Jurnal Bisnis dan Kajian Strategi Manajemen
Volume 10 Nomor 2, Oktober 2026
ISSN : 2614-2147 (Printed), 2657-1544 (Online)

Persaingan dan Divergensi Harga Teh Dunia: Bukti dari Pasar Lelang Colombo, Kolkata, dan Mombasa, 1960–2025

Syahril[a] | Muzakir[b] | Irmayani[c] | Saiful Badli[d] | Zulbaidi[e]

[a,b,d,e] *Fakultas Ekonomi dan Bisnis , Universitas Teuku Umar, Indonesia*
[c] *Fakultas Teknik , Universitas Teuku Umar, Indonesia*

[*]Corresponding author: Syahril@utu.ac.id

ABSTRACT

This study examines price competition among the three leading black tea auction markets Colombo, Kolkata, and Mombasa using annual prices for 1960–2025. It tests long-run price co-movement, the structural divergence of the Colombo price premium, asynchronous structural breaks, and short-run shock transmission through unit-root tests, Johansen and Engle–Granger cointegration, an error-correction model, multiple-break detection, and generalized forecast-error variance decomposition. Long-run price equality holds only for Kolkata and Mombasa (elasticity 0.88; adjustment half-life of about one year), whereas Colombo has decoupled: its price relative to Kolkata rose from about 0.73 in 1960–1979 to 1.38 in 2013–2025, and relative to Mombasa from 0.78 to 1.52. Structural breaks occur around 1980 and 2005 for Colombo but around 1975 and 2010 for Kolkata and Mombasa. Return correlations fell from 0.66–0.74 before 1990 to 0.12–0.52 afterwards, while spillovers are roughly symmetric (total connectedness 38%), with no single price leader. The world tea market has therefore evolved from one integrated price system toward a segmented and differentiated structure, which matters for exporters such as Indonesia.

Keywords: *auction markets, cointegration, price divergence, structural breaks, tea prices*

ABSTRAK

Penelitian ini menganalisis persaingan harga di tiga pasar lelang teh hitam utama dunia Colombo, Kolkata, dan Mombasa menggunakan harga tahunan 1960–2025. Penelitian menguji ko-gerakan harga jangka panjang, divergensi premi harga Colombo, patahan struktural yang tidak serempak, dan transmisi guncangan jangka pendek melalui uji akar unit, ko-integrasi Johansen dan Engle–Granger, model koreksi kesalahan, deteksi patahan ganda, serta dekomposisi ragam galat prakiraan umum. Kesetaraan harga jangka panjang hanya berlaku untuk Kolkata dan Mombasa (elastisitas 0,88; waktu paruh penyesuaian sekitar satu tahun), sedangkan Colombo memisahkan diri: harganya terhadap Kolkata naik dari sekitar 0,73 pada 1960–1979 menjadi 1,38 pada 2013–2025, dan terhadap Mombasa dari 0,78 menjadi 1,52. Patahan struktural terjadi sekitar 1980 dan 2005 di Colombo, tetapi sekitar 1975 dan 2010 di Kolkata dan Mombasa. Korelasi imbal hasil turun dari 0,66–0,74 sebelum 1990 menjadi 0,12–0,52 sesudahnya, sementara limpahan guncangan relatif simetris (keterhubungan total 38%) tanpa pemimpin harga tunggal. Pasar teh dunia dengan demikian bergerak dari satu sistem harga terpadu menuju struktur yang tersegmentasi dan terdiferensiasi, yang penting bagi eksportir seperti Indonesia.

Kata kunci: *divergensi harga, harga teh, ko-integrasi, pasar lelang, patahan struktural*

Citation:
Syahril, S., Muzakir, M., Irmayani, I., Badli, S., & Zulbaidi, Z. (2026). Persaingan dan divergensi harga teh dunia: Bukti dari pasar lelang Colombo, Kolkata, dan Mombasa, 1960–2025. *Jurnal Bisnis dan Kajian Strategi Manajemen*, *10(2), xx–xx.*

PENDAHULUAN

Teh (*Camellia sinensis*) merupakan salah satu komoditas perkebunan yang paling luas diperdagangkan, dan harga lelangnya menjadi acuan pendapatan bagi petani kecil dan pekerja kebun di negara produsen. Tiga pusat Lelang Colombo (Sri Lanka), Kolkata (India), dan Mombasa (Kenya) menjadi rujukan harga teh hitam internasional karena sifat lelangnya yang meningkatkan transparansi harga (Rembeza & Radlińska, 2020). Ketiganya menjual produk yang sebagian bersifat substitusi kepada kelompok pembeli yang tumpang-tindih, sehingga pergerakan harga di satu pasar semestinya terhubung dengan pasar lain. Keterhubungan itu tidak otomatis bertahan sepanjang waktu: perbedaan mutu, struktur pembeli, rezim kurs, dan kebijakan nasional dapat memisahkan jalur harga ketiganya.

Dalam beberapa tahun terakhir sektor teh menghadapi rangkaian guncangan yang tidak seragam antarnegara. Kajian sistematis menunjukkan bahwa perubahan iklim memengaruhi hasil, mutu, dan kesesuaian lahan untuk teh (Jayasinghe & Kumar, 2021), dan simulasi berbasis proses memproyeksikan penurunan hasil di Kenya, Indonesia, dan Sri Lanka, sementara pasokan air yang memadai dapat meningkatkan hasil (Beringer et al., 2020). Di Sri Lanka, kebijakan pelarangan glifosat pada 2015–2018 dinilai keliru dan menimbulkan kerugian ekonomi yang besar pada industri teh (Rathnayake et al., 2023), sedangkan pelarangan pupuk kimia pada April 2021, yang dicabut pada November 2021, berkaitan dengan penurunan produksi teh sekitar 18% (Drechsel et al., 2025). Pada saat yang sama negara itu memasuki krisis devisa dan gagal bayar utang luar negeri pada April 2022 (Cooray & Rankaduwa, 2022; Wignaraja, 2024). Telaah terbaru menempatkan akar krisis itu pada kelemahan struktural dan tata kelola domestik yang dipercepat oleh pandemi COVID-19 (Dryden & Volz, 2026).

Di luar sektor teh, literatur komoditas pertanian menunjukkan bahwa guncangan global memperkuat keterkaitan antarpasar. Just dan Echaust (2022) mendokumentasikan integrasi yang lebih erat antarkomoditas pertanian sejak pemulihan pascapandemi hingga perang Rusia–Ukraina, Hung (2021) menganalisis limpahan antara harga minyak mentah dan komoditas pertanian selama pandemi, sementara Fang dan Shao (2022) serta Beckman dan Countryman (2021) menelaah dampak konflik dan pandemi terhadap risiko volatilitas komoditas dan perekonomian pertanian. Transmisi volatilitas juga dapat bersifat asimetris, sebagaimana ditunjukkan pada pasar biofuel, jagung, dan minyak (Saghaian et al., 2018). Dalam horizon yang lebih panjang, harga komoditas mengalami patahan struktural, dan pada fase naik atau turun harga dapat lama tidak kembali ke tren jangka panjangnya (Awaworyi Churchill et al., 2022).

