Volume 12 Issue 1 (2027) Pages 578 - 597
Jurnal Mirai Management
ISSN : 2597- 4084 (Online)

Determinan Perubahan Alokasi Belanja Pemerintah Daerah: Analisis Inkrementalisme Anggaran di Kabupaten Banggai, Indonesia, 2013–2025

Meyse Iskawati[1]✉, Mahludin H. Baruwadi [2],Herwin Mopangga[3], Rizan Machmud[4],
[1,2,3,4] Program Studi Doktoral Akuntansi, Universitas Negeri Gorontalo, Kota Gorontalo, Indonesia

Abstrak

Penelitian ini menganalisis perubahan alokasi enam jenis belanja Pemerintah Kabupaten Banggai selama 2013–2025 dalam perspektif ekonomi sektor publik, dengan inkrementalisme anggaran (Wildavsky, 1964) sebagai kerangka acuan. Data berupa anggaran setelah perubahan dan realisasi dari Laporan Realisasi Anggaran 2012–2025 dengan 76 observasi jenis belanja per tahun. Perubahan alokasi diukur dengan selisih logaritma anggaran dan diestimasi dengan model efek tetap, model level dinamis, koreksi bias panel pendek, serta wild cluster bootstrap. Koefisien alokasi tahun sebelumnya sebesar −0,331 (p wild cluster bootstrap = 0,022) setara dengan koefisien persistensi sekitar 0,669 dalam model level. Simulasi Monte Carlo menunjukkan bahwa koefisien tersebut konsisten dengan persistensi sebenarnya antara sekitar 0,6 dan 0,95, sehingga tidak dapat dibaca sebagai bukti inkrementalisme. Penyerapan anggaran, tahun politik, pandemi, dan pertumbuhan pendapatan tidak signifikan. Temuan yang dapat dipertahankan adalah bahwa alokasi bersifat persisten, tetapi perubahan antartahun terlalu besar untuk disebut inkremental dalam pengertian klasik. Penelitian ini tidak mengidentifikasi pengaruh Badan Anggaran Dewan Perwakilan Rakyat Daerah (DPRD) karena dokumen rancangan Anggaran Pendapatan dan Belanja Daerah tidak digunakan.

Kata Kunci: *ekonomi sektor publik; alokasi belanja pemerintah; inkrementalisme anggaran; persistensi anggaran; Kabupaten Banggai.*

Abstract

This study examines changes in the allocation of six expenditure types in the Banggai Regency government during 2013–2025, using budget incrementalism (Wildavsky, 1964) as a reference framework in public sector economics. We use revised budgets and realizations from the 2012–2025 Budget Realization Reports, with 76 expenditure-type-by-year observations. Allocation change is measured as the difference in log budgets and estimated with fixed effects, a dynamic levels model, a short-panel bias correction, and wild cluster bootstrap inference. The fixed-effects coefficient on the previous-year allocation is −0.331 (wild cluster bootstrap p = 0.022), which corresponds to a persistence coefficient of about 0.669 in a levels model. Monte Carlo simulations show that this coefficient is consistent with true persistence between about 0.6 and 0.95, so it cannot be read as evidence of incrementalism. Budget absorption, political year, the pandemic, and revenue growth are statistically insignificant. The defensible finding is that allocations are persistent, but year-to-year changes are too large to be called incremental in the classical sense. The study does not identify the influence of the Budget Committee of the Regional House of Representatives (DPRD) because proposed-budget documents are not used.

Keywords: *public sector economics; government expenditure allocation; budget incrementalism; budget persistence; Banggai Regency.*

Copyright (c) 2026 Mahludin H. Baruwadi dkk.

✉ Corresponding author :
Email Address : hardiyanto01@gmail.com

PENDAHULUAN

Anggaran pemerintah daerah merupakan instrumen alokasi sumber daya fiskal yang terbatas ke dalam berbagai kebutuhan publik. Keputusan penganggaran menentukan besarnya belanja sekaligus komposisinya antarfungsi dan antarkelompok pengeluaran. Fungsi alokasi merupakan salah satu fungsi utama keuangan publik, di samping distribusi dan stabilisasi (Musgrave, 1959), sehingga perubahan alokasi belanja merupakan persoalan ekonomi sektor publik yang melibatkan keterbatasan sumber daya, kebutuhan yang bersaing, serta konsekuensi efisiensi dan distribusi. Literatur mutakhir menempatkan komposisi belanja sebagai objek analisis tersendiri: pemerintah lokal memprioritaskan bidang kebijakan tertentu di bawah batasan fiskal dan kelembagaan yang ketat (Iliopoulos dan De Witte, 2024), keterbukaan terhadap masukan warga berkaitan dengan porsi belanja redistributif yang lebih besar (Neshkova dan Chen, 2026), dan respons fiskal terhadap perubahan demografis berbentuk rekomposisi anggaran, bukan perluasan seragam (Kolcava, 2026).

Dalam sistem desentralisasi, keputusan belanja daerah berkaitan dengan sumber pendanaan dan hubungan fiskal antartingkat pemerintahan (Lago dkk., 2024). Di Indonesia, desentralisasi mengubah alokasi investasi publik daerah (Kis-Katos dan Sjahrir, 2017), politik lokal dikaitkan dengan siklus anggaran pada kategori diskresioner dan belanja administrasi (Sjahrir dkk., 2013, 2014), dan kinerja fiskal bervariasi menurut kemandirian, pertumbuhan pendapatan, dan kapasitas tata kelola (Hummel dan Kusumasari, 2026; Wahyudi dkk., 2026). Kabupaten Banggai, Provinsi Sulawesi Tengah, menyediakan kasus yang berguna untuk menelaah dinamika tersebut pada tingkat jenis belanja. Berdasarkan Laporan Realisasi Anggaran (LRA), anggaran pendapatan setelah perubahan meningkat dari sekitar Rp0,75 triliun pada 2012 menjadi Rp2,94 triliun pada 2025, sedangkan total anggaran enam jenis belanja yang dianalisis meningkat dari sekitar Rp725 miliar menjadi Rp2,91 triliun. Pertumbuhan tersebut tidak merata: belanja pegawai, barang dan jasa, hibah, bantuan sosial, belanja tidak terduga, dan belanja modal (gabungan lima kelompok) memiliki skala dan karakter yang sangat berbeda.

Celah penelitian. Penelusuran terhadap 500 artikel jurnal terbitan 2024–2026 pada basis data Dimensions (ekspor 14 November 2026) menunjukkan bahwa kajian anggaran daerah terutama membahas ukuran dan efisiensi belanja total, siklus anggaran politik, transfer antarpemerintah, dan kinerja penganggaran. Hanya empat rekaman yang memuat istilah *incremental* pada judul atau abstrak, dan hanya satu di antaranya, Jimenez (2026), menguji perilaku belanja inkremental secara empiris pada panel anggaran pemerintah kota. Studi Indonesia dalam rekaman tersebut umumnya memakai panel lintas daerah (Kis-Katos dan Sjahrir, 2017; Rakhman dkk., 2025) atau survei persepsi aparatur (Lastri dkk., 2026; Saidi dkk., 2026). Analisis dinamika alokasi antarjenis belanja dalam satu pemerintah kabupaten selama periode panjang belum ditemukan, dengan catatan bahwa penelusuran ini dibatasi oleh kata kunci dan rentang tahun.

Kontribusi. Artikel ini memberi empat kontribusi. Pertama, pertanyaan digeser dari "faktor penentu belanja" ke seberapa persisten alokasi antarjenis belanja dalam satu pemerintah daerah dan apakah pola itu sesuai dengan inkrementalisme Wildavsky (1964). Kedua, artikel ini menunjukkan secara analitik dan melalui simulasi bahwa spesifikasi pertumbuhan-atas-level yang lazim dipakai mengandung *mathematical coupling* dan bias panel pendek sehingga koefisien negatif tidak dapat dijadikan bukti inkrementalisme. Ketiga, pertanyaan yang sama diuji dengan model level dinamis, koreksi bias, dan inferensi untuk panel kecil. Keempat, artikel ini mendokumentasikan pola alokasi enam jenis belanja selama

13 tahun pada kabupaten di luar Jawa dengan tetap membatasi klaim kausal. **Batas klaim.** Penelitian ini tidak menggunakan dokumen rancangan Anggaran Pendapatan dan Belanja Daerah (RAPBD) sebelum pembahasan dan Anggaran Pendapatan dan Belanja Daerah (APBD) setelah pembahasan. Perubahan alokasi yang dianalisis merupakan hasil keseluruhan proses penganggaran eksekutif dan legislatif, sehingga tidak boleh ditafsirkan sebagai pengaruh Badan Anggaran Dewan Perwakilan Rakyat Daerah (DPRD).

Penelitian bertujuan: (1) menggambarkan pola perubahan alokasi enam jenis belanja Kabupaten Banggai selama 2013–2025; (2) menguji persistensi alokasi dan hubungan penyerapan, karakter belanja modal, dan tahun politik dengan perubahan alokasi, dengan pandemi dan pertumbuhan pendapatan sebagai kontrol; serta (3) menilai sensitivitas kesimpulan terhadap spesifikasi model dan metode inferensi.

Konteks Kelembagaan Penganggaran Daerah

Penganggaran daerah di Indonesia diatur terutama oleh Undang-Undang Nomor 23 Tahun 2014 dan Peraturan Pemerintah Nomor 12 Tahun 2019, sedangkan hubungan keuangan pusat–daerah diatur oleh Undang-Undang Nomor 1 Tahun 2022 (Republik Indonesia, 2014, 2019, 2022). Kepala daerah menyusun RAPBD, DPRD membahasnya bersama pemerintah daerah, dan hasilnya ditetapkan dalam peraturan daerah sebelum tahun anggaran dimulai. APBD dapat diubah pada tahun berjalan, dan LRA melaporkan anggaran setelah perubahan beserta realisasinya. Dua implikasi penting bagi desain penelitian. Pertama, anggaran tahun t dibahas pada paruh kedua tahun $t-1$, ketika realisasi akhir tahun $t-1$ belum diketahui, sehingga penyerapan akhir tahun $t-1$ belum tentu menjadi informasi bagi pengambil keputusan. Kedua, anggaran setelah perubahan merupakan hasil rangkaian keputusan eksekutif dan legislatif serta penyesuaian tahun berjalan, dan struktur anggaran per baris (*line-item*) yang dominan di banyak negara berkembang, termasuk Indonesia (Ravishankar dkk., 2024), membuat anggaran tahun sebelumnya menjadi titik acuan yang mudah dipakai.

