ProBisnis : Jurnal Manajemen, *17 (5) (2026) pp. 3272-3284*

Published by: Lembaga Riset, Publikasi, dan Konsultasi Jonhariono

ProBisnis : Jurnal Manajemen

Journal homepage: www.jonhariono.org/index.php/ProBisnis

Asosiasi Dana Otonomi Khusus dan Transfer Fiskal dengan Pendapatan Asli Daerah Kabupaten dan Kota di Aceh 2019–2025

Zikril Hakim[1], Awal Nopriyanto Bahasoan[2]

[1]Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Terbuka, Indonesia

[2]Fakultas Ekonomi, Universitas Sulawesi Barat, Indonesia

ARTICLE INFO

Article history:

Received Nov 10, 2026
Revised Nov 16, 2026
Accepted Nov 24, 2026

Keywords:

Aceh
Dana otonomi khusus
Dana transfer
Desentralisasi fiskal
Pendapatan asli daerah

ABSTRACT

Penelitian ini menganalisis hubungan Dana Otonomi Khusus Aceh (DOKA), dana bagi hasil (DBH), dana alokasi umum (DAU), dana alokasi khusus (DAK), dan produk domestik regional bruto (PDRB) dengan pendapatan asli daerah (PAD). Data panel seimbang mencakup 23 kabupaten/kota di Aceh selama 2019–2025 dengan 161 observasi. Estimasi membandingkan efek tetap unit dengan efek tetap unit dan tahun, menggunakan galat baku kluster kabupaten/kota serta wild cluster bootstrap. Secara deskriptif, rata-rata penurunan DOKA riil kabupaten/kota pada 2023 sebesar 65,19%, sedangkan median pertumbuhan PAD sebesar −0,58%. Pada model efek unit, DAU dan PDRB berasosiasi positif dengan PAD, dengan elastisitas masing-masing 1,593 dan 1,688. Pada model dasar yang mengendalikan efek tahun, hubungan keduanya tidak signifikan pada taraf 5% menurut uji t kluster. Hubungan DOKA, DBH, dan DAK serta perubahan elastisitas DOKA setelah 2023 tidak memperoleh dukungan yang konsisten antarspesifikasi. Temuan menunjukkan bahwa hubungan transfer dengan PAD sensitif terhadap pengendalian tahun, deflasi, dan observasi berpengaruh. Hasil ditafsirkan sebagai asosiasi, bukan dampak kausal pemangkasan DOKA, karena perubahan berlaku serentak dan inferensi hanya bertumpu pada 23 kluster. Implikasi pembangunan diarahkan pada perencanaan penerimaan sendiri dan perlindungan ruang fiskal daerah

This is an open access article under the CC BY-NC license.

Corresponding Author:

Zikril Hakim,
Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis,
Universitas Terbuka, Indonesia.
Jl. Cabe Raya, Pondok Cabe, Pamulang, Tangerang Selatan 15437, Banten
Email: zikrilhakim82@gmail.com

1. PENDAHULUAN

Keberlanjutan pembiayaan pembangunan daerah bergantung pada sumber penerimaan, kewenangan fiskal, dan kemampuan pemerintah mengelola perubahan pendanaan. Dalam skema Dana Otonomi Khusus Aceh (DOKA) pada Pasal 183 Undang-Undang Nomor 11 Tahun 2006, alokasi ditetapkan setara 2% plafon DAU nasional selama 2008–2022 dan 1% selama 2023–2027. Batas waktu tersebut berkaitan dengan skema dana, bukan berakhirnya status kekhususan Aceh. Kerangka hubungan keuangan pusat dan daerah juga diatur dalam Undang-Undang Nomor 1 Tahun 2022. RUU perubahan Pemerintahan Aceh disetujui sebagai usul DPR pada September 2026; tahap pengusulan perlu dibedakan dari ketentuan yang telah diundangkan. Karena itu, pembahasan setelah 2027 dalam penelitian ini merupakan kebutuhan perencanaan berdasarkan skema yang menjadi dasar periode pengamatan (Dewan Perwakilan Rakyat Republik Indonesia, 2026; Undang-

Undang Nomor 1 Tahun 2022 tentang Hubungan Keuangan antara Pemerintah Pusat dan Pemerintahan Daerah, 2022; Undang-Undang Nomor 11 Tahun 2006 tentang Pemerintahan Aceh, 2006).

Penerimaan sendiri memiliki arti pembangunan karena menyediakan ruang untuk membiayai layanan, menyesuaikan belanja dengan kebutuhan masyarakat, dan mempertanggungjawabkan penggunaan pajak. Namun, besarnya rasio penerimaan sendiri tidak dengan sendirinya menunjukkan kebebasan fiskal yang efektif. Bukti internasional menunjukkan bahwa perubahan sumber pembiayaan dapat berkaitan dengan layanan publik dan pasar kerja, sedangkan manfaat transfer terhadap pendapatan masyarakat bergantung pada konteks kelembagaan serta horizon penyesuaian. Ukuran fiskal berbasis laporan anggaran karenanya perlu dibaca bersama batas kewenangan dan hasil pembangunan yang benar-benar diukur (Bianchi dkk., 2023; Mauri, 2024; Tang dkk., 2024).

Desain transfer menghadapi tujuan pemerataan dan efisiensi yang tidak selalu bergerak searah. Literatur dari Tiongkok menempatkan kesenjangan antardaerah, insentif pertumbuhan, dan pembagian kewenangan sebagai faktor penting dalam hubungan fiskal antartingkat pemerintahan. Transfer dapat memperluas kemampuan daerah yang sumber dayanya terbatas, tetapi struktur alokasinya juga dapat mengubah dorongan mengembangkan basis penerimaan. Oleh sebab itu, pertanyaan mengenai hubungan transfer dan PAD tidak cukup dijawab melalui besarnya transfer agregat; jenis dana, aturan pemanfaatan, serta keadaan ekonomi penerima perlu diperhatikan (Chen dkk., 2026; Liu & Hu, 2025).

Kapasitas menghimpun penerimaan juga tidak identik dengan ukuran ekonomi. Perubahan struktur pekerjaan dapat memperluas informasi yang mendukung perpajakan, sementara pengetahuan lokal dan kapasitas pelaksana memengaruhi kepatuhan. Eksperimen perpajakan di negara berpendapatan rendah menunjukkan bahwa kenaikan tarif tanpa kapasitas penegakan yang memadai dapat menghasilkan penerimaan yang tidak optimal. Literatur ini memberikan dasar untuk membedakan potensi basis penerimaan, tarif, dan kemampuan administrasi, dengan tetap memperhatikan bahwa jenis pajak pada studi-studi tersebut berbeda dari komponen PAD Indonesia (Balán dkk., 2022; Bergeron dkk., 2024; Jensen, 2022).

