Peran Belanja Modal, Tenaga Kerja, dan Produktivitas terhadap PDRB Pertanian Lampung

Cahya Nazli Syafiqa[1*], Heru Wahyudi[2], Nindya Eka Sobita[3]
Ekonomi Pembangunan/FEB, Universitas Lampung, Bandar Lampung[1,2,3]
cahyanazli07@gmail.com[1], heru.wahyudi@feb.unila.ac.id[2], nindya.eka@feb.unila.ac.id[3]*

Abstract
Purpose: This study aims to analyze the effect of government capital expenditure, agricultural labor, and agricultural productivity on the gross regional domestic product (GRDP) of the agricultural sector in Lampung Province during 2005-2025.
Methodology/approach: The analysis draws on yearly secondary data covering 2005 to 2025 (21 observations), obtained from Statistics Indonesia (BPS) and regional budget realization documents. Agricultural GRDP at constant prices serves as the dependent variable, while capital expenditure, agricultural labor, and agricultural productivity act as explanatory variables, each converted to natural logarithms. A dummy variable captures the COVID-19 shock in 2020. Estimation relies on multiple linear regression using Ordinary Least Squares (OLS) in EViews, accompanied by unit root and classical assumption tests.
Results/findings: Updated level OLS estimates report positive coefficients for capital expenditure (0.1274; p = 0.0009), agricultural productivity (1.0388; p = 0.0028), and the COVID-19 dummy (0.1378; p = 0.0220), while agricultural labor is not significant (p = 0.6514). Adjusted R^2 is 0.8814. However, the Breusch–Godfrey test detects serial correlation (p = 0.0344), and the ADF results indicate mixed integration orders. These estimates are preliminary and should not be treated as validated causal or long-run effects.
Limitations: This study uses aggregate rather than agriculture-specific capital expenditure and an agricultural productivity indicator measured as yield per hectare. These proxies may not fully represent public capital available to agriculture or overall sector productivity. The analysis covers one province and 21 annual observations. Differences in the integration orders of the time series, together with the absence of a validated long-run specification, limit statistical inference. The reported estimates should therefore be interpreted as preliminary associations, pending further model validation.
Contribution: This study jointly examines government capital expenditure, agricultural labor, and a yield-based productivity indicator in Lampung over 2005-2025, while explicitly including a dummy for 2020. Its contribution lies in documenting province-specific patterns and the methodological limits of interpreting them. Policy implications regarding specific agricultural infrastructure should be assessed further using sector-specific expenditure data and a validated econometric specification.

Keywords: *capital expenditure, agricultural labor, agricultural productivity, agricultural GRDP, Lampung*

1. Pendahuluan

Sektor pertanian kerap dipandang sebagai sektor lama yang pelan-pelan ditinggalkan ketika ekonomi bergerak ke industri dan jasa. Data Indonesia memberi gambaran yang lebih rumit. Ketika perekonomian nasional terkontraksi 2,07% pada 2020, sektor pertanian masih tumbuh 1,77% (Priambodo & Yuniarianti, 2026). Sektor ini juga menyerap tenaga kerja dalam jumlah besar, sehingga perannya tidak berhenti pada sumbangan terhadap output. Bagi Provinsi Lampung, yang dikenal sebagai salah satu sentra produksi pangan dan perkebunan di Pulau Sumatra, pertanian menyangkut hidup banyak rumah tangga perdesaan sekaligus menopang struktur ekonomi daerah.

Meski begitu, tenaga pertumbuhannya makin lemah. Pertumbuhan sektor pertanian nasional turun dari 2,25% pada 2022 menjadi 1,31% pada 2023, lalu 0,67% pada 2024 (Priambodo & Yuniarianti, 2026). Perlambatan ini muncul bersamaan dengan tekanan yang sifatnya struktural. Pekerja pertanian semakin menua dan generasi muda cenderung pindah ke sektor lain (Ngadi et al., 2023), sementara persoalan

tata kelola dan ketahanan pangan belum benar-benar tuntas (Setiartiti, 2021). Dari sini muncul pertanyaan yang sederhana tetapi belum terjawab untuk Lampung: dari tiga sumber pertumbuhan yang lazim, yaitu modal, tenaga kerja, dan produktivitas, mana yang sebenarnya paling menentukan nilai tambah sektor pertanian?

Pertanyaan itu penting karena ketiganya tidak berada di tangan pembuat kebijakan dengan derajat yang sama. Pemerintah daerah memegang kendali langsung atas belanja modal, yakni pengeluaran untuk memperoleh aset tetap seperti jaringan irigasi, jalan usaha tani, jembatan, dan fasilitas publik lain. Secara teoretis, belanja yang bersifat produktif menaikkan produktivitas input swasta dan karenanya mendorong output (Barro, 1990). Bukti empirisnya, bagaimanapun, belum seragam. Fan et al. (2000) menunjukkan bahwa pengeluaran pemerintah untuk infrastruktur dan penelitian pertanian berdampak nyata pada pertumbuhan produktivitas perdesaan di India, dan Ngepah & Sunge (2023) melaporkan hasil yang searah untuk produktivitas faktor total pertanian di Afrika Selatan. Di sisi lain, Priambodo & Yuniarianti. (2026) justru menemukan koefisien negatif dan signifikan pada belanja subfungsi pertanian pemerintah daerah di 34 provinsi Indonesia, sedangkan Fauzan (2025) mencatat bahwa belanja sektoral daerah lebih banyak ditentukan oleh anggaran tahun sebelumnya ketimbang kebutuhan sektor itu sendiri.

Konteks kelembagaan ikut memengaruhi pembacaan hubungan tersebut. Sejak desentralisasi fiskal, pemerintah daerah mengelola APBD, termasuk belanja modal untuk memperoleh aset yang manfaatnya dapat berlangsung lebih dari satu periode. Namun, realisasi belanja modal pada satu tahun merupakan aliran pengeluaran, bukan ukuran langsung dari stok modal publik yang digunakan dalam produksi. Infrastruktur yang dibangun juga dapat mulai memberi manfaat pada tahun-tahun berikutnya. Dalam kajian kabupaten/kota di Lampung, Marselina et al. (2025) melaporkan bahwa dampak variabel fiskal terhadap laju pertumbuhan ekonomi dapat muncul setelah jeda satu tahun pada analisis VAR; hasil tersebut memberi alasan untuk mempertimbangkan kemungkinan dampak tertunda, meskipun objek dan variabel penelitiannya berbeda. Penelitian ini menggunakan hubungan antarvariabel pada tahun yang sama sebagai gambaran awal karena data yang tersedia disusun secara tahunan; karena itu, kemungkinan dampak tertunda tidak dapat diidentifikasi secara memadai oleh spesifikasi kontemporer dan menjadi batasan dalam interpretasi hasil.