Studi yang secara khusus membandingkan ketiga pasar lelang teh utama masih sedikit. Rembeza dan Radlińska (2020) menunjukkan melalui model ARDL bahwa Colombo berperan sebagai pasar pemimpin dalam jangka panjang, sedangkan informasi harga pasar lain terutama relevan bagi Kolkata dalam jangka pendek. Kajian ekonometrika teh lainnya umumnya berfokus pada kinerja ekspor satu negara, misalnya Sri Lanka (De Silva, 2022; Siriwardena, 2025) atau daya saing ekspor Indonesia (Nursodik et al., 2021). Penelitian terdahulu pada umumnya telah menelaah keterkaitan harga jangka pendek atau determinan ekspor per negara, namun sepengetahuan penulis, bukti mengenai evolusi persaingan harga dalam enam dekade—apakah ketiga pasar menyatu, terpisah, atau berganti rezim—yang mempertimbangkan ko-integrasi, premi harga, patahan struktural, dan transmisi guncangan secara bersamaan masih terbatas. Dengan demikian, tujuan penelitian ini adalah menguji apakah harga teh di Colombo, Kolkata, dan Mombasa masih terintegrasi dalam jangka panjang, apakah posisi relatif Colombo berubah secara struktural, kapan patahan harga terjadi di tiap pasar, dan bagaimana guncangan jangka pendek ditransmisikan antarpasar selama 1960–2025.

Pertanyaan ini relevan bagi Indonesia. Nursodik et al. (2021) melaporkan bahwa volume dan nilai ekspor teh Indonesia terus menurun dan bahwa daya saing komparatifnya masih di bawah India, Kenya, Sri

Lanka, dan Vietnam. Produsen yang berada pada posisi seperti ini umumnya menjadi penerima harga, sehingga mereka perlu mengetahui pasar lelang mana yang layak dijadikan patokan, apakah harga acuan bergerak serempak, dan apakah ada pasar yang mempertahankan premi melalui diferensiasi. Tanpa pemahaman tersebut, keputusan investasi, kontrak penjualan, dan kebijakan hilirisasi berisiko bertumpu pada patokan harga yang keliru.

Kontribusi penelitian ini ada tiga. Pertama, secara empiris, penelitian ini menyajikan dokumentasi enam dekade tentang segmentasi pasar teh dunia, yaitu blok Kolkata–Mombasa yang terkointegrasi dan Colombo yang memisahkan diri dengan premi yang terus naik. Kedua, secara metodologis, kesimpulan tentang kepemimpinan harga diuji kekokohannya terhadap urutan variabel, sehingga tidak bergantung pada satu spesifikasi. Ketiga, secara kebijakan, hasilnya memberi acuan bagi produsen kecil seperti Indonesia dalam memilih patokan harga dan strategi diferensiasi. Naskah ini disusun sebagai berikut: bagian berikutnya membahas kerangka teoritis dan hipotesis, metode penelitian, hasil dan pembahasan, serta kesimpulan, keterbatasan, dan saran.

KERANGKA TEORITIS DAN PENGEMBANGAN HIPOTESIS

Integrasi pasar spasial dan hukum satu harga

Dalam teori integrasi pasar spasial, produk yang diperdagangkan antarlokasi akan memiliki selisih harga paling besar sebesar biaya transfer; selisih yang melampaui biaya itu mendorong arbitrase sehingga harga bergerak bersama dalam jangka panjang. Secara empiris, dalil ini diuji sebagai ko-integrasi antarpasar, dan kecepatan pemulihan selisih (koreksi kesalahan) menandai efisiensi arbitrase. Untuk teh lelang, dalil tersebut bersyarat. Teh bukan komoditas homogen sempurna karena jenis olahan, kelas mutu, dan asal daun berbeda antarpasar, dan pembeli cenderung mengelompok pada pasar tujuan yang berbeda. Rembeza dan Radlińska (2020) mencatat bahwa harga rata-rata yang dibandingkan tidak memisahkan kelas mutu, dan bahwa Colombo memiliki paling banyak ciri pembentuk harga sedangkan Kolkata lebih menyerupai penerima harga. Struktur semacam ini membuat integrasi penuh tiga pasar sulit dijamin, dan hubungan jangka panjang mungkin hanya terbentuk pada pasangan pasar tertentu.

Persaingan harga dan diferensiasi pasar

Persaingan antarpasar lelang tidak hanya tentang selisih harga, tetapi juga posisi relatif. Pasar yang menawarkan produk berdiferensiasi atau menarik pembeli premium dapat mempertahankan premi harga yang persisten, sedangkan pasar yang bertumpu pada volume besar dan pembeli yang sensitif terhadap harga cenderung menjadi penerima harga. Premi yang naik dari waktu ke waktu menandai divergensi struktural, bukan penyimpangan sementara: secara statistik, rasio harga yang tidak stasioner berarti selisih tidak lagi dikoreksi oleh arbitrase. Karena harga dinyatakan dalam dolar AS, posisi relatif juga dipengaruhi kurs dan biaya domestik. Pada ekspor teh Sri Lanka, De Silva (2022) menemukan ekspor terkointegrasi dengan produksi, kurs riil, dan penerimaan devisa, dengan kurs riil berpengaruh hanya dalam jangka pendek, sedangkan Siriwardena (2025) memasukkan harga lelang Colombo dan kurs sebagai determinan nilai ekspor teh Sri Lanka.

Guncangan pasokan, kebijakan, dan makroekonomi

Guncangan yang memengaruhi harga teh bersumber dari sisi pasokan, kebijakan input, dan makroekonomi negara produsen. Dari sisi pasokan, perubahan iklim memengaruhi hasil dan mutu (Jayasinghe & Kumar, 2021) dengan dampak yang berbeda antarwilayah (Beringer et al., 2020). Dari sisi kebijakan, larangan input pertanian di Sri Lanka menekan produksi (Drechsel et al., 2025; Rathnayake et al., 2023). Dari sisi makro, krisis devisa dan gagal bayar 2022 melemahkan stabilitas ekonomi Sri Lanka (Cooray &

Rankaduwa, 2022; Wignaraja, 2024), dengan akar masalah pada tata kelola dan kelemahan struktural (Dryden & Volz, 2026). Karena guncangan ini jatuh pada negara dan waktu yang berbeda, dampaknya pada harga tiap pasar lelang tidak serempak. Hal ini menunjukkan bahwa titik patahan harga semestinya berbeda antarpasar, terutama bagi pasar yang terpapar guncangan spesifik negara.

