ANTHOR
Education and Learning Journal
https://anthor.org/index.php/anthor
Email. anthor.Jurnal@gmail.com
E-ISSN: 2963 –198X P-ISSN: 2963–2498 | Halaman: 1873 - 1879
Volume 5 Nomor 5 Tahun 2026

Transformasi Digital, Akumulasi Modal Fisik, dan PDRB Provinsi di Indonesia: Peran Mediasi Daya Beli dan Partisipasi Angkatan Kerja

Informasi Naskah

Muhammad Ridho Ramadhan[1]
Jamaliah[2]
Hayet[3]

Program Studi Magister Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Tanjungpura, Indonesia

b2052251028@student.untan.ac.id[1]
jamaliah@ekonomi.untan.ac.id[2]
hayet@ekonomi.untan.ac.id[3]

Abstrak

Transformasi digital dan akumulasi modal fisik berpotensi meningkatkan output riil daerah, tetapi mekanisme transmisinya belum banyak dikaji secara simultan. Penelitian ini menganalisis pengaruh Indeks Masyarakat Digital Indonesia (IMDI) dan Pembentukan Modal Tetap Bruto (PMTB) terhadap PDRB atas dasar harga konstan melalui mediasi daya beli dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK). Data panel seimbang 34 provinsi di Indonesia periode 2022–2025 (136 observasi) dianalisis menggunakan regresi jalur tiga persamaan dengan Fixed Effect Model (FEM), galat baku cluster-robust, uji Sobel, dan cluster bootstrap 5.000 replikasi. Hasil FEM satu arah menunjukkan bahwa transformasi digital berpengaruh positif dan signifikan terhadap daya beli, TPAK, dan PDRB, sedangkan modal fisik hanya berpengaruh signifikan terhadap daya beli dan TPAK. Daya beli dan TPAK berpengaruh positif terhadap PDRB, tetapi hanya daya beli yang terbukti memediasi pengaruh transformasi digital secara parsial dan modal fisik secara penuh. Namun, setelah efek tahun dikendalikan, seluruh koefisien jalur menjadi tidak signifikan. Temuan ini mengindikasikan bahwa hubungan antarvariabel lebih mencerminkan tren nasional bersama daripada mekanisme kausal. Oleh karena itu, digitalisasi dan investasi daerah perlu diintegrasikan dengan penguatan daya beli serta penciptaan lapangan kerja produktif, disertai pengujian lanjutan menggunakan periode pengamatan lebih panjang.

Kata Kunci:
Daya Beli, Data Panel, Modal Fisik, PDRB, Transformasi Digital.

Abstract

Digital transformation and physical capital accumulation have the potential to increase regional real output, yet their transmission mechanisms remain insufficiently examined simultaneously. This study analyzes the effects of the Indonesian Digital Society Index (IMDI) and Gross Fixed Capital Formation (GFCF) on real Gross Regional Domestic Product (GRDP), with purchasing power and the Labor Force Participation Rate (LFPR) as mediators. A balanced panel of 34 Indonesian provinces from 2022 to 2025 (136 observations) was analyzed using a three-equation path regression with the Fixed Effects Model (FEM), cluster-robust standard errors, the Sobel test, and cluster bootstrap with 5,000 replications. The one-way FEM results indicate that digital transformation positively and significantly affects purchasing power, LFPR, and GRDP, while physical capital significantly affects only purchasing power and LFPR. Both mediators positively influence GRDP, but only purchasing power significantly mediates the effects of digital transformation (partially) and physical capital (fully). However, all path coefficients become statistically insignificant after controlling for year effects. These findings suggest that the observed relationships primarily reflect common national trends rather than causal transmission mechanisms. Therefore, regional digitalization and investment policies should be integrated with initiatives to strengthen purchasing power and create productive employment, alongside further investigation using longer observation periods.

Keyword:
Digital Transformation, GRDP, Panel Data, Physical Capital, Purchasing Power.

Information Production:
© 2026 *by the authors of this article. This work is licensed under an Attribution-ShareAlike* 4.0 *International* (CC BY-SA 4.0)

PENDAHULUAN

Produk Domestik Bruto atas dasar harga konstan Indonesia meningkat dari Rp11.710,2 triliun pada 2022 menjadi Rp13.580,5 triliun pada 2025. Pada periode yang sama, skor Indeks Masyarakat Digital Indonesia (IMDI) naik dari 37,80 menjadi 44,53, Pembentukan Modal Tetap Bruto (PMTB) riil tumbuh sekitar 14 persen, dan pengeluaran riil per kapita meningkat dari Rp11.479 ribu menjadi Rp12.802 ribu per tahun. Namun, agregat nasional tersebut menyembunyikan ketimpangan antarprovinsi yang tajam. Pada 2025, PDRB atas dasar harga konstan (ADHK) DKI Jakarta mencapai sekitar 65 kali PDRB Gorontalo, selisih skor IMDI antara provinsi tertinggi dan terendah mencapai 21,44 poin, dan pengeluaran riil per kapita DKI Jakarta lebih dari dua kali lipat Nusa Tenggara Timur.