Pada konteks Indonesia, perubahan regulasi desentralisasi dapat mengubah insentif, ruang pengelolaan pajak, dan hubungan transfer dengan layanan. Penelitian mengenai penerimaan berbagi sumber daya juga menunjukkan bahwa lokasi penggunaan pendapatan dan dampak ekonomi ekstraksi perlu dibedakan. Studi kabupaten/kota Indonesia menemukan hubungan positif transfer agregat dan DAU dengan penerimaan pajak, tetapi temuan tersebut tidak otomatis berlaku pada PAD agregat yang mencakup komponen di luar pajak. Perbedaan objek pengukuran ini mendasari pemisahan DOKA, DBH, DAU, dan DAK dalam penelitian (Brehm dkk., 2026; Lewis, 2023; Saptono & Mahmud, 2023).

Data DJPK yang diolah menunjukkan bahwa DAU merupakan komponen terbesar di antara lima sumber penerimaan kabupaten/kota di Aceh yang dianalisis selama 2019–2025. Dalam harga berlaku, rata-rata alokasi DAU per tahun secara agregat mencapai Rp13.053,43 miliar, diikuti DAK sebesar Rp4.388,28 miliar. Rata-rata realisasi PAD sebesar Rp2.887,47 miliar, sedangkan rata-rata alokasi DOKA dan DBH masing-masing sebesar Rp1.629,11 miliar dan Rp608,52 miliar. Perbandingan ini menggambarkan besarnya alokasi transfer relatif terhadap penerimaan yang dihimpun dari sumber daerah, dengan tetap membedakan data alokasi transfer dari realisasi PAD.

Jumlah kelima komponen penerimaan tersebut berfluktuasi dari Rp23.668,07 miliar pada 2019 menjadi Rp20.936,59 miliar pada 2023, lalu mencapai Rp23.704,65 miliar pada 2025. Selama periode pengamatan, rata-rata rasio PAD terhadap jumlah PAD, DOKA, DBH, DAU, dan DAK sebesar 12,33% jika setiap kabupaten/kota diberi bobot sama, sedangkan rasio berdasarkan penjumlahan seluruh unit dan tahun sebesar 12,80%. Secara agregat tahunan, porsi PAD meningkat dari 12,04% pada 2019 menjadi 14,80% pada 2025. Rasio tersebut hanya menggambarkan komposisi lima komponen yang dianalisis karena sumber penerimaan daerah lainnya tidak dicakup.

Perubahan paling menonjol terjadi pada DOKA. Alokasi nominal kabupaten/kota turun dari Rp2.061,54 miliar pada 2022 menjadi Rp748,65 miliar pada 2023, atau sekitar 63,7%. Porsinya dalam agregat lima komponen penerimaan menyusut dari 9,57% menjadi 3,58%. Pada 2025, alokasi DOKA meningkat menjadi Rp973,45 miliar dengan porsi 4,11%, tetapi masih berada di bawah tingkat 2022. Penurunan nominal agregat tersebut perlu dibedakan dari rata-rata penurunan riil per

kabupaten/kota sebesar 65,19% yang dibahas pada Tabel 3. Perubahan komposisi ini menjadi alasan untuk memeriksa hubungan setiap jenis transfer dengan PAD, tanpa menganggap pergerakan keduanya sebagai bukti hubungan kausal.

Kajian di Aceh telah menelaah kemandirian fiskal dan respons belanja terhadap DOKA, sedangkan penelitian Indonesia menunjukkan bahwa hubungan transfer dengan pajak dan retribusi dapat berbeda. Studi-studi tersebut membantu menempatkan penelitian ini, tetapi perbedaan variabel terikat membatasi perbandingan langsung. Penelitian ini memusatkan perhatian pada PAD agregat dan perubahan hubungan DOKA setelah 2023, dengan membandingkan model yang mengendalikan efek unit saja dan model yang juga mengendalikan efek tahun. Cakupan tersebut menawarkan pemeriksaan terhadap ketergantungan hasil pada guncangan bersama, bukan klaim bahwa seluruh persoalan DOKA telah terjelaskan (Dawood dkk., 2025; Fahrizal & Sukartini, 2024; Tradinatama & Solikin, 2023).

Penelitian bertujuan menggambarkan perkembangan DOKA dan PAD, menilai hubungan parsial serta simultan DOKA, DBH, DAU, DAK, dan PDRB dengan PAD, serta memeriksa perubahan elastisitas DOKA setelah penurunan alokasi pada 2023. PAD diperlakukan sebagai ukuran penerimaan yang dihimpun dari sumber daerah, bukan ukuran lengkap kapasitas fiskal atau indikator langsung kesejahteraan masyarakat. Kontribusi penelitian diarahkan pada perencanaan penerimaan dan evaluasi ketahanan ruang fiskal dalam lingkup ekonomi pembangunan daerah.

2. METODE PENELITIAN

Desain dan Sumber Data

Penelitian menggunakan pendekatan kuantitatif asosiatif pada seluruh 23 kabupaten/kota di Aceh selama 2019–2025. Panel seimbang terdiri atas 161 observasi (23 kabupaten/kota × 7 tahun) tanpa data hilang. PAD diukur berdasarkan realisasi, sedangkan DOKA, DBH, DAU, dan DAK berdasarkan alokasi; kelimanya diambil dari portal DJPK dalam tabel terpisah per variabel menurut kabupaten/kota. DOKA yang dianalisis hanya bagian yang dialokasikan kepada kabupaten/kota dan tidak mencakup bagian Pemerintah Aceh. Alokasi tersebut direkonsiliasi terhadap total DOKA se-Aceh pada portal yang sama: bagian Pemerintah Aceh ditambah bagian 23 kabupaten/kota sama dengan total pada setiap tahun, dengan selisih pembulatan tidak lebih dari Rp0,03 miliar. PDRB ADHK 2010 dan ADHB diambil dari seri BPS menurut kabupaten/kota yang mencakup seluruh 23 unit dan 7 tahun. Perbedaan alokasi dan realisasi menjadi batas pengukuran karena dana yang dialokasikan belum tentu diterima atau dimanfaatkan pada periode yang sama (Badan Pusat Statistik Provinsi Aceh, 2026a, 2026b; Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, 2026).

Variabel fiskal dinyatakan dalam miliar rupiah harga konstan 2010 dengan membagi nilai nominal terhadap deflator implisit PDRB daerah dan tahun yang sama, yaitu rasio PDRB ADHB terhadap ADHK. Seluruh nilai positif kemudian ditransformasi ke logaritma natural. Deflator bersama dapat menghasilkan gerak bersama antarvariabel fiskal, sehingga model nominal tanpa deflasi juga dilaporkan. Status sementara atau sangat sementara pada sebagian seri PDRB dapat memengaruhi nilai riil jika sumber resmi direvisi.

