

Analisis *leading indicator* sektor pertanian di Indonesia tahun 2004–2022

Leading indicator analysis of the agricultural sector in Indonesia in 2004–2022

I Kadek Mira Merta Ningsih^{1*}, Erni Tri Astuti²

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Tangerang, Tangerang, Banten, Indonesia

²Politeknik Statistika STIS, Jakarta Timur, Daerah Khusus Jakarta, Indonesia

*Penulis korespondensi. E-mail: miraamerta02@gmail.com

Diterima: 18 Juli 2024; Disetujui terbit: 31 Oktober 2025

Abstract

The agricultural sector contributes significantly to national GDP, but its fluctuating trends and indications of policy inefficiencies require accurate predictive tools to formulate the right policies to maintain its stability. The purpose of this study is to provide an overview and to estimate the leading indicators of the agricultural sector relative to its real GDP, in both long-term and short-term relationships. This study used secondary data in the form of quarterly data sourced from BPS-Statistics Indonesia (BPS), Bank Indonesia (BI), the International Monetary Fund (IMF), and the Financial Services Authority (FSA) from 2004 to 2023. The study used Cross-Spectral Analysis. The results of the study show that there are five leading indicators: agricultural product exports, agricultural product imports, BI-Rate, exchange rate (rupiah/USD), and World Tea Price Index. Based on this result, forecasting was carried out using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, and the ARDL (7,3,1,6,7,7) was formed. In the long-term model, significant variables are agricultural product exports, agricultural product imports, and exchange rate (rupiah/USD). Meanwhile, in the short-term model, the lags of real GDP in the agricultural sector, the BI-Rate, and World Tea Price Index are significant. These forecasting results indicate that agricultural sector stabilization policies need to account for differences between short- and long-term dynamics. Therefore, strategies for stabilizing Indonesian agriculture are formulated by selecting short-term and long-term policies based on leading agricultural sector indicators

Keywords: agriculture, Autoregressive Distributed Lag model, Cross-Spectral Analysis, leading indicator

Abstrak

Sektor pertanian berkontribusi besar terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) nasional, namun perkembangannya yang fluktuatif dan adanya indikasi inefisiensi kebijakan memerlukan alat prediksi yang akurat untuk perumusan kebijakan dalam rangka menjaga stabilitasnya. Penelitian ini bertujuan untuk memberikan gambaran umum dan mengestimasi *leading indicators* di sektor pertanian terhadap PDB riil sektor ini pada hubungan jangka panjang dan jangka pendek. Penelitian ini menggunakan data sekunder berbentuk triwulanan yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), Bank Indonesia (BI), International Monetary Fund (IMF), dan Otoritas Jasa Keuangan (OJK) pada tahun 2004–2023. Metode analisis menggunakan *Cross-Spectral Analysis*. Hasil penelitian menunjukkan terdapat lima *leading indicators* meliputi ekspor produk pertanian, impor produk pertanian, suku bunga acuan BI, nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika (USD), dan Indeks Harga Teh Dunia. Selanjutnya, dilakukan peramalan dengan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) sehingga terbentuk model ARDL (7,3,1,6,7,7). Pada model jangka panjang, variabel yang signifikan yaitu ekspor produk pertanian, impor produk pertanian, dan nilai tukar rupiah terhadap USD. Pada model jangka pendek, variabel yang signifikan yaitu *lag* PDB riil sektor pertanian, suku bunga acuan BI, dan Indeks Harga Teh Dunia. Hasil peramalan ini menunjukkan kebijakan stabilisasi sektor pertanian perlu mempertimbangkan perbedaan dinamika jangka pendek dan jangka panjang. Oleh karena itu, perumusan strategi terkait stabilitas pertanian Indonesia disusun melalui pemilihan kebijakan jangka pendek dan jangka panjang *leading indicators* sektor pertanian.

Kata kunci: agriculture, Autoregressive Distributed Lag model, Cross-Spectral Analysis, leading indikator

1. Pendahuluan

Laju pertumbuhan ekonomi Indonesia digambarkan oleh besarnya peningkatan nilai Produk Domestik Bruto (PDB). PDB Atas Dasar Harga Konstan (ADHK) merupakan indikator pengukuran ekonomi yang lebih akurat karena hanya memperhitungkan perubahan *output* pada barang dan jasa tanpa dipengaruhi oleh perubahan harga (Mankiw 2015). Salah satu sektor yang memiliki peran penting terhadap PDB Indonesia, sebagaimana terlihat pada Tabel 1, adalah sektor pertanian, kehutanan, dan perikanan (selanjutnya disebut sebagai sektor pertanian). Sektor ini terdiri atas beberapa subsektor, yakni pertanian, peternakan, perburuan, jasa pertanian, kehutanan dan penebangan kayu, serta perikanan. Sektor pertanian merupakan penyumbang PDB terbesar ketiga setelah sektor industri pengolahan dan sektor perdagangan besar dan eceran; reparasi mobil dan sepeda motor, dengan nilai yang terus menunjukkan tren peningkatan selama tiga tahun terakhir.

Tabel 1. Laju pertumbuhan PDB ADHK (*y-on-y*) pada lima lapangan usaha utama penyusun PDB, 2020–2022

Lapangan usaha	Laju pertumbuhan PDB (%)		
	2020	2021	2022
Pertanian, kehutanan, dan perikanan	1,77	1,87	2,25
Pertambangan dan penggalian	-1,95	4	4,38
Industri pengolahan	-2,93	3,39	4,89
Konstruksi	-3,26	2,81	2,01
Perdagangan besar dan eceran; reparasi mobil dan sepeda motor	-3,79	4,63	5,52

Sumber: Badan Pusat Statistik (2023a), diolah

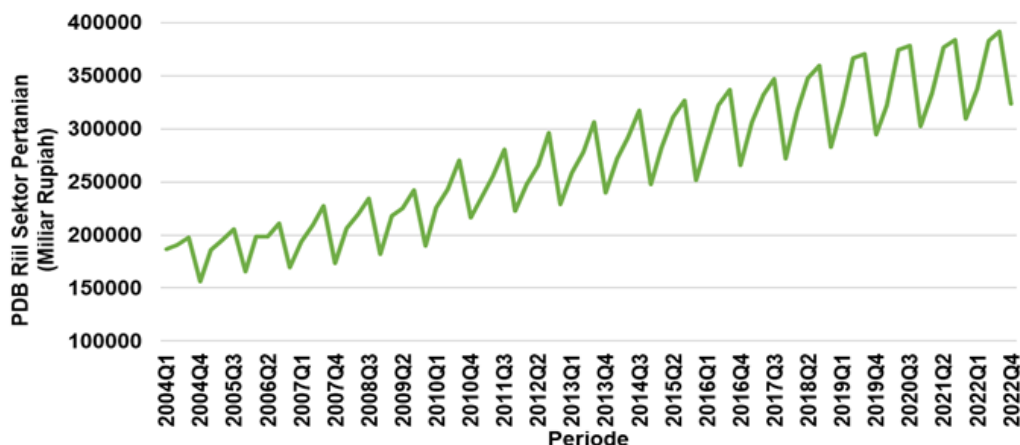
Sektor industri pengolahan menjadi penyumbang besar PDB, namun perlu dicatat bahwa sebagian diantaranya berasal dari pengolahan produk berbahan baku pertanian, seperti industri penyosohan beras, industri minyak sawit, rumah potong hewan (RPH), serta industri produk daging dan susu. Namun, dalam perhitungan PDB, aktivitas pengolahan tersebut dikategorikan sebagai bagian dari sektor industri, sementara sektor pertanian hanya mencakup kegiatan *on farm* dan produk primer. Akibatnya, kontribusi sektor pertanian terhadap PDB cenderung *underestimate* karena tidak mencerminkan nilai tambah yang dihasilkan dari keseluruhan rantai produksi pertanian (Kementerian Pertanian 2022).

Peran sektor pertanian dalam perekonomian sangat krusial karena menjadi penentu keberhasilan sektor lain. Hal ini tercermin dari peningkatan permintaan produk industri yang pada gilirannya mendorong kenaikan permintaan bahan baku sektor pertanian (Isbah dan Iyan 2016). Sektor pertanian juga menjadi kunci dalam menjamin ketahanan pangan dan kesejahteraan, mengingat pangan merupakan kebutuhan pokok yang selalu dibutuhkan masyarakat. Selain itu, sektor ini juga memiliki serapan tenaga kerja yang paling tinggi (BPS 2022a). Berdasarkan hal tersebut, pengembangan sektor pertanian sejalan dengan prioritas pembangunan Indonesia, khususnya dalam hal masalah ketahanan pangan dan penciptaan lapangan kerja (Bappenas 2023a). Oleh sebab itu, mengingat adanya berbagai masalah terkait keberlanjutan sektor pertanian di satu sisi dan pentingnya peranan sektor ini dalam pembangunan nasional di sisi lain, maka untuk menjaga eksistensi dan stabilitasnya, diperlukan gambaran jelas mengenai kondisi sektor pertanian. Gambaran tersebut dapat dilihat melalui pemanfaatan siklus bisnis sektor ini, seperti yang disajikan pada Gambar 1.

Kementerian Pertanian (2022) menyebutkan bahwa PDB sektor pertanian berfluktuasi hingga tahun 2022, yang secara umum pada Gambar 1 terlihat membentuk pola ekspansi pada triwulan I sampai III, sedangkan pada triwulan IV muncul pola resesi. Hal ini sebagai akibat dari adanya musim tanam dan panen raya. Berdasarkan hal tersebut tercerminkan bahwa perekonomian sektor pertanian memiliki periode ekspansi, yaitu kenaikan produksi akibat musim panen raya dan periode resesi berupa penurunan produksi karena adanya musim tanam. Kedua periode tersebut terus muncul secara bergantian sepanjang tahun 2004–2022 membentuk suatu siklus yang disebut sebagai siklus bisnis (*business cycle*).

Business cycle adalah fluktuasi pada perekonomian secara luas berdasarkan *output*, pendapatan, dan lapangan kerja. Pada *business cycle* dapat diketahui nilai siklus bisnis yang mencakup *leading indicator*, *lagging indicator*, dan *coincident indicator*. *Leading indicator* merupakan seri data yang berfluktuasi terlebih dahulu dari keseluruhan ekonomi (*reference series*), sehingga dapat diketahui

pergerakan yang mendahului perekonomian (Mankiw 2015). *Leading indicator* berguna dalam memprediksi pergerakan variabel lainnya, sehingga dapat dimanfaatkan untuk melakukan peramalan (Garnitz et al. 2019). Hasil peramalan *leading indicator* memberikan informasi terkait perekonomian periode selanjutnya dan arah pergerakan indikator tersebut sehingga berguna sebagai saran kebijakan dalam menjaga keberlangsungan sektor pertanian.



Sumber: Badan Pusat Statistik (2023b)

Gambar 1. Grafik siklus bisnis sektor pertanian, kehutanan dan perikanan triwulanan di Indonesia, 2004–2022

Identifikasi pola pergerakan ekonomi dapat memberikan gambaran sektor pertanian mendatang dan menjadi langkah antisipasi dini pada berbagai situasi yang tidak terduga. Apabila terjadi kesalahan pemilihan kebijakan terkait *shock* yang akan terjadi, maka dapat menurunkan laju pertumbuhan ekonomi, bahkan menimbulkan resesi ekonomi. Oleh sebab itu, perlu dilakukan deteksi dini kondisi ekonomi sektor pertanian dengan melihat hubungan antara *leading indicator* dengan perubahan *output* sektor pertanian. PDB riil sektor pertanian digunakan sebagai seri acuan. PDB riil sektor pertanian menjadi salah satu komponen utama pembentuk PDB dan merupakan *coincident indicator* bagi siklus bisnis Indonesia, artinya pergerakan PDB nasional beriringan dengan PDB riil sektor pertanian.

Secara metodologis, identifikasi *leading indicator* sektor pertanian telah mengadopsi berbagai pendekatan, mulai dari analisis kandidat variabel yang komprehensif (Pratiwi 2008), penentuan *lead-time* menggunakan *Cross-Spectral Analysis* (Ardani 2018; Skare dan Rochon 2020), hingga pemodelan dinamis dengan ARDL untuk peramalan (Suwandar dan Alghamdi 2021; Abdelgawwad dan Kamal 2023). Namun, terdapat kesenjangan karena pendekatan-pendekatan kunci ini belum diintegrasikan dalam suatu kerangka analitik yang terpadu dan berurutan (*sequential*) untuk konteks sektor pertanian Indonesia. Oleh karena itu, *novelty* penelitian ini terletak pada integrasi metodologis antara *Cross-Spectral Analysis* dan pemodelan ARDL. *Cross-Spectral Analysis* digunakan sebagai tahap pemilihan variabel untuk mengidentifikasi *leading indicator* beserta *lead-time*-nya, yang kemudian menjadi dasar *input* variabel dan struktur *lag* dalam model ARDL. Integrasi ini memungkinkan estimasi yang lebih presisi untuk hubungan jangka panjang hingga pendek serta peramalan kondisi sektor pertanian yang berdasarkan pada indikator pemandu yang terukur.

Berdasarkan kerangka tersebut, tujuan penelitian ini antara lain (1) mengetahui gambaran umum sektor pertanian Indonesia dan keterkaitan antara PDB riil sektor pertanian dengan kandidat *leading indicator*; (2) mengestimasi *lead-time* dari *leading indicator* sektor pertanian terhadap PDB riil sektor pertanian; (3) mengestimasi hubungan jangka panjang dan jangka pendek antara *leading indicator* sektor pertanian dengan PDB riil sektor pertanian; dan (4) melakukan peramalan kondisi sektor pertanian Indonesia pada periode selanjutnya.