Inkrementalisme Anggaran dan Persistensi Alokasi

Inkrementalisme menjelaskan bahwa keputusan anggaran berangkat dari basis anggaran sebelumnya dan disesuaikan secara bertahap, bukan dihitung ulang dari nol (Wildavsky, 1964); Lindblom (1959) menggambarkan logika serupa sebagai perbandingan terbatas atas perubahan marginal. Davis dkk. (1966) menguji aturan keputusan linear sederhana, yaitu alokasi tahun berjalan sebagai fungsi alokasi tahun sebelumnya, dan kebutuhan akan kesepakatan di antara banyak aktor membuat status quo menjadi titik keseimbangan yang stabil (Buchanan dan Tullock, 1962). Bukti mutakhir menunjukkan ketergantungan pada titik acuan dalam belanja pemerintah daerah di Korea (Yoo dkk., 2026) dan perilaku belanja inkremental pada panel pemerintah kota di Meksiko (Jimenez, 2026), sedangkan penganggaran berbasis prioritas (Mitchell, 2026) dan penganggaran berbasis nol (Li dan Yuan, 2026) dirancang untuk memutus ketergantungan pada basis.

Secara formal, inkrementalisme dapat ditulis $\ln A_{it} = \ln A_{i,t-1} + g_{it}$, dengan g_{it} kecil. Implikasi yang dapat diuji ada tiga: (a) koefisien persistensi ρ pada regresi $\ln A_{it}$ atas $\ln A_{i,t-1}$ mendekati satu; (b) dispersi perubahan log anggaran kecil; dan (c) pangsa setiap jenis belanja terhadap total relatif stabil. Pembalikan menuju rata-rata, yaitu ρ yang nyata di bawah satu, menunjukkan bahwa kategori yang berada di atas atau di bawah tingkat normalnya ditarik kembali, dan ini berbeda dari inkrementalisme murni. Efek basis dan regresi menuju rata-rata dapat menghasilkan pola serupa tanpa mekanisme penganggaran apa pun, sehingga tafsir harus berhati-hati.

H3a: Alokasi tahun berjalan berhubungan positif dengan alokasi tahun sebelumnya ($\rho > 0$).

H3b: Koefisien persistensi tidak berbeda nyata dari satu ($\rho = 1$) setelah koreksi bias panel pendek, sebagaimana diharapkan pada inkrementalisme proporsional.

Komposisi Belanja, Penyerapan, dan Tahun Politik

Belanja modal membiayai pembentukan aset yang bermanfaat lebih dari satu periode, sehingga berkarakter ekonomi berbeda dari belanja pegawai, barang dan jasa, serta transfer. Rogoff (1990) memprediksi bahwa pemerintah petahana menggeser komposisi belanja ke arah belanja yang segera terlihat dan menjauh dari investasi menjelang pemilihan, dan Unda-Gutierrez (2025) menemukan bahwa kompetisi elektoral di kota-kota Meksiko berkaitan dengan investasi infrastruktur yang lebih rendah. Sebaliknya, Rakhman dkk. (2025) dan Kluza dkk. (2025) menemukan investasi yang lebih besar pada petahana yang mencalonkan diri kembali, dan Onana dan Ngadena (2024) menunjukkan peran pertimbangan politik dalam alokasi investasi publik. Arah perbedaan antara belanja modal dan nonmodal pada tahun politik karena itu tidak dapat ditentukan *a priori*. Karena status belanja modal tidak berubah dari tahun ke tahun, pengaruh tingkat rata-ratanya tidak teridentifikasi dalam model efek tetap; yang dapat diidentifikasi adalah apakah kategori modal merespons faktor yang berubah menurut waktu secara berbeda.

H1: Respons perubahan alokasi terhadap tahun politik berbeda antara belanja modal dan nonmodal (koefisien interaksi MODAL × POLIT ≠ 0).

Penyerapan anggaran adalah proporsi anggaran yang direalisasikan dalam tahun berjalan dan secara konseptual dapat menjadi informasi bagi pengambil keputusan tentang kebutuhan dan kapasitas pelaksanaan. Li dan Yuan (2026) menunjukkan bahwa ketika belanja tahun berjalan dikaitkan dengan alokasi tahun depan (efek *ratchet*), unit anggaran terdorong membelanjakan sisa anggaran pada akhir tahun, sehingga ada alasan teoretis bagi hubungan positif antara penyerapan dan alokasi berikutnya. Namun penyerapan di Indonesia juga dipengaruhi kapasitas sumber daya manusia, perencanaan, regulasi, dan politik anggaran (Lastri dkk., 2026; Saidi dkk., 2026) serta kebijakan *refocusing* selama pandemi (Situmorang dkk., 2025), sehingga penyerapan rendah belum tentu berarti kebutuhan rendah. Jiang dan Chi (2024) menunjukkan pentingnya manajemen kinerja anggaran bagi kondisi fiskal, tetapi menguji reformasi sistem, bukan hubungan rasio penyerapan suatu kategori dengan pagu tahun berikutnya.

H2: Tingkat penyerapan anggaran tahun sebelumnya berhubungan positif dengan perubahan alokasi tahun berjalan.

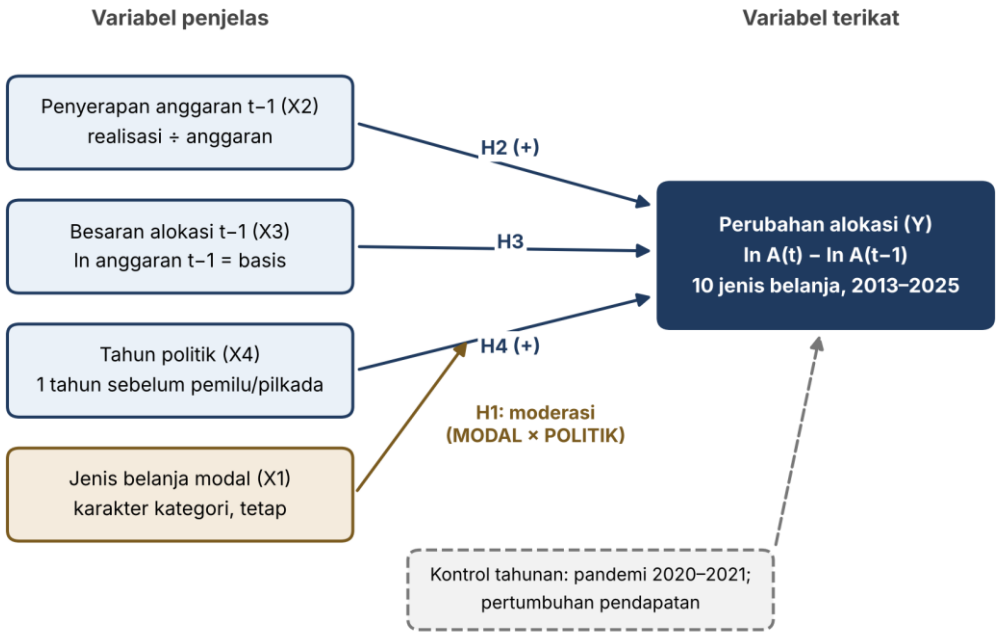
Rogoff (1990) menjelaskan siklus anggaran politik ketika pemerintah memiliki insentif memengaruhi kebijakan fiskal menjelang pemilihan. Di Indonesia, Sjahrir dkk. (2013) menemukan siklus pada kategori diskresioner yang berada di tangan kepala daerah, bukan pada anggaran keseluruhan. Pola waktunya bergantung pada institusi: Lee (2026) menemukan peningkatan transfer pada tahun sebelum pemilihan lokal, Andonoska dan Alda (2026) menemukan perubahan struktur pendapatan di sekitar pemilihan lokal, dan Marques dkk. (2026) menemukan bahwa atribut politik tetap memengaruhi belanja kota setelah kapasitas fiskal dikendalikan. Di sisi legislatif, teori keagenan (Jensen dan Meckling, 1976) telah dipakai untuk menjelaskan perilaku oportunistik DPRD dalam penganggaran daerah (Abdullah dan Asmara, 2006; Halim dan Abdullah, 2006), tetapi mekanisme itu tidak diuji di sini karena data proses pembahasan tidak tersedia. Tahun politik didefinisikan sebagai tahun anggaran satu tahun sebelum pemilihan umum legislatif dan presiden atau pemilihan kepala daerah (pilkada). Berdasarkan pemilu 2014, 2019, dan 2024 serta pilkada Kabupaten Banggai 2015, 2020, dan 2024, tahun anggaran yang dikodekan satu adalah 2013, 2014, 2018, 2019, dan 2023, sejalan dengan temuan Lee (2026) tentang peningkatan antisipatif pada tahun sebelum

pemilihan lokal. Karena variabel ini hanya bervariasi menurut tahun, informasi temporal efektifnya terbatas pada 13 tahun.

H4: Tahun politik berhubungan positif dengan perubahan alokasi tahun berjalan.

Variabel Kontrol dan Kerangka Konseptual

Pandemi COVID-19 mengubah prioritas belanja dan mendorong *refocusing* anggaran (Situmorang dkk., 2025); variabel pandemi menangkap 2020–2021. Pertumbuhan total pendapatan digunakan sebagai proksi ruang fiskal. Karena dampak sumber pendapatan dapat berbeda, misalnya pendapatan asli daerah (PAD) berkaitan negatif dengan korupsi sedangkan dana perimbangan berkaitan positif (Kristanto dkk., 2026), koefisien pertumbuhan total pendapatan harus ditafsirkan sebagai asosiasi agregat. Gambar 1 merangkum hubungan yang diuji. Besaran alokasi tahun sebelumnya (basis) dan penyerapan merupakan faktor tingkat kategori yang berubah menurut waktu; tahun politik, pandemi, dan pertumbuhan pendapatan merupakan faktor tingkat tahun yang sama bagi seluruh kategori; dan jenis belanja modal merupakan karakter kategori yang tetap sehingga hanya dapat berperan sebagai moderator. Garis putus-putus menandai bahwa logaritma anggaran tahun sebelumnya berada pada sisi kiri dan kanan persamaan, sehingga koefisiennya perlu ditafsirkan secara khusus (subbagian Model Empiris dan Mathematical Coupling).



