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: 1497 - 1505
Volume 5 Nomor 5 Tahun 2026

Peran Mediasi PMA dan PMDN dalam Hubungan antara Faktor Makroekonomi dan Penyerapan Tenaga Kerja di Indonesia

Informasi Naskah

Ammila Masruri Rahmawati[1]
Windhu Putra[2]

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

b2052251068@student.untan.ac.id[1]
windhu.putra@ekonomi.untan.ac.id[2]

Abstrak

Investasi diharapkan memperluas kesempatan kerja, tetapi peningkatan realisasi Penanaman Modal Asing (PMA) dan Penanaman Modal Dalam Negeri (PMDN) di Indonesia selama 2020–2024 belum diikuti penyerapan tenaga kerja yang sebanding. Penelitian ini menganalisis pengaruh rata-rata lama sekolah (RLS), upah minimum provinsi (UMP), dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja, baik secara langsung maupun tidak langsung melalui PMA dan PMDN. Penelitian menggunakan data panel seimbang 34 provinsi selama 2020–2024 (170 observasi) dengan analisis jalur melalui tiga persamaan struktural yang diestimasi menggunakan *Fixed Effect Model* (FEM). Pengaruh tidak langsung diuji dengan *Sobel test*. Hasil menunjukkan bahwa UMP berpengaruh positif dan signifikan terhadap PMA, PMDN, dan penyerapan tenaga kerja. RLS berpengaruh negatif terhadap PMA, tetapi tidak signifikan terhadap PMDN dan penyerapan tenaga kerja. Jumlah penduduk tidak berpengaruh signifikan pada ketiga persamaan. PMA dan PMDN juga tidak berpengaruh signifikan terhadap penyerapan tenaga kerja, sedangkan seluruh pengujian *Sobel test* menunjukkan bahwa keduanya tidak memediasi pengaruh variabel independen. Temuan ini mengindikasikan bahwa peningkatan investasi belum efektif mendorong penyerapan tenaga kerja selama periode penelitian. Oleh karena itu, kebijakan investasi perlu diarahkan pada sektor padat karya dan didukung insentif bagi perusahaan yang menyerap tenaga kerja lokal.

Kata Kunci:
Investasi, Pendidikan, Penyerapan Tenaga Kerja, Regresi Data Panel, Upah Minimum Provinsi.

Abstract

Investment is expected to expand employment opportunities; however, the increase in Foreign Direct Investment (FDI) and Domestic Direct Investment (DDI) in Indonesia during 2020–2024 was not accompanied by a proportional increase in employment. This study examines the effects of education, measured by mean years of schooling (MYS), provincial minimum wages (PMW), and population size on employment, both directly and indirectly through FDI and DDI as mediating variables. The study uses a balanced panel dataset covering 34 provinces from 2020 to 2024 (170 observations). Path analysis is conducted using three structural equations estimated with the Fixed Effects Model (FEM), while indirect effects are assessed using the Sobel test. The results indicate that PMW has a positive and statistically significant effect on FDI, DDI, and employment. MYS has a negative and significant effect on FDI but no significant effect on DDI or employment. Population size has no statistically significant effect in any of the three equations. Neither FDI nor DDI significantly affects employment, and the Sobel tests indicate that neither investment variable mediates the effects of the independent variables on employment. These findings suggest that rising investment has not effectively translated into greater employment during the study period. Therefore, investment policies should prioritize labor-intensive sectors and be supported by incentives for firms that recruit local workers.

Keyword:
Education, Investment, Labor Absorption, Minimum Wage, Panel Data Regression.

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)

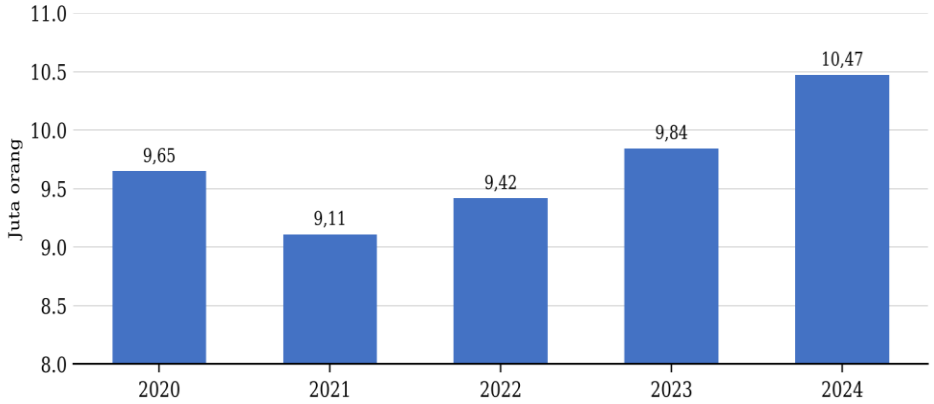
PENDAHULUAN

Tenaga kerja merupakan penggerak utama pembangunan ekonomi karena sumber daya alam, modal, dan teknologi memerlukan peran manusia agar dapat dimanfaatkan secara produktif (Endah, 2022). Di Indonesia, pertumbuhan penduduk turut meningkatkan jumlah angkatan kerja setiap tahun. Jika tidak diimbangi perluasan kesempatan kerja, kondisi ini berpotensi meningkatkan pengangguran dan menghambat pembangunan ekonomi jangka panjang (Kawet dkk., 2024). Sebaliknya, penyerapan tenaga kerja memungkinkan masyarakat memperoleh penghasilan untuk memenuhi kebutuhan hidup, sehingga berperan penting dalam upaya pengurangan kemiskinan (Mulyadi, 2023).