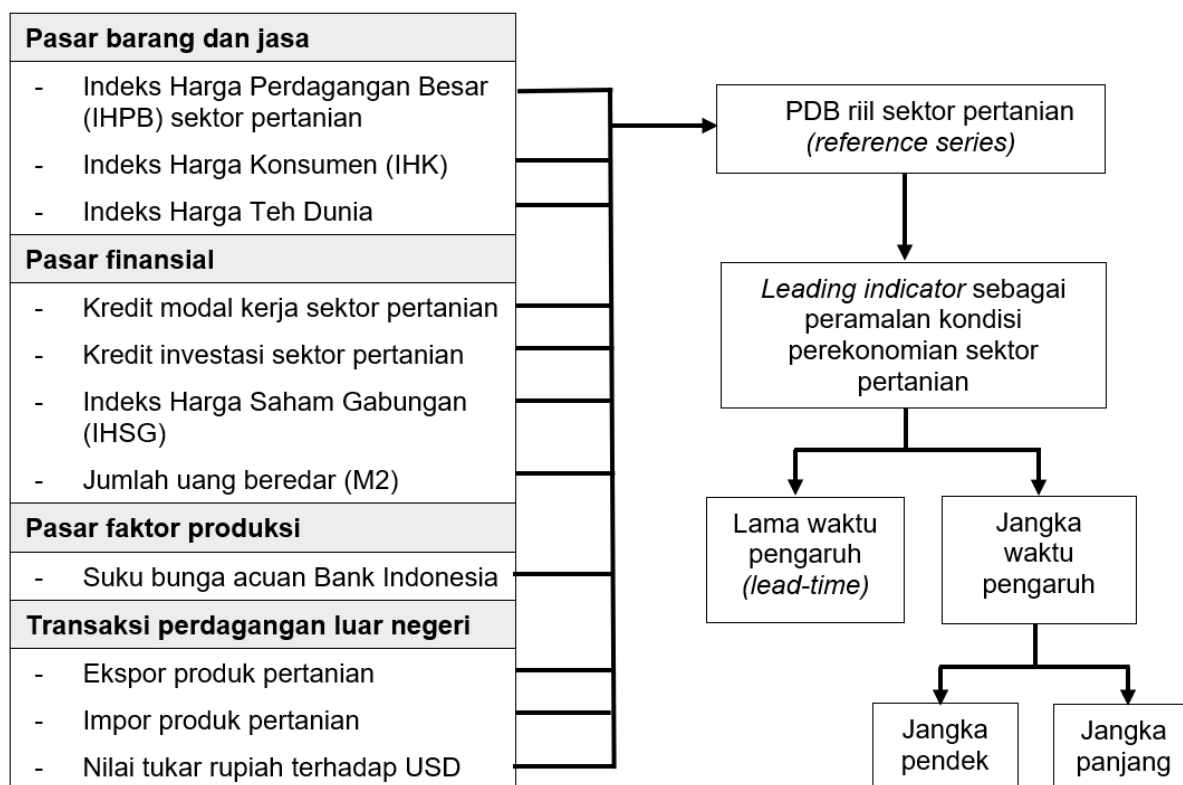
2. Metodologi

2.1. Kerangka pemikiran

Sektor pertanian menjadi sektor penting dalam perekonomian Indonesia sebab terkait dengan *green economy* dan *Sustainable Development Goals* (SDGs) (Kementerian Koordinator Bidang

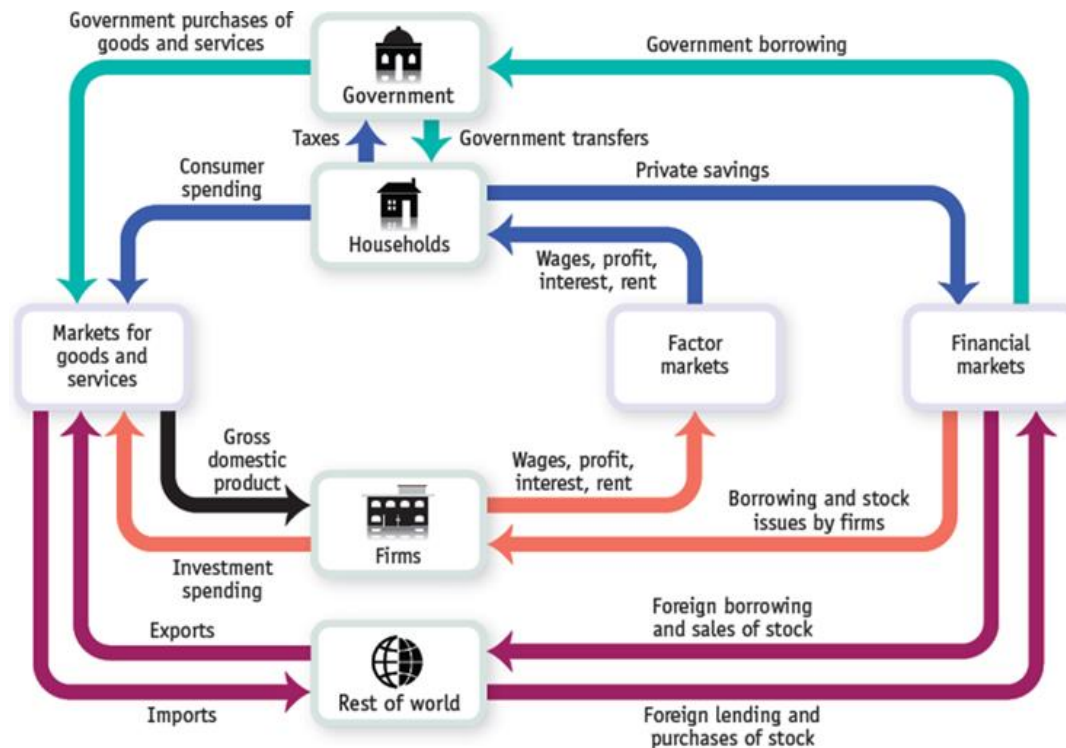
Perekonomian Republik Indonesia 2022), sektor unggulan, serta memiliki kontribusi stabil bahkan pada saat krisis ekonomi (BPS 2023a). Walaupun demikian, eksistensi sektor pertanian kini mulai menghadapi berbagai masalah seperti pertumbuhan output tidak mencapai target pembangunan dan nilai *share* terendah. Padahal sektor ini menjadi prioritas pembangunan nasional karena terkait dengan serapan tenaga kerja yang tinggi (BPS 2022a), ketahanan pangan, dan penentu keberhasilan sektor lain (Isbah dan Iyan 2016). Oleh sebab itu, penting untuk memprediksi kondisi pertanian mendatang supaya dapat mengantisipasi *shock* yang akan terjadi.

PDB riil sektor pertanian menggambarkan perekonomian sektor pertanian serta menjadi *coincident indicator* bagi PDB nasional sebab bergerak secara bersamaan dan menjadi salah satu komponen terbesar penyumbang PDB nasional. Oleh sebab itu, PDB riil sektor pertanian digunakan sebagai *reference series* sektor pertanian. Melalui kekuatan sinyal antara kandidat *leading indicator* (bagian kiri) dengan PDB riil sektor pertanian, dapat diperhitungkan pergerakan awal kondisi pertanian Indonesia (Gambar 2).



Gambar 2. Kerangka pikir penelitian

Adapun kandidat *leading indicator* yang dipilih berdasarkan teori ekonomi makro *expanded circular-flow diagram* pada Gambar 3 serta penelitian terdahulu, antara lain Indeks Harga Perdagangan Besar (IHPB) sektor pertanian, kredit modal kerja sektor pertanian, kredit investasi sektor pertanian, ekspor produk pertanian, impor produk pertanian, suku bunga acuan Bank Indonesia (BI), nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika (rupiah/USD), jumlah uang beredar (M2), Indeks Harga Konsumen (HK), Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG), dan Indeks Harga Teh Dunia. Sementara itu, secara khusus penggunaan industri teh dikarenakan selama beberapa dekade terakhir, industri teh internasional mengalami pertumbuhan pesat, diikuti peningkatan jumlah konsumsi global (FAO 2024). Harga perdagangan internasional komoditas teh cenderung lebih stabil setiap triwulan dibandingkan komoditas minuman lain seperti kopi dan kakao (IMF 2023), sehingga perdagangan internasional dapat lebih mudah diprediksi serta mengarah pada pertumbuhan ekonomi sektor pertanian (Mellor 1995). Selanjutnya, dilakukan estimasi lama waktu pengaruh (*lead-time*) dan jangka waktu pengaruh untuk menganalisis perekonomian sektor pertanian dari hasil peramalan model.



Sumber: Krugman dan Wells (2014)

Gambar 3. Expanded circular-flow diagram

2.2. Lingkup bahasan

Analisis berfokus pada sektor pertanian dalam arti luas, yang mencakup subsektor pertanian, peternakan, perburuan, jasa pertanian, kehutanan dan penebangan kayu, serta perikanan. Adapun *reference series* yang digunakan berupa PDB riil sektor pertanian. Penggunaan sektor pertanian secara garis besar sebab sektor ini merupakan salah satu sektor penyumbang pendapatan nasional tertinggi, jumlah serapan tenaga kerja terbesar, dominan di berbagai provinsi, sektor penyeimbang saat krisis, stabil dan berkelanjutan terkait ketahanan pangan.

2.3. Lokasi dan waktu penelitian

Lokus penelitian adalah Indonesia dalam menggambarkan perekonomian sektor pertanian nasional. Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder triwulanan sejak triwulan satu tahun 2004 sampai triwulan empat tahun 2022 untuk pembentukan model, sedangkan triwulan satu sampai empat tahun 2023 berguna untuk peramalan data. Pemilihan waktu penelitian didasarkan pada ketersediaan data, teori pendukung, dan penelitian terkait.

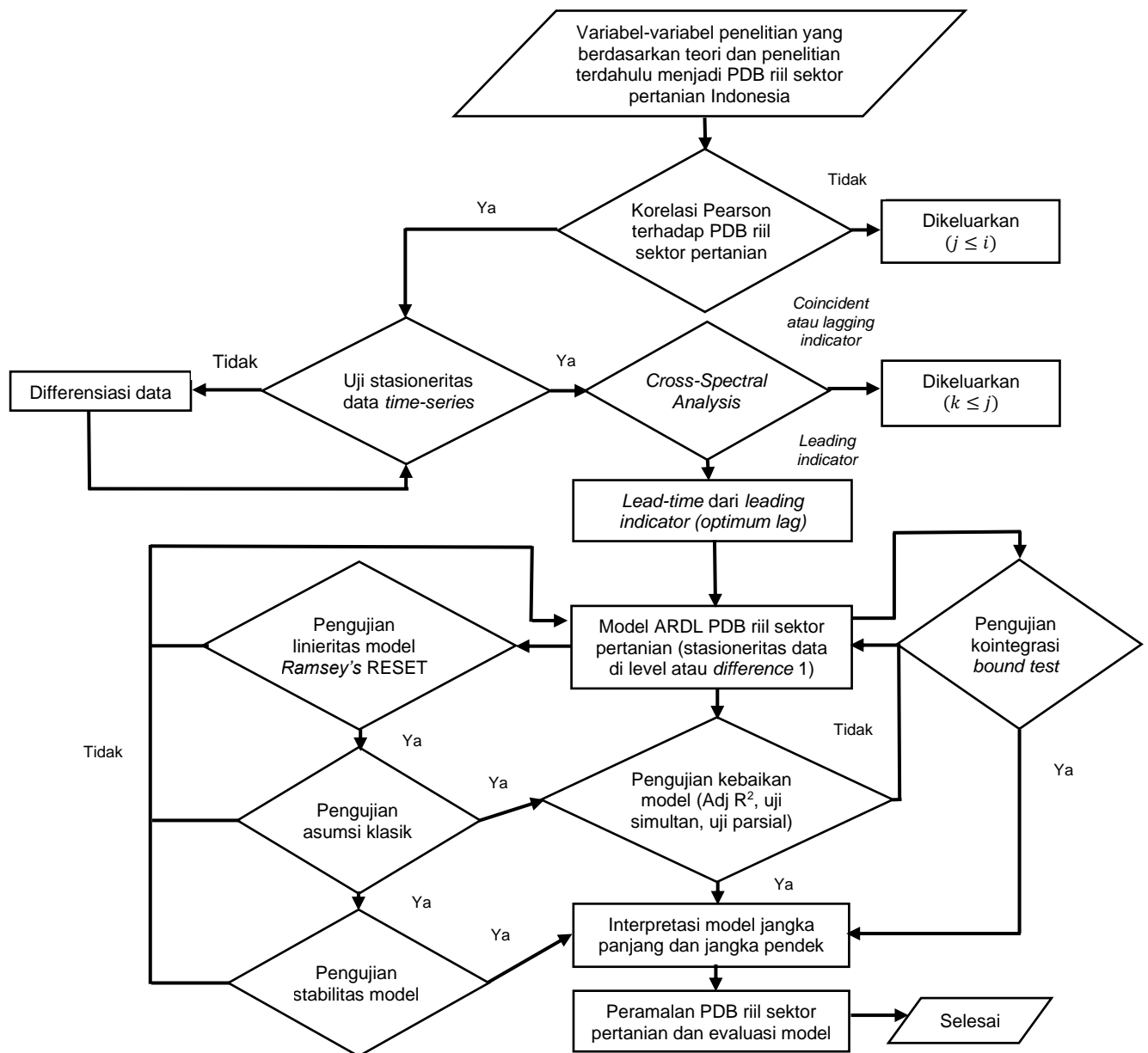
2.4. Jenis dan cara pengumpulan data

Penelitian ini menggunakan data sekunder, baik untuk *reference series* maupun *leading indicator*. Untuk data PDB riil sektor pertanian (*reference series*) diperoleh dari PDB sektor pertanian ADHK (2010 = 100) yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), sementara data penelitian yang menjadi kandidat *leading indicator* sektor pertanian berupa 11 data sekunder bersumber dari BPS, Statistik Ekonomi dan Keuangan Indonesia (SEKI) yang diterbitkan oleh BI, *International Financial Statistics* oleh International Monetary Fund (IMF), dan Statistik Pasar Modal oleh Otoritas Jasa Keuangan (OJK). Untuk data berbentuk bulanan dilakukan agregasi berupa penjumlahan atau rata-rata selama tiga bulan dalam membentuk satu data triwulan. Selain itu, untuk data dengan tahun dasar yang berbeda, yaitu PDB riil sektor pertanian dan IHPB sektor pertanian, dilakukan perubahan tahun dasar ke tahun terbaru, sehingga data dapat diperbandingkan dengan tepat.

2.5. Analisis data

Analisis data pada penelitian ini terbagi atas analisis deskriptif dan analisis inferensia dengan menggunakan *software* Rstudio, Qgis, dan EViews. Analisis deskriptif bertujuan menggambarkan

kondisi variabel-variabel ekonomi secara sederhana, tetapi memberikan informasi yang bermakna. Analisis ini dilakukan dengan menyajikan data menjadi berbentuk grafik dan tabel, sehingga dapat dianalisis secara visual melalui pola pergerakan data penelitian. Gambaran umum dari data PDB riil sektor pertanian dan variabel-variabel ekonomi makro yang diduga menjadi *leading indicator* bagi sektor pertanian dapat memberikan informasi secara mendalam terkait penelitian ini, khususnya mengenai siklus yang terjadi pada variabel dan perubahan kondisi ekonomi pada sektor pertanian. Sementara itu, analisis inferensia berguna dalam melakukan pembahasan mendalam dan pembentukan model bagi PDB riil sektor pertanian. Adapun tahapan analisis inferensia pada penelitian ini terdiri dari perhitungan koefisien korelasi Pearson, memastikan kondisi data stasioner dengan *Augmented Dickey-Fuller test*, perhitungan *lead-time* dengan *Cross-Spectral Analysis*, dan pembentukan model ARDL untuk mengestimasi hubungan jangka panjang dan jangka pendek serta melakukan peramalan kondisi perekonomian sektor pertanian Indonesia. Pemilihan metode penelitian didasarkan kemudahan penggunaan dan interpretasi model dalam menjawab tujuan pada penelitian. Penjelasan terkait tahapan analisis disajikan pada Gambar 4.



