

Analisis Faktor-faktor yang Memengaruhi Pertumbuhan Sektor Pertanian Kota Palangka Raya

Analysis of Factors Affecting Agricultural Sector Growth in Palangka Raya City

Riska Yulianti, Luthfi Fatah*, Yudi Ferrianta

Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Lambung Mangkurat
Banjarbaru, Kalimantan Selatan 70714, Indonesia.

*Email: luthfi@ulm.ac.id

(Diterima 02-03-2026; Disetujui 18-05-2026)

ABSTRAK

Penelitian ini bertujuan menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan sektor pertanian Kota Palangka Raya menggunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dengan data sekunder tahunan periode 1995–2024 yang bersumber dari BPS Provinsi Kalimantan Tengah, BPS Kota Palangka Raya, Universitas Palangka Raya, dan Dinas Pertanian Kota Palangka Raya. Uji *stasioneritas Augmented Dickey-Fuller* (ADF) menunjukkan kombinasi variabel $I(0)$ dan $I(1)$, sehingga memenuhi syarat penggunaan ARDL. Model ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,0,1) terpilih berdasarkan nilai AIC terendah sebesar 0,608445 dari 2.048 spesifikasi yang dievaluasi. Uji *Bounds Test* menghasilkan F-statistik 4,306 yang melampaui nilai kritis batas atas $I(1)$ pada $\alpha = 1\%$ (3,610), membuktikan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang. Model ECM menghasilkan $R^2 = 0,8749$ dengan koefisien ECT = $-1,3838$ (signifikan pada $\alpha = 1\%$). Dalam jangka pendek, serapan tenaga kerja (koefisien 1,300) dan produksi ubi kayu (0,419) berpengaruh positif signifikan, sementara produksi padi ($-0,762$), penduduk miskin ($-50,074$), dan indeks harga ubi kayu ($-0,894$) berpengaruh negatif signifikan. Dalam jangka panjang, serapan tenaga kerja (1,546) dan produksi ubi kayu (0,634) tetap sebagai pendorong utama, sedangkan produksi padi ($-1,360$), produksi jagung ($-0,524$), dan penduduk miskin ($-104,120$) menjadi penghambat dominan. Indeks harga beras (2,742) dan indeks harga ubi kayu (0,860) berpengaruh positif jangka panjang. Kebijakan pertanian perlu memprioritaskan peningkatan kualitas tenaga kerja, pengentasan kemiskinan struktural, dan pengembangan ubi kayu sebagai komoditas unggulan.

Kata kunci: ARDL, investasi pertanian, pertumbuhan sektor pertanian, tenaga kerja pertanian, volatilitas harga

ABSTRACT

This study aims to analyze the factors affecting agricultural sector growth in Palangka Raya City using an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model with annual secondary data for 1995–2024 from the Central Kalimantan BPS, Palangka Raya City BPS, University of Palangka Raya, and the Agriculture Office of Palangka Raya City. The Augmented Dickey-Fuller (ADF) stationarity test yielded a combination of $I(0)$ and $I(1)$ variables, fulfilling the ARDL requirement. The ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,0,1) model was selected based on the lowest AIC of 0.608445 from 2,048 evaluated specifications. The Bounds Test produced an F-statistic of 4.306 exceeding the upper critical bound $I(1)$ at $\alpha = 1\%$ (3.610), confirming a long-run equilibrium relationship. The ECM yielded $R^2 = 0.8749$ with an ECT coefficient of -1.3838 (significant at $\alpha = 1\%$). In the short run, labor absorption (coefficient 1.300) and cassava production (0.419) had significant positive effects, while rice production (-0.762), poor population (-50.074), and cassava price index (-0.894) had significant negative effects. In the long run, labor absorption (1.546) and cassava production (0.634) remained the main drivers, while rice production (-1.360), maize production (-0.524), and poor population (-104.120) were dominant barriers. The rice price index (2.742) and cassava price index (0.860) had positive long-run effects. Agricultural policies should prioritize improving labor quality, alleviating structural poverty, and developing cassava as a regional commodity.

Keywords: ARDL, agricultural investment, agricultural sector growth, agricultural labor, price volatility

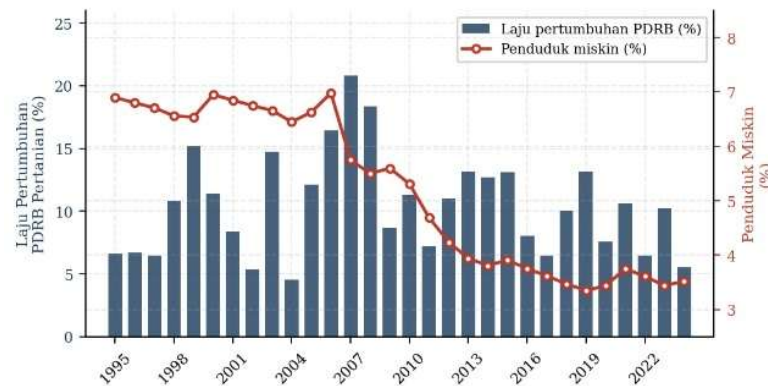
PENDAHULUAN

Sektor pertanian memegang peranan krusial dalam struktur ekonomi Indonesia, baik dari sisi kontribusinya terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) maupun dalam menyerap tenaga kerja. Pertanian tak hanya menjamin ketersediaan pangan bagi populasi yang besar, tetapi juga menjadi sumber penghidupan utama bagi jutaan masyarakat pedesaan yang bergantung langsung pada sektor ini. Karena itu, pertanian berperan signifikan dalam mengurangi tingkat kemiskinan dan