Selama 2020–2024, penyerapan tenaga kerja di Indonesia menunjukkan pola penurunan pada awal pandemi COVID-19, diikuti pemulihan pada tahun-tahun berikutnya. Berdasarkan data BPS yang dihimpun

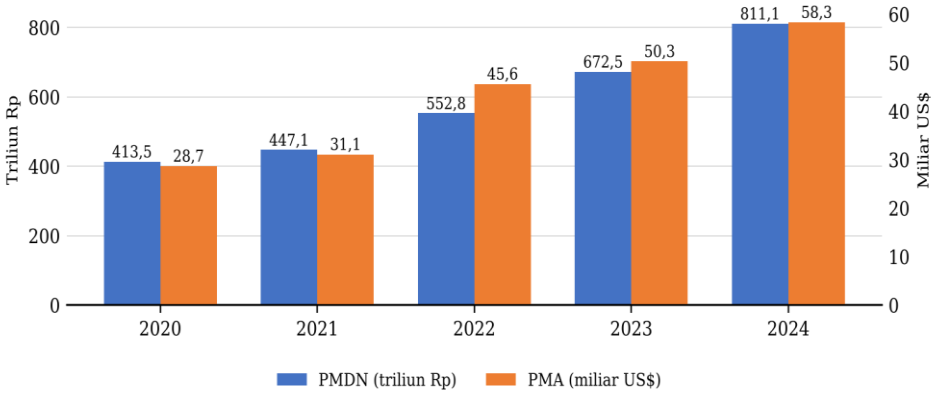
e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

dari 34 provinsi, jumlah tenaga kerja turun dari 9,65 juta orang pada 2020 menjadi 9,11 juta orang pada 2021, kemudian meningkat hingga mencapai 10,47 juta orang pada 2024 (Gambar 1). Secara keseluruhan, jumlah tenaga kerja bertambah sekitar 8,5 persen selama periode tersebut, yang menunjukkan pemulihan penyerapan tenaga kerja setelah kontraksi pada awal pandemi.



Gambar 1. Jumlah Tenaga Kerja di 34 Provinsi Indonesia (juta orang), 2020–2024

Pada periode yang sama, realisasi investasi meningkat jauh lebih pesat dibandingkan pertumbuhan jumlah tenaga kerja. PMDN naik dari Rp413,5 triliun pada 2020 menjadi Rp811,1 triliun pada 2024, sedangkan PMA meningkat dari US$28,7 miliar menjadi US$58,3 miliar (Gambar 2). Secara kumulatif, PMDN tumbuh sekitar 96 persen dan PMA 103 persen. Kesenjangan ini menunjukkan bahwa lonjakan investasi belum tentu diikuti peningkatan penyerapan tenaga kerja yang sebanding, sehingga perlu dikaji sejauh mana PMDN dan PMA berperan dalam menciptakan lapangan kerja di Indonesia.



Gambar 2. Realisasi PMDN (triliun rupiah) dan PMA (miliar US$) di Indonesia, 2020–2024

Secara teoritis, hubungan investasi, karakteristik pasar tenaga kerja, dan penyerapan tenaga kerja dapat dijelaskan melalui Teori Permintaan Tenaga Kerja, Teori Modal Manusia (*Human Capital*), serta Teori Investasi dan Pertumbuhan Ekonomi. Dalam perspektif neoklasik, kenaikan upah minimum berpotensi menekan permintaan tenaga kerja melalui peningkatan biaya produksi. Sebaliknya, pendekatan Keynesian menekankan bahwa kenaikan upah dapat meningkatkan daya beli, mendorong permintaan agregat, dan memperluas kesempatan kerja (Keynes, 1936). Pendidikan meningkatkan kualitas tenaga kerja, sedangkan jumlah penduduk mencerminkan ketersediaan tenaga kerja sekaligus potensi pasar domestik yang menarik bagi investor (Todaro & Smith, 2020). Selanjutnya, PMA dan PMDN berpotensi menciptakan lapangan kerja melalui pembentukan usaha dan perluasan kapasitas produksi (Dharma & Djohan, 2021; Sall & Burlea-Schiopoiu, 2021; Sari dkk., 2022).

Namun, bukti empiris mengenai hubungan tersebut masih beragam. Gaol dan Suharianto (2024) menemukan bahwa PMA dan PMDN berpengaruh positif terhadap penyerapan tenaga kerja sektoral di Sumatera Utara, sedangkan Putra dkk. (2022) menemukan bahwa PMDN tidak berpengaruh terhadap penyerapan tenaga kerja nasional dan Widiawati dan Mafruhat (2024) menemukan pengaruh negatif PMA. Pada aspek upah, Iksan dkk. (2020) menemukan pengaruh positif UMP, sementara penelitian internasional

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

menunjukkan bahwa dampaknya bergantung pada struktur pasar tenaga kerja dan respons perusahaan terhadap biaya produksi (Azar dkk., 2024; Holtemöller & Pohle, 2020; Kunaschk, 2024). Pendidikan ditemukan berpengaruh positif (Agustin, 2020), tidak signifikan (Prasetya, 2021; Ratnasari & Nugraha, 2021), maupun negatif (Azizy, 2026). Jumlah penduduk juga menunjukkan pengaruh positif (Saputri dkk., 2021), negatif (Tobing & Hanifa, 2024; Ratnasari & Nugraha, 2021), atau tidak signifikan (Andhika dkk., 2025; Azizy, 2026).

Perbedaan temuan tersebut mengindikasikan bahwa hubungan antarvariabel tidak selalu berlangsung secara langsung. Pendidikan, UMP, dan jumlah penduduk juga memengaruhi keputusan investor melalui ketersediaan tenaga kerja terampil, biaya produksi, dan potensi pasar. Dengan demikian, ketiganya berpotensi memengaruhi penyerapan tenaga kerja melalui investasi. Berbeda dari penelitian yang menguji pengaruh langsung masing-masing variabel, penelitian ini menempatkan PMA dan PMDN sebagai variabel mediasi dalam analisis jalur berbasis data panel provinsi untuk mengidentifikasi pengaruh langsung dan tidak langsung secara simultan.

Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh rata-rata lama sekolah (RLS), UMP, dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja di 34 provinsi Indonesia selama 2020–2024, baik secara langsung maupun tidak langsung melalui PMA dan PMDN. Periode tersebut mencakup pandemi COVID-19 pada 2020–2021 serta fase pemulihan pada 2022–2024. Hasil penelitian diharapkan memperkaya bukti empiris mengenai peran investasi sebagai saluran penyerapan tenaga kerja sekaligus menjadi masukan bagi perumusan kebijakan investasi, pendidikan, dan ketenagakerjaan daerah yang lebih terintegrasi.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk panel seimbang (*balanced panel*) yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Unit analisis mencakup 34 provinsi di Indonesia selama periode 2020–2024 sehingga diperoleh 170 observasi. Variabel dependen adalah jumlah tenaga kerja (JTK) sebagai ukuran penyerapan tenaga kerja. Variabel independen terdiri atas rata-rata lama sekolah (RLS) sebagai proksi pendidikan, upah minimum provinsi (UMP), dan jumlah penduduk (JP), sedangkan PMA dan PMDN berperan sebagai variabel mediasi. Definisi operasional variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi Operasional dan Pengukuran Variabel Penelitian

Variabel	Notasi	Definisi Operasional	Satuan	Peran
Jumlah Tenaga Kerja	JTK	Jumlah penduduk usia kerja yang melakukan kegiatan ekonomi untuk memperoleh pendapatan di provinsi i tahun t	Orang	Dependen (Y)
Penanaman Modal Asing	PMA	Realisasi investasi penanam modal asing di provinsi i tahun t	Juta US$	Mediasi (M1)
Penanaman Modal Dalam Negeri	PMDN	Realisasi investasi penanam modal dalam negeri di provinsi i tahun t	Miliar Rp	Mediasi (M2)
Rata-rata Lama Sekolah	RLS	Rata-rata jumlah tahun pendidikan formal penduduk usia 15 tahun ke atas di provinsi i tahun t	Tahun	Independen (X1)
Upah Minimum Provinsi	UMP	Batas terendah upah bulanan yang ditetapkan pemerintah untuk provinsi i tahun t	Rupiah	Independen (X2)
Jumlah Penduduk	JP	Jumlah orang yang bertempat tinggal di provinsi i tahun t	Ribu jiwa	Independen (X3)

Seluruh variabel ditransformasi ke dalam logaritma natural (LN) untuk menyamakan skala dan mengurangi ketimpangan sebaran antarprovinsi, sehingga koefisien dapat dibaca sebagai elastisitas. Analisis jalur (*path analysis*) dilakukan melalui tiga persamaan struktural berikut:

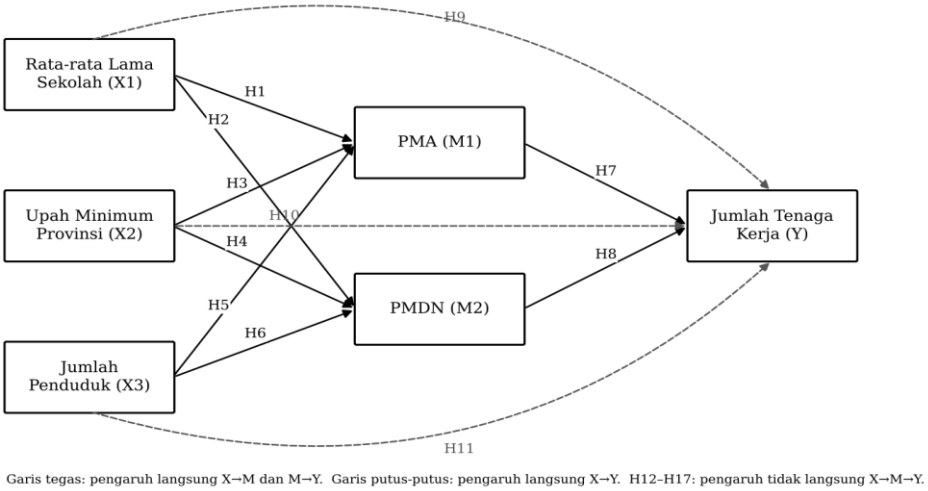
$$LnPMA_{it} = \alpha_1 + \beta_1 LnRLS_{it} + \beta_2 LnUMP_{it} + \beta_3 LnJP_{it} + e_{1it} \quad (1)$$

$$LnPMDN_{it} = \alpha_2 + \beta_4 LnRLS_{it} + \beta_5 LnUMP_{it} + \beta_6 LnJP_{it} + e_{2it} \quad (2)$$

$$LnJTK_{it} = \alpha_3 + \beta_7 LnRLS_{it} + \beta_8 LnUMP_{it} + \beta_9 LnJP_{it} + \beta_{10} LnPMA_{it} + \beta_{11} LnPMDN_{it} + e_{1it} \quad (3)$$

Di mana indeks i = 1, 2, …, 34 menunjukkan provinsi; t = 2020, …, 2024 menunjukkan tahun; α adalah konstanta; β1–β11 adalah koefisien jalur; dan e adalah galat. Kerangka konseptual dan hipotesis penelitian disajikan pada Gambar 3. Hipotesis H1–H6 menguji pengaruh variabel independen terhadap variabel mediasi, H7–H8 menguji pengaruh variabel mediasi terhadap penyerapan tenaga kerja, H9–H11 menguji pengaruh langsung variabel independen terhadap penyerapan tenaga kerja, dan H12–H17 menguji peran PMA dan PMDN sebagai mediator.

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



Gambar 3. Kerangka Konseptual Penelitian

Prosedur Estimasi dan Pengujian Diagnostik

Pemilihan model dilakukan secara terpisah untuk setiap persamaan melalui uji Chow, uji Hausman, dan uji Lagrange Multiplier (LM) Breusch-Pagan (Basuki dkk., 2025; Baltagi, 2005). Uji Chow memilih antara *Common Effect Model* (CEM) dan *Fixed Effect Model* (FEM), uji Hausman memilih antara FEM dan *Random Effect Model* (REM), dan uji LM memilih antara CEM dan REM. Pengujian diagnostik mencakup normalitas residual (Jarque-Bera), multikolinearitas (*Variance Inflation Factor*/VIF), heteroskedastisitas (uji Glejser), dan autokorelasi (Durbin-Watson). Apabila pengujian Jarque-Bera menunjukkan adanya ketidaknormalan distribusi residual akibat ketimpangan data ekstrem antarprovinsi, validitas inferensi statistik tetap terjaga melalui penerapan Teorema Limit Pusat (*Central Limit Theorem*/CLT) mengingat ukuran sampel panel yang besar ($n = 170$ observasi), di mana distribusi penduga koefisien secara asimtotik mendekati distribusi normal (Gujarati & Porter, 2009; Baltagi, 2005), serta dapat dikonfirmasi melalui penggunaan *robust standard errors* agar pengujian statistik (t-test dan F-test) tetap tidak bias dan konsisten. Kinerja model selanjutnya dievaluasi melalui uji t, uji F, dan *Adjusted R-squared*.