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

Teori pertumbuhan neoklasik menempatkan akumulasi modal fisik sebagai sumber pendalaman modal dan perluasan kapasitas produksi (Solow, 1956; Swan, 1956), sedangkan teori pertumbuhan endogen menempatkan teknologi dan pengetahuan sebagai input non-rival yang meningkatkan produktivitas total faktor (Romer, 1990; Lucas, 1988). Dalam konteks kontemporer, kemajuan teknologi tersebut termanifestasi dalam transformasi digital (Goldfarb & Tucker, 2019). Meski demikian, input modal dan teknologi tidak otomatis menjadi output riil. Dari sisi permintaan, output hanya dapat berekspansi apabila didukung oleh daya beli masyarakat (Blanchard, 2020). Dari sisi penawaran, modal dan teknologi memerlukan tenaga kerja yang aktif untuk mengoperasikannya, sementara perubahan teknologi dapat menggeser kebutuhan keterampilan dan menghambat penyerapan tenaga kerja lokal (Autor, 2015; Acemoglu & Restrepo, 2020).

Bukti empiris mengenai jalur-jalur tersebut masih beragam. Digitalisasi dan inklusi keuangan digital dilaporkan meningkatkan konsumsi rumah tangga (Li & Wu, 2023; Yan dkk., 2024), sementara di Indonesia adopsi digital berkaitan dengan partisipasi kerja, terutama perempuan (Sofa & Eschachasthi, 2024; Baharuddin dkk., 2025). Internet cepat meningkatkan kesempatan kerja di Afrika (Hjort & Poulsen, 2019), tetapi adopsi teknologi juga dapat menekan partisipasi kerja kelompok berpendidikan rendah (Fiagborlo & Zotorvie, 2026). Bukti hubungan investasi fisik dengan penyerapan tenaga kerja juga tidak seragam (Curtis dkk., 2021; Herastho dkk., 2023). Sebagian besar penelitian tersebut menguji determinan output secara parsial dan tidak menelaah mekanisme perantaranya, sehingga kekuatan relatif kanal permintaan dan kanal penawaran belum diketahui.

Penelitian ini menganalisis pengaruh transformasi digital dan akumulasi modal fisik terhadap PDRB ADHK provinsi di Indonesia, baik secara langsung maupun melalui daya beli dan partisipasi angkatan kerja, menggunakan data panel 34 provinsi periode 2022–2025. Kebaruan (*novelty*) penelitian ini terletak pada dua aspek utama. Pertama, secara konseptual penelitian ini menguji secara simultan mekanisme transmisi sisi permintaan (daya beli) dan sisi penawaran (partisipasi kerja) dalam satu kerangka analisis jalur panel untuk memetakan kekuatan relatif kedua kanal tersebut. Kedua, secara metodologis penelitian ini mengevaluasi ketahanan (*robustness*) estimasi terhadap pengendalian efek tahun (*year effect*) pada data panel berdimensi waktu pendek (*short panel*). Studi terdahulu umumnya hanya mengandalkan model efek tetap satu arah (*one-way FEM*) yang rentan menghasilkan hubungan semu (*spurious association*) akibat pergerakan tren makroekonomi nasional pascapandemi yang serentak di seluruh provinsi. Dengan mengisolasi guncangan bersama tahunan, penelitian ini memberikan kontribusi metodologis yang krusial untuk membedakan antara asosiasi tren agregat nasional dengan transmisi kausal murni di dalam provinsi.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan data sekunder berupa panel seimbang 34 provinsi di Indonesia periode 2022–2025 (136 observasi). Pemilihan rentang waktu 2022–2025 didasarkan pada ketersediaan data resmi Indeks Masyarakat Digital Indonesia (IMDI) yang baru pertama kali diukur dan dipublikasikan secara komprehensif oleh Kementerian Komunikasi dan Digital mulai tahun 2022 sebagai standar pengukuran transformasi digital tingkat provinsi. Data PDRB ADHK, PMTB riil, pengeluaran riil per kapita yang disesuaikan, dan TPAK bersumber dari Badan Pusat Statistik, sedangkan data IMDI bersumber dari Kementerian Komunikasi dan Digital. Data empat daerah otonom baru di Papua digabungkan kembali ke provinsi induknya agar batas wilayah konsisten selama periode pengamatan. Definisi operasional variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi Operasional Variabel