Gambar 1. Kerangka konseptual penelitian. *Sumber:* disusun penulis.

METODOLOGI

Desain, Sumber Data, dan Unit Analisis

Penelitian menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder. Sumber data adalah LRA Kabupaten Banggai tahun anggaran 2012–2025, khususnya anggaran setelah perubahan dan realisasi pada Lampiran I peraturan daerah tentang pertanggungjawaban pelaksanaan APBD (Pemerintah Kabupaten Banggai, 2012–2025). **Unit analisis adalah jenis belanja per tahun, bukan organisasi perangkat daerah (OPD)**, karena data per OPD dan dokumen RAPBD tidak tersedia.

Enam kategori yang dianalisis adalah belanja pegawai, barang dan jasa, hibah, bantuan sosial, belanja tidak terduga, serta belanja modal. Belanja modal dalam berkas data

LRA yang tersedia merupakan gabungan lima akun (tanah, peralatan dan mesin, gedung dan bangunan, jalan-irigasi-jaringan, dan aset tetap lainnya) yang tidak dapat dipisahkan. Belanja transfer (bagi hasil dan bantuan keuangan desa) dikeluarkan karena dasar penentuan alokasinya berbeda. Tahun 2012 menjadi nilai dasar untuk menghitung perubahan 2013. Panel 2013–2025 secara potensial memuat 6 × 13 = 78 observasi. Dua observasi bantuan sosial dikeluarkan karena anggarannya nol pada 2016: perubahan pada 2016 tidak terdefinisi karena anggaran tahun berjalan nol, dan perubahan pada 2017 tidak terdefinisi karena anggaran tahun sebelumnya nol. Panel akhir terdiri atas 76 observasi. Penyerapan dibatasi pada nilai maksimum satu karena realisasi melampaui anggaran setelah perubahan pada 29 observasi. Jumlah kategori yang kecil (G = 6) membatasi inferensi, terutama pada galat baku yang dikelompokkan menurut kategori (subbagian Estimasi dan Inferensi pada Panel Kecil).

Regulasi pengelolaan keuangan dan klasifikasi akun daerah berubah dalam periode analisis: pedoman teknis pengelolaan keuangan daerah dalam Permendagri 13/2006 digantikan Permendagri 77/2020, dan klasifikasi serta kodefikasi diatur kembali dalam Permendagri 90/2019 (Menteri Dalam Negeri, 2019, 2020). Keterbandingan enam kategori antartahun bergantung pada pemetaan akun yang konsisten; pemetaan ini perlu didokumentasikan pada lampiran replikasi.

Definisi Operasional Variabel

Tabel 1. Definisi operasional variabel

Variabel	Definisi operasional	Pengukuran
Y: Perubahan alokasi	Perubahan anggaran jenis belanja dari tahun $t-1$ ke t	$\ln A_{it} - \ln A_{i,t-1}$; winsorized persentil 5–95 (varian tanpa winsorizing dilaporkan pada Tabel 8)
X_1: MODAL	Kategori yang termasuk belanja modal	Dummy: 1 = belanja modal (satu kategori gabungan lima akun); 0 = nonmodal (tidak berubah menurut waktu)
X_2: SERAP	Proporsi realisasi terhadap anggaran tahun sebelumnya	$\text{Realisasi}_{i,t-1} \div \text{Anggaran}_{i,t-1}$
X_3: $\ln A_{t-1}$	Basis alokasi tahun sebelumnya	$\ln(\text{Anggaran setelah perubahan}_{i,t-1})$
X_4: POLIT	Tahun anggaran satu tahun sebelum pemilu atau pilkada	Dummy: 1 = 2013, 2014, 2018, 2019, 2023
POLIT_NAS; POLIT_PILKADA	Variabel alternatif: satu tahun sebelum pemilu nasional atau pilkada (subbagian Uji Ketahanan)	POLIT_NAS = 2013, 2018, 2023; POLIT_PILKADA = 2014, 2019, 2023
TRANSISI	Tahun anggaran pertama setelah pelantikan kepala daerah baru (subbagian Uji Ketahanan)	Dummy: 1 = 2016, 2021, 2025 (tahun anggaran pelantikan Bupati Banggai hasil Pilkada 2015 [8 Juni 2016], Pilkada 2020 [8 Juni 2021], dan Pilkada 2024 [2 Juni 2025], yaitu periode APBD Perubahan pertama di bawah pemerintahan baru); 0 = tahun lainnya.
COVID	Periode *refocusing* terkait pandemi	Dummy: 1 = 2020 dan 2021
GPEND	Pertumbuhan pendapatan daerah	$\ln(\text{Pendapatan}_t) - \ln(\text{Pendapatan}_{t-1})$; anggaran pendapatan setelah perubahan

Catatan: A_{it} adalah anggaran setelah perubahan jenis belanja i pada tahun t. Seluruh nilai bersifat nominal, sehingga Y menggambarkan pertumbuhan nominal relatif, bukan perubahan volume riil. SERAP dibatasi pada nilai maksimum satu. *Sumber:* disusun penulis.

Model Empiris dan Mathematical Coupling

Spesifikasi dasar, yang mereproduksi analisis awal, adalah

$$Y_{it} = a + \beta_1 \text{MODAL}_i + \beta_2 \text{SERAP}_{i,t-1} + \beta_3 \ln A_{i,t-1} + \beta_4 \text{POLIT}_t + \beta_5 \text{COVID}_t + \beta_6 \text{GPEND}_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

dengan i jenis belanja, t tahun, dan μ_i efek tetap kategori. Pada model efek tetap, MODAL_i tidak berubah menurut waktu sehingga terserap oleh μ_i.

Karena $Y_{it} = \ln A_{it} - \ln A_{i,t-1}$ dan $\ln A_{i,t-1}$ juga menjadi regresor, spesifikasi (1) mempunyai hubungan matematis dengan model level

$$\ln A_{it} = a + \rho \ln A_{i,t-1} + \delta_2 \text{SERAP}_{i,t-1} + \delta_4 \text{POLIT}_t + \delta_5 \text{COVID}_t + \delta_6 \text{GPEND}_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Untuk OLS atau estimator *within* dengan himpunan regresor yang sama, koefisien $\ln A_{i,t-1}$ pada (1) selalu sama dengan koefisien pada (2) dikurangi satu, $\beta_3 = \rho - 1$, sedangkan koefisien dan galat baku regresor lain serta residualnya identik. Hipotesis nol $\beta_3 = 0$ setara dengan $\rho = 1$. Tanda negatif β_3 hanya menyatakan $\rho < 1$, yang berlaku untuk setiap proses stasioner, termasuk proses yang sangat persisten. Selain itu, setiap kebisingan pada $\ln A_{i,t-1}$, misalnya lonjakan satu tahun pada kategori kecil, secara mekanis menurunkan Y ketika kebisingan itu hilang, sehingga menghasilkan hubungan negatif tanpa mekanisme penganggaran apa pun (Oldham, 1962). Jika Y di-*winsorize*, kesetaraan tersebut berlaku hanya sebagai pendekatan.

Untuk mengidentifikasi perbedaan respons belanja modal dan nonmodal terhadap faktor yang berubah menurut waktu, digunakan

$$Y_{it} = \beta_2 \text{SERAP}_{i,t-1} + \beta_3 \ln A_{i,t-1} + \gamma_1(\text{MODAL}_i \times \text{POLIT}_t) + \gamma_2(\text{MODAL}_i \times \text{COVID}_t) + \gamma_3(\text{MODAL}_i \times \text{GPEND}_t) + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

dengan θ_t efek tetap tahun yang menyerap guncangan bersama, termasuk inflasi. Pada (3), POLIT, COVID, dan GPEND tidak teridentifikasi sebagai tingkat, tetapi interaksinya dengan MODAL teridentifikasi.

Estimasi dan Inferensi pada Panel Kecil

Pemilihan model. Pemilihan antara *common effects*, efek tetap, dan efek acak menggunakan uji Chow, Hausman, dan Lagrange Multiplier. Uji Hausman klasik mengandaikan galat homoskedastik, sehingga hasilnya dilengkapi uji Mundlak (1978) yang memasukkan rata-rata kategori regresor berubah-waktu pada model efek acak. Pendekatan Mundlak juga memungkinkan MODAL diestimasi sebagai pembanding ketika perbedaan tingkat antarkategori dikendalikan melalui rata-rata kelompok. Efek tetap kategori dipertahankan karena karakter jenis belanja yang tidak teramati, misalnya sifat wajib atau diskresioner, secara teoretis berkorelasi dengan regresor.

Bias panel pendek. Pada panel dinamis dengan efek tetap, transformasi *within* menimbulkan korelasi antara regresor tertinggal dan galat berorde $1/T$, sehingga koefisien $\ln A_{i,t-1}$ bias ke bawah (Nickell, 1981). Bias ini tidak hilang ketika jumlah unit kecil. Penelitian ini memakai penaksir *least squares dummy variable* dengan koreksi bias (LSDVC; Kiviet, 1995; Bruno, 2005), yang dirancang untuk panel dengan jumlah unit kecil, dan membandingkannya dengan simulasi Monte Carlo pada ukuran panel yang sama (subbagian Mathematical Coupling dan Simulasi Panel 6 × 13). Pada replikasi ini koreksi bias dihitung dengan bootstrap bias-corrected LSDV (Everaert dan Pozzi, 2007), yang bertujuan sama tetapi bukan prosedur analitik Kiviet–Bruno; hasilnya perlu dikonfirmasi dengan xtlsdvc.

Galat baku. Variabel POLIT, COVID, dan GPEND bernilai sama bagi seluruh kategori pada tahun yang sama, sehingga informasi efektifnya berasal dari 13 tahun, bukan 76 baris. Galat baku robust terhadap heteroskedastisitas saja tidak menangani korelasi serial dan guncangan tahunan bersama. Galat baku dikelompokkan menurut kategori (G = 6), yang pada jumlah klaster sekecil itu cenderung terlalu rendah (Cameron dkk., 2008). Karena itu dilaporkan pula nilai-p dari *wild cluster bootstrap* dengan pembobot enam titik Webb (2023) dan galat baku Driscoll–Kraay (1998) dengan satu lag, dengan catatan bahwa penaksir

terakhir bersandar pada T besar. Dengan 6 kategori dan 13 periode, kekuatan statistik rendah; nilai-p diperlakukan sebagai ukuran deskriptif kesesuaian data dengan hipotesis nol, dan penafsiran bertumpu pada besaran koefisien dan rentang ketidakpastiannya. Temuan berlaku untuk Kabupaten Banggai dan tidak dimaksudkan untuk digeneralisasi.