Tenaga kerja dan produktivitas membawa persoalan lain. Gollin et al. (2014) memperlihatkan bahwa nilai tambah per pekerja di sektor pertanian jauh tertinggal dibanding sektor non-pertanian di banyak negara. Artinya, menambah jumlah pekerja belum tentu menambah output, dan produktivitaslah yang barangkali menentukan. Sejauh pengetahuan penulis, kajian yang menguji ketiga faktor ini secara bersamaan untuk satu provinsi dengan deret waktu yang cukup panjang masih terbatas. Sebagian besar studi di Indonesia memakai panel lintas provinsi dengan periode pendek, misalnya delapan tahun pada (Fauzan, 2025) atau delapan kuartal pada Priambodo & Yuniarianti. (2026). Rata-rata nasional semacam itu mudah menyembunyikan dinamika di satu daerah. Guncangan pandemi COVID-19 pada 2020 juga jarang dimasukkan secara eksplisit ke dalam model.

Penelitian ini menutup sebagian celah tersebut. Tujuannya menganalisis pengaruh belanja modal pemerintah, tenaga kerja pertanian, dan produktivitas pertanian terhadap Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) sektor pertanian Provinsi Lampung selama 2005-2025, dengan memperhitungkan guncangan COVID-19 melalui variabel dummy. Kontribusinya ada dua. Secara praktis, hasilnya dapat menjadi masukan bagi pemerintah daerah dalam menentukan prioritas investasi pertanian. Secara akademis, penelitian ini menambah bukti empiris dari level provinsi untuk literatur ekonomi regional dan ekonomi pertanian di Indonesia. Artikel ini tersusun sebagai berikut: bagian kedua membahas landasan teori dan hipotesis, bagian ketiga menjelaskan metode, bagian keempat menyajikan hasil dan pembahasan, dan bagian kelima memuat kesimpulan beserta limitasi.

2. Tinjauan pustaka dan pengembangan hipotesis

2.1 Landasan teori

Kerangka teori penelitian bertolak dari fungsi produksi neoklasik. Menurut Solow (1956), output berkaitan dengan akumulasi modal, tenaga kerja, dan kemajuan teknologi. Dalam konteks pertanian

Lampung, ketiga unsur tersebut digunakan sebagai landasan konseptual untuk mengkaji PDRB pertanian. Akan tetapi, realisasi belanja modal pemerintah yang tersedia dalam data merupakan aliran belanja tahunan, bukan stok modal produktif sebagaimana konsep modal dalam fungsi produksi. Selain itu, ukuran produktivitas yang dipakai adalah hasil per hektare, sehingga tidak dapat langsung disamakan dengan produktivitas faktor total atau kemajuan teknologi. Bentuk logaritma memungkinkan koefisien variabel kontinu dibaca sebagai elastisitas apabila spesifikasi regresinya valid.

Pengeluaran publik produktif dalam kerangka Barro (1990) secara teoretis dapat mendukung kegiatan produksi melalui penyediaan modal dan infrastruktur publik. Dalam pertanian, irigasi, akses jalan, dan fasilitas pascapanen merupakan contoh saluran yang mungkin meningkatkan efisiensi. Akan tetapi, data penelitian ini menggunakan belanja modal pemerintah secara agregat, bukan rincian belanja untuk irigasi, jalan usaha tani, atau fasilitas pascapanen. Oleh sebab itu, hubungan statistik antara belanja modal agregat dan PDRB pertanian tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti langsung mengenai pengaruh jenis infrastruktur tertentu. Realisasi tahunan juga belum merepresentasikan stok modal publik yang terbentuk selama beberapa tahun.

2.2 Belanja modal dan PDRB pertanian

Bukti internasional umumnya mendukung peran belanja produktif. Fan et al. (2000) menemukan bahwa pengeluaran pemerintah untuk jalan, penelitian dan pengembangan pertanian, serta pendidikan memberi dampak terbesar pada pertumbuhan produktivitas pertanian di perdesaan India. Ngepah & Sunge. (2023) melaporkan bahwa belanja pertanian berpengaruh pada pertumbuhan produktivitas faktor total pertanian Afrika Selatan, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Temuan serupa muncul pada investasi publik hijau di Tiongkok, yang menurut Gao et al. (2022) berperan kuat bagi pertanian berkelanjutan. Apata. (2021) juga menelaah hubungan belanja publik dan produktivitas pertanian di Nigeria selama 1981-2018, sementara Aprianti et al. (2023) mengkaji variabel fiskal dalam pertumbuhan ekonomi Indonesia.

Bukti empiris di Indonesia menunjukkan hasil yang beragam. Fauzan (2025) membahas hubungan alokasi belanja daerah dengan kinerja pertanian dan menyoroti kecenderungan alokasi anggaran mengikuti pola tahun sebelumnya. Priambodo dan Yuniarianti (2026) melaporkan koefisien negatif dan signifikan untuk belanja subfungsi pertanian dalam spesifikasi mereka. Di Lampung, Marselina et al. (2025) menemukan pengeluaran konektivitas berhubungan positif dan signifikan dengan laju pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota, sedangkan belanja modal berhubungan negatif. Sementara itu, Albaihaqi et al. (2025) menemukan belanja modal tidak signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi dalam studi panel 34 provinsi pada 2020-2023, walaupun produktivitas tenaga kerja berpengaruh positif dan signifikan. Hasil-hasil tersebut tidak dapat dibandingkan langsung dengan PDRB subkategori pertanian Lampung karena berbeda variabel terikat, cakupan belanja, unit analisis, dan periode. Perbedaan temuan menguatkan alasan untuk menguji hubungan pada konteks Lampung secara khusus, tetapi hasilnya perlu ditafsirkan sebagai hubungan statistik yang bergantung pada model dan data yang digunakan.

H1: Belanja modal pemerintah berpengaruh positif terhadap PDRB sektor pertanian Provinsi Lampung.