Variabel	Notasi	Definisi	Satuan
PDRB ADHK	$PDRB_{it}$	Nilai tambah barang dan jasa akhir provinsi atas dasar harga konstan 2010	Miliar Rp
Transformasi Digital	$IMDI_{it}$	Indeks Masyarakat Digital Indonesia: infrastruktur dan ekosistem, keterampilan digital, pemberdayaan, dan pekerjaan digital	Indeks 0–100
Modal Fisik	$PMTB_{it}$	Pembentukan Modal Tetap Bruto riil atas dasar harga konstan	Miliar Rp
Daya Beli	EXP_{it}	Pengeluaran riil per kapita yang disesuaikan dengan paritas daya beli	Ribu Rp
Partisipasi Kerja	$TPAK_{it}$	Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja penduduk usia 15 tahun ke atas	Persen

Model jalur dirumuskan sebagai sistem tiga persamaan rekursif (Gambar 1):

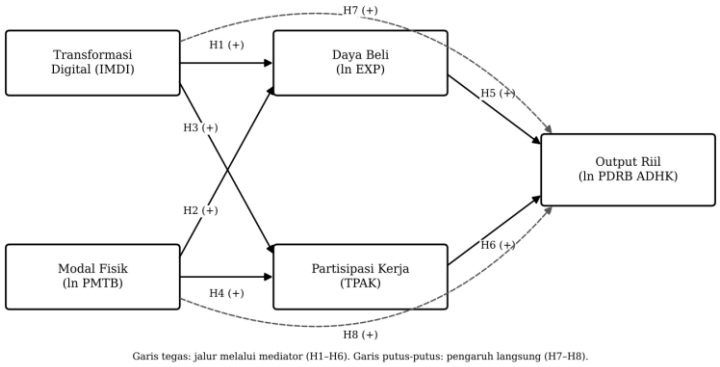
$$lnEXP_{it} = \alpha_1 + \beta_{11} IMDI_{it} + \beta_{12} lnPMTB_{it} + \mu_{1i} + \varepsilon_{1it}$$

$$TPAK_{it} = \alpha_2 + \beta_{21} IMDI_{it} + \beta_{22} lnPMTB_{it} + \mu_{2i} + \varepsilon_{2it}$$

$$lnPDRB_{it} = \alpha_3 + \gamma_1 IMDI_{it} + \gamma_2 lnPMTB_{it} + \beta_{31} LnEXP_{it} + \beta_{32} TPAK_{2i} + \mu_{3i} + \varepsilon_{3it}$$

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

Dengan *i* provinsi, *t* tahun, dan μ_i efek tetap provinsi. Hipotesis H1–H4 menguji jalur dari IMDI dan PMTB ke kedua mediator, H5–H6 menguji jalur dari mediator ke PDRB, H7–H8 menguji pengaruh langsung IMDI dan PMTB terhadap PDRB, dan H9–H12 menguji efek tidak langsung melalui daya beli dan TPAK.



Gambar 1. Kerangka Konseptual dan Hipotesis Penelitian

Setiap persamaan diestimasi dengan *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), dan *Random Effect Model* (REM), lalu model terbaik dipilih dengan uji Chow, Hausman, dan Lagrange Multiplier (Baltagi, 2021). Karena residual mengandung autokorelasi dan heteroskedastisitas, inferensi menggunakan galat baku *cluster-robust* menurut provinsi (Arellano, 1987; Cameron & Miller, 2015). Efek tidak langsung dihitung sebagai hasil kali koefisien jalur dan diuji dengan uji Sobel (Sobel, 1982) serta interval kepercayaan persentil dari *cluster bootstrap* 5.000 replikasi (Preacher & Hayes, 2008); jenis mediasi diklasifikasikan menurut Zhao dkk. (2010). Ketahanan hasil diuji dengan tiga spesifikasi alternatif yang mengendalikan pergerakan bersama antarprovinsi: FEM dua arah dengan *dummy* tahun, FEM dengan tren linear, dan model *first difference* dengan *dummy* tahun (Wooldridge, 2016).

