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: 1847 - 1856
Volume 5 Nomor 5 Tahun 2026

Pengaruh Kemiskinan, Pengangguran, Upah Minimum Provinsi, Pendidikan, dan Kepadatan Penduduk terhadap Tingkat Kriminalitas di Indonesia Tahun 2020–2024

Informasi Naskah

Sigit Kurniawan[1]
Erni Panca Kurniasih[2]
Bustami[3]

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

b2052251004@student.untan.ac.id[1]
erni.panca.k@ekonomi.untan.ac.id[2]
bustami@ekonomi.untan.ac.id[3]

Abstrak

Teori ekonomi kriminalitas memprediksi bahwa kemiskinan, pengangguran, dan kepadatan penduduk mendorong kejahatan, sedangkan upah dan pendidikan menekannya. Penelitian ini menguji prediksi tersebut untuk Indonesia, di mana jumlah kejahatan yang dilaporkan meningkat dari 246.203 kasus pada 2020 menjadi 560.400 kasus pada 2024. Data yang digunakan adalah panel seimbang 33 provinsi selama 2020–2024 (165 observasi) yang bersumber dari BPS. Model dipilih melalui uji Chow, Hausman, dan Lagrange Multiplier, sehingga estimasi utama menggunakan *Fixed Effect Model* (FEM), dilengkapi uji ketahanan dengan galat baku robust klaster provinsi dan efek tetap dua arah. Hasil menunjukkan bahwa kemiskinan berpengaruh positif tetapi tidak signifikan. Pengangguran berpengaruh negatif dan signifikan, dan temuan ini konsisten pada seluruh spesifikasi. Upah minimum provinsi dan rata-rata lama sekolah berpengaruh positif dan signifikan pada model utama, sedangkan kepadatan penduduk berpengaruh negatif dan signifikan pada α = 5%. Namun, pengaruh UMP dan kepadatan penduduk hilang setelah efek tahun dikendalikan. Dengan demikian, seluruh hipotesis tidak terdukung. Temuan ini mengindikasikan bahwa variasi kejahatan tercatat selama 2020–2024 lebih banyak dibentuk oleh guncangan bersama pascapandemi dan perbedaan kecenderungan pelaporan daripada oleh mekanisme biaya-manfaat Becker. Kebijakan pencegahan kriminalitas perlu didukung data viktimisasi yang lebih andal agar evaluasi faktor sosial ekonomi tidak bias oleh pola pelaporan.

Kata Kunci:
Kriminalitas, Kemiskinan, Pengangguran, Regresi Data Panel, Upah Minimum Provinsi.

Abstract

The economic theory of crime predicts that poverty, unemployment, and population density raise crime, whereas wages and education reduce it. This study tests these predictions for Indonesia, where the number of reported crimes rose from 246,203 cases in 2020 to 560,400 cases in 2024. It uses a balanced panel of 33 provinces over 2020–2024 (165 observations) from Statistics Indonesia (BPS). Model selection based on the Chow, Hausman, and Lagrange Multiplier tests favors the Fixed Effects Model, complemented by robustness checks with province-clustered standard errors and two-way fixed effects. Poverty has a positive but insignificant effect. Unemployment has a negative and significant effect that is robust across all specifications. The provincial minimum wage and mean years of schooling have positive and significant effects in the main model, while population density has a negative effect significant at the 5% level. However, the effects of the minimum wage and population density disappear once year effects are controlled for. Hence, none of the hypotheses is supported. The findings suggest that variation in recorded crime during 2020–2024 was shaped more by common post-pandemic shocks and differences in reporting behavior than by Becker's cost-benefit mechanism. Crime prevention policy should be supported by more reliable victimization data so that the evaluation of socioeconomic factors is not biased by reporting patterns.

Keyword:
Crime, Minimum Wage, Panel Data Regression, Poverty, Unemployment.

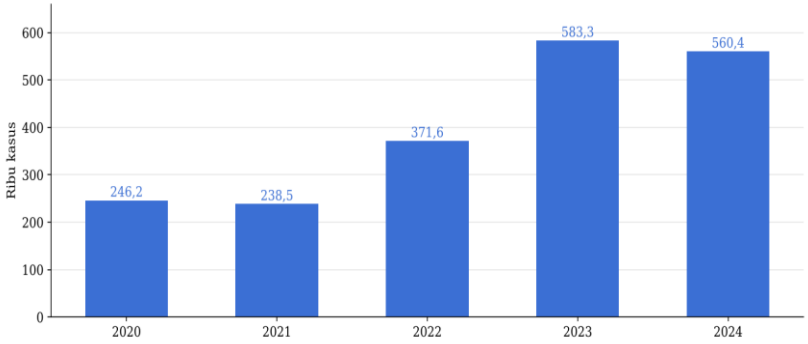
Information Production:
© 2026 *by the authors of this article. This work is licensed under an Attribution-ShareAlike* 4.0 *International* (CC BY-SA 4.0)

PENDAHULUAN

Kriminalitas merupakan persoalan pembangunan yang dihadapi negara maju maupun negara berkembang (Rahmalia dkk., 2024). Kejahatan tidak hanya merugikan korban secara langsung, tetapi juga menimbulkan biaya ekonomi yang lebih luas. Angka kejahatan yang tinggi dapat menurunkan kepercayaan investor, mengurangi produktivitas karena rasa tidak aman, dan memaksa masyarakat mengeluarkan biaya pengamanan yang seharusnya tidak diperlukan (Palokoto dkk., 2024). Karena itu, memahami faktor-faktor yang berkaitan dengan kriminalitas penting bagi perumusan kebijakan pembangunan daerah.