Keterkaitan guncangan dan transmisi jangka pendek

Literatur keterhubungan komoditas menunjukkan bahwa limpahan harga antarpasar bervariasi menurut waktu dan menguat pada periode krisis (Just & Echaust, 2022; Hung, 2021; Fang & Shao, 2022). Transmisi dapat pula asimetris, yaitu satu pasar lebih banyak menularkan daripada menerima guncangan (Saghaian et al., 2018). Pada teh, Rembeza dan Radlińska (2020) menemukan Colombo sebagai pasar pemimpin jangka panjang. Bila temuan ini berlaku pada seluruh periode, Colombo akan tampak sebagai pemancar bersih guncangan. Namun, bila pasar-pasar tersegmentasi, korelasi jangka pendek akan melemah dan peran pemimpin kabur. Penelitian ini memeriksa kedua kemungkinan tersebut dengan kekokohan terhadap urutan variabel, karena kepemimpinan yang disimpulkan dari satu urutan dapat menyesatkan.

Kajian empiris terdahulu dan celah penelitian

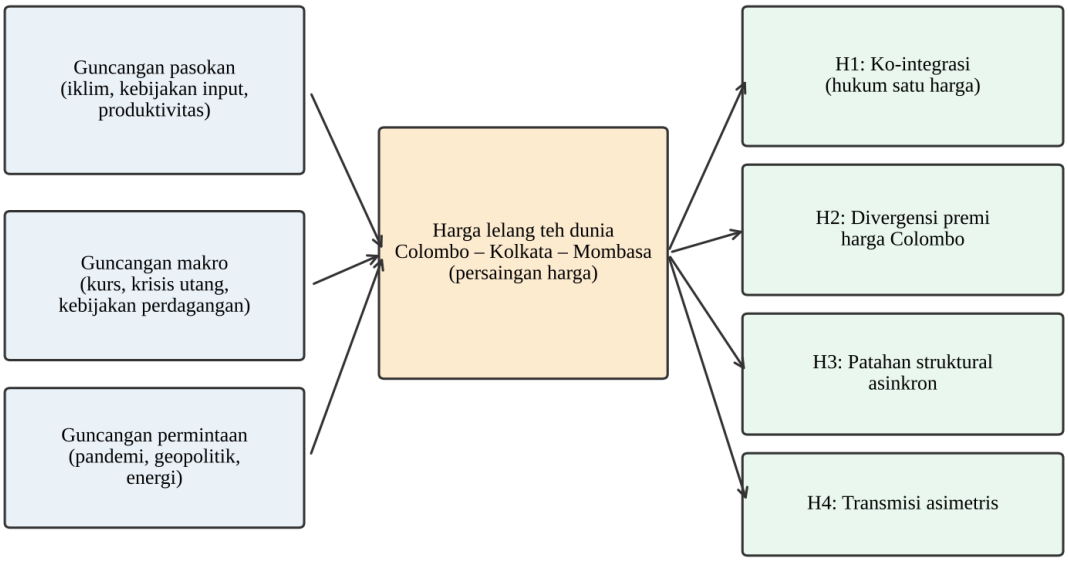
Kajian empiris yang relevan dapat dikelompokkan menjadi tiga. Kelompok pertama menelaah keterkaitan harga antarpasar teh. Rembeza dan Radlińska (2020) memakai model ARDL dengan uji batas dan menyimpulkan bahwa ketiga pasar lelang memiliki hubungan harga jangka panjang dengan Colombo sebagai pasar pemimpin, sedangkan dalam jangka pendek informasi pasar lain terutama relevan bagi Kolkata. Kelompok kedua menelaah determinan kinerja ekspor teh per negara: De Silva (2022) menemukan ko-integrasi antara ekspor teh Sri Lanka, produksi, kurs riil, dan penerimaan devisa, Siriwardena (2025) menganalisis tren dan determinan nilai ekspor teh Sri Lanka pada 2000–2023, dan Nursodik et al. (2021) menilai daya saing ekspor teh Indonesia terhadap eksportir utama lain. Kelompok ketiga menelaah guncangan terhadap sektor teh, yaitu iklim (Jayasinghe & Kumar, 2021; Beringer et al., 2020) dan kebijakan input di Sri Lanka (Drechsel et al., 2025; Rathnayake et al., 2023).

Dari ketiga kelompok tersebut tampak dua celah. Pertama, studi keterkaitan harga yang dijumpai penulis belum menempatkan hubungan itu dalam horizon enam dekade yang memungkinkan perubahan rezim terlihat. Kedua, studi ekspor dan guncangan bersifat satu negara sehingga tidak memperlihatkan bagaimana guncangan yang tidak serempak mengubah posisi harga relatif antarpasar. Penelitian ini mengisi kedua celah itu dengan menguji integrasi, premi harga, patahan, dan transmisi guncangan pada data yang sama, sehingga hubungan antarhasilnya dapat dibaca secara konsisten.

Hipotesis

Berdasarkan uraian di atas, penelitian ini mengajukan empat hipotesis. H1: harga di ketiga pasar terkointegrasi dalam jangka panjang sesuai dalil hukum satu harga. H2: premi harga Colombo terhadap Kolkata dan Mombasa meningkat secara struktural sehingga rasio harga tidak stasioner. H3: patahan struktural pada level harga terjadi pada waktu yang berbeda antarpasar. H4: transmisi guncangan jangka pendek bersifat asimetris, dengan Colombo sebagai pemancar bersih. Hubungan antarkonsep disajikan pada Gambar 1.

Jurnal Bisnis dan Kajian Strategi Manajemen
Volume 10 Nomor 2, Oktober 2026
ISSN : 2614-2147 (Printed), 2657-1544 (Online)



Gambar 1. Kerangka Konseptual

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan desain kuantitatif deret waktu dengan data sekunder berupa harga teh tahunan di Colombo, Kolkata, dan Mombasa (US$/kg) untuk 1960–2025, sehingga terdapat 66 pengamatan per pasar. Data bersumber dari berkas data penulis (Data Tea Tahunan Dunia 1960–2025) dan dianalisis apa adanya, yaitu harga nominal dalam dolar AS tanpa deflator dan tanpa pemisahan kelas mutu, sebagaimana juga berlaku pada Rembeza dan Radlińska (2020). Seluruh analisis memakai logaritma harga, dan imbal hasil tahunan didefinisikan pada persamaan (1), dengan P harga dan i indeks pasar.

$$r_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1} \quad (1)$$

Analisis dilakukan dalam enam tahap. Pertama, statistik deskriptif (rata-rata, simpangan baku, koefisien variasi, dan laju pertumbuhan majemuk). Kedua, uji akar unit ADF (dengan tren pada level dan konstanta pada selisih pertama, jumlah lag dipilih menurut AIC) dan KPSS. Ketiga, ko-integrasi diuji dengan uji Johansen pada sistem tiga pasar (satu lag selisih; spesifikasi konstanta dan tren linear) dan uji Engle–Granger untuk tiap pasangan. Pada pasangan yang terkointegrasi, hubungan jangka panjang dan model koreksi kesalahan diestimasi dengan persamaan (2) dan (3), dengan M Mombasa, K Kolkata, û residu jangka panjang, dan λ kecepatan penyesuaian.