Uji Ketahanan

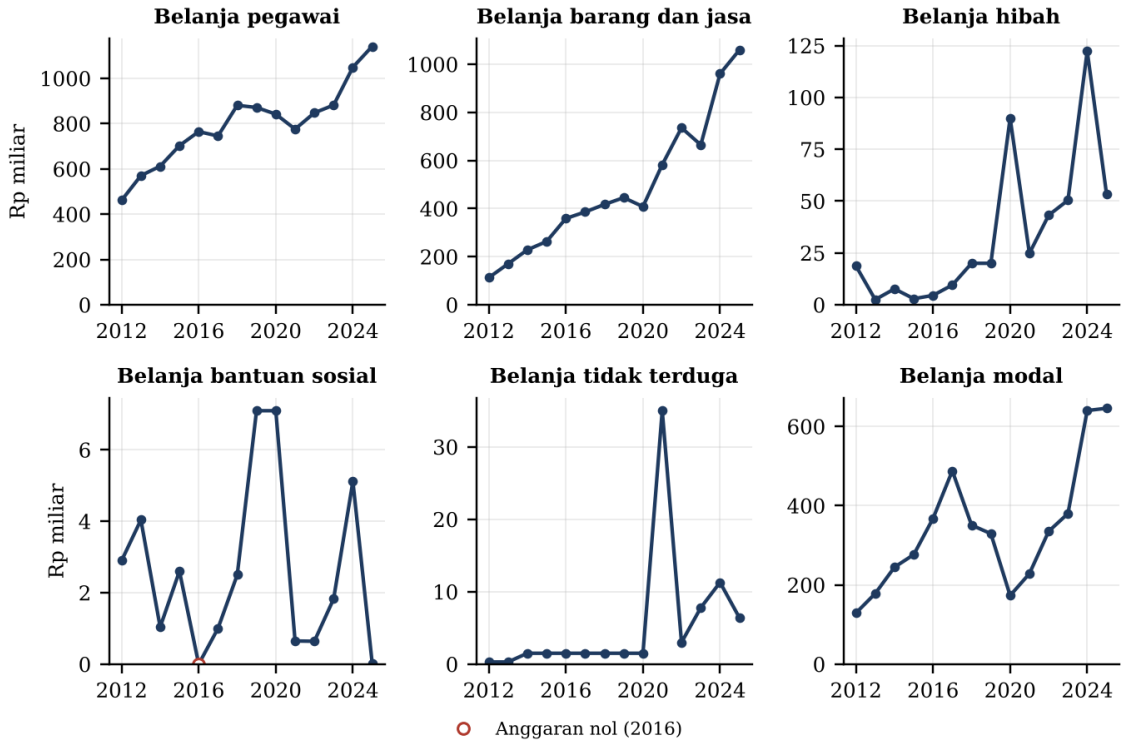
Uji ketahanan meliputi: (a) model level dinamis (2) dan versi koreksi bias; (b) efek tetap tahun dengan interaksi (3); (c) Y tanpa *winsorizing*; (d) anggaran riil menggunakan deflator yang sesuai (pada spesifikasi dengan efek tetap tahun, deflator yang sama bagi semua kategori terserap sepenuhnya karena $Y_{\text{riil}} = Y_{\text{nominal}} - \pi_t$); (e) penanganan nilai nol dengan transformasi *inverse hyperbolic sine* dan dengan perubahan pangsa terhadap total belanja; (f) penyerapan tahun $t-2$, karena realisasi akhir tahun $t-1$ belum diketahui saat pembahasan (subbagian Konteks Kelembagaan Penganggaran Daerah); (g) pengodean tahun politik yang lebih rinci, yaitu tahun pemilihan (bukan satu tahun sebelumnya), pemisahan POLIT_NAS dan POLIT_PILKADA, dummy TRANSISI untuk tahun anggaran pertama setelah pelantikan kepala daerah, serta interaksi kategori diskresioner (hibah dan bantuan sosial) dengan POLIT; serta (h) pemisahan PAD, transfer pusat, dan pendapatan lain apabila data tersedia. Seluruh langkah dihitung dengan skrip Python terlampir (est.py) pada data LRA enam kategori; skrip Stata belum dijalankan. Spesifikasi anggaran riil (d) belum dihitung karena deflator tidak tersedia dalam berkas data.

Variabel dummy TRANSISI dikodekan bernilai 1 pada tahun 2016, 2021, dan 2025 berdasarkan tanggal pelantikan resmi Bupati Banggai terpilih hasil Pilkada 2015 (8 Juni 2016), Pilkada 2020 (8 Juni 2021), dan Pilkada 2024 (2 Juni 2025). Karena pelantikan berlangsung pada bulan Juni ketika APBD murni tahun berjalan telah ditetapkan oleh pemerintahan sebelumnya, penyesuaian awal prioritas kepala daerah baru tercermin pada APBD Perubahan tahun pelantikan tersebut (serta diuji pula dengan geseran satu tahun ke 2017 dan 2022 untuk menangkap APBD murni penuh pertama).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pola Perubahan Alokasi

Total anggaran enam jenis belanja meningkat dari sekitar Rp725 miliar pada 2012 menjadi Rp2,91 triliun pada 2025, setara pertumbuhan log rata-rata sekitar 0,107 per tahun (sekitar 11,3% per tahun secara majemuk). Pertumbuhan tersebut tidak merata antarkategori. Belanja pegawai tumbuh relatif stabil; belanja modal turun tajam pada 2018–2020 dan meningkat pada 2024; hibah, bantuan sosial, dan belanja tidak terduga berfluktuasi lebih besar, termasuk pada periode *refocusing* COVID-19. Pola ini menunjukkan pentingnya membedakan pertumbuhan total dari perubahan komposisi. Gambar 2 menyajikan lintasan anggaran setiap kategori.



Gambar 2. Perkembangan anggaran setelah perubahan enam jenis belanja Kabupaten Banggai, 2012–2025. *Sumber:* LRA Kabupaten Banggai, diolah penulis.

Statistik Deskriptif

Tabel 2. Statistik deskriptif (panel akhir, 2013–2025)

Variabel	*N*	Rata-rata	Simpangan baku	Minimum	Maksimum
Y: Perubahan alokasi (sebelum *winsorizing*)	76	0,069	0,994	−5,139	3,150
Y: Perubahan alokasi (*winsorized*)	76	0,106	0,624	−1,524	1,067
X_1: Belanja modal	76	0,171	0,379	0	1
X_2: Penyerapan *t*−1	76	0,796	0,324	0,000	1,000
X_3: ln Anggaran *t*−1	76	24,568	2,574	19,519	27,679
X_4: Tahun politik	76	0,395	0,492	0	1
Pandemi	76	0,158	0,367	0	1
Pertumbuhan pendapatan	76	0,104	0,123	−0,079	0,321

Sumber: LRA Kabupaten Banggai, diolah penulis.

Dua karakteristik menonjol. Pertama, dispersi perubahan alokasi sangat besar. Nilai minimum −5,139 setara penurunan sekitar 99,4% dan nilai maksimum 3,150 setara kenaikan sekitar 23 kali lipat. Setelah *winsorizing*, yang mengubah 8 observasi, batasnya masih −1,524 (penurunan sekitar 78%) dan 1,067 (kenaikan sekitar 191%), dan satu simpangan baku (0,624) setara kenaikan sekitar 87% atau penurunan sekitar 46%. Perubahan sebesar ini sulit disebut kecil dan bertahap dalam pengertian Wildavsky (1964). Kedua, rata-rata tidak tertimbang perubahan log (0,069) di bawah pertumbuhan log total anggaran (sekitar 0,107 per tahun). Selisih ini wajar bila kategori kecil yang bergejolak menurunkan rata-rata log dan kategori besar yang stabil mendominasi total, tetapi artinya rata-rata tidak tertimbang tidak boleh dibaca sebagai pertumbuhan belanja pemerintah. Rata-rata penyerapan tahun sebelumnya sebesar 79,6%; nilai tepat 0 (4 observasi) menunjukkan kategori tanpa realisasi, dan nilai 1 (29

observasi) merupakan hasil pembatasan pada batas atas ketika realisasi melampaui anggaran setelah perubahan.

Pemeriksaan konsistensi internal mendukung konstruksi sampel. Rata-rata POLIT 0,395 sama dengan 30/76, yaitu lima tahun politik × enam kategori, dan rata-rata COVID 0,158 sama dengan 12/76, yaitu dua tahun × enam kategori; keduanya mensyaratkan bahwa kedua observasi yang dikeluarkan jatuh pada 2016–2017, di luar tahun politik dan pandemi, sebagaimana dijelaskan pada subbagian Desain, Sumber Data, dan Unit Analisis. Rata-rata pertumbuhan pendapatan 0,104 sejalan dengan nilai 0,106 yang diturunkan dari titik akhir (Rp0,75 triliun dan Rp2,94 triliun selama 13 tahun). Pemeriksaan ini tidak menggantikan verifikasi terhadap dokumen LRA.

Tabel 3. Karakteristik perubahan alokasi menurut jenis belanja

Jenis belanja	*N*	Rata-rata *Y*	Simpangan baku	Min.	Maks.	Rata-rata penyerapan
Belanja pegawai	13	0,070	0,090	−0,082	0,212	0,912
Belanja barang dan jasa	13	0,172	0,170	−0,101	0,413	0,992
Belanja hibah	13	0,081	1,049	−2,018	1,504	0,938
Belanja bantuan sosial	11	−0,329	1,945	−5,139	1,048	0,621
Belanja tidak terduga	13	0,236	1,265	−2,457	3,150	0,350
Belanja modal (gabungan lima akun)	13	0,124	0,319	−0,643	0,521	0,935

Catatan: Y sebelum winsorizing; penyerapan dibatasi pada maksimum satu. Sumber: LRA Kabupaten Banggai, diolah penulis (est.py).