Operasionalisasi Variabel

Tabel 1. Definisi operasional variabel

Variabel	Simbol	Definisi operasional	Sumber
Pendapatan Asli Daerah	ln PAD (Y)	Realisasi PAD kabupaten/kota (pajak daerah, retribusi daerah, hasil pengelolaan kekayaan daerah yang dipisahkan, dan lain-lain PAD yang sah); ukuran penerimaan sendiri	DJPK
Dana Otonomi Khusus Aceh	ln DOKA (X_1)	Alokasi DOKA kepada kabupaten/kota; tidak termasuk bagian Pemerintah Aceh	DJPK
Dana Bagi Hasil	ln DBH (X_2)	Alokasi dana bagi hasil pajak dan sumber daya alam dalam APBN	DJPK
Dana Alokasi Umum	ln DAU (X_3)	Alokasi DAU dalam APBN; sampai 2022 berupa block grant, sejak 2023 terdiri atas bagian yang tidak ditentukan dan bagian yang ditentukan penggunaannya; data penelitian mencakup kedua bagian	DJPK
Dana Alokasi Khusus	ln DAK (X_4)	Alokasi DAK (specific grant) dalam APBN	DJPK
Produk Domestik Regional Bruto	ln PDRB (X_5)	PDRB atas dasar harga konstan 2010; variabel kontrol aktivitas ekonomi	BPS
Periode pascapenurunan DOKA	PASCA	Dummy: 1 untuk 2023–2025; 0 untuk 2019–2022	Ditetapkan penulis
Pandemi COVID	COVID	Dummy: 1 untuk 2020; 0 untuk tahun lain	Ditetapkan penulis

Sumber: definisi peneliti berdasarkan data dan ketentuan fiskal. PASCA dan COVID merupakan penanda periode, bukan kelompok perlakuan dan pembanding yang terpisah.

Spesifikasi Model Panel

Model efek tetap digunakan untuk mengendalikan karakteristik daerah yang tidak berubah selama periode pengamatan. Efek tahun ditambahkan untuk menyerap perubahan bersama seperti kebijakan nasional dan kondisi makroekonomi. Pemilihan estimator mempertimbangkan kemungkinan korelasi antara karakteristik daerah yang tidak teramati dan regresor, disertai pengujian spesifikasi. Hasil uji pemilihan model tidak diperlakukan sebagai pengganti pertimbangan ekonomi dan asumsi identifikasi (Papke & Wooldridge, 2023; Wooldridge, 2020).

Model dasar dengan efek unit dinyatakan dalam persamaan berikut.

$$\ln PAD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln DOKA_{it} + \beta_2 \ln DBH_{it} + \beta_3 \ln DAU_{it} + \beta_4 \ln DAK_{it} + \beta_5 \ln PDRB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Model interaksi menambahkan penanda PASCA, interaksi DOKA dengan PASCA, dan penanda COVID untuk menilai perubahan hubungan setelah 2023.

$$\ln PAD_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln DOKA_{it} + \beta_2 \ln DBH_{it} + \beta_3 \ln DAU_{it} + \beta_4 \ln DAK_{it} + \beta_5 \ln PDRB_{it} + \beta_6 PASCA_t + \beta_7 \ln DOKA_{it} \times PASCA_t + \beta_8 COVID_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Model dua arah memasukkan efek unit dan tahun. Pada perluasan model ini, interaksi DOKA dengan PASCA dapat tetap dimasukkan, sedangkan PASCA dan COVID terserap oleh efek tahun.

$$\ln PAD_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 \ln DOKA_{it} + \beta_2 \ln DBH_{it} + \beta_3 \ln DAU_{it} + \beta_4 \ln DAK_{it} + \beta_5 \ln PDRB_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Indeks i menunjukkan kabupaten/kota dan t menunjukkan tahun. α_i merupakan efek unit, λ_t efek tahun, dan ε_{it} komponen galat. Koefisien variabel logaritma ditafsirkan sebagai elastisitas bersyarat pada regresor lainnya. Pada model interaksi, β_1 merupakan elastisitas DOKA sebelum 2023, β_7 perubahan elastisitas setelah 2023, dan $\beta_1 + \beta_7$ elastisitas setelah perubahan. Pengujian $\beta_7 = 0$ berbeda dari pengujian $\beta_1 + \beta_7 = 0$. Koefisien penanda periode pada model logaritma dapat diubah menjadi persentase melalui $[\exp(\beta) - 1] \times 100\%$.

Inferensi dan Pemeriksaan Model

Galat baku dikelompokkan menurut kabupaten/kota (White cross-section cluster pada EViews 13 dengan koreksi derajat kebebasan) untuk mengizinkan ketergantungan antarwaktu dalam satu unit. Penentuan kluster perlu mengikuti struktur variasi dan inferensi yang dituju, bukan jumlah observasi semata. Dengan hanya 23 kluster, nilai p dan selang kepercayaan 95% memakai distribusi t dengan 22 derajat kebebasan, sesuai keluaran EViews untuk koefisien individual. Untuk kombinasi $\beta_1 + \beta_7$, nilai restriksi dan galat bakunya diambil dari uji Wald EViews, sedangkan nilai p dihitung ulang dari distribusi t dengan 22 derajat kebebasan. Wild cluster bootstrap-t digunakan sebagai pembanding. Seluruh prosedur ini mengandaikan galat antarkabupaten/kota tidak berkorelasi setelah efek tetap; asumsi tersebut diperiksa pada bagian hasil dan tidak dapat dianggap terpenuhi sepenuhnya. Literatur menunjukkan bahwa koreksi kluster dan bootstrap memiliki keterbatasan pada sampel kecil; penerapannya meningkatkan keterbukaan mengenai ketidakpastian, tetapi tidak menjamin validitas semua asumsi (Abadie dkk., 2023; MacKinnon dkk., 2023a, 2023b).

Keluaran pengolahan yang dilaporkan menggunakan EViews 13 untuk estimasi dan sejumlah diagnostik, serta skrip penulis di luar EViews untuk bootstrap dengan hipotesis nol terpasang, bobot Rademacher, dan 9.999 replikasi. Multikolinearitas diperiksa melalui VIF pada data pooled, transformasi within, dan setelah penyerapan efek unit serta tahun. Uji Chow, Hausman, dan Mundlak digunakan sebagai informasi spesifikasi. Uji simultan menggunakan Wald berbasis kovarians kluster atas koefisien kemiringan setelah efek tetap diserap, sedangkan R^2 dibaca sebagai kecocokan sampel, bukan ukuran dampak kebijakan.

Ketergantungan lintas daerah ditelaah melalui Pesaran CD, Breusch–Pagan LM, dan scaled LM. Perbedaan asumsi, dimensi panel, serta penyerapan efek tetap dapat memengaruhi kinerja pengujian. Karena T hanya tujuh tahun, keputusan tidak menolak suatu hipotesis tidak diperlakukan sebagai bukti pasti independensi residual. Galat baku kluster daerah juga tidak otomatis mengatasi korelasi antardaerah; pengendalian tahun membantu menyerap guncangan bersama, tetapi belum tentu menghapus seluruh ketergantungan (Huang dkk., 2025; Juodis & Reese, 2022).