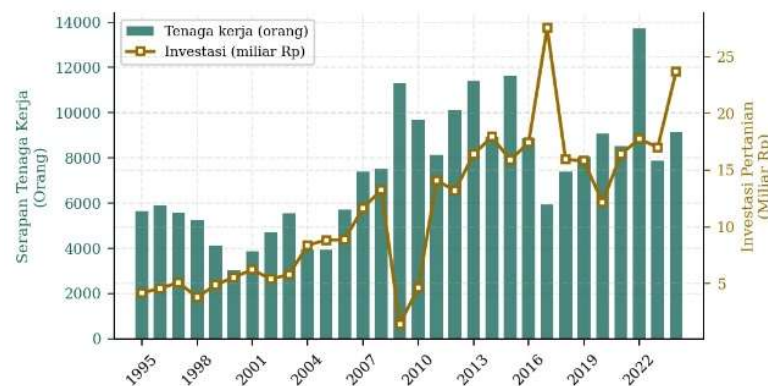
memperkecil kesenjangan antarwilayah di Indonesia (Hasibuan *et al.*, 2022). Meski demikian, sektor pertanian masih menghadapi tantangan kompleks berupa rendahnya produktivitas, terbatasnya akses terhadap teknologi, lemahnya infrastruktur, serta kurangnya diversifikasi produk (Harvianto, 2021).

Sektor pertanian di Kota Palangka Raya, ibu kota Provinsi Kalimantan Tengah, memiliki peran penting dalam ekonomi lokal meskipun mengalami tekanan urbanisasi yang tinggi. Berdasarkan publikasi BPS Kota Palangka Raya tahun 2019–2023, kontribusi sektor Pertanian, Kehutanan, dan Perikanan terhadap PDRB meningkat dari 2,50 persen (2019) menjadi 2,76 persen (2021), lalu sedikit turun menjadi 2,63 persen pada 2022–2023 dengan nilai PDRB mencapai 634,8 miliar rupiah. Di sisi lain, laju pertumbuhannya sangat fluktuatif: 6,75 persen (2019), turun ke 4,71 persen (2020), naik ke 6,59 persen (2021), lalu turun drastis ke 1,42 persen (2022), dan hanya naik tipis ke 1,49 persen (2023) (BPS, 2024).

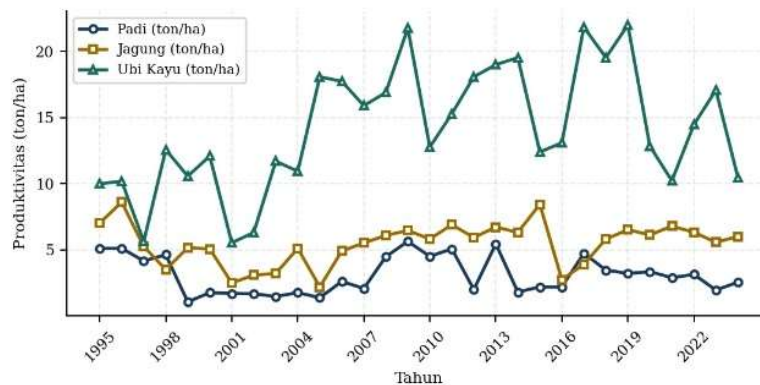
Fluktuasi ini mencerminkan kompleksitas dinamika pertumbuhan sektor pertanian perkotaan yang dipengaruhi faktor tenaga kerja, investasi, produksi komoditas, pendidikan, kemiskinan, dan harga komoditas. Kemiskinan sebagai hambatan struktural membatasi akses petani terhadap modal, teknologi, dan sarana produksi (World Bank, 2024). Investasi pertanian berperan meningkatkan kapasitas produksi melalui infrastruktur dan adopsi teknologi (Chandio *et al.*, 2023). Indeks harga beras dan ubi kayu memengaruhi insentif produksi dan konsumsi (Khalifa, 2025). Penelitian ini bertujuan menganalisis faktor-faktor tersebut menggunakan model ARDL dengan data tahunan 1995–2024. Pendekatan ARDL dipilih karena kemampuannya menangani variabel dengan derajat integrasi berbeda $I(0)$ dan $I(1)$ serta memisahkan efek jangka pendek dan jangka panjang (Kripfganz & Schneider, 2023; Pesaran *et al.*, 2001).



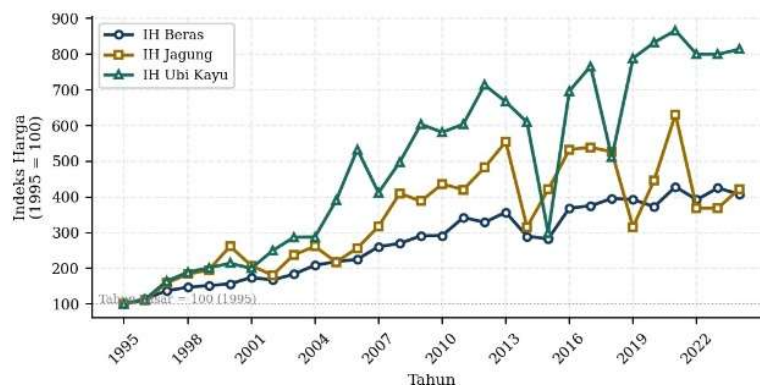
Gambar 1. Laju Pertumbuhan PDRB Sektor Pertanian dan Persentase Penduduk Miskin Kota Palangka Raya 1995–2024



Gambar 2. Serapan Tenaga Kerja Pertanian dan Investasi Sektor Pertanian Kota Palangka Raya 1995–2024



Gambar 3. Produktivitas Padi, Jagung, dan Ubi Kayu (ton/ha) Kota Palangka Raya 1995–2024



Gambar 4. Indeks Harga Beras, Jagung, dan Ubi Kayu (Laspeyres, 2012 = 100) 1995–2024

METODE PENELITIAN

Penelitian dilakukan di Kota Palangka Raya, Provinsi Kalimantan Tengah, dengan periode penelitian Oktober 2024 hingga Januari 2026. Data yang digunakan adalah data sekunder tahunan periode 1995–2024 yang bersumber dari BPS Provinsi Kalimantan Tengah, BPS Kota Palangka Raya, Universitas Palangka Raya, dan Dinas Pertanian dan Ketahanan Pangan Kota Palangka Raya.