Gambar 4. Kerangka analisis penelitian

2.6. Siklus bisnis dan indikator ekonomi

Siklus bisnis adalah pergerakan kondisi perekonomian secara menyeluruh yang mengalami fluktuasi (ekspansi dan resesi) serta terjadi secara berulang dari sisi *output*, pendapatan, atau tenaga kerja (Mankiw 2015). Secara umum, siklus bisnis perekonomian memiliki empat fase, yang meliputi puncak (*peak*), resesi (*recession*), palung (*through*), dan ekspansi (*expansion*) (McConnell et al. 2018). Analisis siklus bisnis memiliki tiga jenis indikator meliputi *leading indicator*, *coincident indicator*, dan *lagging indicator*. Suatu variabel menjadi *leading indicator* ketika seri variabel tersebut bergerak mendahului aktivitas perekonomian secara agregat (*reference series*). Hal ini berarti fase puncak dan palung dari *leading indicator* lebih dahulu terjadi dibandingkan puncak dan palung seri acuan. Adapun *coincident indicator* bermakna pergerakan suatu seri beriringan dengan seri acuannya, sehingga fase puncak dan palung terjadi bersamaan. Terakhir *lagging indicator* berarti seri acuan bergerak lebih dahulu dari variabel tersebut. Oleh sebab itu, fase puncak dan palung suatu variabel akan lebih lambat dari pergerakan puncak-palung pada seri acuan (Abel et al. 2023). Penggunaan analisis siklus bisnis memberikan gambaran kondisi perekonomian secara menyeluruh, menentukan indikator untuk memprediksi arah perekonomian, dan mengantisipasi fluktuasi jangka pendek tidak terduga melalui penentuan *leading indicator* (Mankiw 2015). Indikator ekonomi akan berpengaruh pada berbagai sektor pembangunan, salah satunya sektor pertanian yang menjadi penyumbang besar pada perekonomian nasional.

2.7. Reference series PDB riil sektor pertanian

Produk Domestik Bruto (PDB) merupakan indikator makro ekonomi yang memberikan gambaran mengenai nilai tambah atau nilai barang dan jasa akhir dari keseluruhan unit usaha ekonomi pada suatu negara dalam periode waktu tertentu (BPS 2023d). PDB riil sektor pertanian dianggap bisa mewakili kondisi perekonomian pada sektor pertanian sebab peranan sektor pertanian dapat ditunjukkan dari besarnya persentase nilai tambah bruto (NTB) sektor pertanian terhadap total PDB serta mampu menggambarkan laju pertumbuhan ekonomi pada sektor pertanian. PDB ADHK mengukur nilai tambah barang dan jasa berdasarkan tahun dasar, yaitu harga yang berlaku pada suatu tahun tertentu yang dijadikan dasar perhitungan. PDB ADHK bertujuan melihat nilai pertumbuhan ekonomi setiap tahun dan tingkat pertumbuhan riil/nyata pada ekonomi sektor pertanian. Perhitungan PDB pertanian ADHK diperoleh dengan metode revaluasi sebagai berikut (Kementerian Pertanian 2023):

$$Output_{k,t} = Produksi_t \times Harga_0 \dots\dots\dots (1)$$

$$NTB_{k,t} = Output_{k,t} \times Rasio NTB_0 \dots\dots\dots (2)$$

di mana:

- $Output_{k,t}$ = output atau nilai PDB ADHK tahun ke-t
- $Produksi_t$ = kuantum produksi pada tahun ke-t
- $Harga_0$ = harga produksi pada tahun dasar
- $NTB_{k,t}$ = nilai tambah bruto ADHK tahun ke-t
- $Rasio NTB_0$ = rasio nilai tambah bruto terhadap *output* pada tahun dasar

Penggunaan PDB riil sektor pertanian (ADHK) dimaksud agar dapat memperoleh laju pertumbuhan ekonomi pada lapangan usaha pertanian yang akurat tanpa memperhatikan perubahan harga, sehingga dapat berfokus pada perkembangan volume produksi pertanian. Melalui hal tersebut maka penggunaan PDB riil sektor pertanian dapat menjadi refleksi terkait capaian pembangunan Indonesia, khususnya pada sektor pertanian.

2.8. Cross-Spectral Analysis

Cross Spectral Analysis merupakan teknik analisis yang mencakup korelasi linier dan regresi antara dua proses acak (X_1, X_2) dari data *series* dengan distribusi *varians* yang sama yang menjadi fungsi waktu atau disebut frekuensi. Dua data *series* tersebut meliputi satu *series* variabel respons dan satu *series* kandidat indikator pada kekuatan yang sama. Oleh sebab itu, analisis ini memanfaatkan pendekatan *domain* frekuensi terkait informasi panjang siklus (Martinson 2018). *Cross-Spectral Analysis* berguna dalam melihat gelombang sinyal dari dua indikator ekonomi yang digunakan. Adapun tahapan dari penggunaan *Cross-Spectral Analysis* antara lain (Granger dan Hatanaka 1964):

1. Penghapusan tren data, sehingga dipastikan data yang digunakan dalam keadaan stasioner;
2. Perhitungan jumlah *lag* atau *series* data yang akan digunakan dalam estimasi (m), disarankan $< \frac{n}{3}$ *series* data pada setiap variabel, dengan n = jumlah data. Ketika jumlah n tidak besar (< 200 data), maka nilai m dapat berkisar $\frac{n}{5}$ atau $\frac{n}{6}$;
3. Perhitungan nilai spektrum dengan mengatur bobot atau faktor penimbang untuk melakukan *smoothing* pada data. Penimbang yang digunakan yaitu penimbang *Parzen* (λ_k);
4. Perhitungan *cross-covarians* pada setiap pasang variabel PDB riil sektor pertanian dengan variabel kandidat *leading indicators*;
5. Perhitungan *cospectral density* (*cospectrum*) dan *quadrature spectral density* (*quadspectrum*). *Cospectrum* adalah *covarians* antara komponen *amplitude in phase* atau nilai silang yang sebenarnya antara PDB riil sektor pertanian yang menjadi *reference series* dengan *leading indicator*. Adapun *quadspectrum* memiliki arti nilai spektrum bayangan atau *covarians* dari *amplitude out-of phase* antara kedua variabel tersebut pada tingkat frekuensi yang sama (Martinson 2018);
6. Perhitungan *amplitudo spectrum*, *coherence* dan *phase*. *Amplitudo spectrum* menggambarkan jarak antara puncak dan palung terhadap garis (Niemira dan Klein 1994). *Coherence* menjelaskan nilai koefisien korelasi kuadrat antara *reference series* dengan *leading indicator*, yang menunjukkan bahwa semakin besar nilainya maka semakin erat hubungan atau korelasi antara dua *series* yang memiliki kekuatan frekuensi sama. Adapun *phase* memperlihatkan ukuran sudut yang terbentuk dari dua gelombang variabel dengan kekuatan frekuensi sama. Perhitungan tersebut seperti persamaan ini (Granger dan Hatanaka 1964):

$$\hat{A}(\omega_j) = \sqrt{(\hat{c}(\omega_j)^2 + \hat{q}(\omega_j)^2)} \dots\dots\dots (3)$$

$$\hat{\phi}(\omega_j) = \arctan \left[-\frac{\hat{q}(\omega_j)}{\hat{c}(\omega_j)} \right] \dots\dots\dots (4)$$

$$\hat{C}(\omega_j) = \frac{\hat{A}(\omega_j)^2}{\hat{f}_x(\omega_j) \cdot \hat{f}_y(\omega_j)} \dots\dots\dots (5)$$

di mana:

$$\hat{A}(\omega_j) = \textit{amplitudo}$$

$$\hat{\phi}(\omega_j) = \textit{phase}$$

$$\hat{C}(\omega_j) = \textit{coherence}$$

Nilai *coherence* dan *phase* digunakan dalam menentukan variabel ekonomi yang menjadi *leading indicator*, *coincident indicator* dan *lagging indicator*. Hasil akhir, dilakukan pemilihan nilai *coherence* tertinggi pada setiap variabel dari keseluruhan nilai frekuensi yang mampu menggambarkan variasi nilai PDB riil sektor pertanian terbaik.

7. Kemudian dilakukan perkiraan *lead-time* antara dua *series* data dengan frekuensi yang sama melalui perubahan satuan waktu nilai *phase* dari persamaan (Niemira dan Klein 1994):

$$\textit{Lead-time} = \frac{\hat{\phi}(\omega_j)}{2\pi} \times C ; C = \frac{1}{f} \dots\dots\dots (6)$$

di mana:

$$C = \textit{panjang siklus observasi}$$

$$f = \textit{frekuensi}$$

2.9. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

Model ARDL adalah model yang mengandung variabel prediktor saat ini, *lag* dari variabel prediktor, serta *lag* dari variabel respons yang berperan sebagai penjelas bagi variabel respons periode saat ini. Persamaan model ARDL dituliskan sebagai berikut (Gujarati 2015):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j} X_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (7)$$

di mana:

$$Y_t = \textit{variabel respons } Y \textit{ periode ke-t}$$

- α = konstanta model ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_j)
- θ_i = koefisien regresi variabel respons Y_{t-i} , dengan $i = 1, \dots, p$
- Y_{t-i} = lag variabel respons Y ke- i
- k = jumlah variabel prediktor
- β_{j,l_j} = koefisien regresi lag variabel prediktor X_j ke- l_j , dengan $j = 1, \dots, k$ dan $l_j = 0, \dots, q_j$
- X_j = variabel prediktor X ke- j
- l_j = lag variabel prediktor ke- j
- p = jumlah lag variabel respons Y (ordo *autoregressive*)
- q_j = jumlah lag variabel respons X_j (ordo *distributed lag*)
- ε_t = error periode ke- t
- t = periode waktu

Pada persamaan (7) semua lag Y adalah bagian *autoregressive*, sedangkan semua lag X adalah bagian *distributed lag*. Oleh karenanya, diperoleh model ARDL (p, q) dengan p adalah *autoregressive term* dan q adalah *distributed lag term*. Model ARDL dapat diterapkan pada data dengan kondisi stasioner yang berbeda yaitu pada kondisi stasioner level atau stasioner *first difference* (Pesaran et al. 2001). Data dapat dilakukan *d-th difference*, tetapi nilai derajat bebas akan semakin berkurang, sehingga berisiko menjadi tidak valid dan sulit untuk diinterpretasikan. Selain itu, Pesaran dan Shin (1999) menjelaskan bahwa model ARDL memiliki keunggulan karena menjadi model *robust* pada sampel data kecil serta dapat menguji adanya kointegrasi jangka panjang.

2.10. Kointegrasi bound testing dan model conditional error correction

Pengujian kointegrasi berguna untuk memastikan bahwa model ARDL yang terbentuk akan mencapai keseimbangan jangka panjang. Selain itu, uji kointegrasi juga digunakan sebagai *pre-test* untuk mengatasi kemungkinan masalah *spurious regression* (Granger 1986). Pesaran et al. (2001) menggunakan pengujian kointegrasi untuk membentuk persamaan *Conditional Error Corrections* (CEC) melalui pemodelan ARDL. Persamaan CEC akan mengandung persamaan jangka panjang maupun jangka pendek, yang berdasarkan persamaan (7) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \psi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j X_{j,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j-1} \beta_{j,l_j}^* \Delta X_{j,t-l_j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (8)$$

di mana:

- Y_t = variabel respons Y periode ke- t
- Δ = operator *first difference*
- α_0 = konstanta
- α_1 = koefisien tren data
- ψ = koefisien regresi Y_{t-1} pada level, dengan $\psi = (\sum_{i=1}^p \theta_i) - 1$
- ϕ_j = koefisien regresi $X_{j,t-1}$ pada level, dengan $\phi_j = \sum_{l_j=0}^{q_j} \beta_{j,l_j}$; $j = 1, \dots, k$
- θ_i = koefisien regresi variabel respons Y_{t-i} pada model ARDL
- β_{j,l_j} = koefisien regresi variabel prediktor $X_{j,t-l_j}$ pada model ARDL
- k = jumlah variabel prediktor
- p = jumlah lag variabel respons Y
- q_j = jumlah lag variabel prediktor X_j
- θ_i^* = koefisien regresi variabel respons Y_{t-i} pada bentuk *first difference* dengan $i = 1, \dots, p - 1$
- β_{j,l_j}^* = koefisien regresi variabel prediktor $X_{j,t-l_j}$ pada bentuk *first difference* dengan $j = 1, \dots, k$ dan $l_j = 0, \dots, q_j - 1$
- Y_{t-i} = variabel respons Y dengan lag ke- i
- $X_{j,t-l_j}$ = variabel prediktor X dengan lag ke- j
- ε_t = error periode ke- t
- t = periode waktu

Hipotesis yang digunakan pada pengujian ini dituliskan seperti berikut:

$$H_0 : (\psi = 0) \cap (\phi_j = 0') ; j = 1, \dots, k \text{ (tidak terdapat kointegrasi)}$$

$$H_1 : (\psi \neq 0) \cup (\phi_j \neq 0') \text{ (terdapat kointegrasi)}$$

Pada pengujian *bound test*, statistik uji yang digunakan berasal dari pendekatan uji Wald dan uji F dengan formulasi sebagai berikut (Pesaran et al. 2001):

$$F = \frac{W}{k+2} \dots\dots\dots (9)$$

di mana:

- W = statistik uji Wald
- k = jumlah parameter yang diestimasi (tidak termasuk tren dan intersep)

Statistik uji Wald yang digunakan pada persamaan (9) dihitung (Pesaran dan Shin 1999):

$$W = (\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_T - \mathbf{r})' \{ \mathbf{R} \text{Cov}(\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_T) \mathbf{R}' \}^{-1} (\mathbf{R}\widehat{\boldsymbol{\lambda}}_T - \mathbf{r}) \sim \chi^2_{(g)} \dots\dots\dots (10)$$

di mana:

- \mathbf{R} = matriks $g \times (k + 1)$
- g = restriksi linier dari $\boldsymbol{\lambda}$
- $\widehat{\boldsymbol{\lambda}}$ = vektor penduga jangka panjang dengan ordo $(k + 1) \times 1$
- $()'$ = operator *transpose*
- $()^{-1}$ = operator *inverse*
- \mathbf{r} = vektor matriks dari konstanta dengan ordo $(g \times 1)$; $\mathbf{r} = \mathbf{R} \times \widehat{\boldsymbol{\lambda}}$
- T = ukuran sampel

Nilai statistik uji F menyatakan kointegrasi hubungan jangka panjang pada model ARDL, dengan cara membandingkan nilainya dengan set nilai kritis asimtotik (batas atas $[F_U]$ dan batas bawah $[F_L]$). Narayan (2005) menyatakan hasil tabulasi nilai kritis dengan jumlah sampel 30–80 observasi. Kesimpulan yang diperoleh dari pengujian ini ketika berada di luar batas nilai kritis, yaitu tidak ada kointegrasi antarvariabel ketika $F < F_L$, terdapat kointegrasi antarvariabel jika $F > F_U$. Jika F-statistik berada dalam rentang nilai kritis ($F_L < F < F_U$) maka tidak diperoleh kesimpulan mengenai kointegrasi model (Pesaran dan Shin 1999).