Penanda PASCA berlaku pada seluruh daerah dan tidak menyediakan kelompok pembanding yang tidak mengalami perubahan DOKA. Karena itu, interaksi dalam penelitian ini tidak ditafsirkan sebagai estimator difference-in-differences kausal. Literatur evaluasi kebijakan menunjukkan bahwa efek tetap dua arah saja tidak cukup untuk menjamin identifikasi, dan desain dengan waktu perlakuan yang berbeda juga memerlukan perhatian terhadap heterogenitas serta asumsi perbandingan. Rujukan tersebut digunakan untuk menjelaskan batas interpretasi dan rancangan penelitian lanjutan; penelitian ini tidak menerapkan estimator perlakuan bertahap (Baker dkk., 2022; de Chaisemartin & D'Haultfœuille, 2023; Roth dkk., 2023).

Uji Ketahanan

Kepekaan hasil ditelaah melalui penggunaan transfer lag satu tahun, pengeluaran tahun 2025 dari sampel, penghapusan dua observasi PAD yang sangat rendah pada 2022, dan penggunaan nilai nominal tanpa deflasi. Pada spesifikasi lag, transfer dan DOKA pada suku interaksi menggunakan nilai tahun sebelumnya, sedangkan PDRB tetap pada tahun berjalan. Penggunaan lag tidak menjamin eksogenitas karena alokasi transfer dapat merespons keadaan fiskal sebelumnya. Tahun 2025 diperiksa secara terpisah karena pemberlakuan opsen dapat mengubah komposisi PAD. Dua observasi berpengaruh adalah Aceh Tenggara dan Subulussalam pada 2022; sampel lengkap tetap menjadi hasil utama, disertai pelaporan sensitivitasnya.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Perkembangan Penerimaan dan Variasi Data

Statistik pada Tabel 2 menunjukkan keragaman penerimaan sendiri antardaerah. Rata-rata PAD riil sebesar Rp86,83 miliar, dengan rentang Rp6,92–275,20 miliar. Rata-rata DAU sebesar Rp391,25 miliar, jauh di atas PAD, sedangkan rata-rata DOKA sebesar Rp50,39 miliar. PDRB ADHK berkisar Rp1.122,89–18.975,80 miliar. Perbedaan tersebut menegaskan perlunya membedakan skala ekonomi, penerimaan sendiri, dan jenis transfer dalam analisis.

Tabel 2. Statistik deskriptif variabel dalam miliar rupiah harga konstan 2010

Variabel	Rata-rata	Minimum	Maksimum	Simpangan baku
PAD	86,83	6,92	275,20	48,69
DOKA	50,39	12,58	159,63	27,38
DBH	18,19	4,18	101,80	17,86
DAU	391,25	199,12	862,62	130,47
DAK	131,12	36,37	406,90	62,53
PDRB (ADHK 2010)	6.148,63	1.122,89	18.975,80	4.503,61

Sumber: DJPK dan BPS, diolah. Jumlah observasi 161.

Tabel 3 memperlihatkan rata-rata penurunan DOKA riil sebesar 65,19% pada 2023. Pada tahun yang sama, rata-rata pertumbuhan PAD sebesar 27,14%, tetapi mediannya −0,58%. Perbedaan ini memperingatkan bahwa kenaikan rata-rata tidak mewakili pengalaman tipikal setiap daerah. Dua nilai PAD yang rendah pada 2022 memengaruhi ukuran pertumbuhan, sehingga median dan uji sensitivitas perlu dibaca bersama. PAD yang tidak turun tajam secara agregat juga belum menunjukkan bahwa belanja pembangunan atau layanan publik terjaga.

Tabel 3. Pertumbuhan tahunan PAD dan DOKA tahun 2020–2025

Indikator	2020	2021	2022	2023	2024	2025
PAD, rata-rata	2,62	−10,37	−14,68	27,14	11,07	10,95
PAD, median	5,37	−9,59	−12,95	−0,58	9,01	12,04
DOKA, rata-rata	−20,16	−6,24	−4,74	−65,19	24,18	−0,53
DOKA, median	−21,76	−5,13	−6,40	−64,68	20,94	−1,89

Sumber: pengolahan penulis. Angka dalam persen berdasarkan harga konstan 2010; rata-rata dan median dihitung antar-kabupaten/kota.

Variasi Regresor dan Diagnostik

Tabel 4 menunjukkan bahwa VIF tidak tinggi dalam spesifikasi yang dilaporkan, tetapi variasi yang tersedia setelah pengendalian tahun jauh lebih kecil. Simpangan baku within ln DOKA sebesar 0,543 turun menjadi 0,088 setelah penyerapan efek unit dan tahun. Untuk ln PDRB, nilainya turun dari 0,067 menjadi 0,014. Efek tahun menjelaskan 97,4% variasi within DOKA, 89,8% DAU, dan 95,4% PDRB. VIF yang rendah pada variasi sisa tersebut tidak menghilangkan persoalan ketepatan estimasi ketika informasi pengenal hubungan sangat terbatas.

Tabel 4. Variasi regresor dan VIF

Variabel	SD pooled	SD within	SD dua arah	VIF pooled	VIF within	VIF dua arah	Variasi within yang dijelaskan dummy tahun (%)
ln DOKA	0,576	0,543	0,088	1,60	4,09	1,12	97,4
ln DBH	0,700	0,272	0,214	1,75	1,33	1,34	38,0
ln DAU	0,315	0,110	0,035	7,29	2,80	1,12	89,8
ln DAK	0,434	0,160	0,141	4,42	1,29	1,03	22,9
ln PDRB	0,762	0,067	0,014	4,21	5,09	1,33	95,4

Sumber: perhitungan penulis. SD adalah simpangan baku; within menunjukkan variasi setelah pengurangan rata-rata unit dan dua arah setelah penyerapan efek unit serta tahun.

Ringkasan pengujian pada Tabel 5 tidak memberikan satu keputusan mekanis bagi seluruh spesifikasi. Uji Chow menolak model common effect, sedangkan Hausman Model 1 tidak menolak random effect pada taraf 5%. Bukti bersama dari uji Mundlak juga lemah, meskipun komponen rata-rata ln PDRB signifikan secara individual. Oleh sebab itu, pemakaian efek tetap didasarkan pada sasaran analisis dalam daerah dan kemungkinan korelasi karakteristik daerah dengan regresor, dengan hasil pembanding dan keterbatasan inferensi tetap dilaporkan.