$$\ln P_{M,t} = \alpha + \beta \ln P_{K,t} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta \ln P_{M,t} = c + \gamma \Delta \ln P_{K,t} + \lambda \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Keempat, divergensi diukur melalui rasio harga bilateral pada persamaan (4), yang diuji stasioneritasnya dan diregresikan terhadap tren waktu, serta melalui dispersi lintas pasar, yaitu simpangan baku logaritma harga ketiga pasar pada tiap tahun.

$$R_{ij,t} = P_{i,t} / P_{j,t} \quad (4)$$

Kelima, patahan struktural dideteksi pada logaritma harga dengan segmentasi biner dan pemrograman dinamis untuk dua titik patah (panjang segmen minimum delapan tahun), dilengkapi uji sup-F pergeseran rata-

rata untuk satu patahan. Keenam, ko-gerakan dan transmisi dianalisis dengan korelasi imbal hasil pada subsampel 1961–1989 dan 1990–2025 serta jendela bergulir sepuluh tahun, uji kausalitas Granger (dua lag), model VAR(1) pada imbal hasil, dan dekomposisi ragam galat prakiraan umum (*generalized* FEVD) horizon sepuluh tahun yang tidak bergantung pada urutan variabel, ditambah uji sensitivitas terhadap enam urutan Cholesky. Model GARCH tidak dijadikan inti analisis karena pada data tahunan efek ARCH lemah (uji ARCH-LM: p = 0,063 untuk Colombo, 0,721 untuk Kolkata, dan 0,515 untuk Mombasa); volatilitas dilaporkan sebagai simpangan baku imbal hasil per subperiode. Estimasi dilakukan dengan Python (statsmodels dan ruptures). Ukuran sampel yang kecil membuat seluruh inferensi perlu dibaca sebagai indikatif.

Pemilihan data tahunan memiliki konsekuensi yang perlu dinyatakan sejak awal. Harga tahunan meredam fluktuasi musiman dan guncangan jangka pendek sehingga lebih tepat untuk menilai pergeseran struktural jangka panjang daripada dinamika harian atau mingguan. Sebaliknya, frekuensi ini mengurangi daya uji untuk efek volatilitas bersyarat dan memperkecil jumlah pengamatan. Untuk mengurangi risiko kesimpulan yang bergantung pada satu prosedur, setiap hipotesis diuji dengan lebih dari satu pendekatan: ko-integrasi dengan dua spesifikasi Johansen dan uji berpasangan, patahan dengan dua algoritma dan uji sup-F, serta transmisi dengan dekomposisi umum dan enam urutan Cholesky. Hasil yang tidak konsisten antarprosedur dilaporkan sebagai temuan, bukan disembunyikan.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Tren dan karakteristik harga

Tabel 1. Statistik deskriptif harga teh (US$/kg), 1960–2025

Pasar	Rata-rata	SD	Minimum (tahun)	Maksimum (tahun)	KV (%)	CAGR (%)
Colombo	1,87	1,07	0,60 (1969)	4,13 (2024)	57,1	2,25
Kolkata	1,90	0,64	0,73 (1968)	2,91 (1984)	33,5	1,32
Mombasa	1,69	0,60	0,72 (1969)	2,97 (2017)	35,4	1,12

Sumber: data penulis, diolah. KV = koefisien variasi; CAGR = laju pertumbuhan majemuk 1960–2025.

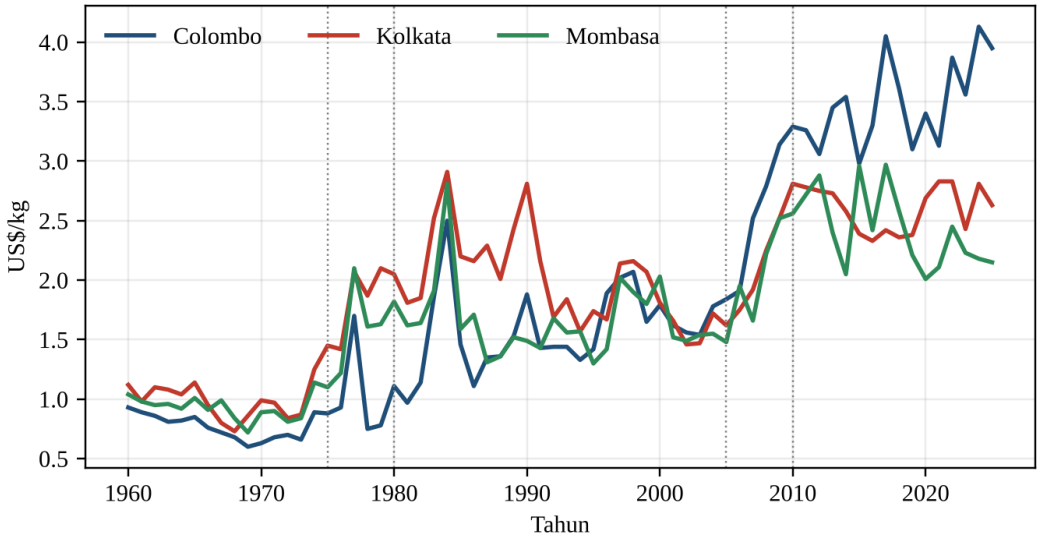
Tabel 1 menunjukkan bahwa ketiga harga naik dalam jangka panjang, tetapi dengan laju berbeda. Colombo tumbuh paling cepat (2,25% per tahun) dan mencapai harga tertinggi sepanjang periode pada 2024, sedangkan Mombasa tumbuh paling lambat dan puncaknya pada 2017 (US$2,97/kg) sudah turun menjadi US$2,15/kg pada 2025, atau sekitar 28% di bawah puncak. Koefisien variasi Colombo yang jauh lebih besar sebagian mencerminkan lintasan naiknya, bukan semata ketidakstabilan. Tren log-linear menjelaskan 87% variasi harga Colombo, dibandingkan 60% untuk Kolkata dan 68% untuk Mombasa.

Tabel 2. Rata-rata harga per dekade (US$/kg)

Periode	Colombo	Kolkata	Mombasa
1960–1969	0,79	0,98	0,93
1970–1979	0,86	1,38	1,22
1980–1989	1,44	2,22	1,73
1990–1999	1,66	1,98	1,62
2000–2009	2,05	1,82	1,80
2010–2019	3,36	2,55	2,58
2020–2025	3,67	2,70	2,19

Sumber: data penulis, diolah.