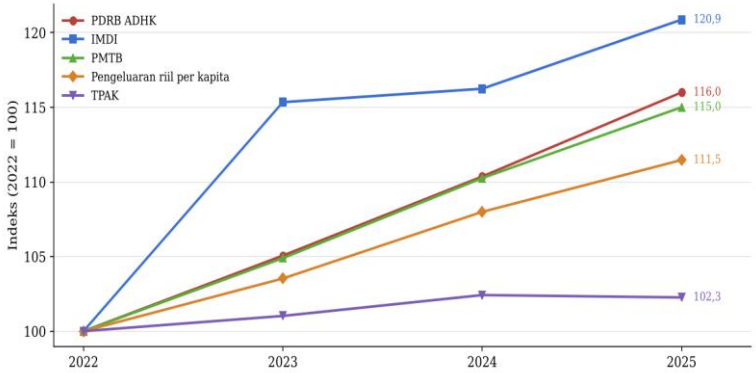
HASIL DAN PEMBAHASAN

Statistik Deskriptif dan Perkembangan Variabel

Tabel 2. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian (N = 136)

Variabel	Rata-rata	Median	Maksimum	Minimum	SB
PDRB ADHK (miliar Rp)	375.598	162.153	2.263.237	30.282	530.508
IMDI (skor)	42,76	43,48	56,97	20,90	5,08
PMTB (miliar Rp)	114.334	46.805	840.776	8.597	162.778
Pengeluaran riil (ribu Rp)	11.716	11.466	20.676	7.146	2.287
TPAK (%)	69,62	69,54	77,75	63,08	3,50

Distribusi PDRB dan PMTB sangat menceng ke kanan: rata-ratanya jauh di atas median dan simpangan bakunya melampaui rata-rata, karena sebagian kecil provinsi di Jawa menguasai porsi output dan investasi yang sangat besar. Variasi TPAK antarprovinsi relatif sempit (simpangan baku 3,50 poin persen). Gambar 2 menunjukkan bahwa seluruh variabel bergerak naik secara bersamaan selama 2022–2025: rata-rata PDRB ADHK tumbuh 16,0 persen, PMTB 15,0 persen, dan pengeluaran riil per kapita 11,5 persen, sedangkan IMDI melonjak 15,3 persen hanya dalam satu tahun (2022–2023) lalu melandai. Pergerakan bersama ini menjadi dasar pengujian ketahanan terhadap efek tahun.



Gambar 2. Perkembangan Rata-rata Variabel Penelitian 34 Provinsi, 2022–2025 (Indeks 2022 = 100)

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

Pemilihan Model dan Uji Asumsi

Tabel 3. Ringkasan Uji Pemilihan Model dan Asumsi Klasik

Uji	Persamaan I (ln EXP)	Persamaan II (TPAK)	Persamaan III (ln PDRB)
Chow (F; prob.)	57,85; 0,000	34,03; 0,000	156,84; 0,000
Hausman (χ^2; prob.)	36,12; 0,000	10,92; 0,004	73,64; 0,000
Hausman robust/Mundlak (χ^2; prob.)	42,80; 0,000	10,38; 0,006	95,99; 0,000
Model terpilih	FEM	FEM	FEM
Jarque-Bera (prob.)	0,000	0,000	0,000
Durbin-Watson	0,929	1,300	0,960
Glejser	Homoskedastis	Homoskedastis	Heteroskedastis
VIF maksimum	2,060	2,060	2,060
Efek tahun bersama (F; prob.)	39,30; 0,000	4,71; 0,008	8,50; 0,000

Uji Chow dan Hausman, termasuk versi *robust* berbasis pendekatan Mundlak, memilih FEM pada ketiga persamaan. Hal ini menunjukkan bahwa karakteristik provinsi yang tidak teramati, seperti struktur ekonomi, geografi, dan kelembagaan, berkorelasi dengan variabel penjelas. Model bebas multikolinearitas, tetapi residualnya tidak normal, mengandung autokorelasi positif, dan heteroskedastis pada Persamaan III, sehingga inferensi didasarkan pada galat baku *cluster-robust*. Ketidaknormalan residual terutama berasal dari Maluku Utara, yang mengalami lonjakan output akibat hilirisasi nikel, dan Papua. Uji Wald juga menunjukkan bahwa efek tahun signifikan secara bersama pada ketiga persamaan, yang berarti terdapat guncangan bersama antarprovinsi setiap tahun yang tidak dikendalikan oleh FEM satu arah.