2.11. Persamaan jangka panjang dan jangka pendek

Pemodelan ARDL terdiri dari hubungan jangka panjang dan jangka pendek. Model jangka panjang terbentuk apabila terpenuhi kointegrasi jangka panjang antarvariabel. Persamaan model ARDL jangka panjang menjelaskan bagaimana pengaruh suatu variabel prediktor terhadap variabel respons pada keseimbangan jangka panjang yang berdasarkan persamaan (8) (Pesaran et al. 2001):

$$Y_t = \alpha^* + \sum_{j=1}^k \beta_j^* X_{j,t} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (11)$$

di mana:

- Y_t = variabel respons Y periode ke-t
- α^* = konstanta jangka panjang, dengan $\alpha^* = \alpha_0 / -\psi$
- α_0 = konstanta model CEC
- ψ = koefisien regresi Y_{t-1} model CEC
- β_j^* = koefisien jangka panjang variabel $X_{j,t}$, dengan $j = 1, \dots, k$ dan $\beta_j^* = \phi_j / -\psi$
- $X_{j,t}$ = variabel prediktor ke-j periode ke-t
- ϕ_j = koefisien regresi $X_{j,t-1}$ model CEC
- k = jumlah variabel prediktor
- ε_t = *error* periode ke-t
- t = periode waktu

Persamaan jangka pendek pada model ARDL berguna untuk melihat fluktuasi variabel untuk mencapai keseimbangan jangka panjang, dilihat dari pengaruhnya pada besaran lag variabel prediktor. *Error Correction Mechanism* (ECM) dari ARDL dimanfaatkan dalam membentuk persamaan jangka pendek. Adapun bentuk pemodelan ARDL jangka pendek berdasarkan persamaan (8) (Pesaran et al. 2001):

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i^* \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l_j=0}^{q_j-1} \beta_{j,l_j}^* \Delta X_{j,t-l_j} + \gamma \widehat{EC}_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (12)$$

di mana:

- Δ = operator *first difference*
- θ_i^* = koefisien regresi Y_{t-1} bentuk *first difference*, dengan $i = 1, \dots, p - 1$
- Y_{t-i} = variabel respons Y periode ke-t, lag ke-i

β_{j,l_j}^* = koefisien jangka panjang variabel $X_{j,t-l_j}$ pada bentuk *first difference*, dengan $j = 1, \dots, k$ dan $l_j = 0, \dots, q_j$
 $X_{j,t-l_j}$ = variabel prediktor ke- j periode ke- t dengan *lag* ke- l_j
 p = jumlah *lag* variabel respons Y
 q_j = jumlah *lag* variabel prediktor X_j
 γ = kecepatan penyesuaian, $\gamma = \psi$
 \widehat{EC}_{t-1} = *lag* bentuk *error correction*, dengan $\widehat{EC}_{t-1} = Y_t - (\alpha^* + \sum_{j=1}^k \beta_j^* X_{j,t})$

Nilai *lag* dari bentuk *error correction* (EC_{t-1}) harus negatif dan signifikan sebab berguna dalam memastikan keberadaan hubungan jangka panjang antarvariabel penelitian dalam model. Secara ideal, nilai kecepatan penyesuaian pada beberapa penelitian adalah negatif satu sampai dengan nol ($-1 < \gamma < 0$) (Atique dan Malik 2012). Nilai tersebut dapat kurang dari negatif satu, tetapi maksimal negatif dua ($-2 < \gamma < -1$), kondisi ini berarti proses penyesuaian model jangka pendek tidak konstan ke arah keseimbangan jangka panjang, tetapi berfluktuasi di awal kemudian langsung menuju konvergensi jangka panjang pada waktu singkat (*over convergence*) (Narayan dan Smyth 2006).

2.12. Stabilitas model

Pengujian stabilitas model menggunakan uji *cumulative sum* (CUSUM) dan *cumulative of sum square* (CUSUMQ) (Brown et al. 1975). Uji CUSUM memanfaatkan jumlah kumulatif yang berasal dari residual rekursif. Pengujian ini berguna mendeteksi perubahan sistematis yang terjadi pada koefisien regresi. Di sisi lain, uji CUSUMQ bertujuan melihat penyimpangan koefisien regresi pada keadaan tetap, penyimpangan tersebut dapat terjadi secara cepat dan sembarang. Kedua pengujian tersebut memiliki sifat yang saling melengkapi (Pesaran B dan Pesaran MH 2009). Pada pengujian stabilitas dengan CUSUM dan CUSUMQ, model dikatakan stabil jika hasil *plotting* nilai CUSUM dan CUSUMQ dari model berada pada rentang kedua garis signifikansi dengan tingkat signifikansi sebesar α .

2.13. Evaluasi model

Evaluasi model hasil peramalan dilakukan dengan perbandingan hasil peramalan dengan data aktual, sehingga diperoleh selisih nilai atau *error*. Terdapat beberapa perhitungan statistik yang t digunakan seperti *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) dan *Theil's U-statistic*. Nilai *Theil's U-statistic* berkisar antara 0 dan 1. *Theil's U-statistic* terbagi atas *bias proportion* (U^M), *variance proportion* (U^S), dan *covariance proportion* (U^C). U^M menuju 0 karena mengukur penyimpangan rata-rata hasil estimasi dengan data aktual. U^S menuju 0 sebab mengukur ketimpangan nilai keragaman estimasi dan data aktual, yang berguna melihat kesamaan perilaku data. Sementara itu, U^C menuju 1, artinya *error* berasal dari kesalahan tidak sistemik (Theil 1966). Semakin kecil MAPE dan *Theil's U-statistic*, maka besaran kesalahan hasil peramalan terhadap nilai aktual semakin kecil, sehingga model *forecasting* akurat (Makridakis et al. 1997). Adapun kriteria evaluasi model dengan MAPE ada pada Tabel 2.

Tabel 2. Kriteria MAPE untuk evaluasi model

MAPE	Kekuatan peramalan
<10%	Peramalan yang sangat kuat
10–20%	Peramalan yang baik
20–50%	Peramalan yang cukup berarti
>50%	Peramalan yang lemah dan tidak akurat

Sumber: Lewis (1982)

3. Hasil dan pembahasan

3.1. Gambaran umum sektor pertanian Indonesia dan kandidat leading indicator

3.1.1. Gambaran umum sektor pertanian

Pertanian menjadi salah satu sektor unggulan dalam perekonomian Indonesia mengingat penyerapan tenaga kerja sektor pertanian yang tinggi. Sejak tahun 2004 kontribusi sektor pertanian terhadap perekonomian nasional cukup baik, antara 10–17% pada setiap triwulannya. Kontribusi sektor pertanian

cenderung stabil akibat konsistensi peningkatan produktivitas (Ing et al. 2018), walaupun nilainya masih lebih rendah dibandingkan sektor lain. Stabilitas kontribusi tersebut menunjukkan bahwa sektor pertanian memiliki daya tahan struktural yang relatif kuat terhadap dinamika ekonomi jangka pendek. Namun, sektor pertanian menjadi penjamin ketahanan pangan nasional yang senantiasa dibutuhkan dalam pemenuhan kebutuhan masyarakat. Selain itu, pergerakan sektor pertanian berjalan seiring dengan perkembangan PDB nasional, sehingga dapat menjadi *leading indicator* perekonomian Indonesia.

Selama lima tahun terakhir, diketahui subsektor pada sektor pertanian yang memberikan kontribusi terbesar pada perekonomian nasional adalah tanaman perkebunan, tanaman pangan, dan perikanan, dengan nilai rata-rata masing-masing sebesar 3,58%, 2,77%, dan 2,68%. Ketiga subsektor tersebut memiliki keterkaitan langsung dengan kebutuhan dasar masyarakat serta rantai pasok domestik, sehingga relatif lebih stabil dibandingkan subsektor lain. Selain itu, berdasarkan Tabel 3 kontribusi setiap subsektor pada pertanian Indonesia menunjukkan peningkatan nilai di tahun 2020 ketika pandemi Covid-19 melanda Indonesia. Hal ini menunjukkan pentingnya peranan sektor pertanian dalam menjaga stabilitas ekonomi nasional pada saat krisis. Namun, distribusi sektor pertanian justru turun saat pemulihan ekonomi di tahun 2021 dan 2022. Hal ini terjadi akibat peningkatan stabilitas daya beli pascapandemi Covid-19 pada sektor-sektor ekonomi lainnya (Bappenas 2023b).

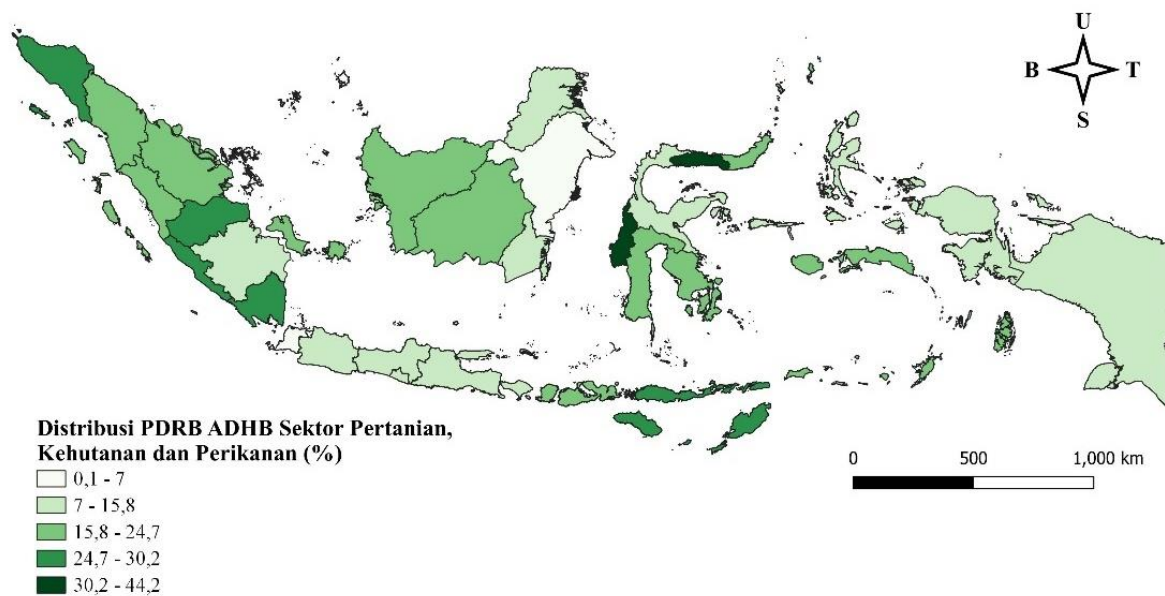
Tabel 3. Distribusi PDB atas dasar harga berlaku pada subsektor yang dimiliki sektor pertanian, 2018–2022

Subsektor	Distribusi PDB ADHB					Rata-rata
	2018	2019	2020	2021	2022	
1. Pertanian, peternakan, perburuan dan jasa pertanian	9,55	9,40	10,20	9,85	9,22	9,64
a. Tanaman pangan	3,03	2,82	3,07	2,60	2,32	2,77
b. Tanaman hortikultura	1,47	1,51	1,62	1,55	1,44	1,52
c. Tanaman perkebunan	3,30	3,27	3,63	3,94	3,76	3,58
d. Peternakan	1,57	1,62	1,69	1,58	1,52	1,60
e. Jasa pertanian dan perburuan	0,19	0,19	0,20	0,19	0,18	0,19
2. Kehutanan dan penebangan kayu	0,66	0,66	0,70	0,66	0,60	0,66
3. Perikanan	2,60	2,65	2,79	2,77	2,58	2,68
Pertanian, kehutanan, dan perikanan	12,81	12,71	13,70	13,28	12,40	12,98

Sumber: Badan Pusat Statistik (2023b)

Beberapa provinsi di Indonesia terlihat masih bertumpu pada sektor pertanian sebagai sektor perekonomian utama, khususnya provinsi di luar pulau Jawa (Gambar 5). BPS (2023a) menyebutkan nilai distribusi PDRB ADHB pada tahun 2022 pada beberapa provinsi didominasi oleh sektor pertanian, kehutanan, dan perikanan, yaitu meliputi Provinsi Aceh (29,43%), Sumatera Utara (23,01%), Sumatera Barat (21,20%), Jambi (30,15%), Bengkulu (27,69%), Lampung (27,90%), NTB (21,39%), NTT (29,60%), Kalimantan Barat (21,10%), Kalimantan Tengah (20,47%), Sulawesi Utara (20,90%), Sulawesi Selatan (22,10%), Sulawesi Tenggara (23,25%), Gorontalo (37,99%), Sulawesi Barat (44,19%), dan Maluku (23,56%). Pola ini mencerminkan ketergantungan ekonomi daerah terhadap sektor primer, khususnya di wilayah dengan basis sumber daya alam yang kuat dan industrialisasi yang relatif terbatas. Hal ini berarti sektor pertanian masih dijadikan komoditas unggulan dalam menggerakkan roda perekonomian pada wilayah tersebut. Kondisi ini juga membawa dampak positif terkait penyediaan kecukupan pangan, sehingga dapat menjamin kualitas hidup masyarakat Indonesia.