Variabel dependen (Y) adalah pertumbuhan sektor pertanian yang diukur dari laju pertumbuhan PDRB sektor pertanian atas dasar harga konstan menggunakan rumus: $g_t = \frac{(PDRB_t - PDRB_{t-1})}{PDRB_{t-1}} \times 100\%$ (Prawoto, 2019). Variabel independen meliputi: serapan tenaga kerja pertanian (X1, satuan orang), investasi sektor pertanian (X2, nilai APBD dan swasta), tingkat produksi padi (X3), jagung (X4), dan ubi kayu (X5) yang diukur sebagai produktivitas ton/ha ($TPSPt = Q_t/L_t$), tingkat pendidikan (X6, jumlah lulusan Fakultas Pertanian Universitas Palangka Raya), penduduk miskin (X7, %), serta indeks harga beras (X8), jagung (X9), dan ubi kayu (X10) menggunakan metode Laspeyres: $IL_t = \frac{(\sum P_{i,t} \cdot Q_{i,0})}{(\sum P_{i,0} \cdot Q_{i,0})} \times 100$ (Melindah & Wulan, 2024). Seluruh variabel ditransformasi ke bentuk logaritma natural (Ln) untuk mengurangi heteroskedastisitas.

Tahapan analisis mencakup: (1) uji stasioneritas ADF pada *level* dan *first difference*; (2) pemilihan *lag* optimum berdasarkan AIC dari 2.048 spesifikasi model; (3) estimasi model ARDL; (4) uji *Bounds Test* untuk kointegrasi (Pesaran *et al.*, 2001); (5) estimasi ECM untuk jangka pendek dan persamaan kointegrasi untuk jangka panjang; serta (6) uji asumsi klasik meliputi *Jarque-Bera*, *Breusch-Godfrey*, *Breusch-Pagan-Godfrey*, dan VIF. Uji stabilitas dilakukan dengan CUSUM dan CUSUM of Squares (Brown *et al.*, 1975). Pengolahan menggunakan EViews 13.

Seluruh visualisasi dalam penelitian ini dikonstruksi menggunakan Python 3.12 dengan pustaka Matplotlib 3.7 (Hunter, 2007). Gambar 1 dan 2 menggunakan format *dual-axis* dengan sumbu vertikal kanan berwarna berbeda untuk menampilkan dua variabel berskala berbeda secara bersamaan tanpa distorsi. Gambar 3 dan 4 menggunakan format *single-axis* dengan tiga garis

berwarna berbeda untuk memperlihatkan perbandingan tren antar komoditas. Gambar 9 menyajikan koefisien regresi dalam format bar *chart* perbandingan jangka pendek dan jangka panjang. Gambar 5–8 merupakan rekonstruksi akademis yang identik secara informatif dengan *output EViews* 13: Gambar 5 menyajikan *lollipop chart* nilai AIC dari 20 spesifikasi ARDL terbaik; Gambar 6–7 menyajikan statistik CUSUM dan CUSUM Kuadrat dengan batas kritis $\alpha = 5\%$ mengikuti prosedur (Brown *et al.*, 1975; Cho *et al.*, 2023); Gambar 8 menyajikan deret residual persamaan kointegrasi beserta batas ± 2 s.d. dan nilai ECT.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji stasioneritas ADF dilakukan pada tingkat *level* dan *first difference* dengan nilai kritis pada $\alpha = 1\%$, 5% , dan 10% . Hasil pengujian 11 variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Hasil Uji Stasioneritas (*Augmented Dickey-Fuller Test*)

Var.	Keterangan	ADF Level	Prob. Level	ADF 1st Diff	Prob. 1st Diff	Integrasi
LnY	Pertumbuhan Sektor Pertanian	-4.428340	0.0016***	-	-	I(0)
LnX1	Serapan Tenaga Kerja	-1.809174	0.3688	-6.331172	0.0000***	I(1)
LnX2	Investasi	-2.340293	0.1669	-5.913777	0.0000***	I(1)
LnX3	Prod. Padi	-2.702737	0.0857*	-7.056702	0.0000***	I(1)
LnX4	Prod. Jagung	-3.666517	0.0103**	-	-	I(0)
LnX5	Prod. Ubi Kayu	-2.990033	0.0477**	-	-	I(0)
LnX6	Tingkat Pendidikan	-1.840372	0.3542	-4.025995	0.0044***	I(1)
LnX7	Penduduk Miskin	-0.814936	0.7998	-5.462240	0.0001***	I(1)
LnX8	Indeks Harga Beras	-1.810961	0.3680	-6.885335	0.0000***	I(1)
LnX9	Indeks Harga Jagung	-2.335805	0.1682	-6.808182	0.0000***	I(1)
LnX10	Indeks Harga Ubi Kayu	-1.822524	0.3621	-6.717403	0.0000***	I(1)

Keterangan: *** Signifikan pada $\alpha = 1\%$, ** $\alpha = 5\%$, * $\alpha = 10\%$