2.3 Tenaga kerja pertanian dan PDRB pertanian

Menurut teori produksi, tambahan tenaga kerja menaikkan output selama masih ada lahan dan modal yang melengkapinya. Dalam praktik pertanian, hubungan itu tidak selalu mulus. Gollin et al. (2014) menunjukkan adanya kesenjangan produktivitas yang lebar antara pekerja pertanian dan non-pertanian, yang mengisyaratkan bahwa sebagian tenaga kerja di sektor ini bekerja dengan produktivitas marjinal rendah. Di Indonesia, Ngadi et al. (2023) menggambarkan pekerja pertanian yang menua dan generasi muda yang berpindah ke sektor lain, sehingga jumlah pekerja belum tentu mencerminkan kapasitas produksi sebenarnya. Alhassan & Owusu Ansah. (2023) meneliti kontribusi sektor pertanian terhadap pertumbuhan ekonomi Pakistan dan menempatkan tenaga kerja sebagai salah satu faktor pembentuk output. Meski ada keraguan tentang kualitas tenaga kerja, kerangka neoklasik tetap mengharapkan arah yang positif, sehingga hipotesis kedua dirumuskan sebagai berikut.

Penelitian Anggraeni et al. (2023) mengenai PDRB sektor pertanian di Indonesia selama 2015-2021 menemukan bahwa penanaman modal dalam negeri (PMDN) sektor pertanian berhubungan positif dan signifikan dengan PDRB pertanian, sedangkan luas lahan sawah berhubungan negatif dan signifikan. Jumlah tenaga kerja pertanian tidak menunjukkan hubungan yang signifikan. Studi tersebut juga mengidentifikasi Lampung sebagai salah satu provinsi dengan pertanian sebagai sektor basis menggunakan Location Quotient (LQ). Temuan ini menjadi pembanding bagi penelitian di Lampung, tetapi tidak dapat disamakan secara langsung karena menggunakan data panel antarprovinsi, sementara penelitian ini menggunakan deret waktu satu provinsi dan variabel belanja modal pemerintah, bukan PMDN.

H2: Tenaga kerja pertanian berpengaruh positif terhadap PDRB sektor pertanian Provinsi Lampung.

2.4 Produktivitas pertanian dan PDRB pertanian

Dalam model Solow, pertumbuhan jangka panjang bersumber dari kemajuan teknologi, bukan sekadar penambahan input. Produktivitas menangkap hal ini: output yang lebih besar dari sumber daya yang sama. Ngepah & Sunge. (2023) menunjukkan bahwa belanja pertanian mampu mendorong pertumbuhan produktivitas faktor total, yang pada gilirannya meningkatkan output sektor. Catéia et al. (2023) menelaah dampak ekonomi potensial dari pertumbuhan pertanian di Afrika dan menegaskan bahwa peningkatan produktivitas merupakan jalur penting bagi perluasan ekonomi secara keseluruhan. Dengan lahan pertanian yang cenderung menyempit dan tenaga kerja yang menua, produktivitas menjadi sumber pertumbuhan yang paling realistis bagi pertanian Lampung. Hipotesis ketiga diajukan berdasarkan penalaran ini.

H3: Produktivitas pertanian berpengaruh positif terhadap PDRB sektor pertanian Provinsi Lampung.

2.5 Guncangan COVID-19

Pandemi COVID-19 mengganggu rantai pasok pangan, menaikkan risiko dan ketidakpastian, serta menurunkan pendapatan rumah tangga petani, meski pemerintah berupaya menjaga produksi dan distribusi (Oelviani et al., 2022). Di sisi lain, pertanian nasional tetap tumbuh positif pada 2020 (Priambodo & Yuniarianti, 2026), sehingga ketahanan sektor ini sering dibicarakan sebagai pengecualian di tengah resesi. Dua gambaran itu tidak harus bertentangan. Guncangan pada rantai pasok bisa menekan nilai tambah di tingkat provinsi tanpa membuat pertumbuhan sektor nasional menjadi negatif. Karena itu, untuk Lampung, pandemi diperlakukan sebagai guncangan yang arahnya diperkirakan negatif, dan hipotesis keempat diuji dengan variabel dummy tahun 2020.

H4: Guncangan COVID-19 pada 2020 berpengaruh negatif terhadap PDRB sektor pertanian Provinsi Lampung.

2.6 Kerangka pemikiran dan kebaruan

Dari uraian di atas, kerangka pemikiran penelitian ini sederhana. PDRB sektor pertanian Lampung diduga dipengaruhi oleh tiga sumber pertumbuhan: modal publik yang diwakili belanja modal pemerintah, tenaga kerja pertanian, dan produktivitas, dengan guncangan pandemi pada 2020 sebagai faktor pengganggu. Tiga hubungan pertama diharapkan positif, sedangkan hubungan keempat diharapkan negatif. Pengujian dilakukan bersamaan dalam satu model agar efek masing-masing variabel dibaca dengan memperhitungkan variabel lainnya.

Kebaruan penelitian ini ditempatkan pada pengamatan dinamika Provinsi Lampung selama 2005-2025 dan pengujian belanja modal, tenaga kerja pertanian, serta produktivitas secara bersama dalam satu kerangka empiris. Pendekatan ini melengkapi studi lintas provinsi yang dibahas sebelumnya dengan memberikan gambaran khusus tingkat provinsi. Variabel dummy tahun 2020 juga disertakan untuk menangkap perbedaan pada tahun awal pandemi. Meski demikian, penggunaan satu dummy tidak mengukur seluruh dampak pandemi, dan pendekatan penelitian ini belum dapat membedakan secara meyakinkan hubungan jangka pendek dari hubungan jangka panjang. Kontribusi empiris perlu dinilai sesuai cakupan indikator dan validitas model akhir.

3. Metodologi penelitian

3.1 Jenis penelitian dan data

Penelitian Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder runtut waktu tahunan Provinsi Lampung periode 2005-2025 (21 observasi). Sumber yang dinyatakan dalam penelitian meliputi publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) dan dokumen realisasi anggaran pemerintah daerah. Analisis bersifat observasional, sehingga hasil statistik tidak dengan sendirinya membuktikan hubungan sebab-akibat. Variabel PDRB yang menjadi fokus adalah subkategori Pertanian, Peternakan, Perburuan, dan Jasa Pertanian, tidak termasuk kehutanan dan perikanan. Sebelum estimasi akhir, seri PDRB perlu dipastikan konsisten dari segi tahun dasar, satuan, cakupan subsektor, serta urutan tahun, khususnya pada bagian awal periode pengamatan.