Tabel 5. Hasil pengujian spesifikasi dan diagnostik

Uji	Hasil	Kesimpulan
Chow, Model 1 / Model 2	F = 11,49 (22; 133) / F = 11,05 (22; 130); p < 0,001	FE lebih baik daripada CE
Hausman, Model 1	χ^2 = 8,12 (5), p = 0,150 (EViews)	RE tidak ditolak secara formal; FE dipakai (lihat teks)
Hausman, Model 2	Tidak dapat dihitung	—
Mundlak (kovarians kluster), Model 1	F (5; 22) = 2,16, p = 0,096; χ^2 (5) = 10,78, p = 0,056; bootstrap p = 0,323	Bukti lemah terhadap RE; rata-rata unit ln PDRB signifikan sendiri (p = 0,007)
Redundansi efek tahun, Model 1	F (6; 127) = 1,34, p = 0,244 (galat baku biasa); Wald kluster F (6; 22) = 1,24, p = 0,325; bootstrap p = 0,376	Efek tahun tidak signifikan, tetapi uji berdaya rendah (lihat teks)
Pesaran CD (FE unit / FE dua arah)	0,23, p = 0,820 / 0,77, p = 0,441	Tidak menolak independensi lintas unit
Breusch–Pagan LM (FE unit / FE dua arah)	χ^2 (253) = 386,39 / 371,34; p < 0,001	Menolak independensi lintas unit
Scaled LM (FE unit / FE dua arah)	5,93 / 5,26; p < 0,001	Menolak independensi lintas unit
Wooldridge, Model 1 (H_0: koefisien = −0,5)	Koefisien = −0,481; galat baku kluster 0,097; F (1; 22) = 0,04, p = 0,850	Tidak ada bukti autokorelasi serial
Wooldridge, Model 2	Koefisien = −0,429; F (1; 22) = 0,51, p = 0,483	Tidak ada bukti autokorelasi serial
Jarque–Bera, residual FE Model 1	1.707,27; p < 0,001	Normalitas ditolak (dua residual ekstrem)

Sumber: keluaran EViews dan perhitungan penulis. Angka dalam kurung menunjukkan derajat kebebasan. Kesimpulan pengujian berlaku pada asumsi serta dimensi sampel yang digunakan.

Pesaran CD tidak menolak independensi lintas unit, tetapi uji LM dan scaled LM menolaknya. Hasil yang berbeda tersebut tidak membenarkan simpulan bahwa ketergantungan pasti tidak ada. Uji Wooldridge juga belum memberikan bukti autokorelasi serial, sedangkan normalitas residual ditolak. Dengan jumlah kluster yang terbatas dan dua residual ekstrem, ketepatan inferensi tetap perlu dinilai melalui perbandingan spesifikasi, selang kepercayaan, serta bootstrap. Normalitas bukan jaminan validitas maupun syarat tunggal untuk membaca hasil regresi panel.

Hubungan Transfer dengan PAD

Tabel 6 membandingkan empat model. Pada Model 1 efek unit, DAU dan PDRB berasosiasi positif dengan PAD pada taraf 5%, dengan elastisitas masing-masing 1,593 dan 1,688. Setelah efek tahun dimasukkan, koefisiennya menjadi 0,963 dan 2,172, dengan nilai p masing-masing 0,063 dan 0,075. Karena itu, dukungan statistik untuk kedua hubungan bergantung pada spesifikasi. Besaran R^2 keseluruhan yang tinggi juga banyak mencerminkan efek unit; R^2 within Model 1 hanya 0,284 pada efek unit dan 0,327 pada efek unit serta tahun.

Tabel 6. Estimasi efek tetap dengan variabel terikat ln PAD

Variabel	Model 1 Efek unit	Model 1 Unit dan tahun	Model 2 Efek unit	Model 2 Unit dan tahun
ln DOKA	0,051 (0,062) p = 0,414	0,268 (0,146) p = 0,080	0,177 (0,176) p = 0,326	0,264 (0,174) p = 0,144
ln DBH	−0,048 (0,080) p = 0,550	−0,053 (0,084) p = 0,534	−0,064 (0,094) p = 0,503	−0,054 (0,080) p = 0,506
ln DAU	1,593 (0,477) p = 0,003	0,963 (0,492) p = 0,063	1,474 (0,529) p = 0,011	0,966 (0,465) p = 0,0496
ln DAK	−0,045 (0,206) p = 0,830	−0,055 (0,213) p = 0,799	−0,058 (0,215) p = 0,790	−0,056 (0,205) p = 0,787
ln PDRB	1,688 (0,578) p = 0,008	2,172 (1,161) p = 0,075	1,308 (0,743) p = 0,092	2,180 (1,160) p = 0,073
PASCA	—	Terserap efek tahun	0,153 (0,881) p = 0,864	Terserap efek tahun
ln DOKA × PASCA (β_7)	—	—	0,004 (0,233) p = 0,987	0,016 (0,247) p = 0,948
COVID	—	—	−0,011 (0,052) p = 0,837	Terserap efek tahun
$\beta_1 + \beta_7$	—	—	0,181 (0,174) p = 0,311	0,281 (0,199) p = 0,172
Uji Wald kluster atas seluruh slope	F (5; 22) = 13,32 p < 0,001	F (5; 22) = 2,86 p = 0,039	F (8; 22) = 9,99 p < 0,001	F (6; 22) = 2,94 p = 0,029
R^2 / R^2 disesuaikan / R^2 within	0,888 / 0,865 / 0,284	0,894 / 0,867 / 0,327	0,889 / 0,863 / 0,290	0,894 / 0,866 / 0,327
Efek unit / efek tahun	Ya / Tidak	Ya / Ya	Ya / Tidak	Ya / Ya
Jumlah observasi	161	161	161	161

Sumber: pengolahan penulis. Sel memuat koefisien, galat baku kluster dalam kurung, dan nilai p dari distribusi t dengan 22 derajat kebebasan. Terdapat 23 kluster. Efek unit tidak ditampilkan sebagai koefisien tersendiri.

Pada Model 2 dengan efek tahun, DAU berada sangat dekat batas taraf 5% menurut uji t kluster (p = 0,0496), tetapi posisi ini tidak menunjukkan bahwa hubungan DAU stabil terhadap seluruh pilihan model. Uji ketahanan nominal justru menghasilkan koefisien negatif dan tidak signifikan. Hasil simultan juga berbeda menurut prosedur: Wald kluster Model 1 dua arah menghasilkan p = 0,039, sedangkan bootstrap menghasilkan p = 0,090. Perbedaan tersebut perlu dilaporkan sebagai ketidakpastian inferensi, bukan dipilih menurut prosedur yang memberikan signifikansi.

Tabel 7. Selang kepercayaan dan probabilitas parameter utama

Parameter	Koefisien	Selang 95%	p t kluster	p bootstrap
Efek unit				
ln DOKA (Model 1)	0,051	[−0,077; 0,179]	0,414	0,375
ln DAU (Model 1)	1,593	[0,604; 2,582]	0,003	< 0,001
ln PDRB (Model 1)	1,688	[0,489; 2,886]	0,008	0,008
Perubahan elastisitas β_7	0,004	[−0,480; 0,488]	0,987	0,986
Elastisitas pasca $\beta_1 + \beta_7$	0,181	[−0,181; 0,542]	0,311	0,290
Efek unit dan tahun				
ln DOKA (Model 1)	0,268	[−0,035; 0,571]	0,080	0,122
ln DAU (Model 1)	0,963	[−0,057; 1,982]	0,063	0,047
ln PDRB (Model 1)	2,172	[−0,235; 4,580]	0,075	0,071
Perubahan elastisitas β_7	0,016	[−0,496; 0,528]	0,948	0,947
Elastisitas pasca $\beta_1 + \beta_7$	0,281	[−0,132; 0,693]	0,172	0,199

Sumber: pengolahan penulis. Selang kepercayaan menggunakan t dengan 22 derajat kebebasan. Parameter β_7 dan $\beta_1 + \beta_7$ berasal dari Model 2. Nilai p bootstrap berasal dari wild cluster bootstrap-t dengan hipotesis nol terpasang, bobot Rademacher, 9.999 replikasi, dan seed 20261019.