Pengaruh tidak langsung dihitung sebagai perkalian koefisien jalur a (X → M) dan b (M → Y), sedangkan signifikansinya diuji dengan Sobel test (Sobel, 1982), yaitu $z = ab/\sqrt{(b^2s^2a + a^2s^2b)}$. Mediasi dinyatakan terbukti apabila p-value Sobel kurang dari 0,05. Pengaruh total diperoleh dari penjumlahan pengaruh langsung dan pengaruh tidak langsung (Baron & Kenny, 1986). Seluruh pengujian dilakukan pada taraf signifikansi 5 persen.

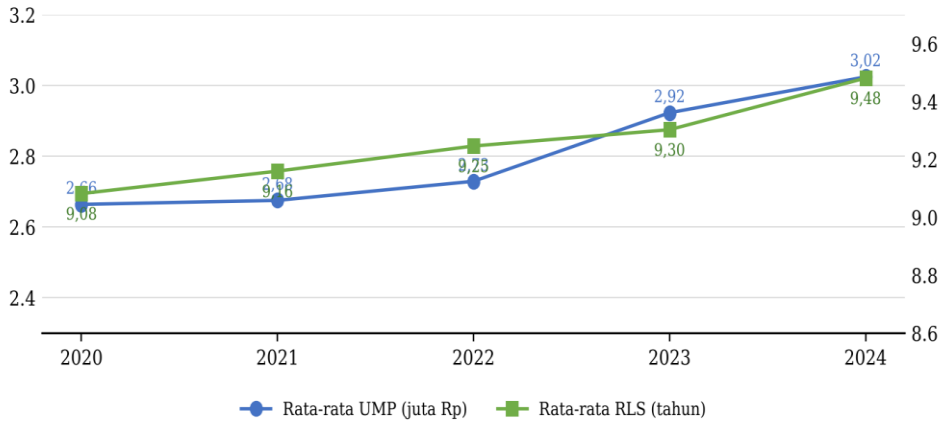
HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambaran Umum Variabel Penelitian

Selama periode 2020–2024, rata-rata jumlah tenaga kerja per provinsi mencapai 285.228 orang, tetapi distribusinya masih menunjukkan ketimpangan yang besar. Jawa Timur mencatat rata-rata jumlah tenaga kerja tertinggi, yaitu 2,42 juta orang, diikuti Jawa Tengah sebesar 1,87 juta orang dan Jawa Barat sebesar 1,52 juta orang. Sebaliknya, Kalimantan Utara dan Papua Barat memiliki rata-rata jumlah tenaga kerja terendah, masing-masing sekitar 11 ribu dan 12 ribu orang. Ketimpangan juga terlihat pada realisasi investasi. Rata-rata realisasi PMA tertinggi tercatat di Jawa Barat sebesar US$6.961 juta per tahun, diikuti Sulawesi Tengah sebesar US$5.649 juta dan DKI Jakarta sebesar US$4.616 juta. Tingginya PMA di Sulawesi Tengah mencerminkan besarnya investasi pada sektor hilirisasi berbasis sumber daya mineral. Sementara itu, realisasi PMDN terkonsentrasi di DKI Jakarta, Jawa Barat, dan Jawa Timur.

Dari sisi karakteristik ketenagakerjaan dan pendidikan, Gambar 4 menunjukkan bahwa rata-rata Upah Minimum Provinsi (UMP) meningkat dari Rp2,66 juta pada 2020 menjadi Rp3,02 juta pada 2024. Kenaikannya relatif terbatas pada 2021–2022, kemudian meningkat lebih tajam pada 2023–2024. Sejalan dengan itu, rata-rata lama sekolah (RLS) juga menunjukkan tren peningkatan secara bertahap, dari 9,08 tahun menjadi 9,48 tahun. Namun, terdapat perbedaan yang cukup besar antarprovinsi. DKI Jakarta mencatat rata-rata UMP tertinggi sebesar Rp4,66 juta sekaligus RLS tertinggi, yaitu 11,32 tahun. Sebaliknya, Jawa Tengah memiliki rata-rata UMP terendah sebesar Rp1,87 juta, sedangkan Papua mencatat RLS terendah, yaitu 7,87 tahun. Perbedaan tersebut menggambarkan adanya kesenjangan antarprovinsi dalam tingkat upah minimum dan capaian pendidikan.

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



Gambar 4. Rata-rata UMP (juta rupiah) dan Rata-rata Lama Sekolah (tahun) 34 Provinsi, 2020–2024

Hasil Uji Spesifikasi Model dan Diagnostik Regresi Data Panel

Tabel 2. Ringkasan Hasil Uji Spesifikasi Pemilihan Model Regresi Data Panel

Pengujian	Model 1 (PMA)	Model 2 (PMDN)	Model 3 (JTK)	Keputusan
Uji Chow (*p-value*)	0,0000	0,0000	0,0000	Tolak H_0 → FEM
Uji Hausman (*p-value*)	0,0000	0,0007	0,0000	Tolak H_0 → FEM
Uji LM Breusch–Pagan (*p-value*)	0,0000	0,0000	0,0000	Tolak H_0 → REM
Model terpilih	FEM	FEM	FEM	

Berdasarkan Tabel 2, hasil uji Chow pada ketiga persamaan menolak hipotesis nol, sehingga FEM lebih tepat digunakan dibandingkan CEM. Hasil uji Hausman juga menolak hipotesis nol, yang mengindikasikan adanya korelasi antara efek individual provinsi dan variabel penjelas, sehingga FEM lebih sesuai daripada REM. Sementara itu, uji LM menunjukkan adanya efek individual yang membedakan model panel dari CEM. Dengan mempertimbangkan hasil uji Chow dan Hausman, FEM dipilih sebagai model terbaik untuk mengestimasi ketiga persamaan.