Pemilihan Model

Tabel 4. Uji pemilihan model

Pengujian	Statistik	*p*	Keputusan
Chow (*common* vs. tetap)	*F(5; 65) = 2,533*	0,0372	Efek tetap
Hausman (tetap vs. acak)	$\chi^2(5) = 9{,}567$	0,088	Efek tetap (taraf 10%)
Lagrange Multiplier (*common* vs. acak)	LM = 0,393	0,531	*Common effects terhadap efek acak*
Mundlak (efek acak dengan rata-rata kategori)	F(2; 66) = 6,264	0,003	*Efek tetap (menolak efek acak)*

Catatan: Uji LM membandingkan *common effects* dengan efek acak sehingga tidak membatalkan hasil Chow dan Hausman, yang membandingkan pasangan model lain. *Uji Mundlak memasukkan rata-rata kategori SERAP dan ln At−1 pada model dengan MODAL (koefisien MODAL = 0,012; p = 0,749); dengan galat baku klaster (G = 6) F(2; 5) = 56,4 (p < 0,001). Variansi σu² pada uji Hausman diperkirakan dari residu pooled karena regresi between tidak teridentifikasi pada G = 6. Sumber: estimasi ulang penulis (est.py).*

Uji Chow menolak common effects (p = 0,037), uji Hausman menolak efek acak pada taraf 10% (p = 0,088), dan uji Mundlak menolak efek acak (p = 0,003), sehingga model efek tetap digunakan sebagai spesifikasi utama untuk variabel yang berubah menurut waktu. Dengan hanya enam kategori, kekuatan uji-uji ini rendah dan keputusannya bersifat indikatif.

Hasil Estimasi Dasar

Tabel 5. Hasil estimasi dasar: variabel terikat *Y* (*winsorized*)

Variabel	CE koef.	SE	*p*	FE koef.	SE	*p*
Konstanta	1,465	0,483	0,029	7,752	2,203	< 0,001
X_1: Belanja modal	0,078	0,098	0,464	terserap	–	–
X_2: Penyerapan *t*−1	0,788	0,273	0,034	0,647	0,382	0,151
X_3: ln Anggaran *t*−1	−0,085	0,021	0,010	−0,331	0,037	< 0,001
X_4: Tahun politik	0,102	0,099	0,349	−0,036	0,096	0,723

Variabel	CE koef.	SE	*p*	FE koef.	SE	*p*
Pandemi	−0,018	0,109	0,873	−0,090	0,084	0,334
Pertumbuhan pendapatan	0,611	0,273	0,075	0,007	0,300	0,982
R^2	0,194			0,321 (within)		
F (*p*)	2,764 (0,018)			6,156 (< 0,001)		
Observasi / kategori / periode	76			76 / 6 / 13		
Jenis galat baku				Klaster kategori (G = 6)		

Catatan: CE = *common effects*; FE = efek tetap kategori. Galat baku (SE) dikelompokkan menurut kategori (G = 6) dan nilai-p memakai distribusi t dengan 5 derajat kebebasan (kedua kolom). Nilai-p wild cluster bootstrap (Webb) untuk FE: penyerapan 0,062; ln At−1 0,022; tahun politik 0,693; pandemi 0,216; pertumbuhan pendapatan 0,981. Konstanta FE adalah rata-rata efek tetap dengan SE klasik; F dan R^2 klasik. *Sumber:* LRA Kabupaten Banggai, diolah penulis.

Model efek tetap signifikan secara simultan (F = 6,156; p < 0,001) dengan R^2 within 0,321. Dari variabel yang dapat diestimasi, hanya besaran alokasi tahun sebelumnya yang signifikan, dengan koefisien negatif −0,331 (p wild cluster bootstrap 0,022). Penyerapan tahun sebelumnya (0,647; p = 0,151), tahun politik, pandemi, dan pertumbuhan pendapatan tidak signifikan. Pada common effects penyerapan berkoefisien positif signifikan (0,788; p = 0,034), tetapi tidak bertahan setelah efek tetap kategori dikendalikan. Estimasi *common effects* untuk MODAL (0,078; p = 0,464) hanya berfungsi sebagai pembanding deskriptif karena variabel tersebut tidak teridentifikasi pada efek tetap.

Mathematical Coupling dan Simulasi Panel 6 × 13

Tabel 6 memetakan koefisien dasar ke model level (2). Koefisien persistensi yang setara dengan −0,331 adalah ρ = 1 − 0,331 = 0,669 (pendekatan, karena Y di-winsorize); tanpa winsorizing kesetaraan berlaku tepat, yaitu β3 = −0,432 dan ρ = 0,568 (Tabel 8, kolom 5 dan 2), dan galat baku koefisien identik pada kedua spesifikasi.

Tabel 6. Kesetaraan spesifikasi selisih-log dan model level

Elemen	Selisih-log (1)	Level (2)	Hubungan
Variabel terikat	$\ln A_t - \ln A_{t-1}$	$\ln A_t$	Berbeda satu suku
Koefisien $\ln A_{t-1}$	*$\beta 3 = -0{,}331$ (tanpa winsorizing: −0,432)*	*$\rho \approx 0{,}669$ (tanpa winsorizing: 0,568)*	$\rho = 1 + \beta_3$
Hipotesis nol	$\beta_3 = 0$	$\rho = 1$	Setara
Koefisien dan SE regresor lain	Identik	Identik	Tanpa *winsorizing*
R^2	Lebih rendah	Lebih tinggi	Tidak sebanding

Catatan: Kesetaraan tepat tanpa *winsorizing*; dengan *winsorizing* berlaku sebagai pendekatan. *Sumber:* turunan analitik penulis.

Untuk menilai seberapa besar bias panel pendek pada ukuran panel yang sama, dilakukan dua simulasi Monte Carlo. Setiap replikasi membangkitkan 6 unit selama 13 periode dari proses $\ln A_{it} = a_i(1 - \rho) + \rho \ln A_{i,t-1}$ + galat, dengan $a_i \sim N(24; 2^2)$, dan menghitung koefisien *within* dari *Y* pada $\ln A_{t-1}$. Pada simulasi A (stilistik; 5.000 replikasi), galat ~ N(0; $0{,}5^2$) tanpa kovariat; untuk $\rho = 1$ digunakan jalan acak dengan nilai awal a_i ditambah N(0; 1). Pada simulasi B (lebih realistis; 3.000 replikasi), galat berdistribusi *t* dengan 3 derajat kebebasan yang diskalakan, simpangan baku antarkategori bersifat heterogen (median 0,4; simpangan baku log 0,6), terdapat guncangan tahunan bersama N(0; $0{,}15^2$), dan *Y* di-*winsorize*

pada persentil 5–95 seperti pada analisis awal. Kedua simulasi bersifat ilustratif dan menunjukkan orde besar bias, bukan nilai ρ sebenarnya di Banggai.

Tabel 7. Simulasi Monte Carlo: estimasi efek tetap β_3 pada panel 6 × 13

Simulasi	ρ sebenarnya	β_3 sebenarnya ($\rho - 1$)	Rata-rata $\hat{\beta}_3$	Rentang 5–95%
A	0,70	−0,30	−0,487	[−0,678; −0,316]
A	0,80	−0,20	−0,415	[−0,594; −0,258]
A	0,90	−0,10	−0,341	[−0,516; −0,190]
A	0,95	−0,05	−0,296	[−0,469; −0,150]
A	1,00	0,00	−0,238	[−0,412; −0,098]
B	0,60	−0,40	−0,435	[−0,643; −0,242]
B	0,70	−0,30	−0,375	[−0,572; −0,200]
B	0,80	−0,20	−0,314	[−0,493; −0,154]
B	0,90	−0,10	−0,249	[−0,421; −0,099]
B	0,95	−0,05	−0,212	[−0,385; −0,074]
B	1,00	0,00	−0,164	[−0,326; −0,032]

Catatan: N = 6; T = 13; benih acak 20261114. Sumber: simulasi penulis (kode: est.py).

Estimator efek tetap pada panel seukuran ini menghasilkan $\hat{\beta}_3$ yang jauh lebih negatif daripada nilai sebenarnya. Pada simulasi A, bahkan jalan acak murni (ρ = 1) menghasilkan rata-rata −0,238 dan rentang 5–95% yang mencapai −0,412; estimasi −0,331 yang diamati berada dalam rentang tersebut untuk ρ sekitar 0,70 hingga 1,00. Pada simulasi B, rata-rata untuk ρ = 0,70 dan ρ = 0,80 masing-masing −0,375 dan −0,314, sehingga estimasi yang diamati berada di antara keduanya, dan −0,331 berada dalam rentang 5–95% untuk ρ sekitar 0,6 hingga 0,95, sedangkan jalan acak murni menjadi kurang sesuai (rentang [−0,326; −0,032]). Gabungan keduanya menunjukkan bahwa koefisien ini konsisten dengan persistensi sebenarnya antara sekitar 0,6 dan 0,95, tetapi tidak cukup untuk membedakan di antara nilai-nilai itu.

Kekuatan uji. Simulasi serupa untuk dummy tahun politik (5 dari 13 tahun; simpangan baku galat 0,6; guncangan tahunan $N(0; 0{,}25^2)$; 1.500 replikasi) menunjukkan bahwa efek sebenarnya sebesar 0,1; 0,2; 0,3; dan 0,5 poin log terdeteksi pada taraf 5% dalam masing-masing 17%, 28%, 42%, dan 77% replikasi bila inferensi memakai galat baku yang dikelompokkan menurut kategori (6 klaster, distribusi t dengan 5 derajat kebebasan), dan hanya 7%, 15%, 28%, dan 63% bila inferensi dilakukan pada tingkat tahun (13 observasi). Hasil tidak signifikan untuk variabel tingkat tahun karena itu tidak boleh dibaca sebagai ketiadaan efek, kecuali efeknya besar.

Spesifikasi Alternatif dan Uji Ketahanan

Tabel 8 membandingkan spesifikasi alternatif. Seluruh kolom dihitung dari data LRA enam kategori dengan est.py. Kolom "p bootstrap" memuat nilai-p wild cluster bootstrap (Webb; 4.999–9.999 replikasi) untuk H0: β3 = 0 (setara ρ = 1).

