, Superindo dan lain sebagainya.
11. Pedagang pengumpul/pengepul adalah setiap orang atau perseorangan atau badan usaha yang memiliki kegiatan usaha

melakukan pengumpulan hasil produksi usaha mikro dan usaha kecil untuk diperdagangkan (Permendag No. 73/M-DAG/per/9/2015).

A. Pola Distribusi Komoditas Daging Ayam

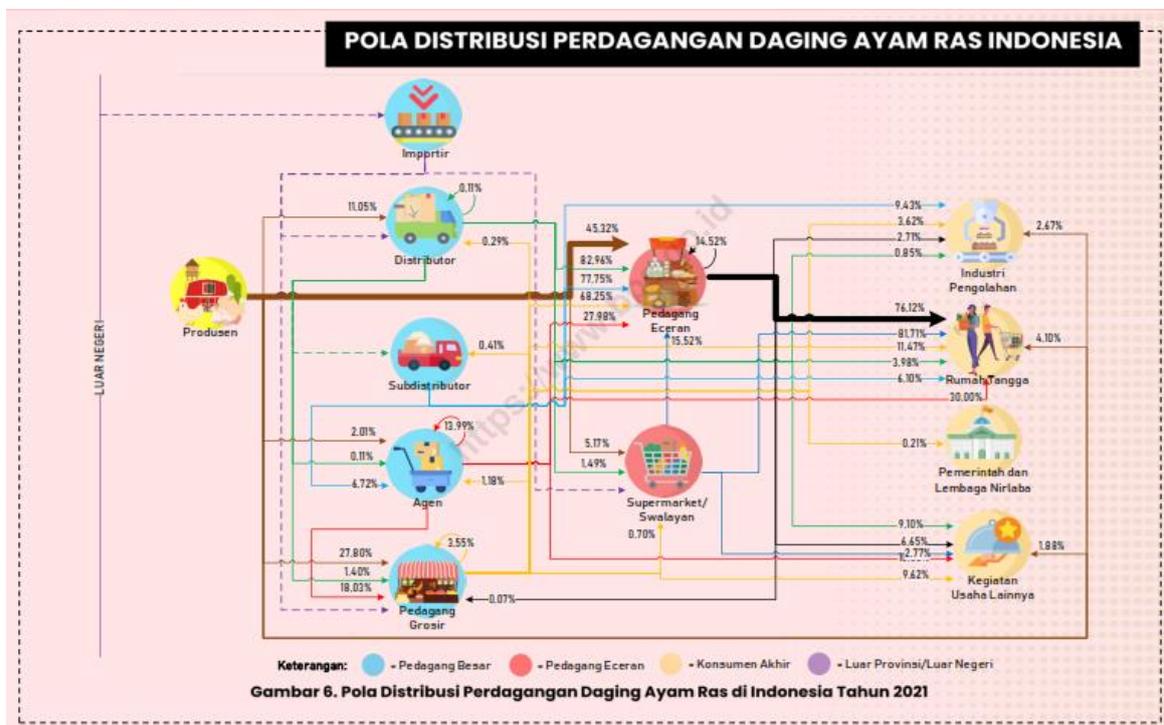
Alur perjalanan suatu komoditas perdagangan dari produsen hingga sampai ke konsumen merupakan bentuk kegiatan distribusi. Perekonomian masyarakat sangat bergantung pada peran rantai distribusi komoditas perdagangan. Pola distribusi perdagangan dapat dikatakan efisien apabila perjalanan suatu barang mulai dari produsen ke konsumen dengan biaya yang rendah, sehingga dapat memberikan hasil dan harga barang yang terjangkau kepada konsumen akhir. Menurut Dyah (2021), semakin panjang rantai distribusi yang terbentuk maka semakin banyak pula pihak yang terlibat sehingga mengakibatkan harga jual suatu komoditas akan semakin mahal.

Dikutip dari berita Antara, Kepala Badan Pusat Statistik (BPS), Suhariyanto menjelaskan bahwa daging ayam ras merupakan salah satu komoditas strategis karena daging ayam ras adalah bahan pokok yang mengandung protein dan banyak dikonsumsi oleh masyarakat di Indonesia. Hal tersebut sejalan dengan Perpres No. 71 Tahun 2015 yang menjelaskan bahwa daging ayam ras termasuk barang kebutuhan pokok hasil peternakan masyarakat di Indonesia, oleh karena itu ketersediaannya dapat mempengaruhi kesejahteraan masyarakat. Daging ayam ras sebagai komoditas strategis perlu menjaga stabilitas harga serta ketersediaan stok. Hal ini dapat dilakukan dengan memperhatikan dan menganalisis pola distribusi perdagangan daging ayam ras.

Menurut Badan Pusat Statistik hasil survei Poldis yang telah dilakukan pada tahun 2021 menunjukkan bahwa pola distribusi komoditas daging ayam ras yang terbentuk yaitu dari produsen ke konsumen akhir melibatkan sebanyak 5 pelaku usaha distribusi perdagangan (pedagang perantara) mulai dari pedagang besar (termasuk distributor, sub distributor, agen dan pedagang grosir) sampai pada pedagang eceran (termasuk pedagang eceran, supermarket atau swalayan).

Peran pedagang besar dalam menjalankan rantai distribusi daging ayam ras dapat menjual komoditasnya secara *wholesale* (pedagang besar). Pedagang eceran dalam menjalankan rantai distribusi daging ayam ras dapat menjual komoditasnya secara *retail* (eceran).

Berdasarkan hasil survei tersebut juga menunjukkan bahwa produsen dan pedagang besar menjual daging ayam ras dengan skala yang cukup banyak kepada industri pengolahan seperti pembuatan nugget, ke pemerintah dan Lembaga nirlaba dan kegiatan usaha lainnya seperti restoran, rumah makan dan *catering*. Berikut pola distribusi perdagangan daging ayam ras di Indonesia dapat dilihat pada gambar di bawah.



Gambar 1 Pola distribusi perdagangan daging ayam ras di Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Berdasarkan pada gambar di atas terdapat satu pola jalur utama pada distribusi daging ayam ras secara nasional yaitu Produsen - Pedagang Eceran - Konsumen Akhir yang digambarkan dengan garis tebal warna merah dan warna hitam. Berdasarkan pola utama distribusi daging ayam ras tersebut maka dapat dilihat bahwa banyaknya rantai atau jalur distribusi perdagangan daging sapi secara nasional dimulai dari produsen

hingga ke konsumen akhir adalah dua rantai. Pada pola tersebut melibatkan satu pedagang perantara yaitu pedagang eceran, barulah sampai kepada konsumen akhir.

B. Pola Distribusi Komoditas Bawang Merah

Bawang merah adalah salah satu varietas bawang yang populer dan memiliki ciri khas berwarna merah kulitnya. Ini adalah salah satu bahan pangan yang sering digunakan dalam masakan di seluruh dunia, termasuk Indonesia. Sebagai salah satu komoditi hortikultura yang strategis, bawang merah memiliki nilai ekonomi tinggi. Tingkat konsumsi bawang merah di Indonesia terus meningkat. Menurut data Susenas (2021), konsumsi bawang merah penduduk Indonesia rata-rata mencapai 24,91 kg/kapita/tahun. Hampir semua rumah tangga mengkonsumsi bawang merah setiap hari. Wujudnya yang berupa umbi selain untuk bumbu masak dapat pula dijadikan sebagai obat tradisional. mengandung vitamin C, kalium, serat, dan asam folat. Permintaan bawang merah akan terus meningkat seiring dengan kebutuhan masyarakat yang terus meningkat karena adanya pertambahan jumlah penduduk, semakin berkembangnya industri produk olahan berbahan baku bawang merah (bawang goreng, bumbu masak) dan pengembangan pasar. Oleh karena itu, aspek penyediaan dan distribusi bawang merah menjadi hal yang sangat penting mengingat jumlah penduduk Indonesia yang sangat besar. Pola distribusi bawang merah menjadi hal yang menarik untuk ditelaah lebih lanjut. Adapun pola utama distribusi perdagangan bawang merah nasional adalah Petani–Pedagang Pengepul–Pedagang Eceran–Konsumen Akhir (BPS, 2020)

Distribusi perdagangan komoditas bawang merah di Indonesia 2022 merupakan hasil analisis data dari Survei Pola Distribusi yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) dengan responden produsen, pedagang besar, dan pedagang eceran di 34 provinsi yang meliputi 343 kabupaten/kota. Survei ini bertujuan untuk menggambarkan pola distribusi perdagangan, pola utama, dan Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) secara nasional maupun regional.



Gambar 2 Pola distribusi perdagangan bawang merah di Indonesia

Berdasarkan hasil survei, pola distribusi perdagangan bawang merah di Indonesia 2022 dapat dibagi menjadi empat kelompok, yaitu: (1) produsen langsung ke konsumen akhir, (2) produsen ke pedagang besar lalu ke konsumen akhir, (3) produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dan (4) produsen ke pedagang eceran langsung ke konsumen akhir. Pola utama yang terjadi adalah pola ketiga, yaitu produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dengan persentase sebesar 62,38 persen dari total volume bawang merah yang didistribusikan.

Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) adalah selisih antara harga jual dan harga beli ditambah biaya pengangkutan yang dikeluarkan oleh setiap pelaku perdagangan. MPP bawang merah di Indonesia 2022 rata-rata sebesar Rp 7.664 per kg, dengan rincian sebagai berikut: MPP produsen sebesar Rp 1.021 per kg, MPP pedagang besar sebesar Rp 3.177 per kg, dan MPP pedagang eceran sebesar Rp 3.466 per kg. MPP tertinggi

terjadi di wilayah Papua dengan rata-rata sebesar Rp 18.413 per kg, sedangkan MPP terendah terjadi di wilayah Jawa Timur dengan rata-rata sebesar Rp 4.686 per kg.

Faktor-faktor yang mempengaruhi distribusi perdagangan komoditas bawang merah di Indonesia 2022 antara lain adalah: (1) kondisi geografis dan infrastruktur yang berbeda-beda di setiap wilayah, (2) variasi kualitas dan jenis bawang merah yang diproduksi dan dikonsumsi oleh masyarakat, (3) fluktuasi harga bawang merah di pasar domestik dan internasional, (4) kebijakan pemerintah terkait stok, impor, subsidi, dan regulasi perdagangan bawang merah, dan (5) perilaku dan preferensi konsumen terhadap bawang merah.

Distribusi perdagangan komoditas bawang merah di Indonesia 2022 merupakan salah satu indikator penting untuk mengukur kinerja sektor hortikultura dan pangan di Indonesia. Data distribusi perdagangan bawang merah dapat digunakan sebagai dasar untuk merumuskan strategi dan kebijakan yang tepat untuk meningkatkan efisiensi, kesejahteraan, dan ketahanan pangan nasional. Oleh karena itu, survei pola distribusi bawang merah perlu dilakukan secara berkala dan menyeluruh untuk mendapatkan informasi yang akurat dan aktual.

C. Pola Distribusi Komoditas Bawang Putih

Bawang putih adalah salah satu jenis tanaman umbi-umbian yang memiliki bau dan rasa yang khas. Bawang putih biasanya digunakan sebagai bumbu masakan untuk memberikan aroma dan rasa yang kuat pada makanan. Bawang putih menjadi salah satu kebutuhan dasar di berbagai negara, termasuk di Indonesia. Dari sisi kesehatan, bawang putih memiliki sifat antimikroba dan antioksidan yang dapat membantu melawan infeksi dan menjaga kesehatan. Bawang putih juga diketahui memiliki sifat anti inflamasi yang dapat membantu mengurangi peradangan dalam tubuh. Selain itu, bawang putih juga digunakan dalam pengobatan tradisional di Indonesia. Bawang putih dipercaya memiliki efek penurun tekanan darah dan kolesterol, serta dapat membantu

melancarkan peredaran darah. Banyaknya manfaat yang dimiliki membuat bawang putih menjadi salah satu bahan makanan yang banyak digunakan dalam masakan Indonesia. Bawang putih digunakan dalam berbagai hidangan, mulai dari tumis sayuran, sambal, hingga masakan daging. Kehadiran bawang putih dalam masakan memberikan cita rasa khas dan meningkatkan kenikmatan makanan. Bawang putih juga memiliki daya tahan yang baik dan dapat disimpan dalam jangka waktu yang lama. Hal ini membuat bawang putih menjadi bahan makanan yang mudah diakses dan digunakan oleh masyarakat Indonesia dalam kehidupan sehari-hari.

Distribusi perdagangan komoditas bawang putih di Indonesia 2022 merupakan hasil analisis data dari Survei Pola Distribusi yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) dengan responden produsen, pedagang besar, dan pedagang eceran di 34 provinsi yang meliputi 343 kabupaten/kota. Survei ini bertujuan untuk menggambarkan pola distribusi perdagangan, pola utama, dan Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) secara nasional maupun regional.

Berdasarkan hasil survei, pola distribusi perdagangan bawang putih di Indonesia 2022 dapat dibagi menjadi empat kelompok, yaitu: (1) produsen langsung ke konsumen akhir, (2) produsen ke pedagang besar lalu ke konsumen akhir, (3) produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dan (4) produsen ke pedagang eceran langsung ke konsumen akhir². Pola utama yang terjadi adalah pola ketiga, yaitu produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dengan persentase sebesar 57,81 persen dari total volume bawang putih yang didistribusikan.

Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) adalah selisih antara harga jual dan harga beli ditambah biaya pengangkutan yang dikeluarkan oleh setiap pelaku perdagangan. MPP bawang putih di Indonesia 2022 rata-rata sebesar Rp 16.358 per kg, dengan rincian sebagai berikut: MPP produsen sebesar Rp 1.778 per kg, MPP pedagang besar sebesar Rp 7.217 per kg, dan MPP pedagang eceran sebesar Rp 7.363 per kg. MPP tertinggi

terjadi di wilayah Papua dengan rata-rata sebesar Rp 32.895 per kg, sedangkan MPP terendah terjadi di wilayah Jawa Barat dengan rata-rata sebesar Rp 10.591 per kg.

Faktor-faktor yang mempengaruhi distribusi perdagangan komoditas bawang putih di Indonesia 2022 antara lain adalah: (1) kondisi geografis dan infrastruktur yang berbeda-beda di setiap wilayah, (2) variasi kualitas dan jenis bawang putih yang diproduksi dan dikonsumsi oleh masyarakat, (3) fluktuasi harga bawang putih di pasar domestik dan internasional, (4) kebijakan pemerintah terkait stok, impor, subsidi, dan regulasi perdagangan bawang putih, dan (5) perilaku dan preferensi konsumen terhadap bawang putih.

Distribusi perdagangan komoditas bawang putih di Indonesia 2022 merupakan salah satu indikator penting untuk mengukur kinerja sektor hortikultura dan pangan di Indonesia. Data distribusi perdagangan bawang putih dapat digunakan sebagai dasar untuk merumuskan strategi dan kebijakan yang tepat untuk meningkatkan efisiensi, kesejahteraan, dan ketahanan pangan nasional. Oleh karena itu, survei pola distribusi bawang putih perlu dilakukan secara berkala dan menyeluruh untuk mendapatkan informasi yang akurat dan aktual.

Hambatan-hambatan tersebut berpotensi menyebabkan turunnya produksi bawang putih dalam negeri yang menyebabkan pemerintah Indonesia perlu melakukan impor bawang putih dari luar negeri, demi menjaga ketersediaan dan kestabilan harga bawang putih dalam negeri. Pada tahun 2022, Indonesia mengimpor sebagian besar bawang putih yang dikonsumsi. Hal ini disebabkan oleh produksi bawang putih dalam negeri yang tidak mencukupi untuk memenuhi permintaan domestik yang tinggi. Beberapa faktor lain yang menyebabkan pemerintah Indonesia melakukan impor bawang putih antara lain fluktuasi produksi dalam negeri, permintaan yang terus meningkat, dan kebutuhan untuk menjaga stabilitas pasokan dan harga di pasar domestik.

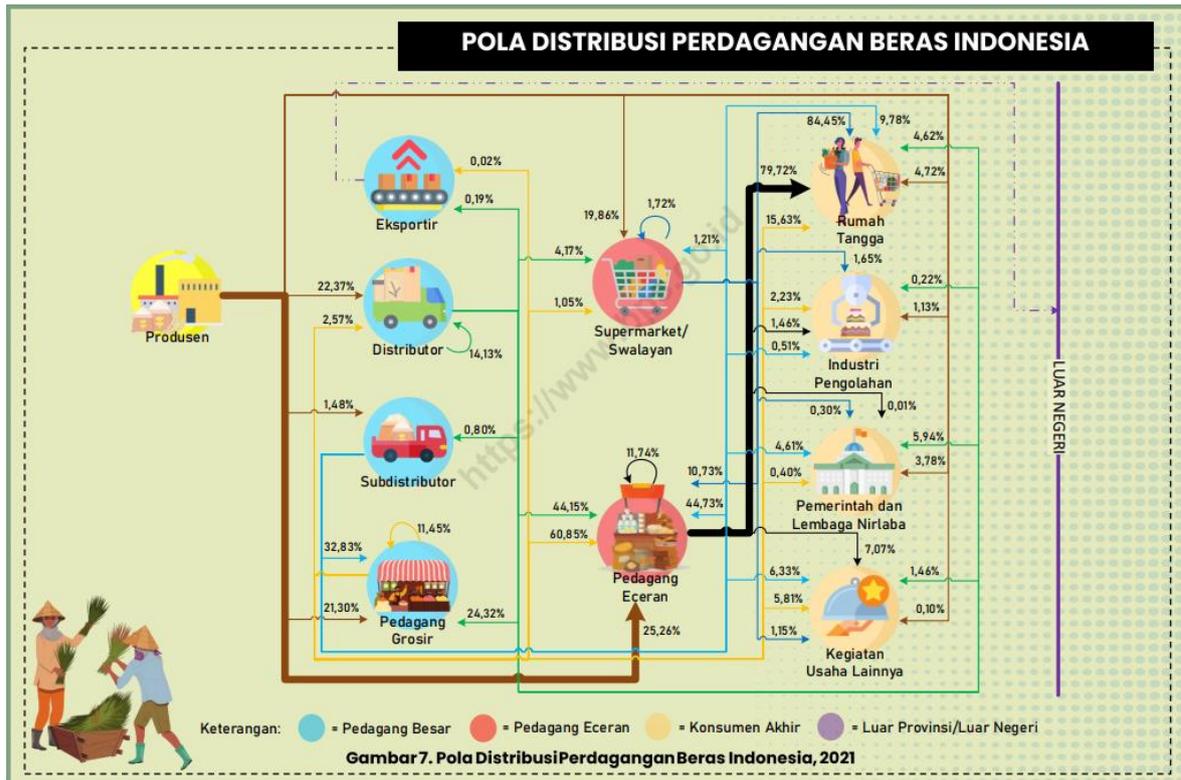
Negara-negara yang menjadi asal impor bawang putih oleh pemerintah Indonesia dapat bervariasi dari tahun ke tahun. Namun, beberapa negara yang umumnya menjadi pemasok bawang putih impor untuk Indonesia antara lain:

- Tiongkok: Tiongkok merupakan salah satu produsen bawang putih terbesar di dunia dan sering menjadi sumber impor bawang putih bagi Indonesia.
- India: India juga merupakan produsen bawang putih yang signifikan dan dapat menjadi pemasok impor bagi Indonesia.
- Thailand: Thailand juga menghasilkan bawang putih yang diekspor ke Indonesia.
- Vietnam: Vietnam juga merupakan negara yang mengimpor bawang putih ke Indonesia.
- Argentina: Argentina juga tercatat sebagai salah satu negara yang menjadi pemasok bawang putih impor untuk Indonesia.

D. Pola Distribusi Komoditas Beras

Beras adalah salah satu komoditas pangan utama di Indonesia yang memiliki peran penting dalam perekonomian dan kesejahteraan masyarakat. Beras diproduksi oleh jutaan petani di seluruh wilayah Indonesia, dan didistribusikan melalui berbagai jalur perdagangan hingga mencapai konsumen akhir

Distribusi perdagangan komoditas beras di Indonesia 2022 merupakan hasil analisis data dari Survei Pola Distribusi yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) dengan responden produsen, pedagang besar, dan pedagang eceran di 34 provinsi yang meliputi 343 kabupaten/kota. Survei ini bertujuan untuk menggambarkan pola distribusi perdagangan, pola utama, dan Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) secara nasional maupun regional.



Gambar 3 Pola distribusi perdagangan beras di Indonesia

Berdasarkan hasil survei, pola distribusi perdagangan beras di Indonesia 2022 dapat dibagi menjadi empat kelompok, yaitu: (1) produsen langsung ke konsumen akhir, (2) produsen ke pedagang besar lalu ke konsumen akhir, (3) produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dan (4) produsen ke pedagang eceran langsung ke konsumen akhir. Pola utama yang terjadi adalah pola ketiga, yaitu produsen ke pedagang besar lalu ke pedagang eceran kemudian ke konsumen akhir, dengan persentase sebesar 54,16 persen dari total volume beras yang didistribusikan.

Margin Perdagangan dan Pengangkutan (MPP) adalah selisih antara harga jual dan harga beli ditambah biaya pengangkutan yang dikeluarkan oleh setiap pelaku perdagangan. MPP beras di Indonesia 2022 rata-rata sebesar Rp 1.171 per kg, dengan rincian sebagai berikut: MPP produsen sebesar Rp 112 per kg, MPP pedagang besar sebesar Rp 519 per kg, dan MPP pedagang eceran sebesar Rp 540 per kg. MPP tertinggi terjadi di

wilayah Papua dengan rata-rata sebesar Rp 3.136 per kg, sedangkan MPP terendah terjadi di wilayah Sumatera Utara dengan rata-rata sebesar Rp 633 per kg.

Faktor-faktor yang mempengaruhi distribusi perdagangan komoditas beras di Indonesia 2022 antara lain adalah: (1) kondisi geografis dan infrastruktur yang berbeda-beda di setiap wilayah, (2) variasi kualitas dan jenis beras yang diproduksi dan dikonsumsi oleh masyarakat, (3) fluktuasi harga beras di pasar domestik dan internasional, (4) kebijakan pemerintah terkait stok, impor, subsidi, dan regulasi perdagangan beras, dan (5) perilaku dan preferensi konsumen terhadap beras.

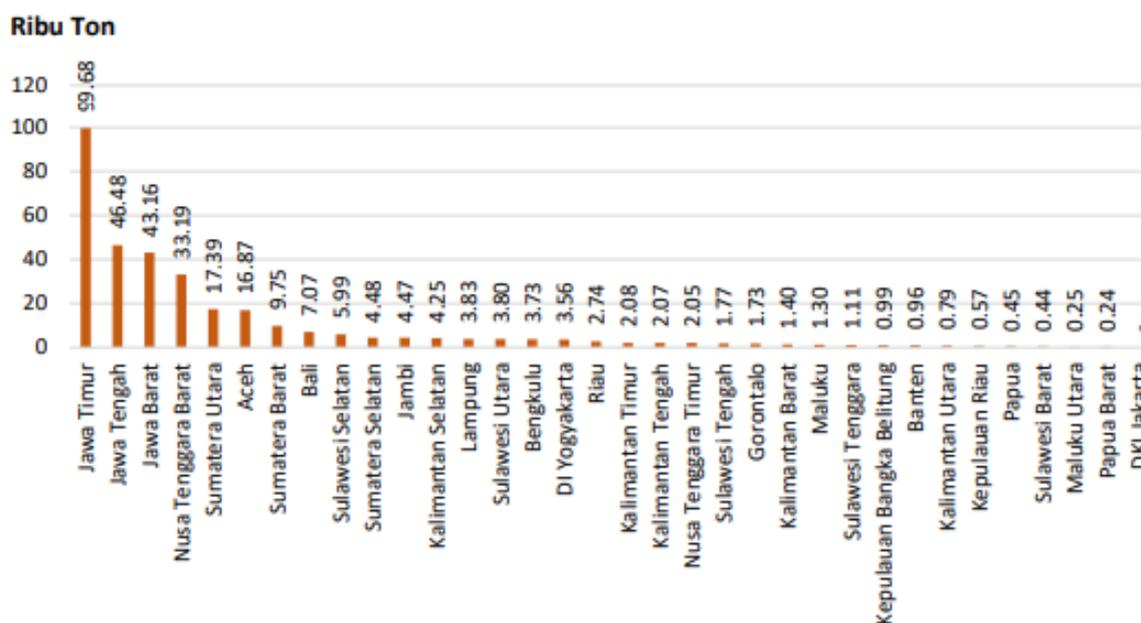
Distribusi perdagangan komoditas beras di Indonesia 2022 merupakan salah satu indikator penting untuk mengukur kinerja sektor pertanian dan pangan di Indonesia. Data distribusi perdagangan beras dapat digunakan sebagai dasar untuk merumuskan strategi dan kebijakan yang tepat untuk meningkatkan efisiensi, kesejahteraan, dan ketahanan pangan nasional. Oleh karena itu, survei pola distribusi beras perlu dilakukan secara berkala dan menyeluruh untuk mendapatkan informasi yang akurat dan aktual.

E. Pola Distribusi Komoditas Cabai Merah dan Cabai Rawit

Baik cabai merah maupun cabai rawit merupakan salah satu komoditas yang dikategorikan sebagai komoditas bahan makanan dengan tingkat fluktuasi harga yang relative tinggi (*volatile food*). Cabai juga merupakan salah satu yang memberikan kontribusi besar dalam komponen harga yang diatur oleh pemerintah (*administered prices*). Hal tersebut dapat berpengaruh terhadap inflasi dalam skala besar dibandingkan dengan komoditas lain dalam kelompok yang sama. Saat permintaan cabai banyak namun stok masih kurang maka dapat membuka peluang adanya inflasi. Hal tersebut sering terjadi ketika momen hari raya atau faktor cuaca yang kurang mendukung sehingga hasil panen cabai menjadi berkurang atau kualitas panen menurun. Sehingga disinilah peran

pemerintah harus dapat memperhatikan dan mengantisipasi agar tidak terjadi atau mengurangi inflasi.

Cabai rawit merupakan komoditas tanaman pangan yang turut penopang sektor pertanian dan berperan penting dalam pemenuhan pangan nasional. Menurut Tim Badan Pusat Statistik, terdapat tiga provinsi di Indonesia sebagai sentra utama penghasil cabai rawit yaitu Jawa Timur sebesar 99,68 ribu ton, Jawa Tengah sebesar 46.48 ribu ton dan Jawa Barat sebesar 43,16 ribu ton. Cabai rawit merupakan komoditas pokok yang dibutuhkan oleh masyarakat untuk konsumsi rumah tangga maupun industri pangan seperti pabrik pembuatan saus cabai, rumah makan, restoran, *catering* dan lain sebagainya. Berikut adalah grafik jumlah produksi cabai rawit di Indonesia tahun 2020.



Gambar 4 Produksi cabai rawit di Indonesia Januari-April 2020

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Menurut BPS, rata-rata konsumsi cabai rawit masyarakat Indonesia per kapita per bulan pada tahun 2019 adalah sebesar 0,15 kg sedangkan total konsumsi selama tahun 2019 mencapai 533,35 ribu ton. Jumlah ini lebih besar dari pada konsumsi cabai hijau dan cabai merah. Artinya

komoditas cabai rawit sangat dibutuhkan oleh masyarakat dibandingkan dengan kebutuhan cabai merah.

Tak kalah penting, cabai merah juga turut menjadi penyumbang komoditas strategis dari sektor pertanian. Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) dari hasil survei yang telah dilakukan pada tahun 2022 menunjukkan bahwa dalam proses distribusi cabai merah di Indonesia tahun 2021 melibatkan beberapa pelaku usaha perdagangan (pedagang perantara), baik dari yang level pedagang besar seperti pedagang pengepul, distributor, dan pedagang grosir, dan pedagang eceran seperti supermarket/swalayan dan pedagang eceran/*retail*. Dalam menjalankan perannya, pedagang besar menjadi perantara di bagian hulu, sedangkan pedagang eceran bertugas sebagai perantara di bagian hilir dalam alur distribusi cabai merah hingga sampai ke tangan konsumen akhir. Konsumen akhir yang menggunakan cabai merah dinataranya adalah industri saus cabai, pemerintah, lembaga nirlaba dan kegiatan usaha lain termasuk hotel, restoran, warung makan, *catering*, rumah sakit dan lain sebagainya. Seluruh kebutuhan cabai dalam negeri telah terpenuhi sehingga pada proses alur distribusi tidak memerlukan importir untuk dapat memenuhi kebutuhan konsumen. Berikut pola distribusi perdagangan cabai merah secara nasional dapat dilihat pada gambar 4. dibawah ini.



Gambar 5 Pola distribusi perdagangan cabai merah Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Berdasarkan data pada gambar di atas tergambar pola distribusi cabai merah nasional. Pada prinsipnya pola distribusi cabai merah dan cabai rawit sama karena merupakan hasil komoditas dari sektor pertanian masyarakat dan merupakan tanaman pangan yang sejenis. Terdapat satu pola utama dengan tiga rantai distribusi cabai secara nasional yaitu produsen – pedagang pengepul – pedagang eceran - konsumen akhir. Pada pola distribusi tersebut melibatkan dua pedagang perantara diantaranya adalah pedagang pengepul dan pedagang eceran. Pada pola tersebut dapat dijelaskan bahwa alur distribusi cabai yang berasal dari produsen kemudian dijual ke pedagang pengepul. Cabai yang sudah sampai di pengepul kemudian didistribusikan ke pedagang eceran kemudian didistribusikan lagi hingga sampai ke konsumen akhir yaitu rumah tangga.

F. Pola Distribusi Komoditas Daging Sapi

Pola distribusi komoditas perdagangan merupakan gambaran dari rantai atau jalur perjalanan suatu komoditas mulai dari produsen hingga sampai ke tangan konsumen akhir yang tentunya melibatkan pihak atau

pelaku kegiatan perdagangan. Komoditas daging sapi merupakan komoditas strategis dimana sering dikonsumsi oleh masyarakat di Indonesia. Komoditas daging sapi yang diteliti dalam penelitian ini merupakan bagian sapi yang layak dikonsumsi oleh manusia berupa daging dengan dan tanpa tulang, daging segar maupun daging beku (*frozen*), tidak termasuk kepala, jeroan, kulit, tulang serta lemak. Permintaan komoditas daging sapi terus meningkat setiap tahunnya seiring dengan meningkatnya jumlah penduduk di Indonesia. Kebutuhan daging sapi di Indonesia masih kurang sehingga masih harus mengimpor dari berbagai negara untuk memenuhi kebutuhan daging sapi tersebut. Menurut Badan Pusat Statistik pada tahun 2018 Indonesia mengimpor daging sapi baik berupa daging segar maupun beku (*frozen*) sekitar 160 ribu ton. Kekurangan pasokan daging sapi ini secara langsung berdampak pada harga daging sapi dimana setiap tahunnya mengalami peningkatan. Harga daging sapi yang meningkat diindikasikan karena adanya masalah pada proses pendistribusian komoditas mulai dari produsen hingga ke konsumen akhir.

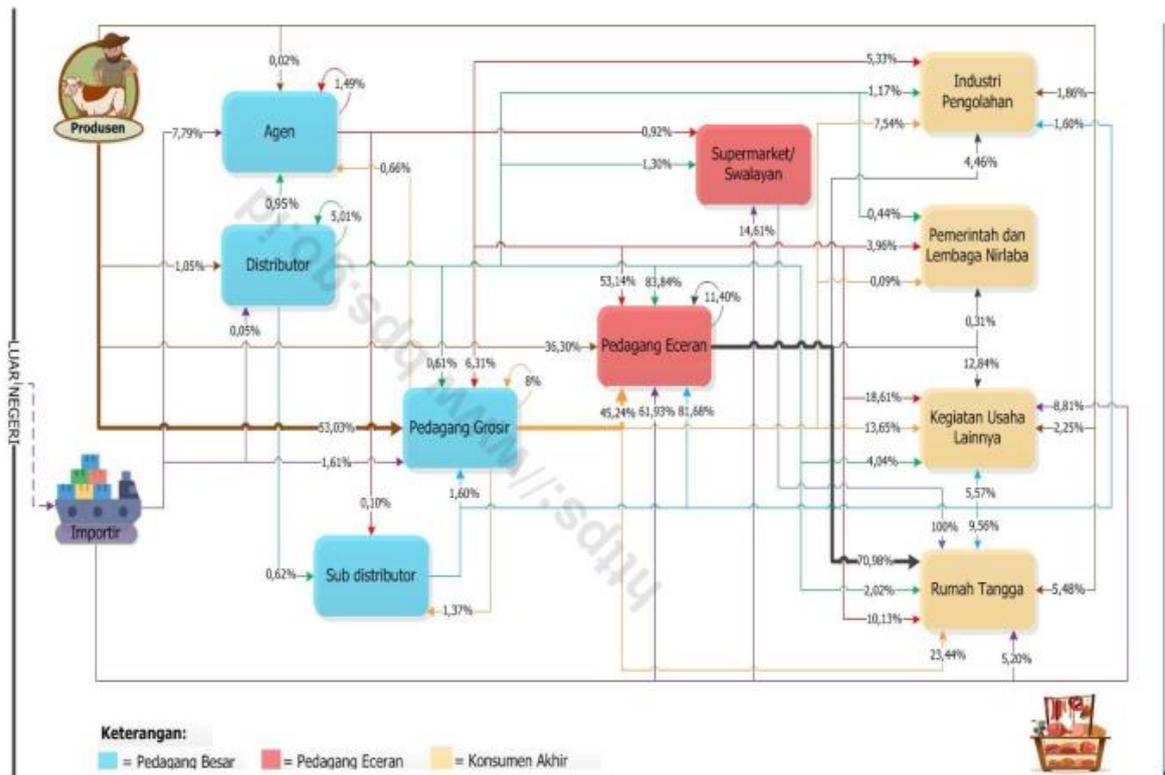
Pendistribusian daging sapi melibatkan pelaku usaha baik dari perorangan maupun dari badan usaha tertentu yang menjalankan kegiatan distribusi komoditas ini. Menurut hasil survei Poldis tahun 2018, menunjukkan persentase pelaku usaha komoditas daging sapi di Indonesia terdiri dari 43,08% adalah pedagang eceran, 30,96% adalah pedagang grosir, 11,33% merupakan produsen, 6,19% distributor, 1,58% importir, 0,40% sub distributor dan 0,13% supermarket.



Gambar 6 Pelaku usaha komoditas daging sapi Indonesia (persen)

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Menurut Badan Pusat Statistik hasil survei yang telah dilakukan pada tahun 2019 menunjukkan bahwa pola distribusi komoditas daging sapi melibatkan pelaku usaha mulai dari produsen, pedagang besar (termasuk importir), hingga pedagang eceran. Pada pola distribusi perdagangan komoditas daging sapi, pelaku usaha distributor, agen dan pedagang grosir memiliki peran yang cukup penting dalam rantai distribusi daging sapi. Hal ini terjadi karena ketiga pelaku usaha tersebut memiliki jaringan penjualan yang mampu menjangkau ke seluruh fungsi kelembagaan yang terlibat. Pasokan daging sapi dari importir, distributor, agen maupun pedagang grosir selanjutnya akan dijual kepada pedagang eceran. Berdasarkan jalur tersebut, penjualan dari importir ke pedagang eceran lebih banyak dilakukan dengan persentase sebanyak 62%, sedangkan pasokan daging sapi dari produsen yang dijual ke pedagang grosir adalah sebesar 53,3%. Kemudian pasokan daging sapi dari pedagang grosir ke pedagang eceran sebesar 45,24%. Sementara pasokan daging sapi dari pedagang eceran ke sesama pedagang eceran, industri pengolahan, pemerintah dan lembaga nirlaba maupun kegiatan usaha lain, rumah tangga sebesar 70,98%.



Gambar 7 Pola distribusi perdagangan daging sapi Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Berdasarkan pada gambar di atas dapat dilihat dua pola jalur utama pada distribusi daging sapi secara nasional yaitu:

1. Produsen, Pedangang Grosir, Pedangang Eceran, Konsumen Akhir

Komoditas daging sapi dari produsen dijual kepada pedangang grosir yang tergolong dalam pedangang besar kemudian dijual ke pedangang eceran dan terakhir dijual ke konsumen akhir yaitu rumah tangga.

2. Luar Negeri, Importir, Pedangang Eceran, Kosumen Akhir

Komoditas daging sapi yang berasal dari luar negeri yang dibeli oleh importir kemudian dijual kepada pedangang eceran dan terakhir dijual ke konsumen akhir.

Berdasarkan dua pola utama distribusi daging sapi diatas maka dapat dilihat bahwa banyaknya rantai atau jalur distribusi perdagangan daging sapi secara nasional dimulai dari produsen hingga ke konsumen akhir adalah tiga rantai. Pada pola yang pertama melibatkan dua pedangang

perantara yaitu pedagang grosir dan pedagang eceran barulah sampai kepada konsumen akhir. Pada pola yang kedua juga melalui tiga rantai yaitu melibatkan pedagang prantara yaitu importir dan pedagang eceran dan kemudian baru sampai kepada konsumen akhir.

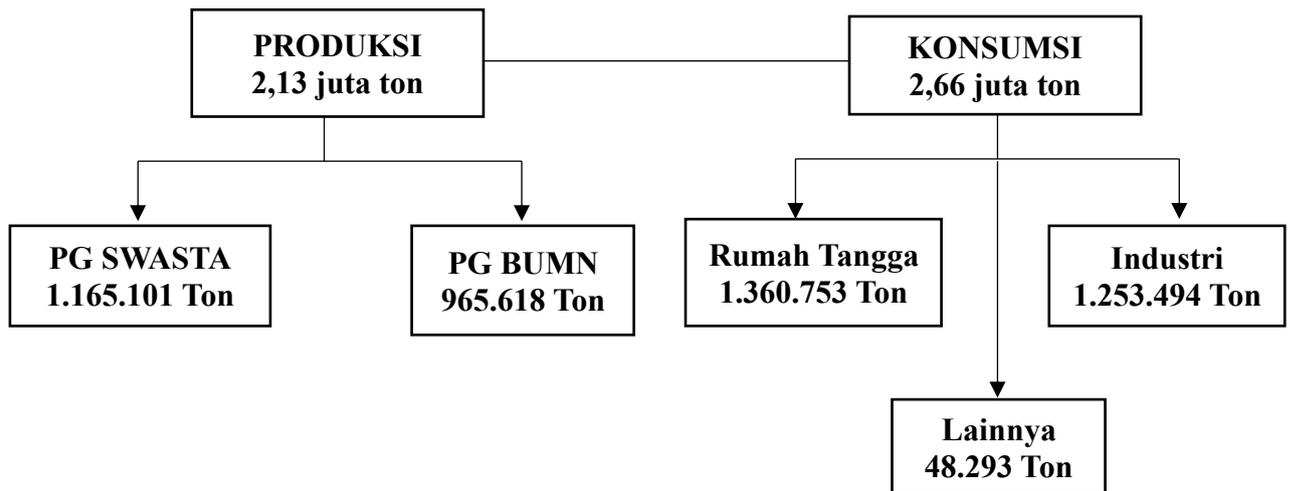
Rantai distribusi komoditas daging sapi diatas berpotensi menjadi rantai distribusi yang panjang. Hal tersebut perlu adanya perhatian dari pemerintah Indonesia untuk dapat menstabilkan harga daging sapi di Indonesia. Pemerintah Indonesia sudah seharusnya dapat memotong rantai distribusi tersebut menjadi lebih pendek, dapat dilakukan dengan cara menarik secara langsung pasokan daging sapi dari *feedloter* (penggemukan sapi hidup) ke dalam koperasi-koperasi para kelompok peternak sapi.

G. Pola Distribusi Komoditas Gula Pasir

Kebutuhan komoditas domestik pada setiap wilayah di Indonesia harus tetap terpenuhi. Salah satu kebutuhan domestik tersebut adalah kebutuhan gula pasir karena semua makanan dan masakan di Indonesia mayoritas menggunakan bahan gula pasir. Maka dari itu gula pasir digolongkan sebagai salah satu bahan pangan pokok sesuai dengan Perpres 71 tahun 2015 jo. 59 tahun 2020. Kebutuhan bahan pokok ini rentan adanya fluktuasi harga yang diakibatkan oleh ketidakseimbangan antara produksi dan konsumsi gula pasir serta biaya distribusi gula pasir di Indonesia. Saat harga gula pasir tinggi tentu akan berdampak pada konsumen.

Seperti yang sudah disampaikan sebelumnya oleh Suhariyanto (Kepala Badan Pusat Statistik), gula pasir merupakan salah satu komoditas startegis nasional. Menurut Badan Pusat Statistik dari data tahun 2020, adanya ketidaksimbangan antara produksi dan konsumsi gula pasir di Indonesia, sehingga stok gula nasional masih belum dapat untuk memenuhi kebutuhan gula dalam negeri. Gula pasir dikonsumsi langsung oleh rumah tangga, rumah makan, dan industri perhotelan, industri

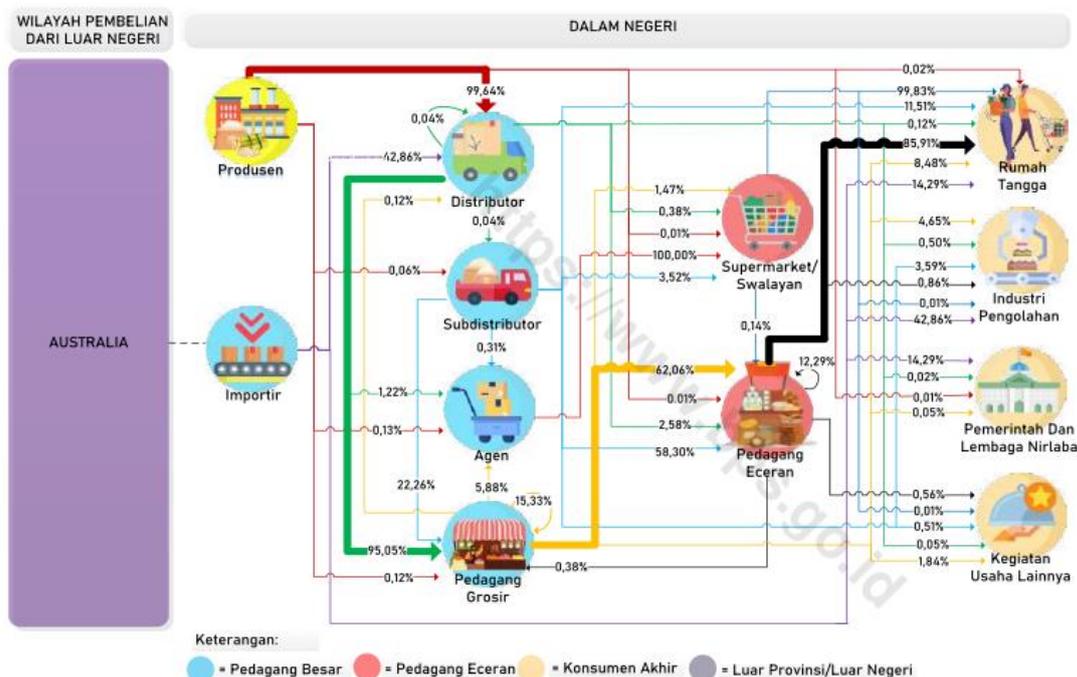
minuman, makanan serta farmasi. Jika kebutuhan gula pasir di Indonesia masih kurang maka dapat membuka peluang impor gula dari luar negeri. Berikut data ketidaksimbangan antara produksi (Pabrik Gula Swasta dan Pabrik Gula BUMN) dan konsumsi (rumah tangga, industri dan lainnya) gula pasir di Indonesia pada tahun 2020 menurut Buletin Asosiasi Gula Indonesia (AGI) dan Ikatan Ahli Gula Indonesia (IKAGI).



Gambar 8 Data produksi dan konsumsi gula pasir Indonesia 2020

Sumber: AGI dan IKAGI

Dari data produksi dan konsumsi gula pasir di Indonesia maka dapat dilihat bahwa konsumsi gula pasir lebih besar dari pada produksinya, maka dari itu perlu diperhatikan oleh pemerintah untuk dapat meningkatkan produksi gula pasir di Indonesia. Selain itu perlu juga adanya pengawasan terhadap distribusi gula pasir dari produsen ke konsumen untuk menjaga stabilitas harga. Berikut pola distribusi perdagangan gula pasir secara nasional dapat dilihat pada gambar 4. dibawah ini.



Gambar 9 pola distribusi perdagangan gula pasir Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

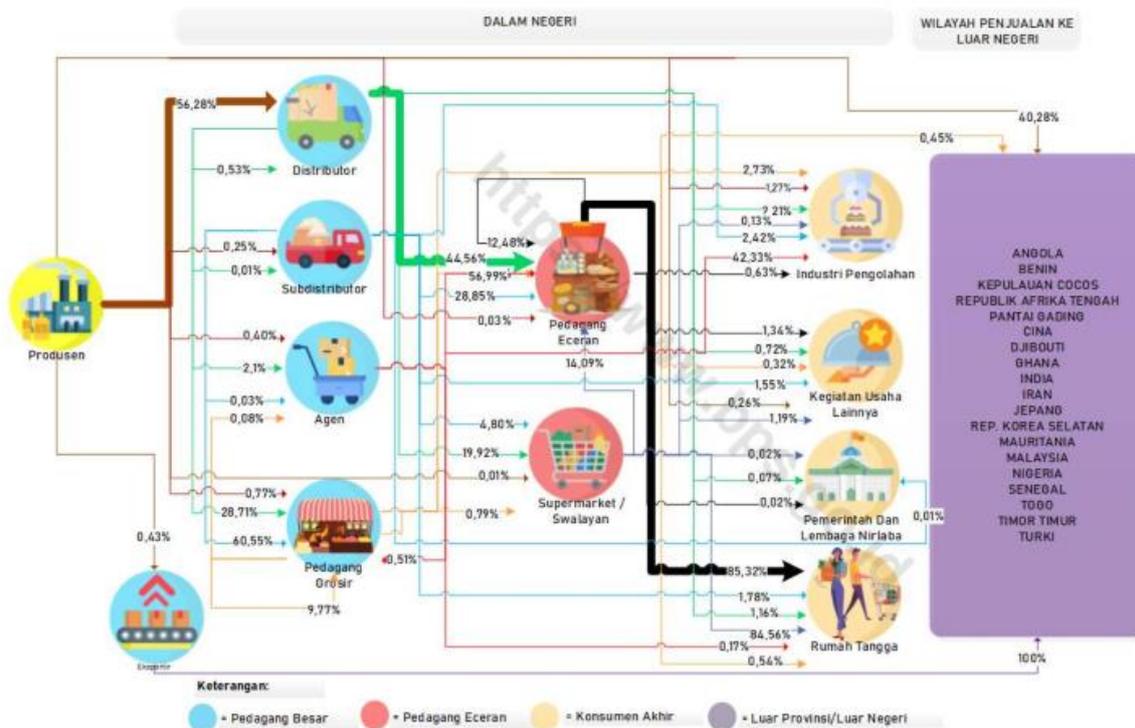
Berdasarkan data pada gambar di atas terdapat satu pola utama dengan empat rantai distribusi gula pasir secara nasional yaitu produsen – distributor – pedagang besar – pedagang eceran - konsumen akhir. Pada pola distribusi tersebut melibatkan tiga pedagang perantara diantaranya adalah distributor, pedagang grosir dan pedagang eceran. jalur distribusi tersebut didasarkan pada persentasu penjualan yang paling besar dari produsen ke konsumen akhir yang sudah tentu melibatkan pedagang perantara. Pada pola tersebut dapat dijelaskan bahwa alur distribusi gula pasir yang berasal dari produsen gula pasir kemudian didistribusikan kepada pedagang besar yaitu distributor. Gula pasir yang sudah sampai distributor kemudian didistribusikan ke pedagang grosir kemudian didistribusikan lagi ke pedagang eceran hingga sampai ke konsumen akhir yaitu rumah tangga.

H. Pola Distribusi Komoditas Minyak Goreng

Minyak goreng merupakan barang kebutuhan pokok dan merupakan salah satu komoditas bahan makanan yang sering dikonsumsi bagi

masyarakat Indonesia. Hal tersebut terjadi karena sebagian besar makanan dan masakan di Indonesia diolah dengan menggunakan minyak goreng. Menurut data Badan Pusat Statistik (BPS), salah satu komoditas makanan yang memberikan sumbangan cukup besar dalam pengeluaran konsumsi masyarakat sebesar 0,1%. Selain itu yang perlu diperhatikan adalah kebutuhan akan minyak goreng di Indonesia terus meningkat setiap tahunnya oleh sebab itu perlu adanya pantauan dari pemerintah dalam menjaga ketersediaan stok dan proses distribusinya. Sering ditemui bahwa harga minyak goreng masih belum stabil dan mengalami fluktuasi ketika ada momen hari besar nasional karena permintaan yang meningkat pada momen tersebut. Hal ini terjadi karena ada indikasi jalur distribusi yang kurang efisien.

Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) dari hasil survei yang telah dilakukan pada tahun 2021 menunjukkan bahwa dalam proses distribusi minyak goreng melibatkan beberapa pelaku usaha perdagangan dari produsen hingga sampai pada konsumen akhir. Pelaku usaha tersebut diantaranya adalah distributor, subdistributor, eksportir, agen, pedagang grosir, supermarket/swalayan serta pedagang eceran. Setelah itu pasokan minyak goreng didistribusikan ke konsumen akhir yaitu industri pengolahan, rumah tangga, pemerintah dan lembaga nirlaba maupun kegiatan usaha lain termasuk hotel, restoran, rumah makan dan lain sebagainya. Komoditas minyak goreng yang diproduksi dari berbagai provinsi di Indonesia juga diekspor ke luar negeri. Berikut pola distribusi perdagangan minyak goreng secara nasional dapat dilihat pada gambar 4. dibawah ini.



Gambar 10 Pola distribusi perdagangan minyak goreng Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

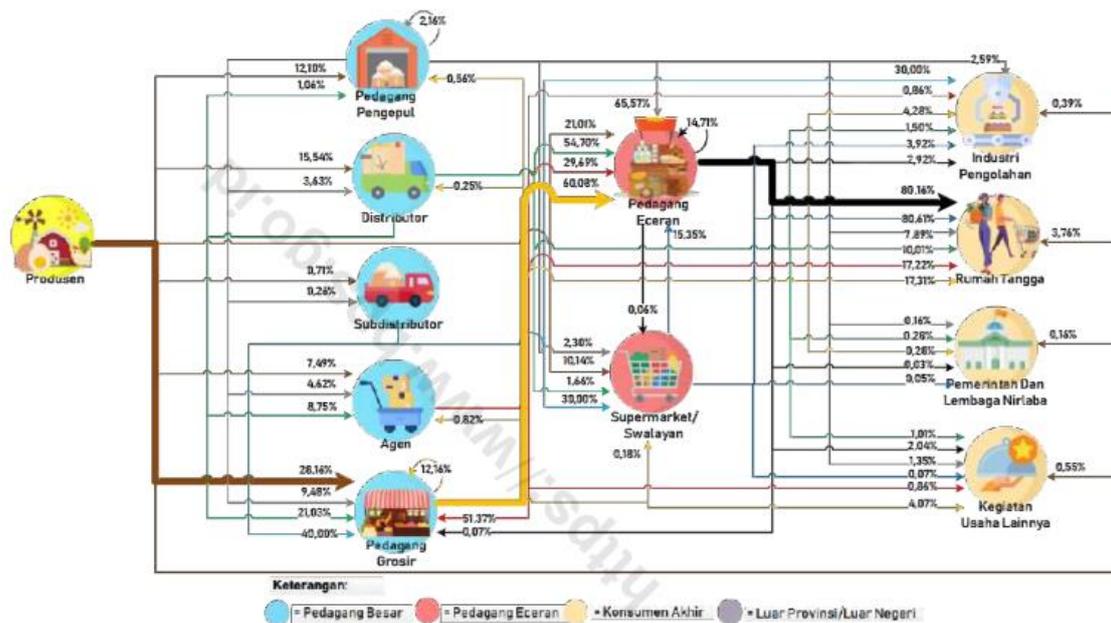
Berdasarkan gambar diatas terdapat tiga rantai distribusi minyak goreng secara nasional yaitu produsen – distributor – pedagang eceran – konsumen akhir. Pada pola distribusi tersebut melibatkan dua pedagang perantara diantaranya adalah distributor dan pedagang eceran. Jika dilihat pada gambar tersebut juga menunjukkan proses distribusi minyak goreng dari produsen hingga ke konsumen akhir melibatkan tiga sampai tujuh pelaku usaha perdagangan yang terdiri dari pedagang besar dan pedagang eceran.

I. Pola Distribusi Komoditas Telur

Menurut Perpres No.71 Tahun 2015, telur ayam termasuk dalam barang kebutuhan pokok hasil peternakan masyarakat Indonesia. Hampir seluruh masyarakat Indonesia mengkonsumsi protein hewani telur ayam untuk memenuhi kebutuhan gizi mereka. Telur ayam sangat bermanfaat dan dapat diolah menjadi berbagai macam makanan sehingga kebutuhan akan pasokan telur ayam harus terus diperhatikan. Saat ini harga telur

ayam meningkat dan hampir tidak mengalami penurunan harga, oleh karena itu dengan adanya analisis pola distribusi komoditas telur ayam perlu digambarkan.

Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) dari hasil survei yang telah dilakukan pada tahun 2020 menunjukkan bahwa dalam proses distribusi minyak goreng melibatkan beberapa pelaku usaha perdagangan dari produsen hingga sampai pada konsumen akhir. Pelaku usaha tersebut diantaranya adalah pedagang pengepul, distributor, subdistributor, agen, pedagang grosir, pedagang eceran/supermarket/swalayan serta pedagang eceran. Setelah itu pasokan telur ayam didistribusikan ke konsumen akhir. Berikut pola distribusi perdagangan minyak goreng secara nasional dapat dilihat pada gambar 4. dibawah ini.



Gambar 11 Pola distribusi perdagangan telur ayam Indonesia

Sumber: Badan Pusat Statistik (BPS)

Berdasarkan gambar di atas terdapat tiga rantai distribusi telur ayam secara nasional yaitu produsen – pedagang grosir – pedagang eceran – konsumen akhir. Pada pola distribusi tersebut melibatkan dua pedagang perantara diantaranya adalah pedagang grosir dan pedagang eceran. namun pola distribusi telur ayam mempunyai pulang menjadi tujuh rantai

saat melewati jalur: produsen – pedagang pengepul – sub distributor – pedagang grosir – distributor – agen – pedagang eceran – konsumen akhir.

4.2. Gambaran Umum Pergerakan Harga Komoditas

Gambaran umum mengenai eksplorasi data harga secara deskriptif disajikan pada bagian ini. Bagian ini mencakup eksplorasi terhadap dinamika harga dari waktu ke waktu di berbagai jenis pasar, serta analisis kausalitas untuk mengetahui arah hubungan harga antar jenis pasar. Bagian ini diharapkan dapat menjadi gambaran awal yang akan menjadi fondasi dalam membangun ekspektasi hasil untuk analisis yang akan dilakukan selanjutnya.

A. Pergerakan Harga

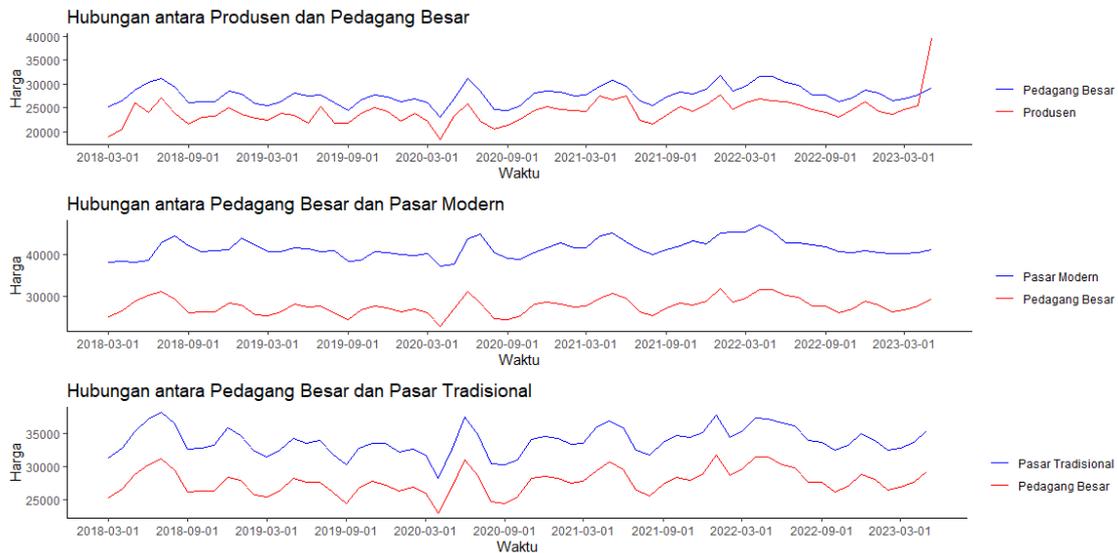
Analisis pergerakan harga mengamati tren bersama dari waktu ke waktu di setiap jenis pasar. Hasil dari pergerakan harga yang diamati hanya dilihat dari perspektif simetris, sementara analisis yang disajikan pada bagian 4.3 bersifat asimetris. Oleh karena itu, hasil visual dari bagian ini hanya mengungkap celah yang sempit, yaitu sudut pandang simetris.

- Ayam

Pergerakan harga ayam di setiap jenis pasar ditampilkan pada gambar di bawah ini. Penelitian ini mengkaji transmisi harga antara produsen-pedagang besar, pedagang besar-pasar modern, dan pedagang besar-pasar tradisional, sehingga pergerakan harga ditampilkan secara berpasangan. Pergerakan harga yang paling serasi atau bergerak bersama terjadi antara pedagang besar dan pasar tradisional, kemudian diikuti oleh pedagang besar dan pasar modern yang juga terlihat bergerak bersama. Sementara itu, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen terlihat berbeda; produsen menunjukkan fluktuasi yang lebih tinggi dibandingkan dengan pedagang besar.

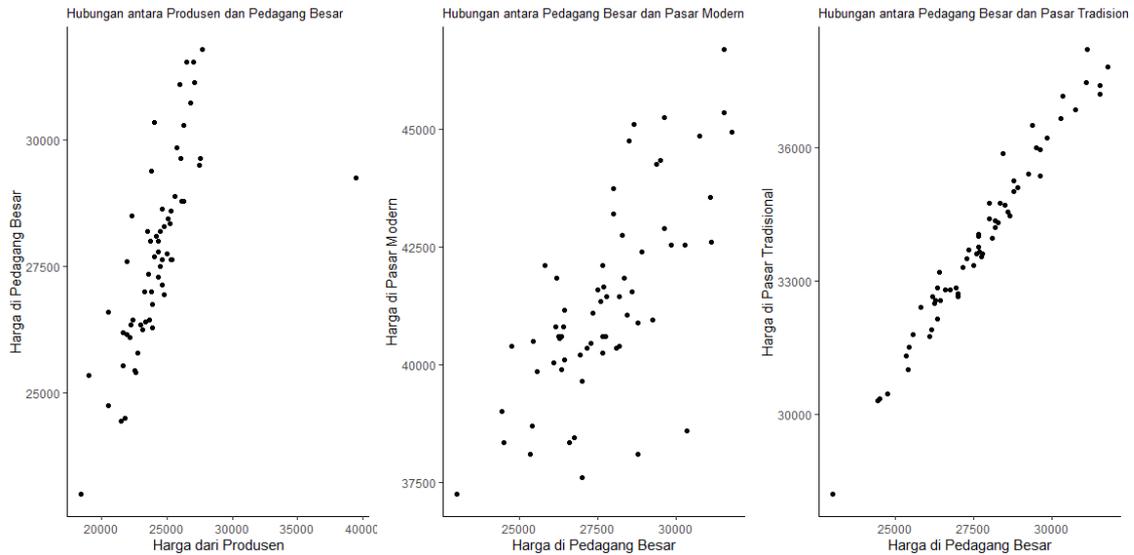
Terdapat lonjakan harga yang cukup signifikan pada tahun 2020, yang diketahui disebabkan oleh pandemi COVID-19. Fenomena ini terjadi di seluruh jenis pasar. Sementara itu, pada harga produsen, terjadi

anomali di akhir periode penelitian di mana harga mengalami peningkatan struktural secara mendadak. Hal ini tidak diketahui apa penyebabnya.



Gambar 12 Pergerakan harga ayam

Secara visual, *scatter plot* yang menunjukkan hubungan antar harga di berbagai jenis pasar menampakkan bahwa seluruh pasangan harga memiliki hubungan yang positif. Perlu dicatat bahwa plot ini hanya menggambarkan hubungan dari perspektif linier, berbeda dengan analisis di bagian 4.3 selanjutnya yang dapat mengidentifikasi hubungan non-linier. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier, begitu pula antara pedagang besar dengan produsen. Namun, rentang harga antara pedagang besar dan pasar modern cukup berbeda, menunjukkan perbedaan yang signifikan dalam rentang harga mereka.



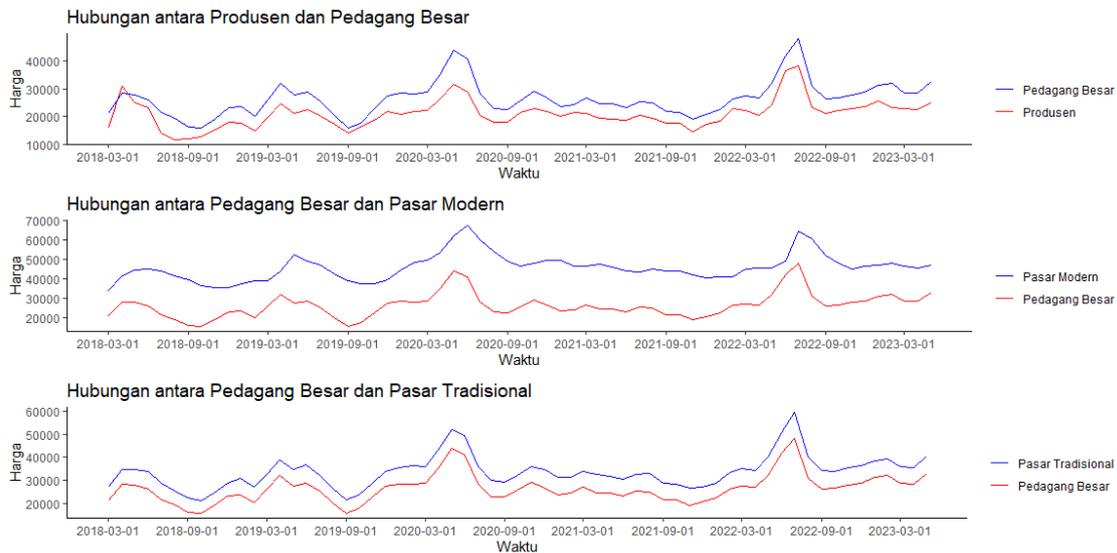
Gambar 13 *Scatter plot* harga ayam antar jenis pasar

– **Bawang Merah**

Selanjutnya, pergerakan harga bawang merah di setiap jenis pasar ditampilkan pada gambar di bawah ini. Sama halnya dengan pergerakan harga ayam, pergerakan harga bawang merah yang paling serasi atau bergerak bersama terjadi antara pedagang besar dan pasar tradisional, kemudian diikuti oleh pedagang besar dan pasar modern yang juga terlihat bergerak bersama. Sementara itu, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen terlihat berbeda; produsen menunjukkan fluktuasi yang lebih tinggi dibandingkan dengan pedagang besar.

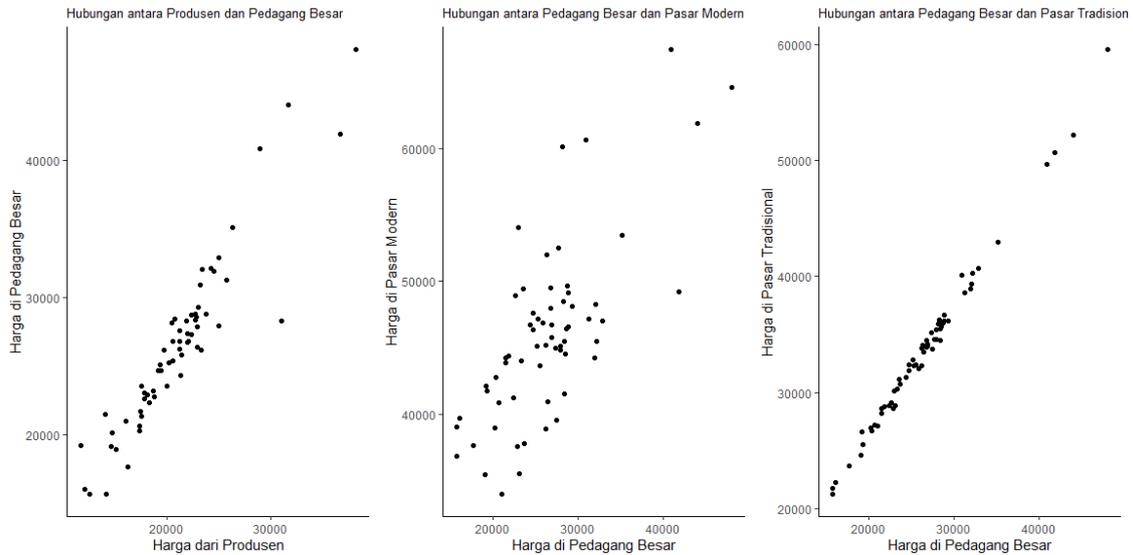
Terdapat lonjakan harga bawang merah yang cukup signifikan pada tahun 2020 dan pertengahan 2022. COVID-19 yang merebak di Indonesia pada awal 2020 menyebabkan melonjaknya harga bawang merah. Pada pertengahan 2022, terbatasnya pasokan bawang merah akibat tingginya curah hujan membuat harga bawang merah melambung tinggi. Kedua fenomena tersebut terjadi di seluruh jenis pasar. Sementara itu, di awal periode penelitian terdapat anomali pada harga produsen. Anomali tersebut menunjukkan harga bawang merah pada produsen yang lebih tinggi dibandingkan pedagang besar. Namun, anomali tersebut hanya

berlangsung selama satu bulan dimana pada bulan selanjutnya harga produsen menurun signifikan dibandingkan harga pedagang besar.



Gambar 14 Pergerakan harga bawang merah

Sama halnya dengan analisis *scatter plot* pada harga ayam, hubungan antar harga di berbagai jenis pasar menampakkan bahwa seluruh pasangan harga memiliki hubungan yang positif. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga bawang merah antara pedagang besar dengan produsen juga memiliki hubungan yang kuat. Sementara itu, hasil *scatter plot* antara pedagang besar dengan pasar modern menunjukkan titik (dot) yang menyebar, artinya terdapat perbedaan yang signifikan dalam rentang harga mereka.