Tabel 3. Hasil Pengujian Diagnostik Model

Pengujian	Model 1 (PMA)	Model 2 (PMDN)	Model 3 (JTK)	Kesimpulan
VIF tertinggi	1,340	1,340	3,104	Bebas multikolinearitas
Glejser (p-value terkecil)	0,1614	0,2448	0,1275	Bebas heteroskedastisitas
Durbin–Watson	2,019	1,969	1,900	Tidak ada autokorelasi
Jarque–Bera (p-value)	0,0001	0,0023	0,0000	Tidak normal; n = 170 (CLT)

Hasil diagnostik pada Tabel 3 menunjukkan bahwa seluruh variabel memiliki nilai VIF di bawah 10, dengan nilai tertinggi 3,104, sehingga tidak terdapat indikasi multikolinearitas serius. Uji Glejser menghasilkan *p-value* di atas 0,05 untuk seluruh variabel, yang mengindikasikan tidak adanya heteroskedastisitas. Selain itu, nilai Durbin–Watson sebesar 1,90–2,02 tidak menunjukkan indikasi autokorelasi. Namun, uji Jarque–Bera menunjukkan bahwa residual belum berdistribusi normal, terutama akibat kurtosis yang tinggi karena beberapa observasi ekstrem. Meskipun demikian, dengan jumlah observasi sebanyak 170, teorema limit pusat memberikan dasar bahwa distribusi penduga koefisien dapat mendekati normal dalam kondisi tertentu, sehingga inferensi statistik tetap dapat dilakukan dengan mempertimbangkan keterbatasan tersebut (Gujarati & Porter, 2009).

Hasil Estimasi Regresi Data Panel

Tabel 4. Hasil Estimasi Regresi Data Panel (FEM)

Variabel	Model 1 LnPMA	Model 2 LnPMDN	Model 3 LnJTK
Konstanta	-57,2063* (0,0000)	-71,3068* (0,0000)	-1,7600 (0,6404)
LnRLS	-16,5276* (0,0000)	0,3933 (0,8363)	-1,1044 (0,1220)
LnUMP	7,3320* (0,0000)	4,9559* (0,0000)	1,1964* (0,0003)
LnJP	-1,0477 (0,1420)	0,7098 (0,1274)	-0,2731 (0,0854)

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

LnPMA	–	–	0,0107 (0,5749)
LnPMDN	–	–	0,0421 (0,1500)
Adjusted R^2	0,8849	0,9049	0,9888
Prob. (F-statistic)	0,0000	0,0000	0,0000
Observasi	170	170	170

Berdasarkan Tabel 4, persamaan struktural yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$LnPMA_{it} = -57{,}2063 - 16{,}5276LnRLS_{it} + 7{,}3320LnUMP_{it} - 1{,}0477LnJP_{it} \quad (4)$$

$$LnPMDN_{it} = -71{,}3068 + 0{,}3933LnRLS_{it} + 4{,}9559LnUMP_{it} + 0{,}7098LnJP_{it} \quad (5)$$

$$LnJTK_{it} = -1{,}7600 - 1{,}1044LnRLS_{it} + 1{,}1964LnUMP_{it} - 0{,}2731LnJP_{it} + 0{,}0107LnPMA_{it} + 0{,}0421LnPMDN_{it} \quad (6)$$

Uji F pada ketiga persamaan menghasilkan Prob(*F-statistic*) di bawah 0,05 sehingga variabel penjelas bersama efek tetap provinsi secara simultan berpengaruh signifikan. Nilai *Adjusted R-squared* sebesar 88,49 persen (Model 1), 90,49 persen (Model 2), dan 98,88 persen (Model 3) menunjukkan daya jelas model yang tinggi. Perlu dicatat bahwa sebagian besar daya jelas tersebut berasal dari efek tetap provinsi yang menangkap perbedaan karakteristik struktural antardaerah. Secara parsial, hanya UMP yang konsisten berpengaruh positif dan signifikan pada ketiga persamaan.

Pengaruh Pendidikan, UMP, dan Jumlah Penduduk terhadap PMA dan PMDN

RLS berpengaruh negatif dan signifikan terhadap PMA dengan koefisien elastisitas sebesar -16,5276 (*p-value* = 0,0000), sehingga H1 ditolak. Temuan yang tampak kontraintuitif dengan koefisien negatif yang sangat besar ini dapat dijelaskan melalui dua aspek utama, yaitu karakteristik struktural investasi asing di Indonesia dan sifat teknis estimasi *Fixed Effect Model* (FEM). Pertama, dari sisi karakteristik investasi, realisasi PMA di Indonesia sepanjang periode 2020–2024 sangat didorong oleh investasi yang berorientasi pada pencarian sumber daya alam (*resource-seeking*), khususnya proyek hilirisasi tambang dan pengolahan mineral (*smelter*). Hal ini tercermin dari data aktual di mana Sulawesi Tengah menjadi provinsi dengan rata-rata realisasi PMA tertinggi kedua secara nasional (US$5.649 juta per tahun) bersama lonjakan investasi hilirisasi mineral di Maluku Utara, meskipun provinsi-provinsi berbasis komoditas tambang di luar Pulau Jawa umumnya memiliki tingkat dan laju peningkatan RLS yang lebih rendah dibandingkan pusat jasa dan manufaktur seperti DKI Jakarta (RLS tertinggi 11,32 tahun). Proyek hilirisasi tambang dan energi tersebut bersifat padat modal (*capital-intensive*) serta sering kali mendatangkan tenaga ahli dari luar provinsi lokasi proyek, sehingga lonjakan masuknya PMA tidak mengikuti ketersediaan maupun kecepatan peningkatan rata-rata pendidikan penduduk lokal di provinsi tujuan. Pola ini sejalan dengan temuan Fazaalloh (2024) yang menegaskan bahwa PMA di Indonesia sangat terkonsentrasi pada wilayah dan sektor tertentu.