Secara keseluruhan, karakteristik sektor pertanian Indonesia yang relatif stabil, tahan terhadap guncangan, serta memiliki keterkaitan yang kuat dengan aktivitas ekonomi nasional dan regional menunjukkan potensi sektor ini sebagai sumber *leading indicator* perekonomian. Perubahan kinerja subsektor utama, seperti tanaman pangan, perkebunan, dan perikanan, serta respons sektor pertanian terhadap fase krisis dan pemulihan ekonomi memberikan sinyal awal terhadap dinamika ekonomi yang lebih luas. Oleh karena itu, indikator-indikator sektoral pertanian, baik yang bersifat produksi, nilai tambah, maupun distribusi regional, menjadi relevan untuk dianalisis lebih lanjut sebagai kandidat *leading indicator* dalam memprediksi arah dan kondisi perekonomian Indonesia.



Sumber: Badan Pusat Statistik (2023c), diolah

Gambar 5. Peta persebaran distribusi PDRB ADHB sektor pertanian di Indonesia, 2022

3.1.2. Keterkaitan antara PDRB riil sektor pertanian dengan kandidat leading indicator

Pola pergerakan setiap kandidat variabel yang dibandingkan dengan pergerakan PDB riil sektor pertanian menunjukkan adanya potensi kandidat variabel menjadi *leading indicator* bagi *reference series* sektor pertanian Indonesia. Selanjutnya, dilakukan pengujian korelasi Pearson untuk melihat kekuatan hubungan antara setiap pasangan *leading indicator* dengan *reference series*, yang hasilnya dapat dilihat pada Tabel 4 berikut.

Tabel 4. Hasil perhitungan nilai korelasi Pearson

Variabel	Koefisien korelasi	<i>p-value</i>
IHPB	0,873	0,000**
KMP	0,875	0,000**
KIP	0,898	0,000**
XP	0,783	0,000**
MP	0,552	0,000**
SBI	-0,738	0,000**
RUSD	0,826	0,000**
M2	0,895	0,000**
IHK	0,908	0,000**
IHSG	0,881	0,000**
PT	0,251	0,029**

Keterangan: **) signifikan pada $\alpha = 5\%$

Variabel-variabel yang digunakan sebagai kandidat *leading indicator* memiliki nilai *p-value* $< \alpha = 5\%$, sehingga semua variabel kandidat tersebut memiliki hubungan atau berkorelasi dengan *reference series* PDB riil sektor pertanian. Kekuatan hubungan kandidat variabel yaitu mendekati sempurna ($>0,90$), sangat kuat (0,70–0,89), kuat (0,50–0,69), dan lemah (0,10–0,29). Selain itu, terlihat hanya variabel suku bunga acuan BI yang berkorelasi negatif terhadap PDB riil sektor pertanian, sedangkan variabel lainnya berkorelasi positif.

3.2. Lead-time variabel leading indicator terhadap PDB riil sektor pertanian

3.2.1. Pengujian asumsi stasioneritas

Sebelum melakukan estimasi terhadap nilai *lead-time* variabel *leading indicator* dengan menggunakan *Cross-Spectral Analysis*, perlu dipenuhi syarat stasioneritas pada data sebab data yang digunakan pada analisis ini berupa data *time series*. Hasil pengujian stasioneritas data yang digunakan adalah data dengan stasioneritas kuat; artinya, tidak terdapat tren stokastik dan tren deterministik pada data *time-series*. Diketahui bahwa tidak ada data yang stasioner di level dan sebagian besar data data stasioner pada *first difference* meliputi PDB riil sektor pertanian, IHPB sektor pertanian, kredit investasi sektor pertanian, ekspor produk pertanian, impor produk pertanian, suku bunga acuan BI, nilai tukar rupiah terhadap USD, IHK, IHSG, dan Indeks Harga Teh Dunia. Sementara itu, pada *second difference* variabel yang stasioner adalah kredit modal kerja sektor pertanian dan jumlah uang beredar (M2).

3.2.2. Hasil estimasi lead-time variabel leading indicator terhadap PDB riil sektor pertanian

Waktu pengaruh suatu *leading indicator* terhadap PDB riil sektor pertanian diperoleh melalui perhitungan nilai *phase* dalam satuan waktu, *phase* dipilih berdasarkan nilai *coherence* setiap variabel. Adapun hasil estimasi dengan *Cross-Spectral Analysis* ditampilkan pada Tabel 5.

Tabel 5. Hasil uji *Cross-Spectral Analysis*

Variabel	<i>Coh</i>	<i>Phase</i>	<i>Lag</i>	Keterangan
$\Delta IHPP$	0,679	-2,294	-6,756	<i>lagging</i>
$\Delta^2 KMP$	0,838	-1,053	-2,022	<i>lagging</i>
ΔKIP	0,943	-1,840	-7,387	<i>lagging</i>
ΔXP	0,024	1,538	2,191	<i>leading (3)</i>
ΔMP	0,577	0,182	0,575	<i>leading (1)</i>
ΔSBI	0,778	2,636	5,292	<i>leading (6)</i>
$\Delta RUSD$	0,143	2,619	6,804	<i>leading (7)</i>
$\Delta^2 M2$	0,771	-0,858	-1,648	<i>lagging</i>
ΔIHK	0,856	-0,215	-0,790	<i>lagging</i>
$\Delta IHSG$	0,385	-2,974	-5,051	<i>lagging</i>
ΔPT	0,392	2,977	6,261	<i>leading (7)</i>

Indeks Harga Perdagangan Besar sektor pertanian merupakan *lagging indicator* bagi PDB riil sektor pertanian. Adapun variabel ini dapat menjelaskan keragaman PDB riil sektor pertanian sebesar 67,87% dengan nilai *lead-time* sebesar -6,756. Hal ini berarti perubahan IHPB sektor pertanian akan bergerak enam triwulan, dua bulan dan sembilan hari lebih lambat dibandingkan pergerakan pada perubahan PDB riil sektor pertanian. Hasil tersebut sejalan dengan penelitian Kashif et al. (2023).

Kredit modal kerja sektor pertanian memiliki *coherence* sebesar 0,838, yang artinya mampu menjelaskan variasi PDB riil sektor pertanian sebesar 83,77%. Variabel ini menjadi *lagging indicator* bagi sektor pertanian Indonesia sebab memiliki nilai *lead-time* sebesar -2,022, sehingga pergerakan perubahan kredit modal kerja akan didahului oleh perubahan PDB riil sektor pertanian sebesar dua triwulan dan tiga hari. Hasil ini didukung penelitian Inayah (2018), Lestari (2019), serta Saputri dan Oktaviana (2023).

Kredit investasi sektor pertanian dapat menjelaskan variasi nilai PDB riil sektor pertanian sebesar 94,29%. Namun, hasil konversi nilai *phase* ke satuan waktu menunjukkan bahwa variabel ini memiliki waktu pengaruh sebesar -7,387. Hal ini berarti perubahan kredit investasi sektor pertanian baru akan bergerak tujuh triwulan satu bulan dan lima hari, setelah PDB riil sektor pertanian mengalami perubahan, sehingga kredit investasi sektor pertanian menjadi *lagging indicator* bagi PDB riil sektor pertanian. Temuan ini sejalan dengan penelitian Pratiwi (2008) yang memperoleh hasil yang serupa.

Ekspor produk pertanian menjadi *leading indicator* sektor pertanian Indonesia dengan waktu pengaruh sebesar 2,191, sehingga perubahan ekspor produk pertanian akan bergerak mendahului perubahan PDB riil sektor pertanian dua triwulan dan 18 hari sebelumnya. Nilai *coherence* variabel ini

sebesar 0,024, yang bermakna ekspor produk pertanian dapat menjelaskan keragaman PDB riil sektor pertanian sebesar 2,42%. Temuan ini didukung hasil penelitian Pratiwi (2008) dan Handoko (2017).

Impor produk pertanian mampu menjelaskan keragaman PDB riil sektor pertanian dengan nilai 57,75%. Impor produk pertanian bersifat *leading indicator* terhadap sektor pertanian Indonesia karena memiliki nilai *lead-time* mencapai 0,575. Artinya, perubahan impor produk pertanian akan bergerak satu bulan 22 hari lebih cepat, baru disusul oleh perubahan PDB riil sektor pertanian. Hasil yang sama diperoleh oleh penelitian Pratiwi (2008) dan Sandy (2017).

Suku bunga acuan BI dapat menjadi *leading indicator* bagi PDB riil sektor pertanian sebab memiliki nilai *phase* sebesar 2,636, yang setelah dikonversi menjadi satuan waktu bernilai 5,292. Oleh karenanya, perubahan suku bunga acuan BI akan bergerak lima triwulan 27 hari lebih cepat daripada pergerakan pada perubahan PDB riil sektor pertanian. Adapun besaran keragaman PDB riil sektor pertanian yang dapat dijelaskan oleh suku bunga acuan BI sebesar 77,85%. Temuan ini serupa dengan hasil penelitian Ardani (2018).

Nilai tukar rupiah terhadap USD mampu memberikan waktu pengaruh yang positif kepada PDB riil sektor pertanian sebesar 6,804 yang bermakna perubahan PDB riil sektor pertanian akan didahului oleh perubahan nilai tukar rupiah terhadap USD enam triwulan dua bulan dan 13 hari lebih cepat. Oleh sebab itu, nilai tukar rupiah terhadap USD adalah *leading indicator* bagi sektor pertanian Indonesia. Selain itu, nilai tukar rupiah terhadap USD dapat menggambarkan variasi data PDB riil sektor pertanian sebesar 14,25%. Penelitian Sandy (2017) dan Handoko (2017) memperoleh hasil yang serupa.

Jumlah uang beredar (M2) adalah *lagging indicator* bagi PDB riil sektor pertanian sebab memiliki nilai konversi satuan waktu dari nilai *phase* sebesar -1,648. Kondisi tersebut berarti perubahan PDB riil sektor pertanian akan bergerak satu triwulan satu bulan dan 29 hari lebih cepat daripada perubahan jumlah uang beredar (M2). Selain itu, jumlah uang beredar dapat menjelaskan variasi PDB riil sektor pertanian sebesar 77,11%. Hasil ini sejalan dengan penelitian Alam et al. (2020).

Indeks harga konsumen memiliki nilai *coherence* sebesar 0,856 sehingga IHK dapat menjelaskan keragaman PDB riil sektor pertanian senilai 85,57%. IHK memiliki waktu pengaruh bernilai negatif, yaitu -0,790. Artinya perubahan IHK atau inflasi bergerak lebih lambat dua bulan dan 12 hari dibandingkan pergerakan pada perubahan PDB riil sektor pertanian, sehingga IHK menjadi *lagging indicator* bagi sektor pertanian Indonesia. Temuan ini didukung oleh Rusiadi dan Novalina (2017) dan Ardani (2018).

Indeks Harga Saham Gabungan adalah *lagging indicator* bagi PDB riil sektor pertanian, sebab perubahan IHSG bergerak didahului perubahan PDB riil sektor pertanian sebesar lima triwulan lima hari dengan nilai *lead-time* yaitu -5,051. Adapun nilai *coherence* IHSG sebesar 0,386; artinya, keragaman data PDB riil sektor pertanian dapat dijelaskan oleh IHSG sebesar 38,55%. Temuan ini sejalan dengan hasil penelitian Prasetyanto (2016) dan Ardani (2018).

Indeks Harga Teh Dunia bersifat sebagai *leading indicator* terhadap sektor pertanian Indonesia. Adapun nilai *phase* Indeks Harga Teh Dunia sebesar 2,977 yang setelah dikonversi dalam satuan waktu menjadi 6,261. Kondisi ini bermakna perubahan PDB riil sektor pertanian akan didahului oleh pergerakan perubahan Indeks Harga Teh Dunia sebesar enam triwulan 24 hari. Nilai *coherence* sebesar 0,392 artinya Indeks Harga Teh Dunia menjelaskan keragaman nilai PDB riil sektor pertanian sebesar 39,19%. Hasil penelitian Pratiwi (2008) memperoleh hasil yang serupa. Komoditas teh adalah salah satu komoditas perkebunan unggulan yang penting bagi perekonomian negara eksportir dan berkembang. Selama beberapa dekade terakhir, industri teh internasional mengalami pertumbuhan pesat, diikuti peningkatan jumlah konsumsi global (FAO 2024). Hal ini disebabkan oleh peningkatan manfaat kesehatan pada konsumsi teh, muncul beragam variasi produk teh, dan kesadaran akan kualitas teh (Van der Wal 2008). Selain itu, harga perdagangan internasional komoditas teh cenderung lebih stabil dibandingkan komoditas minuman lain (IMF 2023), sehingga perdagangan internasional dapat lebih mudah diprediksi terkait pertumbuhan ekonomi sektor pertanian (Mellor 1995).

3.3. Hubungan jangka panjang dan jangka pendek antara leading indicator sektor pertanian dengan PDB riil sektor pertanian

3.3.1. Pengujian linieritas

Pengujian linieritas dengan uji Ramsey's RESET dilakukan antara PDB riil sektor pertanian dengan variabel-variabel prediktor. Nilai statistik uji F test sebesar $2,275 < F_{0,05(1,31)} = 4,160$ dan *p-value*

sebesar $0,142 > \alpha = 5\%$ sehingga diperoleh keputusan gagal tolak H_0 yang berarti antara PDB riil sektor pertanian dan variabel prediktor terdapat spesifikasi fungsi linier.

3.3.2. Pemilihan lag optimum

Pemilihan lag optimum dilakukan sesuai kebutuhan penelitian untuk mendapatkan nilai lag sesuai hasil pembulatan keatas *lead-time* dari variabel *leading indicator* bagi PDB riil sektor pertanian. Pada persamaan ARDL yang akan dibentuk, PDB riil sektor pertanian menjadi variabel respons, sedangkan variabel prediktor berupa *leading indicator*. Melalui hasil pengolahan diperoleh lag optimum yang membentuk model ARDL sesuai nilai *lead-time* variabel *leading indicator* dengan kriteria *Hannan-Quinn* (HQ) yaitu ARDL (7,3,1,6,7,7). Pemilihan lag optimum diinterpretasikan sebagai besaran lag pergerakan antara variabel prediktor dan variabel respons, sehingga memberikan indikasi pada pergerakan sektor pertanian.

3.3.3. Persamaan umum model ARDL

Hasil pengujian simultan menunjukkan nilai F-statistik sebesar 610,075 dengan *p-value* yaitu 0,000. Apabila digunakan $\alpha = 5\%$ diperoleh keputusan tolak H_0 karena nilai F-statistik $> F_{0,95(5,69)} = 2,347$ dan *p-value* $< \alpha = 5\%$. Hal ini berarti dengan tingkat signifikansi 5% dan jumlah sampel yang digunakan, dapat dibuktikan model ARDL (7,3,1,6,7,7) terbentuk dan minimal terdapat satu *leading indicator* yang signifikan memengaruhi PDB riil sektor pertanian. Selain itu, pengujian signifikansi secara parsial dengan $\alpha = 5\%$ memperoleh hasil bahwa variabel *leading indicator* dengan lag sesuai *lead-time* dan beberapa lag variabel lainnya memperoleh hasil yang signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian. Pada model ARDL yang terbentuk diketahui variabel-variabel *leading indicator* secara bersama-sama dapat menjelaskan keragaman PDB riil sektor pertanian sebesar 99,69%, sedangkan sisanya dipengaruhi variabel lain di luar model.