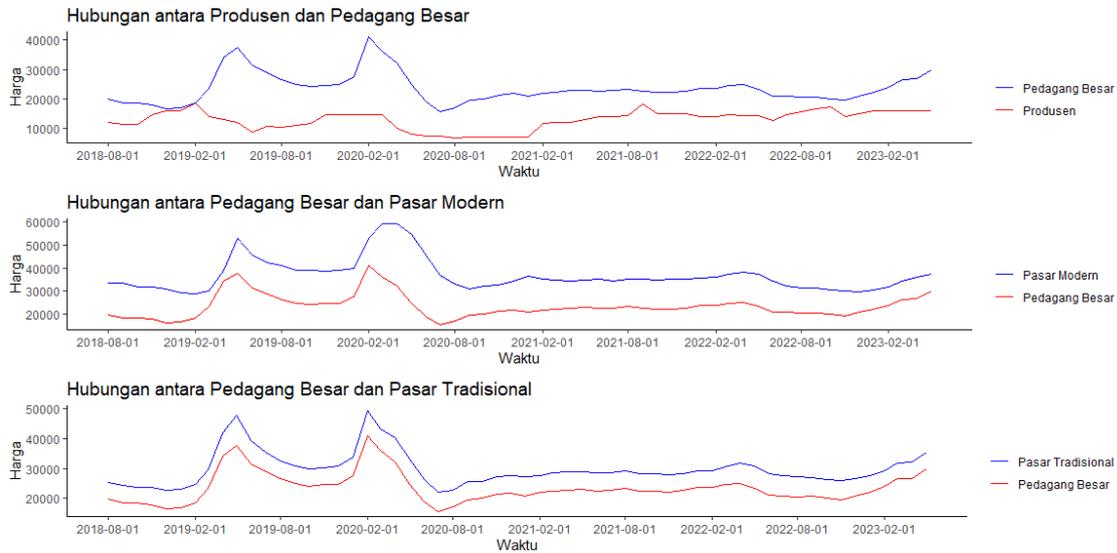


Gambar 15 *Scatter plot* harga bawang merah antar jenis pasar

- **Bawang Putih**

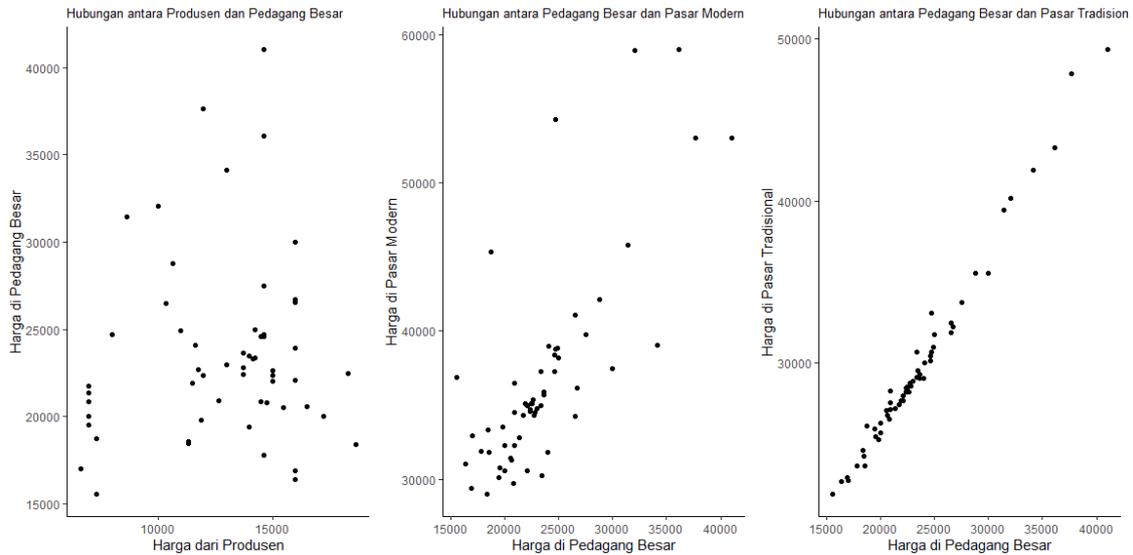
Selanjutnya, pergerakan harga bawang putih di setiap jenis pasar ditampilkan pada gambar di bawah ini. Sama halnya seperti pergerakan harga ayam maupun bawang merah, pergerakan harga bawang putih yang paling serasi atau bergerak bersama terjadi antara pedagang besar dan pasar tradisional, kemudian diikuti oleh pedagang besar dan pasar modern yang juga terlihat bergerak bersama. Sementara itu, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen terlihat berbeda, yakni terdapat *gap* yang bervariasi antara keduanya.

Terdapat lonjakan harga bawang putih yang cukup signifikan pada pertengahan tahun 2019 dan awal tahun 2020. Pada pertengahan 2019, tingginya permintaan bawang putih memasuki bulan puasa dan lebaran membuat harga bawang putih melambung tinggi. COVID-19 yang merebak di Indonesia pada awal 2020 juga menyebabkan naiknya harga bawang putih. Kedua fenomena tersebut terjadi di seluruh jenis pasar, kecuali harga produsen bawang putih yang cenderung stabil bahkan cenderung turun memasuki akhir 2019.



Gambar 16 Pergerakan harga bawang putih

Selanjutnya, hubungan antar harga di berbagai jenis pasar menampakkan bahwa pasangan harga pedagang besar dengan pasar modern serta pedagang besar dengan pasar tradisional memiliki hubungan yang positif. Dari *scatter plot* juga terlihat bahwa rentang harga pedagang besar-pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Sementara itu, terlihat bahwa hasil *scatter plot* antara produsen dengan pedagang besar tidak menunjukkan pola linier. Titik (dot) harga yang menyebar menunjukkan tidak adanya hubungan yang signifikan dalam rentang harga mereka dari perspektif linier.

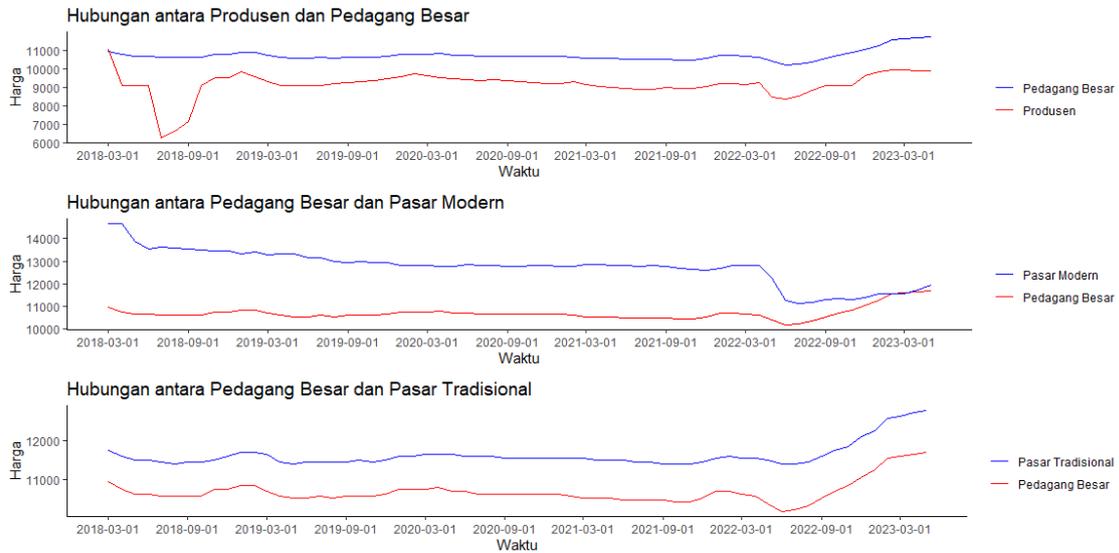


Gambar 17 *Scatter plot* harga bawang putih antar jenis pasar

- **Beras**

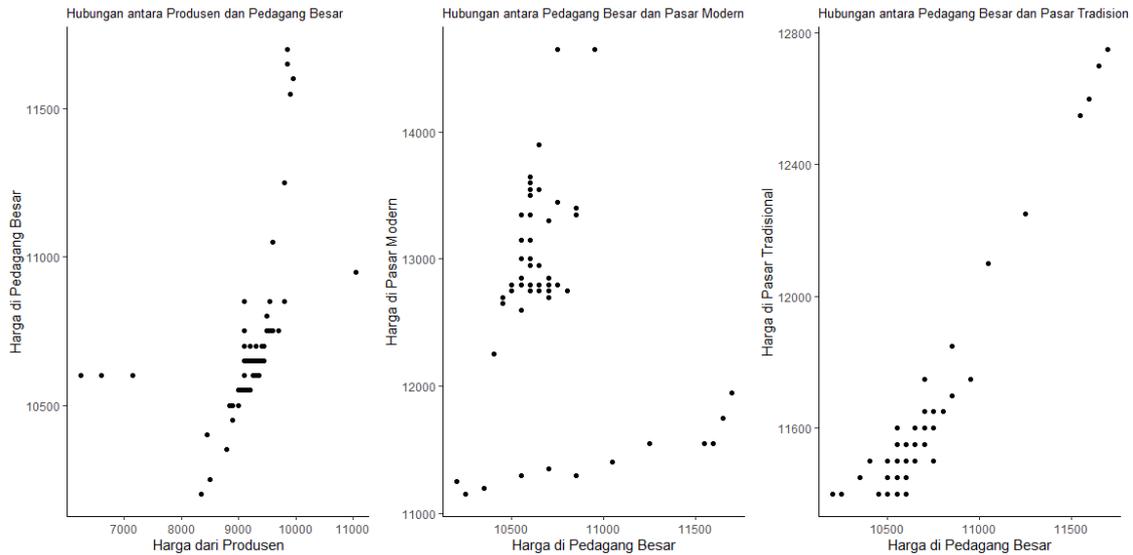
Selanjutnya, pergerakan harga beras di setiap jenis pasar ditampilkan pada gambar di bawah ini. Secara umum, harga beras cenderung stabil hingga memasuki pertengahan 2022 dimana setelahnya harga beras cenderung naik. Pergerakan harga beras yang paling serasi atau bergerak bersama terjadi antara pedagang besar dan pasar tradisional, dimana hal ini sama seperti pergerakan harga-harga komoditas sebelumnya. Sementara itu, pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern terlihat serasi pada awal periode penelitian hingga memasuki pertengahan 2022, dimana jarak (*gap*) antara kedua harga tersebut semakin mengecil hingga saling bersinggungan pada Maret 2023, menandakan harga antara pedagang besar dan pasar modern yang sama persis.

Jika harga pedagang besar dibandingkan dengan produsen, terlihat pada grafik bahwa pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen terlihat serasi sejak memasuki 2019 hingga periode akhir penelitian. Pada 2018 harga beras di produsen menyentuh harga terendahnya namun harga di pedagang besar tetap stabil sehingga terjadi *gap* yang sangat besar antara kedua harga tersebut.



Gambar 18 Pergerakan harga beras

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga beras di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa pasangan harga produsen dengan pedagang besar serta pedagang besar dengan pasar tradisional memiliki hubungan yang positif. Rentang harga pedagang besar dengan pasar tradisional terlihat memiliki hubungan yang cukup kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Pola hubungan harga beras antara produsen dengan pedagang besar menunjukkan arah yang positif namun cenderung tegak lurus. Sementara itu, terlihat bahwa hasil *scatter plot* antara pedagang besar dengan pasar modern tidak menunjukkan pola linier. Titik (dot) harga yang menyebar menunjukkan tidak adanya hubungan yang signifikan dalam rentang harga mereka dari perspektif linier.

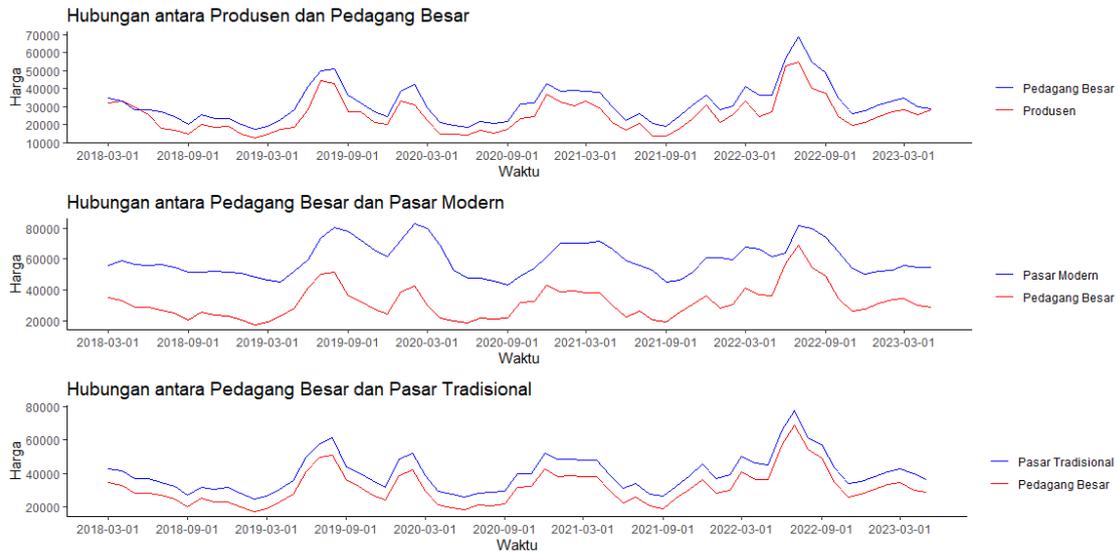


Gambar 19 *Scatter plot* harga beras antar jenis pasar

– **Cabai Merah**

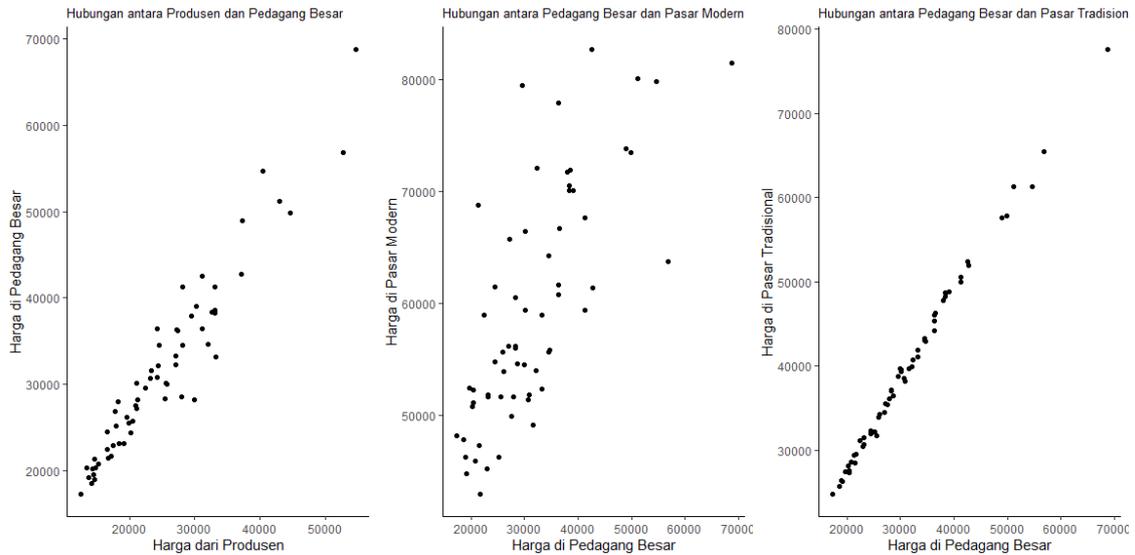
Perbandingan antara harga cabai merah di tiga jenis pasar adalah sebagaimana tampak pada grafik di bawah ini. Terlihat bahwa pergerakan harga cabai merah di semua jenis pasar cukup serasi atau bergerak bersama, khususnya pada pedagang besar dan pasar tradisional. Pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat serasi. Pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern terlihat serasi namun *gap* antara keduanya cukup bervariasi.

Terdapat lonjakan harga cabai merah yang cukup signifikan pada pertengahan tahun 2019, awal tahun 2020 dan pertengahan 2022. COVID-19 yang merebak di Indonesia pada awal 2020 menyebabkan melonjaknya harga cabai merah. Kemudian pada pertengahan 2019 dan 2022, terjadi peningkatan harga cabai merah yang disebabkan oleh tingginya permintaan bahan pokok menjelang bulan puasa dan lebaran. Lonjakan juga terjadi pada pertengahan 2021 namun tidak seekstrem pada 2019 dan 2022.



Gambar 20 Pergerakan harga cabai merah

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga cabai merah di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga cabai merah antara pedagang besar dengan produsen juga memiliki hubungan yang kuat. Sementara itu, hasil *scatter plot* antara pedagang besar dengan pasar modern menunjukkan titik (dot) yang menyebar meskipun hubungannya masih linier, artinya terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.

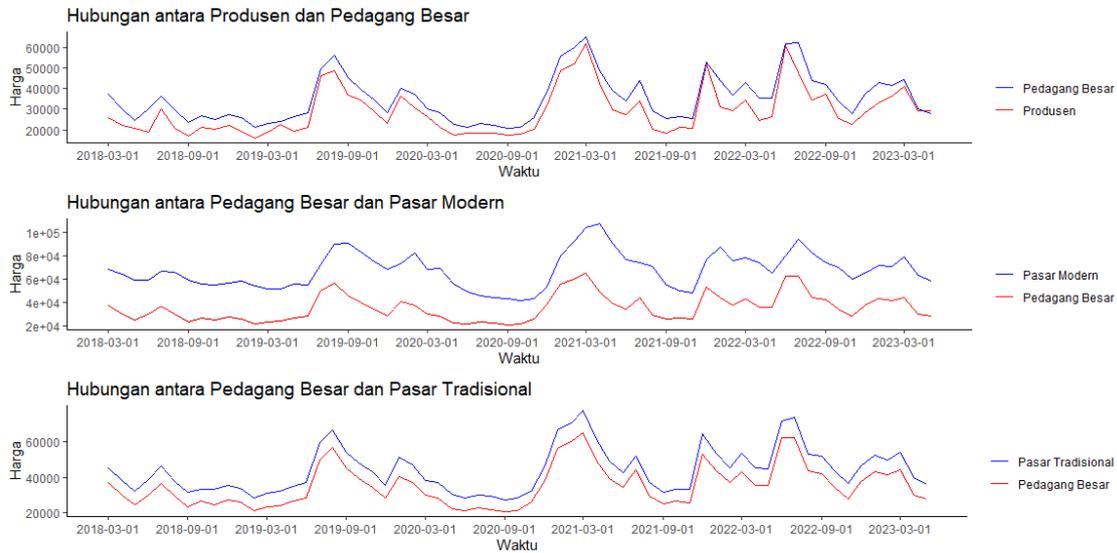


Gambar 21 *Scatter plot* harga cabai merah antar jenis pasar

– **Cabai Rawit**

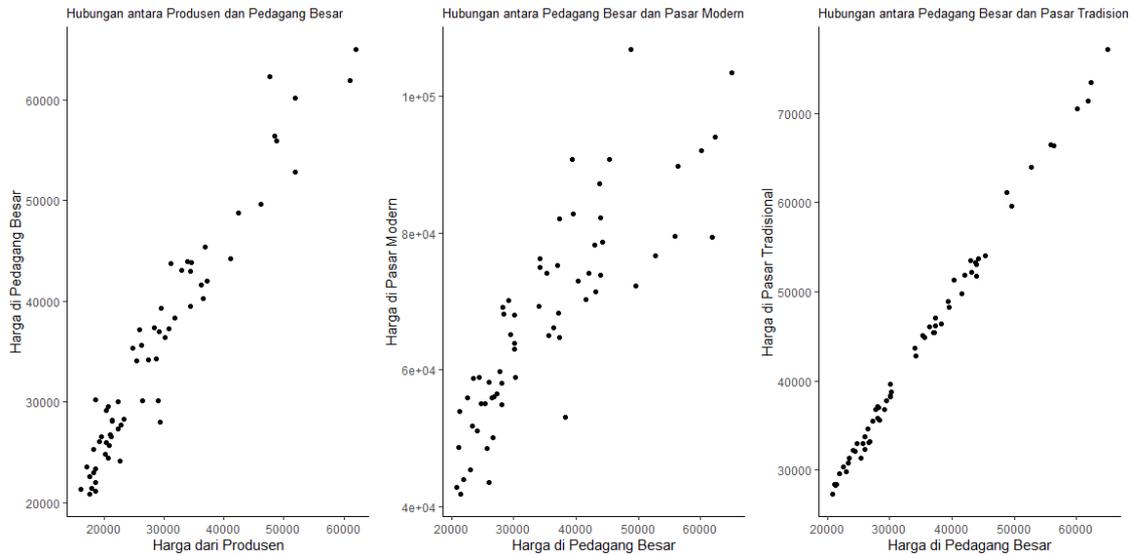
Perbandingan antara harga cabai rawit di tiga jenis pasar adalah sebagaimana tampak pada grafik di bawah ini. Terlihat bahwa pergerakan harga cabai rawit di semua jenis pasar cukup serasi atau bergerak bersama, khususnya pada pedagang besar dan pasar tradisional. Pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat serasi dengan *gap* yang cukup sempit antara keduanya. Selanjutnya, pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern terlihat serasi namun *gap* antara keduanya cukup lebar dan bervariasi.

Terdapat lonjakan harga cabai rawit yang cukup signifikan pada pertengahan tahun 2019, pertengahan 2021 dan pertengahan 2022. Pada pertengahan tahun tersebut terdapat periode bulan puasa dan lebaran sehingga melonjaknya harga cabai rawit didukung oleh pola *seasonal* tingginya permintaan bahan pokok menjelang bulan puasa dan lebaran. Harga cabai rawit juga sempat naik saat COVID-19 yang merebak di Indonesia pada awal 2020. Lonjakan juga terjadi pada akhir tahun 2021 yang dipengaruhi oleh buruknya cuaca sehingga menekan produksi dan berdampak pada menurunnya penawaran cabai rawit.



Gambar 22 Pergerakan harga cabai rawit

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga cabai rawit di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga cabai rawit antara produsen dengan pedagang besar juga memiliki hubungan yang kuat. Sementara itu, hasil *scatter plot* antara pedagang besar dengan pasar modern menunjukkan titik (dot) yang menyebar meskipun hubungannya masih linier, artinya terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.

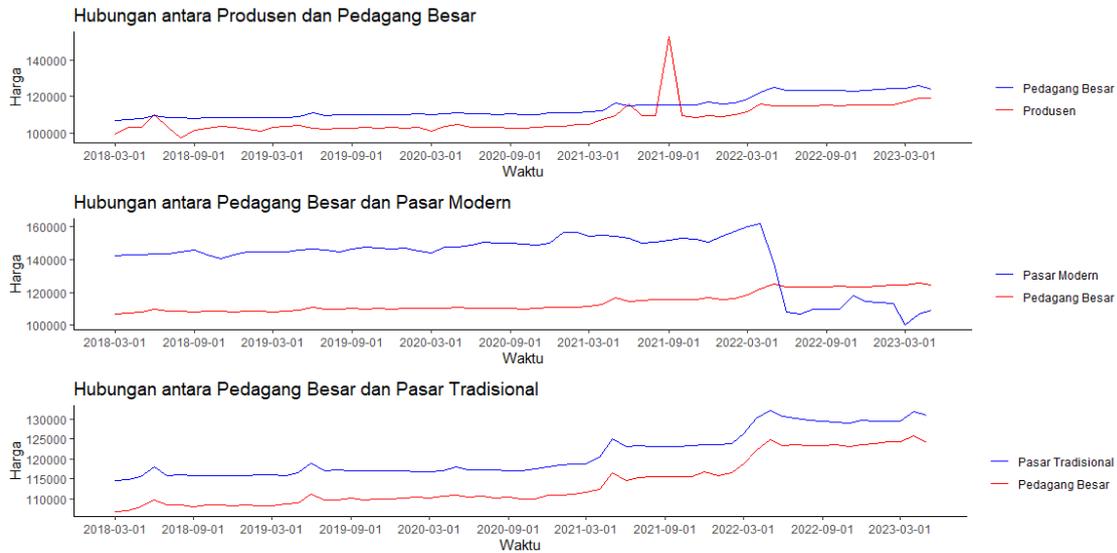


Gambar 23 Scatter plot harga cabai rawit antar jenis pasar

- **Sapi**

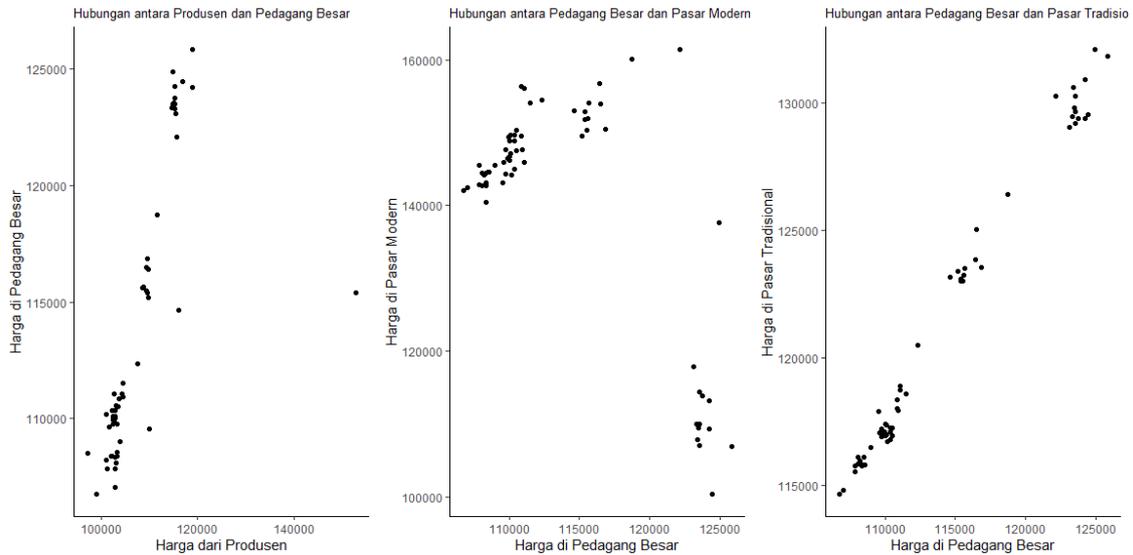
Perbandingan antara harga sapi di tiga jenis pasar adalah sebagaimana tampak pada grafik di bawah ini. Tidak seperti pada komoditas lainnya, tidak semua pergerakan harga sapi di semua jenis pasar serasi atau bergerak bersama. Pergerakan harga sapi yang sangat serasi terjadi pada harga sapi antara pedagang besar dan pasar tradisional. Kemudian, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat cukup serasi dengan *gap* yang cukup sempit antara keduanya. Selanjutnya, pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern terlihat serasi namun *gap* antara keduanya cukup lebar dan bervariasi.

Secara keseluruhan, pergerakan harga sapi pada ketiga jenis pasar tidak menunjukkan fluktuasi yang berarti, membuktikan bahwa sapi adalah produk inelastis yang kurang sensitif terhadap perubahan harga komoditi lainnya. Namun, terjadi anomali pada harga sapi di produsen yakni pada akhir kuartal III 2021 terlihat melonjak. Anomali juga terjadi pada pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern, dimana terjadi penurunan harga yang signifikan pada pasar modern di awal tahun 2022 sehingga semenjak periode tersebut hingga kini harga di pasaran modern lebih rendah dibandingkan harga di pedagang besar.



Gambar 24 Pergerakan harga sapi

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga sapi di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga sapi antara produsen dengan pedagang besar juga memiliki hubungan yang kuat, namun arah linearnya tidak terlalu positif dibandingkan dengan pedagang besar dan pasar tradisional. Sementara itu, hasil *scatter plot* antara pedagang besar dengan pasar modern menunjukkan titik (dot) yang menyebar meskipun hubungannya masih linier, artinya terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.

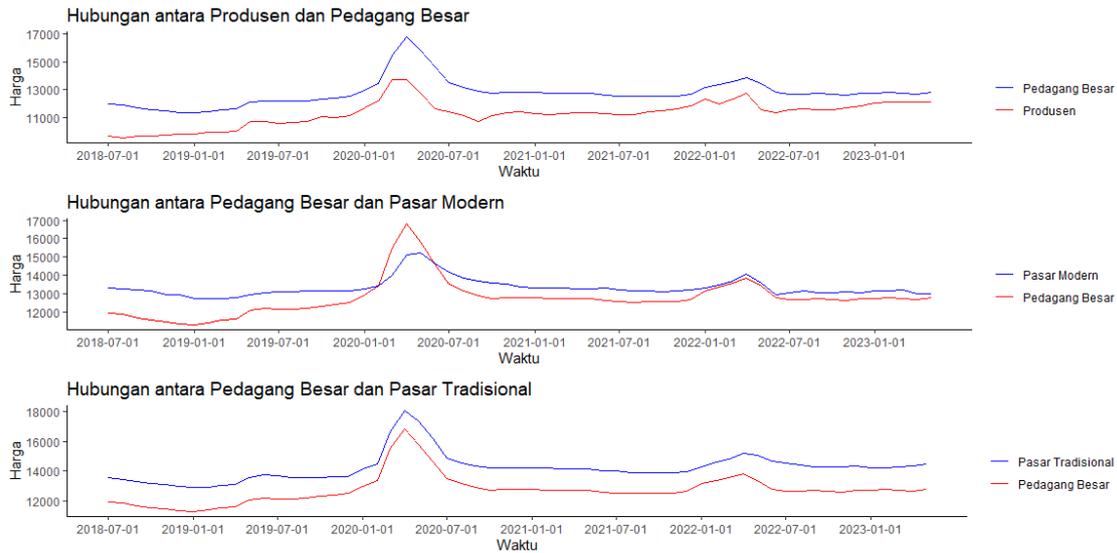


Gambar 25 Scatter plot harga sapi antar jenis pasar

– **Gula Pasir**

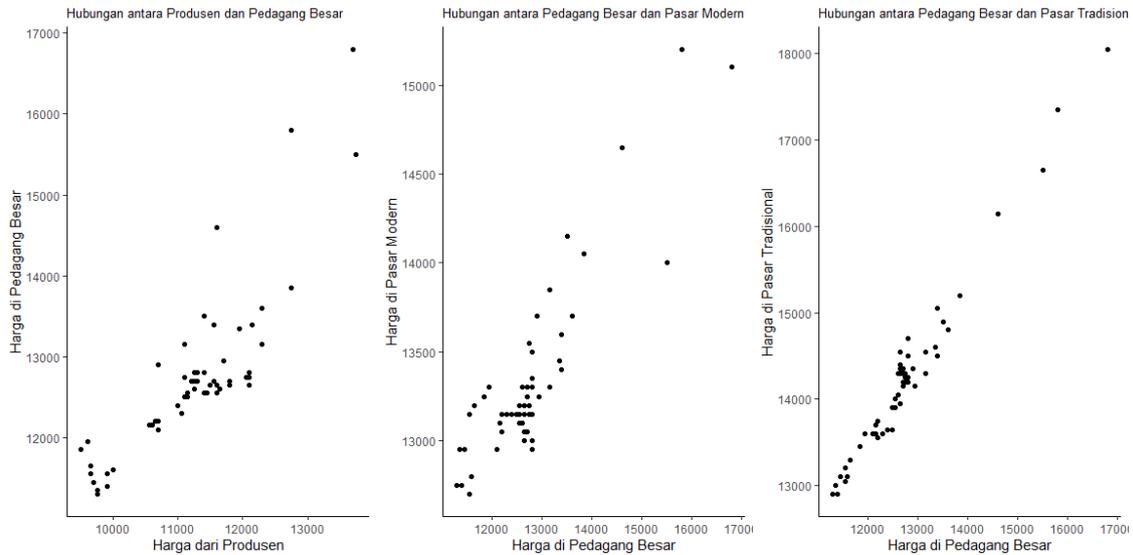
Selanjutnya, perbandingan antara harga gula pasir di tiga jenis pasar adalah sebagaimana tampak pada grafik di bawah ini. Terlihat bahwa semua pergerakan harga gula pasir di semua jenis pasar serasi atau bergerak bersama. Pergerakan harga gula pasir yang sangat serasi terjadi pada harga antara pedagang besar dan pasar tradisional. Kemudian, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat cukup serasi dengan *gap* yang cukup sempit antara keduanya. Ini sama halnya dengan pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern yang terlihat serasi namun *gap* antara keduanya masih sangat sempit.

Secara keseluruhan, pergerakan harga gula pasir pada ketiga jenis pasar tidak menunjukkan fluktuasi yang berarti. Namun, terjadi peningkatan pada harga gula pasir di seluruh pasar pada akhir kuartal III 2020. Hal tersebut didukung oleh berkembangnya spekulasi terkait sulitnya dalam melakukan impor gula setelah wabah virus COVID-19 merebak di puluhan negara.



Gambar 26 Pergerakan harga gula pasir

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga gula pasir di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga gula pasir antara produsen dengan pedagang besar serta pedagang besar dengan pasar modern memiliki hubungan yang cukup kuat, namun arah linearnya tidak terlalu positif dibandingkan dengan pedagang besar dan pasar tradisional. Kedua hasil *scatter plot* tersebut menunjukkan titik (dot) yang menyebar meskipun hubungannya masih linier, artinya terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.

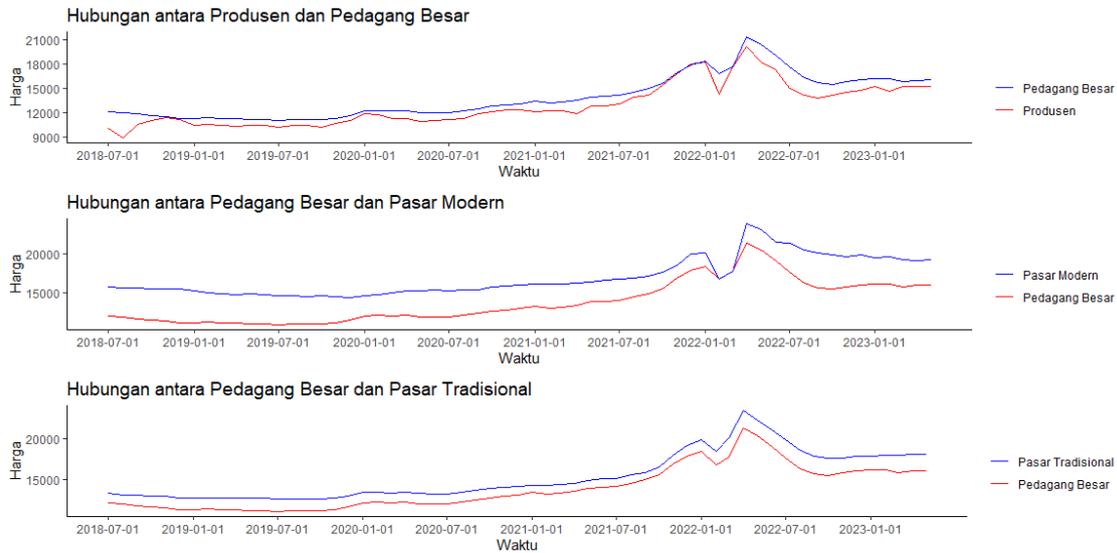


Gambar 27 Scatter plot harga gula pasir antar jenis pasar

– **Minyak Goreng**

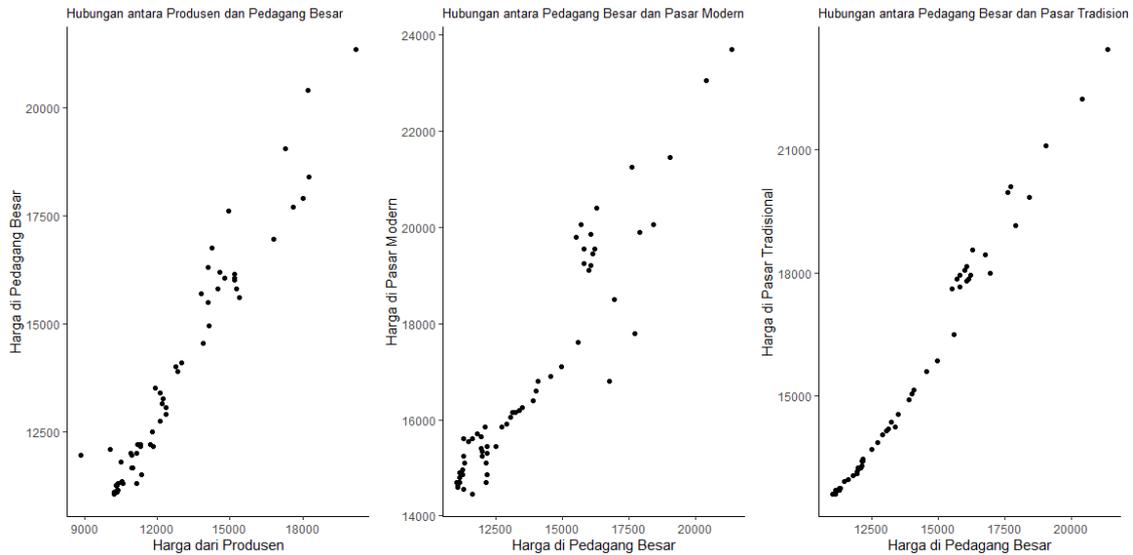
Beralih pada komoditas lainnya yakni minyak goreng minyak goreng. Sebagaimana nampak pada grafik di bawah ini, semua pergerakan harga minyak goreng di semua jenis pasar serasi atau bergerak bersama. Pergerakan harga minyak goreng yang sangat serasi terjadi pada harga antara pedagang besar dan pasar tradisional. Kemudian, pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat cukup serasi dengan *gap* yang sangat sempit antara keduanya sehingga perbedaan harga di antara kedua pasar tersebut tidak terlalu jauh. Ini sama halnya dengan pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern yang terlihat serasi dengan *gap* antara keduanya yang cukup lebar dibandingkan dunia dan Indonesia.

Secara keseluruhan, pergerakan harga minyak goreng pada ketiga jenis pasar tidak menunjukkan fluktuasi yang berarti. Namun, terjadi peningkatan yang cukup signifikan pada permintaan harga minyak goreng di seluruh pasar pada akhir kuartal III 2020.



Gambar 28 Pergerakan harga minyak goreng

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga minyak goreng di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga minyak goreng antara produsen dengan pedagang besar serta pedagang besar dengan pasar modern memiliki hubungan yang cukup kuat, namun tidak sekuat hubungan harga antara pedagang besar dan pasar tradisional yang ditunjukkan dengan titik (dot) yang lebih menyebar dibandingkan hubungan pedagang besar dan pasar tradisional sehingga berarti terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.

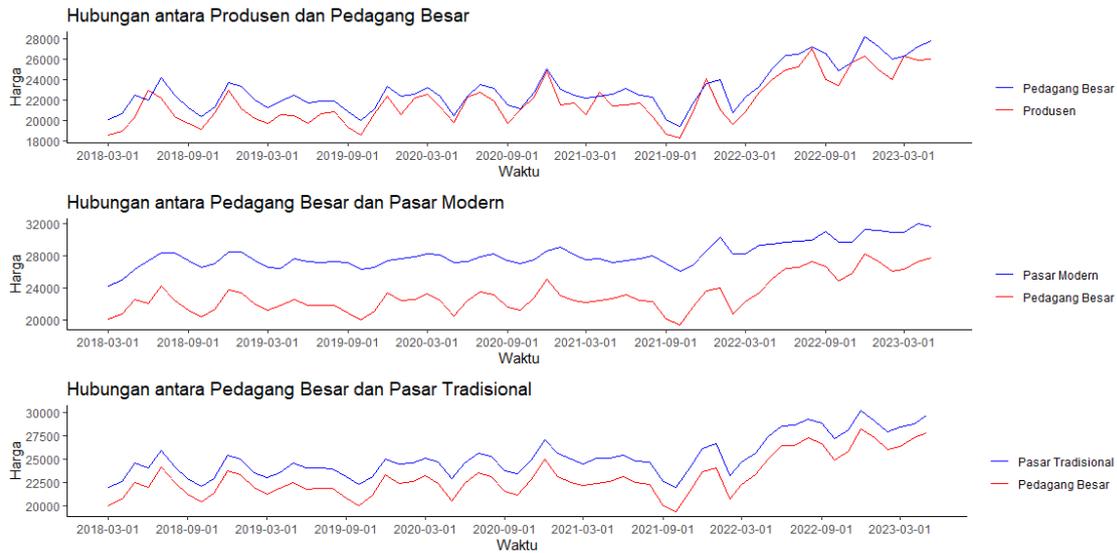


Gambar 29 Scatter plot harga minyak goreng antar jenis pasar

- **Telur**

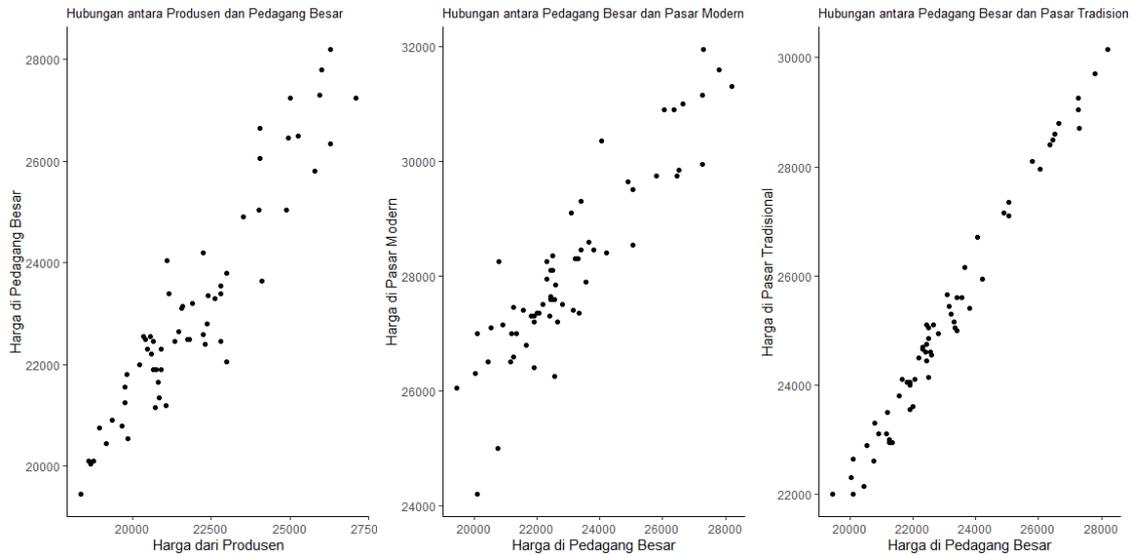
Perbandingan antara harga telur di tiga jenis pasar adalah sebagaimana tampak pada grafik di bawah ini. Terlihat bahwa pergerakan harga telur di semua jenis pasar cukup serasi atau bergerak bersama, khususnya pada pedagang besar dan pasar tradisional. Pergerakan harga antara pedagang besar dan produsen juga terlihat serasi dengan *gap* yang cukup sempit antara keduanya. Selanjutnya, pergerakan harga antara pedagang besar dan pasar modern terlihat serasi namun *gap* antara keduanya cukup lebar dan bervariasi.

Jika diamati dari pola pergerakan harga di semua jenis pasar, terlihat bahwa harga telur cenderung fluktuatif dengan tren yang stagnan, namun sejak awal 2022 tren harga telur cenderung naik hingga akhir periode pengamatan di 2023.



Gambar 30 Pergerakan harga telur

Selanjutnya, *scatter plot* dibawah ini menjelaskan hubungan antar harga minyak goreng di berbagai jenis pasar. Dari *scatter plot* tersebut nampak bahwa hubungan antar harga di berbagai jenis pasar memiliki arah positif secara keseluruhan. Terlihat bahwa rentang harga antara pedagang besar dan pasar tradisional sangat serupa dan menunjukkan memiliki hubungan yang begitu kuat secara linier hingga dapat membentuk suatu garis lurus. Selanjutnya, harga minyak goreng antara produsen dengan pedagang besar serta pedagang besar dengan pasar modern memiliki hubungan yang cukup kuat, namun tidak sekuat hubungan harga antara pedagang besar dan pasar tradisional yang ditunjukkan dengan titik (dot) yang lebih menyebar dibandingkan hubungan pedagang besar dan pasar tradisional sehingga berarti terdapat perbedaan yang cukup signifikan dalam rentang harga mereka.



Gambar 31 *Scatter plot* harga telur antar jenis pasar

B. Kausalitas

Analisis kausalitas mengungkap gambaran awal mengenai arah hubungan atau transmisi harga dari berbagai jenis pasar. Perlu ditekankan kembali bahwa analisis *Granger* terbatas pada analisis simetris. Signifikansi dari arah ini dapat dibandingkan dengan analisis pada bagian 4.3 untuk mengetahui apakah terdapat konsistensi atau tidak. Diharapkan analisis ini dapat membantu menggali lebih dalam mengenai hasil dan implikasi dari analisis yang akan dilakukan selanjutnya.

- Ayam

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas ayam antara berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.024 (Kurang dari 0.1). Namun, tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal bolak balik antara produsen dengan pedagang besar dan pedagang besar dengan pasar tradisional karena *p-value* dari

analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 2 Analisis kasualitas *granger* harga ayam

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Ayam	Produsen ke Pedagang Besar	59 60	- 1	1.474	0.230
	Pedagang Besar ke Produsen	59 60	-1	0.578	0.450
	Pedagang Besar ke Pasar Modern	59 60	-1	16.633	0.000
	Pasar Modern ke Pedagang Besar	59 60	-1	5.350	0.024
	Pedagang Besar ke Pasar Tradisional	59 60	-1	0.608	0.440
	Pasar Tradisional ke Pedagang Besar	59 60	-1	1.087	0.301

- **Bawang Merah**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas Granger terhadap pergerakan harga komoditas bawang merah di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.001 (Kurang dari 0.1).

Hasil analisis juga terlihat bahwa pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar tradisional dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar tradisional memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.001 (Kurang dari 0.1). Namun, tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal bolak balik antara produsen dengan pedagang besar karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga antara produsen dan pedagang besar tidak signifikan dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 3 Analisis kasualitas *granger* harga bawang merah

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Bawang merah	Produsen – Pedagang Besar	59 60	-1	1.145	0.288
	Pedagang Besar – Produsen	59 60	-1	0.051	0.822
	Pedagang Besar – Pasar Modern	59 60	-1	92.054	0.000
	Pasar Modern – Pedagang Besar	59 60	-1	12.627	0.001
	Pedagang Besar – Pasar Tradisional	59 60	-1	13.450	0.001
	Pasar Tradisional – Pedagang Besar	59 60	-1	10.016	0.002

- **Bawang Putih**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas bawang putih di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa pergerakan harga di semua jenis pasar terdapat hubungan kausal bolak-balik yang signifikan,

baik hubungan bolak-balik antara produsen dengan pedagang besar, pedagang besar dengan pasar modern, serta pedagang besar dengan pasar tradisional. Pergerakan harga pada semua jenis pasar tersebut memiliki pengaruh kausal dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga di semua jenis pasar berpengaruh secara signifikan dalam periode pengamatan ini.

Tabel 4 Analisis kasualitas *granger* harga bawang putih

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Bawang putih	Produsen – Pedagang Besar	54 55	-1	4.318	0.042
	Pedagang Besar – Produsen	54 55	-1	4.801	0.033
	Pedagang Besar – Pasar Modern	54 55	-1	49.924	0.000
	Pasar Modern – Pedagang Besar	54 55	-1	23.725	0.000
	Pedagang Besar – Pasar Tradisional	54 55	-1	11.257	0.001
	Pasar Tradisional – Pedagang Besar	54 55	-1	10.308	0.002

- **Beras**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas Granger terhadap pergerakan harga komoditas beras di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.000 (Kurang dari 0.1).

Hasil analisis juga terlihat bahwa pergerakan harga pada pedagang besar ternyata tidak memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar tradisional karena nilai *p-value* lebih dari 0.1 atau taraf nyata 10%, namun tidak terjadi sebaliknya dimana pergerakan harga pada pasar tradisional memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.005 (Kurang dari 0.1). Namun, tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal bolak balik antara produsen dengan pedagang besar karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 5 Analisis kasualitas *granger* harga beras

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Beras	Produsen – Pedagang Besar	59 60	-1	0.655	0.422
	Pedagang Besar – Produsen	59 60	-1	1.495	0.226
	Pedagang Besar – Pasar Modern	59 60	-1	3.195	0.079
	Pasar Modern – Pedagang Besar	59 60	-1	28.812	0.000
	Pedagang Besar – Pasar Tradisional	59 60	-1	1.199	0.278
	Pasar Tradisional – Pedagang Besar	59 60	-1	8.480	0.005

- **Cabai Merah**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas cabai merah antara berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern;

pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.001 (Kurang dari 0.1). Namun, tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal bolak balik antara produsen dengan pedagang besar dan pedagang besar dengan pasar tradisional karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 6 Analisis kasualitas *granger* harga cabai merah

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Cabai merah	Produsen – Pedagang Besar	59 60	-1	0.487	0.488
	Pedagang Besar – Produsen	59 60	-1	0.312	0.578
	Pedagang Besar – Pasar Modern	59 60	-1	31.141	0.000
	Pasar Modern – Pedagang Besar	59 60	-1	12.464	0.001
	Pedagang Besar – Pasar Tradisional	59 60	-1	2.349	0.131
	Pasar Tradisional – Pedagang Besar	59 60	-1	1.586	0.213

- **Cabai Rawit**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas cabai rawit antara berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern;

pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.003 (Kurang dari 0.1). Namun, tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal bolak balik antara produsen dengan pedagang besar dan pedagang besar dengan pasar tradisional karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 7 Analisis kasualitas *granger* harga cabai rawit

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Cabai rawit	Produsen - Pedagang Besar	59 60	-1	0.096	0.757
	Pedagang Besar - Produsen	59 60	-1	1.242	0.270
	Pedagang Besar - Pasar Modern	59 60	-1	48.811	0.000
	Pasar Modern - Pedagang Besar	59 60	-1	9.412	0.003
	Pedagang Besar - Pasar Tradisional	59 60	-1	1.369	0.247
	Pasar Tradisional - Pedagang Besar	59 60	-1	0.722	0.399

- **Sapi**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas Granger terhadap pergerakan harga komoditas sapi di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga

pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.028 (Kurang dari 0.1).

Dari hasil analisis *granger* juga terlihat bahwa pergerakan harga pada produsen ternyata tidak memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar karena nilai *p-value* lebih dari 0.1 atau taraf nyata 10%, namun tidak terjadi sebaliknya dimana pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada produsen dengan *p-value* sebesar 0.000 (Kurang dari 0.1).

Berbeda halnya dengan hubungan kausalitas bolak balik antara pedagang besar dan pasar tradisional dan sebaliknya, dimana tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal tersebut karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 8 Analisis kasualitas *granger* harga sapi

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Sapi	Produsen - Pedagang Besar	59 60	-1	0.048	0.828
	Pedagang Besar - Produsen	59 60	-1	24.920	0.000
	Pedagang Besar - Pasar Modern	59 60	-1	14.060	0.000
	Pasar Modern - Pedagang Besar	59 60	-1	5.087	0.028
	Pedagang Besar - Pasar Tradisional	59 60	-1	0.000	0.989

Pasar Tradisional -	59				
Pedagang Besar	60	-1	1.880		0.175

- **Gula Pasir**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas gula pasir di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa pergerakan harga di semua jenis pasar terdapat hubungan kausal bolak-balik yang signifikan, baik hubungan bolak-balik antara produsen dengan pedagang besar, pedagang besar dengan pasar modern, serta pedagang besar dengan pasar tradisional. Pergerakan harga pada semua jenis pasar tersebut memiliki pengaruh kausal dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga di semua jenis pasar berpengaruh secara signifikan dalam periode pengamatan ini.

Tabel 9 Analisis kasualitas *granger* harga gula pasir

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Gula pasir	Produsen -	55			
	Pedagang Besar	56	-1	14.166	0.000
	Pedagang Besar -	55			
	Produsen	56	-1	11.834	0.001
	Pedagang Besar -	55			
	Pasar Modern	56	-1	35.258	0.000
	Pasar Modern -	55			
	Pedagang Besar	56	-1	25.590	0.000
Pedagang Besar -	55				
Pasar Tradisional	56	-1	21.518	0.000	
Pasar Tradisional -	55				
Pedagang Besar	56	-1	21.714	0.000	

- **Minyak Goreng**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas minyak goreng di berbagai jenis

pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, dan sebaliknya, pergerakan harga pada pasar modern memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan *p-value* sebesar 0.000 (Kurang dari 0.1).

Dari hasil analisis *Granger* juga terlihat bahwa pergerakan harga pada produsen memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan nilai *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, namun hal tersebut tidak terjadi sebaliknya dimana pergerakan harga pada pedagang besar tidak memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada produsen karena nilai *p-value* yang dimiliki sebesar 0.580 (Lebih dari 0.1).

Berbeda halnya dengan hubungan kausalitas bolak balik antara pedagang besar dan pasar tradisional dan sebaliknya, dimana tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal tersebut karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga lebih signifikan antara pedagang besar dan pasar modern dibandingkan dengan pasangan pasar lainnya dalam periode pengamatan ini.

Tabel 10 Analisis kasualitas *granger* harga minyak goreng

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Minyak goreng	Produsen - Pedagang Besar	55 56	-1	8.236	0.006
	Pedagang Besar - Produsen	55 56	-1	0.309	0.580
	Pedagang Besar - Pasar Modern	55 56	-1	18.706	0.000
	Pasar Modern - Pedagang Besar	55 56	-1	27.935	0.000

Pedagang Besar – Pasar Tradisional	55 56	-1	0.987	0.325
Pasar Tradisional – Pedagang Besar	55 56	-1	0.322	0.573

- **Telur**

Tabel di bawah menunjukkan hasil dari analisis kausalitas *Granger* terhadap pergerakan harga komoditas telur di berbagai jenis pasar. Dari hasil analisis tersebut, terlihat bahwa terdapat hubungan kausal yang signifikan antara pedagang besar dan pasar modern; pergerakan harga pada pedagang besar memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pasar modern dengan *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%. Namun, hubungan kausalitas tersebut tidak terjadi sebaliknya dimana pergerakan harga pada pasar modern tidak memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar karena *p-value* dari hubungan kausal tersebut sebesar 0.456 (Lebih dari 0.1).

Dari hasil analisis *Granger* juga terlihat bahwa pergerakan harga pada produsen memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada pedagang besar dengan nilai *p-value* kurang dari 0.1 atau taraf nyata 10%, namun hal tersebut tidak terjadi sebaliknya dimana pergerakan harga pada pedagang besar tidak memiliki pengaruh kausal terhadap pergerakan harga pada produsen karena nilai *p-value* yang dimiliki sebesar 0.925 (Lebih dari 0.1).

Berbeda halnya dengan hubungan kausalitas bolak balik antara pedagang besar dan pasar tradisional dan sebaliknya, dimana tidak terdapat bukti kuat mengenai hubungan kausal tersebut karena *p-value* dari analisis tersebut lebih besar dari 0.1. Hasil ini menegaskan bahwa transmisi harga dalam periode pengamatan ini hanya terjadi satu arah secara signifikan yakni antara produsen dengan pedagang besar dan pedagang besar dengan pasar modern.

Tabel 11 Analisis kasualitas *granger* harga telur

Komoditas	Hubungan antar jenis pasar	Kasualitas <i>Granger</i>			
		Res.Df	Df	F	<i>p-value</i>
Telur	Produsen -	59			
	Pedagang Besar	60	-1	22.958	0.000
	Pedagang Besar -	59			
	Produsen	60	-1	0.009	0.925
	Pedagang Besar -	59			
	Pasar Modern	60	-1	14.945	0.000
	Pasar Modern -	59			
	Pedagang Besar	60	-1	0.562	0.456
	Pasar Tradisional	59			
		60	-1	0.004	0.948
	Pasar Tradisional -	59			
	Pedagang Besar	60	-1	0.025	0.874

4.3. Analisis Transmisi Harga dengan Model NARDL

A. Analisis Transmisi Harga Ayam

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas penting untuk memastikan bahwa data yang digunakan dalam analisis adalah stasioner, yang merupakan prasyarat untuk melakukan analisis lebih lanjut menggunakan model NARDL. Dalam NARDL, diharapkan data stasioner maksimal pada bentuk *first differences*. Jika tidak memenuhi hal tersebut maka model NARDL diragukan keandalannya.

Tabel 12 Uji stasioner data harga ayam

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-39.133	0.010	-56.951	0.010
pbesar	-27.020	0.010	-37.773	0.010
pmodern	-20.176	0.049	-39.706	0.010
ptradisional	-26.780	0.010	-37.321	0.010

Dalam Tabel 1, hasil uji stasioneritas untuk data harga ayam pada level dan *first differences* ditampilkan. Berdasarkan statistik uji dan *p-value* yang terkait, dapat dilihat bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) adalah stasioner pada level dan selisih pertama pada tingkat signifikansi 10%. Ini menunjukkan bahwa data ini cocok untuk analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL.

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 2 dan Tabel 3 menampilkan hasil dari pemilihan lag awal untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Tabel 13 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
2	5	982.028
1	5	982.238
3	5	984.026
4	5	985.098
5	5	986.991
2	4	999.483
1	4	1000.251
4	4	1000.670
3	4	1001.238
1	3	1015.434
2	3	1016.783
3	3	1018.717
1	2	1030.848
2	2	1032.830
1	1	1061.107

Dari Tabel 2, konfigurasi lag awal optimal dari produsen ke pedagang besar adalah 2 lag untuk pedagang besar dan 5 lag untuk produsen, dengan AIC terendah 982.028.

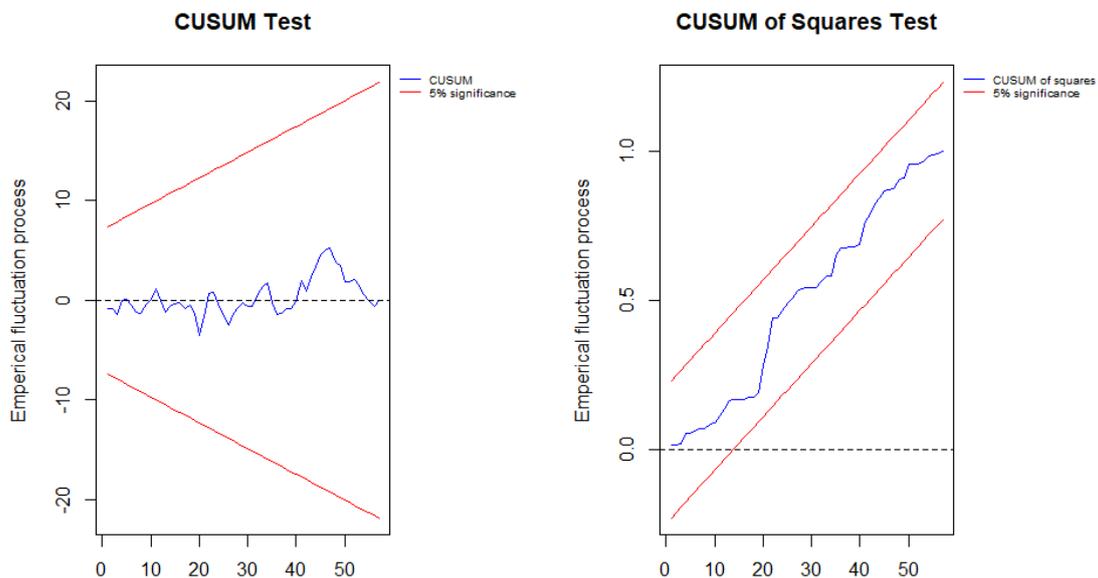
Tabel 14 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

pbesar	produsen	AIC
2	5	1054.886
1	5	1056.490
3	5	1056.881
4	5	1058.878
5	5	1060.433
2	4	1069.759
1	4	1071.751
3	4	1071.759
4	4	1073.759
2	3	1085.414
3	3	1087.322
1	3	1090.502
2	2	1103.512
1	2	1106.703
1	1	1123.633

Dari Tabel 3, konfigurasi lag awal optimal dari pedagang besar ke produsen adalah 2 lag untuk pedagang besar dan 5 lag untuk produsen, dengan AIC terendah 1054.886. Hasil pemilihan lag ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi lag tambahan untuk menciptakan model yang lebih robust. Seleksi lag tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan lag secara robust untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga ayam antara produsen dan pedagang besar.

- **Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar**

Model NARDL untuk transmisi harga ayam dari produsen ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 32 NARDL ayam–stabilitas produsen ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik ($fstat$) dari model adalah 3.383, yang berada di bawah $lower.b$ ($lower\ bound$) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga ayam dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 15 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.383	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.383	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.383	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan lag ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *produsen_pos1* atau saat terjadi kenaikan harga produsen satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *produsen_pos2* juga signifikan namun sayangnya hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *produsen_pos1* sebesar 0.620 artinya setiap kenaikan harga produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp620. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *produsen_neg* dan *produsen_neg1* signifikan pada taraf nyata 10%. *produsen_neg* memiliki nilai positif sedangkan *produsen_neg1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *produsen_neg* sebesar 0.951, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat produsen sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp951.

Tabel 16 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	11053.646	4156.806	2.659	0.010
<i>pbesar_1</i>	0.600	0.187	3.206	0.002
<i>produsen_pos_1</i>	0.620	0.250	2.473	0.017

produsen_pos_2	-0.607	0.170	-3.566	0.001
produsen_pos_4	-0.118	0.132	-0.892	0.377
produsen_pos_5	0.183	0.109	1.675	0.100
produsen_neg	0.951	0.133	7.169	0.000
produsen_neg_1	-0.741	0.221	-3.354	0.002
produsen_neg_2	-0.141	0.167	-0.845	0.402
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.499	0.211	2.362	0.022
produsen_neg_1	0.466	0.226	2.056	0.045

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi. Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbebeda. Sebagai catatan, uji asitmentris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

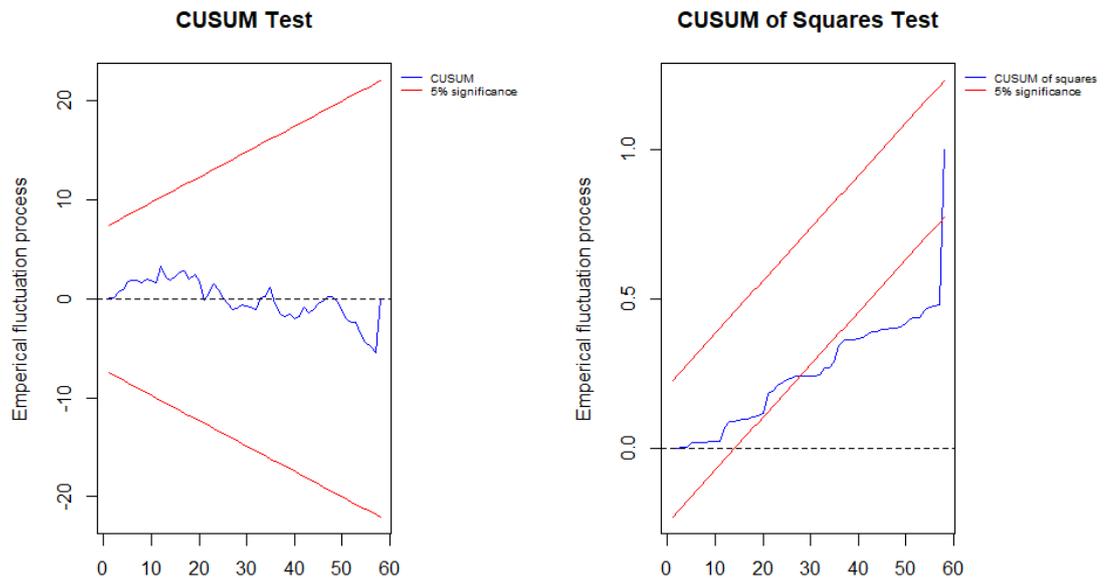
Tabel 17 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	p-value
Jangka panjang	1.912	0.173
Jangka pendek	<i>This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See nardl_uecm_sym() for more details.</i>	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga ayam dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Produsen**

Uji stabilitas model



Gambar 33 NARDL ayam–stabilitas pedagang besar ke produsen

Berdasarkan Gambar 22 diketahui bahwa dalam grafik CUSUM diketahui bahwa model NARDL untuk transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen menunjukkan model ini stabil sepanjang periode analisis yang mengindikasikan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke produsen tetap konsisten, namun jika dilihat dari CUSUM of Squares, menunjukkan adanya ketidakstabilan variabilitas harga ayam dari pedagang besar ke produsen sepanjang periode analisis. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil.

Tabel 18 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	58	1	5.980	3	4.145	4.95
5% critical value	58	1	5.980	3	5.125	6.00
1% critical value	58	1	5.980	3	7.400	8.51

Berdasarkan Tabel 7 diketahui f-statistik (*fstat*) pada model ini yaitu 5.980 yang berada di atas bound (*lower b*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini

mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang dalam transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen (terkointegrasi). Selanjutnya estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL ditunjukkan pada Tabel 8. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan lag ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Tabel 19 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	19680.165	5987.772	3.287	0.002
produsen_1	0.110	0.266	0.413	0.681
pbesar_pos	1.015	0.316	3.213	0.002
pbesar_pos_1	-0.850	0.567	-1.500	0.140
pbesar_pos_2	0.587	0.474	1.240	0.221
pbesar_pos_3	-0.134	0.306	-0.436	0.665
pbesar_neg	1.053	0.293	3.600	0.001
pbesar_neg_2	-0.486	0.233	-2.100	0.042
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	-2.733	7.500	-0.364	0.717
pbesar_neg_1	-3.152	8.325	-0.379	0.706

Sementara itu, untuk analisis jangka panjang, model tidak menunjukkan hubungan yang signifikan pada taraf 10% antara variabel-variabel yang diuji, karena *p-value* untuk semua variabel lebih besar dari 0.10. Hal ini mengindikasikan bahwa transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen belum bisa memberikan kesimpulan yang valid walau hubungan jangka panjang pada model ini teridentifikasi.

Tabel 20 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	7.386	0.009
Jangka pendek	<i>This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See nardl_uecm_sym() for more details.</i>	

Tabel 9 menunjukkan hasil uji asimetris untuk jangka panjang dan jangka pendek. Dikarenakan adanya kointegrasi, efek jangka panjang dapat diinterpretasi. Hasil uji asimetri jangka panjang menunjukkan bahwa ada bukti signifikan tentang asimetri dalam hubungan jangka panjang antara variabel yang diuji, dengan F statistik sebesar 7.386 dan *p-value* sebesar 0.009. Karena *p-value* kurang dari 0.10, ini menunjukkan bahwa asimetri jangka panjang adalah signifikan pada tingkat 10%. Ini berarti bahwa respons perubahan harga terhadap kenaikan dan penurunan berbeda dalam jangka panjang. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbebeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek. Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka pendek bersifat simetris

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern**

Tabel 21 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
2	5	950.565
3	5	952.198
1	5	954.029
4	5	954.165
5	5	955.971
2	4	963.863
3	4	965.447
4	4	967.280
1	4	968.300
2	3	991.610
3	3	993.610
1	3	995.892
1	2	1018.795

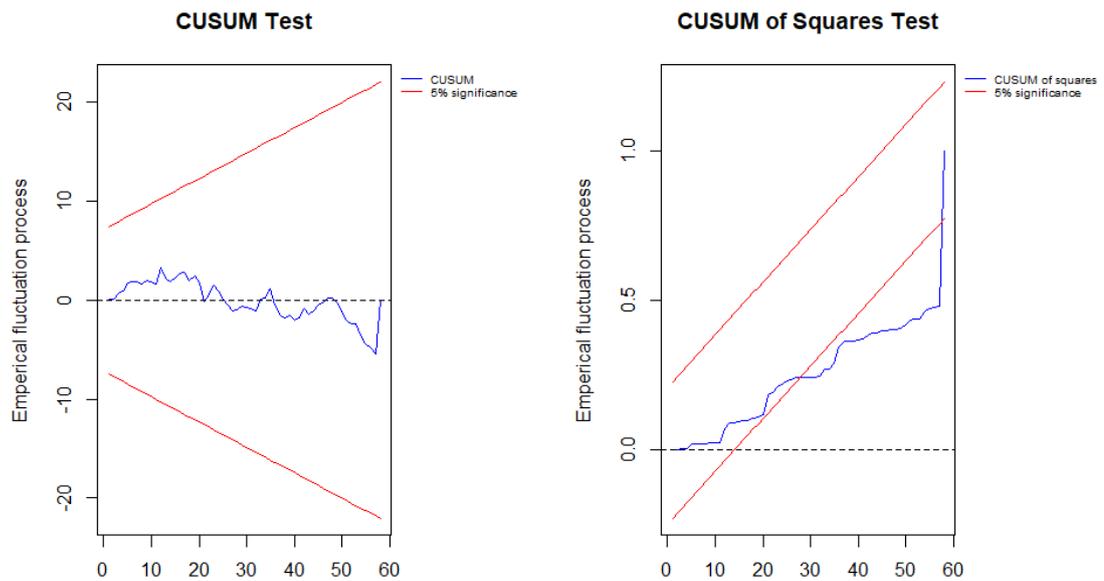
2	2	1019.859
1	1	1038.957

Tabel 10 menunjukkan bahwa kombinasi *lag* awal optimal adalah 2 untuk pasar modern dan 5 pedagang besar, dengan nilai AIC terendah yaitu 950.565. Kombinasi lag awal optimal dari pedagang besar ke pasar modern yaitu 2 untuk pedagang besar dan 5 untuk lprmodern dengan AIC sebesar 968.965.

Tabel 22 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmmodern	AIC
2	5	968.965
1	5	970.685
3	5	970.908
4	5	972.689
5	5	974.660
2	4	984.314
1	4	984.821
3	4	986.154
4	4	987.578
2	3	1012.032
3	3	1012.912
1	3	1013.734
2	2	1032.638
1	2	1034.081
1	1	1051.997

Stabilitas model dapat dilihat dari plot CUSUM dan CUSUM of Squares pada Gambar 23. Berdasarkan plot CUSUM, garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar dan pasar modern tetap konsisten seiring berjalannya waktu.



Gambar 34 NARDL ayam–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Plot CUSUM of Squares menunjukkan bahwa garis biru melewati garis batas bawah di akhir periode analisis. Ini menunjukkan bahwa variabilitas dalam transmisi harga telah menurun seiring berjalannya waktu. Kemungkinan besar, ini bisa mengindikasikan bahwa proses transmisi harga telah menjadi lebih stabil atau terkendali di akhir periode. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil.