PDRB pertanian dinyatakan atas dasar harga konstan untuk mengurangi pengaruh perubahan harga dalam pengukuran output. Variabel penjelas mencakup realisasi belanja modal pemerintah secara agregat (bukan khusus urusan pertanian), jumlah tenaga kerja pertanian, dan indikator produktivitas berupa hasil per hektare (kuintal/ha). Jenis komoditas atau metode agregasi yang mendasari indikator produktivitas perlu dinyatakan secara eksplisit berdasarkan sumber data asli agar pembaca mengetahui batas cakupannya. Variabel kontinu ditransformasikan ke logaritma natural, sedangkan dummy pandemi bernilai satu untuk 2020 dan nol untuk tahun lain. Penggunaan hasil per hektare sebagai penjelas PDRB juga berpotensi menghasilkan hubungan mekanis, sehingga interpretasi koefisien perlu mempertimbangkan kemungkinan endogenitas. Definisi ringkas masing-masing variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi operasional variabel penelitian

Variabel	Simbol	Definisi operasional	Satuan	Sumber
PDRB pertanian (terikat)	LN_PDRB	Logaritma natural PDRB sektor pertanian atas dasar harga konstan, tahun dasar 2010	Miliar rupiah	BPS
Belanja modal	LN_BM	Logaritma natural realisasi belanja modal pemerintah (agregat, bukan khusus pertanian)	Rupiah (Rp)	Realisasi APBD
Tenaga kerja pertanian	LN_TKP	Logaritma natural jumlah penduduk bekerja di sektor pertanian	Jumlah Orang (Jiwa)	BPS
Produktivitas pertanian	LN_PROD	Logaritma natural hasil per hektare	Kuintal Per Hektare (Ku/Ha)	BPS
Dummy COVID-19	DUMMY	1 untuk tahun 2020; 0 untuk tahun lainnya	-	Penulis

Sumber: Diolah penulis (2026)

3.2 Spesifikasi model

Hubungan antarvariabel dirumuskan dalam model regresi linier berganda berikut.

$$LN_PDRB_t = \beta_0 + \beta_1 LN_BM_t + \beta_2 LN_TKP_t + \beta_3 LN_PROD_t + \beta_4 DUMMY_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

dengan t menyatakan tahun pengamatan (2005–2025), β_0 merupakan konstanta, β_1 hingga β_3 adalah koefisien variabel dalam logaritma natural, β_4 adalah koefisien dummy tahun 2020, dan ε merupakan galat. Dalam spesifikasi log-log yang valid, β_1 hingga β_3 dapat ditafsirkan sebagai elastisitas kondisional. Sebagai ilustrasi, β_1 sebesar 0,5 menggambarkan keterkaitan kenaikan belanja modal sebesar 1% dengan perubahan PDRB pertanian sekitar 0,5%, ketika variabel lain dianggap tetap. Penafsiran tersebut merupakan asosiasi dalam model, bukan bukti sebab-akibat; validitasnya bergantung pada sifat deret waktu dan ketepatan spesifikasi ekonometrika.

3.3 Teknik analisis

Data diolah menggunakan EViews 13. Sifat stasioneritas masing-masing deret diuji menggunakan Augmented Dickey-Fuller (ADF) untuk mengurangi risiko regresi semu pada data tidak stasioner (Granger & Newbold, 1974). Pada output pengujian yang telah disampaikan, spesifikasi dasar menggunakan konstanta dengan pemilihan panjang lag secara otomatis berdasarkan Schwarz Information Criterion (SIC) dan batas maksimum empat lag. Angka empat adalah batas maksimum, bukan lag aktual; output tersebut mencatat lag terpilih nol pada pengujian yang ditampilkan. Mengingat hanya terdapat 21 observasi, klasifikasi orde integrasi perlu diperiksa kembali terhadap perubahan pilihan lag dan spesifikasi komponen deterministik sebelum menentukan model estimasi akhir.

Pemilihan bentuk log-log punya tiga alasan. Pertama, bentuk ini sejalan dengan fungsi produksi Cobb-Douglas sehingga koefisiennya bermakna ekonomi sebagai elastisitas. Kedua, transformasi logaritma meredam perbedaan skala antarvariabel yang satuannya berjauhan, misalnya rupiah dan jumlah pekerja. Ketiga, transformasi ini biasanya membantu menstabilkan varians galat pada data runtut waktu yang tumbuh. Variabel dummy tidak dilogaritmakan. Karena variabel terikatnya berbentuk logaritma, koefisien dummy dibaca sebagai selisih proporsional, yaitu perubahan relatif PDRB sebesar $\exp(\beta_4)$ 1 pada 2020 dibanding tahun lain.

Spesifikasi awal penelitian diestimasi dengan Ordinary Least Squares (OLS) pada level, kemudian dilengkapi uji normalitas Jarque-Bera (Jarque & Bera, 1987), autokorelasi Breusch-Godfrey (Breusch, 1978), heteroskedastisitas White (White, 1980), serta Variance Inflation Factor (VIF) terpusat untuk menilai multikolinearitas (Gujarati & Porter, 2009). Statistik Durbin-Watson dilaporkan sebagai informasi tambahan. Akan tetapi, pengujian asumsi klasik yang tidak menolak hipotesis nol tidak membuktikan bahwa spesifikasi OLS level sudah valid pada deret dengan orde integrasi berbeda. Oleh karena itu, hasil estimasi awal diperlakukan sebagai bahan evaluasi; pemilihan metode akhir, pengujian diagnostik yang sesuai, dan bila perlu estimasi ulang harus mengikuti pemeriksaan stasioneritas serta kemungkinan hubungan jangka panjang yang sah.

Pengujian hipotesis memakai uji t untuk pengaruh parsial dan uji F untuk pengaruh simultan, dengan tingkat signifikansi 5%. Hipotesis diterima jika tanda koefisien sesuai dugaan dan nilai probabilitas kurang dari 0,05. Untuk menjaga keterbukaan, hasil yang signifikan hanya pada taraf 10% dilaporkan sebagai lemah dan tidak dihitung sebagai dukungan terhadap hipotesis. Koefisien determinasi (R^2) dan R^2 yang disesuaikan dipakai untuk menilai kemampuan model menjelaskan variasi PDRB pertanian.