Koefisien perubahan elastisitas DOKA setelah 2023 sebesar 0,004 pada efek unit dan 0,016 pada efek dua arah, dengan p masing-masing 0,987 dan 0,948. Elastisitas pasca sebesar 0,181 dan 0,281 juga belum dapat dibedakan dari nol menurut uji yang dilaporkan. Selang kepercayaan yang lebar menunjukkan bahwa hubungan positif dengan besaran yang bermakna masih mungkin sesuai data. Oleh karena itu, hasil ini menunjukkan keterbatasan bukti mengenai perubahan hubungan, bukan bukti bahwa DOKA tidak berperan dalam keuangan atau pembangunan daerah.

Sensitivitas Hasil

Tabel 8 memperlihatkan hubungan DAU pada efek unit bertahan pada beberapa perubahan sampel dan lag, tetapi melemah setelah pengendalian tahun. Pada spesifikasi dua arah nominal, koefisien DAU sebesar −0,291 dengan p = 0,780. Koefisien DOKA menjadi signifikan hanya pada Model 1 efek unit ketika dua observasi ekstrem dikeluarkan, sedangkan elastisitas pasca signifikan pada uji t dua arah tanpa kedua observasi tersebut tetapi tidak didukung bootstrap pada taraf 5%. Pola ini menunjukkan kepekaan terhadap harga, pengendalian waktu, dan observasi berpengaruh.

Tabel 8. Ringkasan uji ketahanan

Spesifikasi	N	ln DOKA	ln DAU	ln PDRB	$\beta_1 + \beta_7$ (Model 2)
Efek unit					
Dasar (sampel lengkap)	161	0,051 (0,414)	1,593 (0,003)	1,688 (0,008)	0,181 (0,311)
Transfer di-lag satu tahun	138	−0,083 (0,168)	0,660 (0,045)	0,441 (0,623)	−0,056 (0,375)
Tanpa tahun 2025	138	0,026 (0,744)	1,558 (0,005)	1,153 (0,220)	0,194 (0,348)
Tanpa dua observasi ekstrem	159	0,120 (0,001)	1,111 (< 0,001)	1,645 (0,006)	0,218 (0,111)
Nilai nominal (tanpa deflasi)	161	0,015 (0,826)	1,689 (0,007)	0,234 (0,327)	0,354 (0,064)
Efek unit dan tahun					
Dasar (sampel lengkap)	161	0,268 (0,080)	0,963 (0,063)	2,172 (0,075)	0,281 (0,172)
Transfer di-lag satu tahun	138	0,190 (0,336)	0,188 (0,720)	1,521 (0,262)	0,205 (0,554)
Tanpa tahun 2025	138	0,312 (0,082)	1,093 (0,083)	1,847 (0,268)	0,303 (0,242)
Tanpa dua observasi ekstrem	159	0,227 (0,077)	0,897 (0,039)	1,886 (0,094)	0,349 (0,034)
Nilai nominal (tanpa deflasi)	161	0,247 (0,158)	−0,291 (0,780)	−0,031 (0,951)	0,334 (0,187)

Sumber: pengolahan penulis. Sel memuat koefisien dan nilai p uji t kluster. Pada spesifikasi lag, kolom transfer menggunakan nilai tahun sebelumnya; PDRB tetap pada tahun berjalan. Model nominal menggunakan nilai fiskal tanpa deflasi.

Penafsiran dalam Literatur Pembangunan Daerah

Kelemahan hubungan DOKA dengan PAD pada horizon pendek perlu dibedakan dari ketiadaan penyesuaian fiskal jangka panjang. Penelitian tentang anggaran daerah menunjukkan bahwa respons belanja, investasi, dan perpajakan terhadap perubahan penerimaan berlangsung pada kecepatan yang berbeda. Bukti dari Indonesia juga membedakan konsekuensi penerimaan yang dipandang permanen dari guncangan pendapatan sumber daya yang sementara. Karena periode pasca dalam penelitian ini hanya mencakup 2023–2025, kemampuan data menangkap proses penyesuaian tersebut masih terbatas (Cassidy, 2025; Helm & Stuhler, 2024).

Dampak pembangunan transfer tidak harus muncul melalui PAD pada periode yang sama. Bukti dari Ekuador menelaah aktivitas usaha lokal, kajian Nepal membahas ketahanan ekonomi daerah, dan penelitian Kolombia membandingkan konsekuensi sumber penerimaan terhadap kinerja pemerintah. Perbedaan keluaran tersebut memperlihatkan bahwa hubungan transfer dengan penerimaan sendiri merupakan satu bagian dari evaluasi fiskal. Hasil Aceh ini tidak dapat digunakan untuk menyimpulkan efektivitas DOKA terhadap kemiskinan, layanan, atau pertumbuhan karena variabel-variabel itu tidak diestimasi sebagai hasil kebijakan (Kharel & Rodríguez-Pose, 2025; Martínez, 2025; Sánchez-Aragón dkk., 2026).

Penguatan administrasi penerimaan juga tidak dapat direduksi menjadi penerapan aplikasi. Studi penerimaan elektronik menunjukkan perubahan beban kepatuhan dan interaksi dengan aparat, sementara penelitian pembayaran digital di Uruguay tidak menemukan bahwa adopsi transaksi elektronik otomatis meningkatkan kepatuhan pajak. Kajian keterbukaan informasi perpajakan juga menelaah konsekuensi yang diharapkan dan yang tidak diharapkan. Implikasi bagi pemerintah daerah adalah perlunya menguji rancangan layanan, informasi, dan penegakan secara terukur; ketiga studi tersebut tidak menjadi bukti langsung bahwa satu perangkat digital tertentu akan meningkatkan PAD Aceh (Brockmeyer & Sáenz Somarriba, 2025; Konda dkk., 2022; Okunogbe & Pouliquen, 2022).

PDRB yang lebih besar menyediakan potensi aktivitas ekonomi, tetapi konversinya menjadi penerimaan bergantung pada identifikasi objek, aturan pungutan, kemampuan aparat, dan kepatuhan. Literatur kapasitas perpajakan menekankan bahwa pertumbuhan tidak otomatis meningkatkan penerimaan, sedangkan bukti penegakan memperlihatkan pentingnya perilaku wajib pajak serta kemampuan administrasi. Karena itu, koefisien PDRB pada penelitian ini tidak ditafsirkan sebagai ukuran upaya pemungutan atau efek kausal pertumbuhan terhadap PAD. Penilaian upaya pajak memerlukan pembanding potensi penerimaan dan rincian komponen PAD yang belum tersedia dalam model (Alstadsæter dkk., 2022; Okunogbe & Santoro, 2023; Okunogbe & Tourek, 2024).