Tabel 23 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.365	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.365	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.365	3	7.400	8.51

Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 3.365, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 24 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	20259.893	3593.938	5.637	0.000
pmodern_1	0.520	0.101	5.125	0.000
pmodern_2	-0.042	0.096	-0.440	0.662
pbesar_pos	0.629	0.123	5.120	0.000
pbesar_pos_1	0.317	0.212	1.490	0.142
pbesar_pos_2	-0.352	0.164	-2.148	0.037
pbesar_neg	0.605	0.109	5.525	0.000
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.254	0.439	0.579	0.565
pbesar_neg_1	0.220	0.465	0.472	0.639

Berdasarkan Tabel 12 estimasi koefisien jangka pendek dalam model NARDL mengungkap beberapa temuan penting mengenai transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar modern, dengan memperhatikan taraf signifikansi 10%. Variabel "pmodern_1", "pbesar_pos", dan "pbesar_neg" menunjukkan signifikansi statistik, mengindikasikan bahwa terdapat pengaruh positif yang signifikan, sebaliknya "pbesar_pos_2" yang juga signifikan pada taraf yang sama, tetapi dengan koefisien negatif. Dalam dinamika harga ayam yang ditransmisikan dari pedagang besar ke pasar modern, beberapa variabel telah menunjukkan pengaruh signifikan terhadap harga ayam di pasar modern dalam jangka pendek. Pertama, variabel "pmodern_1" menunjukkan bahwa kenaikan harga di pasar modern pada periode sebelumnya memiliki dampak positif pada harga ayam di periode berikutnya di pasar yang sama. Setiap kenaikan Rp1,000 pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga ayam di pasar modern sebesar Rp520 pada periode berikutnya, asumsi variabel lain konstan. Kemudian, "pbesar_pos" juga menunjukkan hubungan positif dengan harga ayam di pasar modern, sehingga kenaikan harga di pedagang besar pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pasar modern pada periode berikutnya. Sebaliknya, "pbesar_pos_2" yang bernilai negatif mengindikasikan bahwa kenaikan harga di pedagang besar dua periode sebelumnya akan menurunkan harga ayam di pasar modern pada periode saat ini. Terakhir, "pbesar_neg" menunjukkan bahwa penurunan harga di

pedagang besar pada periode sebelumnya juga berhubungan positif dengan harga ayam di pasar modern pada periode saat ini. Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 25 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.729	0.397
Jangka pendek	15.778	0.000

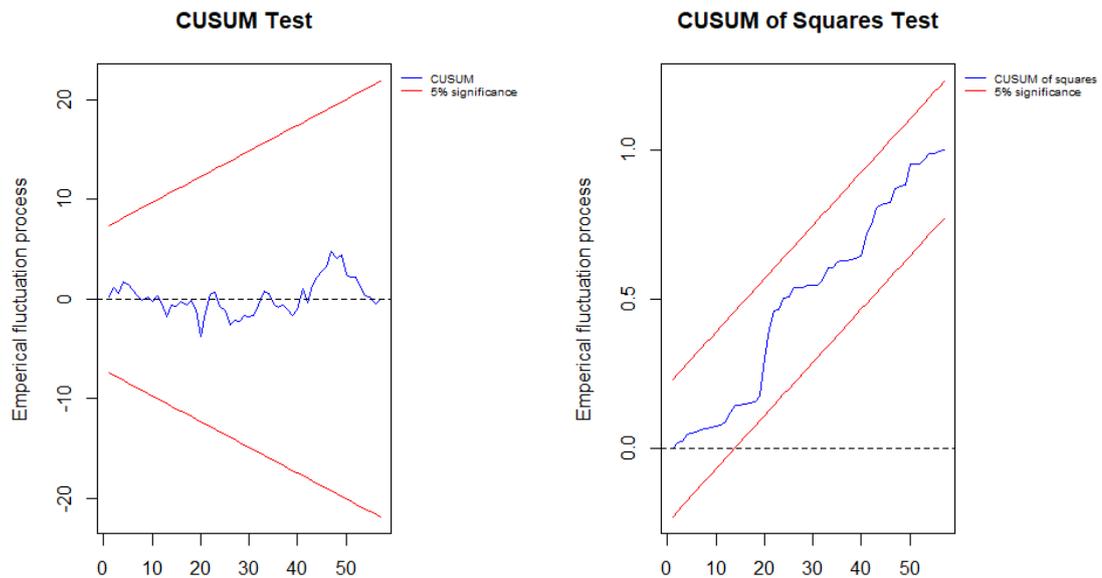
Tabel 14 menunjukkan hasil dari uji asimetris, baik untuk efek jangka panjang maupun pendek, dalam konteks transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar modern. Dalam hal efek jangka panjang, diperoleh nilai Fstat sebesar 0.729 dengan *p-value* sebesar 0.397. Mengingat bahwa *p-value* ini lebih besar dari taraf signifikansi 10%, tidak dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan asimetris jangka panjang dalam transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern. Dengan kata lain, bukti empiris tidak cukup kuat untuk mengklaim adanya hubungan asimetris jangka panjang pada taraf signifikansi 10%. Sementara itu, untuk efek jangka pendek, ditemukan nilai Fstat sebesar 15.778 dengan *p-value* yang sangat kecil (0.000), yang jauh di bawah taraf signifikansi 10%. Ini menunjukkan adanya hubungan signifikan dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar modern dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar***

Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares model NARDL transmisi harga ayam dari pasar modern ke pedagang besar pada Gambar 24, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil dan tidak ada perubahan signifikan dalam variabilitas data sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini

penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 35 NARDL ayam–stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Tabel 13 menyajikan hasil uji kointegrasi yang dilakukan untuk mengetahui ada tidaknya hubungan jangka panjang dalam transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar. Nilai F-statistik yang dihasilkan dari pengujian adalah 10.843. Pada taraf signifikansi 10%, nilai batas bawah dan batas atas kritis adalah 4.145 dan 4.95, berturut-turut. Mengingat bahwa nilai F-statistik (10.843) jauh melampaui batas atas kritis pada semua level signifikansi yang direferensikan (1%, 5%, dan 10%), ini memberikan bukti kuat mengenai adanya hubungan kointegrasi, atau dengan kata lain, ada hubungan jangka panjang dalam transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar. Ini menandakan bahwa fluktuasi harga di pasar modern dan pedagang besar saling terkait dalam jangka panjang dan bergerak bersama seiring dengan waktu. Sehingga, setiap perubahan harga yang terjadi di pasar modern dalam jangka panjang akan berimplikasi pada perubahan harga di pedagang besar dan sebaliknya.

Tabel 26 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	10.843	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	10.843	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	10.843	3	7.400	8.51

Dalam kerangka transmisi harga ayam dari pasar modern ke pedagang besar, terdapat beberapa dinamika penting yang diungkap melalui koefisien jangka pendek dan panjang dengan memperhatikan taraf signifikansi 10% pada Tabel 16.

Tabel 27 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	27947.132	4409.137	6.338	0.000
pbesar_1	0.312	0.154	2.022	0.049
pbesar_2	-0.414	0.159	-2.602	0.013
pmodern_pos	0.705	0.157	4.488	0.000
pmodern_pos_1	-0.381	0.203	-1.878	0.067
pmodern_pos_2	0.514	0.233	2.208	0.032
pmodern_pos_3	-0.466	0.208	-2.239	0.030
pmodern_pos_4	0.351	0.148	2.370	0.022
pmodern_neg	0.895	0.179	5.014	0.000
pmodern_neg_1	-0.635	0.269	-2.360	0.023
pmodern_neg_2	0.540	0.237	2.280	0.028
pmodern_neg_4	0.087	0.166	0.524	0.603
pmodern_neg_5	-0.196	0.146	-1.348	0.185
Koefisien jangka panjang				
pmodern_pos_1	0.402	0.113	3.561	0.001
pmodern_neg_1	0.358	0.120	2.986	0.004

Menariknya, di tingkat jangka panjang, fluktuasi harga di pasar modern—baik itu kenaikan atau penurunan—di periode sebelumnya, cenderung meningkatkan harga di pedagang besar, dengan kenaikan sebesar Rp402 dan Rp358 secara berturut-turut. Keseluruhan interpretasi ini mencerminkan kompleksitas dan dinamika transmisi harga ayam antara pasar modern dan pedagang besar, dengan variasi respons harga terhadap fluktuasi harga di periode-periode sebelumnya.

Tabel 28 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	6.837	0.012
Jangka pendek	5.795	0.020

Mengacu pada Tabel 14 mengenai uji asimetris untuk transmisi harga ayam dari pasar modern ke pedagang besar, terdapat informasi penting terkait hubungan harga antar kedua entitas tersebut baik dalam jangka panjang maupun pendek. Untuk hubungan jangka panjang, diperoleh nilai F-statistik sebesar 6.837 dan *p-value* sebesar 0.012. Mengingat *p-value* tersebut jauh lebih kecil dari taraf signifikansi yang ditentukan (10%), ada bukti yang cukup untuk menolak hipotesis nol, menyiratkan adanya asimetri dalam hubungan harga jangka panjang antara pasar modern dan pedagang besar. Artinya, dalam jangka panjang, kenaikan dan penurunan harga di pasar modern tidak memiliki dampak yang sama terhadap harga di pedagang besar.

Pada sisi lain, untuk hubungan jangka pendek, F-statistik sebesar 5.795 dengan *p-value* sebesar 0.020 juga menunjukkan adanya asimetri pada taraf signifikansi 10%. Artinya, efek kenaikan dan penurunan harga di pasar modern terhadap harga di pedagang besar dalam jangka pendek juga bersifat asimetris, mengindikasikan bahwa dampak kenaikan dan penurunan harga tidak sama besar atau simetris pada periode jangka pendek.

Dengan demikian, interpretasi ini mengkonfirmasi bahwa transmisi harga ayam dari pasar modern ke pedagang besar memiliki sifat asimetris baik dalam jangka pendek maupun panjang pada taraf signifikansi 10%. Aspek-aspek spesifik dari asimetri ini, termasuk apakah kenaikan atau penurunan harga yang memiliki dampak lebih besar, memerlukan pemeriksaan lebih lanjut pada koefisien model yang relevan.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga ayam dari

pasar modern ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Tabel 18 menunjukkan nilai AIC untuk berbagai kombinasi *lag* dalam model NARDL untuk transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar tradisional. Dengan mempertimbangkan kriteria AIC, dimana nilai yang lebih rendah mengindikasikan model yang lebih preferen, kombinasi lag 2 untuk ptradisional dan 5 untuk pbesar dengan nilai AIC 819.929 terbukti sebagai yang paling optimal.

Tabel 29 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
2	5	819.929
3	5	821.613
4	5	823.610
1	5	824.880
5	5	825.517
2	4	837.290
3	4	838.898
4	4	840.893
1	4	841.406
2	3	850.460
3	3	851.993
1	3	854.729
2	2	861.744
1	2	865.962
1	1	877.361

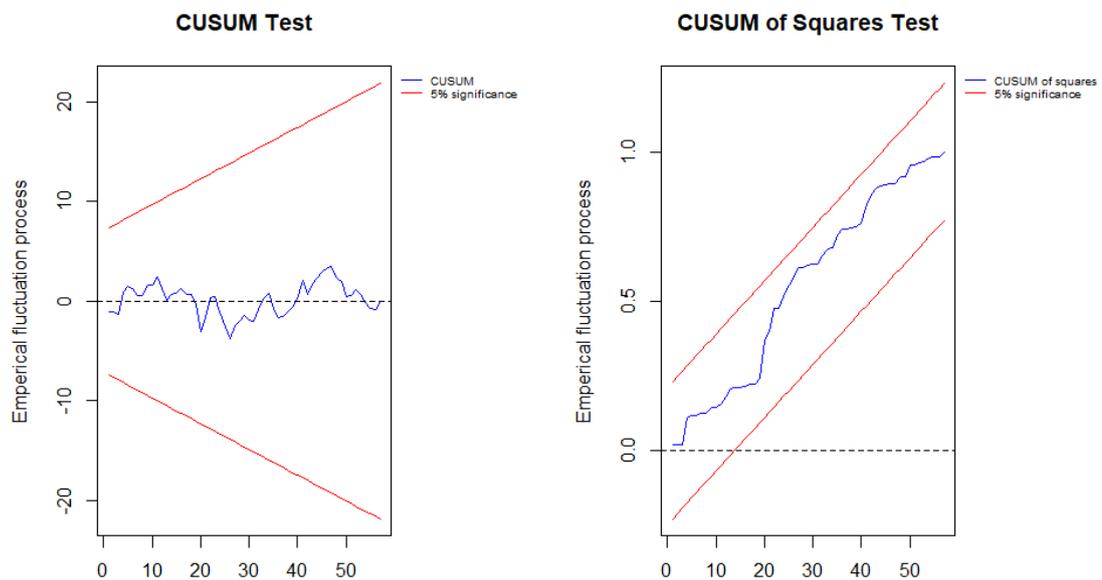
Memperhatikan Tabel 19, yang mencakup nilai-nilai AIC dari berbagai kombinasi lag dalam konteks model NARDL untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional, dicari kombinasi *lag* yang memberikan nilai AIC terkecil.

Tabel 30 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
2	5	810.757
3	5	812.183
4	5	814.154
5	5	814.884
1	5	815.086

2	4	825.224
3	4	826.910
4	4	828.778
1	4	828.920
2	3	837.529
3	3	839.110
1	3	842.100
2	2	848.651
1	2	853.392
1	1	865.697

Dalam hal ini, kombinasi 2 *lag* untuk variabel pbesar dan 5 *lag* untuk ptradisional menghasilkan nilai AIC terendah yaitu 810.757.



Gambar 36 NARDL ayam–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Model NARDL yang mengeksplorasi transmisi harga ayam dari pedagang besar ke pasar tradisional menampakkan hasil yang baik. Dengan merujuk pada plot CUSUM dan CUSUM of Squares pada Gambar 25, garis berwarna biru berlokasi di dalam koridor signifikansi, mengindikasikan bahwa model ini mencapai stabilitas sepanjang periode penelitian. Keutuhan stabilitas model ini adalah esensial karena ini mengisyaratkan bahwa kerangka hubungan antara pedagang besar dan pasar tradisional terpelihara dengan konsistensi sepanjang waktu, sehingga menjadikan model estimasi dan interpretasinya sebagai sesuatu

yang sah dan dapat diandalkan. Sebelum dilakukan interpretasi terkait koefisien dari model dilakukan pengujian koinregresi yang ditunjukkan pada Tabel 20.

Tabel 31 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.200	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.200	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.200	3	7.400	8.51

Berdasarkan Tabel 20 yang menyajikan hasil uji kointegrasi, fokus interpretasi ini adalah pada taraf signifikansi 10%. Dengan nilai F-statistik sebesar 3.200 dan batas bawah (*lower bound*) serta batas atas (*upper bound*) pada taraf 10% kritis berturut-turut adalah 4.145 dan 4.95, dapat dikatakan bahwa nilai F-statistik berada di bawah *lower bound*. Ini mengindikasikan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi antara variabel-variabel dalam model, atau dengan kata lain, tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil antar variabel. Oleh karena itu, setiap hubungan yang teridentifikasi mungkin bersifat jangka pendek.

Tabel 32 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	9888.550	3736.044	2.647	0.011
ptradisional_1	0.398	0.133	3.001	0.004
ptradisional_2	0.282	0.130	2.161	0.036
pbesar_pos	1.1048	0.043	25.572	0.000
pbesar_pos_1	-0.510	0.163	-3.130	0.003
pbesar_pos_2	-0.191	0.158	-1.210	0.232
pbesar_pos_3	-0.011	0.046	-0.236	0.814
pbesar_neg	1.079	0.042	25.803	0.000
pbesar_neg_1	-0.380	0.151	-2.514	0.016
pbesar_neg_2	-0.368	0.143	-2.578	0.013
pbesar_neg_4	-0.000	0.042	-0.003	0.998
pbesar_neg_5	0.066	0.038	1.712	0.094
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.692	0.292	2.366	0.022
pbesar_neg_1	0.670	0.316	2.120	0.039

Dalam jangka pendek, model NARDL untuk transmisi harga ayam antara pedagang besar dan pasar tradisional memperlihatkan dinamika yang signifikan pada taraf 10%. Variabel $p_{tradisional_1}$, dengan koefisien 0.398, mengindikasikan bahwa setiap kenaikan harga telur di pasar tradisional sebesar Rp1.000 pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar Rp398 pada periode saat ini. Sementara itu, $p_{tradisional_2}$, yang memiliki koefisien 0.282, menunjukkan efek serupa, namun dengan magnitudo yang lebih kecil, yaitu kenaikan harga sebesar Rp282 pada pedagang besar untuk setiap kenaikan harga Rp1.000 di pasar tradisional dua periode sebelumnya.

Selanjutnya, p_{besar_pos} memiliki koefisien 1.1048, menandakan bahwa kenaikan harga sebesar Rp1.000 di pedagang besar akan meningkatkan harga di pasar tradisional sebesar Rp1.1048 pada periode saat ini. Di sisi lain, $p_{besar_pos_1}$ dengan koefisien -0.510 mencerminkan bahwa kenaikan harga sebesar Rp1.000 di pedagang besar pada periode sebelumnya akan mengurangi harga di pasar tradisional sebesar Rp510 pada periode saat ini.

Terakhir, untuk variabel $p_{besar_neg_1}$ dan $p_{besar_neg_2}$, yang masing-masing memiliki koefisien -0.380 dan -0.368, menandakan bahwa penurunan harga sebesar Rp1.000 di pedagang besar pada satu dan dua periode sebelumnya akan mengurangi harga di pasar tradisional sebesar Rp380 dan Rp368 pada periode saat ini. Semua interpretasi di atas diasumsikan bahwa variabel lainnya tetap konstan dan berdasarkan pada level signifikansi 10%.

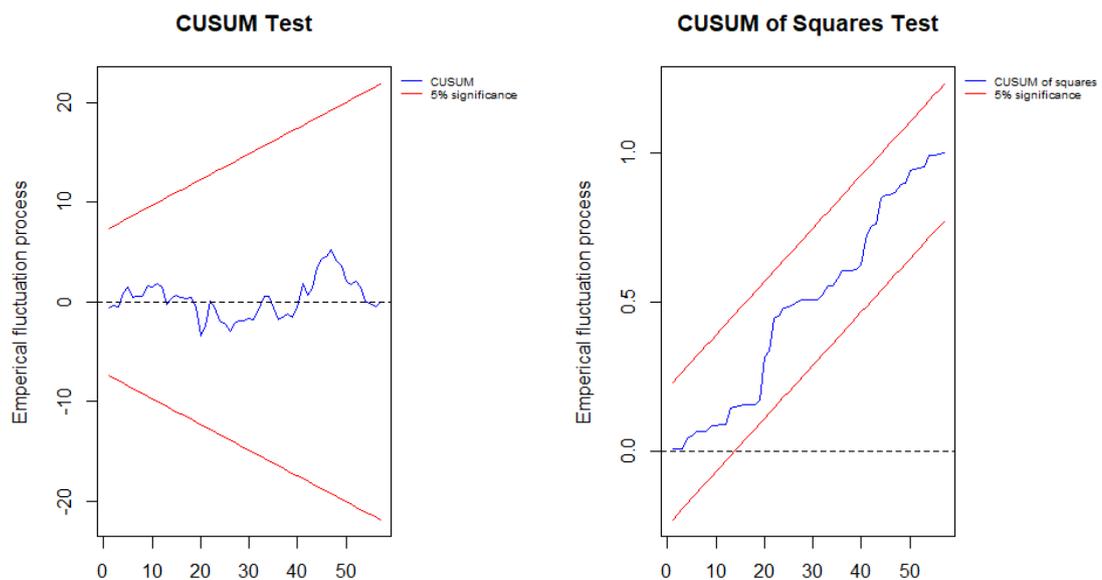
Tabel 33 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.098	0.299
Jangka pendek	<i>This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.</i>	

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, pada Tabel 22 terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga ayam antara pedagang besar dan pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**



Gambar 37 NARDL ayam–stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Gambar 26 menunjukkan Model NARDL transmisi harga ayam dari pasar tradisional ke pedagang besar memperlihatkan hasil yang memadai dan konsisten. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis biru yang terletak di dalam batas-batas signifikansi menunjukkan bahwa model ini stabil selama periode yang diteliti. Stabilitas dari model ini bukan hanya esensial dalam memastikan bahwa struktur relasi antara pasar tradisional dan pedagang besar tetap kokoh dan konsisten sepanjang

waktu, tetapi juga vital dalam menjaga bahwa variabilitas dalam data tidak menyebabkan distorsi dalam estimasi dan interpretasi model. Oleh karena itu, analisis dan prediksi yang dihasilkan dari model ini dapat dianggap sah dan dapat diandalkan, memungkinkan untuk analisis lebih lanjut dan pengambilan keputusan yang berinformasi. uji kointegrasi menjadi langkah awal penting untuk menilai ada tidaknya hubungan jangka panjang yang stabil antara kedua entitas.

Tabel 34 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	7.566	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	7.566	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	7.566	3	7.400	8.51

Tabel 23 menampilkan hasil dari uji kointegrasi, yang penting untuk menentukan apakah terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antar variabel dalam model. Pada taraf signifikansi 10%, nilai F-statistik yang diperoleh adalah 7.566, sementara batas bawah dan atas (*lower bound* dan *upper bound*) adalah 4.145 dan 4.95, berturut-turut. Karena nilai F-statistik melebihi *upper bound*, dapat menyimpulkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi antar variabel, atau dengan kata lain, variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil.

Tabel 35 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	7624.960	2982.872	2.556	0.014
pbesar_1	0.441	0.135	3.270	0.002
pbesar_2	0.262	0.131	2.002	0.051
ptradisional_pos	0.880	0.035	24.791	0.000
ptradisional_pos_1	-0.328	0.127	-2.582	0.013
ptradisional_pos_2	-0.362	0.124	-2.909	0.005
ptradisional_pos_3	0.045	0.035	1.290	0.203
ptradisional_neg	0.897	0.035	25.845	0.000
ptradisional_neg_1	-0.424	0.129	-3.286	0.002
ptradisional_neg_2	-0.200	0.126	-1.587	0.119
ptradisional_neg_4	-0.040	0.024	-1.644	0.107
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	-3.504	25.711	-0.136	0.892

ptradisional_neg_1 -3.780 27.220 -0.139 0.890

Untuk analisis dalam jangka panjang, model tidak mengindikasikan adanya keterkaitan yang signifikan pada taraf signifikansi 10% antara variabel-variabel yang diteliti, sebab *p-value* untuk setiap variabel melebihi 0.10. Ini menandakan bahwa transmisi harga ayam dari pedagang tradisional ke pedagang besar belum dapat menarik kesimpulan yang meyakinkan meskipun terdapat identifikasi hubungan jangka panjang dalam model ini.

Tabel 36 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.797	0.100
Jangka pendek	4.712	0.035

Untuk analisis transmisi harga ayam dari pasar tradisional ke pedagang besar, uji asimetris mengungkapkan informasi penting mengenai hubungan jangka panjang dan pendek antara kedua entitas pasar tersebut. Pada taraf signifikansi 10%, dengan F-statistik untuk hubungan jangka panjang sebesar 2.797 dan *p-value* 0.100, terdapat indikasi yang cukup untuk menyatakan bahwa terdapat asimetri dalam hubungan jangka panjang antara pasar tradisional dan pedagang besar. Sementara itu, untuk hubungan jangka pendek, dengan F-statistik 4.712 dan *p-value* 0.035, kita juga dapat menyimpulkan bahwa terdapat asimetri dalam hubungan jangka pendek antara kedua pasar pada taraf yang sama. Ini menunjukkan bahwa kenaikan dan penurunan harga di pasar tradisional mempunyai dampak yang berbeda terhadap harga di pedagang besar, dan memberikan landasan untuk eksplorasi lebih lanjut mengenai dinamika asimetris ini dalam konteks transmisi harga ayam

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga ayam dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat simetris.

C. Analisis Transmisi Harga Bawang Merah

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas berperan penting dalam memvalidasi data yang akan digunakan dalam analisis transmisi harga bawang merah. Dalam konteks analisis transmisi harga bawang merah menggunakan model NARDL, sangat penting untuk memastikan bahwa data yang digunakan stasioner paling tidak pada bentuk *first differences* untuk menjamin keandalan dan validitas model yang akan dikembangkan. Jika data tidak memenuhi kriteria ini, keandalan model NARDL dalam menggambarkan dan menganalisis transmisi harga bawang merah dapat diragukan, sehingga hasil analisis yang dihasilkan mungkin tidak merefleksikan dengan akurat dinamika pasar yang sesungguhnya.

Tabel 37 Uji stasioner data harga bawang merah

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-26.117	0.010	-52.148	0.010
pbesar	-21.206	0.039	-37.368	0.010
pmodern	-17.849	0.086	-35.430	0.010
ptradisional	-21.294	0.038	-38.160	0.010

Pada Tabel 26, hasil uji stasioneritas untuk data harga bawang merah, baik pada level maupun *first differences*, ditampilkan dengan mencantumkan nilai statistik uji dan *p-value* yang terkait. Semua variabel yang diuji, yaitu produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional, menunjukkan bahwa mereka adalah stasioner pada level dan *first differences* pada tingkat signifikansi 10%, yang ditunjukkan oleh nilai *p-value* dan statistik uji yang relevan. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa data ini layak untuk analisis lebih lanjut dalam pengembangan model NARDL atau model ekonometrik lainnya.

Memilih *lag* yang optimal merupakan tahapan penting dalam menentukan spesifikasi model NARDL guna memastikan bahwa model yang dihasilkan adalah akurat dan memberikan informasi yang relevan. Hasil pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang

besar, dan sebaliknya, ditampilkan pada Tabel 27 dan Tabel 28 dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC) sebagai dasar pemilihannya. Dalam kedua tabel tersebut, berbagai kombinasi *lag* diuji coba untuk mencari konfigurasi *lag* yang paling optimal.

Tabel 38 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
1	5	1008.516
2	5	1008.697
3	5	1010.696
4	5	1012.591
5	5	1014.589
2	4	1028.003
3	4	1029.700
1	4	1031.056
4	4	1031.643
3	3	1045.558
2	3	1046.519
1	3	1048.009
1	2	1063.939
2	2	1064.165
1	1	1110.242

Berdasarkan Tabel 27 mengenai konfigurasi *lag* awal optimal dari produsen ke pedagang besar, konfigurasi *lag* yang paling optimal adalah dengan menggunakan 2 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk produsen, yang memberikan nilai *Akaike Information Criterion (AIC)* terendah yaitu 1008.516. Oleh karena itu, dalam analisis lebih lanjut yang melibatkan model NARDL untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang besar, penggunaan 2 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk produsen akan menjadi spesifikasi awal yang digunakan, guna memastikan model yang dikembangkan informatif dan tepat dalam menggambarkan dinamika transmisi harga yang terjadi.

Tabel 39 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

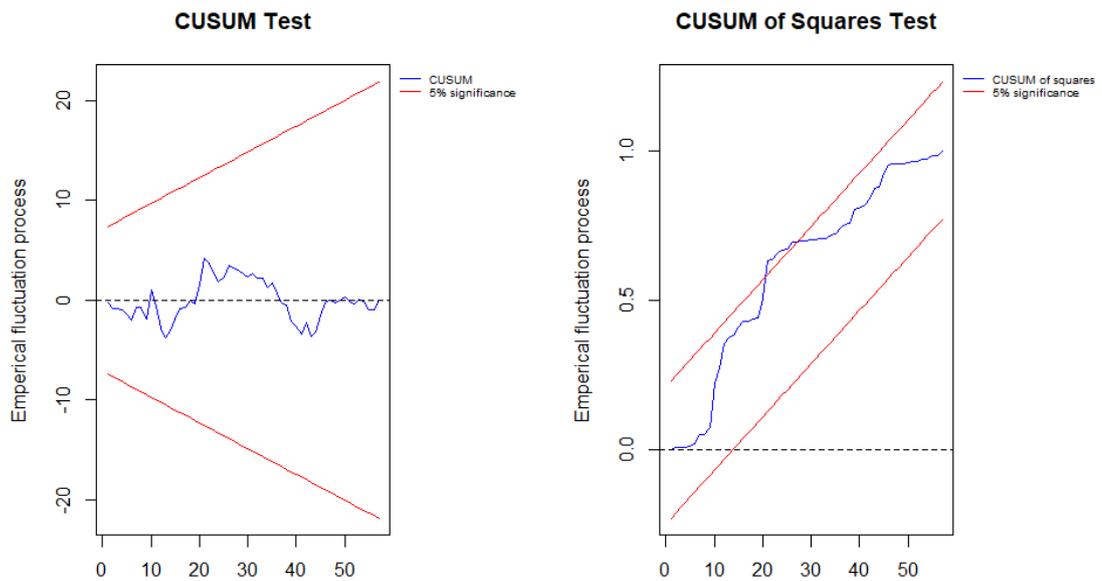
produsen	pbesar	AIC
1	5	987.643
2	5	989.050
3	5	990.833

4	5	992.527
5	5	994.443
1	4	1013.014
2	4	1013.187
3	4	1013.201
4	4	1014.953
3	3	1029.526
1	3	1031.753
2	3	1033.674
1	2	1045.713
2	2	1047.645
1	1	1099.496

Pada Tabel 28, dapat dilihat bahwa konfigurasi *lag* awal yang optimal dari pedagang besar ke produsen. Dalam transmisi harga bawang merah menggunakan 1 *lag* untuk produsen dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan nilai AIC terendah sebesar 987.643. Hasil pemilihan *lag* ini digunakan sebagai dasar dalam membentuk model awal NARDL. Hal Ini dilakukan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan tidak hanya dapat merepresentasikan dinamika transmisi harga dengan akurat, tetapi juga mempertahankan integritas statistik dan kekuatan interpretasi ekonomi. Melalui pendekatan tersebut, model NARDL dapat memberikan pemahaman bagaimana perubahan harga di satu segmen pasar (pedagang besar) dapat mempengaruhi segmen pasar lain (produsen) dalam konteks transmisi harga bawang merah.

- ***Estimasi model NARDL: Produsen ke Pedagang Besar***

Model NARDL untuk transmisi harga bawang merah dari produsen ke pedagang besar dapat dilihat pada Gambar 27. Berdasarkan plot CUSUM, diketahui model ini stabil sepanjang periode analisis dari segi parameter model. Ini menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten sepanjang waktu, yang membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan. Namun, pada CUSUM of Squares, terdapat indikasi ketidakstabilan dalam variabilitas harga bawang merah dari produsen ke pedagang besar sepanjang periode analisis.



Gambar 38 NARDL bawang merah–stabilitas produsen ke pedagang besar

Sebelum menginterpretasikan koefisien pada model NARDL, menjalankan uji kointegrasi menjadi langkah penting untuk mengevaluasi apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga bawang merah. Jika kointegrasi tidak terbukti, hal ini dapat diinterpretasikan bahwa hubungan yang ada hanya berlaku pada jangka pendek, yang mana dapat bersifat tidak stabil dan oleh karena itu, tingkat kepercayaan interpretasi menjadi kurang.

Tabel 40 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	2.290	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	2.290	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	2.290	3	7.400	8.51

Berdasarkan hasil uji yang diperoleh, nilai f-statistik (*fstat*) dari model adalah 2.290, yang berada di bawah nilai batas bawah (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%, yaitu 4.145. Ini menandakan bahwa hanya ada hubungan jangka pendek dalam transmisi harga bawang merah dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 41 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	13308.936	2015.480	6.603	0.000
pbesar_1	0.391	0.089	4.374	0.000
produsen_pos	1.028	0.082	12.599	0.000
produsen_pos_1	-0.073	0.149	-0.489	0.627
produsen_pos_2	-0.258	0.188	-1.372	0.177
produsen_pos_3	0.374	0.166	2.250	0.029
produsen_pos_4	-0.184	0.132	-1.394	0.170
produsen_neg	1.207	0.115	10.488	0.000
produsen_neg_2	-0.242	0.138	-1.751	0.086
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	11.147	56.226	0.198	0.844
produsen_neg_1	12.202	62.080	0.197	0.845

Dalam analisis transmisi harga bawang merah dari produsen ke pedagang besar, dapat dilihat bahwa beberapa variabel dalam model jangka pendek menunjukkan signifikansi statistik pada taraf 10 persen. Variabel *pbesar_1*, dengan koefisien 0.391 dan *p-value* 0.000, menunjukkan bahwa kenaikan harga di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di produsen sebesar 391 rupiah pada periode saat ini, asumsikan variabel lainnya tetap. Sedangkan, variabel *produsen_pos* menunjukkan koefisien 1.028 dan *p-value* 0.000, memberikan bukti bahwa kenaikan harga di produsen sebesar 1000 rupiah pada periode saat ini akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 1028 rupiah pada periode yang sama, asumsikan variabel lainnya tetap. Selanjutnya, variabel *produsen_pos_3*, dengan koefisien 0.374 dan *p-value* 0.029, mengindikasikan bahwa kenaikan harga di produsen sebesar 1000 rupiah tiga periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 374 rupiah pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Variabel *produsen_neg* menunjukkan koefisien 1.207 dan *p-value* 0.000, mengimplikasikan bahwa penurunan harga di produsen sebesar 1000 rupiah pada periode saat ini akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 1207 rupiah pada periode yang sama, asumsikan variabel lainnya tetap. Terakhir, variabel *produsen_neg_2* dengan koefisien

-0.242 dan p-value 0.086 menunjukkan bahwa penurunan harga di produsen sebesar 1000 rupiah dua periode sebelumnya akan mengurangi harga di pedagang besar sebesar 242 rupiah pada periode saat ini, asumsikan variabel lainnya tetap.

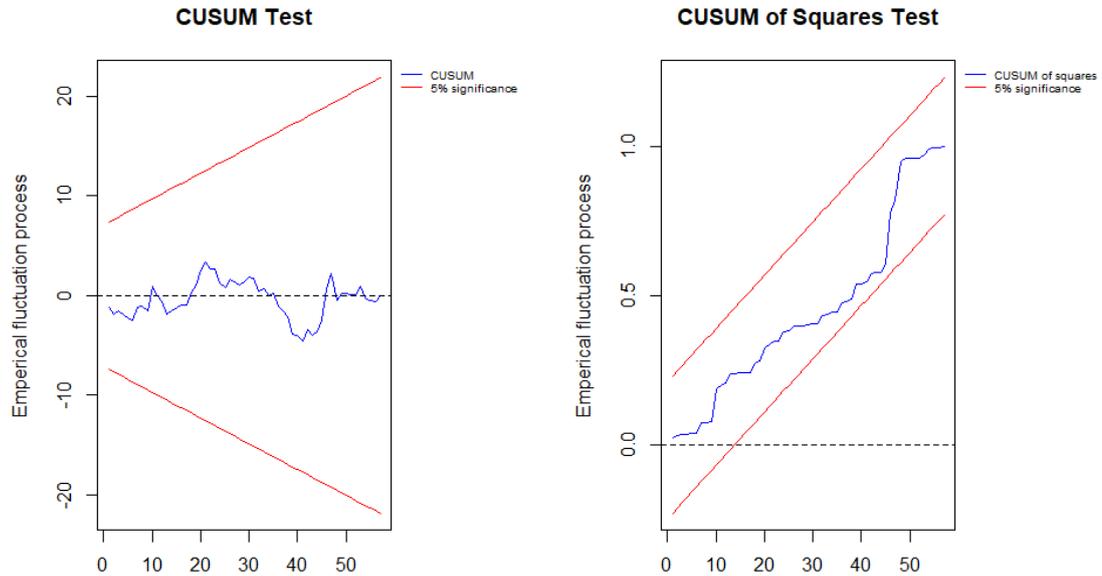
Tabel 42 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	3.096	0.086
Jangka pendek	0.031	0.860

Tabel 31 menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, dengan F-statistic sebesar 0.031 dan p-value sebesar 0.860, tidak ada bukti yang cukup kuat untuk mendukung adanya asimetri dalam transmisi harga dari produsen ke pedagang besar.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga bawang merah dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke produsen**



Gambar 39 NARDL bawang merah–stabilitas pedagang besar ke produsen

Berdasarkan analisis grafik, dapat diketahui bahwa model NARDL untuk transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen menunjukkan karakteristik yang stabil sepanjang periode analisis, seperti yang terlihat pada grafik CUSUM. Ini mengindikasikan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar dan produsen tetap konsisten dan stabil sepanjang waktu. Sebaliknya, ketika mengobservasi grafik CUSUM of Squares, model menunjukkan stabilitas dalam variabilitas harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen sepanjang periode yang diamati. Ini menunjukkan bahwa, meskipun terdapat fluktuasi harga, variabilitasnya tetap stabil dan tidak menunjukkan bukti adanya perubahan struktural dalam volatilitas sepanjang periode analisis. Dengan kedua temuan ini, langkah berikutnya dalam analisis bisa melibatkan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil, dan untuk mengkonfirmasi lebih lanjut keandalan dari model NARDL dalam menganalisis transmisi harga bawang merah antara pedagang besar dan produsen.

Tabel 43 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.998	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.998	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.998	3	7.400	8.51

Hasil uji kointegrasi yang disajikan dalam Tabel 33 menunjukkan nilai F-statistik sebesar 1.998. Pada taraf signifikansi 10%, nilai kritis berkisar antara 4.145 dan 4.95. Menimbang bahwa nilai F-statistik yang didapat lebih rendah dibandingkan rentang nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, kita gagal menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi antara kedua variabel tersebut. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 44 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	15324.108	1469.659	10.427	0.000
produsen_1	0.016	0.092	0.177	0.861
pbesar_pos	0.888	0.070	12.770	0.000
pbesar_pos_1	-0.218	0.161	-1.354	0.182
pbesar_pos_2	-0.026	0.101	-0.259	0.797
pbesar_neg	0.622	0.065	9.562	0.000
pbesar_neg_2	-0.017	0.070	-0.244	0.808
pbesar_neg_3	-0.021	0.079	-0.260	0.796
pbesar_neg_4	0.017	0.078	0.213	0.832
pbesar_neg_5	0.022	0.051	0.434	0.666
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.450	0.176	2.563	0.013
produsen_neg_1	0.413	0.189	2.183	0.034

Pada transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen, berdasarkan koefisien jangka pendek dalam Tabel 32, mengungkapkan beberapa dinamika harga yang signifikan pada taraf 10%. Variabel *pbesar_pos*, dengan koefisien sebesar 0.888 dan p-value 0.000, menunjukkan bahwa kenaikan harga bawang merah sebesar 1000 rupiah di pedagang besar pada periode saat ini berpotensi meningkatkan harga di

produsen sebesar 888 rupiah pada periode yang sama, asumsikan variabel lainnya tetap. Demikian pula, variabel *pbesar_neg*, yang memiliki koefisien sebesar 0.622 dan *p-value* 0.000, menunjukkan bahwa penurunan harga bawang merah sebesar 1000 rupiah di pedagang besar pada periode saat ini dapat mengakibatkan kenaikan harga di produsen sebesar 622 rupiah, dengan mengasumsikan variabel lainnya konstan.

Tabel 45 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.822	0.183
Jangka pendek	0.036	0.850

Tabel 34 menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, nilai F-statistik untuk jangka pendek adalah 0.036 dengan *p-value* sebesar 0.850. Ini menunjukkan bahwa pada taraf signifikansi 10%, tidak ada bukti empiris yang cukup untuk menyatakan bahwa terdapat efek asimetris dalam mekanisme transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen dalam jangka pendek. Dengan kata lain, kenaikan dan penurunan harga bawang merah di pedagang besar tidak memiliki dampak yang berbeda terhadap harga bawang merah di tingkat produsen dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke Pasar Modern***

Dalam konteks transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern, model NARDL dapat digunakan untuk menganalisis dan memahami bagaimana perubahan harga pada level pedagang besar (misalnya, akibat perubahan biaya produksi, cuaca ekstrem, atau perubahan kebijakan) mempengaruhi harga di pasar modern.

Tabel 46 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
1	5	1047.355
2	5	1048.761
5	5	1049.734
3	5	1049.836
4	5	1050.957
1	4	1062.385
2	4	1063.997
3	4	1065.632
4	4	1065.668
1	3	1077.653
2	3	1079.577
3	3	1081.556
1	2	1093.113
2	2	1095.073
1	1	1115.928

Pada Tabel 35 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal optimal dalam konteks transmisi harga bawang merah dari pedagang besar (pbesar) ke pasar modern (pmodern) dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Berdasarkan pada data yang disajikan, dapat terlihat berbagai kombinasi *lag* untuk variabel pmodern dan pbesar beserta nilai AIC terkait. Model dengan nilai AIC terendah biasanya dianggap sebagai model yang paling baik karena menunjukkan bahwa model tersebut memberikan penjelasan yang baik tentang variabilitas dalam data dengan menggunakan jumlah parameter yang paling sedikit.

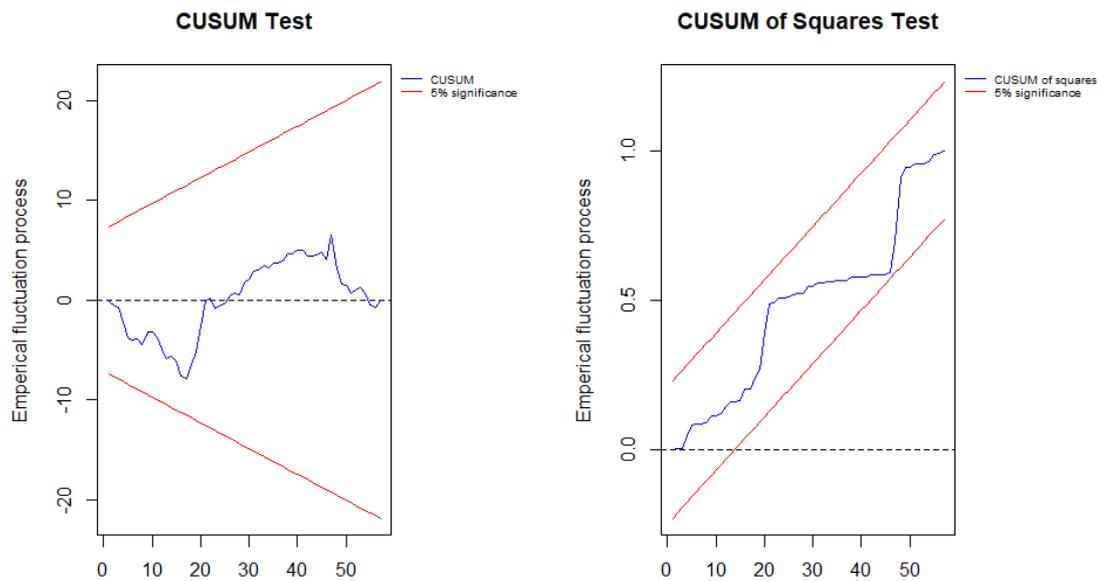
Nilai AIC terendah yang dapat dilihat dalam tabel adalah 1047.355, yang terkait dengan 1 *lag* untuk pmodern dan 5 *lag* untuk pbesar. Ini menunjukkan bahwa model dengan konfigurasi *lag* ini memberikan penyesuaian yang relatif baik terhadap data dibandingkan dengan model lainnya dengan konfigurasi *lag* yang berbeda.

Tabel 47 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
4	5	1105.277
5	5	1107.227
3	5	1107.704

1	5	1108.247
2	5	1109.707
3	4	1125.053
4	4	1125.095
1	4	1125.695
2	4	1127.103
1	3	1141.763
2	3	1143.122
3	3	1143.343
1	2	1157.768
2	2	1159.617
1	1	1179.036

Tabel 36 menyajikan hasil dari pemilihan *lag* awal optimal untuk model transmisi harga bawang merah dari pasar modern (pmodern) ke pedagang besar (pbesar), dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dapat dilihat bahwa pada tabel dipaparkan berbagai kombinasi *lag* untuk pbesar dan produsen bersama dengan nilai AIC yang bersangkutan. Untuk memilih model yang optimal, perlu diketahui kombinasi *lag* yang memberikan nilai AIC terendah, karena nilai AIC yang lebih rendah menandakan model yang lebih baik dari perspektif informasi teoretis. Model tersebut memberikan penyesuaian yang baik terhadap data dengan menggunakan sejumlah parameter yang relatif lebih sedikit. Nilai AIC terendah dalam tabel tersebut adalah 1105.277, yang terjadi dengan 4 *lag* untuk pbesar dan 5 *lag* untuk produsen. Hal ini menunjukkan bahwa konfigurasi *lag* tersebut memberikan penyesuaian terbaik terhadap data dibandingkan dengan konfigurasi *lag* lainnya, berdasarkan kriteria AIC.



Gambar 40 NARDL bawang merah–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Secara spesifik, dari plot CUSUM menunjukkan stabilitas dalam model sepanjang periode analisis, yang mengindikasikan bahwa hubungan struktural antara pedagang besar dan pasar modern tetap konsisten dan stabil selama periode yang diamati. Berdasarkan uji CUSUM of Squares juga menunjukkan karakteristik stabilitas, dalam konteks variabilitas harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern. Meskipun terdapat variasi harga, variabilitas atau volatilitas dari harga tersebut tetap stabil dan tidak mengalami perubahan struktural yang signifikan sepanjang periode analisis. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi yang bertujuan untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil.

Tabel 48 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	10.475	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	10.475	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	10.475	3	7.400	8.51

Dalam pengujian kointegrasi yang disajikan pada Tabel 38, terkait transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern, didapati bahwa nilai F-statistik sebesar 10.475 signifikan pada taraf 10%, mengingat nilai ini melampaui nilai kritis sebesar 4.145. Oleh karenanya, terdapat hubungan kointegrasi atau dengan kata lain, terdapat hubungan jangka panjang antara harga bawang merah di pedagang besar dengan harga bawang merah di pasar modern. Kesimpulan ini mengindikasikan bahwa setiap perubahan harga bawang merah pada level pedagang besar akan mempengaruhi pergerakan harga bawang merah di pasar modern dalam jangka panjang. Ini berarti bahwa dinamika harga di pedagang besar dan pasar modern terintegrasi, dan perubahan harga di satu segmen pasar akan berdampak pada perubahan harga di segmen pasar lainnya dalam jangka panjang.

Tabel 49 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	13151.401	3301.630	3.983	0.000
pmodern_1	0.692	0.077	8.977	0.000
pbesar_pos	0.035	0.111	0.317	0.752
pbesar_pos_1	0.950	0.196	4.844	0.000
pbesar_pos_2	-0.514	0.218	-2.357	0.022
pbesar_pos_3	0.037	0.142	0.261	0.795
pbesar_neg	0.630	0.084	7.484	0.000
pbesar_neg_2	-0.097	0.096	-1.006	0.319
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.815	0.152	5.371	0.000
pbesar_neg_1	0.810	0.166	4.892	0.000

Dalam analisis transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern, variabel-variabel dalam model koefisien jangka panjang menunjukkan beberapa hasil yang signifikan pada taraf signifikansi 10%. Variabel pbesar_pos_1, dengan koefisien sebesar 0.815 dan nilai *p-value* sebesar 0.000, menunjukkan bahwa kenaikan harga bawang merah di pedagang besar satu periode sebelumnya akan meningkatkan harga bawang merah di pasar modern sebesar 815 rupiah per 1000 rupiah kenaikan, dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap.

Selanjutnya, variabel *pbesar_neg_1* menunjukkan koefisien sebesar 0.810 dengan nilai *p-value* sebesar 0.000, mengindikasikan bahwa penurunan harga bawang merah di pedagang besar satu periode sebelumnya akan meningkatkan harga bawang merah di pasar modern sebesar 810 rupiah per 1000 rupiah penurunan, dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap.

Dengan demikian, baik kenaikan maupun penurunan harga bawang merah di pedagang besar pada periode sebelumnya memiliki dampak positif dan signifikan terhadap harga bawang merah di pasar modern dalam jangka panjang. Pendekatan ini memberikan pandangan bahwa harga di pasar modern dan pedagang besar saling terintegrasi dan perubahan harga di satu segmen dapat mempengaruhi segmen yang lain dalam jangka waktu yang panjang.

Tabel 50 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

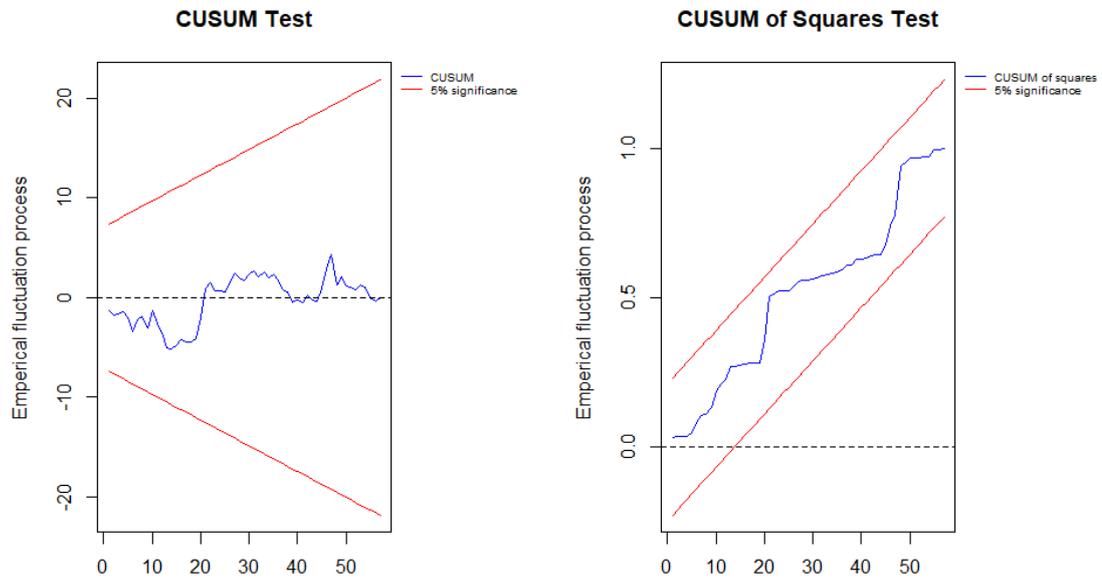
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.033	0.856
Jangka pendek	3.540	0.000

Analisis terhadap transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern, berdasarkan data pada Tabel 39, memperlihatkan dinamika yang menarik baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Di satu sisi, untuk jangka panjang, nilai F-statistik sebesar 0.033 dengan nilai *p-value* sebesar 0.856 (lebih besar dari 0.1 pada taraf signifikansi 10%) menunjukkan bahwa tidak ada asimetri yang signifikan dalam pengaruh perubahan harga bawang merah jangka panjang dari pedagang besar ke pasar modern. Ini berarti bahwa dalam jangka panjang, pengaruh kenaikan dan penurunan harga di pedagang besar terhadap harga di pasar modern cenderung simetris. Di sisi lain, untuk jangka pendek, dengan nilai F-statistik 3.540 dan *p-value* 0.000 (jauh lebih kecil dari 0.1 pada taraf signifikansi 10%), terdapat bukti kuat mengenai asimetri yang signifikan dalam transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar modern. Dengan demikian, dalam periode jangka

pendek, kenaikan dan penurunan harga bawang merah di pedagang besar memiliki pengaruh yang tidak serupa atau asimetris terhadap harga di pasar modern. Sehingga, bisa ditarik kesimpulan bahwa dalam jangka pendek, mekanisme penyesuaian harga pasar modern terhadap fluktuasi harga di pedagang besar terjadi dengan cara yang berbeda tergantung pada apakah terjadi kenaikan atau penurunan harga bawang merah di pedagang besar.

Hasil analisis kointegrasi menegaskan bahwa ada hubungan jangka panjang yang terbentuk antara harga bawang merah di pedagang besar dan di pasar modern, yang mencerminkan bahwa fluktuasi harga pada satu pasar mempengaruhi harga di pasar lain dalam jangka panjang. Meskipun ada hubungan jangka panjang, analisis asimetris untuk jangka panjang menunjukkan bahwa hubungan ini tidak bersifat asimetris, yang berarti bahwa kenaikan dan penurunan harga di pedagang besar memiliki pengaruh yang serupa terhadap harga di pasar modern dalam jangka panjang. Sementara itu, dalam jangka pendek, ada bukti asimetri yang signifikan, mengindikasikan bahwa kenaikan dan penurunan harga di pedagang besar memberikan dampak yang berbeda terhadap harga di pasar modern.

- **Estimasi model NARDL: Pasar Modern ke Pedagang besar**



Gambar 41 NARDL bawang merah–stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Melalui analisis grafik pada Gambar 30, terlihat bahwa model NARDL untuk transmisi harga bawang merah dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan indikasi stabilitas sepanjang periode analisis, sebagaimana tercermin dalam grafik CUSUM. Hal ini mengindikasikan bahwa struktur hubungan antara pasar modern dan pedagang besar tetap konsisten dan stabil sepanjang waktu. Model yang dihasilkan dapat diandalkan untuk memahami dan meramalkan dinamika transmisi harga bawang merah dalam konteks tersebut. Observasi terhadap grafik CUSUM of Squares juga menunjukkan stabilitas dalam variabilitas harga bawang merah dari pasar modern ke pedagang besar selama periode yang diamati. Meskipun terdapat fluktuasi harga yang terjadi, variabilitasnya terlihat stabil dan tidak ada bukti yang menunjukkan adanya perubahan struktural dalam volatilitas selama periode analisis. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek,

yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 51 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	4.790	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	4.790	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	4.790	3	7.400	8.51

Pada taraf signifikansi 5%, nilai F-statistik dari Tabel 41, yang adalah 4.790, tidak melampaui nilai kritisnya (5.125). Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 5%, tidak dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi antara harga bawang merah di pasar modern dan di pedagang besar. Dengan demikian, pada taraf ini, bukti empiris tidak cukup kuat untuk mengklaim adanya hubungan jangka panjang antara perubahan harga bawang merah di pasar modern dan pedagang besar. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga ayam dari pasar modern ke pedagang besar.

Tabel 52 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	11161.555	4910.078	2.273	0.028
pbesar_1	0.388	0.211	1.838	0.073
pbesar_2	-0.363	0.224	-1.620	0.112
pbesar_3	0.253	0.225	1.128	0.265
pbesar_4	0.166	0.188	0.886	0.380
pmodern_pos	1.041	0.217	4.800	0.000
pmodern_pos_1	-0.926	0.279	-3.318	0.002
pmodern_pos_2	0.752	0.297	2.529	0.015
pmodern_pos_3	-0.462	0.314	-1.471	0.148
pmodern_pos_4	-0.327	0.248	-1.319	0.194
pmodern_neg	1.075	0.286	3.760	0.000
pmodern_neg_2	-1.344	0.519	-2.586	0.013
pmodern_neg_3	0.291	0.382	0.761	0.451
Koefisien jangka panjang				
pmodern_pos_1	1.802	0.924	1.950	0.057
pmodern_neg_1	1.861	1.004	1.854	0.070

Dalam analisis transmisi harga bawang merah dari pasar modern ke pedagang besar pada taraf 10%, koefisien jangka pendek mengungkapkan beberapa dinamika harga yang signifikan. Secara khusus, variabel p_{besar_1} dengan koefisien 0.388 dan p-value 0.073 menunjukkan bahwa kenaikan harga bawang merah di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pasar modern sebesar 388 rupiah pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lain tetap. Selanjutnya, variabel p_{modern_pos} , $p_{modern_pos_1}$, dan $p_{modern_pos_2}$, dengan koefisien berturut-turut sebesar 1.041, -0.926, dan 0.752, menunjukkan bahwa kenaikan harga bawang merah di pasar modern pada periode saat ini, satu periode sebelumnya, dan dua periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 1041 rupiah, mengurangi 926 rupiah, dan meningkatkan 752 rupiah pada periode saat ini, asumsikan variabel lain tetap. Variabel p_{modern_neg} dan $p_{modern_neg_2}$ juga signifikan dengan koefisien 1.075 dan -1.344, artinya penurunan harga bawang merah di pasar modern pada periode saat ini dan dua periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 1075 rupiah dan menurunkan 1344 rupiah pada periode saat ini, asumsikan variabel lain tetap. Dalam konteks jangka panjang, variabel $p_{modern_pos_1}$ dan $p_{modern_neg_1}$, dengan koefisien 1.802 dan 1.861, mengindikasikan bahwa kenaikan harga bawang merah di pasar modern satu periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pedagang besar dalam jangka panjang sebesar 1802 rupiah, sementara penurunan harga akan meningkatkan harga di pedagang besar sebesar 1861 rupiah, asumsikan variabel lain tetap, dan kedua variabel tersebut signifikan pada taraf 10%.

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Dapat disimpulkan bahwa transmisi harga bawang merah dari pasar modern ke pedagang besar tidak menunjukkan asimetri signifikan dalam jangka pendek. Ini dikonfirmasi

oleh nilai p-value sebesar 0.872 untuk F-statistik jangka pendek, yang berada di atas ambang batas signifikansi 0.10.

Tabel 53 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.368	0.547
Jangka pendek	0.026	0.872

Oleh karena itu, tidak ada bukti kuat yang menunjukkan bahwa kenaikan dan penurunan harga bawang merah di pasar modern mempengaruhi harga di pedagang besar secara berbeda dalam jangka pendek. Dengan kata lain, dampak perubahan harga (baik itu kenaikan atau penurunan) di pasar modern terhadap harga di pedagang besar tidak dapat dibedakan secara signifikan dalam periode jangka pendek.

- ***Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke Pasar Tradisional***

Berdasarkan Tabel 43 mengenai pemilihan *lag* awal optimal untuk analisis transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional, terdapat beberapa kombinasi *lag* yang telah diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang paling optimal. Kombinasi *lag* tersebut diuji dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dari kombinasi yang ada, akan dicari konfigurasi dengan nilai AIC terendah. Dalam hal ini, nilai AIC terendah yang terobservasi pada tabel adalah 884.595, terjadi pada konfigurasi dengan 4 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar.

Tabel 54 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

<i>ptradisional</i>	<i>pbesar</i>	AIC
4	5	884.595
5	5	885.012
1	5	888.211
2	5	888.749
3	5	890.504
4	4	898.799
1	4	900.240
2	4	900.904

3	4	902.738
1	3	914.035
2	3	915.444
3	3	917.442
1	2	929.358
2	2	931.349
1	1	943.946

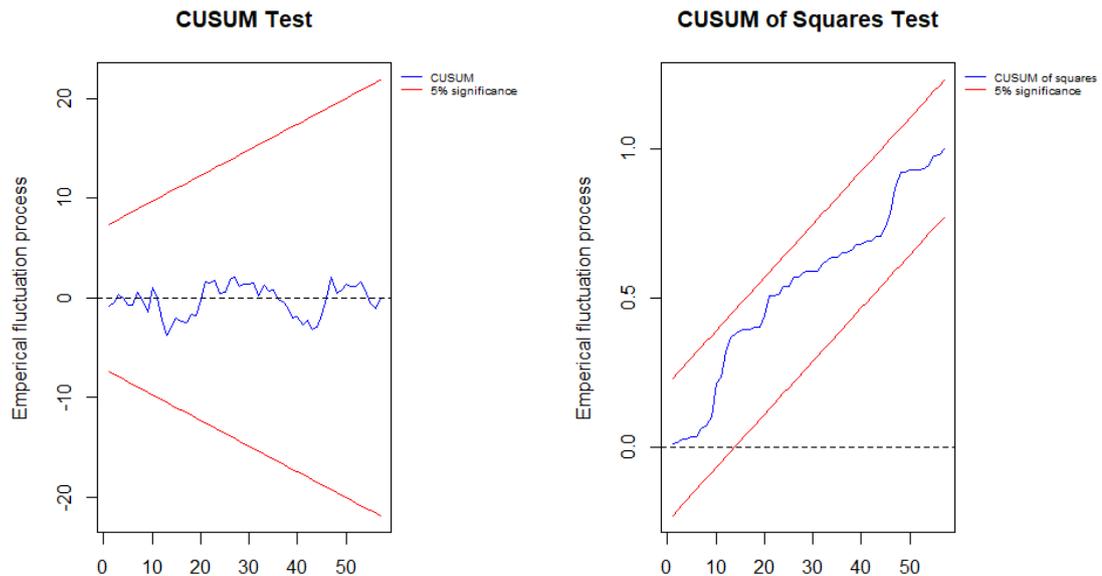
Konfigurasi dengan 4 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar mencatat nilai AIC terendah. Dengan menggunakan konfigurasi *lag* ini, analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL akan dapat lebih tepat dalam menjelaskan dinamika transmisi harga bawang merah antara pedagang besar dan pasar tradisional. Oleh karena itu, untuk analisis transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional dalam model NARDL, *lag* yang optimal untuk digunakan adalah 4 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar.

Tabel 55 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
4	5	876.737
5	5	877.651
1	5	879.725
2	5	881.138
3	5	882.675
4	4	891.017
1	4	891.729
2	4	893.234
3	4	894.958
1	3	905.083
2	3	906.941
3	3	908.772
1	2	920.486
2	2	922.287
1	1	935.074

Informasi yang terkandung dalam Tabel 44, terkait dengan pemilihan *lag* awal optimal dalam konteks transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar, berbagai kombinasi *lag* telah diuji untuk menentukan setup yang optimal dengan menggunakan Kriteria Informasi Akaike (AIC) sebagai patokan. Nilai AIC yang lebih rendah menandakan

model yang lebih preferabel karena menjelaskan variasi dalam data dengan menggunakan jumlah parameter yang lebih sedikit, sehingga menghindari overfitting. Dalam tabel, konfigurasi dengan 4 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar tradisional menunjukkan nilai AIC terendah, yaitu 876.737.



Gambar 42 NARDL bawang merah–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Pada model yang dihasilkan menunjukkan indikasi stabilitas, dari perspektif parameter model maupun dari perspektif variabilitasnya. Dalam konteks CUSUM test, garis biru, yang merepresentasikan pergerakan kumulatif dari residual yang diregresikan melalui waktu, berada dalam batas dua garis merah yang membentang pada kedua sisinya. Mengindikasikan bahwa parameter model stabil sepanjang periode analisis. Sementara itu, kestabilan dalam CUSUM of Squares yang fokus pada variabilitas model, juga terkonfirmasi dengan garis biru yang tetap berada di antara dua batas. Hal ini menunjukkan bahwa, meskipun terdapat fluktuasi dalam data variabilitas dari model tetap stabil dan tidak ada bukti yang mencolok mengenai perubahan struktural dalam volatilitas sepanjang periode analisis. Dengan stabilitas yang terkonfirmasi pada parameter

model dan variabilitasnya, menunjukkan bahwa model NARDL yang digunakan untuk mengkaji transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional mampu memberikan pandangan yang konsisten dan reliabel terkait dengan dinamika pasar yang sedang diobservasi.

Sebelum melakukan analisis mendalam terhadap koefisien dalam model NARDL, melaksanakan uji kointegrasi merupakan langkah krusial untuk mengevaluasi apakah ada keterkaitan jangka panjang yang kokoh antar variabel dalam model. Apabila tidak ada, maka relasi yang terbentuk dapat dianggap hanya berlaku dalam jangka pendek, yang mana relasi jangka pendek dapat bersifat volatile dan oleh karena itu, reliabilitasnya bisa dipertanyakan. Pendekatan ini memastikan bahwa interpretasi lebih lanjut berlandaskan pada fondasi analisis yang kuat dan kredibel, meminimalisir risiko kesimpulan yang meragukan.

Tabel 56 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	2.230	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	2.230	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	2.230	3	7.400	8.51

Dalam transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional, penting untuk meninjau hubungan jangka panjang melalui uji kointegrasi. Berdasarkan Tabel 46, nilai statistik F adalah 2.230, yang terletak di bawah nilai kritis pada tingkat signifikansi 10%, yaitu 4.145. Oleh karena nilai statistik lebih rendah dari nilai kritis pada taraf signifikansi yang dikehendaki, ini mengindikasikan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi, atau dengan kata lain, tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil antara harga bawang merah di pedagang besar dan pasar tradisional. Oleh karena itu, perubahan harga bawang merah di pedagang besar tidak memiliki dampak jangka panjang terhadap harga di pasar tradisional. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 57 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	26825.512	1555.548	17.245	0.000
ptradisional_1	0.043	0.034	1.246	0.219
ptradisional_2	0.044	0.064	0.679	0.500
ptradisional_3	-0.093	0.070	-1.324	0.192
ptradisional_4	0.066	0.068	0.964	0.340
ptradisional_5	-0.047	0.044	-1.057	0.296
pbesar_pos	1.044	0.033	32.083	0.000
pbesar_pos_1	0.037	0.075	0.488	0.628
pbesar_neg	1.060	0.032	33.080	0.000
pbesar_neg_2	-0.050	0.091	-0.554	0.582
pbesar_neg_3	0.119	0.099	1.199	0.237
pbesar_neg_4	-0.095	0.102	-0.933	0.356
pbesar_neg_5	0.039	0.063	0.625	0.535
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.932	0.081	11.451	0.000
pbesar_neg_1	0.910	0.088	10.312	0.000

Analisis transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional mengungkap beberapa dinamika yang penting pada hubungan harga jangka pendek antara kedua entitas tersebut. Dari Tabel 20, beberapa variabel menunjukkan signifikansi pada taraf 10%, yang akan difokuskan dalam interpretasi ini. Variabel *pbesar_pos* memiliki koefisien sebesar 1.044 dengan nilai *p-value* 0.000, menunjukkan bahwa kenaikan 1000 harga bawang merah di pedagang besar pada periode saat ini akan berdampak pada kenaikan harga di pasar tradisional sebesar 1044 rupiah pada periode yang sama, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Variabel *pbesar_neg* menunjukkan koefisien 1.060 dengan *p-value* 0.000, mengindikasikan bahwa penurunan 1000 rupiah harga bawang merah di pedagang besar pada periode saat ini akan berdampak pada kenaikan harga di pasar tradisional sebesar 1060 rupiah pada periode yang sama, asumsikan variabel lainnya konstan. Koefisien ini mencerminkan reaksi harga di pasar tradisional terhadap perubahan harga di pedagang besar dan memberikan bukti mengenai asimetri dalam pengaruh tersebut di jangka pendek.

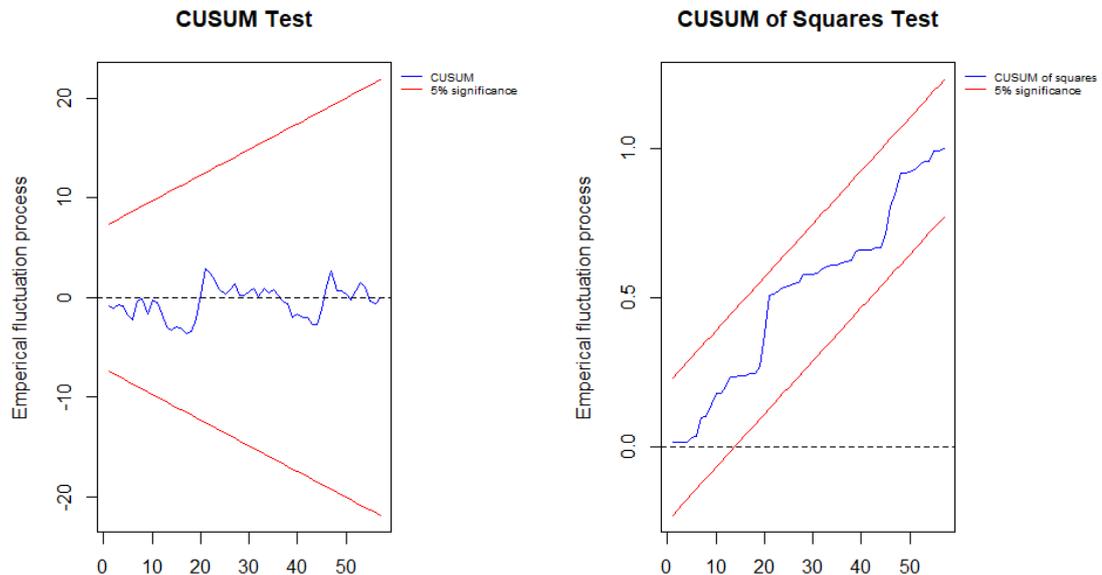
Tabel 58 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	7.388	0.009
Jangka pendek	0.815	0.371

Berlandaskan Tabel 47, dalam transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional, uji asimetris tidak memberikan bukti yang mencukupi untuk mendukung adanya asimetri dalam transmisi harga baik pada jangka panjang maupun jangka pendek. Di ambang 10%, F-statistik untuk jangka pendek menyajikan sebuah p-value sebesar 0.371, yang mana lebih besar dari 0.10, menunjukkan bahwa tidak dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dalam jangka pendek. Oleh karenanya, perubahan harga bawang merah di pedagang besar tidak signifikan mempengaruhi harga di pasar tradisional dalam periode jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga bawang merah dari pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL: Pasar Tradisional ke Pedagang besar**



Gambar 43 NARDL bawang merah –stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Dalam analisis transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar, uji stabilitas model sangat penting untuk memastikan bahwa estimasi parameter model tetap konstan sepanjang periode sampel. Berdasarkan plot CUSUM Test, model menunjukkan kestabilan yakni tidak ada perubahan signifikan dalam struktur model sepanjang periode. Selanjutnya, berdasarkan plot CUSUM of Squares Test hasil menunjukkan kestabilan. Menandakan bahwa variabilitas dari model tetap konstan dan tidak ada indikasi adanya volatilitas yang meningkat sepanjang periode sampel. Kesimpulan yang dapat ditarik bahwa model transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar memiliki kestabilan, dari segi struktur maupun variabilitas. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 59 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	12.922	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	12.922	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	12.922	3	7.400	8.51

Berdasarkan Tabel 24, dalam transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar, nilai F-statistik dari uji kointegrasi adalah 12.922. Membandingkan ini dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10% (sebesar 4.145), dapat dilihat bahwa F-statistik yang dihitung jauh melampaui nilai kritis, yang mengindikasikan bahwa ada bukti kuat mengenai adanya hubungan jangka panjang (terkointegrasi) antara harga bawang merah di pasar tradisional dan di pedagang besar. Oleh karena itu, dalam kerangka waktu yang lebih panjang, fluktuasi harga bawang merah di pasar tradisional memiliki dampak yang signifikan dan stabil terhadap harga bawang merah di pedagang besar.