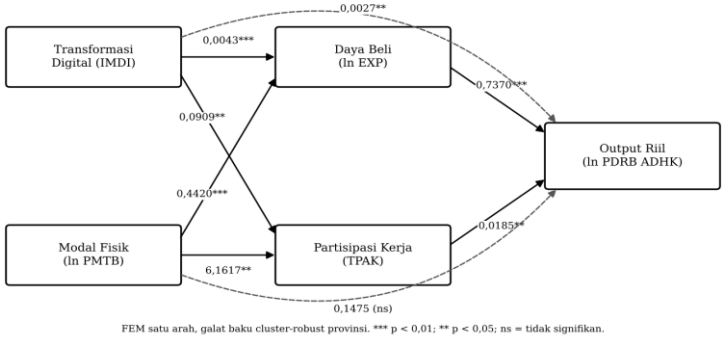
Hasil Estimasi Model Jalur

Tabel 4. Hasil Estimasi FEM Satu Arah dengan Galat Baku Cluster-Robust

Variabel	Pers. I: ln EXP	Pers. II: TPAK	Pers. III: ln PDRB
IMDI	0,0043 (3,91)	0,0909** (2,39)	0,0027** (2,61)
ln PMTB	0,4420 (4,32)	6,1617** (2,52)	0,1475 (0,88)
ln EXP	–	–	0,7370 (2,68)
TPAK	–	–	0,0185** (2,42)
R^2 within	0,590	0,267	0,759
Adjusted R^2	0,966	0,895	0,999
F (prob.)	109,49 (0,000)	33,83 (0,000)	2.966,72 (0,000)

Pada Persamaan I, IMDI dan PMTB berpengaruh positif dan signifikan terhadap daya beli, sehingga H1 dan H2 diterima. Kenaikan skor IMDI sebesar 1 poin berkaitan dengan kenaikan pengeluaran riil per kapita sekitar 0,43 persen, dan kenaikan PMTB riil 1 persen berkaitan dengan kenaikan pengeluaran riil per kapita sekitar 0,44 persen. Pada Persamaan II, IMDI dan PMTB berpengaruh positif terhadap TPAK, sehingga H3 dan H4 diterima. Perlu dicatat bahwa pada CEM koefisien PMTB terhadap TPAK negatif (−0,651), sedangkan pada FEM positif (6,162): secara penampang silang, provinsi dengan investasi besar seperti DKI Jakarta, Banten, dan Riau memiliki TPAK relatif rendah, tetapi di dalam provinsi yang sama kenaikan PMTB beriringan dengan kenaikan TPAK.

Pada Persamaan III, daya beli (elastisitas 0,737) dan TPAK (0,0185) berpengaruh positif dan signifikan terhadap PDRB ADHK, sehingga H5 dan H6 diterima. IMDI juga berpengaruh langsung positif dan signifikan (H7 diterima), tetapi pengaruh langsung PMTB tidak signifikan setelah kedua mediator dan efek tetap provinsi dikendalikan (H8 ditolak). Pada CEM, PMTB tampak sebagai determinan utama PDRB dengan elastisitas 0,940, sehingga korelasi kuat antara investasi dan output pada data penampang silang terutama mencerminkan perbedaan skala ekonomi antarprovinsi. Ringkasan koefisien jalur disajikan pada Gambar 3.



Gambar 3. Diagram Jalur Hasil Estimasi FEM Satu Arah

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

Pengujian Efek Mediasi

Tabel 5. Hasil Pengujian Efek Tidak Langsung

Hipotesis / Jalur	a × b	z Sobel (prob.)	IK 95% bootstrap	Keputusan
H9: IMDI → EXP → PDRB	0,00320	2,21 (0,027)	[0,00038; 0,00819]	Mediasi parsial
H10: IMDI → TPAK → PDRB	0,00168	1,70 (0,089)	[−0,00007; 0,00357]	Tidak signifikan
H11: PMTB → EXP → PDRB	0,32574	2,28 (0,023)	[0,22267; 0,77723]	Mediasi penuh
H12: PMTB → TPAK → PDRB	0,11402	1,75 (0,081)	[−0,01999; 0,17420]	Tidak signifikan