3.3.4. Pengujian kointegrasi: bound test dan error correction term

Pengujian kointegrasi *bound test* dilakukan dengan membandingkan nilai F-statistik *bound test* sebesar 6,623 dengan Tabel 6. Nilai F-statistik pengujian *bound test* lebih besar daripada batas atas (F_U) dengan $k = 5$ pada tingkat signifikansi 5%. Oleh sebab itu, didapatkan cukup bukti untuk menyatakan bahwa terdapat kointegrasi jangka panjang pada model dan hasil pemodelan yang terbentuk tidak bersifat *spurious*.

Tabel 6. Nilai kritis *bound test*

Ukuran sampel	Batas bawah (F_L)	Batas atas (F_U)
65	2,835	4,090
70	2,788	4,073
1000	2,620	3,790

3.3.5. Persamaan jangka panjang

Ekspor produk pertanian dapat dibuktikan memiliki hubungan positif dan signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian pada jangka panjang. Penambahan ekspor produk pertanian berupa biji kopi, teh, rempah-rempah, tembakau, biji cokelat, udang, dan hasil pertanian lainnya pada jangka panjang sebesar 1.000 USD menyebabkan PDB riil sektor pertanian naik sebesar 0,179 miliar rupiah dengan asumsi *ceteris paribus*. Berdasarkan penelitian Osama dan Walid (2018), peningkatan ekspor pertanian terbukti dapat meningkatkan nilai *share* sektor pertanian terhadap PDB pada jangka panjang. Peningkatan ekspor akan meningkatkan penjualan komoditas sektor pertanian, sehingga terjadi kenaikan pendapatan para pelaku usaha yang membuat PDB pertanian naik. Penelitian Kumari et al. (2022) menunjukkan pentingnya ekspor pertanian dalam memengaruhi pertumbuhan PDB pada jangka pendek dan panjang dengan arah hubungan yang positif dan signifikan.

Impor produk pertanian dapat dibuktikan memiliki hubungan signifikan dan negatif terhadap PDB riil sektor pertanian pada jangka panjang. Kenaikan pada impor produk pertanian yang mencakup mencakup komoditas pertanian, yaitu biji cokelat, udang, biji kopi, ikan dan lain-lain, rempah-rempah, teh, bahan nabati, buah-buahan, tembakau, sayur-sayuran, damar dan getah damar, karet alam, dan hasil pertanian lainnya pada jangka panjang sebesar 1.000 USD menyebabkan PDB riil sektor pertanian

turun sebesar 0,034 miliar rupiah dengan asumsi *ceteris paribus*. Hasil yang sama diperoleh Bakari dan Tiba (2022), bahwa impor sektor pertanian dapat dibuktikan memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi, melalui peranannya dalam pasar internasional sektor pertanian.

Suku bunga acuan BI belum dapat dibuktikan memiliki hubungan signifikan dan negatif terhadap PDB riil sektor pertanian pada jangka panjang ketika pengaruh jangka pendek sudah dinetralkan. Hasil ini didukung oleh penelitian Agosin dan Mayer (2005) bahwa suku bunga acuan BI belum dapat dibuktikan memengaruhi investasi di negara berkembang, sehingga berdasarkan persamaan *Mundell-Fleming Model* tidak dapat menyebabkan perubahan nilai PDB. Selain itu, penelitian Putra et al. (2021) menemukan bahwa suku bunga kredit belum dapat dibuktikan memengaruhi kredit yang terjadi pada sektor pertanian, suku bunga kredit sesuai penelitian Basmar et al. (2019) bergerak dinamis terhadap perubahan suku bunga acuan BI. Oleh karena suku bunga tidak bisa memengaruhi pemberian kredit sektor ini, maka berdasarkan penjelasan Kasmir (2002) tidak dapat memengaruhi PDB.

Nilai tukar rupiah terhadap USD dapat dibuktikan berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian. Ketika terjadi kenaikan pada nilai tukar rupiah terhadap USD pada jangka panjang sebesar Rp1/USD menyebabkan PDB riil sektor pertanian naik sebesar 13,928 miliar rupiah dengan asumsi *ceteris paribus*. Hal ini sesuai dengan penjabaran Mankiw (2015) bahwa peningkatan nilai tukar berarti terjadi depresiasi nilai rupiah terhadap mata uang asing, sehingga nilai barang domestik akan lebih murah pada pasar internasional berakibat pada peningkatan ekspor dan perlambatan impor. Kondisi tersebut menyebabkan peningkatan PDB. Selain itu, penelitian oleh Brownson et al. (2012) memperoleh hasil yang sama, yaitu nilai tukar terhadap mata uang asing dapat dibuktikan memberikan pengaruh positif terhadap PDB pertanian, baik pada jangka pendek maupun panjang. Hal itu disebabkan terjadinya pembatasan impor yang berakibat pada pengurangan kompetisi di pasar domestik serta peningkatan insentif para pelaku usaha sektor pertanian, sehingga dapat meningkatkan produktivitas sektor ini. Begitu pula hasil penelitian Yusoff dan Febrina (2014) menunjukkan bahwa nilai tukar merupakan komponen penting dalam menentukan pertumbuhan ekonomi Indonesia.

Indeks Harga Teh Dunia belum terbukti memiliki signifikansi terhadap PDB riil sektor pertanian, dengan arah hubungan yang negatif. Hasil ini didukung oleh penelitian Chadhir (2015) bahwa harga teh internasional terbukti meningkatkan ekspor produk pertanian, sehingga mendorong pertambahan nilai PDB pada sektor pertanian. Kondisi ini disebabkan oleh hukum penawaran, yaitu kenaikan harga barang akan menyebabkan semakin banyak jumlah barang yang disediakan, sehingga eksportir teh selaku pihak produsen akan menambah jumlah ekspor untuk meningkatkan keuntungan penjualan teh.

3.3.6. *Persamaan jangka pendek*

Nilai *lag* PDB riil sektor pertanian pada jangka pendek terbukti signifikan dan negatif dalam memengaruhi PDB riil sektor pertanian. Secara spesifik, kenaikan satu miliar rupiah pada perubahan PDB riil sektor pertanian pada triwulan ke-1 hingga ke-6 triwulan sebelumnya menurunkan nilai perubahan PDB riil sektor pertanian pada triwulan berjalan masing-masing sebesar 1,003 miliar rupiah; 1,21 miliar rupiah; 1,535 miliar rupiah; 0,637 miliar rupiah; 0,512 miliar rupiah; dan 0,29 miliar rupiah, dengan asumsi *ceteris paribus*. Temuan ini konsisten dengan penelitian Awolaja dan Okedina (2020) bahwa *lag* dari *output* sektor pertanian dapat dibuktikan signifikan dan negatif terhadap nilai *output* sektor pertanian periode berjalan pada jangka pendek. Demikian pula, Kamitewoko (2022) menyimpulkan bahwa *lag* nilai tambah sektor pertanian berpengaruh negatif secara signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi. Hal ini disebabkan berbagai kendala dalam kebijakan nasional, seperti isu lingkungan dan perubahan iklim; masalah infrastruktur, sarana prasarana, lahan dan air; kepemilikan lahan yang terfragmentasi; akses permodalan yang terbatas; serta koordinasi antarsektor yang belum optimal (Kementerian Pertanian 2019).

Penelitian lain, seperti oleh Wilfrid dan Edwige (2004), menunjukkan pengaruh positif, yang merefleksikan peran sektor pertanian yang penting dalam produksi pangan, menurunkan kemiskinan, dan menjaga keberlanjutan perekonomian nasional (Valdés dan Foster 2010). Pertumbuhan positif ini juga dapat disebabkan kebijakan negara dalam mempertahankan posisi pertanian dalam ekonomi nasional, seperti meningkatkan transformasi ekonomi, investasi, input produksi, dan teknologi. Hasil ini juga diperoleh pada persamaan umum model ARDL pada penelitian ini. Perbedaan arah pada model didukung oleh penelitian Rahman dan Hossain (2014), yaitu *lag* dari PDB pertanian dapat dibuktikan berpengaruh positif dan negatif terhadap PDB pertanian pada jangka pendek. Kondisi ini menunjukkan dinamisnya dampak dari PDB riil sektor pertanian terhadap dirinya sendiri. Hal ini bermakna bahwa pergerakan sektor pertanian pada kondisi saat ini akan dipengaruhi oleh pergerakan sektor pertanian

di masa lalu. Oleh karena itu, pemilihan kebijakan pada sektor pertanian harus dipertimbangkan dengan baik, karena tidak hanya memengaruhi masa kini, tetapi juga kondisi pertanian di masa depan.

Ekspor produk pertanian pada jangka pendek belum dapat dibuktikan memiliki hubungan positif dan signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian. Hal ini serupa dengan hasil penelitian Bakari dan Tiba (2022) yang menunjukkan *lag* ekspor produk pertanian belum dapat dibuktikan berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDB. Penelitian lainnya oleh Sogah et al. (2024) menunjukkan bahwa perubahan ekspor produk pertanian pada jangka pendek belum terbukti memiliki pengaruh signifikan pada pertumbuhan PDB sektor pertanian. Kondisi ini terjadi karena ada banyak faktor yang memengaruhi pertumbuhan ekonomi sektor ini, seperti pengangguran, kesempatan kerja, pembatasan impor, dan investasi.

Kenaikan impor produk pertanian pada jangka pendek belum dapat dibuktikan signifikan dan negatif memengaruhi PDB riil sektor pertanian. Hasil yang sama diperoleh pada penelitian Gong (2018) bahwa impor belum terbukti dapat memengaruhi besaran produktivitas sektor pertanian. Di sisi lain, hasil penelitian Bakari dan Mabrouki (2018) menunjukkan bahwa impor produk pertanian belum dapat dibuktikan memengaruhi pertumbuhan ekonomi. Kondisi ini sebagai akibat dari pengalokasi sumber daya secara tepat serta penggunaan teknologi yang semakin membaik sesuai teori fungsi produksi Cobb-Douglas terkait pengaruh komponen produktivitas dari ketersediaan teknologi (A) dalam memengaruhi jumlah *output* pada sektor pertanian (Mankiw 2015).

Suku bunga acuan BI pada jangka pendek terbukti berpengaruh signifikan dan negatif terhadap PDB riil sektor pertanian. Kenaikan perubahan suku bunga acuan BI sebesar 1% pada dua dan lima triwulan sebelumnya akan menurunkan perubahan PDB riil sektor pertanian triwulan berlaku masing-masing sebesar 3.253,047 miliar rupiah dan 3.453,139 miliar rupiah dengan asumsi *ceteris paribus*. Berdasarkan penelitian Matthew dan Mordecai (2016), suku bunga sebagai pendekatan mengenai tarif uang beredar di pasar dapat dibuktikan signifikan dan negatif dalam memengaruhi *output* sektor pertanian. Kondisi ini diakibatkan menurunnya besaran investasi pihak swasta pada sektor pertanian ketika nilai suku bunga mengalami peningkatan, sehingga akan menyebabkan *output* sektor ini semakin rendah. Hal tersebut didukung oleh penelitian Hudaya dan Firmansyah (2023) bahwa suku bunga dibuktikan signifikan dengan arah negatif dalam memengaruhi stabilitas keuangan Indonesia pada jangka pendek melalui melemahnya tindakan spekulatif, sehingga muncul perilaku *risk-averse* dalam mengelola keuangan terutama dengan resiko tinggi.

Nilai tukar rupiah terhadap USD pada jangka pendek belum dapat dibuktikan memiliki pengaruh yang positif dan signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian triwulan berlaku. Penelitian Usman dan Adenomon (2023) menunjukkan hasil yang sejalan bahwa *lag* dari nilai tukar belum terbukti positif dan signifikan terhadap PDB. Menurut Pranata dan Nurzanah (2017), kondisi ini terjadi karena nilai tukar rupiah tidak memengaruhi permintaan kredit sektor ini. Sebaliknya, penelitian Anh et al. (2020) dan Paul (2017) menyebutkan bahwa kredit sektor pertanian terbukti dapat memengaruhi nilai PDB sektor pertanian.

Indeks Harga Teh Dunia pada jangka pendek terbukti memiliki hubungan negatif dan signifikan pada PDB riil sektor pertanian. Pertambahan nilai perubahan Indeks Harga Teh Dunia pada satu sampai empat dan enam triwulan sebelumnya akan menurunkan perubahan PDB riil sektor pertanian triwulan berlaku masing-masing senilai 380,267 miliar rupiah; 257,449 miliar rupiah; 208,408 miliar rupiah; 371,934 miliar rupiah; dan 213,053 miliar rupiah dengan asumsi *ceteris paribus*. Berdasarkan penelitian Uwimana et al. (2018) diketahui peningkatan harga teh dunia dapat dibuktikan menyebabkan penurunan ekspor teh karena adanya peningkatan permintaan di pasar domestik pada jangka pendek. Kondisi ini membuat *output* sektor pertanian ikut menurun.

Koefisien *Error Correction Term* (ECT) yang merupakan kecepatan penyesuaian model jangka pendek menunjukkan nilai sebesar -0,223 dengan *p-value* bernilai 0,000. Hal ini bermakna dengan tingkat signifikansi 5% variabel-variabel pada persamaan model jangka pendek akan terkoreksi sebesar 22,3% setiap triwulannya pada periode selanjutnya ketika terjadi *shock* atau fluktuasi pada triwulan berlaku untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Oleh sebab itu, dibutuhkan sekitar 4,48 triwulan agar model terkoreksi sempurna.