4. Hasil dan pembahasan

4.1 Hasil uji stasioneritas

Tabel 2 menyajikan hasil uji akar unit Augmented Dickey-Fuller (ADF) menggunakan konstanta dan pemilihan lag otomatis berdasarkan Schwarz Information Criterion (SIC), dengan maksimum empat lag. LN_PDRBP tidak stasioner pada level (p = 0,0678), tetapi stasioner setelah diferensiasi pertama (p = 0,0160); LN_BM juga stasioner setelah diferensiasi pertama (p = 0,0071). LN_TKP stasioner pada level (p = 0,0072). Untuk LN_PROD, probabilitas diferensi pertama sebesar 0,0650 belum memenuhi taraf 5%, sedangkan pada diferensi kedua sebesar 0,0018, sehingga terdapat indikasi I(2) pada taraf 5%. Hasil tersebut merupakan klasifikasi awal yang masih memerlukan pemeriksaan sensitivitas terhadap pilihan lag dan komponen deterministik.

Tabel 2. Ringkasan uji akar unit ADF

Variabel	Level t (Prob.)	Diferensi 1 t (Prob.)	Diferensi 2 t (Prob.)	Orde integrasi*
LN_PDRBP	-2,862 (0,0678)	-3,603 (0,0160)	-	I(1)
LN_BM	-2,033 (0,2715)	-3,993 (0,0071)	-	I(1)
LN_PROD	-1,256 (0,6287)	-2,891 (0,0650)	-4,756 (0,0018)	I(2)**

Variabel	Level t (Prob.)	Diferensi 1 t (Prob.)	Diferensi 2 t (Prob.)	Orde integrasi*
LN_TKP	-3,966 (0,0072)	-	-	I(0)

Catatan: *orde integrasi bersifat sementara berdasarkan pengujian ADF dengan konstanta pada taraf 5%. **LN_PROD stasioner pada diferensi pertama jika digunakan taraf 10% (p = 0,0650). Maximum lag = 4; lag aktual yang terpilih berdasarkan SIC pada keluaran level/diferensi pertama adalah 0. Hasil diferensi kedua LN_PROD (ADF = -4,756; p = 0,0018) mengacu pada output EViews yang telah disampaikan sebelumnya. Sumber: Output EViews penulis (2026).

Perubahan penting dibanding pengujian sebelumnya terjadi pada LN_PDRB: statistik ADF level yang semula tercatat -32,687 kini menjadi -2,862 untuk seri yang diperbarui (LN_PDRBP). Dengan demikian, pada taraf 5% PDRB tidak lagi diklasifikasikan I(0), melainkan menunjukkan indikasi I(1). Variabel lain memiliki orde integrasi yang beragam, terutama LN_PROD yang sementara teridentifikasi I(2). Oleh sebab itu, OLS pada level tidak dapat langsung dipakai untuk menyimpulkan hubungan jangka panjang atau pengaruh sebab-akibat tanpa pemeriksaan dan pemilihan spesifikasi deret waktu yang memadai.

Untuk menguji sensitivitas hasil LN_PROD pada diferensiasi pertama, pengujian ADF dengan konstanta dan lag tetap 1 menghasilkan statistik -3,032343 dengan probabilitas 0,0508. Pengujian dengan lag tetap 2 menghasilkan probabilitas 0,2249, sedangkan pengujian tambahan dengan konstanta dan tren menggunakan pemilihan lag otomatis SIC menghasilkan probabilitas 0,2172. Nilai probabilitas tersebut tetap lebih besar daripada 0,05; demikian pula hasil dasar dengan lag terpilih 0 (p = 0,0650). Hasil ini memperkuat kehati-hatian terhadap kesimpulan stasioneritas pada diferensiasi pertama, tetapi tidak dengan sendirinya membuktikan bahwa LN_PROD pasti berorde I(2), mengingat jumlah observasi hanya 21 dan daya uji akar unit terbatas. Oleh karena itu, klasifikasi I(2) dalam Tabel 2 diperlakukan sebagai indikasi berdasarkan spesifikasi yang diuji, bukan kepastian yang berlaku untuk semua spesifikasi.

Pemeriksaan sifat deret waktu masih perlu dilanjutkan dengan evaluasi kestabilan uji ADF pada pilihan lag dan komponen deterministik yang relevan serta penelusuran keseragaman definisi dan tahun dasar seri PDRB. Kecocokan model berdasarkan R^2 atau statistik Durbin-Watson saja tidak cukup untuk menyingkirkan risiko regresi semu. Hasil estimasi level pada bagian berikut karenanya disajikan sebagai hasil awal untuk dievaluasi, bukan bukti hubungan keseimbangan jangka panjang.

4.2 Hasil uji asumsi klasik

Hasil uji diagnostik untuk regresi OLS level dengan variabel terikat LN_PDRBP dirangkum pada Tabel 3. Uji normalitas Jarque–Bera menghasilkan statistik 1,6420 dan probabilitas sekitar 0,4400, sehingga tidak terdapat cukup bukti untuk menolak normalitas residual. Uji Breusch-Godfrey sampai dua lag memberikan probabilitas F 0,0344 dan Obs*R^2 0,0181; keduanya mengindikasikan autokorelasi pada taraf 5%. Uji White menghasilkan probabilitas F 0,2492 dan Obs*R^2 0,2285 sehingga tidak menunjukkan bukti kuat heteroskedastisitas melalui dua statistik tersebut. VIF terpusat tertinggi sebesar 3,0882 (LN_BM). Dengan 21 observasi, hasil diagnostik perlu ditafsirkan secara hati-hati; terutama karena autokorelasi terdeteksi dan masalah integrasi deret waktu belum terselesaikan.

Tabel 3. Hasil uji asumsi klasik

Uji	Statistik	Nilai	Prob.	Kesimpulan pada 5%
Normalitas (Jarque–Bera)	JB	1,6420	0,4400	Tidak menolak normalitas
Autokorelasi (BG, 2 lag)	F(2,14)	4,3297	0,0344	Indikasi autokorelasi
	Obs*R^2	8,0252	0,0181	Indikasi autokorelasi
Heteroskedastisitas (White)	F(8,12)	1,5144	0,2492	Tidak terdeteksi

Uji	Statistik	Nilai	Prob.	Kesimpulan pada 5%
	Obs*R^2	10,5502	0,2285	Tidak terdeteksi
	Scaled explained SS	7,2586	0,5090	Tidak terdeteksi
Multikolinearitas (VIF)	LN_BM	3,0882	-	VIF terpusat < 10
	LN_PROD	2,6978	-	
	LN_TKP	1,2757	-	
	DUMMY	1,0148	-	

Sumber: Output EViews penulis (2026), regresi OLS level dengan variabel terikat LN_PDRBP. Kesimpulan uji didasarkan pada taraf 5% dan tidak membuktikan terpenuhinya seluruh asumsi model. Statistik Durbin-Watson pada regresi terbaru adalah 1,2654. Uji BreuschGodfrey memberikan bukti autokorelasi pada taraf 5%, sehingga hasil standar error, uji t, dan uji F dari OLS level perlu dievaluasi kembali. Tidak terdeteksinya heteroskedastisitas atau multikolinearitas tinggi tidak mengatasi masalah autokorelasi maupun kemungkinan regresi semu akibat orde integrasi yang berbeda. Oleh karena itu, estimasi OLS level ini belum dijadikan dasar inferensi final.