Tabel 8. Spesifikasi alternatif dan uji ketahanan

Spesifikasi	Koef. basis (β_3 atau ρ)	Penyerapan	POLIT atau MODAL×POLIT	*N*	*p* bootstrap
(1) FE selisih-log, *winsorized* (awal)	*β3 = −0,331*	0,647 (0,151)	−0,036 (0,723)	76	0,022
(2) FE level dinamis	ρ = 0,568	1,137 (0,078)	0,111 (0,744)	76	0,123
(3) Koreksi bias (LSDVC)	ρ = 0,696	1,147 (0,018)	0,153 (0,520)	76	0,004*
(4) FE kategori dan tahun + interaksi MODAL	β3 = −0,446	0,647 (0,122)	−0,221 (0,262)	76	0,010
(5) Tanpa *winsorizing*	β3 = −0,432	1,137 (0,078)	0,111 (0,744)	76	0,123

Spesifikasi	Koef. basis (β_3 atau ρ)	Penyerapan	POLIT atau MODAL×POLIT	*N*	*p* bootstrap
(6) Anggaran riil	–	–	–	–	–
(7) Nol dipertahankan (asinh)	β3 = −0,120 (asinh)	1,253 (0,112)	0,150 (0,454)	78	0,147
(8) Penyerapan *t*−2; pengodean politik alternatif	β3 = −0,374	0,103 (0,576) (t−2)	0,062 (0,682) (tahun pemilihan)	69	0,064
(9) Kategori diskresioner × POLIT	β3 = −0,332	0,679 (0,148)	0,284 (0,251) (diskresioner × POLIT)	76	0,035
(10) POLIT_NAS, POLIT_PILKADA, TRANSISI	β3 = −0,301	0,752 (0,096)	NAS −0,139 (0,269); PILKADA 0,158 (0,310); TRANSISI −0,160 (0,561)	76	0,034

Catatan: angka dalam kurung adalah nilai-*p*. Spesifikasi (2)–(10) dijalankan dengan est.py. Kolom (6) tidak dihitung karena deflator tidak tersedia dalam berkas data; dengan efek tetap tahun hasilnya identik dengan kolom (4). Kolom (2) dan (5) memakai Y tanpa winsorizing (identitas β3 = ρ − 1). Kolom (3) memakai bootstrap bias-corrected LSDV (Everaert dan Pozzi, 2007; 999 replikasi); galat baku dan nilai-p (*) berasal dari sebaran bootstrap, bukan wild cluster bootstrap. Kolom (4): efek tetap kategori dan tahun, interaksi MODAL × POLIT diidentifikasi hanya dari satu kategori modal gabungan. Kolom (7): asinh pada nilai rupiah, N = 78. Kolom (8): penyerapan t−2 dan tahun pemilihan (2014, 2015, 2019, 2020, 2024). Kolom (9): POLIT utama = −0,127 (p = 0,022; p bootstrap 0,009). Kolom (10): bila TRANSISI digeser ke 2017 dan 2022 koefisiennya −0,037 (p = 0,832). *Sumber:* LRA Kabupaten Banggai, diolah penulis.

Ringkasan Pengujian Hipotesis

Tabel 9. Ringkasan pengujian hipotesis

Hipotesis	Bukti	Keputusan sementara
H1: MODAL×POLIT ≠ 0	Tidak teridentifikasi sebagai tingkat pada FE. Common effects: 0,078 (p = 0,464), hanya deskriptif. Interaksi: Tabel 8 kolom (4) = −0,221 (p = 0,262; diidentifikasi dari satu kategori modal)	Belum dapat diputuskan
H2: Penyerapan *t*−1 (+)	FE: 0,647 (p = 0,151); t−2: Tabel 8 kolom (8) = 0,103 (p = 0,576)	Belum didukung
H3a: $\rho > 0$	*$\hat{\rho} \approx 0{,}669$; level dinamis: Tabel 8 kolom (2) = 0,568 (galat baku 0,091)*	Didukung
H3b: $\rho = 1$	*$\beta 3 = -0{,}331$ ($p < 0{,}001$; bootstrap 0,022) menolak $\rho = 1$, tetapi estimator bias ke bawah (Tabel 7); LSDVC: Tabel 8 kolom (3) = 0,696 (interval 95%: 0,49–0,90); tanpa winsorizing p bootstrap = 0,123*	Cenderung tidak didukung; sensitif terhadap inferensi
H4: POLIT (+)	FE: −0,036 (p = 0,723)	Tidak didukung

Sumber: ringkasan hasil Tabel 5–8.

Basis Alokasi: Persistensi, Bukan Bukti Inkrementalisme

Temuan awal penelitian adalah koefisien negatif dan signifikan pada ln anggaran tahun sebelumnya ($\beta_3 = -0{,}331$; $p < 0{,}001$). Berdasarkan kesetaraan pada subbagian Model Empiris dan Mathematical Coupling, hasil ini berarti bahwa sekitar 67% selisih log alokasi suatu kategori terhadap tingkat rata-ratanya terbawa ke tahun berikutnya ($\hat{\rho} \approx 0{,}669$). Basis anggaran yang 10% lebih besar berkaitan dengan pertumbuhan log yang sekitar 3,2 poin lebih rendah ($-0{,}331 \times \ln 1{,}10 \approx -0{,}032$). Hubungan ini bersifat kondisional, bukan kausal.

Ada tiga alasan mengapa koefisien tersebut tidak dapat dijadikan bukti utama inkrementalisme. Pertama, *mathematical coupling*: hipotesis nol inkrementalisme proporsional

adalah $\beta_3 = 0$, dan tanda negatif hanya menyatakan bahwa $\rho < 1$, yang berlaku bagi proses yang sangat persisten sekalipun. Kedua, bias panel pendek: simulasi pada Tabel 7 menunjukkan bahwa −0,331 konsisten dengan persistensi sebenarnya antara sekitar 0,6 dan 0,95, dan pada simulasi yang lebih sederhana bahkan dengan jalan acak murni. Ketiga, kebisingan pada basis dan efek basis: kategori yang mengalami lonjakan satu tahun secara mekanis menunjukkan pertumbuhan lebih rendah pada tahun berikutnya (Oldham, 1962), dan kenaikan nominal yang sama menghasilkan persentase lebih kecil pada kategori berpagu besar. Alasan keempat adalah tafsir lawan yang sah: trade-off komposisi, yaitu ketika ruang fiskal terbatas, kenaikan satu kategori membatasi pertumbuhan relatif kategori lain (Iliopoulos dan De Witte, 2024).

Tafsir yang dapat dipertahankan karena itu bergantung pada koefisien persistensi setelah koreksi bias. Jika estimasi level dinamis dan LSDVC (Tabel 8, kolom 2–3) memberikan ρ yang tidak berbeda nyata dari satu, dan galat bakunya cukup kecil untuk menolak pembalikan yang kuat, maka alokasi bersifat sangat persisten, sesuai dengan titik acuan basis (Wildavsky, 1964; Yoo dkk., 2026). Jika ρ secara nyata berada jauh di bawah satu, kategori ditarik kembali ke tingkat normalnya sendiri, dan itu bukan inkrementalisme murni. Hasil estimasi menunjukkan ρ = 0,568 pada level dinamis (galat baku 0,091; interval 95%: 0,33–0,80) dan ρ = 0,696 setelah koreksi bias (interval 95%: 0,49–0,90). Persistensi sempurna ditolak oleh uji analitik (p = 0,005 dan 0,004), tetapi dengan wild cluster bootstrap tanpa winsorizing p = 0,123, sehingga penolakan ρ = 1 bergantung pada metode inferensi dan penanganan pencilan. Estimasi ρ sekitar 0,6–0,7 menunjukkan persistensi yang tinggi tetapi disertai penarikan parsial ke tingkat normal kategori. Dalam kedua kasus, dispersi perubahan yang besar (Tabel 2) menunjukkan bahwa basis penting tetapi bukan satu-satunya penentu: terdapat diskontinuitas besar yang tidak sesuai dengan penyesuaian bertahap. Gambaran ini lebih dekat dengan inkrementalisme parsial daripada dengan proses yang sepenuhnya inkremental, dan sejalan dengan temuan perilaku inkremental pada panel pemerintah kota Meksiko (Jimenez, 2026) yang juga menunjukkan peran faktor fiskal dan sosial ekonomi.

Penyerapan Anggaran Belum Terbukti Berkaitan dengan Perubahan Alokasi

Koefisien penyerapan tahun sebelumnya positif tetapi tidak signifikan ($\beta_2 = 0{,}647$; p = 0,151; p bootstrap 0,059). Penelitian ini tidak menemukan bukti statistik yang cukup bahwa kategori dengan penyerapan lebih tinggi mendapat pertumbuhan alokasi lebih besar pada tahun berikutnya. Ada beberapa penjelasan mengapa keterkaitan itu belum terlihat. Pertama, waktu: anggaran tahun t dibahas pada paruh kedua tahun $t-1$ ketika realisasi akhir tahun belum diketahui, sehingga penyerapan $t-2$ atau realisasi semester pertama mungkin lebih relevan (Tabel 8, kolom 8; koefisien penyerapan t−2 = 0,103, p = 0,576). Kedua, tingkat agregasi: efek *ratchet* yang dijelaskan Li dan Yuan (2026) bekerja pada unit anggaran, program, atau kontrak, sedangkan data penelitian ini agregat pada jenis belanja. Ketiga, penyerapan mencerminkan kapasitas pelaksanaan, kompetensi sumber daya manusia, perencanaan, dan politik anggaran (Lastri dkk., 2026; Saidi dkk., 2026), serta *refocusing* pada 2020–2021 (Situmorang dkk., 2025), sehingga penyerapan rendah tidak selalu berarti kebutuhan rendah. Keempat, kekuatan statistik panel 6 × 13 rendah. Hasil ini tidak membuktikan bahwa pemerintah tidak menggunakan informasi realisasi. Jiang dan Chi (2024) menunjukkan pentingnya manajemen kinerja anggaran bagi kondisi fiskal, tetapi unit analisis dan variabelnya berbeda dari penelitian ini.