Kedua, dari sisi ekonometrika, koefisien dalam FEM mengukur variasi perubahan di dalam provinsi dari waktu ke waktu (*within-province variation*), bukan perbandingan statis antarprovinsi. Selama lima tahun pengamatan (2020–2024), rata-rata RLS hanya meningkat sangat lambat dan bertahap dari 9,08 tahun menjadi 9,48 tahun, sedangkan realisasi PMA melonjak tajam hingga sekitar 103 persen. Akibat pembagian perubahan persentase PMA yang sangat ekstrem terhadap perubahan persentase RLS yang sangat kecil di dalam provinsi, nilai elastisitas yang dihasilkan menjadi tampak sangat besar ($\beta = -16{,}5276$) sehingga harus ditafsirkan secara hati-hati dalam konteks konsentrasi spasial hilirisasi sumber daya alam. Sementara itu, RLS tidak berpengaruh signifikan terhadap PMDN (koefisien 0,3933; *p-value* = 0,8363) sehingga H2 ditolak.

UMP berpengaruh positif dan signifikan terhadap PMA (koefisien 7,3320; *p-value* = 0,0000) dan PMDN (koefisien 4,9559; *p-value* = 0,0000) sehingga H3 dan H4 diterima. Kenaikan UMP sebesar 1 persen berkaitan dengan peningkatan PMA sebesar 7,3320 persen dan PMDN sebesar 4,9559 persen, ceteris paribus. Temuan ini menunjukkan bahwa upah minimum tidak menjadi penghambat investasi pada periode pengamatan. UMP yang lebih tinggi mencerminkan daya beli dan aktivitas ekonomi daerah yang meningkat, sehingga menarik investor yang berorientasi pada pasar domestik. Selain itu, kenaikan UMP dan realisasi investasi sama-sama bergerak naik pada fase pemulihan 2022–2024.

Jumlah penduduk tidak berpengaruh signifikan terhadap PMA (*p-value* = 0,1420) maupun PMDN (*p-value* = 0,1274) sehingga H5 dan H6 ditolak. Perbedaan ukuran pasar antarprovinsi bersifat struktural dan relatif tetap selama lima tahun, sehingga sebagian besar pengaruhnya telah terserap dalam efek tetap provinsi. Perubahan jumlah penduduk dari tahun ke tahun terlalu kecil untuk menjelaskan fluktuasi investasi.

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

Pengaruh PMA, PMDN, dan Faktor Langsung terhadap Penyerapan Tenaga Kerja

PMA (koefisien 0,0107; *p-value* = 0,5749) dan PMDN (koefisien 0,0421; *p-value* = 0,1500) berpengaruh positif tetapi tidak signifikan terhadap penyerapan tenaga kerja sehingga H7 dan H8 ditolak. Temuan ini konsisten dengan Putra dkk. (2022), tetapi berbeda dengan Gaol dan Suharianto (2024). Ada tiga kemungkinan penjelasan. Pertama, investasi pada periode pengamatan didominasi proyek padat modal, seperti smelter, energi, dan infrastruktur, yang menyerap sedikit tenaga kerja per unit modal (Matsuura & Saito, 2023). Kedua, realisasi investasi membutuhkan waktu sebelum beroperasi penuh, sehingga dampaknya terhadap tenaga kerja kemungkinan muncul dengan jeda waktu yang belum tertangkap dalam periode lima tahun. Ketiga, tenaga kerja pada proyek investasi dapat berasal dari luar provinsi lokasi investasi.

UMP berpengaruh positif dan signifikan terhadap penyerapan tenaga kerja dengan koefisien 1,1964 (*p-value* = 0,0003) sehingga H10 diterima. Kenaikan UMP sebesar 1 persen berkaitan dengan peningkatan jumlah tenaga kerja sebesar 1,1964 persen, ceteris paribus. Hasil ini sejalan dengan Iksan dkk. (2020) dan berbeda dari prediksi teori permintaan tenaga kerja neoklasik yang menempatkan upah sebagai biaya. Dari sisi permintaan agregat Keynesian, kenaikan upah minimum meningkatkan daya beli pekerja sehingga mendorong permintaan barang dan jasa serta produksi. Temuan ini juga mendukung pandangan bahwa efek upah minimum bergantung pada struktur pasar tenaga kerja (Azar dkk., 2024; Feriyanto & Sriyana, 2022).

Rata-rata lama sekolah (koefisien -1,1044; *p-value* = 0,1220) dan jumlah penduduk (koefisien -0,2731; *p-value* = 0,0854) tidak berpengaruh signifikan secara langsung terhadap penyerapan tenaga kerja sehingga H9 dan H11 ditolak. Temuan pendidikan sejalan dengan Prasetya (2021) serta Ratnasari dan Nugraha (2021). Peningkatan pendidikan tidak otomatis menambah lapangan kerja apabila struktur permintaan tenaga kerja belum menyerap lulusan berpendidikan lebih tinggi. Temuan jumlah penduduk sejalan dengan Azizy (2026) dan Andhika dkk. (2025), yang menunjukkan bahwa pertambahan penduduk menambah penawaran tenaga kerja, tetapi tidak dengan sendirinya menciptakan permintaan tenaga kerja (Todaro & Smith, 2020).