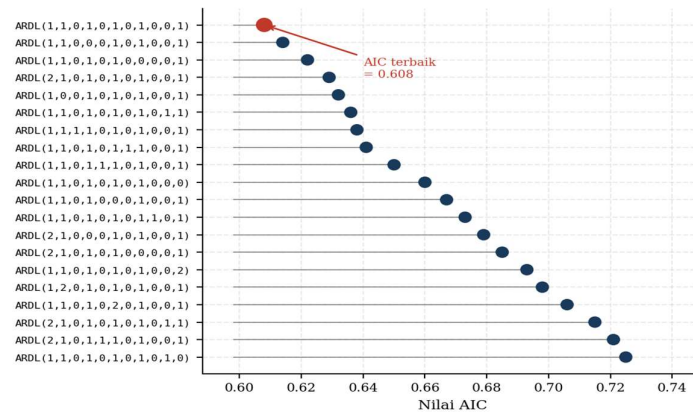
Hasil pengujian menunjukkan 3 variabel stasioner pada level I(0): pertumbuhan sektor pertanian (LnY, ADF = -4.428340, *prob.* = 0.0016), produksi jagung (LnX4, ADF = -3.666517, *prob.* = 0.0103), dan produksi ubi kayu (LnX5, ADF = -2.990033, *prob.* = 0.0477). Delapan variabel lainnya stasioner pada *first difference* I(1). Kombinasi I(0) dan I(1) ini memenuhi syarat penggunaan ARDL (Kripfganz & Schneider, 2023; Natsiopoulos & Tzeremes, 2022).

Proses seleksi otomatis mengevaluasi 2.048 spesifikasi model dengan variasi *lag* maksimum 2 untuk variabel dependen dan 1 untuk variabel independen. Seleksi menggunakan AIC karena lebih unggul meminimalkan kesalahan prediksi pada ukuran sampel kecil hingga menengah (Kripfganz & Schneider, 2023). Lima model terbaik disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Lima Model Terbaik Berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC)

Peringkat	Spesifikasi Model	LogL	AIC	BIC	HQ
1	ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,0,1)	8.481774	0.608445	1.417283	0.855715
2	ARDL(1,1,1,1,0,1,0,1,0,0,1)	9.133218	0.633342	1.489759	0.895157
3	ARDL(1,1,0,1,0,1,1,1,0,0,1)	9.114254	0.634696	1.491113	0.896511
4	ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,1,1)	9.055422	0.638898	1.495316	0.900714
5	ARDL(1,0,1,1,0,0,0,1,1,0,1)	7.649740	0.667876	1.476714	0.915146

Model Terpilih: ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,0,1) dengan AIC = 0.608445



Gambar 5. Nilai AIC 20 Spesifikasi ARDL Terbaik (Titik Merah = Model Terpilih, AIC = 0,608)

Model ARDL(1,1,0,1,0,1,0,1,0,0,1) dengan AIC terendah 0.608445 terpilih. Selisih AIC sebesar 0.025 dibandingkan model peringkat kedua menunjukkan perbaikan kesesuaian yang bermakna. Konsistensi seleksi dikonfirmasi oleh nilai HQ yang menunjukkan urutan peringkat serupa (Natsopoulos & Tzeremes, 2022).

Estimasi model menghasilkan 17 parameter. Hasil lengkap disajikan pada Tabel 3. Model menunjukkan *R-squared* 0.779881, mengindikasikan 77.99% variasi pertumbuhan sektor pertanian dapat dijelaskan oleh variabel independen dalam model.

Dari 17 variabel dalam model, 12 menunjukkan signifikansi statistik. Serapan tenaga kerja ($D(X1)$) berpengaruh positif signifikan (koefisien 1.300, $\alpha = 1\%$), produksi padi ($D(X3)$ dan $D(X3(-1))$) berpengaruh negatif signifikan, dan penduduk miskin ($D(X7)$ dan $D(X7(-1))$) berpengaruh negatif signifikan. Nilai *Durbin-Watson* 1.275 mengindikasikan kemungkinan autokorelasi yang akan diverifikasi melalui uji diagnostik (Cho *et al.*, 2023).

Tabel 3. Hasil Estimasi Koefisien Model ARDL (Bentuk Level)

Variabel	Koefisien	Galat Baku	Prob.
Y(-1)	-0.383837	0.249704	0.1525
D(X1)	1.299821	0.359417	0.0041***
D(X1(-1))	0.839331	0.300542	0.0175**
D(X2)	0.255419	0.155542	0.1288
D(X3)	-0.762159	0.204525	0.0033***
D(X3(-1))	-1.120546	0.329563	0.0059***
X4	-0.725023	0.276872	0.0239**
X5	0.418979	0.223449	0.0876*
X5(-1)	0.458091	0.282554	0.1333
D(X6)	0.697984	0.375908	0.0903*
D(X7)	-50.07402	22.10420	0.0447**
D(X7(-1))	-94.01089	25.52101	0.0036***
D(X8)	3.795040	1.579385	0.0351**
D(X9)	-0.638833	0.496175	0.2243
D(X10)	-0.893638	0.433698	0.0638*
D(X10(-1))	1.190013	0.459490	0.0251**
C	1.695119	0.683067	0.0305**

Ukuran kesesuaian: $R^2 = 0.779881$ | $Adj. R^2 = 0.459707$ | $F\text{-stat} = 2.435806$ (prob. 0.069485) | $DW = 1.275040$. Keterangan: *** $\alpha = 1\%$, ** $\alpha = 5\%$, * $\alpha = 10\%$

Pengujian kekuatan model dimulai dengan menganalisis *Error Correction Term* (ECT). Hasil estimasi menunjukkan koefisien COINTEQ sebesar -1.383837 yang sangat signifikan pada $\alpha = 1\%$ (t-statistik = -10.166, prob. = 0.0000), mengkonfirmasi mekanisme koreksi kesalahan yang valid. Besarnya ECT yang melampaui nilai -1 mengindikasikan pola penyesuaian berlebih yang tidak jarang ditemukan

dalam data pertanian tahunan dengan ukuran sampel terbatas (Kripfganz & Schneider, 2023). Hasil selengkapnya disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4. Koefisien Error Correction Term (ECT)