Tabel 2 memperlihatkan pembalikan urutan harga. Pada 1960-an Colombo adalah pasar dengan harga terendah, tetapi sejak 2000-an harganya melampaui Kolkata dan Mombasa, dan pada 2020–2025 selisihnya sekitar US$1 per kg dari Kolkata dan US$1,5 per kg dari Mombasa. Gambar 2 menunjukkan bahwa guncangan terbesar terjadi pada akhir 1970-an hingga pertengahan 1980-an. Pada 1977 imbal hasil logaritmik Colombo mencapai +0,60 dan Mombasa +0,54, lalu pada 1978 Colombo jatuh −0,82; pada 1985 Colombo dan Mombasa kembali turun sekitar −0,54 dan −0,57. Periode ini menjadi sumber utama volatilitas jangka panjang.



Gambar 2. Harga Teh di Colombo, Kolkata, dan Mombasa, 1960–2025 (garis putus-putus: perkiraan titik patah)

Integrasi jangka panjang (H1)

Tabel 3. Uji akar unit

Pasar	ADF level, tren (p)	ADF selisih pertama (p)	Statistik KPSS level
Colombo	−4,58 (0,001)	−4,97 (<0,001)	0,074
Kolkata	−2,30 (0,434)	−7,79 (<0,001)	0,144
Mombasa	−3,69 (0,023)	−10,96 (<0,001)	0,084

Sumber: hasil olahan penulis. Nilai kritis KPSS dengan tren: 0,146 (5%).

Tabel 3 memberi gambaran yang tidak seragam. Hipotesis akar unit pada level ditolak untuk Colombo dan Mombasa dengan memasukkan tren, tetapi tidak untuk Kolkata, sedangkan seluruh selisih pertama stasioner. Uji KPSS tidak menolak stasioneritas di sekitar tren untuk ketiganya. Artinya, ketiga seri memuat tren deterministik yang kuat dan pembedaan antara tren dan akar unit tidak tegas pada 66 pengamatan, sehingga hasil ko-integrasi berikut perlu dibaca secara hati-hati.

Tabel 4. Uji ko-integrasi

Uji	Statistik	Nilai kritis 5% / p
Johansen (konstanta), trace H0: r = 0	20,94	29,80
Johansen (tren linear), trace H0: r = 0	39,11	35,01
Johansen (tren linear), trace H0: r ≤ 1	18,93	18,40

Uji	Statistik	Nilai kritis 5% / p
Engle–Granger Colombo–Kolkata	–	p = 0,476
Engle–Granger Colombo–Mombasa	–	p = 0,431
Engle–Granger Kolkata–Mombasa	–	p = 0,002

Sumber: hasil olahan penulis. Johansen dengan satu lag selisih.

Pada tingkat sistem, kesimpulan bergantung pada spesifikasi deterministik: dengan konstanta, ko-integrasi tidak terdeteksi, sedangkan dengan tren linear hipotesis $r = 0$ ditolak dan hipotesis $r \leq 1$ hanya tertolak tipis. Ketidakstabilan ini sejalan dengan hasil berpasangan pada Tabel 4, yang memperlihatkan bahwa hubungan jangka panjang hanya ada antara Kolkata dan Mombasa ($p = 0,002$). Hubungan tersebut berelastisitas hampir satu: $\ln P(\text{Mombasa}) = -0,044 + 0,876 \ln P(\text{Kolkata})$, dengan $R^2 = 0,82$. Pada model koreksi kesalahan, Mombasa menyesuaikan diri ke arah selisih dengan koefisien −0,507 ($p < 0,001$) dan Kolkata dengan koefisien +0,288 ($p = 0,005$), sehingga penyimpangan hilang separuhnya dalam sekitar satu tahun. Dampak jangka pendek perubahan harga Kolkata terhadap Mombasa sebesar 0,672 ($p < 0,001$). H1 dengan demikian hanya didukung sebagian: hukum satu harga berlaku pada blok Kolkata–Mombasa, tidak pada Colombo.

Temuan ini bersesuaian dengan, tetapi juga membatasi, kesimpulan Rembeza dan Radlińska (2020) tentang adanya hubungan jangka panjang antar ketiga pasar. Hubungan jangka panjang yang kuat pada Kolkata–Mombasa mengindikasikan bahwa kedua pasar menanggapi kondisi pasokan dan permintaan yang serupa serta saling menutup selisih harga melalui arbitrase pembeli. Ketiadaan hubungan serupa untuk Colombo tidak berarti Colombo terpisah sepenuhnya, melainkan bahwa selisihnya terhadap pasar lain tidak lagi mengalami koreksi yang stabil. Dengan 66 pengamatan, kuasa uji ko-integrasi terbatas sehingga ketiadaan bukti ko-integrasi tidak boleh ditafsirkan sebagai bukti ketiadaan hubungan; yang dapat dinyatakan adalah bahwa hubungan Kolkata–Mombasa jauh lebih jelas dan lebih cepat terkoreksi daripada hubungan lainnya.

Divergensi premi harga Colombo (H2)

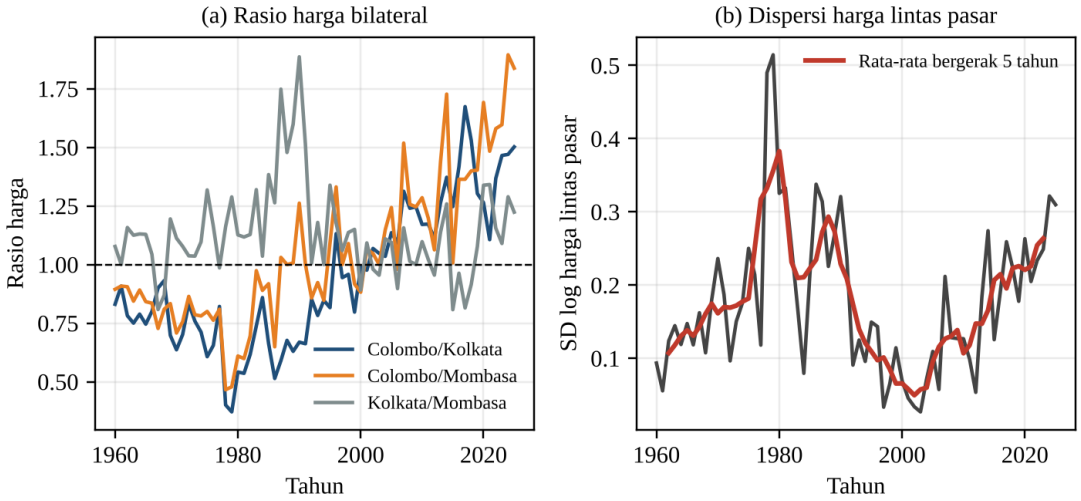
Tabel 5. Rasio harga, dispersi, dan volatilitas per subperiode

Indikator	1960–79	1980–99	2000–12	2013–25	Keterangan
Rasio Colombo/Kolkata	0,73	0,74	1,12	1,38	Tidak stasioner (p = 0,805)
Rasio Colombo/Mombasa	0,78	0,93	1,15	1,52	Tidak stasioner (p = 0,974)
Dispersi lintas pasar (SD log)	0,184	0,195	0,089	0,232	Rata-rata subperiode
SD imbal hasil Colombo	0,256	0,246	0,100	0,135	1961–79 untuk periode pertama
SD imbal hasil Kolkata	0,163	0,166	0,104	0,081	
SD imbal hasil Mombasa	0,183	0,208	0,157	0,172	

Sumber: hasil olahan penulis. Rasio Kolkata/Mombasa stasioner (p = 0,010).