Tabel 60 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	14801.953	3319.177	4.460	0.000
pbesar_1	0.288	0.155	1.860	0.069
pbesar_2	0.008	0.038	0.201	0.841
pbesar_3	-0.029	0.037	-0.790	0.434
pbesar_4	0.026	0.022	1.210	0.232
ptradisional_pos	0.941	0.027	34.382	0.000
ptradisional_pos_1	-0.331	0.154	-2.149	0.037
ptradisional_pos_2	-0.041	0.075	-0.544	0.589
ptradisional_pos_3	0.110	0.077	1.436	0.158
ptradisional_pos_4	-0.046	0.048	-0.963	0.341
ptradisional_neg	0.906	0.029	31.075	0.000
ptradisional_neg_1	-0.270	0.136	-1.979	0.054
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	1.069	0.082	13.075	0.000
ptradisional_neg_1	1.091	0.090	12.148	0.000

Analisis transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar memberikan wawasan berharga mengenai dinamika hubungan harga di antara kedua pihak dalam jangka panjang. Dari Tabel 48, variabel ptradisional_pos_1 dan ptradisional_neg_1 menunjukkan

signifikansi pada taraf 10%. Variabel *ptradisional_pos_1* memiliki koefisien 1.069 dengan *p-value* 0.000, yang menandakan bahwa kenaikan 1000 rupiah harga bawang merah di pasar tradisional pada periode sebelumnya akan berdampak pada kenaikan harga di pedagang besar sebesar 1069 rupiah pada periode saat ini, dengan anggapan variabel lainnya tetap. Selanjutnya, variabel *ptradisional_neg_1*, dengan koefisien 1.091 dan *p-value* 0.000, mengindikasikan bahwa penurunan 1000 rupiah per unit harga bawang merah di pasar tradisional pada periode sebelumnya akan berdampak pada kenaikan harga di pedagang besar sebesar 1091 rupiah pada periode saat ini, dengan anggapan variabel lainnya tetap.

Tabel 61 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	10.574	0.002
Jangka pendek	8.839	0.004

Berlandaskan Tabel 25, dalam transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar, uji asimetris menunjukkan bukti yang signifikan mengenai adanya asimetri baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Pada taraf 10%, F-statistik untuk jangka panjang sebesar 10.574 dengan *p-value* 0.002, dan untuk jangka pendek sebesar 8.839 dengan *p-value* 0.004. Kedua *p-value* ini lebih kecil dari 0.10, yang menyatakan bahwa ada bukti kuat mengenai adanya asimetri dalam transmisi harga dari pasar tradisional ke pedagang besar di kedua periode tersebut. Oleh karena itu, hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar ditolak, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Dengan demikian, perubahan harga di pasar tradisional mempengaruhi pedagang besar secara tidak simetris, menciptakan dinamika yang berbeda tergantung pada apakah harga bawang merah mengalami kenaikan atau penurunan.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar dan baik hubungan jangka panjang maupun hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

D. Analisis Transmisi Harga Bawang Putih

- Pra analisis

Stasioneritas data memiliki peranan krusial dalam analisis transmisi harga bawang putih. Dalam menganalisis transmisi harga dengan menggunakan model NARDL, diperlukan data stasioner setidaknya pada bentuk *first differences* untuk menjamin integritas dan keandalan model. Jika data tidak sesuai dengan standar stasioneritas yang ditentukan, maka model NARDL yang digunakan untuk menganalisa transmisi harga bawang putih berpotensi menjadi kurang andal. Akibatnya, interpretasi yang diperoleh dari model tersebut mungkin tidak mencerminkan realitas dinamika pasar bawang putih dengan tepat.

Tabel 62 Uji stasioner data harga bawang putih

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-11.470	0.429	-61.239	0.010
pbesar	-16.430	0.128	-35.154	0.010
pmodern	-14.433	0.250	-31.324	0.010
ptradisional	-16.972	0.099	-37.277	0.010

Tabel 51 menyajikan hasil uji stasioneritas data harga bawang putih pada variabel produsen, pedagang besar (pbesar), pasar modern (pmodern), dan pasar tradisional (ptradisional). Secara spesifik, pada level data, nilai p-value untuk masing-masing variabel adalah 0.429, 0.128, 0.250, dan 0.099, yang secara eksplisit menunjukkan bahwa seri data tersebut tidak stasioner karena nilai p-value melebihi taraf signifikansi 10%. Akan tetapi, ketika data diferensiasi pertama kali (*first differences*), terjadi perubahan signifikan terhadap sifat stasioneritas data. Variabel pbesar, pmmodern, dan ptradisional menunjukkan nilai *p-value* sebesar 0.010, yang secara

statistik signifikan pada taraf 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa data harga bawang putih telah mencapai stasioneritas pada first differences.

Tabel 63 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
2	5	1002.947
3	5	1004.567
4	5	1006.375
5	5	1008.213
1	5	1012.456
2	4	1019.388
3	4	1021.152
4	4	1022.857
1	4	1029.199
2	3	1037.880
3	3	1039.610
1	3	1049.439
2	2	1053.687
1	2	1065.586
1	1	1082.826

Tabel 27 menampilkan informasi mengenai *lag* optimal awal. Untuk setiap *lag* pbesar, *lag* dari produsen dan nilai Akaike Information Criterion (AIC) terkait telah ditentukan. Ketika *lag* pbesar berubah menjadi 1, *lag* produsen menurun ke 4 dengan AIC 1019.388 dan seterusnya. Peningkatan dan penurunan dalam *lag* produsen dan AIC menunjukkan dinamika dan hubungan antara transmisi harga bawang putih dari produsen ke pbesar. Dengan nilai AIC yang berbeda mengindikasikan kesesuaian model yang berbeda untuk setiap kombinasi *lag*. Hal ini mengindikasikan hubungan temporal antara produsen dan pbesar dalam transmisi harga bawang putih dan pentingnya memilih *lag* yang tepat untuk analisis yang lebih akurat.

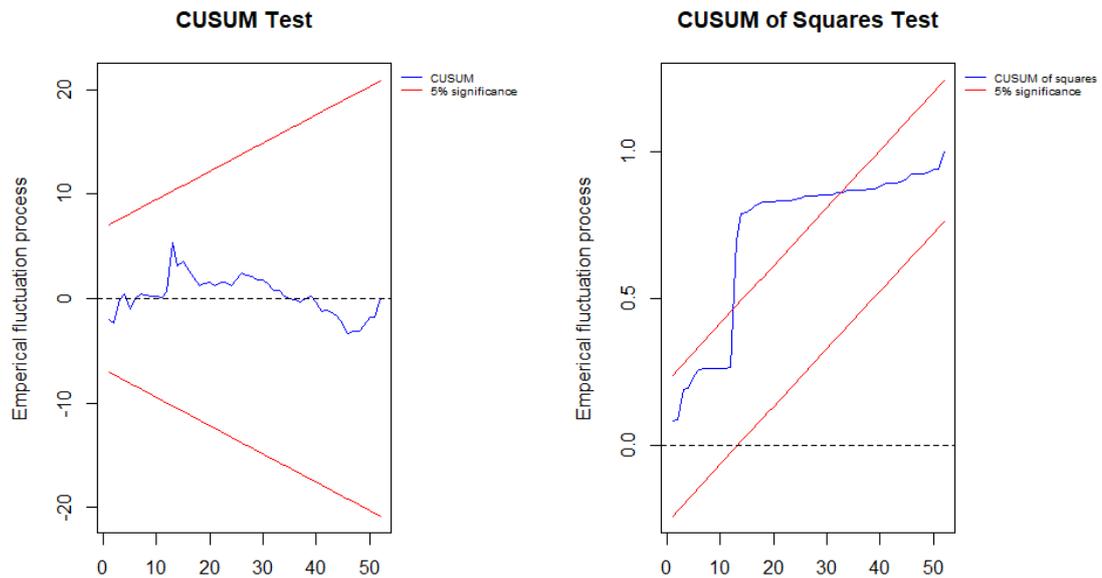
Tabel 64 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
1	5	946.604
2	5	948.457
4	5	949.685
3	5	950.012
5	5	951.390

1	4	962.034
2	4	963.990
4	4	965.560
3	4	965.752
1	3	979.561
2	3	981.360
3	3	983.223
1	2	996.265
2	2	998.042
1	1	1012.318

Tabel 28 menyediakan wawasan tentang *lag* optimal awal. Ketika variabel produsen berada pada rentang *lag* 1 hingga 5, variabel pbesar konsisten menunjukkan *lag* 5. Selama periode ini, nilai AIC berkisar antara 946.604 (untuk *lag* produsen 1) hingga 951.390 (untuk *lag* produsen 5). Seiring berkurangnya *lag* pbesar menjadi 4, variabel produsen menampilkan variasi *lag* dari 1 hingga 5 dengan nilai AIC yang mengalami kenaikan, berada di antara 962.034 hingga 965.752. Ketika *lag* pbesar berkurang lebih lanjut menjadi 3, *lag* produsen bergerak dalam rentang 1 hingga 3 dengan AIC yang berada di antara 979.561 hingga 983.223. Pada *lag* pbesar 1, produsen juga memiliki *lag* 1 dengan AIC sebesar 1012.318. Keseluruhan data ini menegaskan pentingnya pemilihan *lag* yang tepat dalam menganalisis hubungan dinamis antara pbesar dan produsen dalam transmisi harga bawang putih.

- **Estimasi model NARDL: Produsen ke Pedagang Besar**



Gambar 44 NARDL bawang putih–stabilitas produsen ke pedagang besar

Gambar 33 yang menampilkan model NARDL untuk bawang putih dengan fokus pada stabilitas dari produsen ke pedagang besar, terdapat beberapa hal penting terkait stabilitas transmisi harga. Berdasarkan hasil uji CUSUM, ditemukan bahwa transmisi harga menunjukkan kestabilan. Hal tersebut menandakan bahwa estimasi parameter model tetap konstan sepanjang periode sampel. Ini menunjukkan bahwa model berhasil menangkap dinamika transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dengan baik dalam periode yang ditinjau. Namun, ketika diamati menggunakan uji CUSUM of Squares, hasil menunjukkan ketidakstabilan. Hal ini menandakan adanya variasi atau volatilitas yang meningkat dalam transmisi harga sepanjang periode sampel. Ini dapat menjadi indikasi dari adanya peristiwa atau *shock eksternal* yang mempengaruhi transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar. Kesimpulannya, meskipun model NARDL secara umum menunjukkan kestabilan, terdapat potensi gangguan atau perubahan structural. Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi

untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 65 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	52	1	8.738	3	4.155	4.925
5% critical value	52	1	8.738	3	5.125	6.045
1% critical value	52	1	8.738	3	7.435	8.460

Berdasarkan Tabel 55, uji kointegrasi untuk transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar menunjukkan nilai F-statistik sebesar 8.738. Dengan melihat pada kriteria nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yang memiliki rentang antara 4.155 dan 4.925, nilai F-statistik tersebut secara signifikan melebihi batas atas dari rentang tersebut. Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 10%, kita dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak adanya hubungan kointegrasi antara harga bawang putih di tingkat produsen dan pedagang besar. Ini mengindikasikan bahwa terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antara harga bawang putih pada kedua tingkat tersebut dalam sistem pasar yang sedang ditinjau. Selanjutnya, analisis lebih lanjut dapat dilakukan untuk menggali lebih dalam mengenai dinamika transmisi harga tersebut, khususnya untuk mengeksplorasi bagaimana perubahan harga pada tingkat produsen dapat mempengaruhi harga pada tingkat pedagang besar dalam jangka panjang.

Tabel 66 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	8062.465	1981.426	4.069	0.000
pbesar_1	1.168	0.125	9.341	0.000
pbesar_2	-0.499	0.123	-4.060	0.000
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.673	0.327	2.055	0.045

<i>produsen_neg_1</i>	0.993	0.381	2.608	0.012
-----------------------	-------	-------	-------	-------

Menganalisis Tabel 54 dalam transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar, terdapat beberapa temuan penting dalam jangka panjang yang signifikan pada taraf 10%. Variabel *produsen_pos_1* menunjukkan koefisien positif sebesar 0.673 dan signifikan dengan p-value sebesar 0.045, mengindikasikan bahwa kenaikan harga di tingkat produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000 akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar pada periode saat ini sebesar Rp673, asumsikan variabel lainnya tetap. Sementara itu, variabel *produsen_neg_1*, dengan koefisien 0.993 dan p-value 0.012, mengindikasikan bahwa penurunan harga di tingkat produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000 akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar pada periode saat ini sebesar Rp993, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Temuan ini mencerminkan adanya asimetri dalam transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar di mana respon harga pedagang besar terhadap perubahan harga produsen, baik itu kenaikan maupun penurunan, tidak simetris dalam jangka panjang. Koefisien ini memberikan bukti kuat mengenai bagaimana perubahan harga di tingkat produsen mempengaruhi harga di tingkat pedagang besar dan menunjukkan adanya dinamika asimetris dalam mekanisme transmisi harga tersebut.

Tabel 67 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

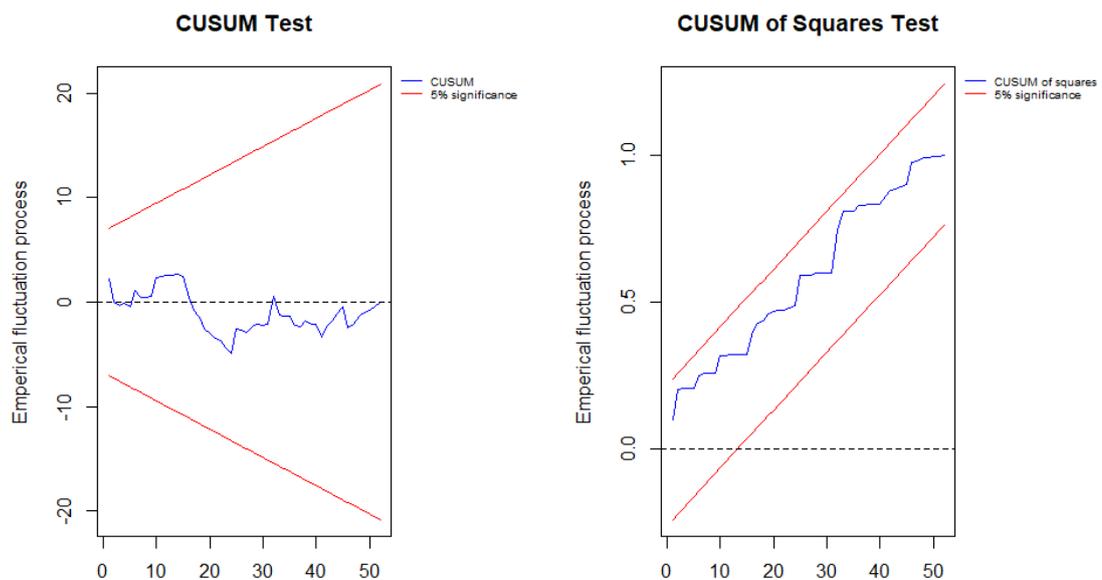
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	5.440	0.024
Jangka pendek	1.745	0.193

Berdasarkan data pada Tabel 56, untuk transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar, terdapat indikasi penting mengenai asimetri dalam jangka panjang. Nilai F-statistik untuk uji asimetris jangka panjang adalah 5.440 dengan p-value sebesar 0.024. Mengingat nilai p-value ini kurang dari 0.10, kita dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari

produsen ke pedagang besar dalam jangka panjang pada taraf signifikansi 10%. Dengan demikian, ada bukti yang cukup untuk mengatakan bahwa terdapat asimetri dalam transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dalam jangka panjang. Ini berarti bahwa pedagang besar merespon kenaikan dan penurunan harga bawang putih dari produsen dengan cara yang berbeda dalam periode tersebut.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke produsen**



Gambar 45 NARDL bawang putih–stabilitas pedagang besar ke produsen

Gambar 34 yang menampilkan model NARDL untuk bawang putih dengan fokus pada stabilitas dari pedagang besar ke produsen. Terdapat indikasi penting mengenai stabilitas transmisi harga. Berdasarkan uji CUSUM transmisi harga menunjukkan kestabilan, yang menandakan bahwa estimasi parameter model tetap konstan sepanjang periode sampel. Ini menandakan bahwa model berhasil menangkap dinamika transmisi harga dari pedagang besar ke produsen dengan efektif selama periode yang

ditinjau. Selain itu, berdasarkan uji CUSUM of Squares, hasilnya juga menunjukkan kestabilan. Hal ini menandakan bahwa variabilitas dari model tetap konstan dan tidak terdapat indikasi adanya volatilitas yang meningkat sepanjang periode sampel. Dengan demikian, kedua uji tersebut memberikan keyakinan bahwa model NARDL untuk bawang putih dalam transmisi harga dari pedagang besar ke produsen memiliki integritas dan dapat diandalkan untuk menggambarkan dinamika transmisi harga yang sesungguhnya. Selanjutnya uji kointegrasi ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 68 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	52	1	1.663	3	4.155	4.925
5% critical value	52	1	1.663	3	5.125	6.045
1% critical value	52	1	1.663	3	7.435	8.460

Berlandaskan pada Tabel 58 dan pada taraf signifikansi 10%, terlihat bahwa nilai F-statistik untuk uji kointegrasi adalah 1.663. Nilai kritis pada taraf 10% berada di antara 4.155 dan 4.925. Oleh karena nilai F-statistik (1.663) lebih rendah daripada batas bawah dari rentang nilai kritis (4.155), dapat disimpulkan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi antara harga bawang putih pada level pedagang besar dan produsen. Dengan kata lain, tidak ada bukti yang cukup untuk menyatakan bahwa ada hubungan jangka panjang antara harga bawang putih di pedagang besar dan produsen. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 69 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	1873.105	1021.304	1.834	0.073
produsen_1	0.857	0.066	12.910	0.000
pbesar_pos_2	-0.297	0.093	-3.192	0.002
pbesar_pos_3	0.305	0.089	3.420	0.001
Koefisien jangka panjang				

pbesar_pos_1	0.258	0.472	0.547	0.587
pbesar_neg_1	0.187	0.452	0.414	0.681

Dalam analisis transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar dalam jangka pendek, beberapa variabel kunci menunjukkan signifikansi pada taraf 10%. Variabel produsen_1 memiliki koefisien positif sebesar 0.857 dan signifikan dengan *p-value* 0.000. Ini mengindikasikan bahwa setiap kenaikan harga di tingkat produsen sebesar Rp1000 pada periode sebelumnya akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp857 pada periode saat ini, asumsikan variabel lainnya tetap. Selanjutnya, variabel pbesar_pos_2 memiliki koefisien -0.297 dan signifikan dengan *p-value* 0.002, artinya kenaikan harga di pedagang besar dua periode sebelumnya sebesar Rp1000 akan diikuti oleh penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp297 pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Variabel pbesar_pos_3, dengan koefisien 0.305 dan *p-value* 0.001, menunjukkan bahwa kenaikan harga di pedagang besar tiga periode sebelumnya sebesar Rp1000 akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp305 pada periode saat ini, dengan variabel lain dianggap konstan. Koefisien ini memberikan gambaran mengenai bagaimana harga di pedagang besar bereaksi terhadap perubahan harga di produsen dalam jangka pendek.

Tabel 70 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.435	0.513
Jangka pendek	3.847	0.056

Berdasarkan Tabel 59, untuk transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar dalam jangka pendek, uji asimetris menunjukkan nilai F-statistik sebesar 3.847 dengan *p-value* sebesar 0.056. Pada taraf signifikansi 10%, dengan *p-value* kurang dari 0.10, kita dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari produsen ke pedagang besar. Oleh karena itu, terdapat bukti yang cukup untuk menyatakan bahwa ada asimetri dalam

transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar dalam jangka pendek. Ini mengindikasikan bahwa kenaikan dan penurunan harga bawang putih di level produsen memiliki pengaruh yang tidak sama terhadap harga di level pedagang besar dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga bawang putih dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke Pasar Modern***

Analisis lag optimal menawarkan wawasan mengenai banyaknya periode waktu yang diperlukan untuk mengobservasi pengaruh penuh dari perubahan harga pada satu variabel terhadap variabel lainnya.

Tabel 71 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
1	5	943.916
2	5	945.074
3	5	947.065
5	5	947.194
4	5	949.062
1	4	960.582
2	4	962.100
3	4	964.091
4	4	965.812
1	3	977.068
2	3	978.633
3	3	980.050
1	2	991.862
2	2	993.274
1	1	1022.421

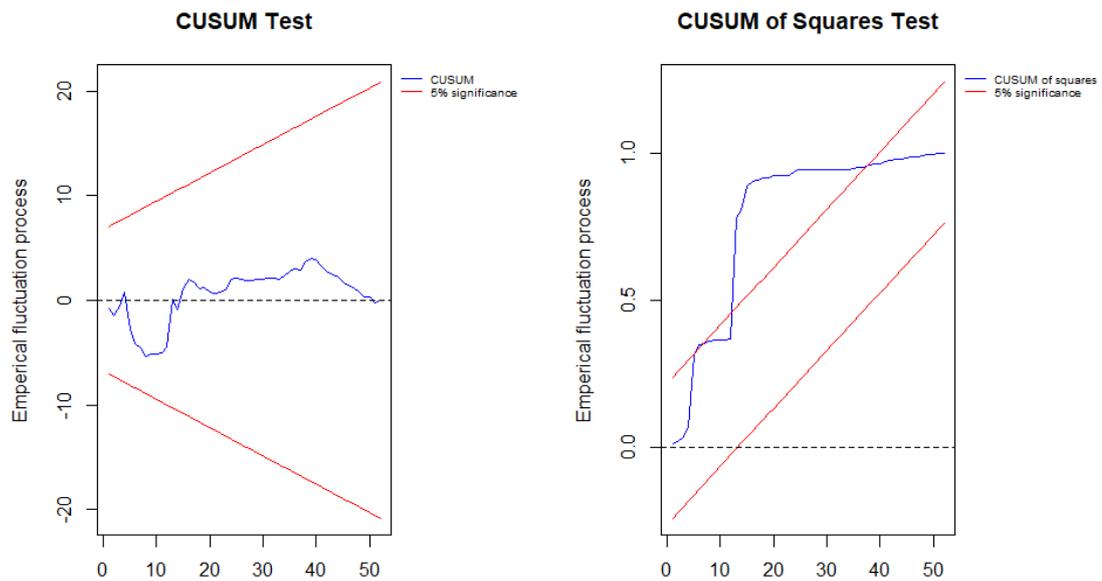
Mengacu pada Tabel 60, dalam transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern, struktur lag yang optimal (1,5) dengan nilai AIC terendah sebesar 943.916 menunjukkan bahwa satu periode lag untuk harga di pasar modern dan lima periode lag untuk harga di pedagang besar memberikan model terbaik dalam hal meminimalkan informasi yang hilang dan kesalahan perkiraan. Oleh karena itu, dalam pemodelan yang

berkaitan dengan transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern, penggunaan satu lag untuk variabel harga pasar modern dan lima lag untuk variabel harga pedagang besar tampaknya paling tepat.

Tabel 72 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmodern	AIC
1	5	948.791
2	5	949.897
5	5	950.562
3	5	950.856
4	5	952.142
1	4	968.042
2	4	968.592
3	4	970.197
4	4	972.195
1	3	986.121
2	3	986.770
3	3	987.068
1	2	1001.210
2	2	1001.472
1	1	1020.993

Sebaliknya, berdasarkan Tabel 61, dalam analisis transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar, struktur lag optimal adalah (1,5) dengan nilai AIC sebesar 948.791. Ini menandakan bahwa dalam memodelkan pengaruh harga dari pasar modern ke pedagang besar, satu lag dari variabel harga pedagang besar dan lima lag dari variabel harga pasar modern adalah yang paling tepat untuk meminimalkan informasi yang hilang dan mengurangi kesalahan prediksi. Hal ini menciptakan pemahaman yang lebih mendalam terkait dinamika transmisi harga bawang putih dari pasar modern ke pedagang besar, dengan memberikan penekanan pada pentingnya memperhitungkan pengaruh harga dari lima periode waktu sebelumnya dari pasar modern dan satu periode waktu sebelumnya dari pedagang besar dalam analisis lebih lanjut.



Gambar 46 NARDL bawang putih–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Plot CUSUM menunjukkan stabilitas dalam transmisi harga. Ini berarti bahwa parameter estimasi model tetap stabil sepanjang periode observasi, menunjukkan bahwa model berhasil menangkap dinamika transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern secara konsisten selama periode yang ditinjau. Namun plot CUSUM of Squares, hasilnya menunjukkan ketidakstabilan. Hal ini menunjukkan adanya peningkatan variabilitas dalam transmisi harga.

Tabel 73 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	52	1	11.464	3	4.155	4.925
5% critical value	52	1	11.464	3	5.125	6.045
1% critical value	52	1	11.464	3	7.435	8.460

Pada Tabel 63, uji kointegrasi untuk transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern menghasilkan nilai F-statistik sebesar 11.464. Mengingat bahwa nilai ini melebihi batas atas dari nilai kritis pada taraf signifikansi 10% (antara 4.155 dan 4.925), dapat disimpulkan bahwa terdapat kointegrasi antar variabel, yang artinya ada hubungan jangka panjang antara harga bawang putih di pedagang besar

dan pasar modern. Meski dapat terjadi penyimpangan-penyimpangan jangka pendek, namun dalam jangka panjang, pergerakan harga bawang putih antara pedagang besar dan pasar modern cenderung untuk bergerak bersama-sama, saling mempengaruhi satu sama lain.

Tabel 74 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	-62.350	2956.755	-0.021	0.983
pmodern_1	0.940	0.084	11.164	0.000
pbesar_pos	0.664	0.102	6.479	0.000
pbesar_pos_1	0.318	0.156	2.043	0.047
pbesar_pos_2	-0.661	0.159	-4.161	0.000
pbesar_pos_3	0.140	0.115	1.222	0.228
pbesar_neg	1.363	0.270	5.046	0.000
pbesar_neg_1	-0.920	0.300	-3.068	0.004
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.940	0.198	4.730	0.000
pbesar_neg_1	1.010	0.186	5.433	0.000

Dalam transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern, koefisien jangka panjang disajikan dalam Tabel 62. Variabel *pbesar_pos_1*, dengan koefisien sebesar 0.940 dan *p-value* 0.000, menandakan bahwa kenaikan harga di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per kilogram secara statistik akan diikuti oleh kenaikan harga di pasar modern sebesar 940 rupiah per kilogram dalam jangka panjang, dengan mengasumsikan variabel lain tetap. Di sisi lain, *pbesar_neg_1* menunjukkan koefisien 1.010 dengan *p-value* 0.000, artinya penurunan harga di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per kilogram akan menyebabkan kenaikan harga di pasar modern sebesar 1010 rupiah per kilogram dalam jangka panjang, dengan asumsi faktor lainnya konstan. Dengan demikian, kedua variabel ini mencerminkan respon harga di pasar modern terhadap perubahan harga di pedagang besar dan menyediakan bukti mengenai adanya asimetri dalam pengaruh tersebut dalam periode panjang.

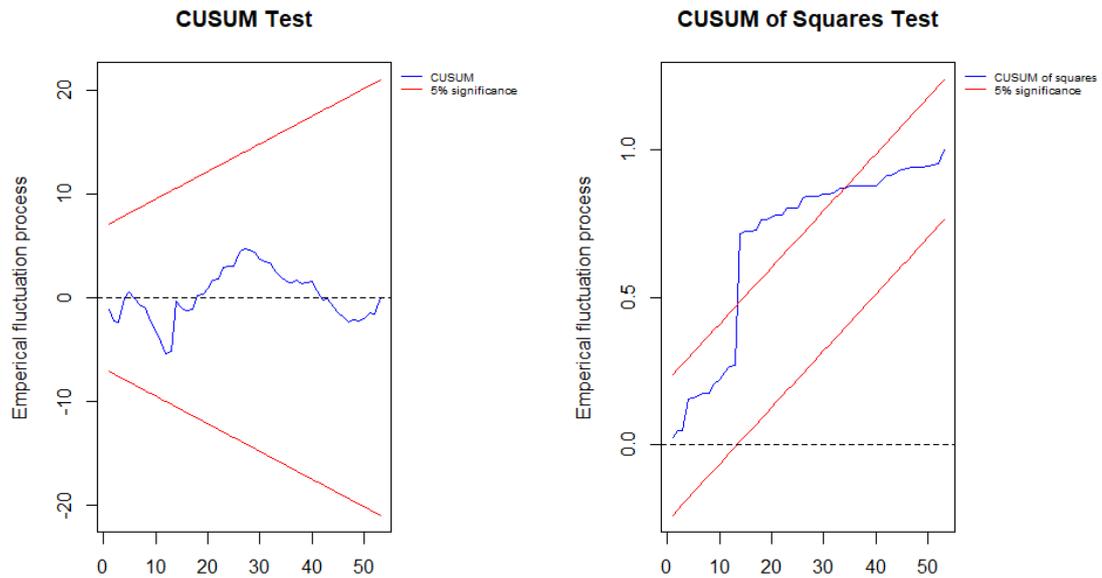
Tabel 75 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.660	0.204
Jangka pendek	10.101	0.003

Berdasarkan Tabel 64, untuk analisis transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern, terdapat dinamika yang menarik baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek. Fokus pada taraf signifikansi 10%, uji asimetris untuk jangka panjang menunjukkan bahwa F-statistik sebesar 1.660 dengan *p-value* sebesar 0.204, memberikan indikasi bahwa tidak terdapat bukti yang cukup kuat untuk menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari pedagang besar ke pasar modern dalam jangka panjang. Di sisi lain, pada jangka pendek, F-statistik sebesar 10.101 dengan *p-value* sebesar 0.003 mengindikasikan bahwa asimetri signifikan terdapat dalam transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern dalam jangka pendek pada taraf signifikansi 10%.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar modern dengan hubungan jangka panjang bersifat simetris dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL: Pasar Modern ke Pedagang besar**



Gambar 47 NARDL bawang putih–stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Pada Gambar 36 yang mengilustrasikan model NARDL untuk transmisi harga bawang putih, dari pasar modern ke pedagang besar. Berdasarkan plot CUSUM, hasil menunjukkan stabilitas dalam transmisi harga antara kedua sektor. Ini menandakan bahwa parameter estimasi model tetap stabil sepanjang periode observasi. Dengan kata lain, model berhasil menangkap dinamika transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar secara konsisten selama periode yang ditinjau.

Namun, ketika mempertimbangkan uji CUSUM of Squares hasilnya menunjukkan ketidakstabilan. Hal ini mengindikasikan adanya variabilitas yang meningkat dalam model sepanjang waktu. Ketidakstabilan ini mungkin menandakan adanya peristiwa atau gangguan eksternal yang mempengaruhi transmisi harga, atau faktor lainnya. Uji kointegrasi untuk model transmisi harga bawang putih dari pasar modern ke pedagang besar ditunjukkan pada Tabel berikut

Tabel 76 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	8.653	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	8.653	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	8.653	3	7.435	8.460

Berdasarkan Tabel 66, dalam transmisi harga bawang putih dari pasar modern ke pedagang besar, nilai F-statistik yang tercatat adalah 8.653. Saat dikomparasikan dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yang berkisar antara 4.155 dan 4.925, terlihat bahwa F-statistik melebihi rentang tersebut. Oleh karena itu, pada taraf 10%, menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi, mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang yang stabil antara harga bawang putih di pasar modern dan pedagang besar. Ini berarti bahwa fluktuasi harga bawang putih pada pasar modern dan pedagang besar bergerak bersama dalam jangka panjang, sehingga perubahan harga di satu pasar cenderung diikuti oleh perubahan harga di pasar yang lain dalam periode yang cukup panjang.

Tabel 77 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
<i>pbesar_1</i>	1.076	0.032	34.156	0.000
<i>pmodern_pos</i>	0.830	0.086	9.710	0.000
<i>pmodern_pos_1</i>	-1.666	0.136	-12.227	0.000
<i>pmodern_pos_2</i>	0.922	0.153	6.016	0.000
<i>pmodern_pos_3</i>	-0.693	0.150	-4.621	0.000
<i>pmodern_pos_4</i>	0.394	0.099	3.982	0.000
<i>pmodern_neg</i>	0.064	0.085	0.752	0.456
<i>pmodern_neg_2</i>	-0.848	0.199	-4.257	0.000
<i>pmodern_neg_3</i>	0.924	0.270	3.428	0.001
<i>pmodern_neg_4</i>	-0.328	0.137	-2.401	0.021
Koefisien jangka panjang				
<i>pmodern_pos_1</i>	0.825	0.288	2.869	0.006
<i>pmodern_neg_1</i>	0.656	0.240	2.736	0.009

Variabel *pmodern_pos_1* menunjukkan koefisien positif sebesar 0.825 dan signifikan pada taraf 10% (dengan p-value sebesar 0.006). Ini

mencerminkan bahwa apabila terjadi peningkatan harga bawang putih di pasar modern pada periode sebelumnya sebesar Rp1000, ini akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp825 pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lain tetap.

Sementara itu, variabel *pmodern_neg_1*, juga memiliki koefisien positif yaitu sebesar 0.656 dan signifikan (*p-value* 0.009). Artinya, penurunan harga bawang putih di pasar modern sebesar Rp1000 pada periode sebelumnya akan diikuti oleh kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp656 pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

Tabel 78 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	13.103	0.008
Jangka pendek	8.374	0.006

Berdasarkan Tabel 67, untuk transmisi harga bawang putih dari pasar modern ke pedagang besar, uji asimetris menunjukkan bukti mengenai asimetri dalam transmisi harga baik pada jangka panjang maupun jangka pendek. Pada taraf signifikansi 10%, F-statistik untuk jangka panjang bernilai 13.103 dengan *p-value* sebesar 0.008, dan untuk jangka pendek, F-statistiknya adalah 8.374 dengan *p-value* sebesar 0.006. Keduanya menunjukkan *p-value* yang lebih kecil dari 0.10, sehingga dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari pasar modern ke pedagang besar, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.

Ini mengindikasikan bahwa terdapat perbedaan respons harga di pedagang besar terhadap perubahan harga bawang putih di pasar modern, baik ketika harga naik maupun turun. Secara lebih spesifik, respons harga pedagang besar terhadap perubahan harga di pasar modern tidak simetris, menandakan bahwa kenaikan dan penurunan harga di pasar modern memiliki dampak yang berbeda terhadap harga di pedagang besar.

Interpretasi lebih lanjut mengenai sifat asimetri ini akan memerlukan pemeriksaan lebih lanjut pada parameter model yang relevan.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga bawang putih dari pasar modern ke pedagang besar dan baik hubungan jangka panjang maupun hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL: Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Dalam estimasi transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional, nilai AIC terkecil dipilih pada Tabel 68 yakni transmisi harga bawang putih untuk pedagang besar ke pasar tradisional dan Tabel 69 untuk pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 79 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
1	5	834.547
2	5	835.877
3	5	837.867
4	5	839.867
5	5	841.487
1	4	849.453
2	4	850.183
3	4	852.171
4	4	854.103
1	3	864.160
2	3	865.228
3	3	867.148
1	2	877.738
2	2	879.104
1	1	890.970

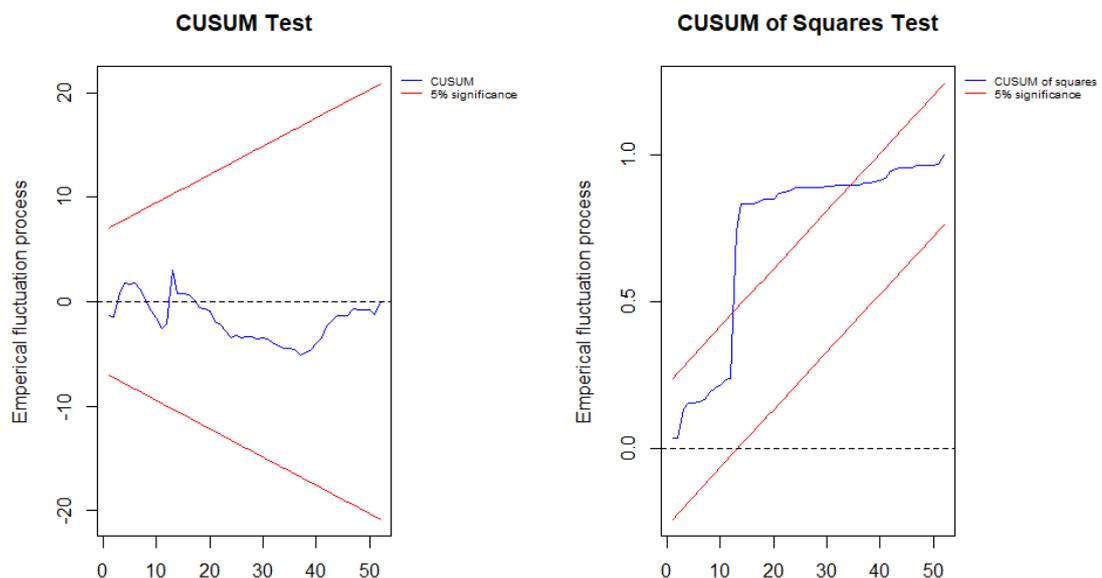
Sehingga dari Tabel diatas diperoleh model dengan satu lag untuk variabel harga di pasar tradisional dan lima lag untuk harga di pedagang besar, dengan nilai AIC sebesar 834.547.

Tabel 80 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
1	5	820.523
2	5	821.178
3	5	823.176

4	5	825.175
5	5	827.069
2	4	835.496
1	4	835.736
3	4	837.412
4	4	839.317
1	3	850.776
2	3	851.106
3	3	853.092
1	2	863.887
2	2	864.624
1	1	877.199

Tabel 69 menyediakan informasi penting mengenai *lag* awal yang optimal untuk model yang akan dikembangkan. Untuk pengaruh transmisi harga dari pasar tradisional ke pedagang besar, model dengan satu lag untuk harga di pedagang besar dan lima lag untuk harga di pasar tradisional memberikan nilai AIC terkecil, yaitu 820.523.



Gambar 48 NARDL bawang putih–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Gambar 37 yang menggambarkan model NARDL stabilitas transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar tradisional. Dari plot CUSUM terlihat model tersebut menunjukkan stabilitas. Ini berarti bahwa parameter model, sepanjang waktu, tidak menunjukkan perubahan

signifikan dan model memiliki stabilitas kumulatif seiring dengan penambahan observasi data. Plot CUSUM of squares menunjukkan bahwa model tidak stabil. Ini mengindikasikan adanya variabilitas yang dapat menunjukkan adanya perubahan struktural atau kejadian luar biasa yang mempengaruhi hubungan antara pedagang besar dan pasar tradisional. Selanjutnya hasil uji kointegrasi ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 81 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	52	1	13.695	3	4.155	4.925
5% critical value	52	1	13.695	3	5.125	6.045
1% critical value	52	1	13.695	3	7.435	8.460

Berdasarkan Tabel 71, pengujian kointegrasi untuk transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar tradisional memberikan wawasan yang penting mengenai hubungan harga jangka panjang antara kedua entitas tersebut. Dengan nilai F-statistik sebesar 13.695, yang secara signifikan melebihi nilai kritis pada taraf 10% (yaitu, 4.155), terdapat bukti kuat yang mendukung hipotesis tentang adanya hubungan kointegrasi antara harga di pedagang besar dan di pasar tradisional. Ini mengindikasikan bahwa perubahan harga bawang putih di pedagang besar dan pasar tradisional bergerak bersama dalam jangka panjang, meskipun bisa saja terdapat deviasi jangka pendek dari hubungan ini. Oleh karena itu, perubahan harga di satu segmen pasar akan diikuti oleh perubahan harga yang proporsional di segmen pasar yang lain dalam periode yang panjang, menjaga agar hubungan harga antara keduanya tetap stabil dalam jangka waktu tersebut.

Tabel 82 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	9789.853	4306.991	2.273	0.028
ptradisional_1	0.615	0.164	3.745	0.001
pbesar_pos	1.132	0.040	28.197	0.000
pbesar_pos_1	-0.673	0.189	-3.555	0.001
pbesar_pos_2	-0.037	0.049	-0.763	0.450
pbesar_neg	1.043	0.107	9.732	0.000
pbesar_neg_1	-0.644	0.246	-2.616	0.012

pbesar_neg_3	0.075	0.095	0.789	0.434
pbesar_neg_4	-0.052	0.065	-0.793	0.432
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.886	0.063	14.161	0.000
pbesar_neg_1	0.920	0.058	15.797	0.000

Koefisien positif untuk variabel pbesar_pos_1 sebesar 0.886 dan signifikan, menunjukkan bahwa dalam jangka panjang, setiap kenaikan harga sebesar Rp1000 per unit bawang putih pada pedagang besar di periode sebelumnya akan diikuti oleh kenaikan harga sebesar Rp886 per unit di pasar tradisional pada periode berikutnya, asumsikan variabel lainnya tetap. Koefisien ini mencerminkan respons harga positif di pasar tradisional terhadap kenaikan harga di pedagang besar.

Sementara itu, variabel pbesar_neg_1 dengan koefisien sebesar 0.920 dan juga signifikan, memberikan indikasi bahwa setiap penurunan harga bawang putih sebesar Rp1000 per unit pada pedagang besar di periode sebelumnya akan diikuti oleh kenaikan harga sebesar Rp920 per unit di pasar tradisional pada periode berikutnya, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Koefisien ini mencerminkan bahwa pasar tradisional menyesuaikan harga mereka sebagai respons terhadap penurunan harga di pedagang besar dalam jangka panjang.

Dengan demikian, baik kenaikan maupun penurunan harga di pedagang besar memiliki pengaruh yang signifikan terhadap harga di pasar tradisional dalam jangka panjang, mencerminkan adanya keterkaitan dan mekanisme penyesuaian harga yang berlangsung antara kedua entitas pasar tersebut.

Tabel 83 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	9.006	0.004
Jangka pendek	6.668	0.013

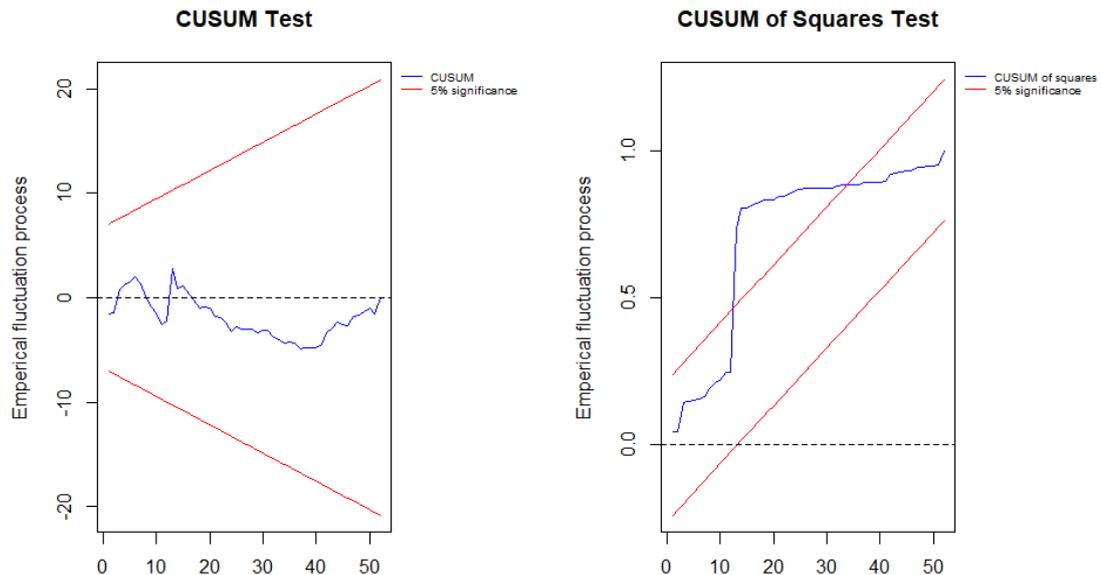
Untuk transmisi harga dalam jangka panjang, nilai F-statistik sebesar 9.006 dengan nilai *p-value* 0.004, yang berarti kurang dari 0.10.

Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 10%, menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dalam jangka panjang. Dengan kata lain, ada bukti cukup kuat yang menunjukkan adanya asimetri dalam transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar tradisional dalam jangka panjang.

Sementara itu, untuk transmisi harga dalam jangka pendek, nilai F-statistik adalah 6.668 dengan p-value sebesar 0.013, yang juga kurang dari 0.10. Ini menandakan bahwa pada taraf signifikansi 10%, menolak hipotesis nol dan mengindikasikan adanya asimetri dalam transmisi harga bawang putih dari pedagang besar ke pasar tradisional dalam jangka pendek. Kesimpulan dari hasil uji asimetri ini adalah terdapat asimetri dalam pengaruh perubahan harga dari pedagang besar ke pasar tradisional baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek, yang mencerminkan bahwa kenaikan dan penurunan harga di pedagang besar tidak memiliki pengaruh yang sama besarnya terhadap harga di pasar tradisional

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga bawang merah dari pasar tradisional ke pedagang besar dan baik hubungan jangka panjang maupun hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL: Pasar Tradisional ke Pedagang besar**



Gambar 49 NARDL bawang putih –stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Mengacu pada Gambar 38, dari hasil uji CUSUM ditemukan bahwa model tersebut stabil sepanjang periode yang diamati. Ini menunjukkan bahwa koefisien dalam model tersebut tidak mengalami perubahan signifikan seiring berjalannya waktu. Sehingga model tersebut dapat diandalkan untuk memprediksi dinamika transmisi harga di masa depan dengan asumsi kondisi pasar tidak mengalami perubahan drastis. Namun, berdasarkan hasil dari uji CUSUM of squares ditemukan bahwa model tersebut tidak stabil. Ini mengindikasikan adanya variabilitas pada model sepanjang periode pengamatan. Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 84 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	52	1	16.631	3	4.155	4.925
5% critical value	52	1	16.631	3	5.125	6.045
1% critical value	52	1	16.631	3	7.435	8.460

Hasil uji kointegrasi dari Tabel 24 menunjukkan bahwa nilai f-statistik (fstat) adalah 16.631, yang jelas berada di atas upper.b (upper bound) pada tingkat kritis 10%. Oleh karena itu, ini mengindikasikan bahwa terdapat hubungan jangka panjang (kointegrasi) dalam transmisi harga bawang putih dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 85 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	5728.185	4985.036	1.149	0.258
pbesar_1	0.903	0.194	4.644	0.000
pbesar_2	0.062	0.150	0.413	0.682
pbesar_3	-0.353	0.310	-1.138	0.262
pbesar_4	0.107	0.248	0.430	0.669
ptradisional_pos	0.880	0.035	24.910	0.000
ptradisional_pos_1	-0.855	0.199	-4.305	0.000
ptradisional_pos_2	-0.035	0.162	-0.217	0.830
ptradisional_pos_3	0.301	0.288	1.046	0.302
ptradisional_pos_4	-0.066	0.236	-0.279	0.782
ptradisional_neg	0.737	0.104	7.105	0.000
ptradisional_neg_1	-0.650	0.162	-4.022	0.000
ptradisional_neg_3	0.232	0.213	1.088	0.283
ptradisional_neg_4	-0.112	0.203	-0.555	0.582
ptradisional_neg_5	0.020	0.050	0.390	0.699
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	1.142	0.081	14.128	0.000
ptradisional_neg_1	1.103	0.072	15.302	0.000

Dalam transmisi harga bawang putih dari pasar tradisional ke pedagang besar, analisis koefisien jangka panjang memberikan wawasan menarik. Variabel ptradisional_pos_1 dengan koefisien 1.142 dan nilai p-value 0.000 mengindikasikan bahwa kenaikan harga di pasar tradisional di periode sebelumnya berdampak pada kenaikan harga di pedagang besar pada periode saat ini. Secara spesifik, kenaikan 1000 rupiah per kilogram

harga bawang putih di pasar tradisional akan menyebabkan kenaikan harga di pedagang besar sebesar 1142 rupiah per kilogram di periode berikutnya, asumsikan variabel lainnya konstan.

Di sisi lain, $p_{\text{tradisional_neg_1}}$ dengan koefisien 1.103 dan p -value 0.000 menunjukkan bahwa penurunan harga bawang putih di pasar tradisional di periode sebelumnya juga akan berdampak pada kenaikan harga di pedagang besar pada periode saat ini. Jika harga bawang putih di pasar tradisional turun sebesar 1000 rupiah per kilogram pada periode sebelumnya, harga di pedagang besar akan naik sebesar 1103 rupiah per kilogram pada periode berikutnya, dengan asumsi variabel lainnya tetap.

Kedua variabel ini, baik yang menggambarkan kenaikan maupun penurunan harga di pasar tradisional, secara umum memberikan dampak kenaikan harga pada pedagang besar di periode yang akan datang. Hal ini mencerminkan adanya asimetri dalam pengaruh perubahan harga di pasar tradisional terhadap harga di pedagang besar pada jangka panjang.

Tabel 86 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	10.276	0.002
Jangka pendek	9.281	0.004

Berdasarkan Tabel 25, dalam konteks transmisi harga bawang putih, baik pada jangka panjang maupun jangka pendek, terdapat dinamika yang signifikan dalam hubungan harga antara dua entitas pasar. Di jangka panjang, nilai F -statistik sebesar 10.276 dengan nilai p -value 0.002 menunjukkan bahwa ada hubungan signifikan dalam transmisi harga pada taraf signifikansi 10% (bahkan hingga 1% mengingat p -value jauh di bawah 0.10). Ini artinya, perubahan harga bawang putih di satu entitas pasar akan memberikan dampak jangka panjang yang signifikan terhadap harga di entitas pasar lainnya. Sementara itu, pada jangka pendek, F -statistik sebesar 9.281 dengan nilai p -value 0.004 juga menunjukkan signifikansi hubungan antar harga di dua entitas pasar pada taraf 10% (dan bahkan 1%). Ini mengindikasikan bahwa fluktuasi harga bawang putih di salah

satu entitas pasar juga berpengaruh terhadap harga di entitas pasar lain dalam jangka waktu yang singkat. Kedua hasil uji tersebut menunjukkan bahwa terdapat hubungan yang kuat dan signifikan dalam transmisi harga bawang putih antar entitas pasar baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga putih dari pasar tradisional ke pedagang besar dan baik hubungan jangka panjang maupun hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

E. Analisis Transmisi Harga Beras

- Pra analisis

Tabel 87 Uji stasioner data harga beras

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-30.078	0.010	-51.874	0.010
pbesar	-2.183	0.961	-31.308	0.010
pmodern	-14.084	0.274	-38.682	0.010
ptradisional	0.542	0.990	-34.597	0.010

Pada pengujian stasioneritas data harga beras, variabel produsen menunjukkan stasioneritas pada level dengan statistik -30.078 dan *p-value* sebesar 0.010. Di sisi lain, variabel pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional tidak menunjukkan stasioneritas pada level, dengan *p-value* berturut-turut sebesar 0.961, 0.274, dan 0.990, semuanya melampaui taraf signifikansi sebesar 10%. Meskipun demikian, ketika data diambil selisih pertamanya, seluruh variabel menunjukkan stasioneritas, dengan pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional masing-masing memiliki *p-value* sebesar 0.010, mengindikasikan stasioneritas pada taraf signifikansi 10% setelah diferensiasi pertama dilakukan. Hal ini menandakan bahwa dalam pembentukan model yang melibatkan variabel-variabel ini, penerapan data dalam bentuk selisih pertama diperlukan guna menghindari masalah non-stasioneritas dan untuk menyajikan estimasi yang konsisten dan tanpa bias.

Tabel 88 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
2	5	659.913
3	5	661.691
4	5	662.966
5	5	664.958
1	5	679.424
2	4	684.232
3	4	685.606
4	4	687.527
2	3	693.753
3	3	694.944
1	4	700.046
2	2	702.873
1	3	710.478
1	2	719.859
1	1	736.675

Dalam menentukan *lag* optimal untuk model transmisi harga beras dari produsen ke pedagang besar, kriteria informasi Akaike (AIC) digunakan sebagai pedoman. Berdasarkan Tabel 77, kombinasi *lag* 2 untuk variabel pedagang besar dan 5 untuk produsen menunjukkan nilai AIC terendah, yaitu 659.913. Oleh karena itu, untuk analisis lebih lanjut dalam pengembangan model NARDL yang mengeksplorasi hubungan antara harga beras di tingkat produsen dan pedagang besar, penggunaan *lag* 2 untuk pedagang besar dan *lag* 5 untuk produsen dianggap sebagai struktur *lag* yang optimal.

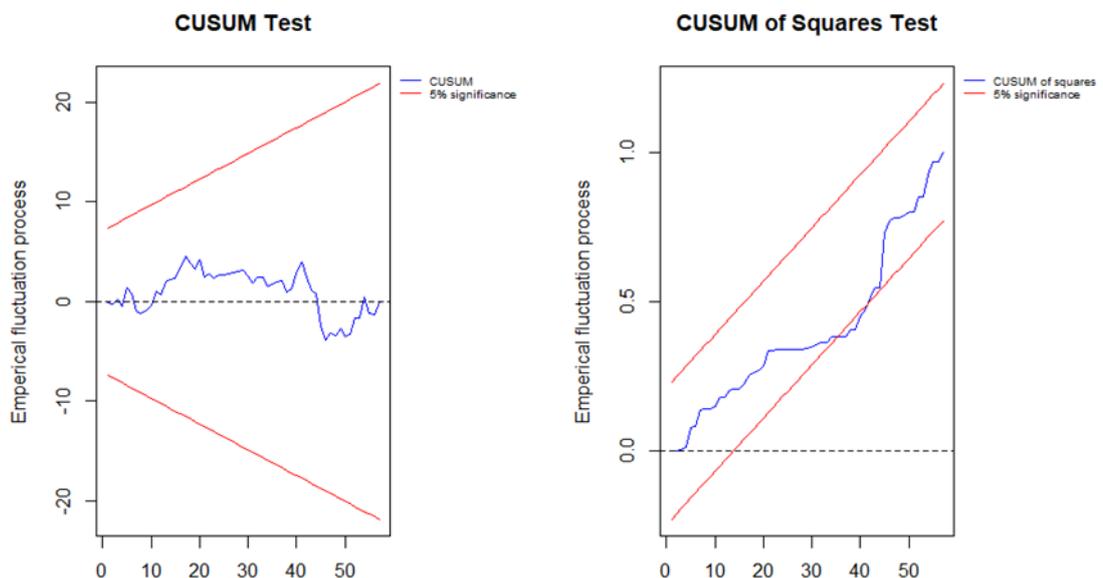
Tabel 89 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
5	5	776.716
4	5	779.486
3	5	790.446
2	5	797.700
1	5	809.475
3	4	888.071
4	4	888.570
2	4	889.011
1	4	890.221
2	3	906.408
3	3	907.543

1	3	908.120
2	2	921.672
1	2	921.757
1	1	938.329

Dalam tabel di atas, kombinasi *lag* yang berbeda untuk variabel produsen dan pedagang besar dievaluasi berdasarkan nilai AIC-nya. Nilai AIC yang terendah (776.716) dihasilkan oleh struktur *lag* 5 untuk kedua variabel, produsen dan pedagang besar. Oleh karena itu, *lag* 5 untuk masing-masing variabel ini dapat dianggap sebagai struktur *lag* yang optimal untuk analisis lebih lanjut dalam model yang akan dieksplorasi, memastikan bahwa dinamika interaksi jangka pendek antara harga beras pada tingkat produsen dan pedagang besar diakomodasi dengan efektif dalam model yang akan dikembangkan.

- **Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar**



Gambar 50 NARDL beras–stabilitas produsen ke pedagang besar

Dalam konteks stabilitas parameter, temuan menunjukkan bahwa terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antara harga di level produsen dan pedagang besar, yang dikonfirmasi oleh uji kointegrasi dan grafik CUSUM. Meskipun demikian, terdapat kebutuhan untuk memberi

perhatian khusus terhadap stabilitas varians parameter, seperti yang ditunjukkan oleh pergerakan grafik CUSUM of Squares yang melintasi batas kritis pada beberapa titik pada Gambar 39. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil yang ditunjukkan pada Tabel 80.

Tabel 90 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	4.593	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	4.593	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	4.593	3	7.400	8.51

Dengan mempertimbangkan tabel kointegrasi pada Tabel 80 dan menggunakan taraf signifikansi 5%, nilai F-statistik yang tercatat adalah 4.593. Nilai ini terletak di bawah batas bawah nilai kritis (5.125) pada tingkat signifikansi 5%, menunjukkan bahwa tidak ada bukti yang cukup untuk menegaskan adanya hubungan kointegrasi jangka panjang antara variabel-variabel yang diuji. Dengan demikian, pada taraf signifikansi ini, analisis lebih lanjut tentang dinamika jangka panjang variabel-variabel tersebut tidak dapat dilakukan dengan keyakinan yang memadai. Meski demikian, ada kemungkinan bahwa hubungan jangka pendek mungkin tetap ada dan relevan dalam transmisi harga beras dari produsen ke pedagang besar, sehingga analisis lebih lanjut pada aspek ini dapat memberikan wawasan tambahan mengenai interaksi antar variabel dalam jangka waktu yang lebih singkat

Tabel 91 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	2066.809	643.667	3.211	0.002
pbesar_1	1.051	0.100	10.550	0.000
pbesar_2	-0.242	0.104	-2.323	0.025
produsen_pos	0.286	0.067	4.236	0.000
produsen_pos_1	-0.079	0.067	-1.169	0.248
produsen_neg	0.280	0.046	6.116	0.000
produsen_neg_2	-0.282	0.050	-5.683	0.000

produsen_neg_3	0.174	0.043	4.019	0.000
produsen_neg_4	-0.065	0.044	-1.467	0.149
produsen_neg_5	0.043	0.019	2.240	0.030
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.674	0.185	3.650	0.001
produsen_neg_1	0.450	0.178	2.523	0.015

Dalam model transmisi harga beras dari produsen ke pedagang besar dalam jangka pendek dan dengan memperhatikan taraf signifikansi 10%, beberapa variabel menunjukkan dampak yang signifikan. Secara khusus, variabel *pbesar_1* memiliki pengaruh positif yang signifikan terhadap harga di pedagang besar, yang menyiratkan bahwa kenaikan harga di produsen pada periode sebelumnya akan mengakibatkan kenaikan harga di pedagang besar pada periode berjalan. Sementara itu, *pbesar_2* menunjukkan hubungan yang signifikan namun negatif, artinya kenaikan harga di produsen dua periode sebelumnya akan menyebabkan penurunan harga di pedagang besar pada periode saat ini. Variabel *produsen_pos* mengindikasikan bahwa kenaikan harga di produsen berhubungan positif dengan harga di pedagang besar pada periode saat ini. Di sisi lain, variabel *produsen_neg*, *produsen_neg_2*, dan *produsen_neg_3* menunjukkan bahwa penurunan harga di produsen pada periode saat ini dan dua periode sebelumnya memiliki dampak negatif dan positif terhadap harga di pedagang besar. Variabel dengan nilai *p-value* di atas 10% tidak diinterpretasikan lebih lanjut dikarenakan tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan pada taraf signifikansi yang telah ditetapkan.

Tabel 92 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

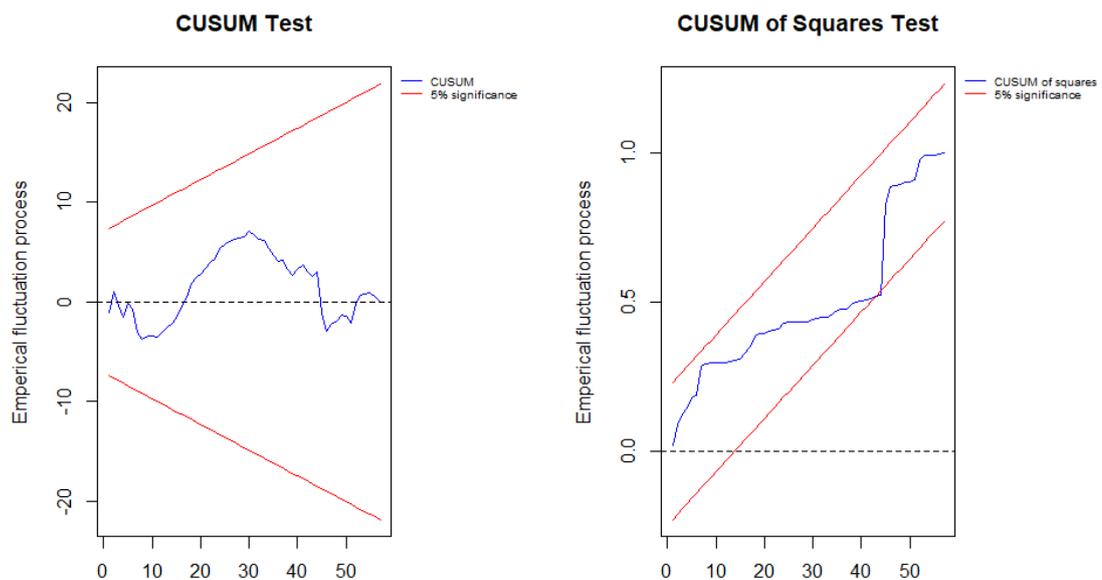
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	11.380	0.015
Jangka pendek	7.917	0.007

uji asimetris untuk model transmisi harga beras dari produsen ke pedagang besar, baik efek jangka panjang maupun jangka pendek menunjukkan temuan asimetri dalam efek transmisi harga menjadi sangat relevan yang ditunjukkan pada Tabel 81, khususnya dalam konteks jangka

pendek. Fakta bahwa terdapat asimetri dalam transmisi harga dari produsen ke pedagang besar, seperti yang diindikasikan oleh uji asimetris yang signifikan (dengan p -value 0.007 untuk jangka pendek pada taraf signifikansi 10%), mengungkapkan bahwa ada ketidakseimbangan dalam cara harga merespons terhadap peningkatan dan penurunan harga antara dua tingkatan pasar ini dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga beras dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen**



Gambar 51 NARDL beras–stabilitas pedagang besar ke produsen

Plot CUSUM yang tidak melampaui batas-batasnya menandakan stabilitas dalam koefisien model, mencerminkan bahwa relasi harga antara pedagang besar dan produsen tetap stabil dan konsisten sepanjang waktu penelitian. Stabilitas ini esensial dalam mengasumsikan bahwa model yang telah diperoleh memberikan representasi yang akurat terhadap dinamika pasar yang sebenarnya dan memberikan dasar yang kokoh untuk analisis lebih lanjut. Sementara itu, plot CUSUM of Squares, yang sedikit

menyentuh batas bawah, memberikan indikasi adanya titik-titik variabilitas dalam model, mengindikasikan bahwa terdapat periode-periode dimana model mungkin mengalami inkonsistensi. Selanjutnya uji kointegrasi ditunjukkan pada Tabel 82.

Tabel 93 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	26.822	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	26.822	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	26.822	3	7.400	8.51

Mengacu pada Tabel 82 dan mempertimbangkan taraf signifikansi sebesar 10%, nilai F-statistik sebesar 26.822 jauh melampaui nilai kritis atas pada batas bawah (4.145) dan batas atas (4.95). Ini memberikan bukti kuat mengenai adanya hubungan kointegrasi antar variabel dalam model, mengindikasikan bahwa terdapat hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga beras dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 94 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	4887.202	692.022	7.062	0.000
produsen_1	0.380	0.145	2.629	0.012
produsen_2	0.314	0.139	2.253	0.030
produsen_3	-0.365	0.071	-5.132	0.000
produsen_4	0.096	0.084	1.143	0.260
produsen_5	0.081	0.068	1.193	0.240
pbesar_pos	1.364	0.496	2.751	0.009
pbesar_pos_1	-1.096	0.762	-1.437	0.158
pbesar_pos_2	0.476	0.740	0.643	0.524
pbesar_pos_3	0.321	0.747	0.430	0.670
pbesar_pos_4	-0.865	0.648	-1.334	0.189
pbesar_neg	1.386	0.346	4.006	0.000
pbesar_neg_2	-0.897	0.731	-1.226	0.227
pbesar_neg_3	-0.395	0.967	-0.408	0.685
pbesar_neg_4	1.170	0.939	1.246	0.220
pbesar_neg_5	-0.742	0.573	-1.296	0.202
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.758	0.151	5.028	0.000
pbesar_neg_1	0.853	0.203	4.193	0.000

Berfokus pada transmisi harga beras dari pedagang besar ke produsen, interpretasi koefisien jangka panjang menjadi sorotan utama mengingat pentingnya memahami dinamika harga dalam jangka waktu yang lebih lama, terutama dengan melihat hasil uji kointegrasi yang mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel tersebut. Pada taraf signifikansi 10 persen, terdapat beberapa koefisien yang perlu diperhatikan. Koefisien untuk variabel *pbesar_pos_1* adalah 0.758, mengimplikasikan bahwa peningkatan harga beras di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya diharapkan meningkatkan harga beras di produsen sebesar 758 rupiah dalam jangka panjang, dengan asumsi faktor-faktor lain tetap konstan. Sementara itu, koefisien untuk *pbesar_neg_1*, yaitu 0.853, menandakan bahwa penurunan harga beras di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di produsen sebanyak 853 rupiah per unit dalam jangka panjang, asumsikan variabel lainnya tetap. Dengan demikian, baik peningkatan maupun penurunan harga beras di pedagang besar pada periode sebelumnya memiliki dampak positif dan signifikan terhadap harga beras di produsen dalam jangka panjang.