4.3 Hasil estimasi regresi

Tabel 4 menyajikan estimasi ulang OLS pada level dengan variabel terikat LN_PDRBP yang diperbarui. Koefisien belanja modal 0,1274 (p = 0,0009), produktivitas 1,0388 (p = 0,0028), tenaga kerja 0,0949 (p = 0,6514), dan dummy COVID-19 0,1378 (p = 0,0220). Nilai R^2 adalah 0,9051 dan adjusted R^2 sebesar 0,8814 (F = 38,1447; p < 0,0001). Angka tersebut hanya menggambarkan kecocokan dan asosiasi dalam spesifikasi level awal; dengan indikasi autokorelasi dan orde integrasi yang berbeda, signifikansi koefisien belum diperlakukan sebagai temuan akhir.

Tabel 4. Estimasi OLS level terbaru (variabel terikat: LN_PDRBP, 2005-2025, n = 21

Dependent Variable: LN_PDRBP
Method: Least Squares
Date: 11/09/26 Time: 09:31
Sample: 2005 2025
Included observations: 21

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.886220	3.112322	0.606049	0.5530
LN_BM	0.127413	0.031138	4.091886	0.0009
DUMMY	0.137774	0.054303	2.537164	0.0220
LN_TKP	0.094927	0.206161	0.460450	0.6514
LN_PROD	1.038773	0.294174	3.531154	0.0028

R-squared	0.905089	Mean dependent var	10.76841
Adjusted R-squared	0.881361	S.D. dependent var	0.152727
S.E. of regression	0.052605	Akaike info criterion	-2.847746
Sum squared resid	0.044277	Schwarz criterion	-2.599050
Log likelihood	34.90133	Hannan-Quinn criter.	-2.793773
F-statistic	38.14471	Durbin-Watson stat	1.265415
Prob(F-statistic)	0.000000		

Sumber: Output EViews 13 (2026). Catatan: tabel ini merupakan regresi level sementara; validitas inferensinya masih perlu diperiksa.

Berdasarkan hasil estimasi OLS level terbaru, belanja modal memiliki koefisien 0,127413 (p = 0,0009), produktivitas pertanian 1,038773 (p = 0,0028), tenaga kerja pertanian 0,094927 (p = 0,6514), dan dummy COVID-19 0,137774 (p = 0,0220), dengan adjusted R^2 sebesar 0,881361. Angka ini sesuai dengan output regresi yang digunakan untuk Tabel 4. Akan tetapi, uji Breusch–Godfrey memberikan

probabilitas 0,0344, yang menunjukkan autokorelasi residual pada taraf 5%. Bersama dengan perbedaan orde integrasi variabel, keadaan ini menyebabkan probabilitas koefisien dari OLS level belum dapat dijadikan bukti pengaruh yang telah tervalidasi. Temuan disajikan sebagai asosiasi statistik awal dan tidak digunakan untuk menyimpulkan hubungan sebab-akibat ataupun keseimbangan jangka panjang.

Persamaan regresi level terbaru adalah LN_PDRBP = 1,8862 + 0,1274 LN_BM + 1,0388 LN_PROD + 0,0949 LN_TKP + 0,1378 DUMMY. Dalam output awal, belanja modal (p = 0,0009), produktivitas (p = 0,0028), dan dummy COVID-19 (p = 0,0220) memiliki probabilitas di bawah 0,05, sedangkan tenaga kerja (p = 0,6514) tidak. Akan tetapi, hasil tersebut tidak digunakan untuk keputusan hipotesis final sebelum masalah stasioneritas, autokorelasi, dan kesesuaian spesifikasi model terselesaikan.
Koefisien belanja modal sebesar 0,1274 dalam bentuk log-log secara matematis berkaitan dengan perubahan PDRB sekitar 0,13% ketika belanja modal naik 1%, dengan variabel lain tetap. Akan tetapi, angka ini berasal dari OLS level yang masih menghadapi persoalan autokorelasi dan karakteristik integrasi berbeda, sehingga besaran efek dan signifikansinya tidak boleh dianggap sebagai perkiraan pengaruh kausal yang telah tervalidasi.

Koefisien dummy COVID-19 pada estimasi terbaru bernilai positif 0,1378 (p = 0,0220), setara dengan perbedaan proporsional sekitar 14,8% menurut perhitungan exp(0,1378) - 1. Nilai tersebut hanya mencerminkan asosiasi model pada satu tahun yang diberi dummy, bukan bukti bahwa pandemi meningkatkan PDRB pertanian. Variabel dummy satu tahun dan model level yang belum tervalidasi membatasi interpretasi ekonomi hasil ini.

4.4 Pembahasan

4.4.1 Belanja modal

Estimasi OLS level terbaru melaporkan koefisien belanja modal positif sebesar 0,1274 dengan probabilitas 0,0009, berbeda dari koefisien lama sebesar 0,5665. Namun, karena hasil ADF menunjukkan indikasi orde integrasi berbeda dan uji Breusch-Godfrey menemukan autokorelasi, signifikansi pada output ini belum dapat diperlakukan sebagai bukti akhir. Secara teori, belanja publik produktif berpotensi mendukung kegiatan pertanian melalui infrastruktur, tetapi hubungan tersebut perlu dikaji dengan spesifikasi model yang tervalidasi.

Perbedaan dengan sejumlah temuan penelitian terdahulu perlu dibaca dengan memperhatikan cakupan variabel. Penelitian ini memakai belanja modal pemerintah agregat, bukan belanja khusus irigasi, jalan usaha tani, atau sarana pascapanen. Karena tidak tersedia pemisahan alokasi sektoral dalam model, mekanisme pengaruh belanja infrastruktur terhadap PDRB pertanian masih merupakan kemungkinan teoretis, bukan mekanisme yang diuji langsung.