3.3.7. Pengujian asumsi klasik

Hasil pengujian asumsi klasik pada model ARDL disajikan pada Tabel 7. Pada tabel diketahui nilai statistik uji $<$ daerah kritis dan $p\text{-value} > \alpha = 5\%$ memperoleh keputusan gagal tolak H_0 . Oleh sebab itu,

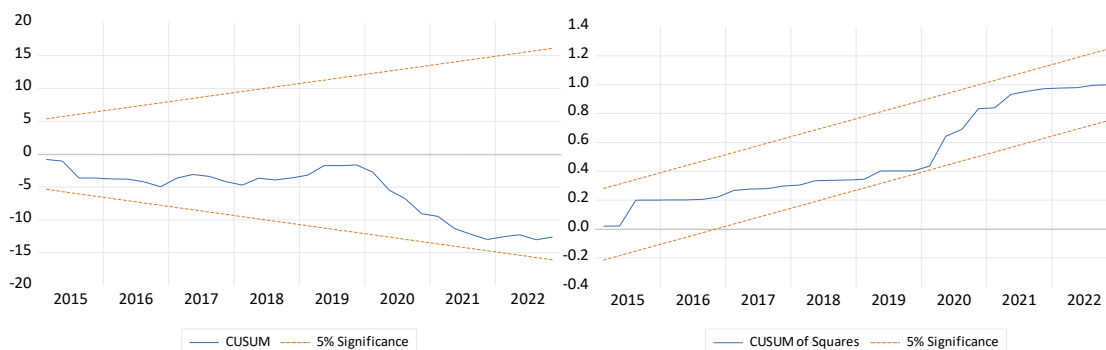
dengan tingkat signifikansi 5% dan jumlah sampel yang digunakan dapat disimpulkan bahwa *error* model berdistribusi normal, *varians error* konstan, dan tidak ada autokorelasi pada persamaan model. Selain itu, diketahui tidak terdapat nilai VIF variabel prediktor (periode berlaku) > 10, yang bermakna tidak ada pelanggaran asumsi nonmultikolinearitas.

Tabel 7. Hasil pengujian asumsi klasik

Asumsi klasik	Statistik uji	Daerah kritis	<i>p-value</i>
Normalitas: <i>Jarque-Bera</i>	4,522	$\chi^2_{0,05(2)} = 5,991$	0,104
Non-autokorelasi: <i>Breusch-Godfrey Serial Correlation LM</i>	0,117	$\chi^2_{0,05(1)} = 3,841$	0,733
Homoskedastisitas: <i>White</i>	39,602	$\chi^2_{0,05(36)} = 50,998$	0,312

3.3.8. Pengujian stabilitas model

Stabilitas model dilihat melalui nilai statistik CUSUM dan CUSUMQ yang diperoleh dari jumlah kumulatif residual rekursif. Nilai tersebut kemudian diplot bersama nilai wilayah kritis dengan pengujian $\alpha = 5\%$. Grafik CUSUM dan CUSUMQ pada Gambar 7 menunjukkan bahwa garis CUSUM dan CUSUMQ yang berwarna biru berada dalam batas signifikansi 5% yang digambarkan sebagai garis berwarna merah, sehingga mengindikasikan adanya stabilitas pada model. Oleh sebab itu, dari kedua grafik tersebut dapat disimpulkan bahwa hasil estimasi koefisien dalam model ARDL (7,3,1,6,7,7) bersifat stabil dan baik untuk digunakan pada peramalan.



Gambar 7. Hasil pengujian stabilitas model ARDL (7,3,1,6,7,7) dengan CUSUM test dan CUSUMQ test

3.4. Peramalan kondisi sektor pertanian Indonesia pada periode selanjutnya

Hasil estimasi nilai PDB riil sektor pertanian berdasarkan model ARDL memiliki nilai yang tidak jauh berbeda dengan nilai PDB riil sektor pertanian yang sebenarnya. Hal ini bermakna model ARDL akurat dalam mengestimasi perekonomian sektor pertanian Indonesia melalui nilai PDB riil sektor pertanian. Kondisi tersebut ditandai oleh nilai MAPE sebesar 1,672% dengan *Theil Inequality Coefficient* senilai 0,010. Selain itu, nilai *Theil's U-statistic* yang terbagi dari *Bias Proportion*, *Variance Proportion*, dan *Covariance Proportion* bernilai sebesar 0,00; 0,04; dan 0,96. Hal ini berarti *error* pada estimasi PDB riil sektor pertanian bukan berasal dari model melainkan faktor kesalahan tidak sistemik. Nilai MAPE yang < 10% (Lewis 1982) dan *Theil's U-statistic* yang tergolong kecil membuktikan bahwa model ARDL valid untuk digunakan dalam melakukan peramalan nilai PDB riil sektor pertanian pada periode selanjutnya. Hasil peramalan triwulanan PDB riil sektor pertanian tahun 2023, menunjukkan adanya nilai MAPE menjadi 1,382% dan *Theil's U-statistic* sebesar 0,009 yang lebih kecil dibandingkan evaluasi hasil prediksi. Diketahui perbedaan hasil estimasi dengan nilai aktual PDB riil sektor pertanian sangat rendah. Adapun hasil peramalan PDB riil sektor pertanian tahun 2023 terlihat pada Tabel 8.

Tabel 8. Peramalan PDB riil sektor pertanian, 2023

Triwulan	PDBP _t	PDBP _t
2023Q1	339.088,0	348.373,269
2023Q2	391.038,8	390.889,879
2023Q3	397.409,2	405.701,475
2023Q4	327.050,9	329.221,520

Hasil estimasi PDB riil sektor pertanian tahun 2023 menunjukkan nilai yang lebih besar dibandingkan tahun-tahun sebelumnya. Hal ini berarti kondisi pertanian Indonesia semakin membaik pada masa pemulihan ekonomi pascapandemi Covid-19. Pola triwulanan sektor pertanian yang sama juga terjadi pada tahun 2023 yaitu ekspansi produk pertanian pada triwulan satu sampai tiga, hingga diikuti resesi pada triwulan empat. Nilai estimasi yang sedikit lebih besar daripada nilai aktual disebabkan munculnya indikasi kerawanan pangan tahun 2023 yang beresiko terhadap keberlangsungan sektor pertanian (BAPPENAS 2023c). Penyebab kerawanan pangan meliputi kenaikan harga, konflik geopolitik, perang dagang, guncangan ekonomi, serta perubahan iklim. Namun, pemerintah Indonesia berhasil menghadapi prediksi krisis pangan di tahun 2023 melalui beberapa kebijakan seperti pemanfaatan lahan rawa sebagai tempat produksi pangan nasional dengan sasaran 770.600,48 ha di Provinsi Kalimantan Tengah (BAPPENAS 2023d), wilayah lainnya juga tengah melakukan optimalisasi lahan rawa untuk produksi seperti Kabupaten Sidrap seluas 4.050 ha (Pemerintah Daerah Kabupaten Sidenreng Rappang 2024). Hal ini juga dibarengi dengan penurunan nilai ekspor dan impor dibandingkan tahun 2022. Adapula kebijakan pemberian subsidi pupuk untuk meningkatkan produksi sektor pertanian. Walaupun nilai produksi pertanian masih mengalami penurunan (Badan Keahlian Sekretariat Jenderal DPR Republik Indonesia 2024), tetapi setidaknya masih berada dalam kondisi surplus di tahun 2023 contohnya *supply* beras sebesar 36.685.032 ton dan *demand* sebesar 30.858.254 ton (Badan Pangan Nasional 2023). Oleh sebab itu, selisih nilai aktual dan prediksi tidak jauh berbeda. Melalui hasil tersebut maka keakuratan model ARDL berdasarkan *lead-time leading indicator* terbukti dapat digunakan untuk peramalan kondisi perekonomian sektor pertanian Indonesia pada periode selanjutnya melalui penggunaan PDB riil sektor pertanian.

4. Kesimpulan dan implikasi kebijakan

4.1. Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan, dapat disimpulkan bahwa kontribusi sektor pertanian terhadap perekonomian nasional semakin membaik. Sektor ini dapat bertahan di kala ancaman krisis yang mendominasi di berbagai provinsi, serapan tenaga kerja tinggi, dan sumber devisa negara, sehingga menjadi alasan pentingnya melihat perekonomian nasional dari sisi sektor pertanian. Variabel-variabel kandidat *leading indicator* berpotensi dalam memengaruhi PDB riil sektor pertanian karena berkorelasi signifikan. Berdasarkan hasil perhitungan *lead-time* pada 11 kandidat variabel dalam kondisi stasioner diperoleh bahwa lima variabel menjadi *leading indicator* bagi *reference series* PDB riil sektor pertanian adalah ekspor produk pertanian, impor produk pertanian, suku bunga acuan BI, nilai tukar rupiah terhadap USD, dan Indeks Harga Teh Dunia dengan waktu pengaruh yang bervariasi. Di sisi lain, enam variabel yaitu IHPB sektor pertanian, kredit modal kerja sektor pertanian, kredit investasi sektor pertanian, M2, IHK, dan IHSG tergolong *lagging indicator* bagi sektor pertanian Indonesia.

Pada model jangka panjang, variabel berpengaruh signifikan terhadap PDB riil sektor pertanian yaitu ekspor produk pertanian, impor produk pertanian dan nilai tukar rupiah terhadap USD. Kenaikan ekspor sektor pertanian dapat terbukti menyebabkan pertumbuhan nilai PDB sektor pertanian sebagai akibat dari keuntungan yang diperoleh melalui perdagangan internasional. Besarnya impor akan menyebabkan semakin banyak aliran modal yang pergi ke luar negeri, sehingga ketika impor semakin besar sampai melebihi ekspor, maka terjadi defisit pada neraca transaksi berjalan yang menimbulkan penurunan nilai PDB. Nilai tukar rupiah memengaruhi peningkatan ekspor karena adanya depresiasi rupiah atau apresiasi USD, sehingga peningkatan ekspor pertanian menambah penjualan *output* pertanian di pasar internasional, sehingga PDB pertanian akan naik.

Pada model jangka pendek, *lag* PDB riil sektor pertanian, suku bunga acuan BI dan Indeks Harga Teh Dunia terbukti signifikan memengaruhi PDB riil sektor pertanian. *Lag* PDB riil sektor pertanian berpengaruh negatif secara signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi sebab kebijakan nasional mengenai sektor pertanian masih memiliki beberapa kendala. Suku bunga dibuktikan berpengaruh negatif pada stabilitas keuangan Indonesia jangka pendek akibat melemahnya tindakan spekulatif, sehingga muncul perilaku *risk-averse* dalam mengelola keuangan dengan resiko tinggi. Indeks Harga Teh Dunia dapat dibuktikan menyebabkan penurunan ekspor teh karena adanya peningkatan permintaan di pasar domestik pada jangka pendek, sehingga membuat nilai *output* sektor pertanian ikut menurun.

Hasil pemodelan ARDL berdasarkan *leading indicator* pada PDB riil sektor pertanian menunjukkan evaluasi model yang sangat baik. Hal ini diketahui dari nilai MAPE dan *Theil's U-statistic* yang tergolong

kecil diikuti perbandingan nilai yang tidak jauh berbeda antara hasil estimasi dengan nilai aktual PDB riil sektor pertanian. Dengan demikian, model yang terbentuk dapat meramalkan kondisi pertanian Indonesia. Hasil peramalan menunjukkan adanya penambahan PDB riil sektor pertanian tahun 2023. Diikuti dengan pola siklus triwulanan yang sama pada sektor pertanian Indonesia. Hal ini berarti mulai terjadi pemulihan ekonomi sektor pertanian Indonesia pascareseksi akibat pandemi Covid-19.

4.2. Implikasi kebijakan

Hasil penelitian ini berimplikasi pentingnya pemerintah untuk menjaga kestabilan harga sektor pertanian, salah satunya pada harga teh, karena kenaikan harga pada jangka pendek dapat menciptakan inflasi yang berimbas pada penurunan daya beli. Pemerintah dapat berupaya terkait penyediaan stok, pembelian kelebihan *supply*, strategi pasar alternatif serta pemberian subsidi. Di sisi lain, suku bunga acuan BI berimplikasi kompleks terhadap sektor keuangan secara makro pada jangka pendek, sehingga harus ditetapkan dengan penuh pertimbangan. Nilai suku bunga diharapkan dapat diturunkan untuk mendorong peningkatan investasi pada sektor pertanian serta meningkatkan modal usaha bagi pelaku usaha pertanian.

Pada jangka panjang, peningkatan usaha pertanian dengan melakukan ekspor ke luar negeri serta pembatasan impor asing produk pertanian akan memajukan perekonomian sektor pertanian. Selain itu, lembaga moneter harus turut serta dalam menjaga stabilitas nilai tukar rupiah. Perlu diawasi agar depresiasi rupiah tidak terlalu dalam yang dapat menyebabkan keterpurukan atau resesi ekonomi Indonesia. Adapula pergerakan nilai PDB riil sektor pertanian pada triwulan sebelumnya memengaruhi pergerakan PDB riil sektor pertanian triwulan berlaku pada jangka pendek. Oleh sebab itu, pemerintah perlu memperhatikan respons nilai tersebut karena arah hubungan yang terbentuk berlawanan arah yang menandakan masih ada kendala dalam pelaksanaan kebijakan sektor pertanian. Untuk mengatasi hal tersebut, dapat dilakukan peramalan menggunakan *leading indicator* bagi PDB riil sektor pertanian Indonesia.

Ucapan terima kasih

Terima kasih kepada orang tua dan kakak penulis yang senantiasa memberikan dorongan dan doa untuk penulis dalam menyelesaikan penelitian ini. Penulis juga menyampaikan banyak terima kasih kepada instansi Politeknik Statistika STIS dan teman-teman yang selalu mendukung penulis pada setiap tahapan pengerjaan penelitian.

Daftar pustaka

- Abdelgawwad NA, Kamal ALM. 2023. Contributions of investment and employment to the agricultural GDP growth in Egypt: an ARDL approach. *Economies*. 11(8):215. <https://doi.org/10.3390/economies11080215>
- Abel AB, Bernanke BS, Croushore D. 2023. *Macroeconomics*. 11th ed. Hoboken: Pearson Education.
- Agosin MR, Mayer R. 2005. Foreign investment in developmnet countries: does it crowd in domestic investment? *Oxford Dev Stud*. 33(2):146–162. <https://doi.org/10.1080/13600810500137749>
- Alam RF, Hayati B, Mas-ud F. 2020. Analisis keterkaitan antara jumlah uang yang beredar dan PDB Riil Indonesia (periode 2010,1-2018,12). *Diponegoro J Econ*. 9(3):1–13, <https://doi.org/10.14710/djoe.31565>
- Anh NT, Gan C, Anh DLT. 2020. Does credit boost agricultural performance? Evidence from Vietnam. *Int J Soc Econ*. 47(9):1203–1221. <https://doi.org/10.1108/IJSE-04-2020-0238>
- Ardani R. 2018. Analisis leading indicator sektor industri Indonesia menggunakan metode Cross Spectral [Skripsi]. Jakarta: Politeknik Statistika STIS.
- Atique R, Malik K. 2012. Impact of domestic and external debt on the economic growth of Pakistan. *World Appl Sci J*. 20(1):120–129.
- Awolaja O., Okedina IM. 2020. Investigating the asymmetric effect of exchange rate on agricultural output in Nigeria,1981-2017. *Cent Bank Niger Econ Financ Rev*. 58(4):41–62.
- Badan Keahlian Sekretariat Jenderal DPR Republik Indonesia. 2024. Buletin APBN. Jakarta: Badan Keahlian Sekretariat Jenderal DPR Republik Indonesia.
- Badan Pangan Nasional. 2023. Laporan bulanan Direktorat Ketersediaan Pangan. Jakarta: Badan Pangan Nasional.
- Bakari S, Mabrouki M. 2018. The impact of agricultural trade on economic growth in north africa: econometric

analysis by static gravity model. *MPRA Munich Pers RePEc Arch.*:1–15.