Tabel 95 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.787	0.379
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Dengan mempertimbangkan F-statistik sebesar 0.787 dan nilai *p-value* sebesar 0.379 pada taraf signifikansi 10%, tidak terdapat cukup bukti untuk menolak hipotesis nol, yang menyatakan bahwa ada simetri dalam penyesuaian harga beras dari produsen ke pedagang besar dalam jangka panjang. Oleh karena nilai *p-value* lebih besar dari 0.10, tidak terdapat cukup bukti statistik untuk mengkonfirmasi bahwa dampak kenaikan dan penurunan harga beras dari produsen terhadap harga di pedagang besar berbeda dalam konteks jangka panjang.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) transmisi harga beras dari pedagang besar ke produsen. dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Pada Tabel 85, model dengan jumlah *lag* 3 untuk variabel pasar modern dan 5 untuk variabel pedagang besar mencatatkan nilai AIC terendah, yaitu 745.916, dibandingkan dengan model-model lainnya. Kriteria Akaike *Information Criterion* (AIC) digunakan untuk menentukan model yang paling baik dengan cara memilih model yang memiliki nilai AIC terkecil. Oleh karena itu, model dengan *lag* 3 untuk *pmodern* dan 5 untuk *pbesar* menjadi pilihan yang optimal dalam konteks model NARDL untuk mengkaji transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 96 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

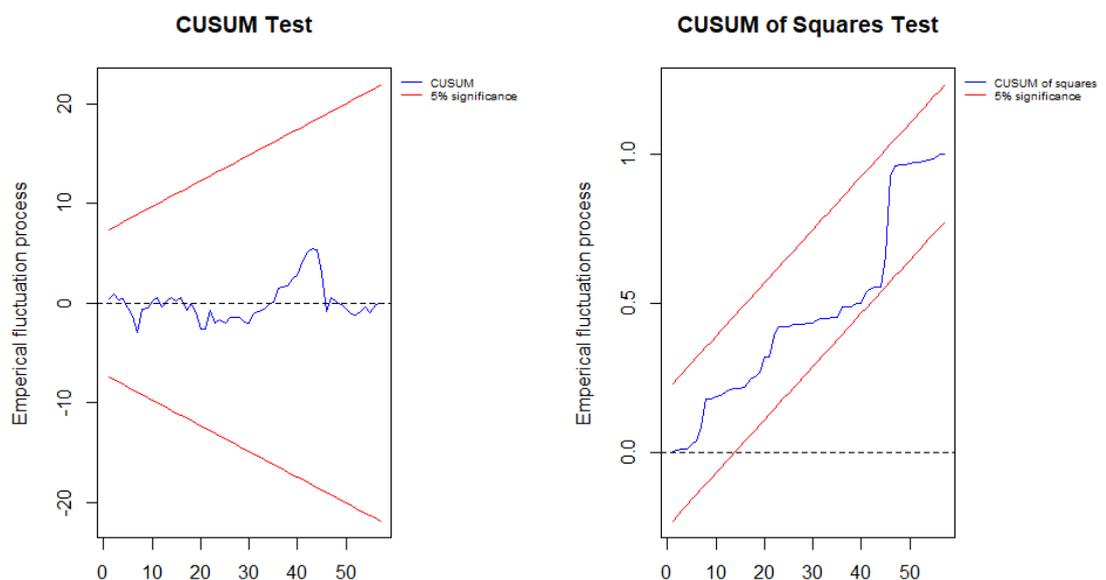
<i>pmodern</i>	<i>pbesar</i>	AIC
3	5	745.916
4	5	747.158
2	5	747.174
5	5	748.398
1	5	750.523
3	4	758.592
4	4	760.5100
2	4	762.199
1	4	763.072
3	3	770.229
2	3	773.918
1	3	779.112
2	2	802.170
1	2	803.221
1	1	818.875

Model dengan 2 *lag* untuk variabel *pbesar* dan 5 *lag* untuk *pmodern* mencatat nilai AIC terendah, yaitu 659.458, menurut data pada Tabel 61. Oleh karena itu, dalam konteks model NARDL yang mengeksplorasi transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar, model dengan spesifikasi *lag* tersebut dianggap optimal.

Tabel 97 Initial lag optimal: pmodern ke pbesar

pbesar	pmmodern	AIC
2	5	659.458
3	5	660.377
4	5	662.259
5	5	664.186
2	4	668.714
1	5	668.829
3	4	669.606
4	4	671.468
1	4	677.138
2	3	682.680
3	3	684.179
1	3	692.340
2	2	697.043
1	2	704.487
1	1	715.365

Selanjutnya plot CUSUM test dan CUSUM of Squares Test ditunjukkan pada Gambar 41 untuk mengetahui stabilitas transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern.



Gambar 52 NARDL beras–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Dalam Gambar 41 yang menggambarkan stabilitas model NARDL untuk transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern, tes

stabilitas parameter dengan menggunakan plot CUSUM dan CUSUM of Squares memberikan informasi penting terkait stabilitas dan variabilitas dari model. Plot CUSUM tampaknya tidak melewati batas atas dan bawah menunjukkan bahwa parameter model stabil sepanjang waktu. Ini berarti bahwa model memiliki kapabilitas untuk secara konsisten menjelaskan dinamika transmisi harga beras antara pedagang besar dan pasar modern sepanjang periode yang diamati. Sebaliknya, plot CUSUM of Squares menunjukkan sedikit ketidakstabilan karena menyentuh batas bawah, mengindikasikan adanya beberapa variabilitas dalam varians dari seri waktu. Uji kointegrasi yang bertujuan untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil.

Tabel 98 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	2.424	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	2.424	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	2.424	3	7.400	8.51

Nilai F-statistik (*fstat*) dalam uji kointegrasi adalah 2.424, yang perlu diperbandingkan dengan nilai batas bawah dan batas atas untuk menentukan keberadaan hubungan jangka panjang. Pada taraf signifikansi 10%, nilai batas bawah dan batas atas untuk uji kointegrasi adalah 4.145 dan 4.95, berturut-turut. Mengingat *fstat* berada di bawah batas bawah, hipotesis nol yang menyatakan tidak ada kointegrasi antara variabel-variabel dalam model tidak dapat ditolak.

Ini menunjukkan bahwa, berdasarkan data dan pada taraf signifikansi 10%, tampaknya tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern. Meskipun demikian, ini tidak mengeliminasi kemungkinan adanya dinamika jangka pendek antar variabel. Hasil ini menunjukkan bahwa pergerakan harga beras dalam transmisi dari pedagang besar ke pasar modern mungkin tidak memiliki pengaruh stabil dan signifikan satu sama

lain dalam jangka panjang, namun terdapat interaksi dan pengaruh jangka pendek yang signifikan.

Tabel 99 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	2605.623	1414.928	1.842	0.072
pmodern_1	1.189	0.137	8.700	0.000
pmodern_2	-0.521	0.179	-2.912	0.006
pmodern_3	0.151	0.135	1.120	0.269
pbesar_pos	-0.433	0.307	-1.410	0.165
pbesar_pos_1	0.523	0.307	1.702	0.096
pbesar_neg	2.050	0.357	5.736	0.000
pbesar_neg_1	-1.712	0.529	-3.238	0.002
pbesar_neg_3	0.504	0.530	0.950	0.347
pbesar_neg_4	-0.748	0.614	-1.217	0.230
pbesar_neg_5	0.258	0.375	0.688	0.495
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	1.229	1.089	1.128	0.265
pbesar_neg_1	2.630	1.029	2.554	0.014

Dalam menginterpretasikan koefisien jangka pendek yang tercantum dalam Tabel 87, dan dengan mempertimbangkan taraf signifikansi 10 persen, beberapa temuan penting dapat diidentifikasi terkait dengan dinamika transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern.

Variabel *pmodern_1*, yang memiliki koefisien 1.189 dan nilai *p-value* 0.000, mengindikasikan bahwa kenaikan harga beras di pasar modern sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya diharapkan dapat meningkatkan harga beras di pedagang besar sebesar 1,189 rupiah pada periode saat ini, dengan semua variabel lainnya tetap. Bukti empiris mendukung klaim ini dengan signifikansi statistik yang sangat kuat, mengingat nilai *p-value* yang sangat rendah.

Lanjut ke variabel *pmodern_2*, dengan koefisien -0.521 dan *p-value* 0.006, ini memberikan bukti yang cukup untuk menyatakan bahwa kenaikan harga beras di pasar modern dua periode sebelumnya akan mengurangi harga beras di pedagang besar pada periode saat ini sebesar 521 rupiah, asumsi variabel lainnya tetap konstan.

Sementara itu, variabel *pbesar_pos_1* memiliki koefisien 0.523 dan *p-value* 0.096. Ini menunjukkan bahwa kenaikan harga beras di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya diharapkan dapat meningkatkan harga beras di pasar modern sebesar 523 rupiah pada periode saat ini.

Variabel *pbesar_neg* dengan koefisien 2.050 dan *p-value* 0.000 mengungkapkan bahwa penurunan harga beras di pedagang besar pada periode saat ini akan secara signifikan meningkatkan harga beras di pasar modern pada periode yang sama sebesar 2,050 rupiah, dengan variabel lainnya dianggap konstan. Dengan kata lain, ketika harga beras di pedagang besar menurun, harga beras di pasar modern cenderung naik, menciptakan dinamika harga yang menarik dan mungkin mencerminkan mekanisme pasar atau strategi penetapan harga tertentu yang diadopsi oleh para pelaku pasar.

Di sisi lain, variabel *pbesar_neg_1* dengan koefisien -1.712 dan *p-value* 0.002 menunjukkan bahwa penurunan harga beras di pedagang besar pada periode sebelumnya diharapkan mengakibatkan penurunan harga beras di pasar modern pada periode saat ini sebesar 1,712 rupiah, asumsikan variabel lainnya tetap konstan. Hal ini dapat diartikan bahwa dampak penurunan harga beras di pedagang besar pada periode sebelumnya memiliki efek yang berkepanjangan dan mereda sepanjang waktu, menurunkan harga di pasar modern pada periode berikutnya.

Interpretasi ini memberikan gambaran mengenai bagaimana fluktuasi harga beras di pasar modern dan pedagang besar saling mempengaruhi satu sama lain dalam jangka pendek, dengan dampak yang bervariasi tergantung pada dinamika dan periode spesifik yang dianalisis. Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi. Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi.

Tabel 100 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

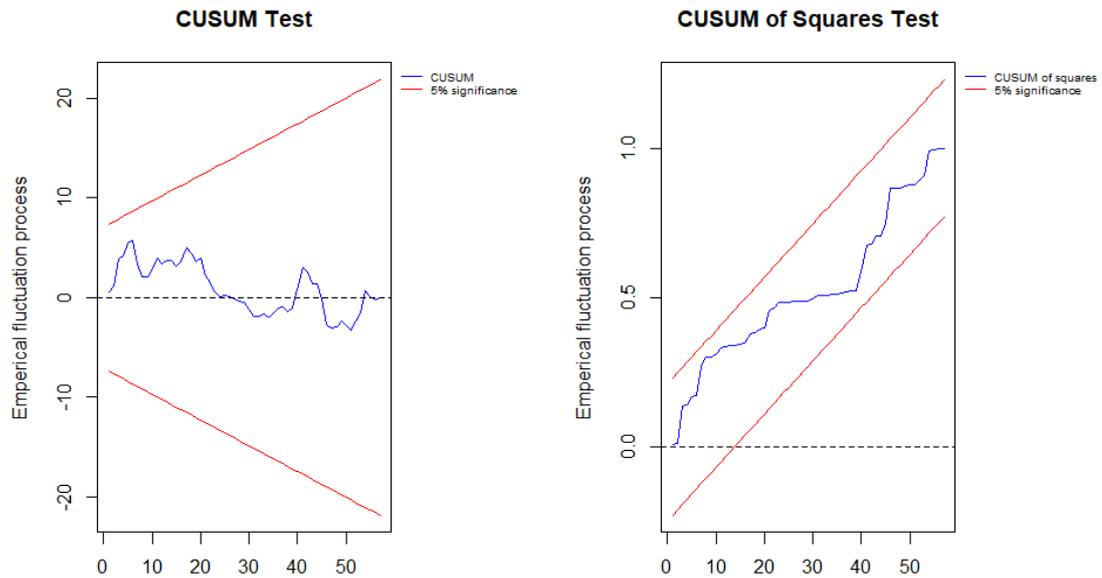
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.667	0.110
Jangka pendek	1.703	0.199

Berdasarkan Tabel 89, untuk analisis jangka pendek dalam transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern, nilai F-statistik (Fstat) adalah 1.703 dengan *p-value* sebesar 0.199. dengan taraf signifikansi sebesar 10%, *p-value* yang lebih besar dari 0.10 menunjukkan bahwa tidak dapat menolak hipotesis nol pada level signifikansi tersebut. Dengan kata lain, tidak ada bukti yang cukup kuat untuk menyatakan adanya asimetri dalam transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern dalam jangka pendek.

Dalam konteks praktis, ini menandakan bahwa perubahan harga beras pada pedagang besar, baik itu kenaikan atau penurunan, tidak secara signifikan mempengaruhi harga beras di pasar modern dalam periode yang lebih singkat, setidaknya berdasarkan pada tingkat signifikansi 10% yang dijadikan acuan. Oleh karena itu, pada jangka waktu pendek, mekanisme penyesuaian harga antara pedagang besar dan pasar modern tampaknya tidak menunjukkan sifat asimetris.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar modern dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar**



Gambar 53 NARDL beras–stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Model NARDL untuk transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan hasil yang cukup meyakinkan. Seperti yang terlihat pada Gambar 42, baik plot CUSUM maupun CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru beroperasi di dalam batas-batas signifikansi, yang menandakan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Keandalan ini adalah aspek penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar modern dan pedagang besar tetap konsisten sepanjang waktu, sehingga menjamin validitas dan reliabilitas dari estimasi dan interpretasi model. Uji kointegrasi model transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar ditunjukkan pada Tabel 91.

Tabel 101 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	7.196	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	7.196	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	7.196	3	7.400	8.51

Mengacu pada data dalam Tabel 91, nilai F-statistik yang dihasilkan dari uji tersebut adalah 7.196. Ketika mengkaji nilai ini relatif terhadap

nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yang memiliki batas bawah (*lower bound*) sebesar 4.145 dan batas atas (*upper bound*) sebesar 4.95, dapat dilihat bahwa F-statistik secara signifikan melampaui kedua batas tersebut. Dengan demikian, pada taraf signifikansi 10%, menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi antara harga beras di pasar modern dan pedagang besar, mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang yang stabil antara kedua variabel ini. Oleh karena itu, fluktuasi harga beras di pasar modern dan pedagang besar memiliki keterkaitan dalam jangka panjang, dan setiap perubahan harga di satu pasar cenderung dikaitkan dengan perubahan harga di pasar yang lain dalam periode waktu yang lebih lama.

Tabel 102 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	576.717	644.159	0.895	0.375
pbesar_1	1.279	0.144	8.857	0.000
pbesar_2	-0.172	0.236	-0.730	0.469
pbesar_3	-0.169	0.160	-1.059	0.295
pmodern_pos	0.062	0.239	0.259	0.797
pmodern_pos_1	-0.167	0.258	-0.646	0.521
pmodern_neg	0.174	0.070	2.492	0.016
pmodern_neg_1	-0.246	0.085	-2.909	0.006
pmodern_neg_3	-0.050	0.091	-0.545	0.588
pmodern_neg_4	0.078	0.107	0.730	0.469
pmodern_neg_5	-0.019	0.059	-0.325	0.747
Koefisien jangka panjang				
pmodern_pos_1	-71.949	876.610	-0.082	0.935
pmodern_neg_1	-28.080	341.510	-0.082	0.935

Dalam transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar, analisis koefisien jangka panjang (lihat Tabel 90) tidak menunjukkan adanya hubungan yang signifikan pada taraf 10%, mengingat nilai *p-value* untuk kedua koefisien jangka panjang tersebut (*pmodern_pos_1* dan *pmodern_neg_1*) melebihi 0.10. Hal ini mengindikasikan bahwa transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar belum bisa memberikan

kesimpulan yang valid walau hubungan jangka panjang pada model ini teridentifikasi.

Tabel 103 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	5.762	0.020
Jangka pendek	1.164	0.286

Mengacu pada Tabel 92, nilai F-statistik untuk hubungan jangka panjang adalah 5.762 dengan nilai *p-value* sebesar 0.020. Ini menunjukkan bahwa pada taraf signifikansi 5%, terdapat bukti cukup untuk menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan asimetris jangka panjang, mengingat nilai *p-value* lebih kecil dari 0.05. Oleh karena itu, ada hubungan asimetris yang signifikan dalam jangka panjang pada transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga beras dari pasar modern ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Tabel 104 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

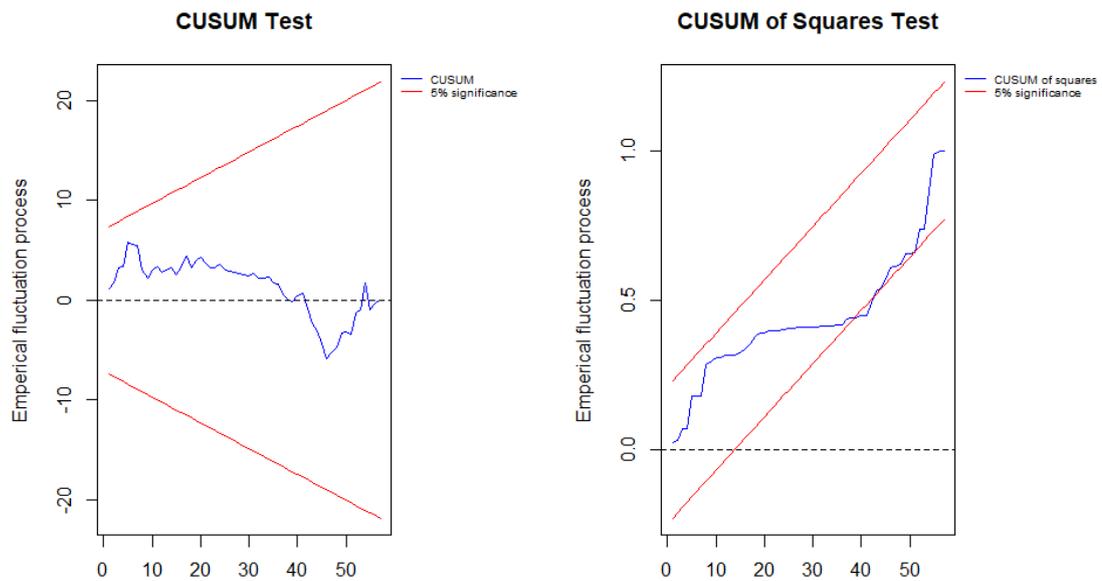
<i>ptradisional</i>	<i>pbesar</i>	AIC
2	5	595.888
3	5	597.865
4	5	599.679
1	5	601.284
5	5	601.567
2	4	608.375
3	4	610.313
4	4	611.665
1	4	613.576
2	3	616.070
3	3	618.045
1	3	621.215
2	2	625.101
1	2	628.392
1	1	648.757

Model NARDL untuk transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan bahwa kombinasi *lag* optimal adalah 2 untuk variabel *p*tradisional dan 5 untuk "*p*besar", dengan nilai AIC terendah sebesar 595.888, sesuai yang ditampilkan di Tabel 93. Dengan demikian, dalam analisis transmisi harga beras, informasi harga dari 2 periode lalu pada pasar tradisional dan 5 periode lalu pada pedagang besar menjadi relevan dan penting untuk memprediksi pergerakan harga beras saat ini dan di masa mendatang antara kedua tingkat pasar tersebut.

Tabel 105 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

<i>p</i> besar	<i>p</i> tradisional	AIC
1	5	629.366
2	5	630.639
3	5	632.523
4	5	633.457
5	5	633.651
2	4	638.600
1	4	640.156
3	4	642.110
4	4	643.377
1	3	647.614
2	3	649.192
3	3	651.052
1	2	655.773
2	2	657.174
1	1	666.150

Tabel 94 menunjukkan bahwa kombinasi *lag* optimal adalah 1 untuk "*p*besar" dan 5 untuk "*p*tradisional", dengan nilai AIC terkecil, yaitu 629.366. Ini mengindikasikan bahwa dalam memprediksi pergerakan harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar, informasi harga dari 1 periode sebelumnya pada pedagang besar dan 5 periode sebelumnya pada pasar tradisional menjadi faktor penting dan memberikan model dengan kesesuaian terbaik, mengacu pada kriteria AIC.



Gambar 54 NARDL beras–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Dalam Gambar 43 yang menunjukkan stabilitas model NARDL untuk transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar tradisional, hasil CUSUM test menunjukkan garis yang bergerak tepat di antara dua garis batas kritis, menandakan bahwa model memiliki stabilitas parameter sepanjang periode analisis. Artinya, relasi antara pedagang besar dan pasar tradisional dalam konteks harga beras tetap konsisten dan stabil sepanjang waktu. Sementara itu, CUSUM of Squares test menunjukkan bahwa garis tes menyentuh batas bawah dalam rentang tertentu, mencerminkan adanya periode dimana variabilitas model meningkat. Meskipun begitu, model secara keseluruhan tetap menunjukkan validitas dalam menggambarkan dinamika transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar tradisional, meski terdapat beberapa periode dengan ketidakstabilan variabilitas yang lebih tinggi. Uji kointegrasi model selanjutnya ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 106 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	2.358	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	2.358	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	2.358	3	7.400	8.51

Berdasarkan uji kointegrasi dengan nilai F-statistik sebesar 2.358, dan membandingkannya dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10% (batas bawah / *lower bound* 4.145), dapat disimpulkan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi, atau dengan kata lain, tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil antara harga beras pada pedagang besar dan pasar tradisional. Dengan demikian, perubahan harga di satu pasar tidak akan secara sistematis mengakibatkan perubahan harga dalam jangka panjang di pasar yang lain. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga beras dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 107 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	5888.223	2051.977	2.870	0.006
ptradisional_1	0.390	0.155	2.511	0.016
ptradisional_2	0.106	0.157	0.676	0.502
pbesar_pos	0.760	0.099	7.716	0.000
pbesar_pos_1	-0.067	0.183	-0.366	0.716
pbesar_pos_2	-0.100	0.182	-0.549	0.586
pbesar_pos_3	-0.138	0.159	-0.866	0.391
pbesar_pos_4	0.068	0.130	0.524	0.603
pbesar_neg	0.435	0.071	6.159	0.000
pbesar_neg_2	-0.091	0.171	-0.535	0.596
pbesar_neg_3	-0.009	0.213	-0.042	0.967
pbesar_neg_4	0.090	0.189	0.477	0.636
pbesar_neg_5	-0.002	0.119	-0.015	0.988
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.954	0.071	13.383	0.000
pbesar_neg_1	0.668	0.091	7.366	0.000

Variabel ptradisional_1 memiliki koefisien 0.390 (dengan *p-value* = 0.016), yang mengindikasikan bahwa kenaikan harga beras di pasar tradisional sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya diharapkan meningkatkan harga beras di pedagang besar sebesar 390 rupiah pada periode saat ini, dengan asumsi semua variabel lainnya tetap konstan.

Lebih lanjut, variabel *pbesar_pos* dan *pbesar_neg* memiliki koefisien berturut-turut sebesar 0.760 ($p\text{-value} = 0.000$) dan 0.435 ($p\text{-value} = 0.000$). Hal ini berarti bahwa kenaikan harga positif di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit akan diikuti oleh kenaikan harga beras di periode berikutnya di pasar tradisional sebesar 760 rupiah, dengan variabel lainnya dianggap konstan. Sementara itu, untuk variabel *pbesar_neg*, kenaikan harga negatif di pedagang besar sebesar 1000 rupiah diharapkan meningkatkan harga beras di pasar tradisional sebesar 435 rupiah pada periode berikutnya, asumsikan variabel lainnya tetap.

Dengan demikian, harga di pasar tradisional satu periode sebelumnya, serta perubahan harga positif dan negatif di pedagang besar, memiliki pengaruh signifikan terhadap harga di pedagang besar pada periode berikutnya. Koefisien ini memberikan gambaran mengenai bagaimana perubahan harga di satu pasar dapat mempengaruhi harga di pasar yang lain dalam jangka pendek.

Tabel 108 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

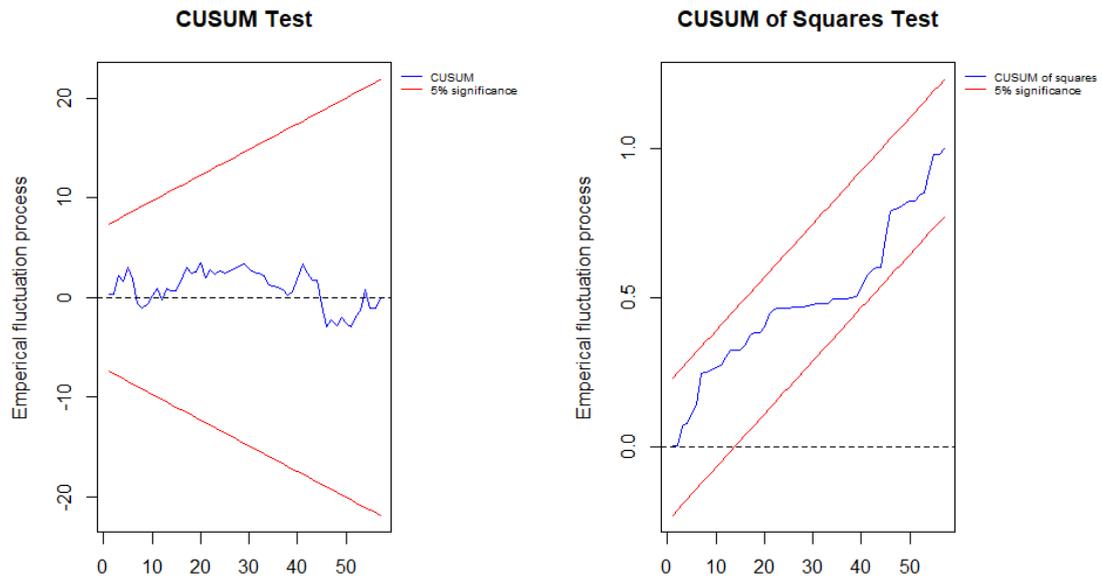
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	7.066	0.010
Jangka pendek	13.798	0.000

Dari Tabel 72 diketahui nilai F-statistik sebesar 13.798 dengan $p\text{-value}$ 0.000, menunjukkan ada bukti yang cukup kuat untuk menolak hipotesis nol bahwa tidak ada asimetri dalam hubungan jangka pendek. Dengan kata lain, pada taraf signifikansi 10%, perubahan positif dan negatif pada variabel independen memiliki pengaruh yang berbeda terhadap variabel dependen dalam jangka pendek. Secara spesifik, pengaruh perubahan positif dan negatif variabel independen terhadap variabel dependen tidak simetris, mengindikasikan bahwa variabel dependen merespons perubahan positif dan negatif pada variabel independen dengan cara yang berbeda di periode jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga beras dari pedagang

besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke pedagang besar**



Gambar 55 NARDL beras–stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares untuk model transmisi harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Kestabilan model ini krusial karena menandakan bahwa struktur hubungan antara pasar tradisional dan pedagang besar tetap konsisten sepanjang waktu. Ini memberikan validitas pada estimasi dan interpretasi model, menjamin bahwa model dapat diandalkan untuk analisis lebih lanjut mengenai dinamika transmisi harga antara kedua entitas pasar tersebut.

Tabel 109 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	4.498	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	4.498	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	4.498	3	7.400	8.51

Mengacu pada Tabel 71, nilai F-statistik dalam uji kointegrasi adalah 4.498. Apabila kita mempertimbangkan taraf signifikansi sebesar 5%, batas bawah dan atas kritis adalah 5.125 dan 6.00 berturut-turut. Karena nilai F-statistik (4.498) berada di bawah batas bawah kritis (5.125), pada

taraf signifikansi 5% kita tidak dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi antara variabel-variabel dalam model. Ini mengindikasikan bahwa, pada tingkat kepercayaan 95%, tidak terdapat hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek.

Tabel 110 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	5009.020	1463.323	3.423	0.001
pbesar_1	0.544	0.132	4.117	0.000
ptradisional_pos	0.990	0.133	7.462	0.000
ptradisional_pos_1	-0.340	0.266	-1.280	0.207
ptradisional_pos_2	-0.239	0.155	-1.543	0.129
ptradisional_neg	0.775	0.194	4.001	0.000
ptradisional_neg_2	-0.120	0.261	-0.460	0.648
ptradisional_neg_3	-0.298	0.317	-0.941	0.351
ptradisional_neg_4	0.186	0.304	0.612	0.544
ptradisional_neg_5	-0.015	0.198	-0.074	0.941
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.834	0.098	8.550	0.000
pbesar_neg_1	0.980	0.153	6.399	0.000

Dalam transmisi harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar, analisis koefisien jangka pendek dari Tabel 98 menunjukkan beberapa hasil yang signifikan pada taraf 10%. variabel pbesar_1, yang memiliki koefisien 0.544 dan p-value = 0.000, mengindikasikan bahwa kenaikan harga beras di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya diharapkan meningkatkan harga beras di pasar tradisional sebesar 544 rupiah pada periode saat ini, dengan variabel lainnya tetap.

Kemudian, variabel ptradisional_pos, dengan koefisien 0.990 dan p-value = 0.000, menunjukkan bahwa kenaikan harga positif beras di pasar tradisional sebesar 1000 rupiah pada periode saat ini akan mengakibatkan kenaikan harga beras di periode yang sama sebesar 990 rupiah, dengan asumsi variabel lainnya tetap konstan.

Terakhir, variabel *ptradisional_neg*, yang memiliki koefisien 0.775 dan *p-value* = 0.000, mencerminkan bahwa penurunan harga negatif beras di pasar tradisional sebesar 1000 rupiah pada periode saat ini akan meningkatkan harga beras di periode yang sama sebesar 775 rupiah dengan asumsi variabel lainnya tetap. Oleh karena itu, terdapat bukti dinamika harga yang signifikan dalam jangka pendek dalam mekanisme transmisi harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 111 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.505	0.226
Jangka pendek	2.137	0.149

Berdasarkan Tabel 72, baik untuk pengaruh jangka panjang maupun jangka pendek, tidak ditemukan bukti yang cukup untuk menyatakan adanya asimetri pada taraf signifikansi 10%. Secara spesifik, untuk pengaruh jangka pendek, F-statistik tercatat sebesar 2.137 dengan *p-value* 0.149, yang juga menunjukkan tidak adanya asimetri yang signifikan.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga beras dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

F. Analisis Transmisi Harga Cabai Merah

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas penting untuk memastikan bahwa data yang digunakan dalam analisis adalah stasioner, yang merupakan prasyarat untuk melakukan analisis lebih lanjut menggunakan model NARDL. Dalam NARDL, diharapkan data stasioner maksimal pada bentuk *first differences*. Jika tidak memenuhi hal tersebut maka model NARDL diragukan keandalannya.

Dalam Tabel 98, hasil uji stasioneritas untuk data harga cabai merah pada level dan *first differences* ditampilkan. Berdasarkan statistik uji dan p-value yang terkait, dapat dilihat bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) adalah stasioner pada level (kecuali variable pasar modern) dan *first difference* pada tingkat signifikansi 10%. Ini menunjukkan bahwa data ini cocok untuk analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL.

Tabel 112 Uji stasioner data harga cabai merah

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-21.731	0.034	-47.376	0.010
pbesar	-19.863	0.053	-42.532	0.010
pmodern	-16.617	0.121	-30.964	0.010
ptradisional	-20.062	0.050	-45.430	0.010

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 99 dan Tabel 100 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 99, konfigurasi *lag* awal optimal dari produsen ke pedagang besar adalah 2 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk produsen, dengan AIC terendah sebesar 1060.766. Dari Tabel 100, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke produsen adalah 1 *lag* untuk produsen dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1061.072.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses

ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai merah antara produsen dan pedagang besar.

Tabel 113 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
2	5	1060.766
1	5	1060.871
3	5	1062.245
4	5	1064.244
5	5	1065.932
2	4	1076.425
3	4	1077.573
1	4	1079.146
4	4	1079.568
2	3	1093.098
3	3	1094.965
1	3	1095.042
1	2	1119.800
2	2	1120.182
1	1	1150.180

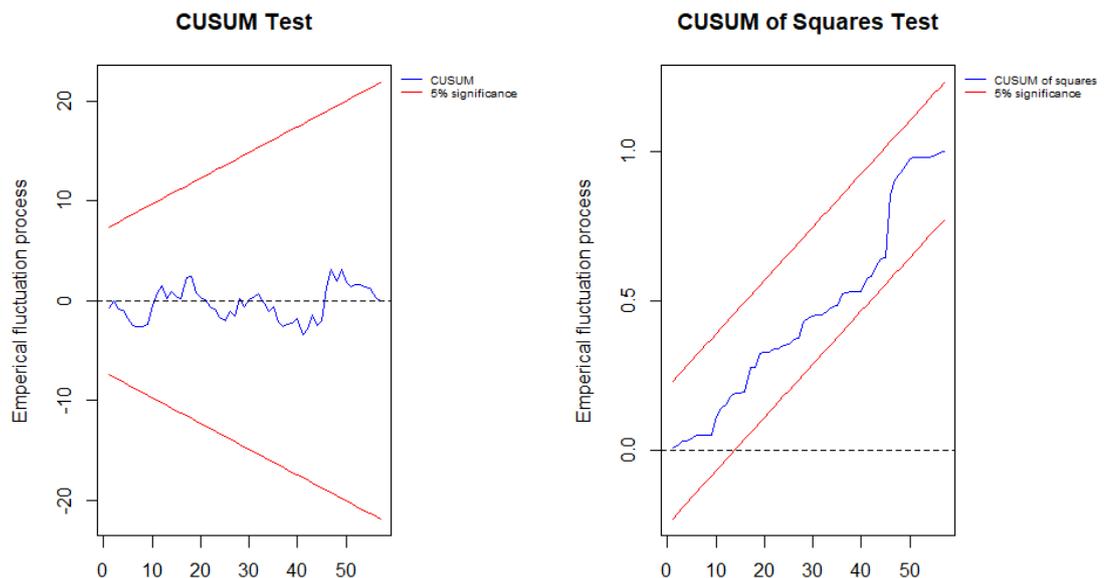
Tabel 114 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
1	5	1061.072
2	5	1061.208
3	5	1063.049
4	5	1063.631
5	5	1065.315
2	4	1076.681
3	4	1078.281
1	4	1078.724
4	4	1078.863
2	3	1094.565
1	3	1095.630
3	3	1096.553

1	2	1121.462
2	2	1122.427
1	1	1148.663

- **Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar**

Estimasi awal model NARDL dimulai dari melakukan uji stabilitas model. Gambar di bawah ini menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari produsen ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 56 NARDL cabai merah-stabilitas produsen ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 4.886, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 5%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga cabai merah dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 1151 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	4.886	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	4.886	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	4.886	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *produsen_pos_1* atau saat terjadi kenaikan harga produsen satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *produsen_pos_2* juga signifikan namun sayangnya hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *produsen_pos_1* sebesar 0.014 artinya setiap kenaikan harga produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp14. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, produsen_neg signifikan pada taraf nyata 10%. produsen_neg dan produsen_neg_1 memiliki nilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya produsen_neg sebesar 0.877, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat produsen sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp877.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 1162 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	34303.225	6725.174	5.101	0.000
pbesar_1	0.262	0.089	2.961	0.005
pbesar_2	-0.142	0.136	-1.046	0.301
produsen_pos	0.960	0.074	12.897	0.000
produsen_pos_1	0.014	0.120	0.118	0.906
produsen_pos_2	-0.006	0.152	-0.040	0.968
produsen_neg	0.877	0.104	8.451	0.000
produsen_neg_2	0.090	0.204	0.442	0.660
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.210	0.899	0.234	0.816
produsen_neg_1	0.158	0.948	0.167	0.868

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

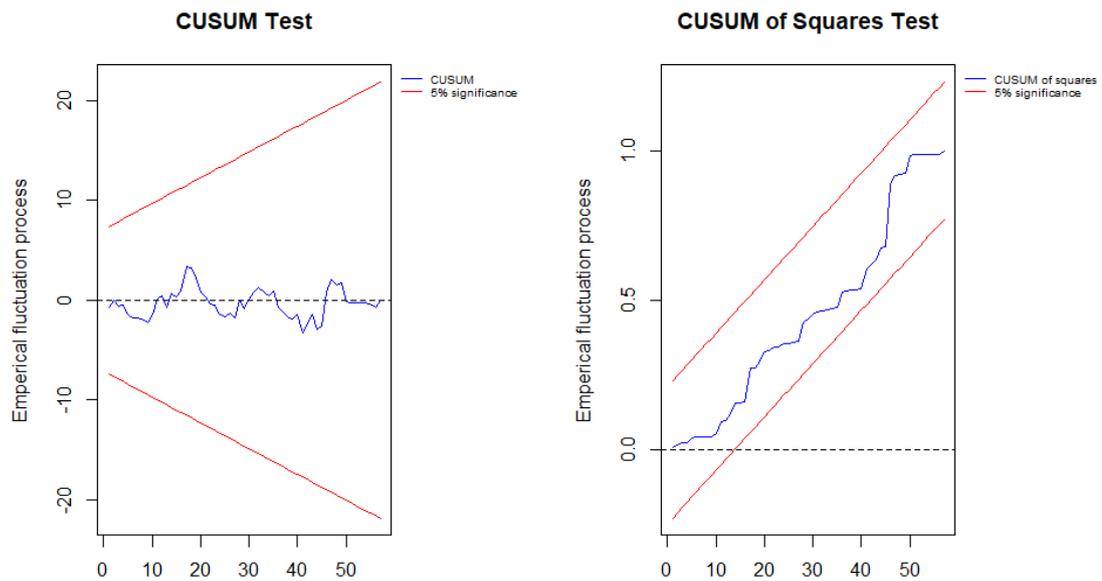
Tabel 117 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.038	0.313
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai merah dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen***

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke produsen menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke produsen tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 57 NARDL cabai merah-stabilitas pedagang besar ke produsen

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa *f*-statistik (*fstat*) dari model adalah 4.366, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 5%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 118 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	4.366	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	4.366	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	4.366	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif

atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* dan atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar diikuti kenaikan harga di produsen pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos* sebesar 0.806 artinya setiap kenaikan harga produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp806. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pbesar_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 1.125, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di produsen sebesar Rp1125.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 119 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	28509.693	1346.610	21.171	0.000
<i>pbesar_pos</i>	0.806	0.049	16.531	0.000
<i>pbesar_pos_2</i>	0.032	0.091	0.356	0.723
<i>pbesar_pos_3</i>	0.157	0.106	1.482	0.145
<i>pbesar_pos_4</i>	-0.133	0.102	-1.312	0.196
<i>pbesar_pos_5</i>	0.030	0.080	0.380	0.705
<i>pbesar_neg</i>	1.125	0.097	11.593	0.000
<i>pbesar_neg_1</i>	-0.205	0.116	-1.767	0.084
<i>pbesar_neg_2</i>	-0.029	0.090	-0.321	0.750
Koefisien jangka panjang				
<i>pbesar_pos_1</i>	0.520	0.158	3.301	0.002
<i>pbesar_neg_1</i>	0.502	0.166	3.019	0.004

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, tidak dapat diinterpretasikan karena model tidak terkointegrasi ke jangka panjang. Untuk uji asimetris jangka pendek, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa pada model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 120 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.744	0.193
Jangka pendek	0.792	0.378

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 107 dan Tabel 108 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 107, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar modern adalah 3 *lag* untuk pasar modern dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1087.549. Dari Tabel 108, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar modern ke pedagang besar adalah 4 *lag* untuk

pedagang besar dan 5 lag untuk pasar modern, dengan AIC terendah sebesar 1135.634.

Hasil pemilihan lag ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi lag tambahan untuk menciptakan model yang lebih robust. Seleksi lag tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan lag secara robust untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar memengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai merah antara pedagang besar dan pasar modern.

Tabel 121 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

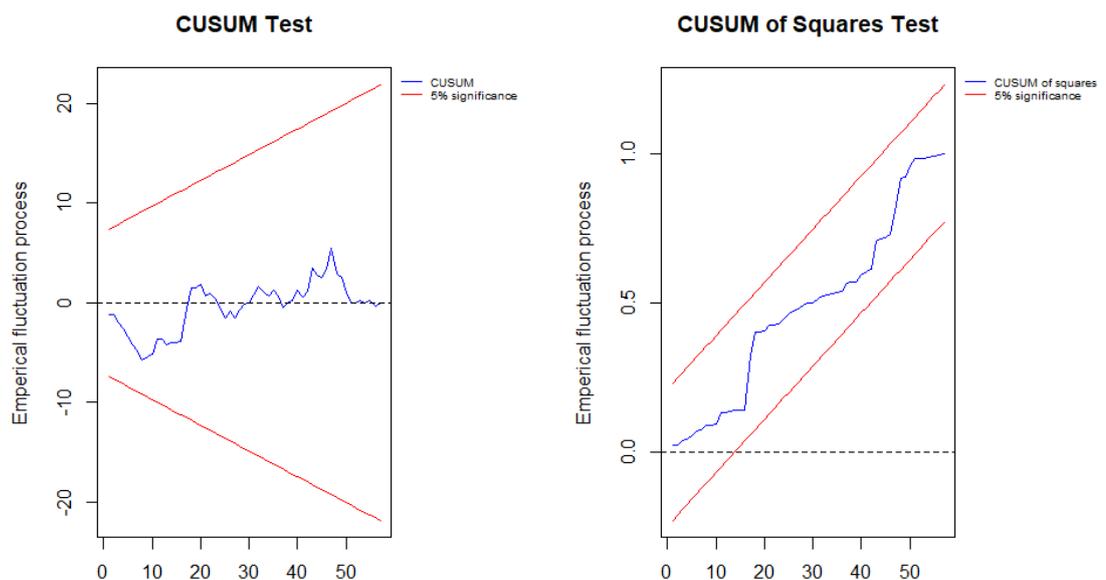
pmodern	pbesar	AIC
3	5	1087.549
4	5	1089.518
2	5	1091.334
5	5	1091.340
1	5	1093.331
3	4	1104.249
4	4	1105.732
2	4	1107.152
1	4	1109.355
3	3	1122.610
2	3	1123.296
1	3	1126.168
2	2	1139.304
1	2	1144.244
1	1	1192.823

Tabel 122 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmodern	AIC
4	5	1135.634
3	5	1135.820

2	5	1137.232
5	5	1137.618
1	5	1138.412
4	4	1152.073
3	4	1153.169
2	4	1154.508
1	4	1155.650
2	3	1171.752
3	3	1172.546
1	3	1172.622
2	2	1188.178
1	2	1189.507
1	1	1220.880

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar modern menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar modern tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 58 NARDL cabai merah-stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 7.934, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 123 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	7.934	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	7.934	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	7.934	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pbesar_pos_2* juga signifikan, namun hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos* sebesar 0.548 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti

kenaikan harga di pasar modern pada saat ini sebesar Rp548. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pbesar_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 0.494, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar modern sebesar Rp494.

Dalam jangka panjang, variabel *pbesar_pos_1* dan *pbesar_neg_1* memiliki pengaruh positif dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos_1* sebesar 0.862 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini sebesar Rp862 di jangka panjang. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Tabel 124 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	15570.408	4392.253	3.545	0.001
<i>pmodern_1</i>	1.095	0.112	9.749	0.000
<i>pmodern_2</i>	-0.179	0.149	-1.204	0.235
<i>pmodern_3</i>	-0.119	0.092	-1.302	0.199
<i>pbesar_pos</i>	0.548	0.065	8.414	0.000
<i>pbesar_pos_2</i>	-0.607	0.147	-4.139	0.000
<i>pbesar_pos_3</i>	0.247	0.124	1.985	0.053
<i>pbesar_pos_5</i>	0.139	0.080	1.742	0.088
<i>pbesar_neg</i>	0.494	0.123	4.014	0.000
<i>pbesar_neg_1</i>	-0.150	0.137	-1.098	0.278
Koefisien jangka panjang				
<i>pbesar_pos_1</i>	0.862	0.171	5.045	0.000
<i>pbesar_neg_1</i>	0.928	0.187	4.959	0.000

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa terjadi asimetris pada model jangka panjang. Untuk efek jangka pendek,

terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

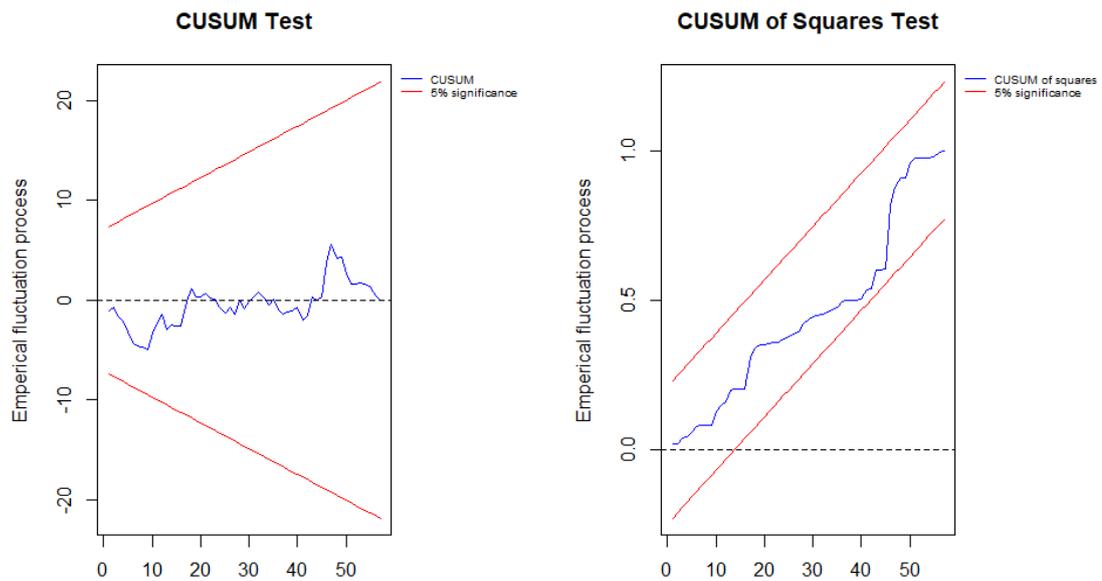
Tabel 125 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	3.900	0.054
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar modern. Hubungan jangka pendek model tersebut bersifat simetris sementara hubungan jangka panjang bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar***

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar modern ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 59 NARDL cabai merah-stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 6.894, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai merah dari pasar modern ke pedagang besar.

Tabel 126 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	6.894	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	6.894	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	6.894	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pmodern_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pasar modern satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh variabel *pmodern_pos_1* juga signifikan namun memiliki hubungan negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pmodern_pos_1* sebesar 1.278 artinya setiap kenaikan harga di pasar modern sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp1278. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pmodern_neg* dan *pmodern_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pmodern_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pmodern_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pmodern_neg* sebesar 1.085, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pasar modern sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp1085.

Dalam jangka panjang, variabel *pmodern_pos_1* dan *pmodern_neg_1* memiliki pengaruh positif dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pmodern_pos_1* sebesar 4.130 artinya setiap kenaikan harga di pasar modern di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp4130 di jangka panjang. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Tabel 127 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	10875.965	3805.563	2.858	0.007
<i>pbesar_1</i>	0.416	0.165	2.528	0.015

pbesar_2	0.567	0.198	2.862	0.006
pbesar_3	-0.061	0.161	-0.378	0.707
pbesar_4	-0.332	0.135	-2.467	0.018
pmodern_pos	1.278	0.170	7.518	0.000
pmodern_pos_1	-1.437	0.270	-5.329	0.000
pmodern_pos_2	-0.312	0.330	-0.946	0.350
pmodern_pos_3	0.683	0.268	2.544	0.015
pmodern_neg	1.085	0.244	4.445	0.000
pmodern_neg_1	-1.279	0.295	-4.338	0.000
pmodern_neg_3	0.450	0.333	1.351	0.184
pmodern_neg_4	0.050	0.405	0.123	0.903
pmodern_neg_5	-0.123	0.219	-0.560	0.578
Koefisien jangka panjang				
pmodern_pos_1	4.130	4.321	0.956	0.343
pmodern_neg_1	4.035	4.287	0.941	0.351

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa terjadi asimetris pada model jangka panjang. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 128 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.209	0.65
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga cabai merah dari pasar modern ke pedagang besar. Hubungan jangka pendek model tersebut bersifat simetris sementara hubungan jangka panjang bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 115 dan Tabel 116 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 115, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar tradisional adalah 1 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 949.542. Dari Tabel 116, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar tradisional ke pedagang besar adalah 1 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar tradisional, dengan AIC terendah sebesar 943.3931.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai merah antara pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 129 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

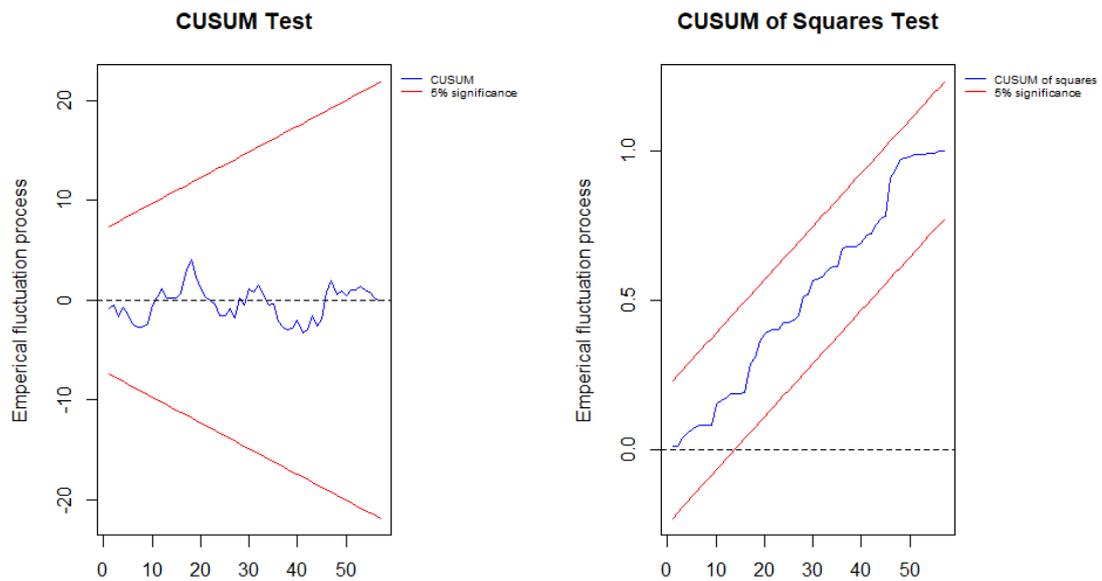
<i>ptradisional</i>	<i>pbesar</i>	AIC
1	5	949.542
2	5	951.492
3	5	952.214

4	5	952.616
5	5	954.431
1	4	963.675
2	4	965.589
3	4	966.346
4	4	966.845
1	3	978.363
2	3	980.120
3	3	981.030
1	2	991.904
2	2	993.652
1	1	1005.518

Tabel 130 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
1	5	943.3931
2	5	945.0505
3	5	945.9462
4	5	946.8429
5	5	948.6439
1	4	957.3359
2	4	958.8969
3	4	959.8639
4	4	960.8223
1	3	971.7346
2	3	972.9827
3	3	974.1808
1	2	985.3302
2	2	986.6026
1	1	999.1789

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar tradisional tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 60 NARDL cabai merah-stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa *f*-statistik (*fstat*) dari model adalah 1.997, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 131 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.997	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.997	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.997	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif

atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos_1* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pasar tradisional pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pbesar_pos_2* juga signifikan, namun hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos_1* sebesar -0.472 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti penurunan harga di pasar tradisional pada saat ini sebesar Rp472. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10%. *pbesar_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pbesar_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 1.096, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar tradisional sebesar Rp1096.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 132 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	21931.883	5425.250	4.043	0.000
<i>p</i> tradisional_1	0.499	0.126	3.961	0.000
<i>p</i> besar_pos	1.009	0.027	37.670	0.000
<i>p</i> besar_pos_1	-0.472	0.135	-3.496	0.001
<i>p</i> besar_neg	1.096	0.036	30.125	0.000
<i>p</i> besar_neg_1	-0.561	0.141	-3.991	0.000
<i>p</i> besar_neg_3	0.036	0.035	1.029	0.309
<i>p</i> besar_neg_4	-0.049	0.042	-1.162	0.251
<i>p</i> besar_neg_5	0.014	0.029	0.499	0.620
Koefisien jangka panjang				

pbesar_pos_1	-1.186	15.655	-0.076	0.940
pbesar_neg_1	-1.343	16.736	-0.080	0.936

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa pada model jangka panjang bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

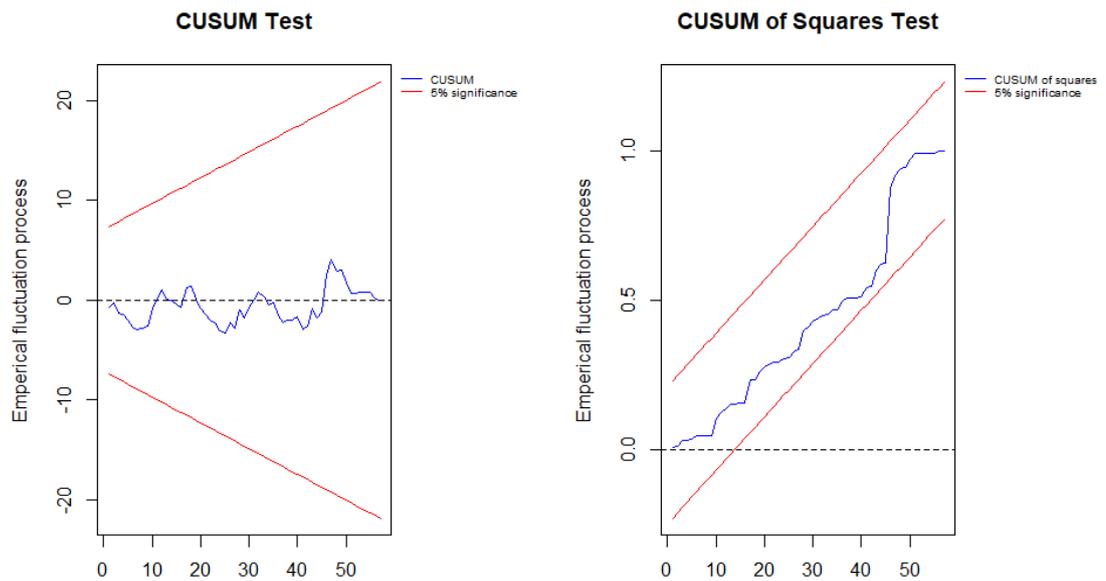
Tabel 133 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.446	0.235
Jangka pendek	0.002	0.964

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai merah dari pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar***

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai merah dari pasar tradisional ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar tradisional ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 61 NARDL cabai merah -stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 5.239, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai merah dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 134 Uji Kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	5.239	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	5.239	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	5.239	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif

atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *ptradisional_pos_1* atau saat terjadi kenaikan harga pasar tradisional satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *ptradisional_pos_2* juga signifikan, namun hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *ptradisional_pos_1* sebesar -0.497 artinya setiap kenaikan harga di pasar tradisional di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti penurunan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp497. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *ptradisional_neg* dan *ptradisional_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10%. *ptradisional_neg* memiliki nilai positif sedangkan *ptradisional_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *ptradisional_neg* sebesar 0.885, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pasar tradisional sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp885.

Dalam jangka panjang, variabel *ptradisional_pos_1* dan *ptradisional_neg_1* memiliki pengaruh positif dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *ptradisional_pos_1* sebesar 1.493 artinya setiap kenaikan harga di pasar tradisional di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp1493 di jangka panjang. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Tabel 135 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	16629.242	4223.730	3.937	0.000

pbesar_1	0.501	0.123	4.078	0.000
ptradisional_pos	0.977	0.024	41.248	0.000
ptradisional_pos_1	-0.497	0.122	-4.068	0.000
ptradisional_pos_2	-0.025	0.034	-0.736	0.465
ptradisional_pos_3	-0.006	0.027	-0.225	0.823
ptradisional_neg	0.885	0.032	28.079	0.000
ptradisional_neg_1	-0.437	0.116	-3.771	0.000
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	1.493	0.876	1.704	0.094
ptradisional_neg_1	1.519	0.917	1.655	0.104

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa pada model jangka pendek bersifat asimetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 136 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.750	0.390
Jangka pendek	6.750	0.012

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai merah dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

G. Analisis Transmisi Harga Cabai Rawit

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas penting untuk memastikan bahwa data yang digunakan dalam analisis adalah stasioner, yang merupakan prasyarat untuk melakukan analisis lebih lanjut menggunakan model NARDL. Dalam NARDL, diharapkan data stasioner maksimal pada bentuk *first differences*. Jika tidak memenuhi hal tersebut maka model NARDL diragukan keandalannya.

Dalam Tabel 123, hasil uji stasioneritas untuk data harga cabai rawit pada level dan *first differences* ditampilkan. Berdasarkan statistik uji dan *p-value* yang terkait, dapat dilihat bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) adalah stasioner pada level dan *first difference* pada tingkat signifikansi 10%. Ini menunjukkan bahwa data ini cocok untuk analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL.

Tabel 137 Uji stasioner data harga cabai rawit

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-30.061	0.010	-61.291	0.010
pbesar	-24.318	0.018	-51.344	0.010
pmodern	-18.961	0.067	-40.776	0.010
ptradisional	-24.127	0.019	-51.871	0.010

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 124 dan Tabel 125 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 124, konfigurasi *lag* awal optimal dari produsen ke pedagang besar adalah 1 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk produsen, dengan AIC terendah sebesar 1067.740. Dari Tabel 125,

konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke produsen adalah 1 *lag* untuk produsen dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1081.784.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai rawit antara produsen dan pedagang besar.

Tabel 138 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

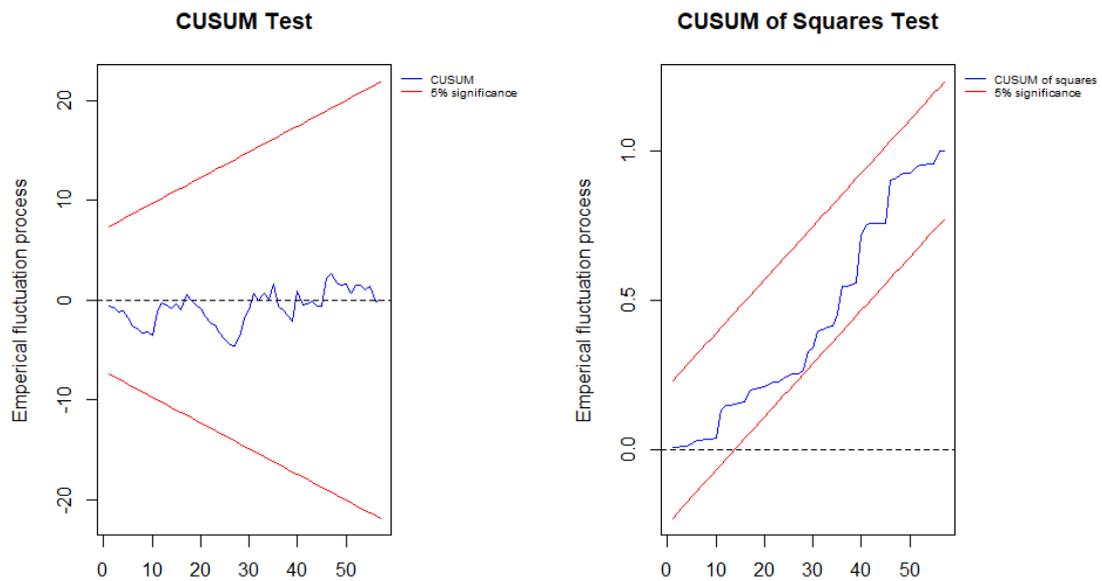
pbesar	produsen	AIC
1	5	1067.740
3	5	1069.011
2	5	1069.728
4	5	1070.400
5	5	1070.873
1	4	1083.098
3	4	1084.063
2	4	1085.098
4	4	1085.755
1	3	1108.863
2	3	1110.821
3	3	1112.781
1	2	1127.514
2	2	1128.987
1	1	1155.303

Tabel 139 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
1	5	1081.784
2	5	1082.847
3	5	1083.520
4	5	1083.595
5	5	1085.192
1	4	1097.839
2	4	1098.512
3	4	1099.041
4	4	1099.406
1	3	1123.487
2	3	1124.650
3	3	1126.506
1	2	1142.719
2	2	1142.819
1	1	1164.565

- ***Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar***

Estimasi awal model NARDL dimulai dari melakukan uji stabilitas model. Gambar di bawah ini menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari produsen ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 62 NARDL cabai rawit-stabilitas produsen ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 1.464, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga cabai rawit dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 140 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.464	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.464	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.464	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif

atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *produsen_pos* atau saat terjadi kenaikan harga produsen diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *produsen_pos_2* juga signifikan namun sayangnya hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *produsen_pos* sebesar 0.906 artinya setiap kenaikan harga produsen sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp906. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *produsen_neg* signifikan pada taraf nyata 10%. *produsen_neg* memiliki nilai positif sedangkan *produsen_neg_1* memiliki nilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *produsen_neg* sebesar 0.874, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat produsen sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp874.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 141 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	18401.181	2098.018	8.771	0.000
<i>pbesar_1</i>	0.350	0.067	5.189	0.000
<i>produsen_pos</i>	0.906	0.044	20.642	0.000
<i>produsen_pos_2</i>	-0.280	0.065	-4.344	0.000
<i>produsen_pos_4</i>	0.009	0.063	0.149	0.883
<i>produsen_pos_5</i>	-0.068	0.060	-1.142	0.259
<i>produsen_neg</i>	0.874	0.077	11.374	0.000
<i>produsen_neg_1</i>	-0.326	0.125	-2.603	0.012
<i>produsen_neg_2</i>	-0.097	0.085	-1.146	0.258
<i>produsen_neg_3</i>	0.041	0.094	0.437	0.665
<i>produsen_neg_4</i>	-0.026	0.102	-0.259	0.797

produsen_neg_5	0.106	0.064	1.659	0.104
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	12.610	189.442	0.067	0.947
produsen_neg_1	13.099	197.535	0.066	0.947

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa pada model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

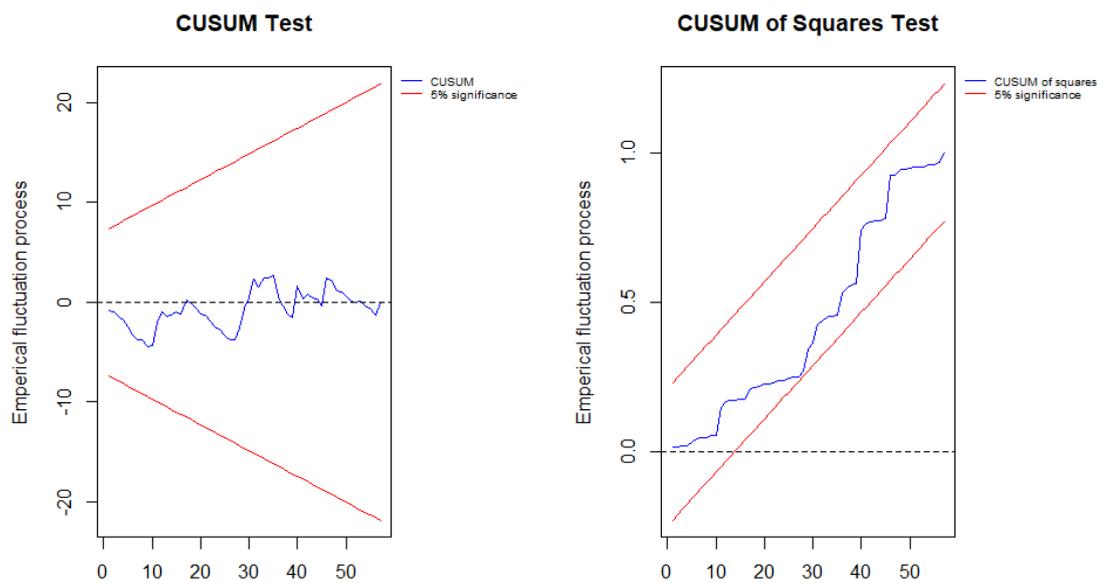
Tabel 142 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.616	0.436
Jangka pendek	0.183	0.671

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai rawit dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen***

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke produsen menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke produsen tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 63 NARDL cabai rawit-stabilitas pedagang besar ke produsen

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f -statistik ($fstat$) dari model adalah 4.366, yang berada di bawah $lower.b$ ($lower\ bound$) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 143 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.150	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.150	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.150	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan $_pos$ artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah $_pos$,

misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar diikuti kenaikan harga di produsen pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pbesar_pos_1* juga signifikan namun sayangnya hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos* sebesar 1.104 artinya setiap kenaikan harga produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp1104. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pbesar_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 1.005, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di produsen sebesar Rp1005.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 144 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	22054.190	4148.163	5.317	0.000
produsen_1	0.319	0.132	2.414	0.019
pbesar_pos	1.104	0.054	20.366	0.000
pbesar_pos_1	-0.710	0.171	-4.157	0.000
pbesar_pos_2	0.282	0.072	3.940	0.000
pbesar_neg	1.005	0.095	10.542	0.000
pbesar_neg_1	-0.327	0.138	-2.367	0.022
(Intercept)	22054.190	4148.163	5.317	0.000
produsen_1	0.319	0.132	2.414	0.019
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.830	0.113	7.378	0.000
pbesar_neg_1	0.826	0.119	6.917	0.000

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 145 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.117	0.734
Jangka pendek	2.601	0.113

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 132 dan Tabel 133 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 132, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar modern adalah 1 *lag* untuk pasar modern dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1122.188. Dari Tabel 133, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar modern ke pedagang besar adalah 2 *lag* untuk

pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar modern, dengan AIC terendah sebesar 1142.298.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar memengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai rawit antara pedagang besar dan pasar modern.

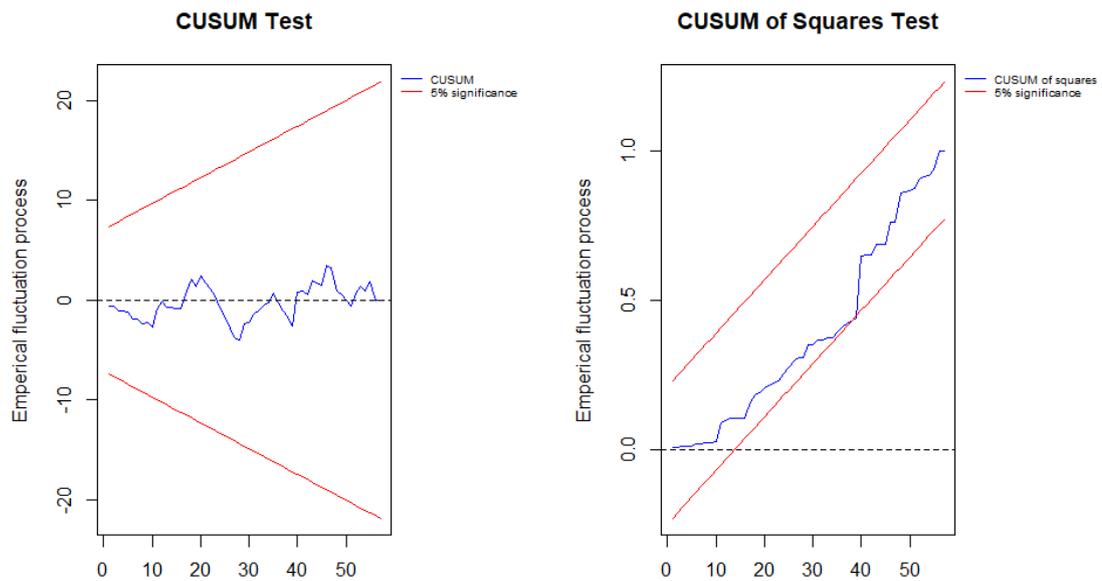
Tabel 146 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
1	5	1122.188
5	5	1123.130
2	5	1123.440
3	5	1124.015
4	5	1125.044
1	4	1138.791
2	4	1139.720
3	4	1140.480
4	4	1142.478
3	3	1156.914
1	3	1159.892
2	3	1161.768
1	2	1176.933
2	2	1178.796
1	1	1204.737

Tabel 147 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmmodern	AIC
2	5	1142.298
4	5	1144.005
3	5	1144.143
5	5	1145.982
1	5	1147.612
2	4	1159.259
3	4	1161.159
4	4	1162.902
1	4	1164.577
2	3	1175.859
3	3	1177.519
1	3	1181.776
2	2	1195.434
1	2	1200.166
1	1	1220.467

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar modern menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar modern tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 64 NARDL cabai rawit-stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 20.368, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 148 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	20.368	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	20.368	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	20.368	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos_1* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pbesar_pos_2* juga signifikan, namun hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos_1* sebesar 0.220 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini sebesar Rp220. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana keduanya memiliki nilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 0.604, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar modern sebesar Rp604.