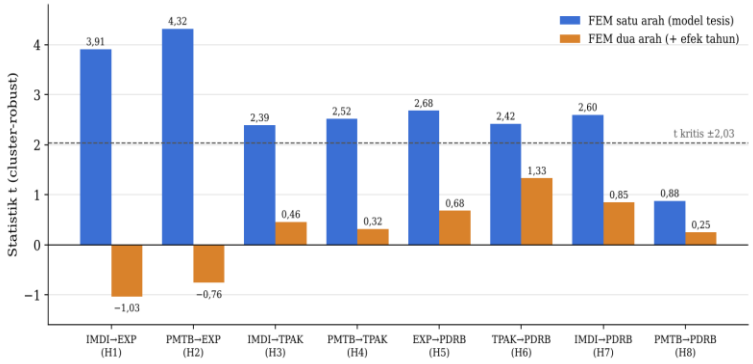
Daya beli memediasi pengaruh transformasi digital terhadap PDRB secara parsial komplementer, karena pengaruh langsung IMDI juga signifikan dan searah (H9 diterima), dan memediasi pengaruh PMTB secara penuh (*indirect-only*), karena pengaruh langsung PMTB tidak signifikan (H11 diterima). Mediasi melalui TPAK tidak signifikan pada taraf 5 persen baik untuk IMDI maupun PMTB (H10 dan H12 ditolak), meskipun jalur pembentuknya masing-masing signifikan. Hal ini terjadi karena efek tidak langsung merupakan hasil kali dua koefisien kecil yang masing-masing mengandung ketidakpastian. Uji Sobel dengan galat baku konvensional akan menyatakan kedua jalur TPAK signifikan (z = 2,68 dan 2,66), sehingga penggunaan galat baku *robust* mengubah kesimpulan pada jalur ini. Pengaruh total IMDI terhadap PDRB sebesar 0,0076, dengan 42,3 persen melalui daya beli, sedangkan pengaruh total PMTB sebesar 0,587, dengan 55,5 persen melalui daya beli.

Uji Ketahanan terhadap Efek Tahun

Tabel 6. Hasil Uji Ketahanan: Koefisien Jalur pada Spesifikasi Alternatif

Jalur	FEM satu arah	FEM dua arah	FEM + tren linear	*First difference*
H1 IMDI → EXP	0,0043 (0,000)	−0,0014 (0,307)	−0,0012 (0,293)	−0,0005 (0,268)
H2 PMTB → EXP	0,4420 (0,000)	−0,0503 (0,449)	−0,0450 (0,482)	−0,0318 (0,271)
H3 IMDI → TPAK	0,0909 (0,019)	0,0294 (0,647)	0,0361 (0,530)	0,0234 (0,551)
H4 PMTB → TPAK	6,1617 (0,013)	0,9360 (0,750)	1,3210 (0,664)	0,2846 (0,920)
H5 EXP → PDRB	0,7370 (0,009)	0,3460 (0,501)	0,2424 (0,560)	0,3782 (0,065)
H6 TPAK → PDRB	0,0185 (0,017)	0,0155 (0,186)	0,0133 (0,173)	0,0091 (0,091)
H7 IMDI → PDRB	0,0027 (0,011)	0,0019 (0,400)	0,0013 (0,451)	0,0022 (0,210)
H8 PMTB → PDRB	0,1475 (0,379)	0,0528 (0,805)	0,0390 (0,841)	0,1548 (0,298)

Tabel 6 dan Gambar 4 menunjukkan bahwa seluruh koefisien jalur kehilangan signifikansinya setelah pergerakan bersama antarprovinsi dikendalikan. Pada FEM dua arah, koefisien IMDI dan PMTB terhadap daya beli bahkan berubah tanda menjadi negatif, sementara *dummy* tahun pada Persamaan I menyerap kenaikan pengeluaran riil sekitar 4,5; 9,2; dan 12,8 persen (dalam log poin) relatif terhadap 2022. Pola yang sama terlihat pada spesifikasi tren linear dan *first difference*. Jalur daya beli dan TPAK ke PDRB tetap positif pada seluruh spesifikasi dan paling mendekati signifikan pada model *first difference* (p = 0,065 dan 0,091), tetapi tidak signifikan pada taraf 5 persen. Dengan demikian, sebagian besar hubungan pada FEM satu arah berasal dari kenyataan bahwa semua variabel meningkat bersamaan dari tahun ke tahun, bukan dari perbedaan perubahan antarprovinsi.



Gambar 4. Statistik t Koefisien Jalur pada FEM Satu Arah dan FEM Dua Arah

Pembahasan

Hasil FEM satu arah sejalan dengan kerangka teoretis penelitian. Hubungan positif IMDI dengan daya beli konsisten dengan argumen bahwa ekosistem digital menurunkan biaya transaksi dan memperluas akses keuangan (Goldfarb & Tucker, 2019; Li & Wu, 2023), dan hubungan PMTB dengan daya beli konsisten dengan