Variabel	Koefisien	Galat Baku	Prob.
COINTEQ*	-1.383837	0.136129	0.0000***
D(X1,2)	1.299821	0.162594	0.0000***
D(X3,2)	-0.762159	0.072408	0.0000***
D(X5)	0.418979	0.106120	0.0007***
D(X7,2)	-50.07402	8.286703	0.0000***
D(X10,2)	-0.893638	0.148590	0.0000***

Keterangan: *** Signifikan pada $\alpha = 1\%$

Hasil uji asumsi klasik disajikan pada Tabel 5 hingga Tabel 8. Uji autokorelasi *Breusch-Godfrey* menghasilkan *F-statistic* 3.907318 (*prob.* = 0.0600 > 0.05), sehingga tidak terdapat masalah autokorelasi pada $\alpha = 5\%$ (Tabel 5). Uji normalitas *Jarque-Bera* menghasilkan statistik 0.216036 (*prob.* = 0.897612), mengkonfirmasi residual berdistribusi normal (Tabel 6). Uji heteroskedastisitas *Breusch-Pagan-Godfrey* menghasilkan *F-statistic* 1.166759 (*prob.* = 0.4062), mengkonfirmasi ragam residual homogen (Tabel 7). Seluruh variabel memiliki VIF di bawah batas kritis 10, sehingga tidak terdapat multikolinieritas serius, dengan VIF tertinggi pada D(X3(-1)) sebesar 7.083962 (Tabel 8).

Tabel 5. Hasil Uji Autokorelasi (Breusch-Godfrey LM Test)

Statistik	Nilai	Derajat Bebas	Prob.
F-statistic	3.907318	(2, 9)	0.0600
Obs*R-squared	13.01306	2	0.0015

Tabel 6. Hasil Uji Normalitas (Jarque-Bera Test)

Statistik	Nilai
Mean	-1.64e-16
Skewness	0.017080
Kurtosis	2.571040
Jarque-Bera	0.216036
Probabilitas	0.897612

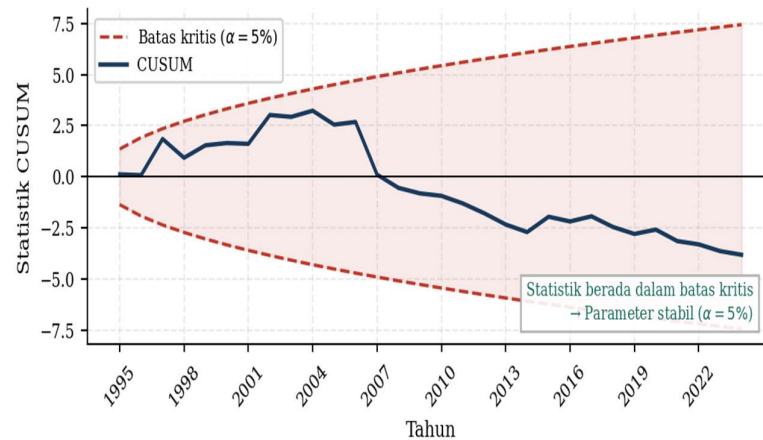
Tabel 7. Hasil Uji Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan-Godfrey)

Statistik	Nilai	df	Prob.
F-statistic	1.166759	(16, 11)	0.4062
Obs*R-squared	17.61849	16	0.3467
Scaled Explained SS	2.135971	16	1.0000

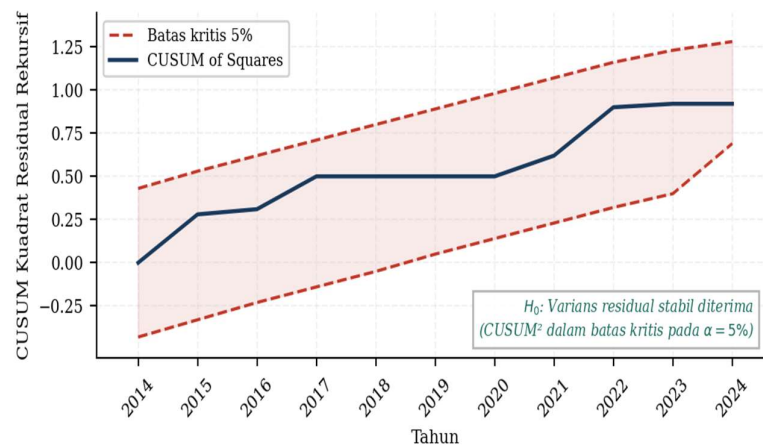
Tabel 8. Hasil Uji Multikolinieritas (Variance Inflation Factor)

Variabel	VIF	Variabel	VIF
Y(-1)	2.970185	D(X7)	2.811157
D(X1)	2.973400	D(X7(-1))	3.747413
D(X1(-1))	2.059201	D(X8)	3.889275
D(X2)	2.601761	D(X9)	2.533230
D(X3)	2.774000	D(X10)	3.091869
D(X3(-1))	7.083962	D(X10(-1))	3.467879
X4	2.976804	D(X6)	2.221301
X5	2.403740	X5(-1)	3.859543

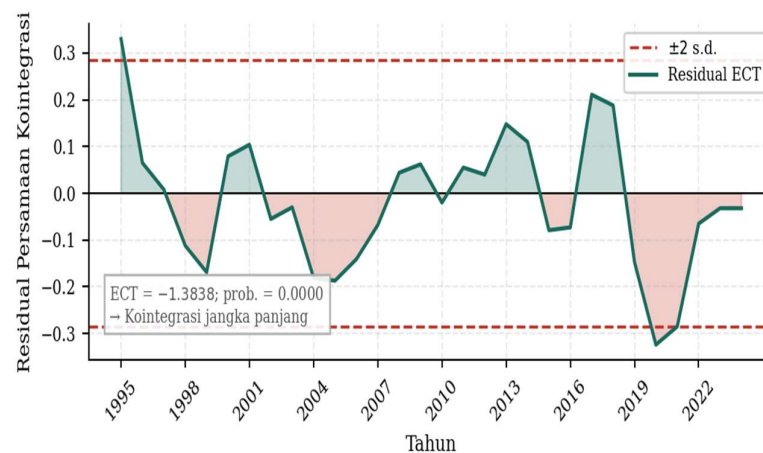
Batas kritis: Centered VIF < 10. Uji CUSUM dan CUSUM of Squares mengkonfirmasi stabilitas koefisien model sepanjang periode pengamatan (Ariom et al., 2022).