- Bakari S, Tiba S. 2022. Agricultural exports, agricultural imports and economics growth in China. *J Smart Econ Growth*. 7(3):35–61.
- [BAPPENAS] Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia [Internet]. 2023a. Tujuan pembangunan berkelanjutan. Jakarta: Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia; [accessed 2024 Jan 8]. <https://sdgs.bappenas.go.id/>
- [BAPPENAS]. Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia. 2023b. Perkembangan ekonomi Indonesia dan dunia triwulan IV tahun 2022. Jakarta: Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia.
- [BAPPENAS]. Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia. 2023c. Perkembangan ekonomi Indonesia dan dunia triwulan I tahun 2023. Jakarta: Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia.
- [BAPPENAS] Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia. 2023d. Keputusan Menteri Perencanaan Pembangunan Nasional/ Kepala Badan Perencanaan Pembangunan Nasional No. KEP. 18/M.PPN/HK/03/2023 tentang rencana induk pengembangan food estate/kawasan sentra produksi pangan di Provinsi Kalimantan Tengah. Jakarta: Badan Perencanaan Pembangunan Nasional Republik Indonesia.
- Basmar E, Campbell-III C, Hasniaty, Basmar E. 2019. The effect of interest rates on the financial cycle in Indonesia. *Adv Econ Bus Manag Res*. 75(1):99–102. <https://doi.org/10.2991/icmemm-18.2019.2>
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2022a. Keadaan angkatan kerja di Indonesia agustus 2022. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2022b. Keadaan pekerja di Indonesia agustus 2022. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2023a. Laju pertumbuhan PDB seri 2010 (persen), 2011-2023. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2023b. PDB menurut lapangan usaha seri 2010 (milyar rupiah), 2020-2023. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2023c. Produk domestik regional bruto provinsi-provinsi di Indonesia menurut lapangan usaha 2018–2022. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2023d. Analisis komoditas ekspor, 2018-2022, sektor pertanian, kehutanan, dan perikanan; industri pengolahan; pertambangan dan lainnya. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Brown RL, Durbin J, Evans JM. 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *J R Stat Soc*. 37(2):149–192. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Brownson S, Vincent I, Emmanuel G, Etim D. 2012. Agricultural productivity and macro-economic variable fluctuation in Nigeria. *Int J Econ Financ*. 4(8):114–125. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n8p114>
- Chadhir M. 2015. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi ekspor teh Indonesia ke negara Inggris 1979-2012. *Econ Dev Anal J*. 4(3):292–300.
- [FAO]. Food and Agriculture Organization. 2024. Markets and trade: tea. Rome: Food and Agriculture Organization.
- Garnitz J, Lehmann R, Wohlrabe K. 2019. Forecasting GDP all over the world using leading indicators based on comprehensive survey data. *Appl Econ*. 51(54):5802-5816. <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1624915>
- Gong B. 2018. The impact of public expenditure and international trade on agricultural productivity in China. *Emerg Mark Financ Trade*. 54(15):3438–3453. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1437542>
- Granger CWJ. 1986. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxf Bull Econ Stat*. 48(3):213–228.
- Granger CWJ, Hatanaka M. 1964. Spectral analysis of economic time series. New Jersey: Princeton University Press.
- Gujarati D. 2015. *Econometrics by example*. 2nd ed. London: Palgrave.
- Handoko R. 2017. Developing leading economic indicators for eastern Indonesian economy. *Kaji Ekon dan Keuangan*. 1(1):85–108. <https://doi.org/10.31685/kek.v1i1.243>
- Hudaya A, Firmansyah. 2023. Financial stability in the Indonesian monetary policy analysis. *Cogent Econ Financ*. 11(1):2174637. <https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2174637>
- Inayah D. 2018. Pembentukan composite leading indicator (CLI) perekonomian Indonesia tahun 1993Q3–2017Q2 [Skripsi]. Jakarta: Politeknik Statistika STIS.

- Ing LY, Hanson GH, Indrawati SM. 2018. *The Indonesian economy: trade and industrial policies*. New York: Routledge.
- [IMF] International Monetary Fund. 2023. *International financial statistics (IFS): primary commodity price (tea), 2004-2023*. Washington: International Monetary Fund.
- Isbah U, Iyan RY. 2016. Analisis peran sektor pertanian dalam perekonomian dan kesempatan kerja di Provinsi Riau. *J Sos Ekon Pembang*. 7(19):45–54.
- Kamitewoko E. 2022. Does agriculture really matter for economic growth in Congo Brazzaville? *Theor Econ Lett*. 12(02):530–545. <https://doi.org/10.4236/tel.2022.122030>
- Kashif U, Shi J, Naseem S, Ayaz M, Butt RS, Khan WA, Al-Faryan MAS. 2023. Do agricultural commodity prices asymmetrically affect the performance of value-added agriculture? Evidence from Pakistan using a NARDL model. *Humanit Soc Sci Commun*. 10(1):1–9. <https://doi.org/10.1057/s41599-023-01888-4>
- Kasmir. 2002. *Dasar-dasar perbankan*. Jakarta: PT RajaGrafindo Persada.
- Kementerian Investasi/BKPM. 2023. *Buku statistik realisasi investasi berdasarkan sektor tahun 2022*. Jakarta: Kementerian Investasi/BKPM.
- Kementerian Koordinator Bidang Perekonomian Republik Indonesia [Internet]. 2022. *Green economy mendorong terciptanya pembangunan ekonomi yang inklusif dan berkelanjutan*. Siaran Pers HM46/209/SETMEKON3/4/2022. Jakarta: Kementerian Koordinator Bidang Perekonomian Republik Indonesia; [accessed 2023 Okt 31]. <https://ekon.go.id/publikasi/detail/4024/green-economy-mendorong-terciptanya-pembangunan-ekonomi-yang-inklusif-dan-berkelanjutan>
- Kementerian Pertanian [Internet]. 2017. *Pertanian leading sektor pembangunan berkelanjutan*. Jakarta (ID): Kementerian Pertanian; [accessed 2024 Jun 24]. <https://www.pertanian.go.id/index.php?show=news&act=view&id=2296>
- Kementerian Pertanian. 2019. *Permasalahan, tantangan dan kebijakan pembangunan pertanian 2020-2024*. Jakarta: Kementerian Pertanian.
- Kementerian Pertanian. 2020. *Policy brief: strategi peningkatan investasi pertanian*. Jakarta: Kementerian Pertanian.
- Kementerian Pertanian. 2022. *Analisis PDB sektor pertanian tahun 2022*. Jakarta: Kementerian Pertanian.
- Kementerian Pertanian. 2023. *Analisis PDB sektor pertanian tahun 2023*. Jakarta: Kementerian Pertanian.
- Krugman P, Wells R. 2014. *Macroeconomics*. 3rd ed. New York: Worth Publishers.
- Kumari B, Ayad H, Fatih C, Matuka A, Mishra P, Vani GK. 2022. Impact of agricultural exports segmentation on economic growth in India. *Indian J Econ Dev*. 18(1):163–168. <https://doi.org/10.35716/IJED/21203>
- Lestari EP. 2019. *Dampak dana pihak ketiga dan kredit sektoral yang diberikan bank umum terhadap pertumbuhan ekonomi di Indonesia [Skripsi]*. Bandar Lampung: Universitas Lampung.
- Lewis CD. 1982. *Industrial and Business forecasting methods: a practical guide to exponential smoothing and curve fitting*. Boston: Butterworth Scientific.
- Makridakis SG, Wheelwright SC, Hyndman RJ. 1997. *Forecasting methods and applications*. 3rd ed. New York: Wiley.
- Mankiw NG. 2015. *Macroeconomics*. 9th ed. New York: Worth Publishers.
- Martinson DG. 2018. *Quantitative methods of data analysis for the physical sciences and engineering*. New York: Cambridge University Press.
- Matthew A, Mordecai BD. 2016. The impact of domestic debt on agricultural output in Nigeria (1985-2014). *Br J Econ Manag Trade*. 13(3):1–12. <https://doi.org/10.9734/BJEMT/2016/24842>
- McConnell CR, Brue SL, Flynn SM. 2018. *Economics: principles, problems, and policies*. 21st ed. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Mellor JW. 1995. *Agriculture on the road to industrialization*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- Narayan PK. 2005. The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Appl Econ*. 37(17):1979–1990. <https://doi.org/10.1080/00036840500278103>
- Narayan PK, Smyth R. 2006. What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji – U . S . Migration 1972 – 2001. *Contemp Econ Policy*. 24(2):332–342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- Niemira MP, Klein PA. 1994. *Forecasting financial and economic cycles*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

- Osama A, Walid S. 2018. Studying the volatility effect of agricultural exports on agriculture share of GDP: the case of Egypt. *African J Agric Res*. 13(8):345–352. <https://doi.org/10.5897/AJAR2016.11920>
- Paul N. 2017. Commercial banks' sectoral allocation and growth of Nigeria economy: an impact analysis (1994-2015). *Int J Arts Humanit Ethiop*. 6(4):144–161. <https://doi.org/10.4314/ijah.v6i4.13>
- Pemerintah Daerah Kabupaten Sidenreng Rappang [Internet]. 2024. Tanam perdana padi tandai optimasi lahan rawa di Kabupaten Sidrap. Pemerintah Daerah Kabupaten Sidenreng Rappang; [accessed 2024 Jul 21]. https://sidrapkab.go.id/site/index.php?/Berita/detail_berita/tanam-perdana-padi-tandai-optimasi-lahan-rawa-di-kabupaten-sidrap
- Pesaran B, Pesaran M. H. 2009. *Time series econometrics using microfit 5.0*. United States: Oxford University Press.
- Pesaran MH, Shin Y. 1999. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: Strom S, ed. *Econometrics and economic theory in the 20th century: the Ragnar Frisch centennial symposium*. Cambridge: Cambridge University Press; p. 371–413. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230>
- Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Econom*. 16(3):289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pranata N, Nurzanah. 2017. What drives microfinance credit disbursement? An empirical evidence from Indonesia's rural banks (BPRs). *J Ekon dan Pembang*. 25(2):21–32. <https://doi.org/10.14203/JEP.25.2.2017.21-32>
- Prasetyanto PK. 2016. Pengaruh produk domestik bruto dan inflasi terhadap indeks harga saham gabungan di bursa efek Indonesia Tahun 2002-2009. *J Ris Akunt dan Bisnis Airlangga*. 1(1):60–84. <https://doi.org/10.20473/jraba.v1i1.46007>
- Pratiwi NS. 2008. *Analisis leading indicator pertumbuhan untuk sektor pertanian Indonesia [Skripsi]*. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Presiden Republik Indonesia. 2020. *Peraturan Presiden Republik Indonesia Nomor 18 Tahun 2020 tentang sistem pembangunan jangka menengah nasional 2020-2024*. Jakarta: Sekretariat Negara RI.
- Putra HS, Putri Y, Anis A, Azhar Z. 2021. Contribution of conventional bank lending for agricultural sector in Indonesia. *J Perspekt Pembiayaan dan Pembang Drh*. 9(4):331–342. <https://doi.org/10.22437/ppd.v9i4.13095>
- Rahman Z, Hossain ME. 2014. Role of agriculture in economic growth of Bangladesh: A VAR Approach. *J Bus Stud*. 7:163–185.
- Rusiadi, Novalina A. 2017. Kemampuan keynesian balance of payment theory dan monetary approach balance of payment mendeteksi keseimbangan neraca perdagangan Indonesia. *Ekon J Ilmu Ekon dan Stud Pembang*. 17(1):1–12. <https://doi.org/10.30596/ekonomikawan.v17i1.1171>
- Sandy FD. 2017. *Analisis composite leading indicator pada siklus bisnis di ASEAN 3 [Skripsi]*. Jember: Universitas Jember.
- Saputri PD, Oktaviana PP. 2023. Pemodelan produk domestik regional bruto sektor pertanian dan penyaluran kredit menggunakan two stage least square. *J Stat dan Apl*. 7(1):1–13. <https://doi.org/10.21009/JSA.07101>
- Skare M, Rochon MP. 2020. The synchronisation between financial and business cycles: a cross spectral analysis view. *Technol Econ Dev Econ*, 26(4):907–919. <https://doi.org/10.3846/tede.2020.12567>
- Sogah E, Tuffour JK, Mawutor JKM, Gborse FC. 2024. The relationship between external debt and agriculture GDP growth in Ghana: an ARDL cointegrating bound testing approach. *Cogent Econ Financ*. 12(1):1–18. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2330426>
- Suwandaru A, Alghamdi T. 2021. Modelling sustainability agriculture and economic development in Indonesia. *E3S Web Conf*. 316:02049. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202131602049>
- Theil H. 1966. *Applied economic forecasting*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- [UN] United Nations. 2015. *Transforming our world: the 2030 agenda for sustainable development*. New York: United Nations.
- Usman A, Adenomom MO. 2023. Comparison of autoregressive distributed lag model and vector error correction model analysis on the effect of some macroeconomic variables on GDP in Nigeria. *Int J Financ Res*. 4(2):90–115. <https://doi.org/10.47747/ijfr.v4i2.1165>
- Uwimana P, Mugemangango C, Kipsat M, Sulo T, Nsabimana S. 2018. An analysis of causality between tea exports and its determinants in Rwanda. *East Africa Res Pap Econ Financ*. 23:1–17.
- Valdés A, Foster W. 2010. Reflections on the role of agriculture in pro-poor growth. *World Dev*. 38(10):1362–1374. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.06.003>

- Van der Wal S. 2008. Sustainability issues in the tea sector: a comparative analysis of six leading producing countries. Amsterdam: Stichting Onderzoek Multinationale Ondernemingen.
- Wilfrid A-BHL, Edwige K. 2004. Role of agriculture in economic development of developing countries: case study of China and Sub-Saharan Africa (SSA). *J Agric Soc Res*. 4(2):1–18. <https://doi.org/10.4314/jasr.v4i2.2811>
- Yusoff MB, Febrina I. 2014. Trade openness, real exchange rate, gross domestic investment and growth in Indonesia. *Margin J Appl Econ Res*. 8(1):1–13. <https://doi.org/10.1177/0973801013506398>