4.4.2 Produktivitas pertanian

Pada estimasi OLS level terbaru, koefisien produktivitas sebesar 1,0388 dengan probabilitas 0,0028. Namun, hasil ADF sementara mengindikasikan produktivitas berorde I(2) pada taraf 5%, sehingga interpretasi signifikansi dan elastisitas dari regresi level tersebut belum dapat dianggap final. Selain keterbatasan sampel kecil, penggunaan produktivitas berbasis hasil per hektare juga dapat menimbulkan kedekatan definisional dengan output yang memerlukan evaluasi lebih lanjut.

Produktivitas secara konseptual berhubungan dengan efisiensi penggunaan sumber daya pertanian, tetapi indikator hasil per hektare bukanlah produktivitas faktor total. Karena itu, penelitian ini belum dapat memisahkan secara tegas hubungan yang bersumber dari mekanisme ekonomi dengan hubungan yang dapat muncul secara mekanis dari ukuran output dan hasil panen. Interpretasi lebih jauh menunggu spesifikasi model deret waktu yang layak.

4.4.3 Tenaga kerja pertanian

Koefisien tenaga kerja dalam OLS level terbaru positif 0,0949 dengan probabilitas 0,6514, sehingga tidak menunjukkan bukti hubungan yang signifikan pada taraf 5% dalam spesifikasi tersebut. Hasil tidak signifikan bukan berarti tenaga kerja tidak berperan dalam pertanian Lampung. Jumlah observasi

terbatas, kualitas tenaga kerja tidak diukur secara langsung, dan model ekonometrika masih memerlukan evaluasi sebelum implikasi kebijakan dibuat.

4.4.4 Guncangan COVID-19

Dummy COVID-19 pada OLS level terbaru memiliki koefisien positif 0,1378 dengan probabilitas 0,0220, tetapi interpretasinya perlu sangat berhati-hati. Dummy yang hanya bernilai satu pada 2020 tidak mencakup dampak pandemi yang mungkin berlanjut, sementara model masih menunjukkan autokorelasi dan persoalan integrasi deret waktu. Oleh sebab itu, angka tersebut tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti bahwa pandemi menguntungkan sektor pertanian.

4.4.5 Catatan kehati-hatian

Interpretasi hasil perlu mempertimbangkan sejumlah keterbatasan. Pertama, sampel hanya mencakup 21 observasi tahunan, sehingga ketepatan koefisien dan daya uji diagnostik terbatas. Kedua, model tidak memasukkan seluruh faktor yang mungkin berkaitan dengan PDRB pertanian, seperti kondisi iklim, harga komoditas, kredit, dan penggunaan lahan; variabel yang dihilangkan dapat memengaruhi estimasi. Ketiga, belanja modal yang digunakan bersifat agregat dan indikator produktivitas berupa hasil per hektare dapat berkaitan secara mekanis dengan output. Keempat, hasil uji ADF menunjukkan indikasi perbedaan orde integrasi antarderet, sedangkan spesifikasi hubungan jangka panjang belum divalidasi. Selain itu, hasil satu provinsi tidak otomatis berlaku bagi daerah lain, dan dummy tahun 2020 belum mewakili keseluruhan dampak pandemi. Karena itu, arah serta signifikansi koefisien OLS level yang dilaporkan sebelumnya tidak digunakan sebagai dasar kesimpulan kausal atau rekomendasi kebijakan yang pasti sebelum estimasi akhir dievaluasi.

4.4.6 Implikasi kebijakan

Implikasi praktis penelitian ini perlu disampaikan secara bersyarat. Secara teoretis, infrastruktur seperti irigasi, jalan usaha tani, dan fasilitas pascapanen berpotensi menunjang aktivitas pertanian. Namun, karena variabel belanja modal yang diuji adalah total belanja modal pemerintah, bukan belanja khusus infrastruktur pertanian, penelitian ini belum dapat menentukan besarnya manfaat masing-masing jenis investasi tersebut. Peningkatan keterampilan pelaku usaha pertanian dan pengolahan hasil juga relevan sebagai konteks pembangunan ekonomi lokal. Sebagai contoh, Malia et al. (2025) melaporkan kegiatan pengabdian berupa pelatihan pemasaran digital dan desain kemasan bagi pengrajin tempe di Teluk Betung; temuan kegiatan tersebut menggambarkan aspek penguatan usaha olahan pangan, bukan bukti pengaruh belanja modal terhadap PDRB pertanian. Rekomendasi yang lebih spesifik memerlukan data belanja sektoral serta estimasi ekonometrika yang telah divalidasi.

5. Kesimpulan

Penelitian ini mengkaji hubungan belanja modal pemerintah, tenaga kerja pertanian, dan indikator produktivitas berbasis hasil per hektare dengan PDRB subkategori pertanian Lampung tahun 2005-2025, dengan dummy COVID-19. Estimasi OLS level yang diperbarui menunjukkan koefisien positif untuk belanja modal (0,1274), produktivitas (1,0388), tenaga kerja (0,0949), dan dummy tahun 2020 (0,1378); nilai adjusted R^2 sebesar 0,8814. Meskipun beberapa probabilitas koefisien lebih kecil dari 0,05, uji Breusch–Godfrey menunjukkan indikasi autokorelasi ($p = 0,0344$) dan uji ADF menunjukkan orde integrasi yang tidak seragam. Oleh karena itu, estimasi tersebut diposisikan sebagai hasil awal, bukan bukti hubungan kausal atau keseimbangan jangka panjang. Kesimpulan substantif dan rekomendasi kebijakan yang pasti memerlukan pemeriksaan spesifikasi dan, bila perlu, estimasi ulang menggunakan metode yang sesuai.

Limitasi dan studi lanjutan

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. Pertama, variabel belanja modal menggunakan realisasi agregat sehingga tidak dapat memisahkan secara langsung belanja yang ditujukan bagi subsektor pertanian. Kedua, indikator produktivitas berupa hasil per hektare belum tentu mencerminkan produktivitas seluruh aktivitas dalam subkategori pertanian dan perlu dijelaskan cakupan komoditasnya. Ketiga, penelitian mencakup satu provinsi dengan 21 observasi, sehingga hasil diagnostik serta generalisasinya terbatas. Keempat, perbedaan orde integrasi menurut pengujian ADF dan belum tervalidasinya spesifikasi hubungan jangka panjang membatasi interpretasi OLS level.