Gambar 6. Uji Stabilitas CUSUM (Garis Biru = Statistik CUSUM; Garis Merah Putus = Batas Kritis $\alpha = 5\%$)



Gambar 7. Uji Stabilitas CUSUM Kuadrat (Garis Biru = CUSUM²; Garis Merah Putus = Batas Kritis $\alpha = 5\%$)



Gambar 8. Residual Persamaan Kointegrasi dan Batas ± 2 s.d. (ECT)

Uji *Bounds Test* (Pesaran *et al.*, 2001) membandingkan nilai F-statistik dengan pasangan nilai kritis batas bawah $I(0)$ dan batas atas $I(1)$. Hasil disajikan pada Tabel 9.

Tabel 9. Hasil Uji Kointegrasi (*Bounds Test*)

Statistik	Nilai
F-statistic	4.305824
Jumlah variabel	10
Spesifikasi tren	Restricted constant (Case 2)

Tingkat Signifikansi	Batas Bawah I(0)	Batas Atas I(1)
10%	1.760	2.770
5%	1.980	3.040
1%	2.410	3.610

Nilai *F-statistic* = 4.305824 melampaui batas atas *I(1)* pada seluruh tingkat signifikansi termasuk 1% (3.610), membuktikan adanya hubungan kointegrasi jangka panjang.

Nilai *F-statistic* 4.306 melampaui nilai kritis batas atas *I(1)* pada seluruh tingkat signifikansi, termasuk $\alpha = 1\%$ (3.610). Kondisi ini mengkonfirmasi adanya hubungan kointegrasi yang kuat antara pertumbuhan sektor pertanian dengan kesepuluh variabel independen (Bertelli *et al.*, 2022; Natsiopoulos & Tzeremes, 2022).

Model ECM menghasilkan *R-squared* 0.8749 dan *Adjusted R-squared* 0.8465, mengindikasikan 87.49% variasi pertumbuhan sektor pertanian jangka pendek dapat dijelaskan oleh variabel dalam model. *F-statistik* 30.783 (*prob.* 0.000000) mengkonfirmasi signifikansi model pada $\alpha = 1\%$. Koefisien jangka pendek disajikan pada Tabel 10.

Dalam jangka pendek, serapan tenaga kerja (*D(X1,2)*) berpengaruh positif signifikan dengan koefisien 1.300 ($\alpha = 1\%$). Setiap kenaikan 1% serapan tenaga kerja meningkatkan pertumbuhan sektor pertanian sebesar 1.300%. Elastisitas yang melampaui 1 mencerminkan masih tersedianya lahan pertanian yang belum dimanfaatkan secara optimal (Lorato *et al.*, 2025).

Produksi padi (*D(X3,2)*) berpengaruh negatif signifikan (-0.762 , $\alpha = 1\%$), mengindikasikan bahwa peningkatan produksi padi menyerap sumber daya dari subsektor bernilai lebih tinggi seperti hortikultura dan perkebunan (OECD., 2024). Produksi ubi kayu (*D(X5)*) berpengaruh positif signifikan (0.419, $\alpha = 1\%$), mencerminkan keunggulan komparatif komoditas ini pada lahan gambut dan lahan kering yang dominan di Kota Palangka Raya.

Tabel 10. Koefisien Jangka Pendek

Variabel	Keterangan	Koefisien	Galat Baku	t-Statistik	Prob.
COINTEQ		-1.383837	0.136129	-10.16562	0.0000***
<i>D(X1,2)</i>	Serapan Tenaga Kerja	1.299821	0.162594	7.994281	0.0000***
<i>D(X3,2)</i>	Tingkat Produksi Padi	-0.762159	0.072408	-10.52587	0.0000***
<i>D(X5)</i>	Tingkat Produksi Ubi Kayu	0.418979	0.106120	3.948167	0.0007***
<i>D(X7,2)</i>	Penduduk Miskin	-50.07402	8.286703	-6.042695	0.0000***
<i>D(X10,2)</i>	Indeks Harga Ubi Kayu	-0.893638	0.148590	-6.014103	0.0000***

Keterangan: *** Signifikan pada $\alpha = 1\%$

Penduduk miskin (*D(X7,2)*) menunjukkan pengaruh negatif terbesar dengan koefisien -50.074 ($\alpha = 1\%$). Setiap kenaikan 1% penduduk miskin menurunkan pertumbuhan sektor pertanian sebesar 50.074% dalam jangka pendek. Besarnya koefisien ini mengkonfirmasi kemiskinan sebagai hambatan struktural yang membatasi akses petani terhadap modal, teknologi, dan sarana produksi (Hossain *et al.*, 2024). Indeks harga ubi kayu (*D(X10,2)*) berpengaruh negatif (-0.894 , $\alpha = 1\%$), mengindikasikan konsumen beralih ke komoditas pengganti saat harga ubi kayu naik dalam jangka pendek.

Dari 10 variabel dalam persamaan kointegrasi, 6 variabel menunjukkan pengaruh signifikan dalam jangka panjang. Koefisien jangka panjang disajikan pada Tabel 11.