Belanja Modal: Respons terhadap Faktor Berubah-Waktu, Bukan Tingkat Rata-Rata

Dalam model efek tetap, dummy belanja modal terserap oleh efek tetap kategori karena statusnya tidak berubah. Pernyataan bahwa belanja modal tidak berpengaruh karena variabel ini tidak muncul dalam model efek tetap tidak tepat. Estimasi *common effects* (0,078; p = 0,464) hanya menunjukkan bahwa perbedaan rata-rata perubahan alokasi antara modal

dan nonmodal tidak signifikan setelah variabel lain dikendalikan, dan tidak mengendalikan heterogenitas kategori. Pertanyaan yang dapat dijawab oleh data panel adalah apakah kategori modal merespons tahun politik, pandemi, atau pertumbuhan pendapatan secara berbeda (Persamaan 3; Tabel 8, kolom 4). Arah respons itu terbuka secara teoretis: Rogoff (1990) dan Unda-Gutierrez (2025) mengarah ke investasi yang lebih rendah menjelang pemilihan, sedangkan Rakhman dkk. (2025) dan Kluza dkk. (2025) menemukan investasi yang lebih besar pada petahana yang mencalonkan diri kembali. Kis-Katos dan Sjahrir (2017) menunjukkan bahwa alokasi investasi daerah di Indonesia berubah mengikuti desentralisasi, dan Onana dan Ngadena (2024) menunjukkan peran pertimbangan politik. Interaksi MODAL × POLIT bernilai −0,221 (p = 0,262; p bootstrap 0,486; Tabel 8, kolom 4), tetapi diidentifikasi hanya dari satu kategori modal gabungan sehingga tidak dapat dipisahkan dari sifat khusus kategori itu. Lima akun modal (misalnya jalan-irigasi-jaringan dan tanah) mengikuti logika proyek yang sangat berbeda dan di sini tergabung.

Tahun Politik dan Keterbatasan Dummy

Koefisien tahun politik negatif dan tidak signifikan (−0,036; p = 0,723). Data belum memberikan bukti bahwa tahun politik diikuti perubahan alokasi yang lebih besar, tetapi hasil ini tidak membuktikan bahwa politik tidak memengaruhi anggaran. Dummy tunggal ini memiliki beberapa keterbatasan. Pertama, ia menggabungkan pemilu legislatif dan presiden dengan pilkada, padahal insentif petahana berbeda. Kedua, ia tidak membedakan tahun pemilihan, satu tahun sebelumnya, dan tahun sesudahnya, sedangkan pola waktu bergantung pada institusi (Lee, 2026; Andonoska dan Alda, 2026). Ketiga, siklus anggaran di Indonesia terutama ditemukan pada kategori diskresioner yang berada di tangan kepala daerah (Sjahrir dkk., 2013), sehingga pengujian pada tingkat total dan campuran enam kategori dapat menyamarkannya; interaksi hibah dan bantuan sosial dengan POLIT (Tabel 8, kolom 9) lebih sesuai dengan temuan tersebut; koefisien interaksinya positif (0,284) tetapi tidak signifikan (p = 0,251). Pada spesifikasi itu efek POLIT untuk kategori nondiskresioner negatif (−0,127; p = 0,022; p bootstrap 0,009), yang menunjukkan pergeseran komposisi relatif ke arah kategori diskresioner pada tahun politik; hasil ini berasal dari satu spesifikasi di antara sepuluh dan perlu diperlakukan hati-hati. Keempat, variabel ini hanya memuat 13 nilai tahun. Kelima, pergantian kepala daerah tidak dikodekan pada spesifikasi dasar; pada Tabel 8 kolom 10 dummy TRANSISI (2016, 2021, 2025) berkoefisien −0,160 (p = 0,561), dan −0,037 (p = 0,832) bila digeser ke 2017 dan 2022. Marques dkk. (2026) menegaskan bahwa atribut politik tetap berperan setelah kapasitas fiskal dikendalikan, sehingga hasil nol di sini lebih tepat dibaca sebagai terbatasnya kemampuan indikator, bukan ketiadaan pengaruh politik.

Pertumbuhan Pendapatan dan Kapasitas Fiskal

Koefisien pertumbuhan pendapatan hampir nol dan tidak signifikan pada efek tetap (0,007; p = 0,982), sedangkan pada common effects positif (0,611; p = 0,075). Data karena itu tidak memberikan bukti bahwa ruang fiskal yang lebih besar menggeser alokasi antarkategori setelah heterogenitas kategori dikendalikan. Pertumbuhan total pendapatan merupakan ukuran kasar kapasitas fiskal, karena kapasitas ditentukan oleh komposisi sumbernya. Lago dkk. (2024) merangkum bahwa transfer memengaruhi pilihan pengeluaran secara berbeda dari pendapatan sendiri, Yoo dkk. (2026) menemukan bahwa efek pendapatan asli terhadap belanja internal berkurang pada tingkat pendapatan tinggi sedangkan efek hibah umum stabil, dan Kristanto dkk. (2026) menunjukkan bahwa PAD dan dana perimbangan berkaitan berbeda dengan korupsi dan efisiensi anggaran. Hummel dan Kusumasari (2026) dan Wahyudi dkk. (2026) mengaitkan kemandirian fiskal dan tata kelola dengan kinerja pengeluaran. Penelitian lanjutan karena itu perlu memisahkan PAD, transfer umum, transfer khusus, dan pendapatan lain (Tabel 8 dapat diperluas dengan bagian 8 skrip replikasi).

Implikasi Ekonomi Sektor Publik

Hasil penelitian memberi empat implikasi bagi efisiensi alokasi, prioritas belanja, dan evaluasi kebijakan fiskal pemerintah daerah. Pertama, efisiensi alokasi: persistensi yang tinggi berarti bahwa ketidaktepatan alokasi awal cenderung terbawa antartahun. Pemerintah daerah perlu mengevaluasi basis secara berkala, misalnya dengan penganggaran berbasis prioritas atau tinjauan berbasis nol pada kategori terpilih (Mitchell, 2026; Li dan Yuan, 2026), tanpa memangkas kategori berpagu besar secara mekanis. Kedua, prioritas belanja: karena volatilitas terkonsentrasi pada hibah, bantuan sosial, dan belanja tidak terduga (Tabel 3), diperlukan kriteria dan plafon yang transparan untuk kategori diskresioner, mengingat bukti siklus politik pada kategori tersebut (Sjahrir dkk., 2013). Ketiga, evaluasi kinerja: penyerapan tidak seharusnya menjadi satu-satunya dasar penambahan atau pengurangan anggaran; ia perlu dikaitkan dengan output, outcome, kebutuhan layanan, dan sifat kategori. Keempat, kapasitas fiskal: analisis perlu membedakan PAD dan transfer agar pemerintah dapat menilai apakah perubahan belanja didorong pendapatan sendiri atau transfer. Implikasi ini tidak berarti bahwa kategori berpagu besar harus dipangkas atau kategori berpenyerapan rendah harus otomatis dikurangi; keputusan alokasi tetap harus mempertimbangkan manfaat sosial, kewajiban layanan, dan kesinambungan program (Musgrave, 1959; Neshkova dan Chen, 2026).

SIMPULAN

Penelitian ini menganalisis perubahan alokasi enam jenis belanja Kabupaten Banggai selama 2013–2025 dalam perspektif ekonomi sektor publik. Estimasi efek tetap menghasilkan koefisien alokasi tahun sebelumnya sebesar −0,331, yang setara dengan koefisien persistensi sekitar 0,669 dalam model level. Karena *mathematical coupling* dan bias panel pendek, koefisien tersebut tidak dapat dibaca sebagai bukti inkrementalisme: simulasi menunjukkan bahwa koefisien sebesar itu dihasilkan oleh proses dengan persistensi sebenarnya antara sekitar 0,6 dan 0,95. Yang dapat dipertahankan adalah bahwa alokasi bersifat persisten, bahwa penyerapan, tahun politik, pandemi, dan pertumbuhan pendapatan tidak menunjukkan hubungan signifikan pada tingkat jenis belanja, dan bahwa dispersi perubahan alokasi terlalu besar untuk disebut inkremental dalam pengertian klasik. Pengaruh belanja modal tidak dapat disimpulkan dari model efek tetap; respons modal diuji melalui interaksi. Spesifikasi alternatif (Tabel 8) mempertahankan tanda negatif koefisien basis (−0,30 hingga −0,45 pada spesifikasi selisih-log; level dinamis $\rho = 0{,}568$; koreksi bias $\rho = 0{,}696$), sedangkan koefisien penyerapan dan pertumbuhan pendapatan tetap tidak signifikan; satu-satunya efek tahun politik yang muncul pada kategori nondiskresioner dalam spesifikasi interaksi (kolom 9) dan perlu dikonfirmasi. Kesimpulan tentang belanja modal terbatas karena hanya tersedia satu kategori modal gabungan.

Hasil tidak membuktikan bahwa keputusan anggaran sepenuhnya inkremental dan tidak mengidentifikasi pengaruh langsung Badan Anggaran DPRD, karena anggaran setelah perubahan merupakan hasil keseluruhan proses penganggaran.

Keterbatasan

Pertama, unit analisis adalah enam jenis belanja, bukan OPD, sehingga heterogenitas kebutuhan organisasi dan program tidak teramati. Kedua, data hanya memuat anggaran setelah perubahan dan tidak menyediakan pasangan RAPBD dan APBD; peran Badan Anggaran DPRD tidak dapat dipisahkan dari usulan eksekutif. Ketiga, jumlah unit (6) dan periode (13) kecil, sehingga kekuatan dan inferensi statistik terbatas. Keempat, variabel politik, pandemi, dan pendapatan bervariasi pada tingkat tahun. Kelima, pengukuran menggunakan anggaran nominal. Keenam, dua observasi bernilai nol dikeluarkan dari transformasi logaritmik. Ketujuh, keterbandingan akun belanja antartahun bergantung pada pemetaan klasifikasi. Kedelapan, kedua simulasi Monte Carlo bersifat ilustratif dan tidak

menggantikan estimasi pada data aktual. Kesembilan, indikator politik tidak memuat karakteristik kandidat atau petahana yang mencalonkan diri kembali. Kesepuluh, belanja modal hanya tersedia sebagai satu kategori gabungan sehingga heterogenitas lima akun modal tidak teramati, dan spesifikasi anggaran riil belum dihitung karena deflator tidak tersedia.