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

mekanisme pengganda pendapatan, yaitu belanja modal yang mengalirkan upah dan keuntungan ke rumah tangga (Blanchard, 2020; Yan dkk., 2024). Hubungan IMDI dan PMTB dengan TPAK sejalan dengan temuan bahwa akses digital menurunkan friksi pencocokan kerja (Hjort & Poulsen, 2019; Sofa & Eschachasthi, 2024) dan bahwa investasi meningkatkan permintaan tenaga kerja (Curtis dkk., 2021). Peran daya beli sebagai mediator utama, sementara mediasi TPAK tidak signifikan, konsisten dengan pandangan bahwa tambahan partisipasi kerja yang dipicu investasi dan digitalisasi sebagian terserap di pekerjaan berproduktivitas rendah (Autor, 2015; Acemoglu & Restrepo, 2020). Pengaruh langsung PMTB yang tidak signifikan juga sejalan dengan imbal hasil marjinal modal yang menurun dalam model Solow-Swan.

Namun, uji ketahanan menunjukkan bahwa temuan tersebut perlu ditafsirkan dengan hati-hati. FEM satu arah hanya mengendalikan perbedaan tetap antarprovinsi, sehingga koefisiennya masih memuat pergerakan bersama antarwaktu. Dengan hanya empat tahun pengamatan dan kenaikan serentak hampir semua variabel, terutama lonjakan IMDI pada 2023, koefisien satu arah dapat menangkap tren nasional yang sama, misalnya pemulihan pascapandemi, inflasi, atau kemungkinan perbedaan cakupan pengukuran IMDI antartahun, bukan transmisi di dalam provinsi. Setelah tren bersama tersebut dikeluarkan, sisa variasi di dalam provinsi tidak cukup untuk membedakan koefisien jalur dari nol.

Hasil ini tidak membuktikan bahwa transformasi digital atau investasi tidak berpengaruh terhadap output. Dalam periode empat tahun, variasi yang tersisa setelah efek provinsi dan efek tahun dikendalikan memang terlalu kecil untuk mendeteksi pengaruh tersebut secara meyakinkan. Selain itu, ketiadaan pengaruh langsung dan mediasi yang signifikan setelah pengendalian efek tahun berkaitan erat dengan fenomena waktu tunda (*time lag* atau *gestation period*) dari akumulasi modal fisik dan adopsi teknologi. Secara ekonomi, realisasi PMTB seperti pembangunan infrastruktur dasar, instalasi mesin, dan konstruksi fasilitas produksi serta pembentukan ekosistem digital memerlukan waktu beberapa tahun sebelum dapat beroperasi penuh dan terkonversi menjadi peningkatan kapasitas produksi riil maupun penyerapan tenaga kerja yang terampil. Karena keterbatasan rentang waktu data (*short panel* $T = 4$), penelitian ini hanya mengestimasi efek kontemporer pada tahun yang sama dan belum dapat memasukkan struktur kelambanan (*lagged explanatory variables*), mengingat penambahan variabel *lag* akan memangkas derajat bebas secara drastis.

Implikasinya, temuan penelitian ini lebih tepat dipandang sebagai pola asosiasi jangka pendek yang konsisten dengan dominasi kanal permintaan daripada estimasi kausal besaran transmisi jangka panjang. Kanal daya beli tetap menjadi jalur yang paling konsisten, karena koefisien EXP → PDRB positif pada seluruh spesifikasi dan paling mendekati signifikan pada model *first difference*. Penelitian dengan periode lebih panjang, pemodelan efek tunda (*distributed lag*), dan strategi identifikasi seperti variabel instrumen atau panel dinamis diperlukan untuk mengonfirmasi arah dan besaran transmisi tersebut.

KESIMPULAN

Produksi padi petani di Desa Sungai Besar, Kecamatan Matan Hilir Selatan, Kabupaten Ketapang, dipengaruhi secara positif dan signifikan oleh luas lahan, tenaga kerja, dan biaya pestisida, sedangkan jumlah benih unggul dan pupuk tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan. Secara simultan, kelima faktor produksi tersebut mampu menjelaskan 99,26% variasi hasil panen, dengan luas lahan sebagai faktor paling dominan. Temuan ini menunjukkan bahwa peningkatan produksi padi di wilayah penelitian perlu difokuskan pada optimalisasi pemanfaatan lahan, kecukupan tenaga kerja, dan efektivitas perlindungan tanaman, bukan sekadar penambahan jumlah benih dan pupuk.