Tabel 11. Koefisien Jangka Panjang

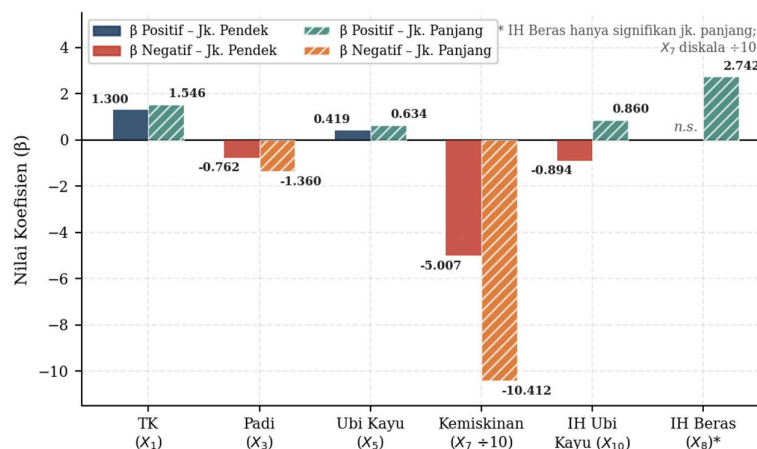
Variabel	Keterangan	Koefisien	Galat Baku	t-Statistik	Prob.
D(X1(-1))	Serapan Tenaga Kerja	1.545812	0.391539	3.948167	0.0009***
D(X2)	Investasi	0.184617	0.116625	1.582789	0.1282
D(X3(-1))	Produksi Padi	-1.360497	0.344597	-3.948167	0.0009***
X4	Produksi Jagung	-0.523922	0.197685	-2.650321	0.0165**
X5(-1)	Produksi Ubi Kayu	0.633796	0.168996	3.750919	0.0023***
D(X6)	Tingkat Pendidikan	0.504786	0.297706	1.695830	0.1067
D(X7(-1))	Penduduk Miskin	-104.1199	22.09783	-4.712325	0.0003***
D(X8)	Indeks Harga Beras	2.742404	1.127571	2.432195	0.0267**
D(X9)	Indeks Harga Jagung	-0.461966	0.365780	-1.262947	0.2243
D(X10(-1))	Indeks Harga Ubi Kayu	0.860229	0.374621	2.296240	0.0343**

Keterangan: *** $\alpha = 1\%$, ** $\alpha = 5\%$

Serapan tenaga kerja (D(X1(-1))) memiliki pengaruh positif terbesar dalam jangka panjang dengan koefisien 1.546 ($\alpha = 1\%$), lebih besar dibandingkan jangka pendek. Hal ini mencerminkan akumulasi pengetahuan dan keterampilan tenaga kerja dari waktu ke waktu sesuai teori modal manusia (Fuglie *et al.*, 2024; Lorato *et al.*, 2025).

Produksi padi (D(X3(-1))) berpengaruh negatif signifikan (-1.360, $\alpha = 1\%$) dan produksi jagung (X4) juga berdampak negatif (-0.524, $\alpha = 5\%$) dalam jangka panjang. Dominasi dua komoditas pangan pokok ini menggeser alokasi sumber daya dari komoditas bernilai lebih tinggi dan menghambat diversifikasi (OECD., 2024). Sebaliknya, produksi ubi kayu (X5(-1)) berpengaruh positif (0.634, $\alpha = 1\%$), mencerminkan keunggulan daya saingnya pada lahan gambut dan kering di Kota Palangka Raya.

Penduduk miskin (D(X7(-1))) menunjukkan pengaruh negatif paling dominan dalam jangka panjang dengan koefisien -104.120 ($\alpha = 1\%$), bahkan lebih besar dari jangka pendek. Hal ini mengkonfirmasi kemiskinan sebagai jebakan struktural kumulatif yang menghambat pertumbuhan melalui terbatasnya investasi masukan pertanian, rendahnya akses kredit, dan ketidakmampuan mengadopsi teknologi (Hossain *et al.*, 2024). Indeks harga beras (D(X8)) berpengaruh positif signifikan (2.742, $\alpha = 5\%$), mencerminkan insentif jangka panjang bagi petani untuk mengalokasikan lebih banyak sumber daya ke sektor pertanian (Khalifa, 2025). Indeks harga ubi kayu (D(X10(-1))) berpengaruh positif jangka panjang (0.860, $\alpha = 5\%$), berbeda arah dengan jangka pendek, menunjukkan penyesuaian perilaku produsen dalam jangka panjang.



Gambar 9. Perbandingan Koefisien β Jangka Pendek dan Jangka Panjang Variabel Signifikan

KESIMPULAN

Penelitian ini menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan sektor pertanian Kota Palangka Raya menggunakan model ARDL dengan data tahunan 1995–2024. Hasil uji *Bounds Test* membuktikan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang yang kuat antara pertumbuhan sektor pertanian dengan seluruh variabel penjelas (F-statistik = 4.306 > nilai kritis I(1) 1% =

3.610). Koefisien ECT sebesar -1.3838 ($prob. = 0.0000$) mengkonfirmasi mekanisme koreksi kesalahan yang valid.

Serapan tenaga kerja dan produksi ubi kayu terbukti sebagai faktor pendorong pertumbuhan, baik dalam jangka pendek (koefisien 1.300 dan 0.419) maupun jangka panjang (1.546 dan 0.634). Kemiskinan terbukti sebagai penghambat terbesar dan paling persisten, dengan dampak negatif yang semakin membesar dalam jangka panjang (-50.074 dalam jangka pendek dan -104.120 dalam jangka panjang). Dominasi produksi padi dan jagung menghambat diversifikasi ke subsektor bernilai lebih tinggi. Indeks harga beras berperan sebagai insentif positif jangka panjang (2.742), sedangkan indeks harga ubi kayu menunjukkan pola berbeda: negatif dalam jangka pendek (-0.894) dan positif dalam jangka panjang (0.860), mencerminkan penyesuaian perilaku produsen.