Keterbatasan dan Arah Penelitian

Perbedaan data alokasi transfer dan realisasi PAD membatasi kesetaraan pengukuran. Deflator bersama, seri PDRB yang dapat direvisi, perubahan desain DAU sejak 2023, serta perubahan komposisi PAD pada 2025 juga dapat memengaruhi hubungan yang teramati. PDRB berpotensi menjadi jalur transmisi transfer dan berhubungan dua arah dengan PAD. Memasukkannya sebagai kontrol membuat koefisien transfer merupakan hubungan bersyarat pada aktivitas ekonomi, bukan estimasi seluruh jalur yang mungkin bekerja. Jumlah kluster yang kecil dan kemungkinan ketergantungan lintas unit tetap menjadi batas inferensi meskipun bootstrap telah dilaporkan.

Penelitian lanjutan memerlukan data realisasi yang konsisten, periode lebih panjang, dan variasi kebijakan yang menyediakan pembanding masuk akal. Jika desain difference-in-differences atau studi peristiwa digunakan, pemeriksaan tren sebelum kebijakan perlu disertai analisis sensitivitas atas penyimpangan asumsi. Tidak signifikannya uji tren awal tidak dengan sendirinya menjamin kesetaraan tren atau menghilangkan bias pemilihan model. Arah pengembangan tersebut merupakan kebutuhan desain penelitian mendatang, bukan prosedur yang diklaim telah dilakukan pada studi ini (Rambachan & Roth, 2023; Roth, 2022).

4. SIMPULAN DAN SARAN

DOKA kabupaten/kota di Aceh mengalami penurunan besar pada 2023, tetapi median pertumbuhan PAD pada tahun yang sama mendekati nol. Dalam model efek unit, DAU dan PDRB berasosiasi positif dengan PAD; dukungan statistiknya melemah pada model dasar dua arah dan hasilnya

sensitif terhadap beberapa uji ketahanan. Hubungan DOKA, DBH, dan DAK serta perubahan elastisitas DOKA setelah 2023 tidak memperoleh dukungan yang konsisten. Ketidakpastian ini membatasi penggunaan hasil sebagai dasar menyatakan adanya substitusi atau komplementaritas kausal antara transfer dan penerimaan sendiri.

Pemerintah daerah dapat menggunakan temuan sebagai masukan untuk memetakan risiko penerimaan, menyusun skenario pendanaan, dan menilai kapasitas administrasi pemungutan. Strategi penguatan PAD perlu memperhatikan basis objek, biaya kepatuhan, dan kesinambungan layanan, serta dievaluasi agar tidak sekadar meningkatkan target anggaran. Bertahannya PAD pada beberapa tahun pengamatan belum menjamin ruang fiskal terjaga ketika komposisi transfer berubah. Penyediaan data realisasi per komponen, kode wilayah yang konsisten, dan arsip alokasi DOKA akan memperkuat evaluasi pembangunan daerah berikutnya.

REFERENCES

Abadie, A., Athey, S., Imbens, G. W., & Wooldridge, J. M. (2023). When Should You Adjust Standard Errors for Clustering? *The Quarterly Journal of Economics, 138*(1), 1–35. https://doi.org/10.1093/QJE/QJAC038

Alstadsæter, A., Johannesen, N., Le Guern Herry, S., & Zucman, G. (2022). Tax evasion and tax avoidance. *Journal of Public Economics, 206*, 104587. https://doi.org/10.1016/J.JPUBECO.2021.104587

Badan Pusat Statistik Provinsi Aceh. (2026a). *Produk domestik regional bruto (PDRB) tahunan atas dasar harga berlaku (ADHB) menurut kabupaten/kota (miliar rupiah)*. https://aceh.bps.go.id/id/statistics-table/2/Mzk3IzI=/-ep-pdrb-037---seri-2010--produk-domestik-regional-bruto--pdrb--tahunan-atas-dasar-harga-berlaku--adhb--menurut-kabupaten-kota---miliar-rupiah-.html

Badan Pusat Statistik Provinsi Aceh. (2026b). *Produk domestik regional bruto (PDRB) tahunan atas dasar harga konstan (ADHK) menurut kabupaten/kota (miliar rupiah)*. https://aceh.bps.go.id/id/statistics-table/2/Mzk5IzI=/-ep-pdrb-038---seri-2010--produk-domestik-regional-bruto--pdrb--tahunan-atas-dasar-harga-konstan--adhk--menurut-kabupaten-kota---miliar-rupiah-.html

Baker, A. C., Larcker, D. F., & Wang, C. C. Y. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics, 144*(2), 370–395. https://doi.org/10.1016/J.JFINECO.2022.01.004

Balán, P., Bergeron, A., Tourek, G., & Weigel, J. L. (2022). Local Elites as State Capacity: How City Chiefs Use Local Information to Increase Tax Compliance in the Democratic Republic of the Congo. *American Economic Review, 112*(3), 762–797. https://doi.org/10.1257/AER.20201159

Bergeron, A., Tourek, G., & Weigel, J. L. (2024). The State Capacity Ceiling on Tax Rates: Evidence From Randomized Tax Abatements in the DRC. *Econometrica, 92*(4), 1163–1193. https://doi.org/10.3982/ECTA19959

Bianchi, N., Giorcelli, M., & Martino, E. M. (2023). The Effects of Fiscal Decentralisation on Publicly Provided Services and Labour Markets. *The Economic Journal, 133*(653), 1738–1772. https://doi.org/10.1093/EJ/UEAD022

Brehm, M. E., Brehm, P. A., Cassidy, A., & Cassidy, T. (2026). Resource booms, revenue sharing, and growth. *Journal of Development Economics, 182*, 103811. https://doi.org/10.1016/J.JDEVECO.2026.103811

Brockmeyer, A., & Sáenz Somarriba, M. (2025). Electronic Payment Technology and Tax Compliance: Evidence from Uruguay's Financial Inclusion Reform. *American Economic Journal: Economic Policy, 17*(1), 242–272. https://doi.org/10.1257/POL.20220434

Cassidy, T. (2025). Revenue Persistence and Public Service Delivery. *The Economic Journal, 135*(670), 2017–2053. https://doi.org/10.1093/EJ/UEAF022

Chen, Y., Lyu, B., & Niu, M. (2026). Balancing efficiency and equity in fiscal decentralization: theory and evidence from China. *World Development, 199*, 107226. https://doi.org/10.1016/J.WORLDDEV.2025.107226

Dawood, T. C., Bunsit, T., Madiyoh, A., Farlian, T., Seftarita, C., & Fitriyani, F. (2025). Enhancing Aceh's Fiscal Independence Amid Declining Autonomy Funds. *Journal of Accounting Research, Organization and Economics, 8*(2), 123–135. https://doi.org/10.24815/JAROE.V8I2.37729

de Chaisemartin, C., & D'Haultfœuille, X. (2023). Two-way fixed effects and differences-in-differences with heterogeneous treatment effects: a survey. *The Econometrics Journal, 26*(3), C1–C30. https://doi.org/10.1093/ECTJ/UTAC017