Pengujian Peran Mediasi PMA dan PMDN

Tabel 5. Hasil Uji Mediasi (Sobel Test)

Hipotesis	Jalur	a	b	a × b	z Sobel	p-value	Keputusan
H12	RLS → PMA → JTK	-16,5276	0,0107	-0,1763	-0,560	0,5758	Ditolak
H13	RLS → PMDN → JTK	0,3933	0,0421	0,0166	0,205	0,8376	Ditolak
H14	UMP → PMA → JTK	7,3320	0,0107	0,0782	0,560	0,5754	Ditolak
H15	UMP → PMDN → JTK	4,9559	0,0421	0,2087	1,415	0,1570	Ditolak
H16	JP → PMA → JTK	-1,0477	0,0107	-0,0112	-0,525	0,5993	Ditolak
H17	JP → PMDN → JTK	0,7098	0,0421	0,0299	1,053	0,2923	Ditolak

Tabel 5 menunjukkan bahwa seluruh p-value Sobel berada pada kisaran 0,1570–0,8376, di atas 0,05, sehingga H12–H17 ditolak. PMA dan PMDN tidak terbukti memediasi pengaruh pendidikan, UMP, maupun jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja. Penyebab utamanya adalah jalur b (PMA dan PMDN → JTK) yang tidak signifikan. Meskipun UMP berpengaruh kuat terhadap PMA dan PMDN (jalur a), pengaruh tersebut tidak berlanjut menjadi tambahan tenaga kerja. Jalur tidak langsung UMP melalui PMDN memiliki nilai z tertinggi (1,415; *p-value* = 0,1570), tetapi tetap tidak signifikan.

Tabel 6. Dekomposisi Pengaruh terhadap Penyerapan Tenaga Kerja (elastisitas)

Variabel	Pengaruh Langsung	Tidak Langsung via PMA	Tidak Langsung via PMDN	Pengaruh Total
RLS	-1,1044	-0,1763	0,0166	-1,2642
UMP	1,1964	0,0782	0,2087	1,4833
JP	-0,2731	-0,0112	0,0299	-0,2544

Tabel 6 menunjukkan bahwa pengaruh total UMP terhadap penyerapan tenaga kerja sebesar 1,4833 hampir seluruhnya bersumber dari pengaruh langsung (1,1964). Dengan demikian, UMP berhubungan dengan penyerapan tenaga kerja secara langsung, bukan melalui saluran investasi. Temuan ini menegaskan bahwa peningkatan investasi selama 2020–2024 belum berfungsi sebagai saluran transmisi yang efektif dari faktor-faktor makro daerah menuju penciptaan lapangan kerja.

KESIMPULAN

Hasil analisis jalur menggunakan *Fixed Effect Model* (FEM) pada 34 provinsi di Indonesia selama 2020–2024 menunjukkan bahwa Upah Minimum Provinsi (UMP) merupakan satu-satunya variabel yang berpengaruh positif dan signifikan terhadap PMA, PMDN, dan penyerapan tenaga kerja. Kenaikan UMP sebesar 1 persen berkaitan dengan peningkatan penyerapan tenaga kerja sebesar 1,1964 persen, ceteris paribus.

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

Sementara itu, rata-rata lama sekolah berpengaruh negatif dan signifikan terhadap PMA, tetapi tidak signifikan terhadap PMDN maupun penyerapan tenaga kerja. Jumlah penduduk juga tidak berpengaruh signifikan terhadap ketiga variabel dependen. Selain itu, PMA dan PMDN tidak terbukti berpengaruh signifikan terhadap penyerapan tenaga kerja sehingga tidak berperan sebagai variabel mediasi. Temuan ini menunjukkan bahwa peningkatan investasi selama pemulihan pascapandemi belum secara nyata mendorong penciptaan lapangan kerja dalam jangka pendek.

Temuan tersebut mengimplikasikan perlunya reorientasi kebijakan investasi dari sekadar pencapaian target realisasi modal menuju peningkatan kapasitas penciptaan lapangan kerja. Pemerintah perlu memberikan insentif fiskal dan kemudahan perizinan bagi sektor padat karya, sekaligus memperkuat penyerapan tenaga kerja lokal dan kemitraan antara proyek investasi berskala besar dengan usaha kecil dan menengah (UKM). Di sisi lain, penetapan UMP perlu mempertimbangkan keseimbangan antara peningkatan kesejahteraan pekerja, daya beli masyarakat, dan keberlanjutan usaha agar manfaatnya terhadap perekonomian dan kesempatan kerja dapat dipertahankan.

Penelitian ini memiliki keterbatasan berupa periode pengamatan yang relatif pendek, penggunaan data investasi agregat yang belum membedakan karakteristik sektoral, serta perubahan batas administratif provinsi di kawasan Papua pada 2024 akibat pemekaran wilayah. Oleh karena itu, penelitian selanjutnya disarankan memperpanjang periode pengamatan dan memasukkan variabel investasi berjeda waktu (time-lag) untuk menangkap dampak investasi dalam jangka menengah dan panjang. Analisis juga perlu membedakan PMA dan PMDN berdasarkan karakteristik sektor padat karya dan padat modal, serta menyelaraskan struktur data panel dengan perubahan administratif wilayah agar hasil estimasi lebih akurat dan dapat dibandingkan antar periode.

REFERENSI

Agustin, E. (2020). Pengaruh tingkat pendidikan dan UMK terhadap penyerapan tenaga kerja di Kabupaten Mojokerto tahun 2014–2018. Jurnal Inovasi Penelitian, 1(7), 1341–1346. https://doi.org/10.47492/jip.v1i7.233

Andhika, G. A., Husna, I. S., Utami, J., & Diniati, B. T. A. (2025). Pengaruh PDRB, upah minimum, pengangguran, dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja di Jawa Timur. Al-Idarah: Jurnal Manajemen dan Bisnis Islam, 6(2), 287–305. https://doi.org/10.35316/idarah.2025.v6i2.287-305

Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B., & von Wachter, T. (2024). Minimum wage employment effects and labour market concentration. The Review of Economic Studies, 91(4), 1843–1883. https://doi.org/10.1093/restud/rdad091

Azizy, M. A. (2026). Analisis pengaruh pendidikan, upah, pertumbuhan ekonomi, dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja di Indonesia. Ekopedia: Jurnal Ilmiah Ekonomi, 2(1), 14–21. https://doi.org/10.63822/3qkmtd94

Badan Pusat Statistik. (2026). Data jumlah tenaga kerja, realisasi PMA dan PMDN, upah minimum provinsi, rata-rata lama sekolah, dan jumlah penduduk menurut provinsi, 2020–2024. BPS.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric analysis of panel data (3rd ed.). John Wiley & Sons.