Kebijakan pengembangan pertanian di Kota Palangka Raya perlu memprioritaskan: (1) peningkatan kualitas tenaga kerja pertanian melalui program pelatihan teknis; (2) pengentasan kemiskinan struktural melalui perluasan akses permodalan dan kredit usaha tani; (3) pengembangan ubi kayu sebagai komoditas unggulan daerah dengan dukungan bibit unggul dan penguatan akses pasar; (4) diversifikasi ke subsektor hortikultura dan perkebunan yang lebih sesuai kondisi lahan setempat; serta (5) pembangunan sistem informasi harga komoditas yang mudah diakses petani. Penelitian selanjutnya disarankan mempertimbangkan variabel perubahan iklim, luas lahan, dan akses infrastruktur, serta menggunakan data panel tingkat kecamatan.

UCAPAN TERIMA KASIH

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Universitas Lambung Mangkurat, BPS Provinsi Kalimantan Tengah, BPS Kota Palangka Raya, Universitas Palangka Raya, dan Dinas Pertanian dan Ketahanan Pangan Kota Palangka Raya atas dukungan data dan fasilitas yang diberikan dalam pelaksanaan penelitian ini.

DAFTAR PUSTAKA

- Ariom, T. O., Dimon, E., Nambeye, E., Diouf, N. S., Adelusi, O. O., & Boudalia, S. (2022). Climate-smart agriculture in African countries: A review of strategies and impacts on smallholder farmers. *Sustainability*, 14(18), 11370. <https://doi.org/10.3390/su141811370>
- Badan Pusat Statistik Kota Palangka Raya. (2024). *Produk domestik regional bruto Kota Palangka Raya menurut lapangan usaha 2019–2023*. BPS.
- Badan Pusat Statistik. (2016). *Produksi tanaman pangan 2015*. BPS.
- Badan Pusat Statistik. (2025). *Statistik Indonesia 2025*. BPS.
- Bertelli, S., Vacca, G., & Zoia, M. (2022). Bootstrap cointegration tests in ARDL models. *Economic Modelling*, 116, 105987. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105987>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Chandio, A. A., Alnafissa, M., Akram, W., Usman, M., & Joyo, M. A. (2023). Examining the impact of farm management practices on wheat production: Does agricultural investment matter? *Heliyon*, 9(12).
- Cho, J. S., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2023). Recent developments of the autoregressive distributed lag modelling framework. *Journal of Economic Surveys*, 37(1), 7–32. <https://doi.org/10.1111/joes.12450>
- Fatah, L. (2021). *Pembangunan pertanian dan pengembangan wilayah* (Vol. 5). Rajawali Pers.
- Fatah, L., & Heiriyani, T. (2022). *Kebijakan pembangunan pertanian: Gambaran umum, isu dan masalah, kebijakan dan penentu keberhasilan*. Nizamia Learning Centre.
- Fuglie, K. O., Morgan, S., & Jelliffe, J. (2024). *World agricultural production, resource use, and productivity, 1961–2020*. USDA Economic Research Service. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.341638>

- Harvianto, D. D. (2021). *Pemberdayaan petani jagung oleh Dinas Pertanian dan Ketahanan Pangan di Kota Palangka Raya Provinsi Kalimantan Tengah (Studi di Kelurahan Kalampangan Kecamatan Sabangau)* [Doctoral dissertation, IPDN Jatinangor].
- Hasibuan, M., Rahmanta, R., & Ayu, S. F. (2022). Analisis faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan sektor pertanian di Provinsi Sumatera Utara. *Jurnal Agrica*, 15(1), 23–34.
- Hossain, M., Mendiratta, V., & Savastano, S. (2024). Agricultural and rural development interventions and poverty reduction: Global evidence from 16 impact assessment studies. *Global Food Security*, 43, 100806. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2024.100806>
- Hunter, J. D. (2007). Matplotlib: A 2D graphics environment. *Computing in Science & Engineering*, 9(3), 90–95. <https://doi.org/10.1109/MCSE.2007.55>
- Kementerian Pertanian Republik Indonesia. (2024). *Kinerja dan prospek investasi pertanian*. Balai Besar Perpustakaan dan Literasi Pertanian.
- Khalifa, J. (2025). The impacts of climate change, agricultural productivity, and food security on economic growth in Tunisia: Evidence from an econometrics analysis. *Research on World Agricultural Economy*, 577–599. <https://doi.org/10.36956/rwae.v6i1.1457>
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal*, 23(4), 983–1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Lorato, T., Beyene, T., & Tadesse, T. (2025). Unintended structural transformation and growth in Ethiopia: An autoregressive distributed lag (ARDL) model approach. *Journal of Innovation and Entrepreneurship*, 14(1), 55. <https://doi.org/10.1186/s13731-025-00498-5>
- Melindah, D., & Wulan, E. R. (2024). Penggunaan indeks harga dalam menganalisis pergerakan harga komoditas pangan di Indonesia periode 2017–2023. *EKALAYA: Jurnal Ekonomi Akuntansi*, 2(4), 67–77.
- Natsiopoulos, K., & Tzeremes, N. G. (2022). ARDL bounds test for cointegration: Replicating the Pesaran et al. (2001) results for the UK earnings equation using R. *Journal of Applied Econometrics*, 37(5), 1079–1090. <https://doi.org/10.1002/jae.2919>
- OECD-FAO. (2024). *OECD-FAO agricultural outlook 2024–2033*. OECD Publishing.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Prawoto, N. (2019). *Pengantar ekonomi makro*. Raja Grafindo Persada.
- World Bank. (2024). *Agriculture overview: Development news, research, data*. The World Bank Group. <https://www.worldbank.org/en/topic/agriculture/overview>