Rasio harga Colombo terhadap kedua pasar lain naik hampir dua kali lipat: dari 0,73 menjadi 1,38 terhadap Kolkata dan dari 0,78 menjadi 1,52 terhadap Mombasa (Tabel 5). Kedua rasio tidak stasioner dengan tren naik sekitar 1,3% per tahun, sedangkan rasio Kolkata/Mombasa stasioner dengan tren yang hampir nol (−0,05% per tahun). Harga Colombo secara konsisten di atas Kolkata sejak 2002 dan di atas Mombasa sejak 2007; pada 2025 rasionya 1,50 dan 1,84. Karena itu H2 didukung: premi Colombo adalah pergeseran struktural, bukan penyimpangan yang dikoreksi arbitrase.

Dispersi lintas pasar menggambarkan jalur tidak linear. Dispersi turun ke titik terendah pada 2000–2012 (0,089), lalu naik tajam menjadi 0,232 pada 2013–2025, melampaui tingkat 1960-an. Penyempitan itu terjadi ketika harga Colombo menyusul pasar lain, dan pelebaran berikutnya ketika Colombo meninggalkannya. Volatilitas imbal hasil turun untuk semua pasar setelah 2000, tetapi Mombasa tetap paling bergejolak pada 2013–2025 (0,172), hampir dua kali Kolkata (0,081). Hal ini dapat dikaitkan dengan paparan pasokan terhadap cuaca di Kenya, namun data ini tidak memungkinkan pengujian sebab-akibat.



Gambar 3. Rasio Harga Bilateral dan Dispersi Harga Lintas Pasar

Patahan struktural (H3)

Tabel 6. Perkiraan titik patah pada logaritma harga

Pasar	Patahan pertama	Patahan kedua	Uji sup-F (tahun)
Colombo	1979–1980	2004–2005	127,3 (2007)
Kolkata	1974–1975	2009–2010	190,0 (1977)
Mombasa	1974–1975	2009–2010	135,6 (1977)

Sumber: hasil olahan penulis. Rentang tahun menunjukkan hasil segmentasi biner dan pemrograman dinamis; sup-F untuk satu patahan pergeseran rata-rata, seluruhnya melampaui nilai kritis konvensional.

Tabel 6 mendukung H3. Kolkata dan Mombasa memiliki titik patah yang hampir identik (sekitar 1975 dan 2010), sejalan dengan hubungan ko-integrasi keduanya, sedangkan Colombo bergeser sekitar lima tahun lebih lambat pada patahan pertama (sekitar 1980) dan sekitar lima tahun lebih awal pada patahan kedua (sekitar 2005). Patahan Colombo sekitar 2005 mendahului peralihan harga Colombo melampaui pasar lain. Rentang 1977–1985 yang turbulen dan rezim harga baru sekitar 2010 tampak sebagai fase transisi utama. Patahan yang dideteksi pada seri bertren mungkin sebagian mencerminkan perubahan kemiringan, sehingga ia perlu dipahami sebagai batas antar-rezim harga, bukan penyebab. Faktor spesifik negara yang dibahas pada subbagian guncangan pasokan, kebijakan, dan makroekonomi, termasuk guncangan iklim dan kebijakan input di Sri Lanka (Drechsel et al., 2025; Rathnayake et al., 2023), dapat menjelaskan sebagian ketidakserempakan itu, tetapi karena patahan Colombo kedua terjadi jauh sebelum krisis 2021–2022 maka krisis tersebut bukan penjelas tunggal.

Dari sisi kekokohan, dua algoritma yang berbeda menghasilkan titik patah yang berselisih paling banyak satu tahun, dan uji sup-F menunjuk tahun yang berbeda untuk Colombo (2007) dan untuk Kolkata dan

Mombasa (1977). Perbedaan ini memperkuat pembacaan bahwa Colombo menempuh jadwal perubahan rezim sendiri. Pada saat yang sama, uji sup-F untuk satu patahan dipengaruhi oleh lonjakan 1977 pada Kolkata dan Mombasa sehingga hasilnya tidak boleh dibaca sebagai bukti patahan tunggal.

Ko-gerakan dan transmisi guncangan (H4)

Tabel 7. Korelasi imbal hasil dan dekomposisi ragam galat prakiraan umum (horizon 10 tahun)

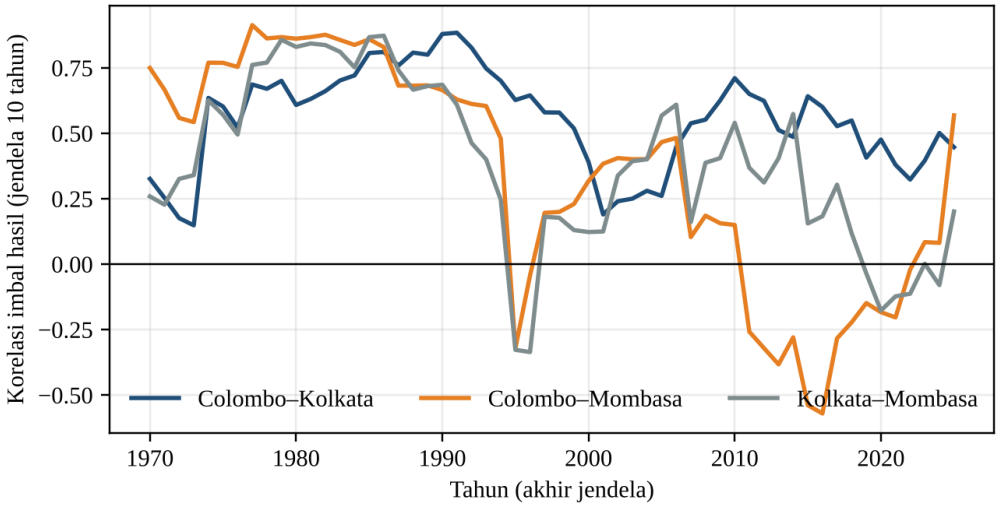
Indikator	Colombo–Kolkata	Colombo–Mombasa	Kolkata–Mombasa	Keterangan
Korelasi imbal hasil, seluruh sampel	0,60	0,53	0,48	
Korelasi, 1961–1989	0,66	0,74	0,68	
Korelasi, 1990–2025	0,52	0,12	0,17	Melemah
Pasar	**Pangsa sendiri (%)**	**Dari pasar lain (%)**	**Ke pasar lain (%) / Neto**	
Colombo	59,4	40,6	41,4 / +0,8	
Kolkata	61,1	38,9	37,3 / −1,6	
Mombasa	65,2	34,8	35,6 / +0,8	

Sumber: hasil olahan penulis. Keterhubungan total 38,1%. Granger kausalitas (dua lag): Colombo→Mombasa p = 0,082; Kolkata→Mombasa p = 0,064; arah lain p > 0,4.