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6), 1173–1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

Basuki, A. T., Rahmawati, A., & Putri, G. R. (2025). Analisis data panel untuk ekonomi & keuangan: Dilengkapi dengan panduan EViews. Gosyen Publishing.

Dharma, B. D., & Djohan, S. (2021). Pengaruh investasi dan inflasi terhadap kesempatan kerja melalui pertumbuhan ekonomi di Kota Samarinda. KINERJA, 12(1), 62–70. https://doi.org/10.29264/jkin.v12i1.18

Endah, S. (2022). Pengaruh penanaman modal asing dan penanaman modal dalam negeri terhadap penyerapan tenaga kerja di Kabupaten Berau 2005–2019. ECO-BUILD Journal, 6(1), 31–37.

Fazaalloh, A. M. (2024). FDI and economic growth in Indonesia: A provincial and sectoral analysis. Journal of Economic Structures, 13, 3. https://doi.org/10.1186/s40008-023-00323-w

Feriyanto, N., & Sriyana, J. (2022). Labor absorption under minimum wage policy in Indonesia. Regional Science Inquiry, 8(1), 11–21.

Gaol, R. Y. L., & Suharianto, J. (2024). Pengaruh penanaman modal dalam negeri dan modal asing terhadap investasi dan penyerapan tenaga kerja di Provinsi Sumatra Utara. MUQADDIMAH: Jurnal Ekonomi, Manajemen, Akuntansi dan Bisnis, 2(1), 236–249. https://doi.org/10.59246/muqaddimah.v2i1.599

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). Basic econometrics (5th ed.). McGraw-Hill.

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

Holtemöller, O., & Pohle, F. (2020). Employment effects of introducing a minimum wage: The case of Germany. Economic Modelling, 89, 108–121. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.10.006

Iksan, S. A. N., Arifin, Z., & Suliswanto, M. S. W. (2020). Pengaruh upah minimum provinsi, investasi, dan PDRB terhadap penyerapan tenaga kerja di Indonesia. Jurnal Ilmu Ekonomi, 4(1), 42–55. https://doi.org/10.22219/jie.v4i1.9482

Kawet, J. A., Masinambow, V. A. J., & Kawung, G. M. V. (2024). Pengaruh jumlah penduduk, pendidikan, dan tingkat upah terhadap penyerapan tenaga kerja di Kota Manado. Jurnal Pembangunan Ekonomi dan Keuangan Daerah, 19(10). https://doi.org/10.35794/jpekd.32790.20.2.2019

Keynes, J. M. (1936). The general theory of employment, interest and money. Macmillan.

Kunaschk, M. (2024). The effects of minimum wages on employment and prices: Evidence from the hairdressing sector. Labour Economics, 88, 102540. https://doi.org/10.1016/j.labeco.2024.102540

Matsuura, T., & Saito, H. (2023). Foreign direct investment and labor demand by skill in Indonesian manufacturing firms. Review of World Economics, 159, 921–941. https://doi.org/10.1007/s10290-022-00485-y

Mulyadi, M. (2023). Peran pemerintah dalam mengatasi pengangguran dan kemiskinan dalam masyarakat. Kajian, 21(3), 221–236. https://doi.org/10.22212/kajian.v21i3.776

Prasetya, A. A. (2016). Pengaruh tingkat pendidikan, upah minimum, pertumbuhan ekonomi, dan inflasi terhadap penyerapan tenaga kerja di Indonesia. Jurnal Ilmiah Mahasiswa FEB, 9(2).

Putra, F. W., Ariani, N., & Nofrian, F. (2022). Analisis relevansi penanaman modal asing, modal dalam negeri, dan upah minimum terhadap penyerapan tenaga kerja di Indonesia 1990–2019. Jurnal Indonesia Sosial Sains, 3(4). https://doi.org/10.59141/jiss.v3i04.571

Ratnasari, D., & Nugraha, J. (2021). Pengaruh UMK, pendidikan, dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja di kota/kabupaten Jawa Tengah. Independent: Journal of Economics, 1(2), 16–32. https://doi.org/10.26740/independent.v1i2.38981

Sall, M. C. A., & Burlea-Schiopoiu, A. (2021). An analysis of the effects of public investment on labor demand through the channel of economic growth with a focus on socio-professional categories and gender. Journal of Risk and Financial Management, 14(12), 580. https://doi.org/10.3390/jrfm14120580

Saputri, M. I., Juliprijanto, W., & Hutajulu, D. M. (2021). Analisis pengaruh upah minimum kabupaten/kota (UMK), produk domestik regional bruto (PDRB), indeks pembangunan manusia (IPM), dan jumlah penduduk terhadap penyerapan tenaga kerja di 27 kabupaten/kota Provinsi Jawa Barat tahun 2015–2020. DINAMIC: Directory Journal of Economic, 3(1), 262–277. https://doi.org/10.31002/dinamic.v3i1.2682

Sari, M., Syechalad, M. N., & Majid, S. A. (2022). Pengaruh investasi, tenaga kerja, dan pengeluaran pemerintah terhadap pertumbuhan ekonomi di Indonesia. Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Publik Indonesia, 3(2), 109–115.

Saucedo, E., Ozuna, T., & Zamora, H. (2020). The effect of FDI on low- and high-skilled employment and wages in Mexico. Journal for Labour Market Research, 54, 9. https://doi.org/10.1186/s12651-020-00273-x

Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. Sociological Methodology, 13, 290–312. https://doi.org/10.2307/270723

Tobing, N. W., & Hanifa, N. (2024). Pengaruh jumlah penduduk, UMK, dan tingkat pengangguran terbuka terhadap penyerapan tenaga kerja di Provinsi Jawa Tengah. Independent: Journal of Economics, 4(1), 85–94. https://doi.org/10.26740/independent.v4i1.60215

Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2020). Economic development (13th ed.). Pearson.

Widiawati, L., & Mafruhat, A. Y. (2024). Pengaruh penanaman modal asing, dalam negeri, dan upah minimum provinsi terhadap penyerapan tenaga kerja. Jurnal Riset Ilmu Ekonomi dan Bisnis, 79–86. https://doi.org/10.29313/jrieb.v4i2.4997