Dalam jangka panjang, variabel *pbesar_pos_1* dan *pbesar_neg_1* memiliki pengaruh positif dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos1* sebesar 1.237 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini sebesar Rp1237 di jangka panjang. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Tabel 149 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	39144.462	6156.453	6.358	0.000
<i>pmodern_1</i>	0.485	0.077	6.339	0.000
<i>pbesar_pos</i>	0.811	0.078	10.395	0.000

pbesar_pos_1	0.220	0.116	1.902	0.063
pbesar_pos_2	-0.329	0.119	-2.770	0.008
pbesar_pos_3	0.196	0.092	2.122	0.039
pbesar_neg	0.604	0.133	4.547	0.000
pbesar_neg_1	0.328	0.167	1.964	0.055
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	1.237	0.096	12.875	0.000
pbesar_neg_1	1.269	0.104	12.195	0.000

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka panjang simetris. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 150 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

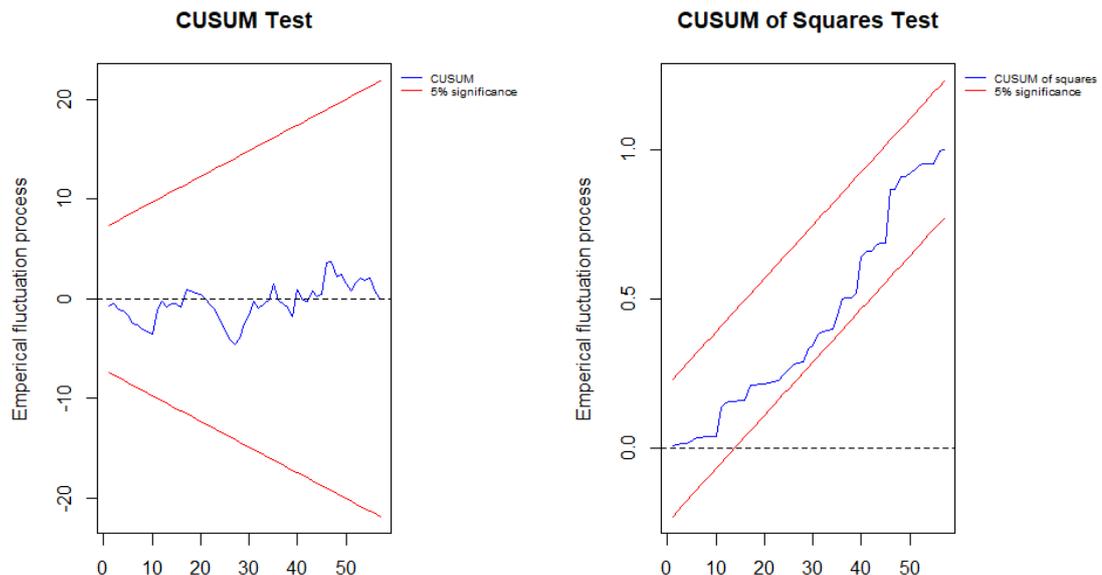
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.460	0.123
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar modern. Hubungan jangka pendek dan jangka panjang model tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar**

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot

CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar modern ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 65 NARDL cabai rawit-stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik ($fstat$) dari model adalah 6.894, yang berada di atas $upper.b$ ($upper\ bound$) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi pada model jangka pendek ke jangka panjang dalam transmisi harga cabai rawit dari pasar modern ke pedagang besar.

Tabel 151 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	6.677	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	6.677	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	6.677	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pmodern_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pasar modern diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pmodern_pos_1* juga signifikan namun hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pmodern_pos_1* sebesar 1.159 artinya setiap kenaikan harga di pasar modern di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp1159. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pmodern_neg* dan *pmodern_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pmodern_neg* memiliki nilai positif sedangkan *pmodern_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pmodern_neg* sebesar 0.703, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pasar modern sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp703.

Dalam jangka panjang, variabel *pmodern_pos_1* dan *pmodern_neg_1* memiliki pengaruh positif namun sayangnya tidak signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1.

Tabel 152 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	21060.908	7018.245	3.001	0.004
pbesar_1	0.067	0.172	0.391	0.698
pbesar_2	0.224	0.178	1.262	0.213
pmodern_pos	1.159	0.095	12.190	0.000
pmodern_pos_1	-0.801	0.227	-3.532	0.001
pmodern_pos_2	-0.064	0.270	-0.237	0.814
pmodern_pos_3	-0.022	0.146	-0.152	0.880
pmodern_neg	0.703	0.162	4.328	0.000
pmodern_neg_1	-0.453	0.174	-2.606	0.012
Koefisien jangka panjang				
pmodern_pos_1	3.245	3.978	0.816	0.418
pmodern_neg_1	3.311	4.119	0.804	0.425

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka Panjang bersifat simetris. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 153 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.210	0.65
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga cabai rawit dari pasar modern ke pedagang besar. Hubungan jangka pendek dan jangka panjang model tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 140 dan Tabel 141 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 140, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar tradisional adalah 2 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 952.418. Dari Tabel 141, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar tradisional ke pedagang besar adalah 5 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar tradisional, dengan AIC terendah sebesar 944.173.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga cabai rawit antara pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 154 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

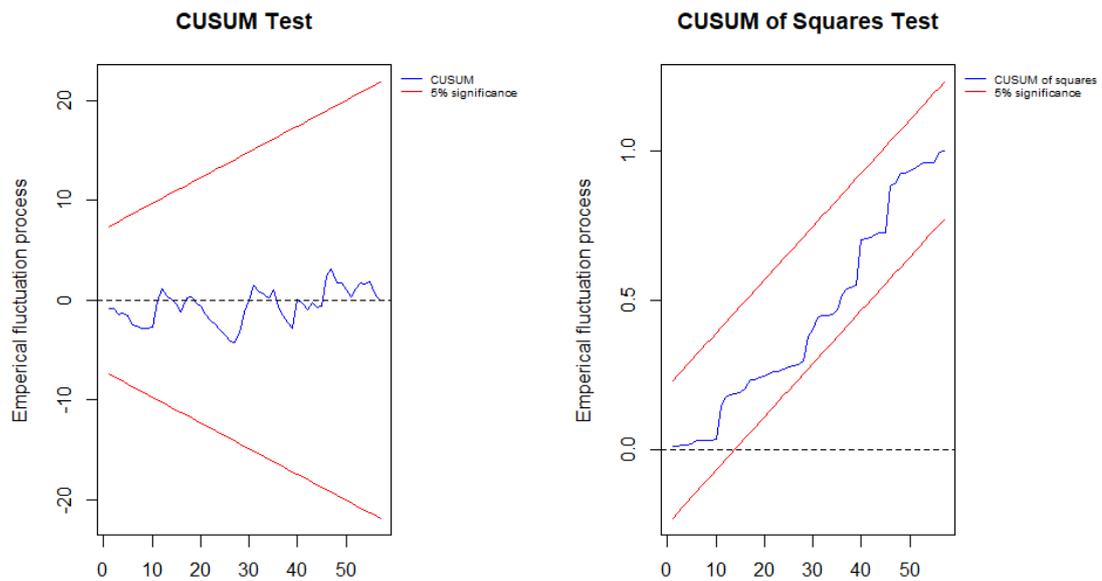
<i>ptradisional</i>	<i>pbesar</i>	AIC
5	5	952.418
1	5	954.327
3	5	955.705

2	5	955.789
4	5	956.451
1	4	969.082
3	4	970.387
2	4	970.450
4	4	970.953
1	3	984.277
3	3	984.831
2	3	985.592
1	2	1000.320
2	2	1002.003
1	1	1013.556

Tabel 155 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
5	5	944.173
1	5	945.058
3	5	945.976
2	5	946.630
4	5	947.251
1	4	959.686
3	4	960.463
2	4	961.129
4	4	961.525
1	3	974.442
3	3	974.630
2	3	975.807
1	2	989.864
2	2	991.446
1	1	1002.991

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar tradisional tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 66 NARDL cabai rawit-stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa *f*-statistik (*fstat*) dari model adalah 3.634, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 156 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.634	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.634	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.634	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif

atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar diikuti kenaikan harga di pasar tradisional pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Berbanding terbalik, pengaruh *pbesar_pos_1* tidak signifikan dan hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos* sebesar 1.055 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar tradisional pada saat ini sebesar Rp1055. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* dan *pbesar_neg_1* memiliki nilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 1.097, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar tradisional sebesar Rp1097.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 157 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	69527.123	10200.790	6.816	0.000
<i>ptradisional_2</i>	0.031	0.142	0.220	0.827
<i>ptradisional_3</i>	-0.045	0.035	-1.299	0.201
<i>ptradisional_4</i>	-0.079	0.034	-2.319	0.025
<i>ptradisional_5</i>	-0.401	0.131	-3.053	0.004
<i>pbesar_pos</i>	1.055	0.020	51.747	0.000
<i>pbesar_pos_1</i>	0.017	0.025	0.681	0.500
<i>pbesar_pos_2</i>	-0.049	0.158	-0.310	0.758
<i>pbesar_pos_3</i>	0.140	0.051	2.755	0.009
<i>pbesar_pos_4</i>	0.111	0.052	2.118	0.040

pbesar_pos_5	0.402	0.151	2.671	0.011
pbesar_neg	1.097	0.034	31.882	0.000
pbesar_neg_1	0.073	0.037	1.972	0.055
pbesar_neg_2	0.001	0.158	0.005	0.996
pbesar_neg_5	0.505	0.149	3.384	0.002
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.928	0.135	6.875	0.000
pbesar_neg_1	0.922	0.141	6.540	0.000

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 158 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

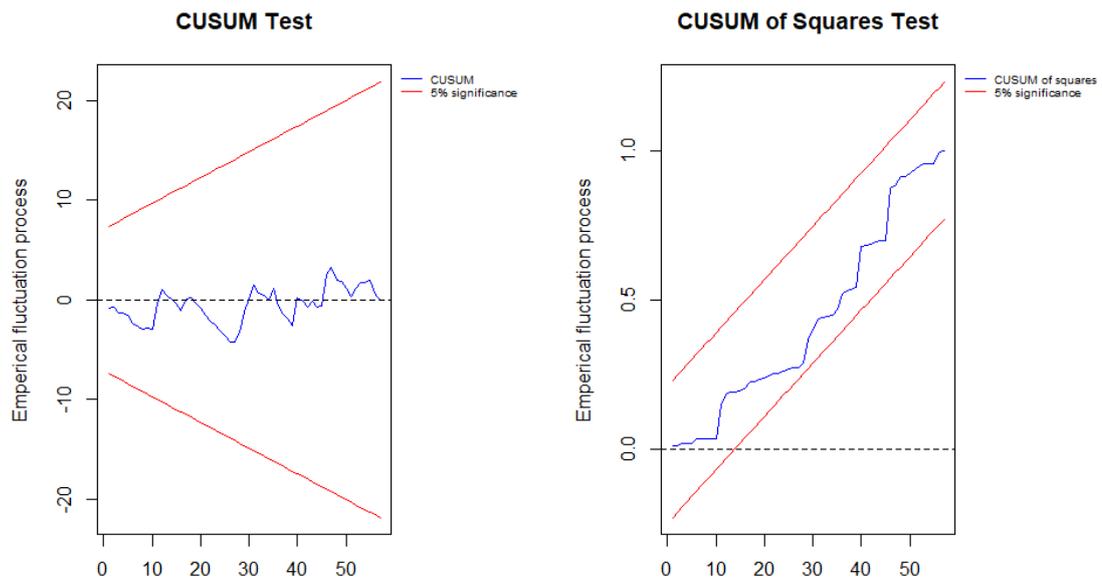
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.327	0.570
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai rawit dari pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga cabai rawit dari pasar tradisional ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam

batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar tradisional ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 67 NARDL cabai rawit -stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 3.458, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi model jangka pendek ke jangka panjang sehingga hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga cabai rawit dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 159 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.458	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.458	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.458	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif khususnya variabel *ptradisional_pos* signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, namun variabel *ptradisional_pos_1* signifikan. Koefisien *ptradisional_pos* memiliki nilai positif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *ptradisional_pos* sebesar 0.941 artinya setiap kenaikan harga di pasar tradisional sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp941. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *ptradisional_neg* dan *ptradisional_neg_1* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *ptradisional_neg* memiliki nilai positif sedangkan *ptradisional_neg_1* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *ptradisional_neg* sebesar 0.907, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pasar tradisional sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp907.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 160 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>

(Intercept)	57279.206	5436.153	10.537	0.000
pbesar_1	-0.047	0.034	-1.388	0.172
pbesar_2	0.014	0.023	0.598	0.553
pbesar_3	-0.080	0.023	-3.461	0.001
pbesar_4	-0.024	0.024	-1.009	0.319
pbesar_5	-0.437	0.138	-3.177	0.003
ptradisional_pos	0.941	0.017	53.991	0.000
ptradisional_pos_1	0.031	0.042	0.747	0.459
ptradisional_pos_5	0.439	0.125	3.508	0.001
ptradisional_neg	0.907	0.029	31.398	0.000
ptradisional_neg_2	-0.046	0.041	-1.144	0.259
ptradisional_neg_3	0.118	0.043	2.762	0.008
ptradisional_neg_4	0.088	0.046	1.926	0.061
ptradisional_neg_5	0.345	0.122	2.820	0.007
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	1.223	0.509	2.403	0.020
ptradisional_neg_1	1.235	0.529	2.334	0.023

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 161 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.356	0.553
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga cabai rawit dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

H. Analisis Transmisi Harga Daging Sapi

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas penting untuk memastikan bahwa data yang digunakan dalam analisis adalah stasioner, yang merupakan prasyarat untuk melakukan analisis lebih lanjut menggunakan model NARDL. Dalam NARDL, diharapkan data stasioner maksimal pada bentuk *first differences*. Jika tidak memenuhi hal tersebut maka model NARDL diragukan keandalannya.

Dalam Tabel 148, hasil uji stasioneritas untuk data harga daging sapi pada level dan *first differences* ditampilkan. Berdasarkan statistik uji dan *p-value* yang terkait, dapat dilihat bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) adalah stasioner pada *first difference* pada tingkat signifikansi 10%. Ini menunjukkan bahwa data ini cocok untuk analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL.

Tabel 162 Uji stasioner data harga daging sapi

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-57.895	0.010	-75.912	0.010
pbesar	-6.355	0.741	-63.062	0.010
pmodern	-5.951	0.765	-37.717	0.010
ptradisional	-8.118	0.634	-56.323	0.010

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 149 dan Tabel 150 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari produsen ke pedagang besar dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 149, konfigurasi *lag* awal optimal dari produsen ke pedagang besar adalah 1 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk produsen, dengan AIC terendah sebesar 985.723. Dari Tabel 150, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke produsen adalah 1 *lag*

untuk produsen dan 5 lag untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1165.564.

Hasil pemilihan lag ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi lag tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi lag tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan lag secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga daging sapi antara produsen dan pedagang besar.

Tabel 163 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
1	5	985.723
2	5	987.723
3	5	989.722
4	5	991.289
5	5	992.481
1	4	1002.523
2	4	1004.233
3	4	1006.221
4	4	1007.615
1	3	1019.456
2	3	1021.302
3	3	1023.284
1	2	1033.847
2	2	1035.602
1	1	1047.612

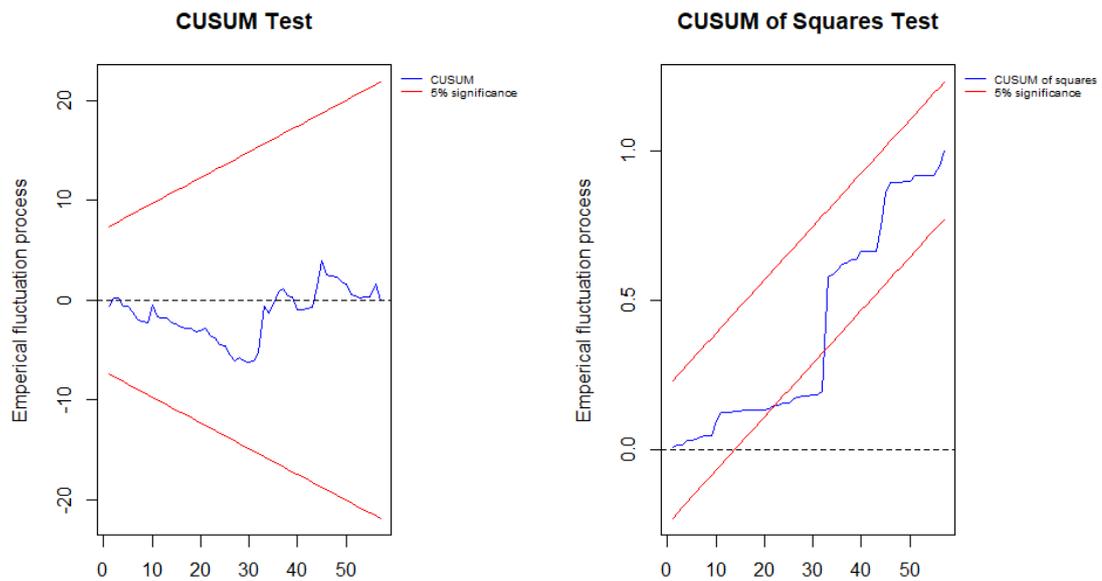
Tabel 164 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
1	5	1165.564

2	5	1167.535
3	5	1168.722
4	5	1170.574
5	5	1172.175
1	4	1202.324
2	4	1204.223
3	4	1204.750
4	4	1206.586
1	3	1226.429
2	3	1228.415
3	3	1228.945
1	2	1243.669
2	2	1245.658
1	1	1261.597

- ***Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar***

Estimasi awal model NARDL dimulai dari melakukan uji stabilitas model. Gambar di bawah ini menunjukkan bahwa transmisi harga daging sapi dari produsen ke pedagang besar menunjukkan hasil yang cukup menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM, garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Sementara itu pada plot CUSUM of Squares, garis berwarna biru sebagian berada di luar batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini kurang stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 68 NARDL daging sapi -stabilitas produsen ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 1.464, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi pada model jangka pendek ke model jangka panjang sehingga terdapat hubungan jangka panjang dalam transmisi harga daging sapi dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 165 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	5.795	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	5.795	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	5.795	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *produsen_pos_1* atau saat terjadi kenaikan harga produsen di satu periode sebelumnya diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *produsen_pos_2* juga signifikan namun sayangnya hubungannya negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *produsen_pos_1* sebesar 0.700 artinya setiap kenaikan harga produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp700. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *produsen_neg* signifikan pada taraf nyata 10%. *produsen_neg* memiliki nilai positif sedangkan *produsen_neg_1* memiliki nilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *produsen_neg* sebesar 0.684, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga ditingkat produsen sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp684.

Dalam jangka panjang, variabel *produsen_pos_1* dan *produsen_neg_1* memiliki pengaruh positif namun sayangnya tidak signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1.

Tabel 166 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	66490.390	12773.510	5.205	0.000
<i>pbesar_1</i>	0.374	0.120	3.105	0.003
<i>produsen_pos_1</i>	0.700	0.124	5.649	0.000
<i>produsen_pos_2</i>	-0.545	0.163	-3.346	0.002
<i>produsen_pos_3</i>	0.333	0.143	2.332	0.024
<i>produsen_pos_4</i>	-0.151	0.100	-1.516	0.137

produsen_neg	0.684	0.127	5.381	0.000
produsen_neg_1	-0.560	0.165	-3.389	0.001
produsen_neg_2	0.329	0.147	2.236	0.030
produsen_neg_3	-0.119	0.105	-1.131	0.264
produsen_neg_4	-0.023	0.026	-0.891	0.378
produsen_neg_5	-0.048	0.021	-2.307	0.026
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.265	0.254	1.044	0.302
produsen_neg_1	0.079	0.310	0.256	0.799

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa terjadi asimetris pada model jangka panjang. Berbanding terbalik dengan efek jangka pendek yang tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa pada model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 167 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

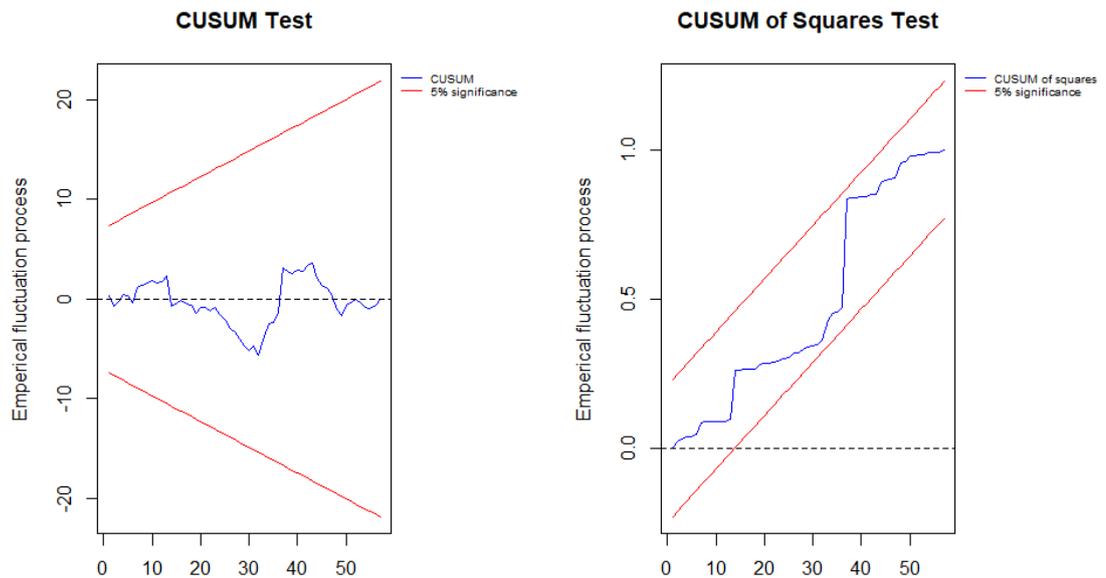
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	16.932	0.000
Jangka pendek	2.627	0.112

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga daging sapi dari produsen ke pedagang besar. Hubungan jangka pendek bersifat simetris sementara dalam hubungan jangka panjang bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen***

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke produsen menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode

analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke produsen tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 69 NARDL daging sapi-stabilitas pedagang besar ke produsen

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 10.046, yang berada di atas *upper.b* (*upper bound*) pada tingkat kritis 10 Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi kointegrasi pada model jangka pendek ke model jangka panjang sehingga terdapat hubungan jangka panjang dalam transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 168 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	10.046	3	4.145	4.95

5% critical value	57	1	10.046	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	10.046	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* dan *pbesar_pos_1* tidak signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Variabel yang positif adalah *pbesar_pos_4* dan *pbesar_pos_5* yang signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Variabel *pbesar_pos_4* memiliki nilai positif namun *pbesar_pos_5* memiliki nilai negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos_4* sebesar 3.818 artinya setiap kenaikan harga produsen di empat periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp3818. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, sayangnya semua variabelnya seperti *pbesar_neg*, *pbesar_neg_3* dan *pbesar_neg_4* tidak signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* memiliki nilai negatif sedangkan *pbesar_neg_1* bernilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg_1* sebesar 2.842, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di produsen sebesar Rp2.842.

Sementara itu, dalam jangka panjang sayangnya semua variabelnya seperti *pbesar_pos_1* dan *pbesar_neg_1* tidak signifikan pada taraf nyata 10%.

Tabel 169 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	88756.850	11581.510	7.664	0.000
produsen_1	0.082	0.114	0.721	0.475
pbesar_pos	0.776	0.966	0.804	0.426
pbesar_pos_1	-0.559	1.359	-0.411	0.683
pbesar_pos_4	3.818	1.602	2.383	0.021
pbesar_pos_5	-4.021	1.380	-2.914	0.005
pbesar_neg	-1.598	2.232	-0.716	0.478
pbesar_neg_1	2.842	2.043	1.391	0.171
pbesar_neg_3	-4.112	2.611	-1.575	0.122
pbesar_neg_4	1.563	2.699	0.579	0.565
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.313	0.529	0.591	0.557
pbesar_neg_1	-0.882	1.421	-0.620	0.538

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka panjang bersifat simetris. Untuk efek jangka pendek, sama halnya seperti jangka panjang, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 170 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.581	0.215
Jangka pendek	1.191	0.281

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka pendek dan jangka panjang pada transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke produsen dan hubungan kedua model tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern**

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 157 dan Tabel 158 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Dari Tabel 157, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar modern adalah 5 *lag* untuk pasar modern dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 1147.383. Dari Tabel 158, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar modern ke pedagang besar adalah 2 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar modern, dengan AIC terendah sebesar 980.749.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar memengaruhi sektor pasar lain dalam konteks transmisi harga daging sapi antara pedagang besar dan pasar modern.

Tabel 171 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
5	5	1147.383

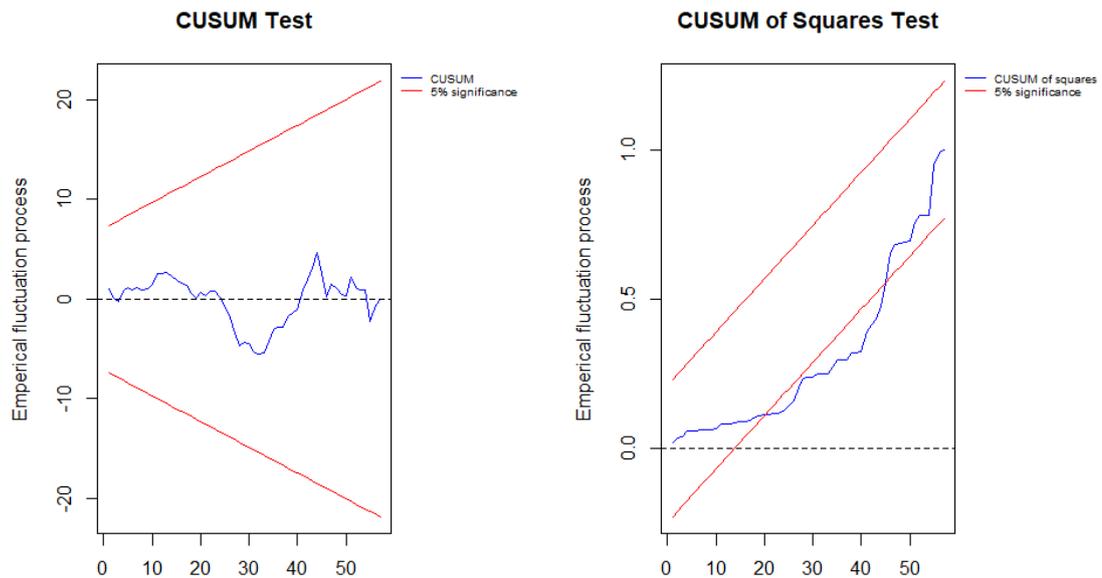
3	5	1149.105
1	5	1149.363
4	5	1149.522
2	5	1150.768
3	4	1166.492
4	4	1167.021
1	4	1167.703
2	4	1169.358
3	3	1187.531
2	3	1187.962
1	3	1188.625
2	2	1213.769
1	2	1220.432
1	1	1240.336

Tabel 172 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmmodern	AIC
2	5	980.749
1	5	981.822
3	5	982.310
4	5	983.286
5	5	984.508
2	4	995.342
3	4	996.507
1	4	997.208
4	4	997.359
2	3	1013.506
1	3	1014.162
3	3	1015.139
2	2	1028.318
1	2	1028.648
1	1	1042.656

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke pasar modern menunjukkan hasil yang cukup menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM, garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Sementara itu pada plot CUSUM of Squares, garis berwarna biru sebagian berada di luar batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini kurang stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting

karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar modern tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 70 NARDL daging sapi-stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f -statistik ($fstat$) dari model adalah 1.511, yang berada di bawah $lower.b$ ($lower\ bound$) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi antara model jangka pendek ke model jangka panjang sehingga hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 173 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.511	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.511	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.511	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, salah satu koefisien positif yakni variabel *pbesar_pos* ternyata tidak signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Variabel lainnya *pbesar_pos_2* dan *pbesar_pos_3* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_pos_2* hubungannya negatif dan *pbesar_pos_3* hubungannya positif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos_3* sebesar 4.461 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar di tiga periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar modern pada saat ini sebesar Rp4461. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg_1* dan *pbesar_neg_2* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg_1* memiliki nilai negatif sementara *pbesar_neg_2* memiliki nilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg_2* sebesar 6.157, artinya pada jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pedagang besar pada dua periode sebelumnya sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar modern sebesar Rp6157.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 174 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	32521.636	13180.870	2.467	0.017
pmodern_1	0.752	0.097	7.782	0.000
pbesar_pos	0.485	0.539	0.901	0.372
pbesar_pos_2	-7.141	1.380	-5.174	0.000
pbesar_pos_3	4.461	1.497	2.980	0.005
pbesar_pos_4	1.288	1.060	1.214	0.231
pbesar_pos_5	-1.046	0.667	-1.568	0.123
pbesar_neg_1	-10.634	2.151	-4.945	0.000
pbesar_neg_2	6.157	2.329	2.643	0.011
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	-7.843	1.164	-6.740	0.000
pbesar_neg_1	-17.966	3.179	-5.651	0.000

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 175 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	13.725	0.000
Jangka pendek	0.645	0.426

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke pasar modern dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar**

Tabel 176 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	10.046	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	10.046	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	10.046	3	7.400	8.51

Berdasarkan hasil yang diperoleh dari Tabel 163, terdapat indikasi signifikan mengenai transmisi harga daging sapi dari pasar modern ke pedagang besar. F-statistik yang tercatat sebesar 10.046 menunjukkan nilai yang melampaui batas atas (*upper bound*) nilai kritis pada semua taraf signifikansi yang ditinjau: 10% (4.95), 5% (6.00), dan 1% (8.51). Oleh karena itu, hipotesis nol yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi dapat ditolak. Hal ini memberikan bukti empiris bahwa terdapat hubungan kointegrasi antara harga daging sapi di pasar modern dan pedagang besar, yang menandakan adanya hubungan jangka panjang antara kedua variabel tersebut. Ini mengimplikasikan bahwa perubahan harga di pasar modern akan berpengaruh terhadap perubahan harga di pedagang besar dalam kurun waktu yang panjang.

Tabel 177 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	88756.850	11581.510	7.664	0.000
produsen_1	0.082	0.114	0.721	0.475
pbesar_pos	0.776	0.966	0.804	0.426
pbesar_pos_1	-0.559	1.359	-0.411	0.683
pbesar_pos_4	3.818	1.602	2.383	0.021
pbesar_pos_5	-4.021	1.380	-2.914	0.005
pbesar_neg	-1.598	2.232	-0.716	0.478
pbesar_neg_1	2.842	2.043	1.391	0.171
pbesar_neg_3	-4.112	2.611	-1.575	0.122
pbesar_neg_4	1.563	2.699	0.579	0.565
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.313	0.529	0.591	0.557
pbesar_neg_1	-0.882	1.421	-0.620	0.538

Dalam jangka panjang, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos_1*, yang mencerminkan bahwa saat terjadi kenaikan harga daging sapi di Pasar Modern satu periode sebelumnya, diikuti dengan kenaikan harga di Pedagang Besar pada periode saat ini, tidak signifikan pada taraf 10% mengingat *p-value*-nya adalah 0.557, yang lebih dari 0.1. Oleh karena itu, kenaikan harga daging sapi di Pasar Modern sebesar Rp1000 satu periode sebelumnya tidak secara signifikan diikuti oleh kenaikan harga di Pedagang Besar pada periode berikutnya.

Untuk variabel *pbesar_neg_1*, koefisiennya bernilai negatif, yaitu -0.882, namun juga tidak signifikan pada taraf 10% karena *p-value*-nya adalah 0.538, yang lebih dari 0.1. Artinya, penurunan harga daging sapi di Pasar Modern satu periode sebelumnya tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap harga di Pedagang Besar pada periode saat ini. Dengan demikian, dalam konteks jangka panjang, baik kenaikan maupun penurunan harga daging sapi di Pasar Modern tidak mempengaruhi perubahan harga di tingkat Pedagang Besar.

Tabel 178 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.581	0.215
Jangka pendek	1.191	0.2811

Mengacu pada hasil uji asimetris yang ditunjukkan dalam Tabel 164, untuk transmisi harga daging sapi dari Pasar Modern ke Pedagang Besar, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek, tidak ada asimetri signifikan pada taraf 10%. Dalam jangka panjang, nilai F-statistik adalah 1.581 dengan *p-value* sebesar 0.215. Kedua nilai ini menunjukkan bahwa perubahan harga yang asimetris di Pasar Modern, baik itu kenaikan atau penurunan, tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap harga di Pedagang Besar dalam jangka panjang.

Secara keseluruhan, baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek, asimetri dalam transmisi harga daging sapi dari Pasar Modern ke Pedagang Besar tidak terbukti secara statistik pada taraf signifikansi 10%.

Ringkasan		
Kointegrasi	Asimetrik_LR	Asimetrik_SR
-	-	-

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga daging sapi dari Pasar Modern ke Pedagang Besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional

Pemilihan *lag* yang optimal adalah langkah krusial dalam spesifikasi model NARDL untuk memastikan bahwa model tersebut tepat dan informatif. Tabel 165 dan Tabel 166 menampilkan hasil dari pemilihan *lag* awal untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dan sebaliknya, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam kedua tabel, kombinasi *lag* yang berbeda diuji untuk menentukan konfigurasi *lag* yang optimal.

Tabel 179 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
1	5	875.567
5	5	876.254
3	5	876.463
2	5	877.126
4	5	877.192
3	4	892.284
4	4	892.945
1	4	892.953
2	4	893.012
3	3	905.690
1	3	906.636
2	3	906.754
1	2	920.339
2	2	920.349
1	1	936.576

Dari Tabel 165, konfigurasi *lag* awal optimal dari pedagang besar ke pasar tradisional adalah 1 *lag* untuk pasar tradisional dan 5 *lag* untuk pedagang besar, dengan AIC terendah sebesar 875.567.

Tabel 180 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

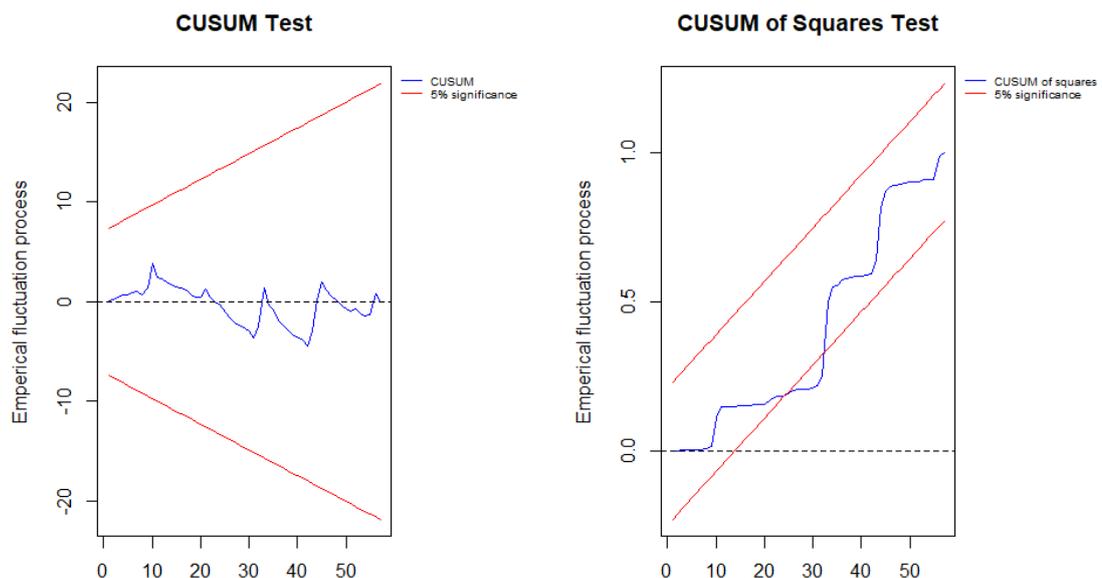
pbesar	ptradisional	AIC
5	5	864.440
3	5	867.277
2	5	868.403
4	5	868.872
1	5	870.522
3	4	880.107
2	4	881.006
4	4	881.759
1	4	884.083
3	3	891.969
2	3	893.205
1	3	896.924
2	2	905.641
1	2	910.119
1	1	923.586

Dari Tabel 166, konfigurasi *lag* awal optimal dari pasar tradisional ke pedagang besar adalah 5 *lag* untuk pedagang besar dan 5 *lag* untuk pasar tradisional, dengan AIC terendah sebesar 864.440.

Hasil pemilihan *lag* ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi *lag* tambahan untuk menciptakan model yang lebih *robust*. Seleksi *lag* tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan *lag* secara *robust* untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor

pasar lain dalam konteks transmisi harga daging sapi antara pedagang besar ke pasar tradisional.

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan hasil yang cukup menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Untuk plot dan CUSUM of Squares, garis berwarna biru menunjukkan keluar garis merah menunjukkan bahwa model ini kurang stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar tradisional tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 71 NARDL daging sapi-stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika

tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 1.883, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi antara hubungan jangka pendek ke hubungan jangka panjang dalam transmisi harga daging sapi dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 181 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.883	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.883	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.883	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif untuk variabel *pbesar_pos* atau saat terjadi kenaikan harga pedagang besar diikuti kenaikan harga di pasar tradisional pada saat ini dan signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1. Pengaruh *pbesar_pos_1* juga signifikan namun memiliki hubungan negatif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *pbesar_pos* sebesar 1.236 artinya setiap kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pasar tradisional pada saat ini sebesar Rp1236. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *pbesar_neg* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *pbesar_neg* memiliki nilai positif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *pbesar_neg* sebesar 1.288, artinya pada jangka pendek, setiap

penurunan harga ditingkat pedagang besar sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pasar tradisional sebesar Rp1288.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 182 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	53215.351	7067.256	7.530	0.000
ptradisional_1	0.532	0.062	8.589	0.000
pbesar_pos	1.236	0.060	20.514	0.000
pbesar_pos_1	-0.860	0.083	-10.360	0.000
pbesar_neg	0.288	0.097	2.968	0.005
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	2.662	4.008	0.664	0.509
pbesar_neg_1	6.047	11.841	0.511	0.612

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 183 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

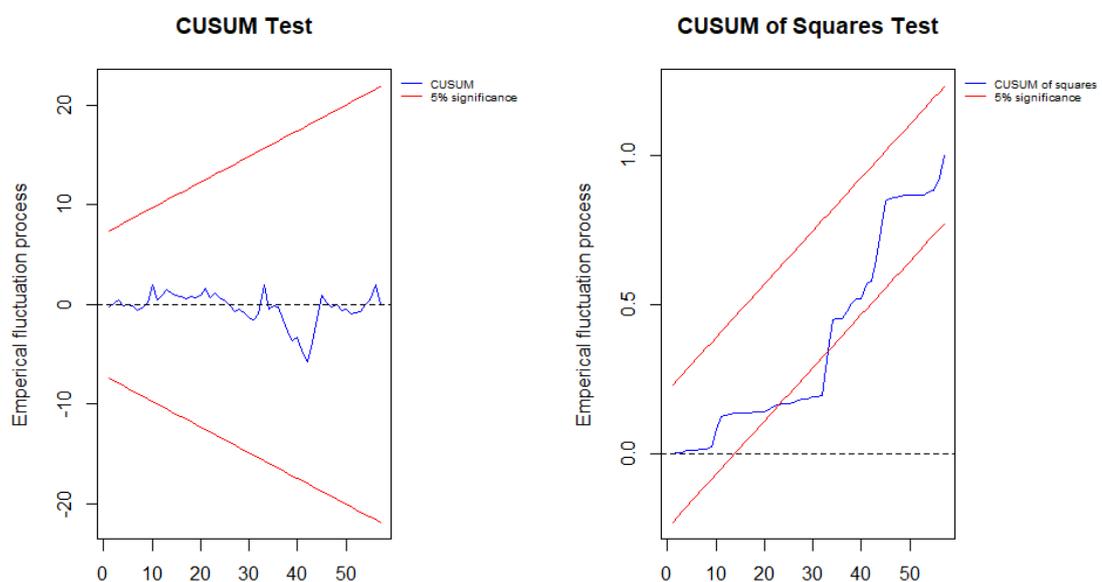
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	5.5207	0.023
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See nardl_uecm_sym() for more details.	

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga daging sapi dari

pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**

Di bawah ini merupakan gambar uji stabilitas model yang menunjukkan bahwa transmisi harga daging sapi dari pasar tradisional ke pedagang besar menunjukkan hasil yang cukup menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Untuk plot dan CUSUM of Squares, garis berwarna biru menunjukkan keluar garis merah menunjukkan bahwa model ini kurang stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar tradisional ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 72 NARDL daging sapi -stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-

variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan. Hasil uji menunjukkan bahwa f-statistik (*fstat*) dari model adalah 1.762, yang berada di bawah *lower.b* (*lower bound*) pada tingkat kritis 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa tidak terjadi kointegrasi model jangka pendek ke jangka panjang sehingga hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga daging sapi dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 184 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	1.762	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	1.762	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	1.762	3	7.400	8.51

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan *lag* ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Dalam jangka pendek, koefisien positif khususnya variabel *ptradisional_pos* signifikan pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, sedangkan *ptradisional_pos_1* tidak signifikan. Koefisien *ptradisional_pos* memiliki nilai positif. Koefisien dapat bersifat *interpretable*, misalnya pada koefisien *ptradisional_pos* sebesar 0.809 artinya setiap kenaikan harga di pasar tradisional sebesar Rp1000, akan diikuti kenaikan harga di pedagang besar pada saat ini sebesar Rp809. Begitu seterusnya untuk nilai lainnya.

Untuk koefisien negatif, *ptradisional_neg* dan *ptradisional_neg_2* signifikan pada taraf nyata 10% dimana *ptradisional_neg* memiliki nilai positif sedangkan *ptradisional_neg_2* bernilai negatif. Koefisien yang bernilai positif misalnya *ptradisional_neg* sebesar 0.938, artinya pada

jangka pendek, setiap penurunan harga di tingkat pasar tradisional sebesar Rp1000 akan diikuti penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp938.

Sementara itu, dalam jangka panjang model tidak bisa diinterpretasikan karena tidak terjadi hubungan jangka panjang dari hasil uji kointegrasi.

Tabel 185 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	37127.003	10200.000	3.638	0.001
pbesar_1	0.292	0.122	2.381	0.021
pbesar_2	0.363	0.130	2.795	0.008
ptradisional_pos	0.809	0.074	10.970	0.000
ptradisional_pos_1	-0.233	0.194	-1.203	0.235
ptradisional_pos_2	-0.166	0.155	-1.071	0.290
ptradisional_neg	0.938	0.173	5.424	0.000
ptradisional_neg_2	-0.480	0.188	-2.557	0.014
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	0.9164	0.1340	6.8381	0.0000
ptradisional_neg_1	0.6119	0.3536	1.7302	0.0898

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi. Untuk efek jangka pendek, tidak terjadi signifikansi pada taraf nyata 10% atau *p-value* kurang dari 0.1, yang berarti bahwa model jangka pendek bersifat simetris. Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbeda. Sebagai catatan, uji asimetris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Tabel 186 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	<i>Fstat</i>	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.270	0.138
Jangka pendek	2.728	0.105

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga daging sapi dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

I. Analisis Transmisi Harga Gula Pasir

- *Pra analisis*

Tabel 187 Uji stasioner data harga gula pasir

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-12.059	0.394	-40.257	0.010
pbesar	-11.011	0.458	-26.209	0.010
pmodern	-10.928	0.463	-28.197	0.010
ptradisional	-12.464	0.370	-26.241	0.010

Berdasarkan Tabel 148, hasil uji stasioneritas untuk data harga gula pasir pada level dan first differences disajikan. Mengacu pada statistik uji dan p-value yang terkait, tampak bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) tidak stasioner pada level, namun menjadi stasioner pada first differences pada tingkat signifikansi 10%. Ini mengindikasikan bahwa untuk analisis lebih lanjut, penggunaan data dalam bentuk first differences dapat diaplikasikan dalam konteks model NARDL.

Tabel 188 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
3	5	721.541
1	5	723.503
4	5	723.503
5	5	724.138
2	5	725.460
3	4	732.766
4	4	734.277
1	4	735.708
2	4	737.647
1	3	746.149
2	3	748.141
3	3	748.973
2	2	760.068
1	2	760.147
1	1	818.225

Dalam proses model pemodelan NARDL untuk transmisi harga gula pasir dari produsen ke pedagang besar, pemilihan lag (keterlambatan) yang optimal adalah langkah penting untuk memastikan spesifikasi model yang tepat. Mengacu pada Tabel 149, kombinasi lag yang menghasilkan nilai AIC (Akaike Information Criterion) terendah adalah 3 lag untuk pedagang besar dan 5 lag untuk produsen dengan nilai AIC sebesar 721.541. Analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL untuk data harga gula pasir dalam transmisi dari produsen ke pedagang besar, menggunakan 3 lag untuk pedagang besar dan 5 lag untuk produsen tampaknya menjadi pilihan yang tepat.

Tabel 189 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

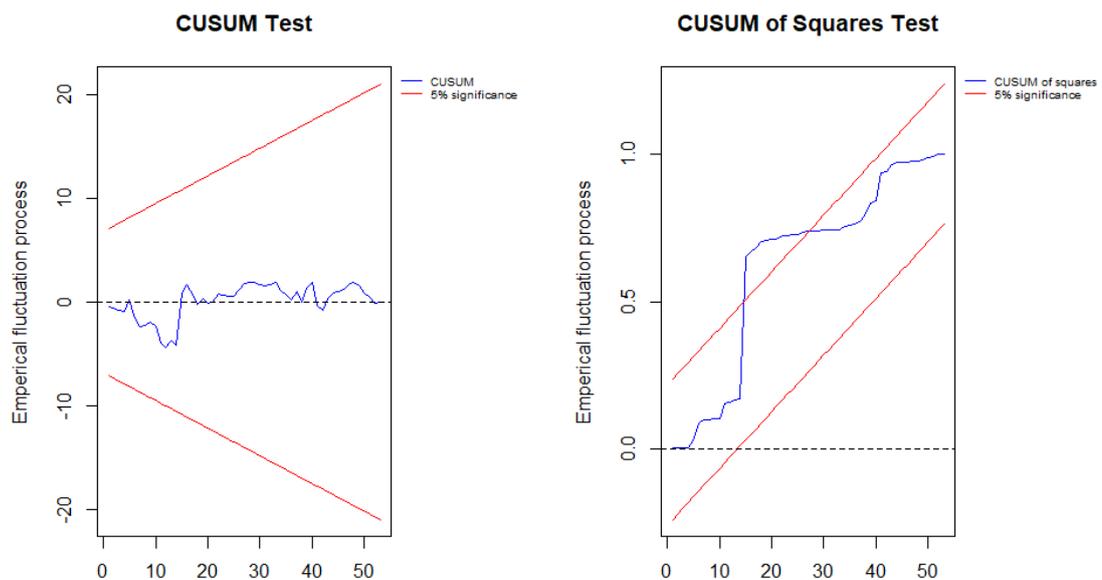
produsen	pbesar	AIC
4	5	733.775
5	5	734.994
3	5	735.380
2	5	738.993
4	4	744.292
1	5	745.382
3	4	745.737
2	4	749.354
1	4	755.961
3	3	756.540
2	3	759.689
1	3	767.027
2	2	770.499
1	2	778.572
1	1	803.741

Melanjutkan analisis untuk transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke produsen, Tabel 150 menunjukkan pilihan awal lag yang optimal dalam model NARDL. Kombinasi yang menawarkan nilai AIC (Akaike Information Criterion) terkecil adalah 4 lag untuk variabel produsen dan 5 lag untuk pedagang besar dengan nilai AIC sebesar 733.775. Oleh karena itu, kombinasi lag ini disarankan untuk digunakan dalam model NARDL untuk analisis lebih lanjut pada transmisi harga gula pasir dari pedagang

besar ke produsen, memastikan bahwa model yang diterapkan mampu menggambarkan dinamika data secara akurat tanpa overfitting

- **Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar**

Gambar 46 menunjukkan Plot CUSUM menunjukkan stabilitas parameter model transmisi harga gula pasir dari produsen ke pedagang besar, menegaskan reliabilitas model untuk analisis periode waktu yang ditinjau. Sebaliknya, plot CUSUM of Squares mengindikasikan adanya potensi variabilitas dalam residual model, yang mengisyaratkan bahwa terdapat dinamika transmisi harga yang mungkin belum sepenuhnya dijelaskan oleh model, menunjukkan perlunya pertimbangan faktor eksternal dalam analisis lebih lanjut.



Gambar 73 NARDL gula pasir –stabilitas produsen ke pedagang besar

uji kointegrasi dilakukan untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 190 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	5.417	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	5.417	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	5.417	3	7.435	8.460

Tabel 152 menciptakan gambaran umum mengenai dinamika harga jangka panjang antara kedua entitas pasar ini. F-statistik sebesar 5.417, yang melebihi nilai batas atas pada taraf signifikansi 10%, menunjukkan adanya hubungan kointegrasi, atau hubungan jangka panjang, antara harga gula pasir di tingkat produsen dan pedagang besar. Ini berimplikasi bahwa dalam jangka panjang, perubahan harga gula pasir pada level produsen akan berpengaruh terhadap harga di tingkat pedagang besar, menciptakan suatu kesinambungan dan keseimbangan harga antara kedua level pasar tersebut. Dengan kata lain, keduanya bergerak bersama dalam jangka panjang, dan adanya penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang akan dikoreksi secara otomatis sepanjang waktu, menjaga stabilitas transmisi harga antar kedua entitas pasar ini.

Tabel 191 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	2884.240	1014.078	2.844	0.007
<i>pbesar_1</i>	0.731	0.091	8.021	0.000
<i>produsen_pos_1</i>	0.846	0.097	8.752	0.000
<i>produsen_pos_2</i>	0.029	0.160	0.181	0.857
<i>produsen_pos_3</i>	-0.530	0.128	-4.124	0.000
<i>produsen_pos_4</i>	0.589	0.100	5.890	0.000
<i>produsen_neg</i>	-0.097	0.144	-0.676	0.503
<i>produsen_neg_1</i>	-0.181	0.161	-1.126	0.266
<i>produsen_neg_2</i>	-0.029	0.159	-0.185	0.854
<i>produsen_neg_3</i>	0.119	0.099	1.206	0.234
<i>produsen_neg_4</i>	2884.240	1014.078	2.844	0.007
<i>produsen_neg_5</i>	0.731	0.091	8.021	0.000
Koefisien jangka panjang				
<i>produsen_pos_1</i>	1.164	0.285	4.089	0.000
<i>produsen_neg_1</i>	1.383	0.361	3.827	0.000

Pada Tabel 151, koefisien jangka panjang yang signifikan pada taraf signifikansi 10% merinci hubungan jangka panjang dalam transmisi harga gula pasir dari produsen ke pedagang besar. Dalam konteks transmisi harga gula pasir dari produsen ke pedagang besar, terdapat interpretasi yang menarik dari koefisien jangka panjang. Misalnya, koefisien untuk variabel *produsen_pos_1* sebesar 1.164 artinya setiap kenaikan harga di produsen di periode sebelumnya sebesar Rp1000, akan diikuti dengan kenaikan harga di pedagang besar pada periode saat ini sebesar Rp1164, dengan asumsi variabel lain tetap konstan.

Sementara itu, koefisien untuk variabel *produsen_neg_1* adalah 1.383, yang berarti bahwa jika harga di produsen menurun sebesar Rp1000 pada periode sebelumnya, harga di pedagang besar akan meningkat sebesar Rp1383 pada periode saat ini, asumsi variabel lain tetap konstan. Interpretasi ini menunjukkan bahwa perubahan harga di produsen, baik itu kenaikan atau penurunan, memiliki pengaruh positif terhadap harga di pedagang besar dalam jangka panjang.

Tabel 192 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	6.216	0.016
Jangka pendek	0.020	0.889

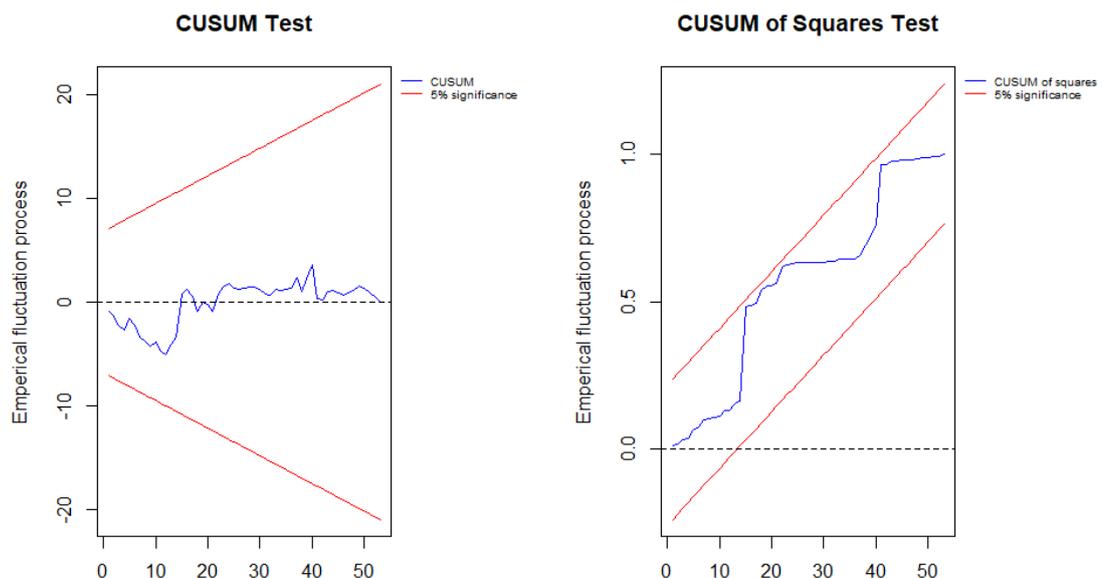
Untuk jangka panjang, nilai F-statistik sebesar 6.216 dan *p-value* sebesar 0.016 menunjukkan bahwa terdapat asimetri signifikan pada taraf signifikansi 10% dalam hubungan jangka panjang antar variabel yang diteliti. Ini berarti bahwa dampak positif dan negatif dari variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka panjang tidak simetris, dengan kata lain, peningkatan dan penurunan harga memiliki dampak yang berbeda terhadap variabel dependen dalam jangka panjang.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga gula pasir

dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen**

Gambar 57 menunjukkan Plot CUSUM untuk model NARDL dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke produsen menunjukkan stabilitas dalam parameter model, yang mengonfirmasi bahwa model ini handal untuk menganalisis periode waktu yang diamati. Namun, plot CUSUM of Squares, yang menyentuh batas atas, mencerminkan adanya variabilitas dalam residual model, memberi indikasi bahwa ada aspek dari dinamika transmisi harga yang mungkin belum sepenuhnya dicakup oleh model ini.



Gambar 74 NARDL gula pasir–stabilitas pedagang besar ke produsen

Berdasarkan Tabel 155 dan pada taraf signifikansi 10%, dapat diinterpretasikan bahwa ada bukti kuat mengenai hubungan kointegrasi dalam model transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke produsen. Nilai F-statistik 6.194 melebihi nilai batas bawah (*lower.b*) 4.155, namun masih berada di bawah nilai batas atas (*upper.b*) 4.925.

Tabel 193 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	6.194	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	6.194	3	5.125	6.050
1% critical value	53	1	6.194	3	7.435	8.460

Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel dalam model bergerak bersama dalam jangka panjang, menunjukkan adanya hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang yang stabil di antara mereka. Ini juga menandakan bahwa fluktuasi harga gula pasir pada level pedagang besar memiliki dampak terhadap harga pada level produsen dalam jangka panjang.

Tabel 194 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	4170.279	1217.615	3.425	0.001
produsen_1	0.602	0.118	5.101	0.000
pbesar_pos	1.046	0.109	9.553	0.000
pbesar_pos_1	-1.222	0.202	-6.059	0.000
pbesar_pos_2	0.419	0.182	2.307	0.026
pbesar_neg	0.515	0.203	2.532	0.015
pbesar_neg_2	-0.325	0.089	-3.658	0.001
(Intercept)	4170.279	1217.615	3.425	0.001
produsen_1	0.602	0.118	5.101	0.000
pbesar_pos	1.046	0.109	9.553	0.000
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	1.445	0.446	3.241	0.002
pbesar_neg_1	1.285	0.431	2.982	0.004

Pada Tabel 154, interpretasi koefisien jangka panjang dalam konteks transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke produsen menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif dan signifikan antara kedua entitas tersebut pada taraf signifikansi 10%. koefisien untuk variabel harga positif di pedagang besar pada periode sebelumnya (*pbesar_pos_1*) sebesar 1.445 mengindikasikan bahwa jika harga di pedagang besar meningkat sebesar Rp1000 di periode sebelumnya, diharapkan akan terjadi kenaikan harga di

produsen sebesar Rp1445 pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lainnya tetap konstan

Sementara itu, untuk koefisien variabel harga negatif di pedagang besar pada periode sebelumnya (*pbesar_neg_1*) sebesar 1.285, interpretasinya adalah jika harga di pedagang besar menurun sebesar Rp1000 di periode sebelumnya, maka diharapkan akan terjadi kenaikan harga di produsen sebesar Rp1285 pada periode saat ini, asumsi variabel lainnya tetap konstan. Oleh karena itu, baik kenaikan maupun penurunan harga di pedagang besar memiliki dampak positif terhadap harga di produsen dalam jangka panjang. Tabel 195 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.417	0.126
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Untuk hubungan jangka panjang, nilai F-statistik adalah 2.417 dengan p-value sebesar 0.126. Dalam konteks ini, pada taraf signifikansi 10%, nilai p-value lebih besar dari 0.10, yang mengindikasikan bahwa tidak ada bukti yang cukup kuat untuk menolak hipotesis nol tentang tidak adanya asimetris jangka panjang dalam transmisi harga gula pasir. Dengan kata lain, perubahan harga gula pasir (baik kenaikan maupun penurunan) di pasar pedagang besar tidak secara signifikan mempengaruhi harga di produsen dalam jangka panjang pada taraf signifikansi 10%. Untuk efek jangka pendek tidak dapat diinterpretasi karena adanya hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang antara variabel-variabel dalam model, yang menunjukkan bahwa perubahan jangka pendek akan dikoreksi menuju hubungan jangka panjang sepanjang waktu.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga gula pasir

dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Dalam konteks analisis transmisi harga gula pasir antara pedagang besar dan pasar modern, pemilihan lag yang tepat untuk model NARDL memainkan peran sentral dalam menghasilkan estimasi yang valid dan reliabel. Tabel 157 dan Tabel 158 mencerminkan proses seleksi lag awal, yang dieksplorasi untuk memastikan bahwa setiap dinamika jangka pendek dan panjang diantara variabel-variabel ini dapat dicakup dengan akurat. Dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC) sebagai patokan, berbagai kombinasi lag untuk kedua variabel dalam setiap arah transmisi harga (dari pedagang besar ke pasar modern dan sebaliknya) diselidiki untuk menentukan struktur model yang paling optimal, yang akan digunakan dalam analisis NARDL lebih lanjut.

Tabel 196 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
3	5	664.767
4	5	666.466
5	5	667.507
1	5	671.521
2	5	673.224
3	4	674.229
4	4	675.495
1	4	680.696
2	4	682.420
1	3	693.526
3	3	694.319
2	3	695.409
1	2	705.945
2	2	707.642
1	1	733.636

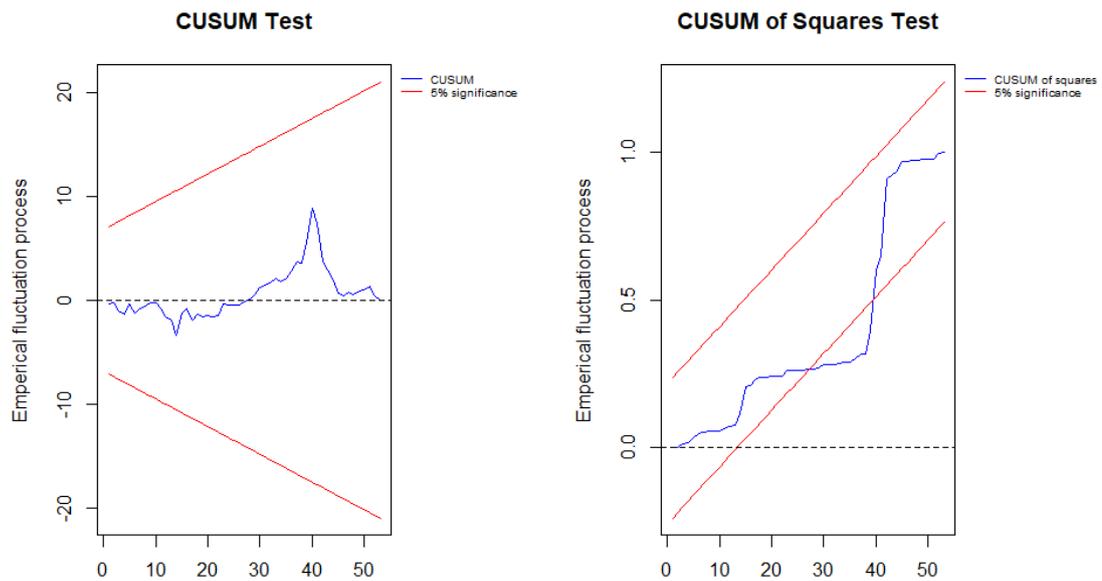
Berdasarkan Tabel 157, pada penggunaan model NARDL untuk menganalisis transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern, lag optimal yang dipilih adalah 3 untuk variabel harga di pasar

modern dan 5 untuk variabel harga di pedagang besar, dengan nilai AIC terendah sebesar 664.767.

Tabel 197 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmmodern	AIC
1	5	763.3742
2	5	765.2357
3	5	766.3896
4	5	767.3365
5	5	769.1280
1	4	774.2104
2	4	776.1034
3	4	777.1921
4	4	778.1092
1	3	787.8466
2	3	789.5742
3	3	790.6194
1	2	800.2336
2	2	802.0225
1	1	812.4232

Berdasarkan Tabel 158 yang menyajikan lag optimal untuk model NARDL dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern, lag yang optimal teridentifikasi sebagai 1 untuk variabel harga di pedagang besar dan 5 untuk variabel harga di pasar modern, dengan nilai AIC terendah sebesar 763.3742.



Gambar 75 NARDL gula pasir–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Plot CUSUM dalam Gambar 58 menunjukkan bahwa garis CUSUM berada di antara dua garis batas konfidensi, menyiratkan bahwa parameter model transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern stabil sepanjang periode yang ditinjau. Keadaan ini menegaskan bahwa model yang telah diestimasi memberikan representasi yang dapat diandalkan terhadap dinamika transmisi harga selama periode pengamatan.

Di sisi lain, plot CUSUM of Squares mengungkapkan suatu bentuk cekung yang menembus batas bawah, menandakan adanya potensi perubahan variabilitas dalam residual model sepanjang waktu. Hal ini bisa mengindikasikan bahwa terdapat beberapa periode dimana model tidak sepenuhnya menjelaskan dinamika harga, dan faktor eksternal atau peristiwa tertentu mungkin telah mempengaruhi transmisi harga gula pasir transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern dalam beberapa waktu tersebut. Uji kointegrasi selanjutnya ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 198 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	13.035	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	13.035	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	13.035	3	7.435	8.460

Pada taraf signifikansi 10%, dengan nilai kritis antara 4.155 dan 4.925, nilai F-statistik pada Tabel 160 adalah 13.035, yang jauh melebihi batas atas dari rentang nilai kritis. Ini menunjukkan bahwa hipotesis nol (tidak ada kointegrasi atau tidak ada hubungan jangka panjang antara variabel) dapat ditolak, menyiratkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang dalam model transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern. Dengan demikian, variabel-variabel tersebut bergerak bersama dalam jangka panjang, dan penyimpangan akan dikoreksi sepanjang waktu.

Tabel 199 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	5594.623	1531.242	3.654	0.001
pmodern_1	0.689	0.140	4.922	0.000
pmodern_2	-0.269	0.124	-2.176	0.036
pmodern_3	0.148	0.118	1.253	0.217
pbesar_pos	0.131	0.043	3.066	0.004
pbesar_pos_1	0.238	0.079	3.016	0.004
pbesar_pos_2	0.080	0.086	0.922	0.362
pbesar_pos_5	-0.174	0.076	-2.282	0.028
pbesar_neg	0.997	0.130	7.649	0.000
pbesar_neg_1	-0.770	0.182	-4.243	0.000
pbesar_neg_3	0.191	0.221	0.866	0.391
pbesar_neg_4	-0.294	0.168	-1.745	0.089
pbesar_neg_5	0.170	0.071	2.405	0.021
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.541	0.062	8.690	0.000
pbesar_neg_1	0.599	0.073	8.212	0.000

Dalam konteks transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern, terdapat nuansa dinamika harga yang signifikan dan kompleks berdasarkan koefisien jangka panjang. Mengutip dari Tabel 159,

koefisien untuk variabel *pbesar_pos_1* adalah 0.541, yang bisa diartikan bahwa apabila harga gula pasir di pedagang besar mengalami kenaikan sebesar Rp1000 per unit, harga di pasar modern diperkirakan akan mengalami kenaikan sebesar Rp541 per unit dalam jangka panjang, asumsi variabel lainnya tetap konstan

Sementara itu, variabel *pbesar_neg_1* memiliki koefisien sebesar 0.599, yang berarti bahwa penurunan harga gula pasir di pedagang besar sebesar Rp1000 per unit diharapkan akan meningkatkan harga di pasar modern sebesar Rp599 per unit dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Kedua interpretasi ini mencerminkan dinamika harga yang cukup unik dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern, di mana baik kenaikan maupun penurunan harga di pedagang besar berpotensi menaikkan harga di pasar modern dalam jangka waktu yang panjang.

Dengan adanya hubungan jangka panjang yang teridentifikasi melalui uji kointegrasi, fokus interpretasi terutama diletakkan pada koefisien jangka panjang ini untuk memahami transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern. Koefisien jangka pendek tidak menjadi fokus utama interpretasi di sini mengingat signifikansi hubungan jangka panjang yang telah terkonfirmasi, memberi indikasi bahwa penyimpangan dari hubungan jangka panjang ini akan dikoreksi sepanjang waktu, sehingga memvalidasi relevansi dan keandalan hubungan jangka panjang yang telah diidentifikasi.

Tabel 200 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

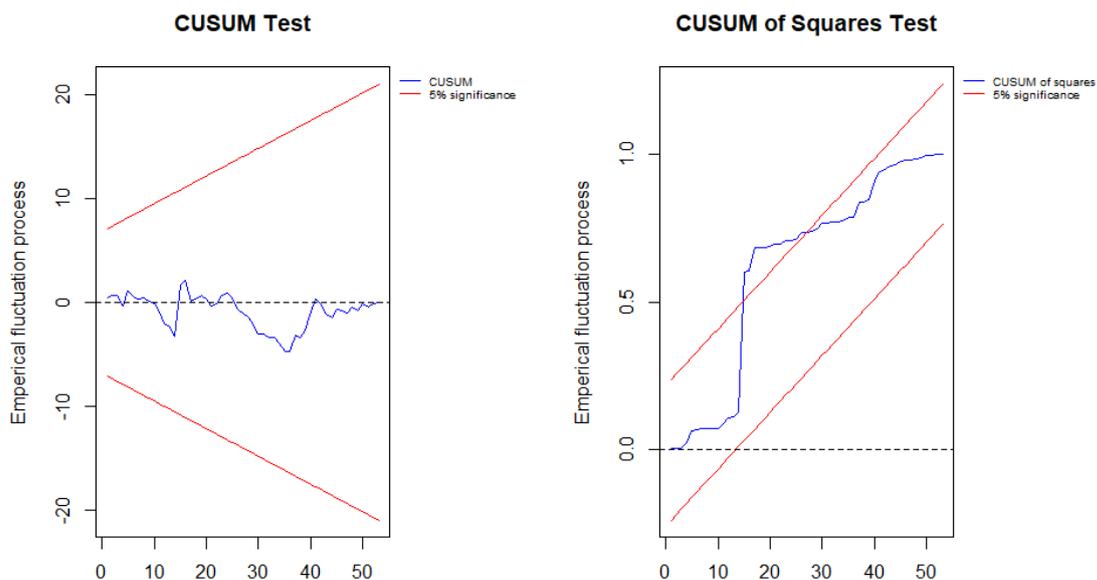
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	7.664	0.008
Jangka pendek	0.0178	0.895

Untuk hubungan jangka panjang, nilai F-statistik sebesar 7.664 dengan *p-value* 0.008 menunjukkan bahwa hipotesis null asimetri jangka panjang ditolak pada taraf signifikansi 1%, mengindikasikan bahwa terdapat asimetri dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke

pasar modern dalam jangka panjang. Dengan kata lain, peningkatan dan penurunan harga gula pasir di pedagang besar memiliki efek yang berbeda terhadap harga gula pasir di pasar modern dalam jangka panjang. Ketika model menunjukkan kointegrasi, interpretasi biasanya difokuskan pada hubungan jangka panjang karena mekanisme penyesuaian akan secara otomatis mengoreksi setiap penyimpangan jangka pendek dari keseimbangan jangka panjang sepanjang waktu.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar modern dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang Besar***



Gambar 76 NARDL gula pasir-stabilitas pasar modern ke pedagang besa

Dalam transmisi harga gula pasir dari pasar modern ke pedagang besar, plot CUSUM menunjukkan stabilitas parameter model sepanjang periode pengamatan karena garis CUSUM tetap berada di antara dua batas konfidensi, mengindikasikan bahwa relasi antara harga di pasar modern dan pedagang besar tetap konstan dan model yang diestimasi valid. Sebaliknya, untuk plot CUSUM of Squares, garis biru melintasi batas atas

pada periode tertentu, yang dapat menunjukkan adanya perubahan variabilitas dari residual model dan menunjukkan bahwa mungkin ada faktor-faktor yang tidak dijelaskan oleh model saat ini, sehingga variabilitas residual tidak konstan sepanjang waktu. Uji kointegrasi dilakukan untuk mengevaluasi apakah variabel-variabel dalam model terkait dalam suatu hubungan jangka panjang yang seimbang dan stabil.