Saran

Bagi Pemerintah Kabupaten Banggai, evaluasi alokasi sebaiknya menggabungkan pagu sebelumnya, penyerapan, capaian output dan outcome, kebutuhan layanan, serta karakter kategori; penyerapan tidak seharusnya menjadi dasar tunggal penambahan atau pengurangan anggaran. Publikasi dokumen RAPBD dan APBD per kategori akan memungkinkan analisis proses pembahasan. Bagi penelitian berikutnya, disarankan memakai data per OPD dan pasangan RAPBD–APBD, menilai ketahanan dengan anggaran riil, memisahkan sumber pendapatan, mengodekan siklus politik secara lebih rinci (termasuk status petahana), serta membandingkan beberapa kabupaten agar kekuatan statistik meningkat.

Referensi :

Abdullah, S., & Asmara, J. A. (2006). *Perilaku oportunistik legislatif dalam penganggaran daerah: Bukti empiris atas aplikasi agency theory di sektor publik* [Makalah presentasi]. Simposium Nasional Akuntansi IX, Padang, Indonesia, 23–26 Agustus 2006.

Andonoska, L., & Alda, E. (2026). Political budget cycle and opportunistic local government revenue policies. *Public Administration Quarterly, 50*(2), 120–131. https://doi.org/10.1177/07349149251366625

Bruno, G. S. F. (2005). Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals. *The Stata Journal, 5*(4), 473–500. https://doi.org/10.1177/1536867X0500500401

Buchanan, J. M., & Tullock, G. (1962). *The calculus of consent: Logical foundations of constitutional democracy*. University of Michigan Press.

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics, 90*(3), 414–427.

Davis, O. A., Dempster, M. A. H., & Wildavsky, A. (1966). A theory of the budgetary process. *American Political Science Review, 60*(3), 529–547. https://doi.org/10.2307/1952969

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics, 80*(4), 549–560.

Everaert, G., & Pozzi, L. (2007). Bootstrap-based bias correction for dynamic panels. *Journal of Economic Dynamics and Control, 31*(4), 1160–1184.

Halim, A., & Abdullah, S. (2006). Hubungan dan masalah keagenan di pemerintahan daerah: Sebuah peluang penelitian anggaran dan akuntansi. *Jurnal Akuntansi Pemerintah, 2*(1), 53–64.

Hummel, D., & Kusumasari, B. (2026). Local government financial performance and decentralization in Indonesia. *State and Local Government Review, 58*(2), 206–227. https://doi.org/10.1177/0160323x251364379

Iliopoulos, P., & De Witte, K. (2024). The expenditure composition and trade-offs in local government budgets. *Socio-Economic Planning Sciences, 93*, Article 101900. https://doi.org/10.1016/j.seps.2024.101900

Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics, 3*(4), 305–360.

Jiang, S., & Chi, Y. (2024). Impact of budget performance management reform on local fiscal relief. *International Review of Economics & Finance, 93*, 905–918. https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.05.036

Jimenez, A. M. (2026). Fiscal spillovers among Mexican municipalities: A spatial analysis. *Spatial Economic Analysis, 21*(2), 248–266. https://doi.org/10.1080/17421772.2025.2600424

Kis-Katos, K., & Sjahrir, B. S. (2017). The impact of fiscal and political decentralization on local public investment in Indonesia. *Journal of Comparative Economics, 45*(2), 344–365. https://doi.org/10.1016/j.jce.2017.03.003

Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, 68*(1), 53–78.

Kluza, K., Kociemska, H., & Rafał, W. (2025). Balancing the books or winning votes: Unveiling the power of fiscal strategies in local elections and the fate of prudent mayors. *Regional Studies, Regional Science, 12*(1), 57–75. https://doi.org/10.1080/21681376.2025.2454275

Kolcava, D. (2026). Office-seeking under demographic change: Immigration, coalition government, and municipal budget reallocation in Sweden. *Public Choice*. Advance online publication. https://doi.org/10.1007/s11127-026-01445-y

Kristanto, S. B., Wardhani, R., Siswantoro, D., & Ekananda, M. (2026). Fiscal decentralization, governance, and corruption: Evidence from Indonesian local governments (2010–2021). *Cogent Business & Management, 13*(1), Article 2652136. https://doi.org/10.1080/23311975.2026.2652136

Lago, M. E., Lago-Peñas, S., & Martinez-Vazquez, J. (2024). On the effects of intergovernmental grants: A survey. *International Tax and Public Finance, 31*(3), 856–908. https://doi.org/10.1007/s10797-023-09816-7

Lastri, S., Syamsidar, S., Nasution, E. S., & Lokman, F. Z. (2026). Dynamics of budget absorption: The role of budget political moderation on human resource regulation and competence in local governments. *Journal of Accounting and Investment, 27*(1), 147–172. https://doi.org/10.18196/jai.v27i1.28481

Lee, M. (2026). Political determinants of intergovernmental fiscal transfers: Alignment, competition, executive partisanship, and electoral cycles in South Korea. *Politics & Policy, 54*(2). https://doi.org/10.1111/polp.70132

Li, J., & Yuan, C. (2026). Examining year-end spending surge and ratchet effect: Evidence from bunching estimation and zero-based budget reform in China. *China Economic Review, 100*, Article 102760. https://doi.org/10.1016/j.chieco.2026.102760

Lindblom, C. E. (1959). The science of "muddling through." *Public Administration Review, 19*(2), 79–88.

Marques, E. C. L., Peres, U. D., & Armani, G. F. (2026). What difference does politics make in municipal budgets? Evidence from Brazil. *Local Government Studies*. Advance online publication. https://doi.org/10.1080/03003930.2026.2649167

Menteri Dalam Negeri Republik Indonesia. (2020). *Peraturan Menteri Dalam Negeri Nomor 77 Tahun 2020 tentang Pedoman Teknis Pengelolaan Keuangan Daerah*.

Menteri Dalam Negeri Republik Indonesia. (2019). *Peraturan Menteri Dalam Negeri Nomor 90 Tahun 2019 tentang Klasifikasi, Kodefikasi, dan Nomenklatur Perencanaan Pembangunan dan Keuangan Daerah*.

Mitchell, D. (2026). Cut from a different community fabric: Local context and priority-based budgeting. *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*. Advance online publication. https://doi.org/10.1108/jpbafm-09-2025-0274

Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica, 46*(1), 69–85.

Musgrave, R. A. (1959). *The theory of public finance: A study in public economy*. McGraw-Hill.

Neshkova, M. I., & Chen, C. (2026). Public participation and distributional equity of government spending. *Public Management Review, 28*(1), 115–135. https://doi.org/10.1080/14719037.2024.2429015

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica, 49*(6), 1417–1426. https://doi.org/10.2307/1911408

Oldham, P. D. (1962). A note on the analysis of repeated measurements of the same subjects. *Journal of Chronic Diseases, 15*(10), 969–977. https://doi.org/10.1016/0021-9681(62)90116-9

Onana, S. P., & Ngadena, M. S. B. (2024). Does regional favoritism affect public investment budget allocation? Evidence from Cameroon in the context of decentralization. *The Journal of Development Studies, 60*(10), 1648–1667. https://doi.org/10.1080/00220388.2024.2374071

Pemerintah Kabupaten Banggai. (2012–2025). *Laporan Realisasi Anggaran, Lampiran I Peraturan Daerah tentang Pertanggungjawaban Pelaksanaan APBD*. Badan Pengelolaan Keuangan dan Aset Daerah Kabupaten Banggai.

Rakhman, F., Na'im, A., & Saudagaran, S. (2025). Horizon problem and capital expenditures: Evidence from the public sector in Indonesia. *Asian Review of Accounting, 33*(2), 367–385. https://doi.org/10.1108/ara-08-2023-0216

Ravishankar, N., Mathauer, I., Barroy, H., Vîlcu, I., Chaitkin, M., Offosse, M. J., Co, P. A., Nakyanzi, A., Mbuthia, B., Lourenço, S., Mardani, H., & Kutzin, J. (2024). Reconciling devolution with health financing and public financial management: Challenges and policy options for the health sector. *BMJ Global Health, 9*(5), Article e015216. https://doi.org/10.1136/bmjgh-2024-015216

Republik Indonesia. (2014). *Undang-Undang Nomor 23 Tahun 2014 tentang Pemerintahan Daerah*.

Republik Indonesia. (2019). *Peraturan Pemerintah Nomor 12 Tahun 2019 tentang Pengelolaan Keuangan Daerah*.

Republik Indonesia. (2022). *Undang-Undang Nomor 1 Tahun 2022 tentang Hubungan Keuangan antara Pemerintah Pusat dan Pemerintahan Daerah*.

Rogoff, K. (1990). Equilibrium political budget cycles. *American Economic Review, 80*(1), 21–36.

Saidi, J., Sasmita, J., & Iznillah, M. L. (2026). Local government budget absorption in Indonesia: The influence of human resource competencies, budget planning, and organisational commitment. *International Journal of Services and Operations Management, 55*(3), 339–356. https://doi.org/10.1504/ijsom.2026.157426

Situmorang, B., Tjaraka, H., & Novita, S. (2025). The impact of public policy on budget realization during the COVID-19 pandemic in Indonesia. *Cogent Economics & Finance, 13*(1), Article 2467442. https://doi.org/10.1080/23322039.2025.2467442

Sjahrir, B. S., Kis-Katos, K., & Schulze, G. G. (2013). Political budget cycles in Indonesia at the district level. *Economics Letters, 120*(2), 342–345. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.05.007

Sjahrir, B. S., Kis-Katos, K., & Schulze, G. G. (2014). Administrative overspending in Indonesian districts: The role of local politics. *World Development, 59*, 166–183.

Unda-Gutierrez, M. (2025). Electoral democracy and local finances: Fiscal populism in Mexico. *Urban Affairs Review, 61*(4), 1129–1164. https://doi.org/10.1177/10780874241306423

Wahyudi, S. T., Fazaalloh, A. M., Sari, K., & Rahmawati, A. (2026). Governance capacity and subnational fiscal performance under decentralization: Evidence from Indonesia. *Cogent Social Sciences, 12*(1), Article 2692764. https://doi.org/10.1080/23311886.2026.2692764

Webb, M. D. (2023). Reworking wild bootstrap-based inference for clustered errors. *Canadian Journal of Economics, 56*(3), 839–858.

Wildavsky, A. (1964). *The politics of the budgetary process*. Little, Brown.

Yoo, K., Kim, S., & Bae, K. B. (2026). Intergovernmental grants, fiscal autonomy, and local budgeting: Evidence of reference dependence from Korea. *Public Budgeting & Finance*. Advance online publication. https://doi.org/10.1111/pbaf.70025