Dewan Perwakilan Rakyat Republik Indonesia. (2026, September 9). *Delapan Fraksi Setuju, DPR Sepakat Proses RUU Perubahan UU Pemerintah Aceh sebagai Usul DPR - DPR RI*. https://www.dpr.go.id/kegiatan-dpr/berita/Delapan-Fraksi-Setuju-DPR-Sepakat-Proses-RUU-Perubahan-UU-Pemerintah-Aceh-sebagai-Usul-DPR-68902

Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan. (2026). *Portal Data SIKD*. https://djpk.kemenkeu.go.id/portal/data/tkdd

Fahrizal, M. A., & Sukartini, N. M. (2024). Flypaper effect dana otonomi khusus dan dana perimbangan pada kabupaten/kota di Aceh. *Jurnal Ilmiah Manajemen, Ekonomi, & Akuntansi (MEA), 8*(2), 1203–1214. https://doi.org/10.31955/mea.v8i2.4058

Helm, I., & Stuhler, J. (2024). The Dynamic Response of Municipal Budgets to Revenue Shocks. *American Economic Journal: Applied Economics, 16*(4), 484–527. https://doi.org/10.1257/APP.20220718

Huang, Z., Li, Z., & Yao, J. (2025). Unified and robust tests for cross sectional independence in large panel data models. *Electronic Journal of Statistics, 19*(2), 4867–4913. https://doi.org/10.1214/25-EJS2456

Jensen, A. (2022). Employment Structure and the Rise of the Modern Tax System. *American Economic Review, 112*(1), 213–234. https://doi.org/10.1257/AER.20191528

Juodis, A., & Reese, S. (2022). The Incidental Parameters Problem in Testing for Remaining Cross-Section Correlation. *Journal of Business & Economic Statistics, 40*(3), 1191–1203. https://doi.org/10.1080/07350015.2021.1906687

Kharel, R., & Rodríguez-Pose, A. (2025). Devolution and economic resilience in Nepal. *World Development, 195*, 107154. https://doi.org/10.1016/J.WORLDDEV.2025.107154

Konda, L., Patel, E., & Seegert, N. (2022). Tax enforcement and the intended and unintended consequences of information disclosure. *Journal of Public Economics, 212*, 104690. https://doi.org/10.1016/J.JPUBECO.2022.104690

Lewis, B. D. (2023). Indonesia's new fiscal decentralisation law: A critical assessment. *Bulletin of Indonesian Economic Studies, 59*(1), 1–28. https://doi.org/10.1080/00074918.2023.2180838

Liu, F., & Hu, Y. (2025). Can fiscal transfers achieve both equity and efficiency: Evidence from Chinese counties. *International Review of Economics & Finance, 103*, 104586. https://doi.org/10.1016/J.IREF.2025.104586

MacKinnon, J. G., Nielsen, M. Ø., & Webb, M. D. (2023a). Cluster-robust inference: A guide to empirical practice. *Journal of Econometrics, 232*(2), 272–299. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2022.04.001

MacKinnon, J. G., Nielsen, M. Ø., & Webb, M. D. (2023b). Fast and reliable jackknife and bootstrap methods for cluster-robust inference. *Journal of Applied Econometrics, 38*(5), 671–694. https://doi.org/10.1002/JAE.2969

Martínez, L. R. (2025). Natural Resource Rents, Local Taxes, and Government Performance: Evidence from Colombia. *The Review of Economics and Statistics, 107*(5), 1460–1469. https://doi.org/10.1162/REST_A_01324

Mauri, N. (2024). How fiscally autonomous are local governments? An empirical test. *Journal of Public Economics, 239*, 105210. https://doi.org/10.1016/J.JPUBECO.2024.105210

Okunogbe, O., & Pouliquen, V. (2022). Technology, Taxation, and Corruption: Evidence from the Introduction of Electronic Tax Filing. *American Economic Journal: Economic Policy, 14*(1), 341–372. https://doi.org/10.1257/POL.20200123

Okunogbe, O., & Santoro, F. (2023). The Promise and Limitations of Information Technology for Tax Mobilization. *The World Bank Research Observer, 38*(2), 295–324. https://doi.org/10.1093/WBRO/LKAC008

Okunogbe, O., & Tourek, G. (2024). How Can Lower-Income Countries Collect More Taxes? The Role of Technology, Tax Agents, and Politics. *Journal of Economic Perspectives, 38*(1), 81–106. https://doi.org/10.1257/JEP.38.1.81

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (2023). A simple, robust test for choosing the level of fixed effects in linear panel data models. *Empirical Economics, 64*(6), 2683–2701. https://doi.org/10.1007/S00181-022-02337-Y

Rambachan, A., & Roth, J. (2023). A More Credible Approach to Parallel Trends. *The Review of Economic Studies, 90*(5), 2555–2591. https://doi.org/10.1093/RESTUD/RDAD018

Roth, J. (2022). Pretest with Caution: Event-Study Estimates after Testing for Parallel Trends. *American Economic Review: Insights, 4*(3), 305–322. https://doi.org/10.1257/AERI.20210236

Roth, J., Sant'Anna, P. H. C., Bilinski, A., & Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics, 235*(2), 2218–2244. https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2023.03.008

Sánchez-Aragón, L., Sánchez, G. E., & Zanoni, W. (2026). Stimulating local economies through central transfers: A natural experiment from Ecuador. *Journal of Development Economics, 179*, 103664. https://doi.org/10.1016/J.JDEVECO.2025.103664

Saptono, P. B., & Mahmud, G. (2023). Stimulus or enforcement? How intergovernmental transfers crowd-in local taxes in Indonesia. *Public Finance Review, 51*(6), 782–837. https://doi.org/10.1177/10911421231191961

Tang, C. T., Wong, C. Y., & Alas, O. B. D. (2024). Effect of intergovernmental transfers on income and poverty rates: Evidence from the Philippines. *World Development, 173*, 106420. https://doi.org/10.1016/J.WORLDDEV.2023.106420

Tradinatama, S., & Solikin, A. (2023). Pengaruh dana transfer terhadap pendapatan pajak dan retribusi daerah kabupaten/kota di Indonesia. *Indonesian Treasury Review: Jurnal Perbendaharaan, Keuangan Negara dan Kebijakan Publik, 8*(3), 235–250. https://doi.org/10.33105/itrev.v8i3.524

Undang-Undang Nomor 1 Tahun 2022 tentang Hubungan Keuangan antara Pemerintah Pusat dan Pemerintahan Daerah (2022). https://djpk.kemenkeu.go.id/wp-content/uploads/2022/01/Salinan-UU-Nomor-1-Tahun-2022.pdf

Undang-Undang Nomor 11 Tahun 2006 tentang Pemerintahan Aceh (2006). https://jdih.acehprov.go.id/dih/detail/62c5b1ef-46ed-4c80-ba99-bbd948c2390d

Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: A modern approach* (7th ed.). Cengage Learning, Inc.