Tabel 201 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	13.290	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	13.290	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	13.290	3	7.435	8.460

Dengan melihat Tabel 163 dan pada taraf signifikansi 10%, nilai F-statistik yang tercatat adalah 13.290. Nilai ini melebihi nilai batas bawah kritis (4.155) tetapi kurang dari nilai batas atas kritis (4.925). Oleh karena itu, dapat diinterpretasikan bahwa terdapat hubungan kointegrasi, atau dengan kata lain, ada hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga gula dari pasar modern ke pedagang besar.

Tabel 202 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	-4566.929	2511.490	-1.818	0.076
<i>p</i> besar_1	0.552	0.226	2.440	0.019
<i>p</i> besar_2	0.834	0.254	3.278	0.002
<i>p</i> modern_pos	2.359	0.278	8.491	0.000
<i>p</i> modern_pos_1	-2.808	0.387	-7.251	0.000
<i>p</i> modern_pos_2	-1.542	0.579	-2.662	0.011
<i>p</i> modern_pos_4	0.651	0.270	2.412	0.020
<i>p</i> modern_pos_5	0.586	0.256	2.292	0.027
<i>p</i> modern_neg	-0.239	0.333	-0.718	0.477
<i>p</i> modern_neg_1	0.178	0.377	0.472	0.640
<i>p</i> modern_neg_2	-0.387	0.310	-1.251	0.218
<i>p</i> modern_neg_4	-0.197	0.125	-1.575	0.123
Koefisien jangka panjang				
<i>p</i> besar_pos_1	1.623	0.180	9.004	0.000
<i>p</i> besar_neg_1	1.398	0.180	7.748	0.000

Berdasarkan Tabel 162 dan mempertimbangkan taraf signifikansi 10%, dapat diinterpretasikan bahwa variabel *pbesar_pos_1* dan *pbesar_neg_1* memiliki pengaruh yang signifikan dan positif terhadap harga di pedagang besar dalam jangka panjang. Koefisien untuk *pbesar_pos_1* adalah 1.623, yang menandakan bahwa kenaikan harga di pasar modern sebesar Rp1000 akan mengakibatkan kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp1623 dalam jangka panjang. Demikian pula, koefisien untuk *pbesar_neg_1* adalah 1.398, yang berarti bahwa jika harga di pasar modern turun sebesar Rp1000, ini akan mengakibatkan kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp1398 dalam jangka panjang. Kedua koefisien ini signifikan pada level 0%. Fokus pada koefisien jangka panjang ini beralasan mengingat hasil uji kointegrasi yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang terlibat dalam transmisi harga gula dari pasar modern ke pedagang besar. Selanjutnya dilakukan uji asimetris yang ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 203 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	27.795	0.000
Jangka pendek	11.828	0.001

Dengan mempertimbangkan taraf signifikansi 10%, Tabel 164 menyajikan hasil uji asimetris untuk hubungan jangka panjang dan jangka pendek dalam transmisi harga gula dari pasar modern ke pedagang besar. F-statistik untuk uji asimetris jangka panjang adalah 27.795 dengan *p-value* sebesar 0.000. Karena *p-value* kurang dari 0.10, hipotesis null yang menyatakan bahwa pengaruh asimetris jangka panjang tidak ada, ditolak. Ini menunjukkan bahwa terdapat asimetri dalam hubungan jangka panjang antara variabel-variabel tersebut, yaitu perubahan positif dan negatif dalam transmisi harga gula dari pasar modern ke pedagang besar memiliki pengaruh yang berbeda terhadap pedagang besar dalam jangka panjang. Fokus pada hubungan jangka panjang ini penting untuk memahami dinamika pengaruh perubahan harga dalam jangka waktu yang

lebih panjang dan memberikan wawasan bagi pengambil kebijakan untuk merespons secara tepat terhadap fluktuasi harga di pasar.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga gula dari pasar modern ke pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Tabel 165 menampilkan hasil pemilihan lag awal dalam konteks transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Nilai AIC yang lebih rendah menunjukkan model yang lebih baik karena menandakan bahwa model tersebut menghasilkan estimasi yang lebih akurat dengan menggunakan informasi yang lebih sedikit.

Tabel 204 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
2	5	640.916
4	5	641.125
5	5	641.460
3	5	642.878
1	5	646.182
2	4	650.351
4	4	651.664
3	4	652.350
1	4	655.235
2	3	663.967
3	3	665.452
1	3	667.395
2	2	673.700
1	2	677.601
1	1	693.094

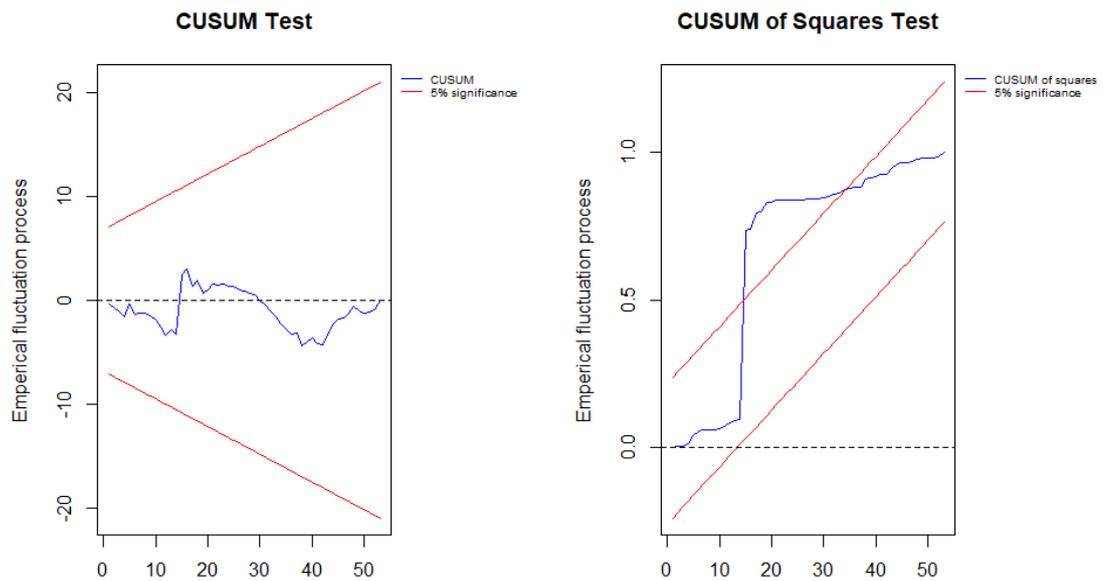
Berdasarkan nilai AIC, konfigurasi lag optimal untuk model transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional adalah 2 lag untuk variabel harga di pasar tradisional dan 5 lag untuk variabel harga di pedagang besar, dengan nilai AIC terendah sebesar 640.916. Oleh karena itu, konfigurasi lag ini bisa menjadi pilihan yang baik untuk digunakan dalam pemodelan Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

(NARDL) dalam analisis transmisi harga gula pasir antara pedagang besar dan pasar tradisional, mengingat pentingnya pemilihan lag yang tepat untuk mendapatkan model yang spesifik dan informatif.

Tabel 205 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
2	5	641.417
4	5	642.183
3	5	642.183
5	5	643.019
1	5	646.598
2	4	652.538
3	4	654.107
4	4	654.912
1	4	656.149
2	3	668.233
3	3	668.616
1	3	670.415
2	2	678.502
1	2	680.835
1	1	693.790

Tabel 166 menyajikan hasil dari pemilihan lag awal dalam menganalisis transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC). Dalam konteks ini, nilai AIC yang lebih rendah menandakan bahwa model tersebut lebih efisien dalam menggunakan informasi yang tersedia untuk menghasilkan estimasi yang tepat. Dari berbagai konfigurasi lag yang telah diuji, konfigurasi dengan 2 lag untuk variabel harga di pedagang besar dan 5 lag untuk variabel harga di pasar tradisional menunjukkan nilai AIC terendah, yakni 641.417. Dengan demikian, penggunaan lag ini dapat dianggap sebagai pilihan yang paling optimal untuk model NARDL dalam analisis transmisi harga gula pasir antara pasar tradisional dan pedagang besar.



Gambar 77 NARDL gula pasir–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Dalam Gambar 60 yang menggambarkan stabilitas model NARDL untuk transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, plot CUSUM menunjukkan bahwa garis plot berada di antara dua batas kefidensi (atas dan bawah), mengindikasikan bahwa model memiliki stabilitas sepanjang periode pengamatan. Artinya, relasi jangka pendek dan panjang antara harga gula pasir di pedagang besar dan pasar tradisional tetap konstan dan model yang diestimasi dapat diandalkan untuk periode waktu analisis.

Namun, plot CUSUM of Squares, yang membantu dalam mendeteksi perubahan variabilitas dari residual model, menunjukkan adanya ketidakstabilan pada variabilitas model. Grafiknya menembus batas atas, menandakan adanya perubahan dalam variabilitas residual sepanjang waktu. Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat periode di mana model mungkin tidak sepenuhnya menangkap dinamika transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi yang ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 206 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	3.509	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	3.509	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	3.509	3	7.435	8.460

Pada Tabel 118, uji kointegrasi menunjukkan bahwa nilai F-statistik untuk transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional adalah 3.509. Dengan membandingkan nilai ini dengan critical value pada taraf signifikansi 10%, yaitu antara 4.155 dan 4.925, terlihat bahwa F-statistik (3.509) lebih kecil dari rentang nilai kritis tersebut. Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 10%, kita gagal menolak hipotesis null yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, mengindikasikan bahwa tidak terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antar variabel tersebut. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, Tabel 167 menampilkan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang. Fokus interpretasi kali ini akan diberikan pada koefisien jangka panjang, mengingat telah teridentifikasi hubungan jangka panjang antar variabel berdasarkan uji kointegrasi.

Tabel 207 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	3279.678	1473.783	2.225	0.032
ptradisional_1	0.965	0.149	6.458	0.000
ptradisional_2	-0.215	0.137	-1.574	0.123
pbesar_pos	1.017	0.045	22.770	0.000
pbesar_pos_1	-0.902	0.181	-4.994	0.000
pbesar_pos_2	0.088	0.168	0.524	0.603
pbesar_pos_3	-0.081	0.099	-0.816	0.420
pbesar_pos_4	0.037	0.076	0.487	0.629
pbesar_neg	0.528	0.132	3.990	0.000
pbesar_neg_1	-0.408	0.174	-2.342	0.024

pbesar_neg_3	-0.068	0.156	-0.432	0.668
pbesar_neg_4	0.117	0.158	0.742	0.462
pbesar_neg_5	-0.036	0.070	-0.517	0.608
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.781	0.158	4.928	0.000
pbesar_neg_1	0.755	0.190	3.969	0.000

Pada taraf signifikansi 10%, koefisien jangka panjang dalam konteks transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, yang dihasilkan dari model NARDL, menyoroti relevansi dampak perubahan harga pada pedagang besar terhadap harga di pasar tradisional. Secara spesifik, variabel "pbesar_pos_1" memiliki koefisien sebesar 0.781. Hal ini dapat diinterpretasikan sebagai setiap kenaikan harga di pedagang besar sebesar Rp1.000 pada periode sebelumnya akan mengakibatkan kenaikan harga di pasar tradisional sebesar Rp781 dalam jangka panjang. Sementara itu, untuk variabel "pbesar_neg_1", koefisien sebesar 0.755 mencerminkan bahwa setiap penurunan harga di pedagang besar sebesar Rp1.000 pada periode sebelumnya akan menghasilkan kenaikan harga di pasar tradisional sebesar Rp755 pada periode berikutnya. Kedua koefisien ini memiliki nilai p-value sebesar 0.000, menandakan bahwa mereka adalah signifikan secara statistik. Ini memberikan indikasi bahwa dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, terdapat pengaruh yang signifikan dan berbeda dari perubahan harga di pedagang besar terhadap harga di pasar tradisional dalam jangka panjang, baik ketika harga mengalami kenaikan maupun penurunan.

Tabel 208 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.359	0.552
Jangka pendek	0.040	0.842

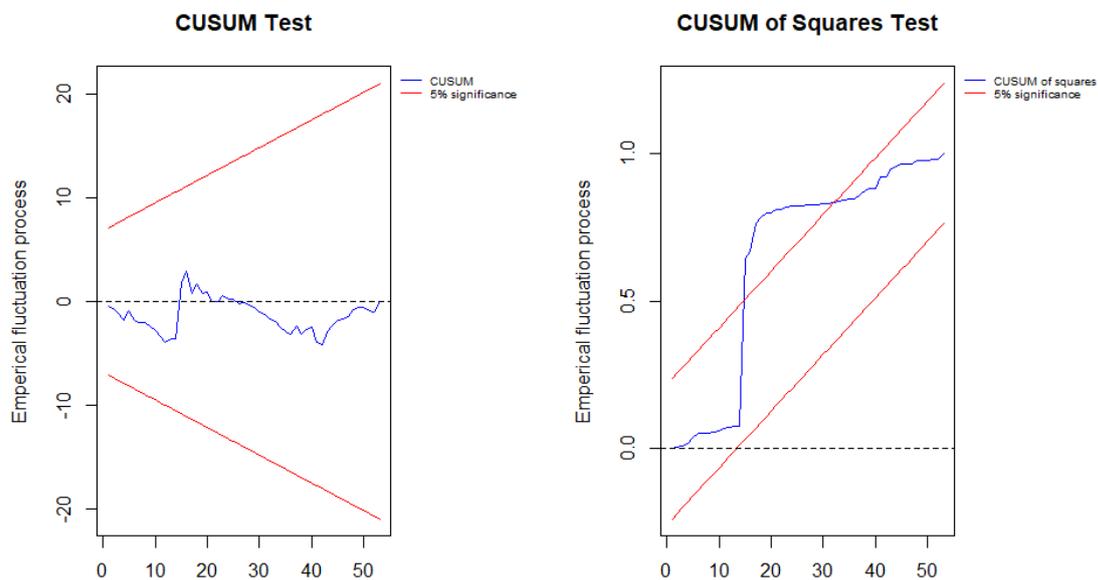
Untuk uji asimetris dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional, pada jangka pendek, nilai F-statistik adalah 0.040 dengan p-value sebesar 0.842. Mengingat p-value ini lebih besar dari 0.10, gagal untuk menolak hipotesis null terkait dengan pengaruh jangka

pendek, yang menunjukkan bahwa tidak ada cukup bukti untuk mengklaim bahwa ada asimetri dalam pengaruh perubahan harga di pedagang besar terhadap harga di pasar tradisional dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada dalam transmisi harga gula pasir dari pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**

Gambar 61 menggambarkan stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar, plot CUSUM menunjukkan bahwa garis plot berada di antara dua batas konfidensi (atas dan bawah), mengindikasikan bahwa model memiliki stabilitas sepanjang periode pengamatan. Artinya, relasi jangka pendek dan panjang antara harga gula pasir di pasar tradisional dan pedagang besar tetap konstan dan model yang diestimasi dapat diandalkan untuk periode analisis.



Gambar 78 NARDL gula pasir –stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

plot CUSUM of Squares, yang membantu dalam mendeteksi perubahan variabilitas dari residual model, menunjukkan adanya

ketidakstabilan pada variabilitas model. Grafiknya menembus batas atas, menandakan adanya perubahan dalam variabilitas residual sepanjang waktu. Hal ini dapat diartikan bahwa terdapat periode di mana model mungkin tidak sepenuhnya menangkap dinamika transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar. Selanjutnya dilakukan uji kointegrasi untuk transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar yang ditunjukkan pada Tabel berikut.

Tabel 209 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	4.345	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	4.345	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	4.345	3	7.435	8.460

Dengan mempertimbangkan taraf signifikansi 5%, nilai F-statistik yang diperoleh adalah 4.345, sedangkan nilai batas bawah dan batas atas pada taraf signifikansi 5% adalah 5.125 dan 6.045, berturut-turut. Dengan membandingkan nilai F-statistik dengan nilai batas kritis pada taraf 5%, dapat dilihat bahwa F-statistik (4.345) lebih kecil dari batas bawah kritis (5.125). Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 5%, tidak dapat menolak hipotesis null yang menyatakan tidak ada hubungan kointegrasi antara variabel-variabel yang diteliti, mengindikasikan bahwa tidak terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antara harga gula pasir di pasar tradisional dan pedagang besar. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar.

Tabel 210 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	2292.086	1092.191	2.099	0.042
pbesar_1	1.149	0.142	8.102	0.000
pbesar_2	-0.332	0.150	-2.214	0.032
ptradisional_pos	1.019	0.043	23.843	0.000
ptradisional_pos_1	-1.214	0.152	-7.999	0.000
ptradisional_pos_2	0.231	0.178	1.297	0.202
ptradisional_pos_3	0.165	0.078	2.113	0.040

<i>ptradisional_neg</i>	0.849	0.156	5.450	0.000
<i>ptradisional_neg_1</i>	-0.875	0.204	-4.284	0.000
<i>ptradisional_neg_2</i>	0.245	0.149	1.641	0.108
Koefisien jangka panjang				
<i>ptradisional_pos_1</i>	1.303	0.185	7.054	0.000
<i>ptradisional_neg_1</i>	1.307	0.188	6.948	0.000

Analisis koefisien jangka pendek dari transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar menunjukkan dinamika yang signifikan dalam pengaruh perubahan harga antar kedua entitas pasar ini. Misalnya, kenaikan harga di pedagang besar pada periode sebelumnya (lag 1) terbukti memiliki dampak positif dan signifikan terhadap harga di pasar tradisional pada periode saat ini, seperti ditunjukkan oleh koefisien positif 1.149 dan nilai p-value 0.000. Sebaliknya, kenaikan harga di pedagang besar dua periode yang lalu (lag 2) menunjukkan dampak yang negatif terhadap harga di pasar tradisional, dengan koefisien -0.332 dan p-value 0.032. Selanjutnya, peningkatan harga di pasar tradisional memberikan dampak positif terhadap harga di pedagang besar dalam jangka pendek, dilihat dari koefisien 1.019 dengan p-value 0.000. Namun, menariknya, kenaikan harga di pasar tradisional pada periode sebelumnya (lag 1) memberikan dampak negatif terhadap harga di pedagang besar pada periode saat ini, dengan koefisien dan p-value berturut-turut adalah -1.214 dan 0.000. Sementara itu, penurunan harga di pasar tradisional pada periode sebelumnya (lag 1) juga menghasilkan dampak negatif dengan koefisien -0.875 dan p-value 0.000. Secara keseluruhan, hasil ini menyoroti pentingnya memahami dampak kenaikan dan penurunan harga di pasar tradisional dan pedagang besar, serta bagaimana dampak ini berkembang sepanjang waktu dalam jangka pendek.

Tabel 211 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.006	0.938
Jangka pendek	0.240	0.626

Untuk tabel tersebut, perhatian utama adalah pada uji asimetris jangka pendek. Dengan nilai F-statistik sebesar 0.240 dan *p-value* 0.626, pada taraf signifikansi 10% gagal untuk menolak hipotesis null yang menyatakan bahwa tidak ada asimetri dalam pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka pendek. Artinya, dalam transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar, perubahan harga positif dan negatif dari pasar tradisional tampaknya memiliki efek yang serupa terhadap harga di pedagang besar dalam jangka pendek. Ini memberikan indikasi bahwa, setidaknya dalam durasi waktu yang lebih singkat, strategi atau kebijakan yang ditujukan untuk mengatasi dampak dari kenaikan atau penurunan harga di pasar tradisional kemungkinan akan memiliki efek yang serupa terhadap harga di pedagang besar.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi transmisi harga gula pasir dari pasar tradisional ke pedagang besar, dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

J. Analisis Transmisi Harga Minyak Goreng

- *Pra analisis*

Uji stasioneritas merupakan langkah fundamental dalam memvalidasi penggunaan data untuk analisis lebih lanjut terkait transmisi harga minyak goreng, terutama dalam penggunaan model Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL).

Tabel 212 Uji stasioner data harga minyak goreng

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-13.741	0.292	-53.560	0.010
pbesar	-9.056	0.576	-37.816	0.010
pmodern	-13.097	0.331	-40.011	0.010
ptradisional	-8.321	0.621	-38.066	0.010

Dengan mempertimbangkan taraf signifikansi 10%, uji stasioneritas harga minyak goreng pada level menunjukkan bahwa variabel produsen,

pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional tidak stasioner, dengan p-value masing-masing sebesar 0.292, 0.576, 0.331, dan 0.621. Sementara itu, pada first differences, semua variabel menjadi stasioner dengan p-value 0.010, memenuhi prasyarat untuk analisis menggunakan model NARDL dalam konteks transmisi harga minyak goreng.

Tabel 149 menunjukkan hasil dari pemilihan lag awal untuk model yang mencakup transmisi harga minyak goreng dari produsen ke pedagang besar, dengan menggunakan kriteria informasi Akaike (AIC).

Tabel 213 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
3	5	733.898
2	5	734.283
1	5	734.443
4	5	734.663
5	5	736.509
3	4	744.081
2	4	744.841
4	4	745.541
1	4	746.597
2	3	759.597
3	3	761.205
1	3	765.514
2	2	802.806
1	2	804.629
1	1	841.978

Berbagai kombinasi lag diuji untuk menemukan konfigurasi yang optimal. Dalam hal ini, kombinasi lag 3 untuk variabel pedagang besar dan 5 untuk produsen memberikan nilai AIC terendah, yaitu 733.898, dan oleh karena itu dapat dianggap sebagai lag optimal untuk model tersebut.

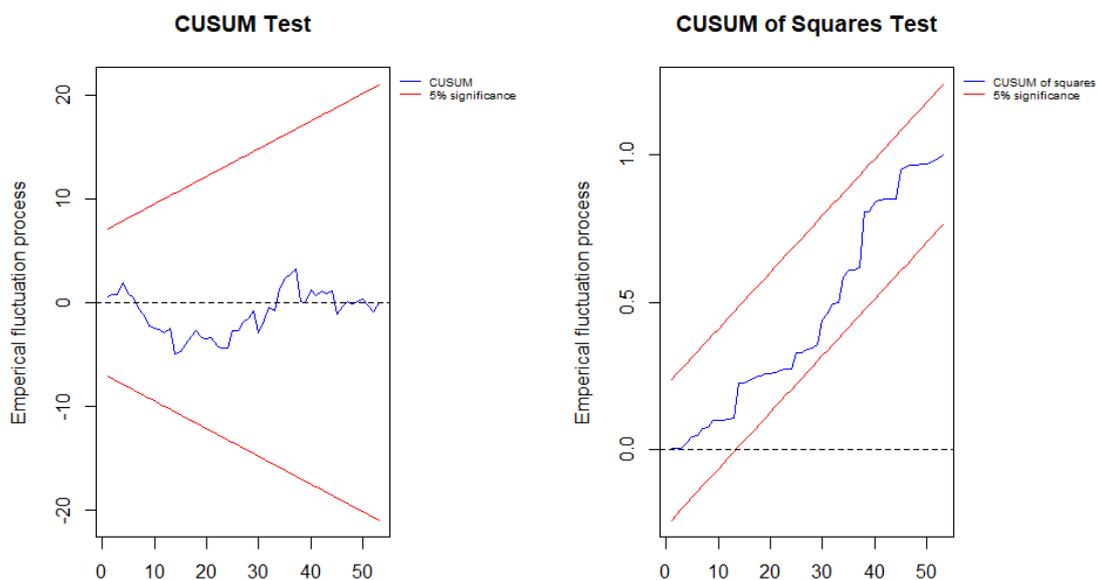
Tabel 214 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

produsen	pbesar	AIC
4	5	790.095
5	5	792.028
3	5	792.428
2	5	796.417
1	5	801.970
4	4	803.002

3	4	803.987
2	4	814.466
1	4	818.900
3	3	820.075
2	3	832.844
1	3	832.984
2	2	852.088
1	2	858.540
1	1	890.312

Tabel 150 menunjukkan hasil pemilihan lag awal untuk model yang menjelaskan transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen, dengan memperhatikan kriteria informasi Akaike (AIC). Dari berbagai kombinasi lag yang diuji, kombinasi lag 4 untuk variabel produsen dan 5 untuk pedagang besar memberikan nilai AIC yang paling rendah, yaitu 790.095, sehingga diidentifikasi sebagai lag optimal untuk model ini.

- **Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar**



Gambar 79 NARDL minyak goreng–stabilitas produsen ke pedagang besar

Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara produsen

dan pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan. Uji kointegrasi selanjutnya dituliskan pada Tabel berikut.

Tabel 215 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	1.873	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	1.873	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	1.873	3	7.435	8.460

Pada taraf signifikansi 10%, uji Kointegrasi yang disajikan dalam Tabel 152 memberikan pandangan mengenai apakah ada hubungan jangka panjang dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen. Nilai F-statistik dari pengujian adalah 1.873, yang harus dibandingkan dengan nilai kritis pada level 10%, batas bawah dan batas atas nilai kritis adalah 4.155 dan 4.925, berturut-turut. Karena nilai F-statistik (1.873) lebih rendah dari batas bawah nilai kritis (4.155), gagal untuk menolak hipotesis null, yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi. Oleh karena itu, berdasarkan hasil uji ini, tidak ada bukti yang cukup untuk mengatakan ada hubungan jangka panjang yang stabil dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga minyak goreng dari produsen ke pedagang besar.

Tabel 216 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	4782.590	1077.179	4.440	0.000
pbesar_1	0.561	0.100	5.614	0.000
produsen_pos	0.648	0.049	13.321	0.000
produsen_pos_2	-0.330	0.126	-2.624	0.012
produsen_pos_3	0.068	0.131	0.514	0.610
produsen_pos_4	0.048	0.123	0.388	0.700
produsen_pos_5	0.010	0.076	0.137	0.892
produsen_neg	0.433	0.066	6.581	0.000
produsen_neg_1	0.115	0.100	1.152	0.256
produsen_neg_2	-0.268	0.066	-4.075	0.000

produsen_neg_3	0.186	0.097	1.925	0.061
produsen_neg_4	-0.073	0.095	-0.775	0.443
produsen_neg_5	0.051	0.063	0.809	0.423
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	1.236	0.271	4.562	0.000
produsen_neg_1	1.337	0.378	3.533	0.001

Dengan mempertimbangkan koefisien jangka pendek dan pada taraf signifikansi 10%, variabel-variabel seperti produsen_pos_2, yang menunjukkan pengaruh kenaikan harga di produsen dua periode sebelumnya, memberikan pengaruh yang signifikan terhadap harga di pedagang besar di periode saat ini. Koefisien negatif sebesar -0.330 dan nilai *p-value* sebesar 0.012 menunjukkan bahwa kenaikan harga di produsen dua periode yang lalu akan menyebabkan penurunan harga di pedagang besar pada periode saat ini, dengan asumsi variabel lain konstan.

variabel "produsen_neg" dan "produsen_neg2" berperan penting dalam menggambarkan dinamika harga. Spesifiknya, "produsen_neg" dengan estimasi koefisien 0.433 dan nilai *p-value* 0.000, menandakan bahwa ada kenaikan harga di pedagang besar yang signifikan secara statistik ketika terjadi penurunan harga di produsen pada periode yang sama. Sementara itu, "produsen_neg2" dengan koefisien -0.268 dan *p-value* 0.000, mengindikasikan bahwa penurunan harga di produsen memiliki pengaruh negatif terhadap harga di pedagang besar dengan lag dua periode. Dengan kata lain, dampak dari penurunan harga minyak goreng di produsen terhadap harga di pedagang besar berlangsung dalam beberapa periode dengan arah pengaruh yang berbeda, menciptakan sebuah dinamika harga yang kompleks dalam jangka pendek antara kedua entitas pasar ini.

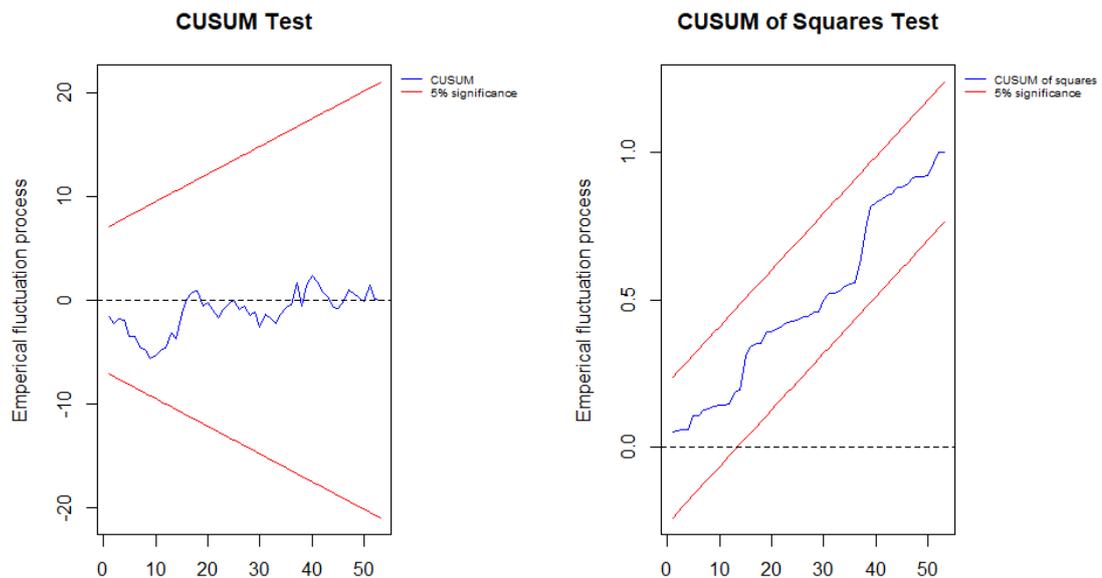
Tabel 217 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.484	0.231
Jangka pendek	0.067	0.797

Untuk uji asimetris jangka pendek pada Tabel 81, nilai F-statistik adalah 0.067 dengan nilai *p-value* sebesar 0.797. Mengingat nilai *p-value* lebih besar dari 0.10 (taraf signifikansi 10%), tidak dapat menolak hipotesis null yang menyatakan tidak ada asimetri dalam pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka pendek

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga minyak goreng dari produsen ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen***



Gambar 80 NARDL minyak goreng–stabilitas pedagang besar ke produsen

Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar dan produsen tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan. Uji kointegrasi selanjutnya dilakukan pada taraf 5%.

Tabel 218 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	4.528	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	4.528	3	5.125	6.050
1% critical value	53	1	4.528	3	7.435	8.460

Pada taraf signifikansi 5%, nilai F-statistik sebesar 4.528 melebihi nilai batas bawah kritis (5.125) tetapi kurang dari batas atas (6.050) sehingga tidak ada hubungan kointegrasi antar variabel, mengindikasikan bahwa tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen.

Tabel 219 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	10299.171	2396.443	4.298	0.000
produsen_1	0.003	0.123	0.020	0.984
produsen_2	0.357	0.115	3.094	0.004
produsen_3	0.038	0.168	0.225	0.823
produsen_4	-0.317	0.156	-2.034	0.049
pbesar_pos	1.239	0.179	6.921	0.000
pbesar_pos_1	-0.082	0.357	-0.230	0.820
pbesar_pos_2	-0.441	0.385	-1.146	0.259
pbesar_pos_3	-0.192	0.222	-0.864	0.393
pbesar_pos_4	0.330	0.203	1.627	0.112
pbesar_neg	1.925	0.219	8.809	0.000
pbesar_neg_1	-1.435	0.330	-4.345	0.000
pbesar_neg_3	0.366	0.521	0.703	0.486
pbesar_neg_4	0.195	0.624	0.312	0.757
pbesar_neg_5	-0.221	0.286	-0.773	0.444
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	2.664	1.906	1.398	0.170
pbesar_neg_1	3.508	2.858	1.227	0.227

Dalam interpretasi koefisien jangka pendek untuk transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen, terdapat beberapa aspek penting yang perlu diperhatikan. Variabel "pbesar_neg_1" dengan koefisien -1.435, yang signifikan pada taraf 10%, mengindikasikan bahwa jika harga

beras di pedagang besar menurun sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya (lag 1), maka diharapkan harga beras di produsen akan menurun sebesar 1435 rupiah pada periode saat ini, asumsikan variabel lainnya tetap. Koefisien ini mencerminkan pengaruh negatif dari penurunan harga di tingkat pedagang besar terhadap harga di tingkat produsen di periode berikutnya.

Tabel 220 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	9.622	0.004
Jangka pendek	12.165	0.001

Pada uji asimetris yang berfokus pada jangka pendek, diperoleh nilai F-statistik sebesar 12.165 dengan *p-value* 0.001. Karena *p-value* tersebut lebih kecil dari taraf signifikansi 10%, maka hipotesis null yang menyatakan tidak ada asimetri dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen di jangka pendek ditolak. Ini menandakan bahwa ada perbedaan pengaruh antara kenaikan dan penurunan harga minyak goreng di pedagang besar terhadap harga minyak goreng di produsen dalam jangka pendek. Meskipun demikian, efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi lebih lanjut karena tidak ada kointegrasi.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Tabel 207 menunjukkan nilai lag optimal untuk model NARDL dalam konteks transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern, berdasarkan nilai kriteria informasi Akaike (AIC). Nilai AIC yang lebih rendah menunjukkan model yang lebih baik karena mencari keseimbangan antara kecocokan model dan kompleksitas model.

Tabel 221 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

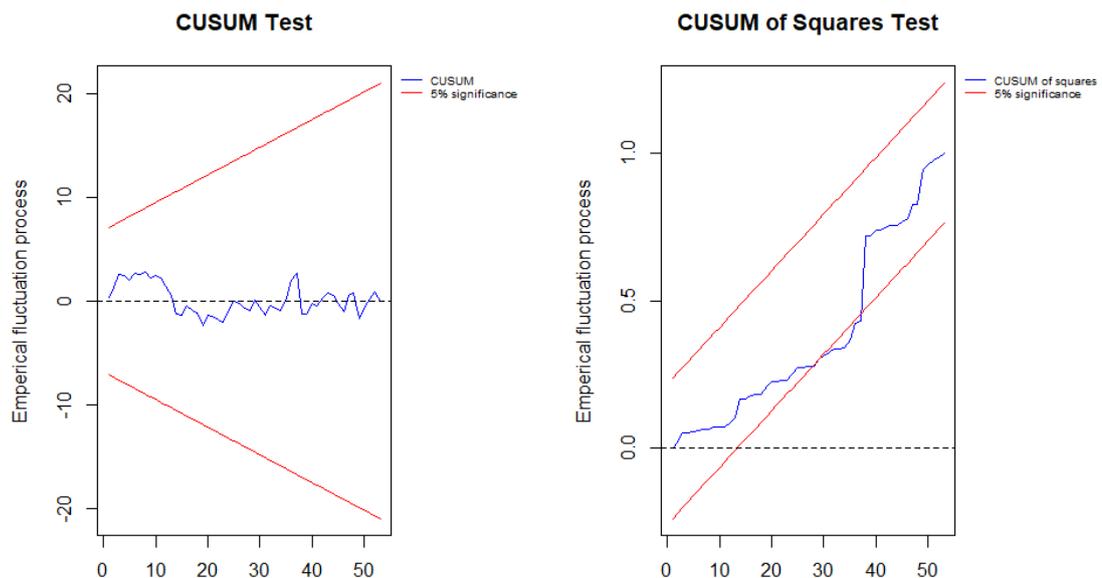
pmodern	pbesar	AIC
2	5	799.572
3	5	801.459
4	5	802.630
5	5	802.863
1	5	809.424
2	4	812.820
3	4	814.672
4	4	815.522
1	4	821.830
2	3	830.389
3	3	832.389
1	3	835.887
2	2	854.571
1	2	862.040
1	1	875.353

Pada tabel ini, kombinasi lag yang menghasilkan nilai AIC terendah adalah ketika menggunakan 2 lag untuk variabel "pmodern" dan 5 lag untuk variabel "pbesar", dengan nilai AIC sebesar 799.572. Ini menunjukkan bahwa untuk model transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern, menggunakan 2 lag untuk harga di pasar modern dan 5 lag untuk harga di pedagang besar adalah yang paling optimal.

Tabel 222 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmodern	AIC
5	5	760.193
3	5	760.298
4	5	761.944
2	5	762.210
1	5	769.881
3	4	772.240
2	4	773.595
4	4	773.719
1	4	787.332
3	3	797.458
2	3	797.627
1	3	809.440
2	2	809.739
1	2	821.875

Tabel 208 menunjukkan nilai lag optimal untuk model NARDL dalam konteks transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar. Dari tabel, kombinasi lag yang menghasilkan nilai AIC terkecil adalah 5 lag untuk variabel "pbesar" dan 5 lag untuk "pmodern", dengan nilai AIC sebesar 760.193. Oleh karena itu, dalam analisis lebih lanjut mengenai transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar menggunakan model NARDL, menggunakan 5 lag untuk kedua variabel harga ini dapat dianggap sebagai pilihan yang paling optimal untuk memberikan estimasi yang paling akurat dan handal.



Gambar 81 NARDL minyak goreng–stabilitas pedagang besar ke pasar modern

garis CUSUM berada di antara dua garis batas kritis sepanjang periode waktu, yang menunjukkan bahwa parameter model stabil dan struktur model tidak mengalami perubahan signifikan sepanjang waktu. Ini mengindikasikan bahwa model memiliki keandalan dalam meramalkan dan menyediakan insinuasasi mengenai dinamika transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern dalam konteks jangka panjang. plot CUSUM of Squares, garisnya melengkung dan melewati batas

bawah pada beberapa titik waktu, menunjukkan bahwa ada beberapa instabilitas dalam varians dari model. Hal ini mungkin mengindikasikan bahwa ada beberapa faktor eksternal atau struktural yang mempengaruhi variabilitas dalam hubungan antara pedagang besar dan pasar modern yang tidak sepenuhnya dijelaskan oleh model, atau bisa juga mencerminkan adanya perubahan dalam volatilitas pasar di berbagai periode waktu.

uji kointegrasi dilakukan untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 223 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	13.375	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	13.375	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	13.375	3	7.435	8.460

Berdasarkan Tabel 160 untuk uji kointegrasi pada taraf signifikansi 10%, nilai statistik F adalah 13.375. Ini dibandingkan dengan nilai kritis lower bound dan upper bound pada level signifikansi yang sama, yaitu 4.155 dan 4.925. Karena nilai F-statistik (13.375) jauh melebihi *upper bound* (4.925), kita dapat menolak hipotesis null yang menyatakan bahwa tidak ada hubungan kointegrasi antara variabel-variabel yang diuji, yaitu harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern.

Dengan kata lain, hasil ini menunjukkan bahwa terdapat hubungan kointegrasi antara variabel-variabel tersebut, mengindikasikan adanya hubungan jangka panjang antara harga minyak goreng di tingkat pedagang besar dan pasar modern. Dengan demikian, perubahan harga minyak goreng pada level pedagang besar memiliki dampak terhadap harga minyak goreng pada level pasar modern dalam jangka panjang.

Tabel 224 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	1085.653	1670.296	0.650	0.519
pmodern_1	0.902	0.110	8.191	0.000
pbesar_pos	0.872	0.093	9.373	0.000
pbesar_pos_2	-0.686	0.206	-3.326	0.002
pbesar_pos_4	-0.104	0.154	-0.677	0.502
pbesar_pos_5	-0.222	0.144	-1.543	0.131
pbesar_neg	1.430	0.238	6.006	0.000
pbesar_neg_1	-1.929	0.340	-5.675	0.000
pbesar_neg_2	-1.055	0.311	-3.392	0.002
pbesar_neg_3	2.195	0.353	6.227	0.000
pbesar_neg_4	-1.036	0.417	-2.485	0.017
pbesar_neg_5	0.153	0.189	0.809	0.423
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.784	0.094	8.372	0.000
pbesar_neg_1	0.721	0.144	5.011	0.000

Dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern, dampak perubahan harga di pedagang besar terhadap harga di pasar modern dalam jangka panjang menunjukkan hasil yang signifikan. Variabel kenaikan harga di pedagang besar satu periode sebelumnya (*pbesar_pos_1*) dengan koefisien sebesar 0.784 dan nilai *p-value* sebesar 0.000, mengindikasikan bahwa kenaikan harga minyak goreng di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan menyebabkan kenaikan harga di pasar modern sebesar 784 rupiah dalam jangka panjang, asumsikan variabel lainnya tetap. Di sisi lain, variabel penurunan harga di pedagang besar satu periode sebelumnya (*pbesar_neg_1*) dengan koefisien sebesar 0.721 dan nilai *p-value* sebesar 0.000, menunjukkan bahwa penurunan harga minyak goreng di pedagang besar sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pasar modern sebesar 721 rupiah dalam jangka panjang, asumsikan variabel lainnya tetap. Kedua interpretasi ini menandakan bahwa perubahan harga di pedagang besar, baik itu kenaikan maupun penurunan, memiliki dampak yang signifikan dan positif terhadap harga di pasar modern dalam jangka

panjang. Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek.

Tabel 225 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

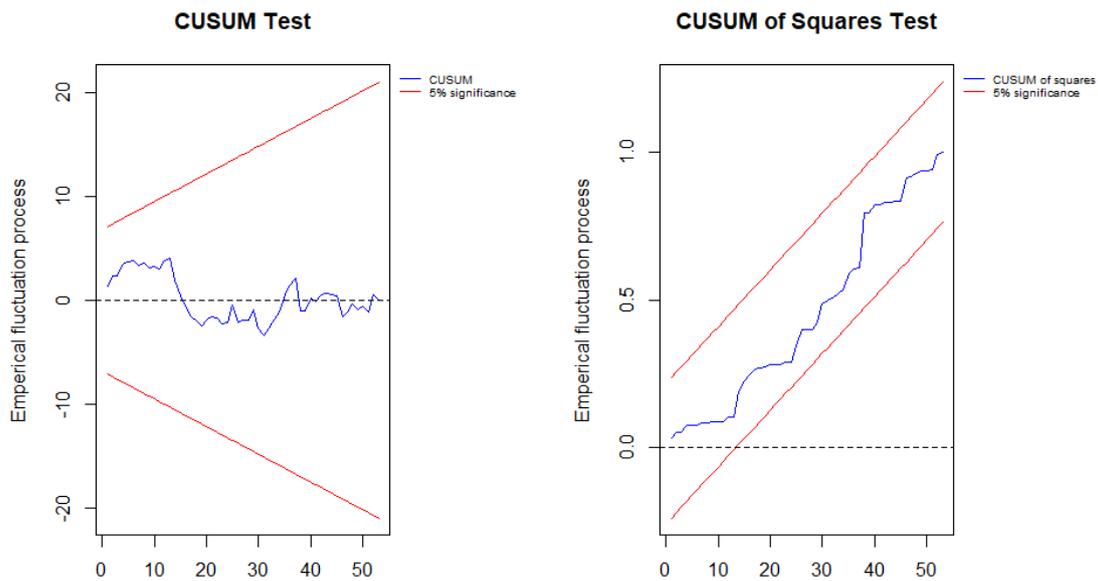
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.139	0.2922
Jangka pendek	1.239	0.2722

Dalam uji asimetri untuk transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern, hanya akan membahas aspek jangka panjang. Nilai F-statistik untuk jangka panjang adalah 1.139 dengan *p-value* sebesar 0.2922. Keputusan ujinya yaitu tidak dapat menolak hipotesis null yang menyatakan bahwa efek perubahan harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern adalah simetris dalam jangka panjang. Ini berarti bahwa kenaikan dan penurunan harga di pedagang besar memiliki efek yang sama atau simetris terhadap harga di pasar modern dalam jangka panjang.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar modern dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar***

Model NARDL untuk transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan hasil yang relevan dan dapat diandalkan. Dari plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru yang ada dalam batas signifikansi menunjukkan bahwa model ini memiliki stabilitas sepanjang periode analisis. Stabilitas dalam model ini esensial karena menegaskan bahwa struktur hubungan antara pasar modern dan pedagang besar bertahan konsisten sepanjang waktu. Fluktuasi harga minyak goreng tidak mengalami perubahan signifikan dalam volatilitasnya sepanjang waktu. Meskipun harga bisa berfluktuasi, namun tingkat variabilitas atau volatilitasnya tetap konsisten.



Gambar 82 NARDL minyak goreng–stabilitas asar modern ke pedagang besar

Berdasarkan Tabel 163, yang menggambarkan uji kointegrasi dalam konteks transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar dengan mempertimbangkan taraf signifikansi 10%, didapat nilai F-statistik sebesar 15.139. Nilai ini signifikan melampaui batas atas kritis sebesar 4.925 pada taraf 10%, sehingga dapat menolak hipotesis null yang menyatakan tidak adanya hubungan kointegrasi antara variabel-variabel dalam model.

Tabel 226 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	15.139	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	15.139	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	15.139	3	7.435	8.460

Dengan demikian, ini mengindikasikan bahwa variabel-variabel dalam model, yakni harga minyak goreng di pasar modern dan di pedagang besar, memiliki hubungan kointegrasi jangka panjang. Artinya, perubahan harga minyak goreng di pasar modern dan di pedagang besar terikat dalam jangka panjang, dan ada mekanisme koreksi kesalahan yang akan

mengembalikan sistem ke ekuilibrium jika terjadi penyimpangan. Ini mencerminkan bahwa terdapat transmisi harga minyak goreng yang stabil dan konsisten dari pasar modern ke pedagang besar sepanjang periode analisis.

Tabel 227 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
pbesar_1	1.024	0.109	9.430	0.000
pbesar_3	-0.138	0.223	-0.620	0.539
pbesar_4	-0.148	0.277	-0.533	0.597
pbesar_5	0.279	0.151	1.854	0.072
pmodern_pos	0.692	0.120	5.782	0.000
pmodern_pos_1	-0.562	0.201	-2.796	0.008
pmodern_pos_2	-0.050	0.192	-0.263	0.794
pmodern_pos_3	-0.261	0.180	-1.451	0.155
pmodern_pos_4	0.261	0.205	1.275	0.210
pmodern_pos_5	-0.028	0.133	-0.210	0.834
pmodern_neg	0.502	0.092	5.445	0.000
pmodern_neg_1	-0.675	0.132	-5.101	0.000
pmodern_neg_2	0.398	0.207	1.922	0.062
pmodern_neg_3	0.432	0.270	1.596	0.119
pmodern_neg_4	-0.078	0.227	-0.344	0.733
pmodern_neg_5	-0.508	0.204	-2.496	0.017
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	1.246	0.129	9.664	0.000
pbesar_neg_1	1.348	0.198	6.802	0.000

Dalam konteks transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar, terdapat dinamika yang signifikan dan asimetris dalam pengaruh perubahan harga pada koefisien jangka panjang. Apabila harga minyak goreng di pasar modern mengalami kenaikan sebesar 1000 rupiah, harga minyak goreng di pedagang besar diperkirakan akan mengalami kenaikan sebesar 1246 rupiah dalam jangka panjang, asumsikan variabel lainnya tetap. Di sisi lain, jika harga minyak goreng di pasar modern menurun sebesar 1000 rupiah, harga minyak goreng di pedagang besar diperkirakan akan meningkat sebesar 1348 rupiah dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Dengan demikian, baik kenaikan maupun penurunan harga minyak goreng di pasar modern memberikan

dampak positif pada harga minyak goreng di pedagang besar dalam kerangka waktu jangka panjang.

Tabel 228 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	2.098	0.156
Jangka pendek	0.162	0.689

Dalam transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besar, uji asimetris mengindikasikan bahwa pada taraf signifikansi 10%, tidak ada bukti cukup untuk menyatakan adanya asimetri dalam pengaruh jangka panjang dan jangka pendek antar variabel. Meski demikian, fokus pembahasan akan berada pada efek jangka panjang karena uji kointegrasi sebelumnya menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel tersebut. Oleh karena itu, aspek jangka pendek tidak akan dibahas lebih lanjut dalam interpretasi ini.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga minyak goreng dari pasar modern ke pedagang besa dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat simetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional***

Dari Tabel 215, dapat diinterpretasikan bahwa model dengan satu lag untuk variabel ptradisional dan lima lag untuk variabel pbesar memberikan nilai Akaike Information Criterion (AIC) terkecil, yaitu 686.601. Oleh karena itu, model ini dianggap sebagai model yang paling baik karena mampu memberikan estimasi yang paling mendekati dengan nilai sebenarnya dibandingkan model-model lain dengan kombinasi lag yang berbeda. Ini menunjukkan bahwa harga minyak goreng di pasar tradisional pada periode sebelumnya (lag 1) dan harga minyak goreng di pedagang besar pada lima periode sebelumnya (lag 5) menjadi penentu utama dalam model transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel 229 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
1	5	686.601
2	5	688.366
3	5	689.140
4	5	690.903
5	5	692.727
1	4	697.722
3	4	699.408
2	4	699.674
4	4	701.284
1	3	714.203
2	3	714.339
3	3	715.587
1	2	726.368
2	2	727.192
1	1	751.075

Dari Tabel 166, diketahui bahwa model dengan satu lag (1 lag) untuk kedua variabel, ptradisional dan pbesar, menghasilkan nilai AIC terkecil, yaitu 683.838. Ini mengimplikasikan bahwa model dengan 1 lag untuk ptradisional dan 1 lag untuk pbesar adalah model optimal untuk menggambarkan hubungan harga minyak goreng antara pasar tradisional dan pedagang besar. Dengan mempertimbangkan satu periode sebelumnya sebagai pengaruh signifikan dalam menentukan dinamika harga saat ini dan masa depan, fluktuasi harga minyak goreng di pedagang besar dan pasar tradisional dipengaruhi oleh nilai-nilai masing-masing di periode sebelumnya.

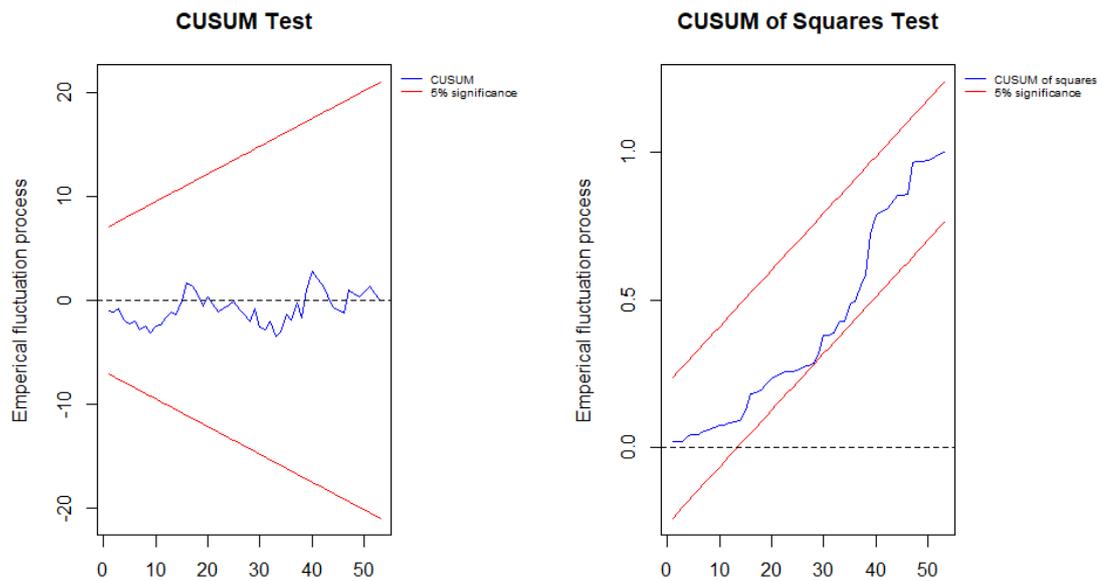
Tabel 230 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
1	5	683.838
2	5	685.429
3	5	687.094
4	5	688.830
5	5	690.545
1	4	696.193
2	4	698.077
3	4	698.518
4	4	699.945
2	3	713.724

1	3	714.327
3	3	715.396
1	2	728.124
2	2	728.755
1	1	754.089

Berdasarkan hasil plot CUSUM dan CUSUM of Squares dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar tradisional, terdapat beberapa hal penting yang dapat diinterpretasikan. Untuk plot CUSUM yang berada di antara dua batas kritis, ini menandakan bahwa model yang digunakan cukup stabil sepanjang periode waktu yang diamati. Artinya, parameter-parameter model tidak mengalami perubahan signifikan dan model tersebut dapat diandalkan untuk menjelaskan dinamika transmisi harga selama periode analisis.

Sedangkan untuk plot CUSUM of Squares yang sedikit menyentuh batas bawah, ini bisa menunjukkan adanya sedikit variabilitas dalam model. Meskipun model secara umum terlihat stabil, ada indikasi bahwa terdapat beberapa titik waktu di mana variabilitas parameter mungkin sedikit lebih tinggi. Hal ini bisa disebabkan oleh berbagai faktor. Oleh karena itu, sementara model secara keseluruhan menunjukkan tingkat stabilitas yang baik, penting juga untuk mempertimbangkan potensi variabilitas kebijakan ke depan.



Gambar 83 NARDL minyak goreng–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Sebelum memproses interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melakukan uji kointegrasi untuk menilai apakah variabel-variabel dalam model memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Jika tidak, maka dapat diartikan bahwa hubungan tersebut hanya terjadi pada jangka pendek, yang mana hubungan jangka pendek bisa bersifat tidak stabil sehingga tingkat keandalannya dapat diragukan.

Tabel 231 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	3.444	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	3.444	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	3.444	3	7.435	8.460

Berdasarkan Tabel 118 nilai F-statistik yang diperoleh (3.444) berada di bawah batas bawah nilai kritis pada taraf signifikansi 10% (4.155). Ini menunjukkan bahwa hipotesis nol (tidak ada kointegrasi) tidak dapat ditolak pada taraf signifikansi 10%. Dengan kata lain, pada taraf signifikansi 10%, tidak terdapat bukti yang cukup untuk mengklaim adanya hubungan kointegrasi jangka panjang antar variabel yang diuji. Hal ini mengindikasikan bahwa hanya terdapat hubungan jangka pendek

dalam transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar tradisional.

Tabel di bawah menyajikan estimasi koefisien jangka pendek dan jangka panjang dari model NARDL. Indeks penamaan *_pos* artinya positif atau variabel bebas ketika terjadi kenaikan harga. Angka setelah *_pos*, misalnya *_pos1* merupakan lag ke-1 dan seterusnya. Sebaliknya untuk *_neg* artinya negatif atau variabel bebas ketika terjadi penurunan harga.

Tabel 232 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	2345.733	1132.654	2.071	0.044
<i>ptradisional_1</i>	0.821	0.086	9.573	0.000
<i>pbesar_pos</i>	1.092	0.057	19.212	0.000
<i>pbesar_pos_1</i>	-0.920	0.095	-9.656	0.000
<i>pbesar_neg</i>	0.874	0.093	9.421	0.000
<i>pbesar_neg_1</i>	-1.009	0.141	-7.133	0.000
<i>pbesar_neg_2</i>	0.550	0.114	4.836	0.000
<i>pbesar_neg_3</i>	-0.262	0.077	-3.407	0.001
Koefisien jangka panjang				
<i>pbesar_pos_1</i>	1.617	0.929	1.740	0.089
<i>pbesar_neg_1</i>	1.893	1.411	1.341	0.187

Variabel *ptradisional_1* dengan koefisien 0.821 dan signifikansi pada taraf 10% menunjukkan adanya momentum positif di harga minyak goreng pasar tradisional. Dengan kata lain, kenaikan harga sebesar 1000 rupiah per unit pada periode sebelumnya cenderung diikuti oleh kenaikan harga pada periode saat ini sebesar 821 rupiah per unit, asumsikan variabel lain tetap. Sementara itu, kenaikan harga di pedagang besar (*pbesar_pos*) dengan koefisien 1.092 dan *pbesar_pos_1* dengan koefisien -0.920, masing-masing signifikan pada taraf 10%, mengindikasikan bahwa kenaikan harga minyak goreng di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit berpengaruh positif pada harga pasar tradisional di periode saat ini sebesar 1092 rupiah per unit, namun akan terkompensasi dengan penurunan harga sebesar 920 rupiah per unit di periode berikutnya, asumsikan variabel lain tetap.

Selanjutnya, variabel penurunan harga di pedagang besar (pbesar_neg, pbesar_neg_1, pbesar_neg_2, dan pbesar_neg_3) dengan koefisien berturut-turut sebesar 0.874, -1.009, 0.550, dan -0.262, semuanya signifikan pada taraf 10%, menunjukkan bahwa fluktuasi harga minyak goreng di pedagang besar memiliki dampak yang kompleks terhadap harga di pasar tradisional di periode-periode berikutnya. Secara spesifik, penurunan harga di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit pada periode saat ini dan pada beberapa periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pasar tradisional sebesar 874 rupiah per unit, mengurangi harga sebesar 1009 rupiah per unit, meningkatkan harga sebesar 550 rupiah per unit, dan mengurangi harga sebesar 262 rupiah per unit pada periode berikutnya, asumsikan variabel lain tetap.

Tabel 233 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

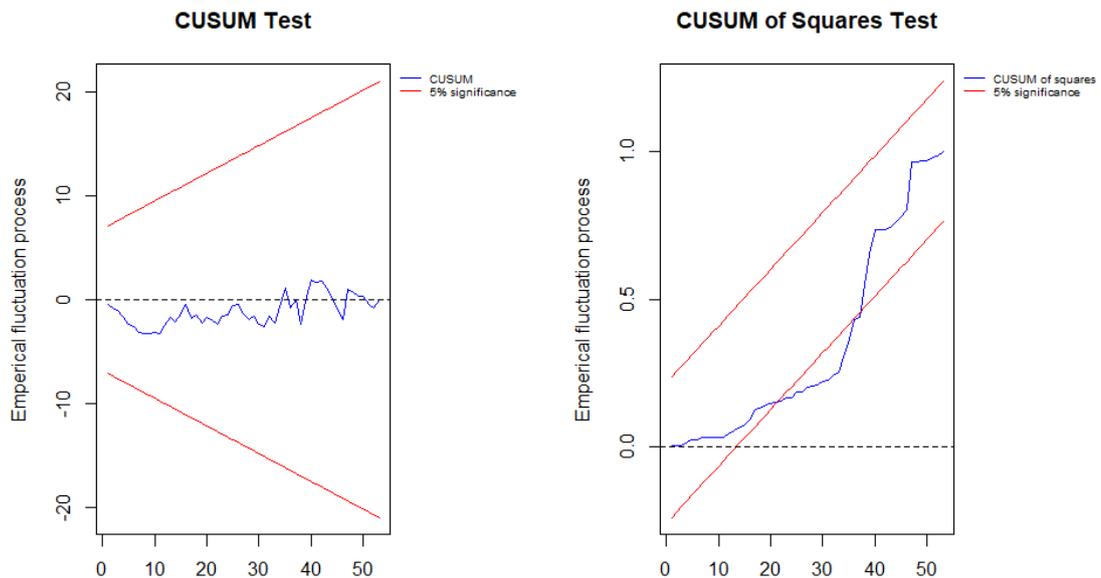
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	1.404	0.243
Jangka pendek	1.497	0.228

Pada uji asimetris jangka pendek dengan nilai F-statistik sebesar 1.497 dan p-value sebesar 0.228, kita dapat interpretasikan bahwa pada taraf signifikansi 10% (atau p-value > 0.10), tidak terdapat bukti yang cukup untuk menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada asimetri dalam pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen dalam jangka pendek pada model transmisi harga minyak goreng. Dengan kata lain, perubahan positif dan negatif pada variabel independen memiliki efek yang serupa terhadap variabel dependen dalam jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga minyak goreng dari pedagang besar ke pasar tradisional dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**

Dalam model transmisi harga minyak goreng dari Pasar Tradisional ke Pedagang Besar, grafik CUSUM pada Gambar berikut menunjukkan bahwa parameter model stabil sepanjang waktu. Artinya, model yang telah diestimasi memiliki koefisien yang konsisten dan dapat diandalkan untuk menjelaskan dinamika transmisi harga dari pasar tradisional ke pedagang besa. Sedangkan, pada grafik CUSUM of Squares menandakan bahwa terdapat beberapa variabilitas dalam model, meskipun dalam batas yang dapat diterima. Variabilitas ini bisa disebabkan oleh fluktuasi harga minyak goreng atau faktor-faktor lain yang mungkin tidak dimasukkan dalam model.



Gambar 84 NARDL minyak goreng –stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Sebelum melangkah lebih jauh ke dalam analisis model NARDL terkait transmisi harga minyak goreng dari pasar tradisional ke pedagang besar, mengonfirmasi adanya hubungan kointegrasi antara variabel-variabel yang terlibat merupakan langkah krusial. Uji kointegrasi bertujuan untuk menilai apakah terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antara variabel-variabel tersebut. Jika hubungan jangka panjang tidak terdeteksi, mungkin hanya keterkaitan jangka pendek.

Tabel 234 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	53	1	4.345	3	4.155	4.925
5% critical value	53	1	4.345	3	5.125	6.045
1% critical value	53	1	4.345	3	7.435	8.460

Menggunakan tingkat signifikansi sebesar 1%, hasil uji kointegrasi dari Tabel 171 mengindikasikan bahwa nilai f-statistik sebesar 4.345 berada di bawah nilai batas bawah kritis (7.435). Ini mengimplikasikan bahwa pada tingkat kepercayaan 99%, tidak dapat dibuktikan adanya hubungan kointegrasi, atau dengan kata lain, hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang terlibat dalam model transmisi harga minyak goreng.

Tabel 235 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	1474.480	951.597	1.549	0.128
pbesar_1	0.879	0.078	11.207	0.000
ptradisional_pos	0.991	0.054	18.494	0.000
ptradisional_pos_1	-0.884	0.120	-7.396	0.000
ptradisional_neg	0.970	0.114	8.499	0.000
ptradisional_neg_1	-0.513	0.135	-3.796	0.000
ptradisional_neg_2	-0.493	0.075	-6.562	0.000
ptradisional_neg_4	0.059	0.083	0.704	0.485
ptradisional_neg_5	0.101	0.061	1.650	0.106
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	0.522	1.031	0.507	0.615
ptradisional_neg_1	0.191	1.818	0.105	0.917

Variabel yang signifikan pada taraf 10% dalam transmisi harga minyak goreng dari pasar tradisional ke pedagang besar yakni Variabel ptradisional_pos, dengan estimasi koefisien 0.991, dan ptradisional_pos_1, dengan estimasi koefisien -0.884, keduanya signifikan pada level yang telah ditentukan. Ini menunjukkan bahwa kenaikan harga minyak goreng di pasar tradisional (ptradisional_pos) akan menyebabkan kenaikan harga di pedagang besar pada periode yang sama, namun efek ini akan

terkompensasi oleh penurunan harga di pedagang besar pada periode berikutnya (*ptradisional_pos_1*).

Selanjutnya, ketiga variabel yang terkait dengan penurunan harga minyak goreng di pasar tradisional, yakni *ptradisional_neg*, *ptradisional_neg_1*, dan *ptradisional_neg_2*, dengan estimasi koefisien berturut-turut sebesar 0.970, -0.513, dan -0.493, juga menunjukkan signifikansi pada taraf 10%. Artinya, penurunan harga minyak goreng di pasar tradisional pada periode tertentu akan berpengaruh terhadap harga di pedagang besar pada periode yang sama dan dua periode berikutnya dengan pola yang kompleks dan beragam. Sementara itu, variabel lainnya tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap harga minyak goreng di pedagang besar dalam jangka pendek.

Tabel di bawah menyajikan hasil uji asimetris untuk efek jangka panjang dan jangka pendek. Untuk efek jangka panjang tidak dapat diinterpretasi karena tidak terjadi kointegrasi.

Tabel 236 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.608	0.440
Jangka pendek	0.426	0.518

Berdasarkan Tabel 172 dan dengan memperhatikan nilai *p-value* sebesar 0.518 untuk efek jangka pendek, pada taraf signifikansi 10%, tidak dapat menolak hipotesis nol yang menyatakan tidak ada asimetri dalam transmisi harga minyak goreng dari pasar tradisional ke pedagang besar dalam jangka pendek. Ini berarti bahwa dalam jangka pendek, tidak ada bukti yang cukup untuk mendukung adanya pengaruh yang berbeda dari kenaikan dan penurunan harga minyak goreng pada transmisi dari pasar tradisional ke pedagang besar. Dengan kata lain, fluktuasi harga minyak goreng, baik itu peningkatan atau penurunan, dari pasar tradisional ke pedagang besar, memiliki efek yang simetris atau serupa dalam jangka pendek pada taraf signifikansi 10%.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa hanya terjadi hubungan jangka pendek pada transmisi harga minyak goreng dari pasar tradisional ke pedagang besar dan hubungan jangka pendek tersebut bersifat simetris.

K. Analisis Transmisi Harga Telur

- *Pra analisis*

Tabel 237 Uji stasioner data harga minyak goreng

Variabel	<i>level</i>		<i>First differences</i>	
	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>	<i>Statistics</i>	<i>p-value</i>
produsen	-24.918	0.015	-45.923	0.010
pbesar	-17.715	0.088	-41.027	0.010
pmodern	-18.930	0.068	-37.916	0.010
ptradisional	-20.837	0.042	-41.871	0.010

Dalam Tabel, hasil uji stasioneritas untuk data harga telur pada level dan first differences ditampilkan. Berdasarkan statistik uji dan *p-value* yang terkait, dapat dilihat bahwa semua variabel (produsen, pedagang besar, pasar modern, dan pasar tradisional) adalah stasioner pada level dan selisih pertama pada tingkat signifikansi 10%. Ini menunjukkan bahwa data ini cocok untuk analisis lebih lanjut dalam konteks model NARDL.

Tabel 238 *Initial lag optimal: produsen ke pbesar*

pbesar	produsen	AIC
5	5	870.877
3	5	876.955
2	5	877.962
4	5	878.308
1	5	879.742
3	4	888.988
2	4	889.991
4	4	890.061
1	4	893.485
3	3	913.141
2	3	915.238
1	3	915.285
1	2	938.533
2	2	940.002
1	1	954.702

Dari Tabel 224, bisa disimpulkan bahwa model dengan 5 lag untuk variabel pedagang besar dan produsen (nilai AIC 870.877) dapat dianggap sebagai model yang optimal untuk menjelaskan transmisi harga telur dari produsen ke pedagang besar, memperhitungkan pengaruh dari 5 periode lampau. Ini mengindikasikan bahwa dinamika harga telur di tingkat produsen dan pedagang besar saling mempengaruhi dalam lima periode terakhir.

Tabel 239 *Initial lag optimal: pbesar ke produsen*

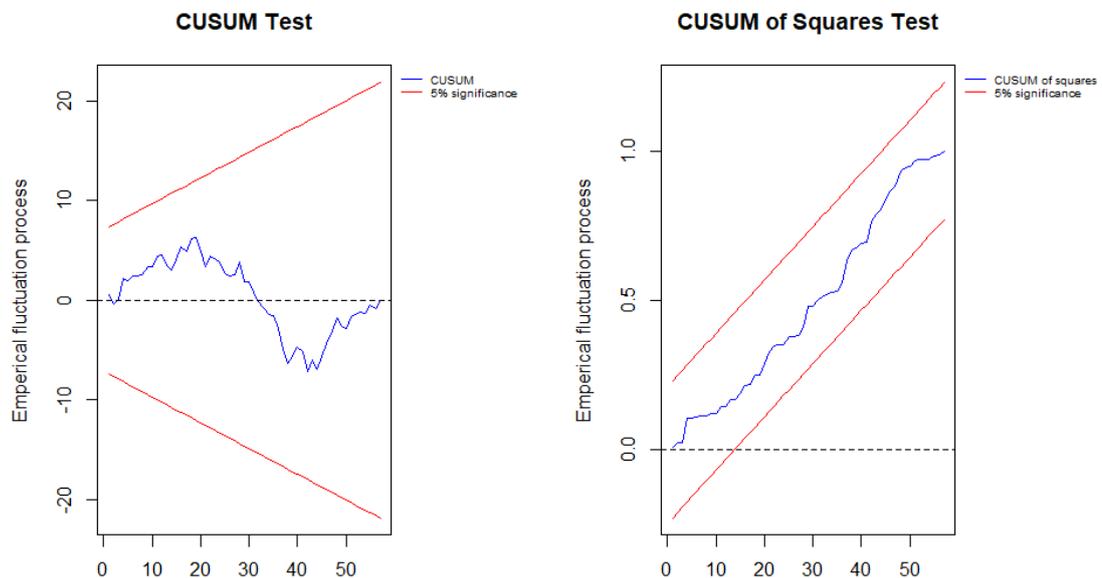
produsen	pbesar	AIC
5	5	915.619
4	5	916.934
3	5	917.096
1	5	919.611
2	5	920.088
4	4	931.226
3	4	931.823
1	4	934.742
2	4	935.324
1	3	957.821
3	3	958.421
2	3	959.816
1	2	980.127
2	2	982.127
1	1	995.905

Sementara itu, Tabel 150 menunjukkan bahwa model dengan 5 lag untuk produsen dan pedagang besar (dengan nilai AIC 915.619) merupakan model yang paling optimal untuk menjelaskan hubungan harga telur antara pedagang besar dan produsen, dengan mengakomodasi efek dari 5 periode sebelumnya. Ini mencerminkan bahwa perubahan harga telur baik di tingkat pedagang besar maupun produsen dipengaruhi oleh nilai-nilai mereka masing-masing di lima periode sebelumnya.