Berdasarkan temuan tersebut, terdapat tiga implikasi kebijakan bagi Pemerintah Kabupaten Ketapang, khususnya Dinas Pertanian, Peternakan, dan Perkebunan serta Balai Penyuluhan Pertanian Kecamatan Matan Hilir Selatan. Pertama, perlindungan Lahan Pertanian Pangan Berkelanjutan (LP2B) perlu diperkuat untuk mencegah alih fungsi lahan sawah, disertai upaya konsolidasi pengelolaan lahan melalui kerja sama antarp petani. Kedua, penyuluhan mengenai pemupukan berimbang perlu ditingkatkan dengan mempertimbangkan kondisi tanah setempat, termasuk tingkat keasaman (pH), agar penggunaan pupuk lebih efisien dan pemborosan biaya dapat dihindari. Ketiga, penerapan Pengendalian Hama Terpadu (PHT) dan fasilitasi alat serta mesin pertanian perlu diperluas untuk meningkatkan efektivitas perlindungan tanaman sekaligus mengatasi keterbatasan tenaga kerja.

Penelitian ini memiliki keterbatasan pada cakupan sampel yang hanya melibatkan 30 petani di satu desa dalam satu musim tanam, sehingga belum mencerminkan variasi agroekologi dan perubahan kondisi antarmusim. Selain itu, tenaga kerja diukur berdasarkan jumlah orang, pupuk dianalisis secara agregat tanpa membedakan jenisnya, dan penggunaan pestisida diukur berdasarkan nilai pengeluaran. Penelitian selanjutnya disarankan memperluas cakupan sampel ke berbagai desa dan kecamatan di Kabupaten Ketapang serta menggunakan data panel antarmusim tanam. Pengukuran tenaga kerja dalam satuan Hari Orang Kerja (HOK)

e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

dan pemisahan pupuk berdasarkan jenisnya juga diperlukan untuk memperoleh estimasi yang lebih akurat. Lebih lanjut, penerapan Stochastic Frontier Analysis (SFA) atau Data Envelopment Analysis (DEA) dapat memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai efisiensi teknis, alokatif, dan ekonomis usahatani padi.

REFERENSI

Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2020). Robots and jobs: Evidence from US labor markets. Journal of Political Economy, 128(6), 2188–2244.

Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 49(4), 431–434.

Autor, D. H. (2015). Why are there still so many jobs? The history and future of workplace automation. Journal of Economic Perspectives, 29(3), 3–30.

Baharuddin, R. A., Fitrianti, R., & J., R. (2025). Impact of digital technology access and structural factors on women's labor force participation in Indonesia. Efficient: Indonesian Journal of Development Economics, 8(3), 306–322.

Baltagi, B. H. (2021). Econometric analysis of panel data (6th ed.). Springer.

Blanchard, O. (2020). Macroeconomics (8th ed.). Pearson.

Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. Journal of Human Resources, 50(2), 317–372.

Curtis, E. M., Garrett, D., Ohrn, E., Roberts, K., & Suárez Serrato, J. C. (2021). Capital investment and labor demand. SSRN Electronic Journal.

Fiagborlo, J. D., & Zotorvie, J. S. T. (2026). Labour market participation effects of information and communication technology across different years of schooling in Ghana. SAGE Open, 16(1).

Goldfarb, A., & Tucker, C. (2019). Digital economics. Journal of Economic Literature, 57(1), 3–43.

Herastho, R., Priadana, S., Sugiyanto, S., & Bahagia, D. (2023). Factors affecting investment and its implications on labor absorption. In Proceedings of the 3rd International Conference on Law, Social Science, Economics, and Education (ICLSSEE 2023). EAI.

Hjort, J., & Poulsen, J. (2019). The arrival of fast internet and employment in Africa. American Economic Review, 109(3), 1032–1079.

Li, X., & Wu, Q. (2023). The impact of digital economy on high-quality economic development: Research based on the consumption expansion. PLOS ONE, 18(12), Article e0292925.

Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. Journal of Monetary Economics, 22(1), 3–42.

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

Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. Behavior Research Methods, 40(3), 879–891.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. Journal of Political Economy, 98(5, Part 2), S71–S102.

Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. Sociological Methodology, 13, 290–312.

Sofa, W. A., & Eschachasthi, R. (2024). Digital adoption and women in the labor market: Indonesia's case. Journal of Developing Economies, 9(1), 65–83.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. The Quarterly Journal of Economics, 70(1), 65–94.

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. Economic Record, 32(2), 334–361.

Wooldridge, J. M. (2016). Introductory econometrics: A modern approach (6th ed.). Cengage Learning.

Yan, Z., Yuan, Y., & Xue, Y. (2024). Crowding-in or crowding-out: How infrastructure investment affects household consumption. China Finance and Economic Review, 13(1), 43–66.

Zhao, X., Lynch, J. G., Jr., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. Journal of Consumer Research, 37(2), 197–206.