Kelima, kemungkinan hubungan dua arah antara belanja, produktivitas, dan output belum diatasi secara empiris. Keenam, dummy tahun 2020 tidak menangkap secara menyeluruh dampak pandemi yang mungkin berlanjut setelah tahun tersebut.

Studi Penelitian selanjutnya dapat menggunakan rincian belanja modal yang secara langsung terkait dengan urusan pertanian dan membedakan aliran belanja tahunan dari stok modal publik. Penggunaan indikator produktivitas yang lebih mewakili cakupan subsektor serta penambahan variabel iklim, kredit, atau penggunaan lahan juga layak dipertimbangkan. Pemilihan pendekatan deret waktu harus didahului verifikasi orde integrasi dan evaluasi hubungan jangka panjang; ARDL bounds testing standar hanya layak dipertimbangkan jika tidak terdapat variabel yang benar-benar I(2) dan syarat-syarat lainnya terpenuhi. Penelitian dengan periode lebih panjang atau data panel kabupaten/kota dapat membantu menguji ketahanan temuan dan heterogenitas antardaerah.

Ucapan terima kasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Jurusan Ekonomi Pembangunan dan Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Lampung atas dukungan akademik selama penelitian ini dilakukan, serta kepada Badan Pusat Statistik atas ketersediaan data yang dipublikasikan secara terbuka. Penulis juga berterima kasih kepada para reviewer dan panitia STABEK 9 atas masukan yang membantu penyempurnaan naskah ini.

Referensi

Albaihaqi, A. Z., Wahyudi, H., & Ananta, P. (2025). *Jurnal Spektrum Ekonomi ANALISIS PENGARUH INVESTASI PENANAMAN MODAL DALAM NEGERI , BELANJA MODAL DAN PRODUKTIVITAS TENAGA KERJA TERHADAP PERTUMBUHAN EKONOMI DI INDONESIA : STUDI KASUS SELAMA PANDEMI COVID 19*. *8*(6), 112–125.

Alhassan, T. F., & Owusu Ansah, E. (2023). The role of agriculture development in sustainable economic growth in sub-Saharan African countries. *The Journal of Economic Research & Business Administration*, *144*(2), 65–74. https://doi.org/10.26577/be.2023.v144.i2.07

Apata, T. (2021). Effect of public spending on agricultural productivity in Nigeria (1981-2018). *Revista Galega de Economía*, *30*(2), 6862. https://doi.org/10.15304/rge.30.2.6862

Aprianti, Y., Muliati, M., & Sulindrina, A. (2023). The impact of fiscal variables on economic growth in Indonesia. *Economics Development Analysis Journal*, *12*(1), 71–83. https://doi.org/10.15294/edaj.v12i1.58537

Barro, R. J. (1990). *Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth of Endogenous Growth*. *98*, 103–125.

Catéia, J. V, Bittencourt, M. V. L., Carvalho, T. S., & Savard, L. (2023). Potential economic impacts of agricultural growth in Africa: Evidence from Guinea-Bissau. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, *55*(3), 492–515. https://doi.org/10.1017/aae.2023.26

Ekonomi, M., & Anggraeni, D. (2026). *PENANAMAN MODAL DALAM NEGERI TERHADAP PERTUMBUHAN PDRB THE INFLUENCE OF AGRICULTURAL SECTOR LABOR AND DOMESTIC CAPITAL INVESTMENT ON AGRICULTURAL GDP GROWTH IN SUMATRA Sumber : BPS Pusa t 2023*. *XII*(1), 57–66.

Fan, S., Hazell, P., & Thorat, S. (2000). Government spending, growth and poverty in rural India. *American Journal of Agricultural Economics*, *82*(4), 1038–1051. https://doi.org/10.1111/0002-9092.00101

Fauzan, M. (2025). Spending smart: The role of government expenditure in boosting provincial economic performance in Indonesia. *RIGGS: Journal of Artificial Intelligence and Digital Business*, *4*(1), 150–156. https://doi.org/10.31004/riggs.v4i1.389

Gao, X., Ji, L., Chandio, A. A., Gul, A., Ankrah Twumasi, M., & Ahmad, F. (2022). Towards sustainable agriculture in China: Assessing the robust role of green public investment. *Sustainability*, *14*(6), 3613. https://doi.org/10.3390/su14063613

Gollin, D., Lagakos, D., & Waugh, M. E. (2014). The agricultural productivity gap. *The Quarterly Journal of Economics*, *129*(2), 939–993. https://doi.org/10.1093/qje/qju003

Lampung, K. B. (2025). *Workshop Strategi Pemasaran Produk Olahan Kedelai di Teluk Betung, Kota*

Bandar Lampung Workshop Marketing Strategy for Processed Soybean Products in Teluk Betung, Bandar Lampung City. *2*.

Marselina, M., Amalkhan, G. A., & Ciptawaty, U. (2025). *Vol. 13 No (01): June 2025*. *13*(June), 147–162. https://doi.org/10.33019/equity.v

Ngadi, N., Zaelany, A. A., Latifa, A., Harfina, D., Asiati, D., Setiawan, B., Ibnu, F., Triyono, T., & Rajagukguk, Z. (2023). Challenge of agriculture development in Indonesia: Rural youth mobility and aging workers in agriculture sector. *Sustainability*, *15*(2), 922. https://doi.org/10.3390/su15020922

Ngepah, N., & Sunge, R. (2023). Agricultural expenditure and agricultural total factor productivity growth in South Africa. *AIMS Agriculture and Food*, *8*(2), 637–661. https://doi.org/10.3934/agrfood.2023035

Oelviani, R., Jauhari, S., Hariyanto, W., Basuki, S., Triastono, J., & Kusumasari, A. C. (2022). Impact of Covid-19: How to achieve resilience in the Indonesian agricultural sector? In *Community empowerment, sustainable cities, and transformative economies* (pp. 621–637). Springer. https://econpapers.repec.org/bookchap/sprsprchp/978-981-16-5260-8_5f34.htm

Priambodo, A. P., & Yuniarianti, A. (2026). Evaluating agricultural credit and climate-related government expenditure effect on agriculture GDRP in Indonesia. *Indonesian Treasury Review: Jurnal Perbendaharaan, Keuangan Negara Dan Kebijakan Publik*, *11*(2), 123–139. https://doi.org/10.33105/itrev.v11i2.1428

Setiartiti, L. (2021). Critical point of view: The challenges of agricultural sector on governance and food security in Indonesia. *E3S Web of Conferences*, *232*, 1034. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202123201034