Tabel 7 memperlihatkan dua temuan. Pertama, ko-gerakan jangka pendek melemah drastis setelah 1990. Korelasi imbal hasil 0,66–0,74 pada 1961–1989 turun menjadi 0,52 untuk Colombo–Kolkata dan hanya 0,12–0,17 untuk pasangan yang melibatkan Mombasa. Gambar 4 menunjukkan bahwa korelasi bergulir Colombo–Kolkata berkisar antara 0,15 dan 0,88, yaitu sangat tidak stabil. Kedua, limpahan guncangan relatif simetris. Pada dekomposisi umum, pangsa guncangan sendiri berkisar 59–65% dan keterhubungan total 38,1%, dengan posisi neto yang nyaris nol di ketiga pasar (+0,8; −1,6; +0,8 poin persentase). Uji Granger pun tidak signifikan pada taraf 5%, yaitu Colombo→Mombasa p = 0,082 dan Kolkata→Mombasa p = 0,064 pada dua lag.

Hasil dekomposisi Cholesky yang bergantung pada urutan memberi peringatan penting. Bila Colombo diletakkan pertama, Colombo seolah menjelaskan 36,7% ragam galat Kolkata dan 27,3% Mombasa; tetapi dengan urutan lain pangsa itu turun menjadi 0,5%–14,5% untuk Kolkata dan 2,3%–8,6% untuk Mombasa. Kepemimpinan Colombo karenanya merupakan artefak urutan, bukan sifat data. H4 tidak didukung: tidak ditemukan pemancar bersih tunggal. Perbedaan dengan temuan Rembeza dan Radlińska (2020) tentang Colombo sebagai pasar pemimpin jangka panjang dapat bersumber dari perbedaan periode, frekuensi data, dan metode; penelitian ini menilai transmisi guncangan tahunan, sedangkan studi tersebut menekankan hubungan jangka panjang. Hasil ini juga sejalan dengan literatur keterhubungan yang menunjukkan bahwa limpahan antarpasar berubah menurut periode (Just & Echaust, 2022).

Jurnal Bisnis dan Kajian Strategi Manajemen
Volume 10 Nomor 2, Oktober 2026
ISSN : 2614-2147 (Printed), 2657-1544 (Online)



Gambar 4. Korelasi Imbal Hasil Bergulir (Jendela 10 Tahun)

Pembahasan

Apa yang ditemukan? Pasar teh dunia tidak lagi berperilaku sebagai satu pasar terpadu. Terdapat blok Kolkata–Mombasa yang terkointegrasi dengan elastisitas mendekati satu dan koreksi selisih dalam sekitar satu tahun, dan Colombo yang menempuh jalur sendiri dengan premi yang naik. Pada saat yang sama, ko-gerakan jangka pendek melemah setelah 1990, sehingga integrasi tidak hanya longgar pada level tetapi juga pada fluktuasi tahunan. Tabel 8 meringkas pengujian hipotesis.

Tabel 8. Ringkasan pengujian hipotesis

Hipotesis	Isi	Hasil
H1	Ko-integrasi tiga pasar	Didukung sebagian (hanya Kolkata–Mombasa)
H2	Premi Colombo naik secara struktural	Didukung
H3	Patahan tidak serempak	Didukung
H4	Colombo sebagai pemancar bersih	Tidak didukung (bergantung urutan)

Sumber: hasil olahan penulis.

Mengapa demikian? Penjelasan yang paling masuk akal bersifat berlapis. Pertama, diferensiasi dan perilaku pembentuk harga: Colombo dalam studi sebelumnya memiliki paling banyak ciri pembentuk harga (Rembeza & Radlińska, 2020), sehingga premi yang menetap konsisten dengan posisi produk yang berbeda. Kedua, kendala pasokan: kebijakan input dan iklim membatasi produksi Sri Lanka (Drechsel et al., 2025; Rathnayake et al., 2023) dan proyeksi iklim menunjukkan risiko penurunan hasil di tiga negara produsen (Beringer et al., 2020), yang dapat menahan penawaran dan menaikkan harga. Ketiga, faktor makro dan kurs, mengingat krisis devisa Sri Lanka (Cooray & Rankaduwa, 2022; Wignaraja, 2024) serta peran kurs dalam kinerja ekspor teh (De Silva, 2022). Namun karena premi Colombo sudah muncul sejak awal 2000-an, jauh sebelum krisis 2021–2022, penjelasan jangka panjang berupa diferensiasi mutu dan struktur pembeli lebih dominan daripada guncangan terkini. Data nominal dolar AS tanpa kelas mutu tidak memungkinkan pemisahan lebih lanjut.

Apa lagi yang perlu dicatat? Pertama, temuan bahwa limpahan simetris dan bergantung urutan menunjukkan bahwa kesimpulan kepemimpinan harga perlu diuji kekokohannya, terutama bila berbasis

dekomposisi Cholesky. Kedua, pola serupa dengan komoditas lain, yaitu patahan dan tren jangka panjang yang membuat harga lama tidak kembali ke jalurnya (Awaworyi Churchill et al., 2022), tampak pula pada teh. Ketiga, bagi Indonesia sebagai produsen yang daya saing ekspornya masih di bawah India, Kenya, Sri Lanka, dan Vietnam (Nursodik et al., 2021), blok Kolkata–Mombasa merupakan patokan harga untuk teh volume besar, sedangkan jalur Colombo menunjukkan bahwa premi dapat dipertahankan dalam jangka panjang melalui diferensiasi. Karena simulasi iklim juga memproyeksikan penurunan hasil di Indonesia (Beringer et al., 2020), strategi peningkatan mutu dan adaptasi iklim sama pentingnya dengan strategi volume.

Implikasi teori juga penting. Kerangka integrasi pasar spasial memprediksi bahwa produk yang sama akan dihargai sama setelah memperhitungkan biaya transfer, tetapi hasil di sini menunjukkan bahwa pada komoditas dengan diferensiasi mutu dan struktur pembeli yang berbeda, selisih harga dapat berubah menjadi premi yang persisten. Hal ini sejalan dengan gagasan bahwa guncangan pada komoditas dapat menggeser harga ke rezim baru yang lama bertahan (Awaworyi Churchill et al., 2022), dan dengan pengamatan bahwa transmisi guncangan antarpasar komoditas bersifat berubah menurut waktu dan tidak selalu searah (Saghaian et al., 2018; Just & Echaust, 2022). Dengan demikian, analisis integrasi pasar teh sebaiknya tidak lagi mengandalkan satu hubungan jangka panjang tunggal, melainkan memeriksa blok-blok pasar dan rezim harga yang berbeda.

KESIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini menyimpulkan bahwa persaingan harga di pasar lelang teh dunia selama 1960–2025 ditandai oleh segmentasi, bukan integrasi penuh. Harga Kolkata dan Mombasa terkointegrasi dengan elastisitas 0,88 dan koreksi selisih dalam sekitar satu tahun, sedangkan Colombo memisahkan diri dengan premi yang naik dari sekitar 0,73–0,78 kali menjadi 1,38–1,52 kali harga kedua pasar lain. Patahan struktural terjadi pada waktu yang berbeda, yaitu sekitar 1975 dan 2010 untuk Kolkata dan Mombasa serta sekitar 1980 dan 2005 untuk Colombo. Ko-gerakan imbal hasil melemah setelah 1990, dan limpahan guncangan relatif simetris tanpa pemimpin harga yang kokoh terhadap urutan variabel. Dengan demikian, tiga dari empat hipotesis didukung penuh atau sebagian, sedangkan hipotesis kepemimpinan Colombo tidak didukung.

Secara teoritis, temuan ini menunjukkan bahwa dalil hukum satu harga pada teh hanya berlaku bersyarat dan bahwa premi harga yang persisten dapat menjadi ciri struktural pasar berdiferensiasi. Secara praktis, produsen dan eksportir, termasuk di Indonesia, perlu memakai patokan harga yang sesuai segmennya, yaitu blok Kolkata–Mombasa untuk teh volume besar, dan memandang peningkatan mutu serta diferensiasi sebagai jalur memperoleh premi. Pembuat kebijakan perlu menyadari bahwa guncangan kebijakan input dan iklim yang spesifik negara dapat mengubah posisi harga relatif dalam jangka panjang.

Temuan paling penting bagi pelaku usaha dapat dirumuskan sebagai berikut. Harga Kolkata dan Mombasa dapat dipakai sebagai patokan satu sama lain dalam jangka panjang, tetapi harga Colombo tidak dapat dipakai sebagai patokan mekanis bagi keduanya karena rasionya terus bergeser. Perubahan rezim harga yang terjadi sekitar 2005–2010 menunjukkan bahwa kontrak jangka panjang dan proyeksi pendapatan yang disusun dari rata-rata historis sebelum periode itu berpotensi menyesatkan, sehingga pembaruan acuan secara berkala diperlukan.

DAFTAR PUSTAKA

Awaworyi Churchill, S., Inekwe, J., Ivanovski, K., & Smyth, R. (2022). Breaks, trends and correlations in commodity prices in the very long-run. *Energy Economics, 108*, 105933. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.105933

Beckman, J., & Countryman, A. M. (2021). The importance of agriculture in the economy: Impacts from COVID-19. *American Journal of Agricultural Economics, 103*(5), 1595–1611. https://doi.org/10.1111/ajae.12212

Beringer, T., Kulak, M., Müller, C., Schaphoff, S., & Jans, Y. (2020). First process-based simulations of climate change impacts on global tea production indicate large effects in the world's major producer countries. *Environmental Research Letters, 15*(3), 034023. https://doi.org/10.1088/1748-9326/ab649b

Cooray, N. S., & Rankaduwa, W. (2022). *Political economy perspectives on the current economic crisis in Sri Lanka* (Politics & International Relations Series PIRS-2022-02). International University of Japan. https://iuj.repo.nii.ac.jp/record/981/files/PIRS_2022_2.pdf

De Silva, M. W. A. (2022). The export performance of the Sri Lankan tea: An econometric analysis. *International Journal of Research and Innovation in Social Science, 6*(4), 224–227. https://ideas.repec.org/a/bcp/journl/v6y2022i4p224-227.html

Drechsel, P., Madhuwanthi, P., Nisansala, D., Ramamoorthi, D., & Bandara, T. (2025). On the feasibility of an agricultural revolution: Sri Lanka's ban of chemical fertilizers in 2021. *Food Security, 17*, 585–602. https://doi.org/10.1007/s12571-025-01528-6

Dryden, A., & Volz, U. (2026). *Sri Lanka's debt crisis: A crisis of governance* (ADBI Working Paper 1527). Asian Development Bank Institute. https://doi.org/10.56506/VNCD8950

Fang, Y., & Shao, Z. (2022). The Russia-Ukraine conflict and volatility risk of commodity markets. *Finance Research Letters, 50*, 103264. https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103264

Hung, N. T. (2021). Oil prices and agricultural commodity markets: Evidence from pre and during COVID-19 outbreak. *Resources Policy, 73*, 102236. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102236

Jayasinghe, S. L., & Kumar, L. (2021). Potential impact of the current and future climate on the yield, quality, and climate suitability for tea [*Camellia sinensis* (L.) O. Kuntze]: A systematic review. *Agronomy, 11*(4), 619. https://doi.org/10.3390/agronomy11040619

Just, M., & Echaust, K. (2022). Dynamic spillover transmission in agricultural commodity markets: What has changed after the COVID-19 threat? *Economics Letters, 217*, 110671. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110671

Nursodik, H., Santoso, S. I., & Nurfadillah, S. (2021). Competitiveness and determining factors of Indonesian tea export volume in the world market. *Habitat, 32*(3), 163–172. https://doi.org/10.21776/ub.habitat.2021.032.3.18

Rathnayake, C., Malcolm, B., Griffith, G., & Sinnett, A. (2023). An economic retrospective on the policy banning glyphosate in Sri Lanka between 2015 and 2018: The case of the tea industry. *International Journal on Food System Dynamics, 14*(4), 469–480. https://doi.org/10.18461/ijfsd.v14i4.H9

Rembeza, J., & Radlińska, K. (2020). Price linkages between tea markets: A case study for Colombo, Kolkata and Mombasa auctions. *European Research Studies Journal, 23*(2), 134–150. https://ideas.repec.org/a/ers/journl/vxxiiiy2020i2p134-150.html

Saghaian, S., Nemati, M., Walters, C., & Chen, B. (2018). Asymmetric price volatility transmission between U.S. biofuel, corn, and oil markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics, 43*(1), 46–60. http://www.jstor.org/stable/44840974

Siriwardena, B. P. (2025). An econometric analysis of trends and determinants affecting tea (*Camellia*

sinensis) export value in Sri Lanka. *Journal of Agro-Technology and Rural Sciences, 5*(2), 1–16. https://doi.org/10.4038/atrsj.v5i2.78

Wignaraja, G. (2024). *Sovereign default and economic crisis in Sri Lanka: Causes and policy lessons* (South Asia Scan No. 21). Institute of South Asian Studies, National University of Singapore. https://www.isas.nus.edu.sg/papers/sovereign-default-and-economic-crisis-in-sri-lanka-causes-and-policy-lessons