Hasil pemilihan lag ini diutilisasi untuk membentuk model awal NARDL, dimana pada akhirnya dalam NARDL terdapat seleksi lag tambahan untuk menciptakan model yang lebih robust. Seleksi lag tambahan ini dilakukan berdasarkan paket *ardl.nardl*, yang mengakomodasi pemilihan lag secara

robust untuk model NARDL. Proses ini bertujuan untuk memastikan bahwa model yang dihasilkan dapat menggambarkan dinamika transmisi harga dengan akurasi yang lebih tinggi, sambil mempertahankan keandalan statistik dan interpretasi ekonomi yang kuat. Melalui pendekatan ini, model NARDL diharapkan dapat memberikan wawasan yang lebih mendalam dan valid mengenai bagaimana perubahan harga pada satu sektor pasar mempengaruhi sektor pasar lain dalam transmisi harga telur antara produsen dan pedagang besar.

- ***Estimasi model NARDL : Produsen ke Pedagang Besar***



Gambar 85 NARDL telur–stabilitas produsen ke pedagang besar

Model NARDL untuk transmisi harga telur dari produsen ke pedagang besar mengungkapkan temuan yang berharga. Dari hasil plot CUSUM dan CUSUM of Squares, terlihat bahwa garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, menandakan bahwa model ini stabil sepanjang periode yang diamati. Keutuhan dan stabilitas model ini krusial, karena ini berarti bahwa struktur keterkaitan antara produsen dan pedagang besar bertahan konsisten sepanjang waktu. Ini, pada gilirannya, memastikan bahwa estimasi dan interpretasi yang dihasilkan dari model

ini bersifat valid dan handal untuk analisis lebih lanjut dan pengambilan keputusan.

Sebelum melangkah lebih jauh dalam menginterpretasikan koefisien pada model NARDL, menjalankan uji kointegrasi merupakan langkah vital untuk mengevaluasi apakah variabel-variabel dalam model terjalin dalam suatu hubungan jangka panjang yang kokoh. Apabila uji kointegrasi menunjukkan bahwa tidak ada hubungan jangka panjang yang signifikan antar variabel, maka dapat disimpulkan bahwa hubungan yang ada hanya berlaku pada jangka pendek. Sifat hubungan jangka pendek yang mungkin lebih fluktuatif dan kurang stabil dapat menimbulkan keraguan mengenai reliabilitas interpretasi dan prediksi yang dihasilkan dari model tersebut.

Tabel 240 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	5.144	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	5.144	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	5.144	3	7.400	8.51

Dengan merujuk pada Tabel 152 untuk uji kointegrasi dan mempertimbangkan taraf signifikansi sebesar 10%, ditemukan bahwa terdapat hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang antara harga telur di tingkat produsen dan pedagang besar. Nilai F-statistik sebesar 5.144, yang melampaui batas atas kritis sebesar 4.95, menunjukkan adanya hubungan yang signifikan antara kedua entitas pasar tersebut dalam jangka panjang.

Dalam transmisi harga telur dari produsen ke pedagang besar, hasil ini mencerminkan bahwa terdapat mekanisme transmisi harga yang terjadi antara kedua tingkatan pasar ini. Artinya, fluktuasi harga telur di level produsen memiliki pengaruh terhadap harga telur di level pedagang besar dalam jangka panjang.

Tabel 241 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>

(Intercept)	8713.986	3451.155	2.525	0.015
pbesar_1	0.251	0.114	2.210	0.032
pbesar_2	0.309	0.146	2.111	0.040
produsen_pos	0.465	0.077	6.016	0.000
produsen_pos_1	0.450	0.140	3.209	0.002
produsen_pos_2	-0.306	0.129	-2.378	0.022
produsen_pos_3	-0.208	0.108	-1.916	0.062
produsen_neg	0.830	0.082	10.071	0.000
produsen_neg_2	-0.383	0.158	-2.423	0.019
produsen_neg_3	-0.142	0.116	-1.223	0.228
produsen_neg_4	0.074	0.100	0.736	0.465
produsen_neg_5	0.016	0.081	0.192	0.848
Koefisien jangka panjang				
produsen_pos_1	0.819	0.098	8.359	0.000
produsen_neg_1	0.785	0.110	7.111	0.000

Mengacu pada Tabel 151, dari koefisien produsen_pos_1 yang bernilai 0.819, ini menandakan bahwa kenaikan harga telur di tingkat produsen sebesar Rp1.000 per unit pada periode sebelumnya akan diikuti oleh kenaikan harga di tingkat pedagang besar sebesar Rp819 di periode saat ini, dengan anggapan semua variabel lain tetap. Sementara, koefisien produsen_neg_1 sebesar 0.785 menunjukkan bahwa penurunan harga telur di produsen sebesar Rp1.000 per unit pada periode sebelumnya akan mengakibatkan kenaikan harga sebesar Rp785 di tingkat pedagang besar pada periode berikutnya, dengan asumsi kondisi variabel lain tidak berubah. Oleh karena itu, baik kenaikan maupun penurunan harga telur di produsen memiliki dampak yang positif dan signifikan terhadap harga di tingkat pedagang besar pada periode selanjutnya. Fokus pada koefisien jangka panjang ini didasari oleh hasil uji kointegrasi yang sebelumnya menunjukkan adanya hubungan stabil jangka panjang antara harga telur pada level produsen dan pedagang besar. Oleh karenanya, interpretasi berfokus pada koefisien jangka panjang yang mencerminkan hubungan tersebut, memungkinkan untuk memahami bagaimana perubahan harga telur pada level produsen dapat mempengaruhi harga telur pada level pedagang besar dalam kerangka waktu yang lebih panjang.

Tabel 242 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

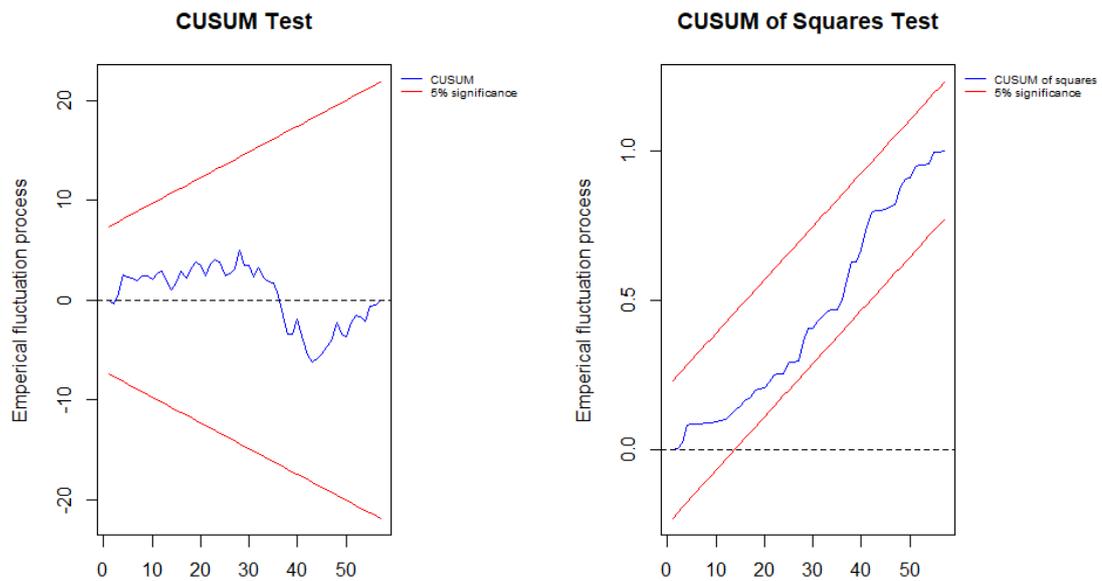
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	3.235	0.08
Jangka pendek	2.615	0.112

Dalam transmisi harga telur dari produsen ke pedagang besar, uji asimetris jangka panjang, yang diilustrasikan dalam Tabel 81, memberikan bukti tentang adanya asimetri. F statistik sebesar 3.235 dengan p-value 0.08, menunjukkan keberadaan asimetri signifikan pada taraf 10%. Ini mengindikasikan bahwa dampak kenaikan dan penurunan harga telur pada level produsen terhadap harga di pedagang besar berbeda dalam konteks jangka panjang.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke produsen***

Model NARDL untuk transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen menunjukkan hasil yang menjanjikan. Dalam plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas-batas signifikansi, menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini adalah hal yang penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar dan produsen dalam transmisi harga telur tetap konsisten sepanjang waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 86 NARDL telur–stabilitas pedagang besar ke produsen

Sebelum melangkah lebih jauh ke dalam interpretasi koefisien pada model NARDL, penting untuk melaksanakan uji kointegrasi untuk mengevaluasi apakah variabel-variabel di dalam model memiliki hubungan yang stabil dalam jangka panjang. Apabila tidak, maka dapat diinterpretasikan bahwa hubungan yang ada hanya berlaku dalam jangka pendek, yang mana hubungan seperti ini bisa bersifat tidak stabil dan sehingga tingkat kepercayaannya bisa dipertanyakan.

Tabel 243 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	6.209	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	6.209	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	6.209	3	7.400	8.51

Untuk transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen, uji kointegrasi menyediakan informasi penting mengenai hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang bersangkutan. Dari Tabel 155, terlihat bahwa nilai F-statistik dari uji kointegrasi adalah 6.209. Ketika dibandingkan dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yaitu antara 4.145 dan 4.95, nilai F-statistik 6.209 secara jelas melampaui rentang nilai

kritis tersebut. Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol yang menyatakan tidak ada kointegrasi antar variabel dapat ditolak, sehingga disimpulkan ada hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang yang stabil antara harga telur di level pedagang besar dan produsen. Oleh karena itu, analisis lebih lanjut mengenai hubungan ini, terutama interpretasi koefisien dalam model, akan didasarkan pada asumsi bahwa perubahan harga di satu sektor akan berdampak dalam jangka panjang terhadap harga di sektor lainnya.

Tabel 244 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	16141.153	4442.120	3.634	0.001
produsen_1	-0.314	0.122	-2.567	0.014
produsen_2	0.238	0.145	1.637	0.109
produsen_3	0.240	0.127	1.891	0.065
pbesar_pos	1.279	0.139	9.230	0.000
pbesar_pos_1	-0.173	0.255	-0.680	0.500
pbesar_pos_2	-0.336	0.244	-1.375	0.176
pbesar_neg	1.262	0.142	8.911	0.000
pbesar_neg_2	-0.314	0.233	-1.346	0.185
pbesar_neg_3	-0.249	0.207	-1.206	0.234
pbesar_neg_4	0.262	0.165	1.587	0.119
pbesar_neg_5	-0.199	0.137	-1.461	0.151
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	-0.519	1.246	-0.416	0.679
pbesar_neg_1	-0.817	1.487	-0.550	0.585

Untuk transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen, evaluasi koefisien jangka panjang memberikan wawasan mengenai hubungan jangka panjang antara variabel-variabel tersebut. Dalam konteks ini, pada taraf signifikansi 10%, koefisien jangka panjang untuk variabel pbesar_pos_1 dan pbesar_neg_1 adalah -0.519 dan -0.817 dengan p-value sebesar 0.679 dan 0.585 masing-masing.

Meskipun kedua koefisien tersebut menunjukkan hubungan negatif, artinya jika harga telur di pedagang besar (baik dalam kondisi positif maupun negatif) mengalami kenaikan sebesar Rp1000, maka diharapkan

akan ada penurunan harga telur di produsen sebesar Rp519 dan Rp817 dalam jangka panjang, keduanya tidak signifikan secara statistik (dengan p-value yang jauh di atas 0.10). Oleh karena itu, pada taraf signifikansi 10%, tidak ada cukup bukti untuk menyatakan bahwa terdapat hubungan jangka panjang yang signifikan antara harga telur di pedagang besar dan produsen.

Tabel 245 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	10.647	0.002
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See <code>nardl_uecm_sym()</code> for more details.	

Pada uji asimetris untuk transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen, terdapat indikasi penting mengenai dinamika jangka panjang antara variabel-variabel yang terlibat. Berdasarkan Tabel 181, F-statistik untuk uji asimetris jangka panjang adalah 10.647 dengan nilai p-value sebesar 0.002. Ini menunjukkan bahwa pada taraf signifikansi 1%, ada bukti yang cukup kuat untuk menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada asimetri dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen dalam jangka panjang. Sementara itu, untuk uji asimetris jangka pendek, model menunjukkan karakteristik simetris dan oleh karena itu, tidak memerlukan interpretasi lebih lanjut dalam konteks asimetri.

Dengan mempertimbangkan kedua hasil uji tersebut, interpretasi koefisien jangka panjang menjadi sangat relevan dan penting untuk dipahami, karena tidak hanya menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel, tapi juga menunjukkan adanya dinamika asimetris dalam penyesuaian harga menuju keseimbangan jangka panjang. Dengan kata lain, perubahan harga telur di pedagang besar mempengaruhi harga telur di produsen dalam jangka panjang, dan proses penyesuaian ini bersifat asimetris, dimana respons harga terhadap peningkatan dan penurunan harga di pedagang besar tidak sama besarannya. Oleh karena

itu, fokus analisis dan interpretasi pada koefisien jangka panjang menjadi sangat penting untuk memahami dinamika transmisi harga telur dari pedagang besar ke produsen.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang (terkointegrasi) pada transmisi harga ayam dari pedagang besar ke produsen dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- ***Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Modern***

Analisis transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern membutuhkan pemilihan lag yang optimal untuk membangun model yang tepat dan menghindari spesifikasi yang salah. Tabel 232 dan Tabel 233 menyajikan informasi mengenai kriteria Akaike Information Criterion (AIC) untuk berbagai kombinasi lag dalam konteks transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern dan sebaliknya.

Tabel 246 *Initial lag optimal: pbesar ke pmodern*

pmodern	pbesar	AIC
1	5	869.076
2	5	870.917
3	5	872.177
4	5	872.268
5	5	874.178
1	4	881.577
2	4	883.323
4	4	884.328
3	4	884.637
1	3	894.486
2	3	895.932
3	3	897.395
1	2	906.836
2	2	908.799
1	1	929.613

Dari Tabel 232, kombinasi lag yang memberikan nilai AIC terendah (yaitu, yang paling disukai karena menggambarkan trade-off terbaik antara kecocokan model dan kompleksitas model) untuk transmisi harga dari pedagang besar ke pasar modern adalah lag 1 untuk variabel harga pasar

modern dan lag 5 untuk variabel harga pedagang besar dengan nilai AIC sebesar 869.076. Ini menunjukkan bahwa untuk model dari pedagang besar ke pasar modern, harga di pasar modern periode saat ini dipengaruhi oleh harga di pedagang besar hingga 5 periode sebelumnya dan oleh harga di pasar modern di periode sebelumnya.

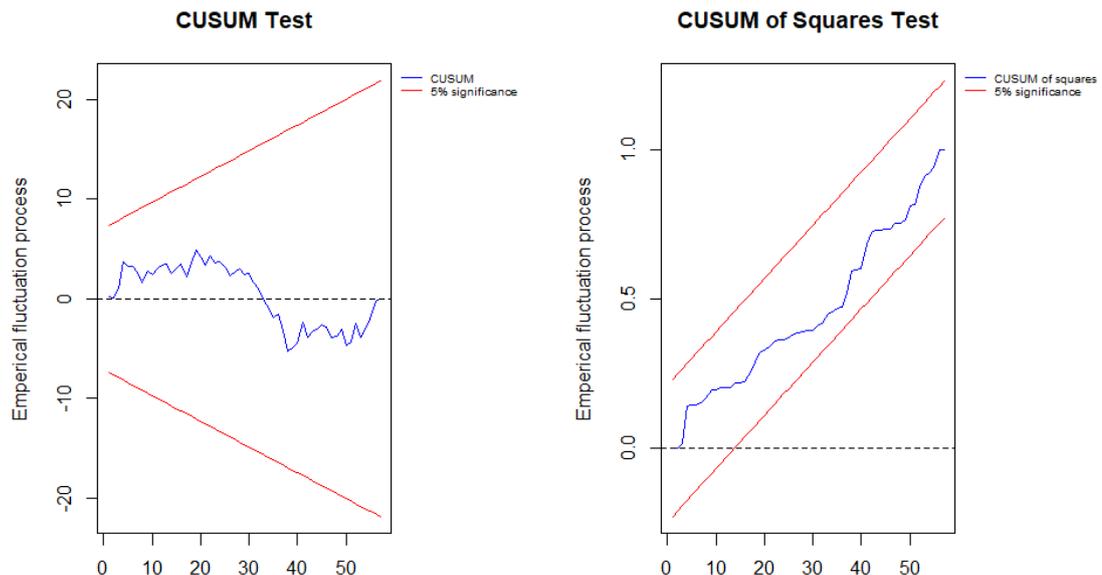
Tabel 247 *Initial lag optimal: pmodern ke pbesar*

pbesar	pmmodern	AIC
1	5	925.783
2	5	926.854
4	5	927.043
3	5	927.748
5	5	928.930
1	4	948.092
2	4	949.987
3	4	951.577
4	4	952.550
1	3	963.389
2	3	965.349
3	3	965.807
1	2	982.174
2	2	984.171
1	1	1003.113

Sebaliknya, dari Tabel 233, lag optimal untuk model dari pasar modern ke pedagang besar adalah lag 1 untuk harga di pasar modern dan lag 5 untuk harga di pedagang besar dengan nilai AIC sebesar 925.783. Ini menunjukkan bahwa harga di pedagang besar periode saat ini dipengaruhi oleh harga di pasar modern hingga 5 periode sebelumnya dan oleh harga di pedagang besar di periode sebelumnya.

Model NARDL yang digunakan untuk mengeksplorasi transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern memberikan hasil yang menunjukkan stabilitas dan konsistensi. Dari analisis CUSUM dan CUSUM of Squares, terlihat bahwa garis-garis biru, yang merepresentasikan stabilitas parameter model sepanjang periode waktu yang diteliti, berada di dalam batas-batas kritis. Ini memberikan bukti bahwa model yang diestimasi stabil, yang berarti bahwa hubungan yang teridentifikasi antara

pedagang besar dan pasar modern, dalam konteks transmisi harga telur, tetap konstan dan tidak mengalami perubahan signifikan sepanjang periode analisis. Stabilitas parameter adalah aspek krusial untuk validitas model, karena ini menjamin bahwa hasil estimasi dan interpretasi yang dihasilkan dari model ini dapat diandalkan dan mewakili karakteristik data yang sebenarnya.



Gambar 87 NARDL telur-stabilitas pedagang besar ke pasar modern

Sebelum melangkah lebih jauh ke dalam interpretasi koefisien dalam konteks model NARDL, penting untuk melakukan pengujian kointegrasi guna menilai apakah variabel-variabel dalam model, khususnya dalam konteks transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern, memiliki hubungan jangka panjang yang stabil. Ini penting karena, jika tidak ada hubungan jangka panjang yang stabil, maka dapat diasumsikan bahwa hubungan yang ada hanya berlaku dalam jangka pendek. Hubungan jangka pendek dapat bersifat tidak stabil dan seringkali dipengaruhi oleh fluktuasi sesaat, sehingga tingkat keandalan dan validitas inferensi yang ditarik dari hubungan tersebut dapat menjadi kurang handal. Oleh karena itu, uji kointegrasi menjadi langkah krusial untuk memastikan bahwa analisis lebih lanjut yang melibatkan interpretasi koefisien model berdasarkan pada premis yang benar dan dapat dipercaya.

Tabel 248 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	5.854	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	5.854	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	5.854	3	7.400	8.51

Menganalisis Tabel 160 untuk uji kointegrasi dalam konteks transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern, nilai F-statistik yang diobservasi adalah 5.854. Membandingkannya dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yaitu antara 4.145 dan 4.95, dapat dilihat bahwa F-statistik yang diobservasi (5.854) lebih besar dari batas atas nilai kritis (4.95). Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol dari tidak adanya kointegrasi dapat ditolak pada taraf signifikansi 10%, menyiratkan bahwa ada hubungan jangka panjang (kointegrasi) yang stabil antara harga telur di pedagang besar dan pasar modern. Dengan kata lain, fluktuasi harga telur di pedagang besar dan pasar modern cenderung bergerak bersama dalam jangka panjang, sehingga perubahan harga di salah satu pasar cenderung akan diikuti oleh perubahan harga di pasar lainnya dalam periode waktu yang lebih panjang.

Tabel 249 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	16730.500	1658.985	10.085	0.000
pmodern_1	0.353	0.063	5.557	0.000
pbesar_pos	0.432	0.038	11.352	0.000
pbesar_neg	0.417	0.042	9.950	0.000
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.415	0.089	4.650	0.000
pbesar_neg_1	0.344	0.104	3.309	0.002

Dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern, fokus utama interpretasi diletakkan pada koefisien jangka panjang, didasari oleh hasil uji kointegrasi yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang yang stabil antar kedua entitas pasar. Pada taraf signifikansi 10 persen, koefisien untuk variabel pbesar_pos_1 sebesar

0.415 menciptakan ekspektasi bahwa peningkatan harga telur di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit pada periode sebelumnya akan berimbang pada peningkatan harga di pasar modern sebanyak 415 rupiah per unit dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Di sisi lain, koefisien untuk variabel *pbesar_neg_1* sebesar 0.344 mengindikasikan bahwa penurunan harga telur di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit pada periode sebelumnya akan meningkatkan harga di pasar modern sebesar 344 rupiah per unit dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Dengan demikian, baik kenaikan maupun penurunan harga telur di pedagang besar pada periode sebelumnya memberikan dampak positif pada harga telur di pasar modern dalam kerangka waktu jangka panjang.

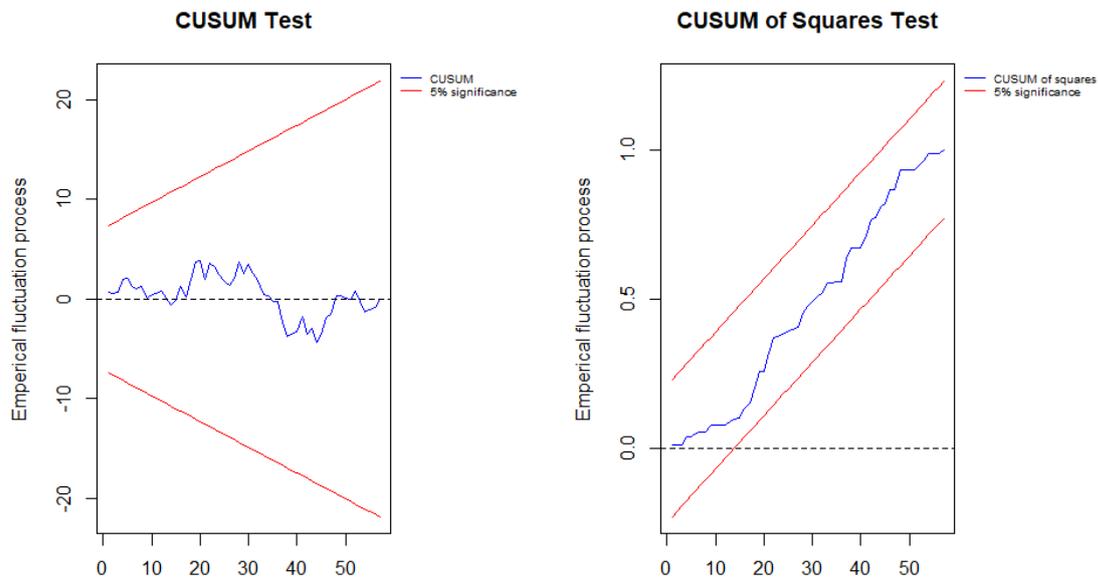
Tabel 250 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	10.791	0.002
Jangka pendek	1.657	0.2047

Analisis asimetris dan simetris dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern mengungkap dinamika yang menarik. Mengacu pada hasil uji asimetris pada taraf signifikansi 10%, terlihat bahwa asimetris jangka panjang menonjol dalam konteks ini dengan nilai F-statistik sebesar 10.791 dan *p-value* sebesar 0.002. Ini mengindikasikan bahwa ada perbedaan signifikan dalam respons harga telur di pasar modern terhadap perubahan harga positif dan negatif di pedagang besar dalam jangka panjang, dengan kata lain, hubungan tersebut bersifat asimetris. Sebaliknya, dalam jangka pendek, dengan F-statistik 1.657 dan *p-value* 0.2047, tidak ada cukup bukti untuk mendukung klaim asimetri dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern. Oleh karena itu, dampak perubahan harga positif dan negatif dari pedagang besar ke pasar modern tampaknya simetris dalam jangka pendek.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga telur dari pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Modern ke Pedagang besar**



Gambar 88 NARDL telur–stabilitas pasar modern ke pedagang besar

Model NARDL untuk transmisi harga telur dari pasar modern ke pedagang besar menunjukkan hasil yang menjanjikan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di antara batas signifikansi. Stabilitas model ini penting karena menandakan bahwa struktur hubungan pasar modern ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan inpretasi model menjadi valid dan diandalkan. Kestabilan ini sangat krusial karena menandakan bahwa hubungan yang diteliti dalam konteks model ini tidak mengalami perubahan yang signifikan sepanjang periode. Sebagai hasilnya, hal ini menjamin bahwa prediksi dan interpretasi yang ditarik dari model ini merupakan refleksi yang akurat dan dapat diandalkan dari realitas yang sedang dianalisis.

Sebelum melanjutkan dengan interpretasi koefisien dalam model NARDL, penting untuk melaksanakan uji kointegrasi guna memastikan

apakah variabel-variabel yang ada saling terkait dalam suatu relasi jangka panjang yang solid. Jika hasil dari uji kointegrasi mengindikasikan tidak adanya keterkaitan jangka panjang yang bermakna di antara variabel-variabel tersebut, maka dapat diasumsikan bahwa keterkaitan hanya berlangsung dalam jangka waktu singkat. Hubungan jangka pendek yang cenderung lebih variatif dan mungkin kurang konsisten bisa mempertanyakan keandalan dari interpretasi dan estimasi yang diberikan oleh model.

Tabel 251 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	2.591	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	2.591	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	2.591	3	7.400	8.51

Untuk transmisi harga telur dari pasar modern ke pedagang besar, uji kointegrasi menyediakan informasi penting mengenai hubungan jangka panjang antara variabel-variabel terkait. Dari Tabel 15, terlihat bahwa nilai F-statistik dari uji kointegrasi adalah 2.591. Ketika dibandingkan dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yaitu antara 4.145 dan 4.95, nilai F-statistik 2.591 secara jelas berada di bawah rentang nilai kritis tersebut. Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol yang menyatakan tidak ada kointegrasi antar variabel tidak dapat ditolak, sehingga disimpulkan tidak ada bukti yang kuat untuk menunjukkan harga jangka panjang yang stabil antara harga telur di pasar modern dan pedagang besar. Oleh karena itu, setiap analisis lebih lanjut atau intepretasi koefisien harus dilakukan dengan hati-hati, mempertimbangkan bahwa perubahan harga di satu sektor mungkin tidak selalu memberikan dampak panjang pada sektor lainnya.

Tabel 252 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	9129.317	2682.962	3.403	0.001
pbesar_1	0.481	0.144	3.354	0.002
pmodern_pos	0.915	0.225	4.074	0.000

pmodern_pos_1	-0.699	0.393	-1.778	0.082
pmodern_pos_2	0.507	0.282	1.797	0.079
pmodern_neg	1.649	0.282	5.847	0.000
pmodern_neg_1	-1.289	0.324	-3.981	0.000
pmodern_neg_3	-0.065	0.316	-0.205	0.838
pmodern_neg_4	0.454	0.315	1.439	0.157
pmodern_neg_5	-0.032	0.224	-0.144	0.886
<hr/>				
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	1.520	0.387	3.932	0.000
pbesar_neg_1	1.442	0.468	3.077	0.004

Dalam proses transmisi harga telur antara pasar modern dan pedagang besar, evaluasi koefisien jangka pendek memberikan wawasan mengenai hubungan jangka pendek antara variabel-variabel tersebut. Dalam konteks ini, variabel seperti pbesar_1 dan pmodern_pos menunjukkan hubungan yang signifikan dengan p-value yang kurang dari 0.10, sementara beberapa variabel lain seperti pmodern_neg_3 dan pmodern_neg_5 tidak menunjukkan signifikansi statistik. Ini memberi gambaran lebih lanjut tentang dinamika hubungan harga telur antara pasar modern dan pedagang besar dalam jangka pendek

Adapun kedua koefisien tersebut menunjukkan hubungan yang positif yang menggambarkan koefisien jangka panjang, untuk variabel pbesar_pos_1 dengan koefisien 1.520 menciptakan ekspektasi bahwa peningkatan harga telur di pasar modern sebesar 1000 rupiah pada periode sebelumnya akan berimbas pada peningkatan harga di pedagang besar sebanyak 1.520 rupiah dalam jangka waktu panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Di sisi lain, koefisien untuk variable pbesar_neg_1 adalah 1.442 rupiah per unit dalam jangka waktu panjang, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Dengan demikian, baik kenaikan maupun penurunan harga telur di pasar modern pada periode sebelumnya memberikan dampak positif pada harga telur di pedagang besar dalam kerangka waktu yang panjang.

Tabel 253 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	0.690	0.411
Jangka pendek	0.043	0.836

Pada uji asimetris untuk transmisi harga telur dari pasar modern ke pedagang besar, ditemukan informasi kunci mengenai dinamika jangka pendek antara variabel-variabel yang diamati. Berdasarkan Tabel 164, F-statistik untuk uji asimetris jangka pendek adalah 0.043 dengan nilai *p-value* sebesar 0.836. Ini menunjukkan bahwa pada taraf signifikansi 1%, tidak ada bukti yang cukup kuat untuk menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa tidak ada asimetri dalam transmisi harga telur dari pasar modern ke pedagang besar dalam jangka pendek. Sementara itu, untuk uji asimetris jangka panjang, dinamika tampaknya lebih stabil dan tidak menunjukkan indikasi asimetri yang signifikan.

Mempertimbangkan hasil uji jangka pendek tersebut, interpretasi koefisien jangka pendek menjadi lebih sederhana. Meskipun ada fluktuasi harga telur antara pasar modern dan pedagang besar, proses penyesuaian harga tidak menunjukkan karakteristik asimetris. Ini berarti, respons harga terhadap perubahan harga di pasar modern, baik itu kenaikan maupun penurunan, cenderung sama dalam jangka pendek. Oleh karena itu, fokus analisis dan interpretasi pada koefisien jangka pendek menjadi esensial untuk memahami dinamika transmisi harga telur dari pedagang modern ke pedagang besar dalam periode singkat.

Secara ringkas, pemodelan ini menegaskan bahwa tidak terjadi hubungan jangka pendek (tidak terkointegrasi) pada transmisi harga telur dari pedagang modern ke pedagang besar dan tidak ditemukan bukti asimetrik baik dalam hubungan jangka panjang dan jangka pendek.

- **Estimasi model NARDL : Pedagang besar ke Pasar Tradisional**

Analisis transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional membutuhkan pemilihan lag yang optimal untuk membangun model yang tepat dan menghindari spesifikasi yang salah. Tabel 18 dan Tabel 19 menyajikan informasi mengenai kriteria Akaike Information Criterion (AIC) untuk berbagai kombinasi lag dalam konteks transmisi harga dari pedagang besar ke pasar tradisional dan sebaliknya.

Tabel 254 *Initial lag optimal: pbesar ke ptradisional*

ptradisional	pbesar	AIC
2	5	774.651
3	5	775.742
1	5	776.935
4	5	777.259
5	5	779.252
2	4	787.259
3	4	787.898
1	4	788.636
4	4	789.730
3	3	801.087
2	3	801.350
1	3	803.587
2	2	815.211
1	2	816.474
1	1	827.744

Dari Tabel 18, kombinasi lag yang memberikan nilai AIC terendah (yaitu yang paling disukai karena menggambarkan *trade-off* terbaik antara kecocokan model dan kompleksitas model) untuk transmisi harga dari **pedagang besar ke pasar tradisional** adalah lag 2 untuk variabel harga pasar tradisional dan lag 5 untuk variabel harga pedagang besar dengan nilai AIC sebesar 774.651. Ini menunjukkan bahwa untuk model dari **pedagang besar ke pasar tradisional**, harga di pasar tradisional periode saat

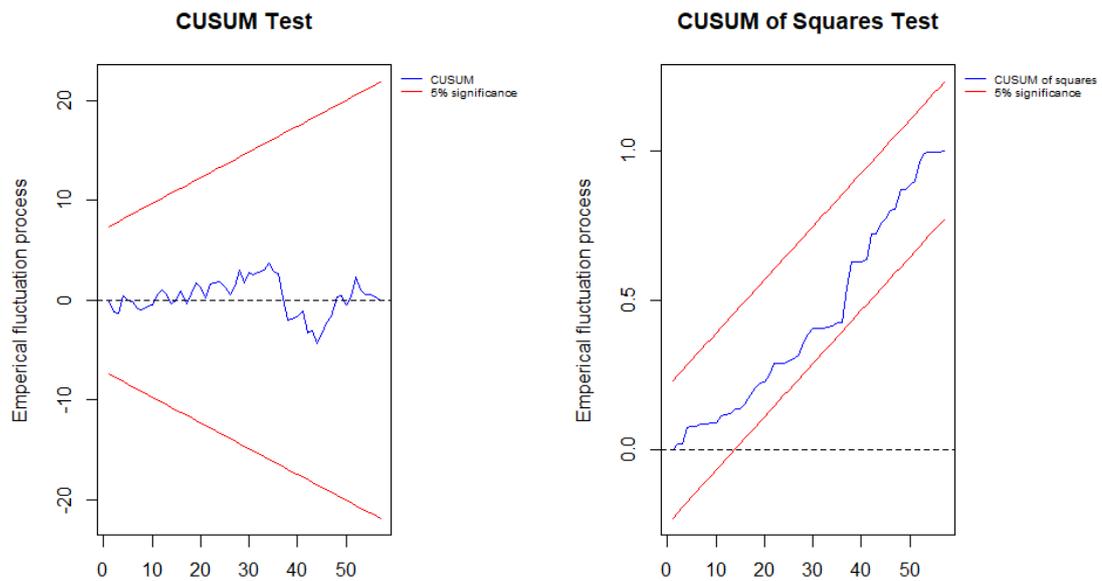
ini dipengaruhi oleh harga di pedagang besar hingga 5 periode sebelumnya dan oleh harga di pasar tradisional di 2 periode sebelumnya.

Tabel 255 *Initial lag optimal: ptradisional ke pbesar*

pbesar	ptradisional	AIC
2	5	782.611
3	5	782.620
4	5	783.519
1	5	783.774
5	5	785.308
3	4	795.282
2	4	795.986
1	4	796.649
4	4	796.653
3	3	807.066
2	3	808.633
1	3	809.901
2	2	822.592
1	2	823.106
1	1	833.858

Sebaliknya, dari Tabel 19, lag optimal untuk model dari pasar tradisional ke pedagang besar adalah lag 2 untuk harga di pasar tradisional dan lag 5 untuk harga di pedagang besar dengan nilai AIC sebesar 782.611. Ini menunjukkan bahwa harga di pedagang besar periode saat ini dipengaruhi oleh harga di pasar tradisional hingga 5 periode sebelumnya dan oleh harga di pedagang besar di 2 periode sebelumnya.

Model NARDL untuk transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan hasil yang mengesankan. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pedagang besar ke pasar tradisional tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.



Gambar 89 NARDL telur–stabilitas pedagang besar ke pasar tradisional

Sebelum melangkah lebih jauh dalam analisis koefisien pada model NARDL, penting untuk melihat hasil uji kointegrasi, khususnya dalam konteks transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional. Dari Tabel yang disajikan, pada taraf signifikansi 10% dengan nilai batas bawah 4.145 dan batas atas 4.95, F-statistik sebesar 5.490 menunjukkan adanya kointegrasi antar variabel yang diteliti menunjukkan hubungan jangka panjang yang signifikan dan stabil antar variabel. Tanpa adanya hubungan jangka panjang yang stabil, hubungan yang ada hanya bersifat sementara atau fluktuatif. Namun, dengan adanya bukti kointegrasi, maka interpretasi lebih lanjut pada koefisien model menjadi relevan dan valid. Ini menegaskan pentingnya uji kointegrasi dalam analisis transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar modern.

Tabel 256 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	5.490	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	5.490	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	5.490	3	7.400	8.51

Menganalisis Tabel 20 untuk uji kointegrasi dalam konteks transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional, nilai F-statistik yang

diobservasi adalah 5.490. Membandingkannya dengan nilai kritis pada taraf signifikansi 10%, yaitu antara 4.145 dan 4.95, dapat dilihat bahwa F-statistik yang diobservasi (5.490) lebih besar dari batas atas nilai kritis (4.95). Hal ini mengindikasikan bahwa hipotesis nol yang menyatakan tidak ada kointegrasi dapat ditolak pada taraf signifikansi 10%, menyiratkan bahwa ada hubungan jangka panjang (kointegrasi) yang stabil antara harga telur di pedagang besar ke pasar tradisional. Dengan kata lain, fluktuasi harga telur di pedagang besar ke pasar tradisional cenderung bergerak bersama dalam jangka panjang, sehingga perubahan harga di salah satu pasar cenderung akan diikuti oleh perubahan harga di pasar lainnya dalam periode waktu yang lebih panjang

Tabel 257 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	9706.238	3075.822	3.156	0.003
ptradisional_1	0.496	0.131	3.787	0.000
ptradisional_2	0.069	0.051	1.339	0.187
pbesar_pos	0.875	0.041	21.416	0.000
pbesar_pos_1	-0.403	0.131	-3.086	0.003
pbesar_pos_2	-0.136	0.086	-1.591	0.119
pbesar_pos_3	0.022	0.037	0.602	0.550
pbesar_neg	0.942	0.038	24.513	0.000
pbesar_neg_1	-0.503	0.130	-3.861	0.000
pbesar_neg_3	-0.123	0.046	-2.639	0.011
pbesar_neg_4	0.012	0.048	0.249	0.805
pbesar_neg_5	0.011	0.039	0.288	0.774
Koefisien jangka panjang				
pbesar_pos_1	0.744	0.061	12.117	0.000
pbesar_neg_1	0.680	0.073	9.352	0.000

Dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional, interpretasi utama diarahkan pada koefisien jangka panjang. Hal ini didasarkan pada pemahaman bahwa terdapat hubungan jangka panjang yang stabil antara kedua entitas pasar. Mengacu pada taraf signifikansi 10 persen, koefisien untuk variabel pbesar_pos_1 sebesar 0.744 menunjukkan bahwa apabila harga telur di pedagang besar meningkat sebesar 1000 rupiah per unit pada periode sebelumnya, diharapkan akan ada kenaikan

harga di pasar tradisional sebesar 744 rupiah per unit dalam jangka panjang, dengan asumsi variabel lainnya tetap. Selanjutnya, koefisien untuk variabel $p_{besar_neg_1}$ sebesar 0.680 menandakan bahwa jika terjadi penurunan harga telur di pedagang besar sebesar 1000 rupiah per unit pada periode sebelumnya, harga di pasar tradisional diharapkan meningkat sebesar 680 rupiah per unit dalam jangka panjang, dengan variabel lainnya dianggap konstan. Oleh karena itu, baik kenaikan maupun penurunan harga telur di pedagang besar pada periode sebelumnya memiliki dampak positif terhadap harga telur di pasar tradisional dalam kerangka waktu jangka panjang.

Tabel 258 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

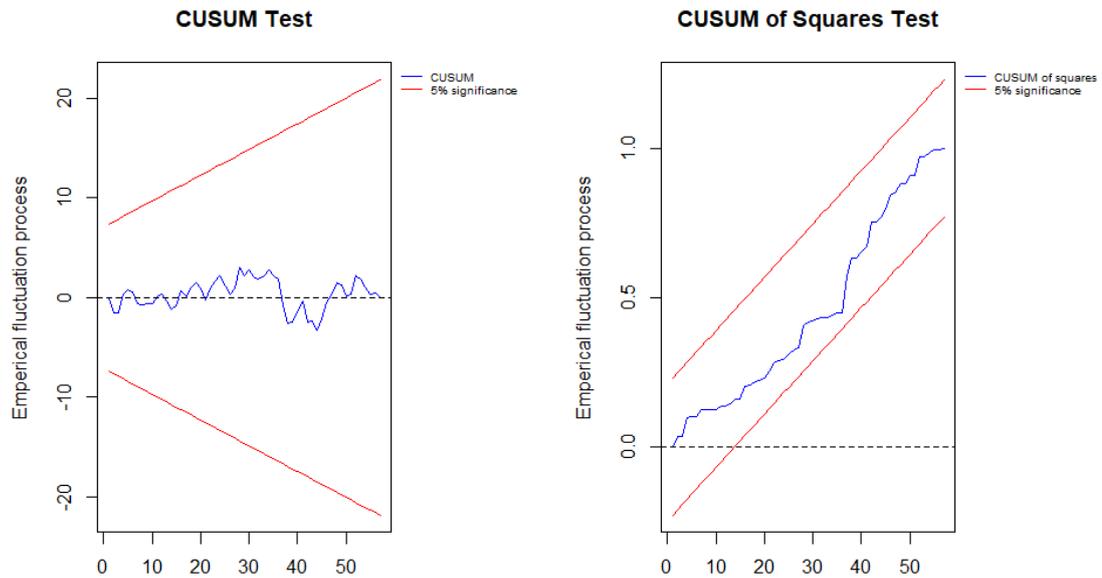
	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	15.338	0.000
Jangka pendek	0.1847	0.669

Analisis asimetris dan simetris dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional menunjukkan pola hubungan yang khas. Mengacu pada Tabel yang menyajikan hasil uji asimetris, pada taraf signifikansi 10%, asimetris jangka panjang sangat jelas dengan nilai F-statistik sebesar 15.338 dan p-value kurang dari 0.001. Ini menandakan adanya perbedaan signifikan dalam respons harga telur di pasar tradisional terhadap perubahan harga positif dan negatif di pedagang besar dalam jangka panjang; dengan kata lain, terdapat hubungan asimetris.

Di sisi lain, untuk jangka pendek, F-statistik yang diperoleh adalah 0.1847 dengan p-value sebesar 0.669. Ini mengindikasikan bahwa pada jangka pendek, tidak ada bukti yang cukup untuk mengatakan adanya asimetri dalam transmisi harga telur dari pedagang besar ke pasar tradisional. Oleh karena itu, dalam kerangka waktu jangka pendek, perubahan harga di pedagang besar, baik positif maupun negatif, tampaknya memiliki efek yang simetris terhadap harga di pasar tradisional.

Secara ringkas, pada pemodelan ini menegaskan bahwa terjadi hubungan jangka panjang pada transmisi harga telur dari pedagang besar dan hubungan jangka panjang tersebut bersifat asimetris.

- **Estimasi model NARDL : Pasar Tradisional ke Pedagang besar**



Gambar 90 NARDL telur –stabilitas pasar tradisional ke pedagang besar

Model NARDL untuk transmisi harga telur dari pasar tradisional ke pedagang besar menunjukkan hasil yang terpercaya. Berdasarkan plot CUSUM dan CUSUM of Squares, garis-garis berwarna biru berada di dalam batas signifikansi, yang menunjukkan bahwa model ini stabil sepanjang periode analisis. Stabilitas model ini penting karena menunjukkan bahwa struktur hubungan antara pasar tradisional ke pedagang besar tetap konsisten seiring berjalannya waktu, sehingga membuat estimasi dan interpretasi model menjadi valid dan dapat diandalkan.

Sebelum melangkah lebih jauh dalam menginterpretasikan koefisien pada model NARDL, menjalankan uji kointegrasi merupakan langkah vital untuk mengevaluasi apakah variabel-variabel dalam model terjalin dalam suatu hubungan jangka panjang yang kokoh. Apabila uji kointegrasi menunjukkan bahwa tidak ada hubungan jangka panjang yang signifikan antar variabel, maka dapat disimpulkan bahwa hubungan yang ada hanya berlaku pada jangka pendek. Sifat hubungan jangka pendek yang mungkin lebih fluktuatif dan kurang stabil dapat menimbulkan keraguan mengenai reliabilitas interpretasi dan prediksi yang dihasilkan dari model tersebut.

Tabel 259 Uji kointegrasi

<i>Critical value</i>	<i>observation</i>	<i>k</i>	<i>fstat</i>	<i>case</i>	<i>lower.b</i>	<i>upper.b</i>
10% critical value	57	1	3.499	3	4.145	4.95
5% critical value	57	1	3.499	3	5.125	6.00
1% critical value	57	1	3.499	3	7.400	8.51

Dengan merujuk pada Tabel 24 untuk uji kointegrasi dan mempertimbangkan taraf signifikansi sebesar 10%, ditemukan bahwa terdapat potensi hubungan kointegrasi atau hubungan jangka panjang antara variabel yang diteliti. Namun, nilai F-statistik sebesar 3.499, yang berada di bawah batas atas kritis sebesar 4.95, menunjukkan bahwa belum ada bukti kuat adanya hubungan yang signifikan antara kedua entitas tersebut dalam jangka panjang. Meskipun demikian, penting untuk mempertimbangkan faktor-faktor lain yang mungkin mempengaruhi hasil ini serta perlunya analisis lebih lanjut untuk memahami dinamika hubungan antara kedua entitas.

Tabel 260 Koefisien jangka pendek dan jangka panjang

Koefisien jangka pendek				
<i>term</i>	<i>estimate</i>	<i>std.error</i>	<i>statistic</i>	<i>p-value</i>
(Intercept)	9091.218	2618.659	3.472	0.001
pbesar_1	0.601	0.137	4.394	0.000
pbesar_2	-0.062	0.056	-1.101	0.277
ptradisional_pos	1.081	0.050	21.579	0.000
ptradisional_pos_1	-0.644	0.160	-4.032	0.000
ptradisional_pos_2	0.123	0.106	1.159	0.253
ptradisional_pos_3	0.004	0.064	0.058	0.954
ptradisional_pos_4	-0.015	0.041	-0.358	0.722
ptradisional_neg	1.054	0.045	23.443	0.000
ptradisional_neg_1	-0.614	0.151	-4.055	0.000
ptradisional_neg_3	0.112	0.060	1.859	0.070
ptradisional_neg_4	0.010	0.058	0.169	0.866
ptradisional_neg_5	0.009	0.047	0.202	0.841
Koefisien jangka panjang				
ptradisional_pos_1	1.348	0.152	8.894	0.000
ptradisional_neg_1	1.453	0.190	7.647	0.000

Mengacu pada Tabel 23 yang menyajikan koefisien jangka pendek, terdapat beberapa observasi penting. Dari koefisien pbesar_1 yang bernilai 0.601 dengan p-value sebesar 0.000, ini mengindikasikan bahwa kenaikan

sebesar satu unit pada variabel pbesar pada periode sebelumnya akan meningkatkan variabel respon sebesar 0.601 unit di periode saat ini, dengan asumsi variabel lain tetap. Koefisien ptradisional_pos memiliki estimasi sebesar 1.081 dengan signifikansi statistik yang tinggi (p-value = 0.000). Ini berarti kenaikan satu unit pada variabel ptradisional_pos akan meningkatkan variabel respon sebesar 1.081 unit. Sementara itu, koefisien ptradisional_neg sebesar 1.054 (p-value = 0.000) menunjukkan dampak yang signifikan dan positif dari variabel tersebut terhadap variabel respon. Namun, beberapa koefisien lain seperti ptradisional_pos_3, ptradisional_pos_4, dan ptradisional_neg_4 memiliki p-value yang tinggi, mengindikasikan bahwa mereka mungkin tidak memberikan kontribusi signifikan dalam menjelaskan variasi variabel respon di periode saat ini.

Fokus pada koefisien jangka pendek ini memberikan gambaran tentang bagaimana variabel-variabel independen mempengaruhi variabel respon dalam jangka pendek. Ini adalah informasi yang penting untuk memahami dinamika perubahan harga telur pada pasar tradisional dan pedagang besar dari periode ke periode.

Tabel 261 Uji Asimetris jangka panjang dan pendek

	Fstat	<i>p-value</i>
Jangka panjang	10.323	0.002
Jangka pendek	This model is similar to Short-run symmetric restriction (SRSR). Thus, no need for short-run asymmetric test. See nardl_uecm_sym() for more details.	

Dalam transmisi harga telur dari produsen ke pedagang besar, uji asimetris jangka panjang, yang diilustrasikan dalam Tabel 25, memberikan bukti tentang adanya asimetri. F statistik sebesar 10.323 dengan p-value 0.002, menunjukkan keberadaan asimetri signifikan pada taraf 1%. Ini mengindikasikan bahwa dampak kenaikan dan penurunan harga telur pada level produsen terhadap harga di pedagang besar berbeda dalam konteks jangka panjang. Untuk efek jangka pendek, terdapat catatan yang diberikan perangkat lunak bahwa model jangka pendek bersifat simetris.

Artinya respon perubahan harga akibat kenaikan dan penurunan tidak begitu berbebeda. Sebagai catatan, uji asitmentris jangka pendek merupakan akumulasi dari pengaruh seluruh variabel jangka pendek.

Secara ringkas, pemodelan ini menunjukkan tidak terjadi hubungan jangka panjang (kointegrasi) pada transmisi harga telur dari pasar tradisional dan pedagang besar. Meskipun demikian, tidak ada asimetri yang signifikan pada hubungan jangka panjang dan jangka pendek dalam transmisi harga tersebut.

L. Catatan Khusus

Uji kointegrasi NARDL menggunakan pendekatan *Bound Test*, di mana pengujian statistik F dilakukan dengan mempertimbangkan batas bawah (*lower*) dan batas atas (*upper*) kritis. Pada model transmisi antar jenis pasar beberapa komoditas, dengan tingkat signifikansi 10%, nilai statistik F yang diperoleh terletak di antara batas bawah dan batas atas, sehingga menyebabkan ambiguitas dalam penentuan adanya kointegrasi antar variabel. Dengan kata lain, pada taraf 10%, kita tidak dapat mengambil keputusan yang tegas mengenai hipotesis nol mengenai tidak adanya kointegrasi. Oleh karena itu, demi menghindari ambiguitas dan untuk mendapatkan inferensi yang lebih pasti mengenai hubungan jangka panjang antar variabel, penelitian ini memilih untuk menerapkan tingkat signifikansi yang lebih ketat, yaitu 5%, dalam pengujian kointegrasi untuk model transmisi antar jenis pasar beberapa komoditas. Penerapan tingkat signifikansi yang berbeda ini secara subjektif tidak masalah demi tidak kehilangan informasi serta juga keputusan ini lebih kuat karena tingkat signifikansi 5% tentu lebih ketat dibandingkan 10% sehingga dapat meminimalkan kesalahan interpretasi dan menghasilkan kesimpulan yang lebih kuat.

Selain itu, terdapat catatan untuk hasil-hasil model transmisi yang sudah dijelaskan. Catatan khusus ini berupa model yang tidak stabil dan koefisien jangka panjang modee terkointegrasi yang tidak signifikan. Jika terdapat dua masalah ini pada model, maka hasil dari penelitian tidak

begitu valid sehingga perlu dipertimbangkan ulang pada tahap implementasi. Catatan pada beberapa komoditas diringkas sebagai berikut.

Ayam

- Transmisi harga dari pedagang besar (PB) ke produsen tidak stabil.
- Transmisi harga dari pasar modern ke pedagang besar memiliki koefisien jangka panjang (JP) yang tidak signifikan.

Bawang Putih

- Transmisi harga dari produsen ke PB tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke pasar modern tidak stabil.
- Transmisi harga dari pasar modern ke PB tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke pasar tradisional tidak stabil.
- Transmisi harga dari pasar tradisional ke PB tidak stabil.

Beras

- Transmisi harga dari pasar modern ke PB memiliki koefisien JP yang tidak signifikan

Cabai Rawit

- Transmisi harga dari pasar modern ke PB memiliki koefisien JP yang tidak signifikan.

Sapi

- Transmisi harga dari produsen ke PB tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke Produsen memiliki koefisien JP yang tidak signifikan.
- Transmisi harga dari PB ke pasar modern tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke pasar tradisional tidak stabil.

- Transmisi harga dari pasar tradisional ke PB tidak stabil.

Gula

- Transmisi harga dari produsen ke PB tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke pasar modern tidak stabil.
- Transmisi harga dari pasar modern ke PB tidak stabil.
- Transmisi harga dari PB ke pasar tradisional tidak stabil.
- Transmisi harga dari pasar tradisional ke PB tidak stabil.

Minyak Goreng

- Transmisi harga dari pasar tradisional ke PB tidak stabil.

Telur

- Koefisien JP dari PB ke produsen tidak signifikan.

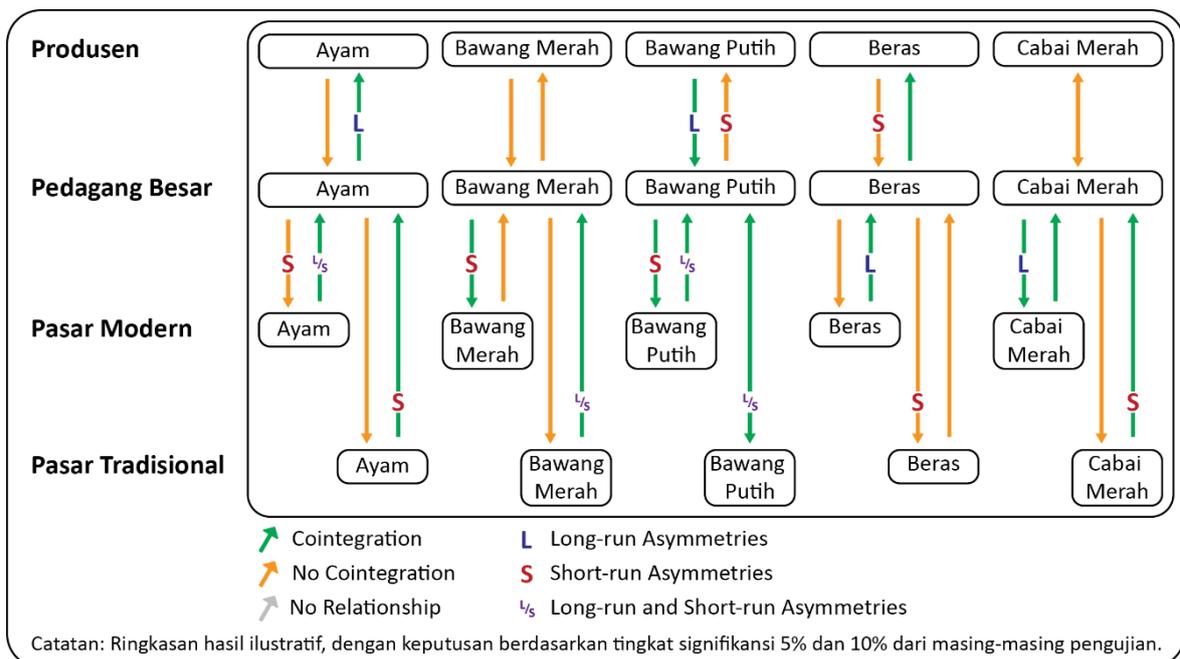
BAB V. KESIMPULAN DAN SARAN

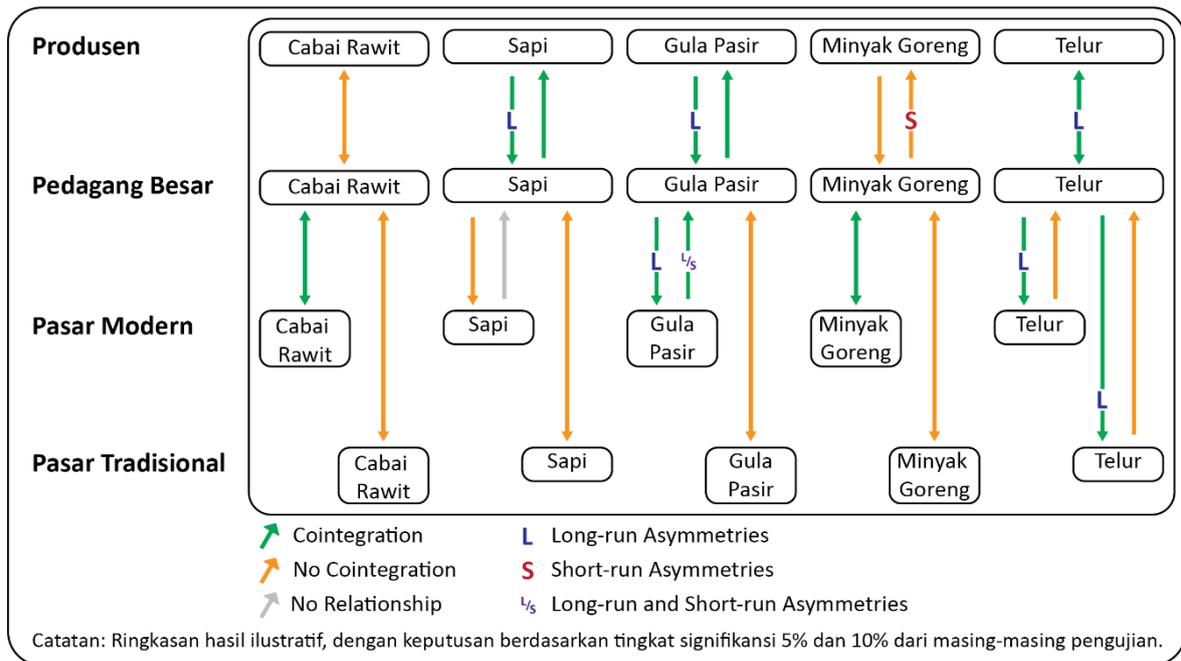
5.1. Kesimpulan

Informasi tentang transmisi harga komoditas antar berbagai tingkatan dan jenis pasar memiliki nilai yang sangat penting bagi Komisi Pengawas Persaingan Usaha dalam menjaga stabilitas harga di pasar. Melalui analisis ini, diharapkan dapat menentukan arah dan menilai entitas mana yang bertindak sebagai penyebab atau penerima fluktuasi harga. Penelitian ini menggunakan data harga bulanan dari 10 komoditas yang tersedia di PIHPS, yaitu ayam, bawang merah, bawang putih, beras, cabai merah, cabai rawit, daging sapi, gula pasir, minyak goreng, dan telur. Proses penelitian diawali dengan tahap eksploratif, mengumpulkan informasi umum mengenai pola distribusi setiap komoditas di Indonesia, kemudian mengeksplorasi perkembangan harga dan kausalitasnya, dan ditutup dengan analisis hubungan *non*-linier menggunakan pendekatan NARDL.

Analisis NARDL merupakan suatu bentuk analisis statistik yang kompleks. Namun, kompleksitas suatu analisis tidak secara otomatis menciptakan akurasi hasil, karena dalam beberapa kasus, data mungkin bisa dijelaskan dengan cara yang lebih sederhana. Oleh karena itu, penelitian ini diawali dengan eksplorasi terkait perkembangan harga dan kausalitasnya. Eksplorasi ini dapat dijadikan panduan awal dari perspektif hubungan data yang bersifat simetris. Kemudian, ketika data menunjukkan kompleksitas, analisis NARDL dilakukan untuk mengekstrak informasi dari kompleksitas tersebut. Dari hasil eksplorasi, terlihat informasi penting yaitu harga di pasar tradisional dan pedagang besar yang hampir selalu bergerak bersama dengan nilai harga yang sangat mirip di semua komoditas. Dengan pendekatan sederhana atau 'naif, kita dapat mempertimbangkan bahwa harga di pedagang besar dan pasar tradisional akan bergerak bersama saat terjadi perubahan harga. Meski demikian, hasil ini masih memerlukan pengujian lebih lanjut, baik secara teoritis, empiris, maupun berdasarkan pengalaman dari otoritas yang berwenang.

Kondisi ini disebabkan oleh hasil uji selanjutnya, yaitu uji kausalitas *Granger*, yang menunjukkan hanya transmisi antara pedagang besar dan modern yang memiliki hubungan yang signifikan. Oleh karena itu, dari perspektif statistik, ada indikasi *spurious regression* (hubungan palsu atau semu) dalam hubungan antara pedagang besar dan pasar tradisional. Namun, dengan mempertimbangkan eratnya hubungan dalam secara praktik, pengambilan keputusan oleh otoritas terhadap transmisi antara pedagang besar dan pasar tradisional dapat, secara naif, cukup sederhana, yaitu bahwa harganya bergerak bersama. Untuk mendukung hasil eksplorasi ini, analisis NARDL mengungkap transmisi harga dengan lebih mendalam melalui berbagai aspek, seperti adanya hubungan jangka pendek dan jangka panjang, serta hubungan yang bersifat asimetris. Detailnya dapat ditemukan pada sub-bab 4.3, dan hasilnya diringkas pada gambar di bawah ini.





Gambar 91 Ringkasan ilustratif hasil analisis NARDL

Gambar di atas menyajikan ringkasan hasil analisis NARDL, yang dapat dijadikan acuan dalam pengambilan keputusan berikutnya. Catatan khusus mengenai analisis ini dapat ditemukan pada subbab 4.3.L., yang mencakup pembahasan mengenai beberapa model yang menghadapi masalah dan oleh karena itu menjadi pengecualian dalam penerapan ringkasan di atas. Selanjutnya, untuk memperoleh informasi yang lebih valid, peneliti menyarankan pembaca untuk lebih fokus pada hubungan jangka panjang. Hubungan jangka panjang dapat diartikan sebagai hubungan yang stabil, sedangkan hubungan jangka pendek dianggap kurang stabil karena dapat terus berubah.

Dalam hubungan antara produsen dan pedagang besar, beberapa produk menunjukkan kointegrasi, termasuk ayam, bawang putih, beras, sapi, gula pasir, dan telur, menandakan adanya hubungan jangka panjang antara harga produsen dan pedagang besar untuk produk-produk tersebut. Komoditas sapi dan gula pasir memiliki transmisi harga jangka panjang yang bersifat asimetris dari produsen ke pedagang besar, sedangkan ayam menunjukkan kecenderungan yang sebaliknya. Telur menunjukkan asimetri pada kedua arah transmisi.

Selanjutnya, transmisi harga antara pedagang besar dan pasar modern menunjukkan lebih banyak kointegrasi dibandingkan dengan hubungan lainnya. Produk seperti bawang merah, cabai merah, cabai rawit, gula pasir, minyak goreng, dan telur menunjukkan hubungan jangka panjang antara harga pada tingkat pedagang besar dan pasar modern, mengindikasikan stabilitas dalam transmisi harga antara kedua level pasar ini dalam jangka panjang. Komoditas cabai merah, gula pasir, dan telur memiliki transmisi harga jangka panjang yang bersifat asimetris dari pedagang besar ke pasar modern, sedangkan komoditas ayam dan beras menunjukkan pola yang berlawanan.

Di sisi lain, hubungan antara pedagang besar dan pasar tradisional menunjukkan jumlah kointegrasi yang lebih rendah, dengan hanya produk ayam, bawang merah, bawang putih, cabai merah, dan telur. Komoditas bawang merah menunjukkan transmisi harga jangka panjang yang bersifat asimetris dari pasar modern ke pedagang besar, sedangkan komoditas bawang putih menunjukkan asimetri pada kedua arah transmisi.

Transmisi harga antara pedagang besar dan pasar modern menunjukkan kointegrasi terbanyak, menandakan adanya hubungan jangka panjang yang lebih stabil antara kedua level pasar ini untuk sejumlah komoditas. Hubungan asimetri transmisi harga menunjukkan bahwa untuk beberapa komoditas, dampak dari perubahan harga, baik kenaikan atau penurunan, cenderung berbeda, yang mungkin dipengaruhi oleh berbagai faktor, sehingga memerlukan kehati-hatian dalam proses pengambilan keputusan.

Terakhir, terdapat beberapa komoditas yang tampak cukup kuat dari sisi permintaan, di mana perubahan di tingkat pasar yang lebih rendah dapat memengaruhi perubahan harga di tingkat yang lebih tinggi, misalnya pada komoditas ayam dan beras. Di sisi lain, ada beberapa komoditas yang kuat dari sisi penawaran, di mana perubahan di tingkat pasar yang lebih tinggi dapat memengaruhi perubahan harga di tingkat yang lebih rendah, seperti pada komoditas bawang putih dan telur.

5.2. Saran

- 1 Dalam analisis *time series*, ketersediaan data menjadi poin penting utama yang menentukan kualitas hasil analisis. Dalam kajian ini, serangkaian data tidak cukup panjang berdasarkan "*rule of thumb*" untuk data *time series*, sehingga peningkatan kualitas hasil di masa depan mungkin bisa dicapai dengan cara re-estimasi menggunakan data yang lebih panjang.
- 2 Analisis lebih lanjut dapat menggunakan analisis *spillover*, misalnya untuk data *time series*, analisis *spillover* dan *connectedness* Diebold Yilmaz (2012) untuk tiap komoditas. Kelebihan analisis ini terletak pada kemampuannya untuk mengkaji interkoneksi antar pasar secara keseluruhan. Kombinasi hubungan pada empat tingkat pasar dapat terdeteksi dengan menggunakan analisis ini.
- 3 Pada level implementasi dan kebijakan, penting untuk memperhatikan catatan khusus dari hasil penelitian ini, juga dikaitkan dengan pengalaman otoritas pada level praktik pasar.

DAFTAR PUSTAKA

- Alma, Buchari. (2014). *Manajemen Pemasaran dan Pemasaran Jasa*. Bandung: CV Alfabeta.
- Barrett, C. B., & Li, J. R. (2002). Distinguishing between equilibrium and integration in spatial price analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, 84(2), 292-307.
- Baulch, B. (1997). Transfer costs, spatial arbitrage, and testing for food market integration. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(2), 477-487.
- Ben Abdallah, M., Fekete Farkas, M., & Lakner, Z. (2020). Analysis of Dairy Product Price Transmission in Hungary: A Nonlinear ARDL Model. *Agriculture*, 10(6), 217.
- BPS. (2019). *Distribusi Perdagangan Komoditas Daging Ayam Ras Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Beras di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Bawang Merah di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Daging Sapi di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Cabai Merah di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Minyak Goreng di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Telur di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.

- BPS. (2022). *Distribusi Perdagangan Komoditas Gula Pasir di Indonesia*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Buletin Asosiasi Gula Indonesia (AGI) dan Ikatan Ahli Gula Indonesia (IKAGI). (2020). Edisi 5 Desember.
- Conforti, P. (2004). Price transmission in selected agricultural markets. *FAO Commodity and Trade Policy Research Working Paper*, 7.
- Fackler, P. L., & Goodwin, B. K. (2001). Spatial price analysis. *Handbook of agricultural economics*, 1, 971-1024.
- Hillen, J. (2021). Vertical price transmission in Swiss dairy and cheese value chains. *Agricultural and Food Economics*, 9(13).
- Kotler, Philip. (2010). *Manajemen Pemasaran*. Edisi 13 Bahasa Indonesia. Jilid 1. Jakarta: Erlangga.
- Kleanthis Natsiopoulos and Nickolaos Tzeremes. (2023). ARDL: ARDL, ECM and Bounds-Test for Cointegration. R package version 0.2.2.
- Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric price transmission: a survey. *Journal of Agricultural Economics*, 55(3), 581-611.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Rapsomanikis, G., Hallam, D., & Conforti, P. (2003). Market integration and price transmission in selected food and cash crop markets of developing countries: review and applications. In *Agricultural commodity markets and trade* (pp. 187-217). Edward Elgar Publishing.
- Rezitis, A. N. (2019). Investigating price transmission in the Finnish dairy sector: An asymmetric NARDL approach. *Empirical Economics*, 57, 861–900.