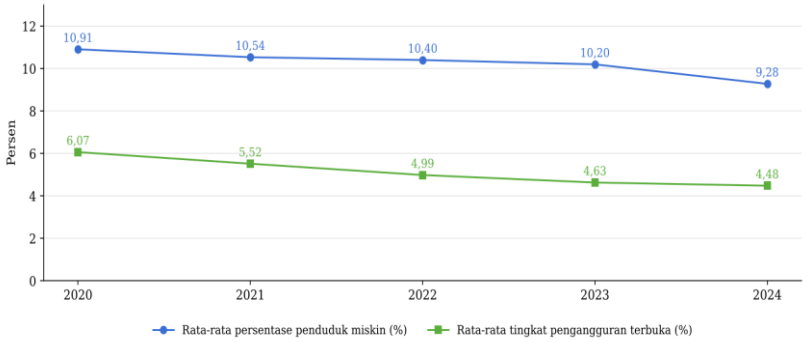
e-ISSN: 2963 – 198X
p-ISSN: 2963 – 2498

Jumlah kejahatan yang dilaporkan di Indonesia meningkat tajam selama 2020–2024. Berdasarkan data BPS untuk 33 provinsi yang dianalisis, jumlah kasus turun tipis dari 246.203 kasus pada 2020 menjadi 238.510 kasus pada 2021, kemudian melonjak menjadi 371.617 kasus pada 2022 dan mencapai puncaknya sebesar 583.290 kasus pada 2023 (Gambar 1). Pada 2024 jumlahnya sedikit turun menjadi 560.400 kasus. Secara keseluruhan, jumlah kejahatan yang dilaporkan pada 2024 lebih dari dua kali lipat dibandingkan 2020.



Gambar 1. Jumlah Kejahatan yang Dilaporkan di 33 Provinsi Indonesia (ribu kasus), 2020–2024

Pada periode yang sama, indikator sosial ekonomi yang secara teoritis berkaitan dengan kejahatan justru membaik. Rata-rata persentase penduduk miskin antarprovinsi turun dari 10,91 persen pada 2020 menjadi 9,28 persen pada 2024, dan rata-rata tingkat pengangguran terbuka (TPT) turun dari 6,07 persen menjadi 4,48 persen (Gambar 2). Rata-rata upah minimum provinsi (UMP) dan rata-rata lama sekolah (RLS) juga terus meningkat. Kombinasi kejahatan tercatat yang melonjak dan kondisi sosial ekonomi yang membaik menimbulkan pertanyaan mengenai sejauh mana faktor ekonomi benar-benar menjelaskan dinamika kriminalitas di tingkat provinsi.



Gambar 2. Rata-rata Persentase Penduduk Miskin dan Tingkat Pengangguran Terbuka 33 Provinsi (%), 2020–2024

Kerangka teoritis utama mengenai hubungan ekonomi dan kejahatan adalah *Economic Theory of Crime* (Becker, 1968; Ehrlich, 1973). Teori ini memandang keputusan melakukan kejahatan sebagai pilihan rasional yang membandingkan keuntungan aktivitas ilegal dengan pendapatan dari aktivitas legal serta risiko tertangkap dan beratnya hukuman. Kemiskinan dan pengangguran menurunkan pendapatan legal sehingga biaya peluang (*opportunity cost*) berbuat kejahatan menjadi lebih kecil, sedangkan upah dan pendidikan yang lebih tinggi meningkatkan biaya peluang tersebut (Hjalmarsson & Lochner, 2012; Machin dkk., 2011). Kepadatan penduduk dikaitkan dengan persaingan atas sumber daya serta lebih banyaknya peluang dan sasaran kejahatan di wilayah padat (Glaeser & Sacerdote, 1999).

Bukti empiris di Indonesia mengenai hubungan tersebut belum konsisten. Kemiskinan ditemukan berpengaruh positif oleh Kuciswara dkk. (2021), tidak signifikan oleh Rahmi dan Adry (2018), dan negatif oleh Istiqomah (2024). Pengangguran berpengaruh positif menurut Kosmaryati dkk. (2019) serta Nadilla dan Farlian (2023), tetapi tidak signifikan menurut Hachica dan Triani (2022). Upah minimum berpengaruh negatif menurut Istiqomah (2024) serta Murialti dan Hadi (2023), tetapi tidak signifikan menurut Harati (2025). Pendidikan menurunkan kriminalitas menurut Zuhairah dkk. (2024), tidak signifikan menurut Hachica dan Triani (2022), dan justru berpengaruh positif menurut Murialti dan Hadi (2023). Kepadatan penduduk berpengaruh positif menurut Hachica dan Triani (2022) serta Sabiq dan Nurwati (2021), tetapi tidak signifikan menurut Murialti dan Hadi (2023).

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

Sebagian besar penelitian tersebut menggunakan data sebelum pandemi COVID-19, mencakup wilayah tertentu, dan mengestimasi model panel satu arah (CEM, FEM, atau REM) tanpa mengendalikan efek waktu. Padahal, periode 2020–2024 ditandai oleh guncangan yang dialami seluruh provinsi secara bersamaan, yaitu pembatasan mobilitas pada 2020–2021 dan pemulihan aktivitas pada 2022–2024. Selain itu, data kriminalitas yang tersedia adalah kejahatan yang dilaporkan dan tercatat oleh kepolisian, sementara hasil Susenas menunjukkan bahwa hanya sekitar 20 persen korban kejahatan yang melapor ke polisi (Badan Pusat Statistik, 2025). Dalam kondisi tersebut, model satu arah berisiko mengaitkan tren bersama pada kejahatan tercatat dengan variabel sosial ekonomi yang juga meningkat dari tahun ke tahun, seperti UMP dan rata-rata lama sekolah.

Kebaruan penelitian ini terletak pada tiga hal. Pertama, penelitian ini menggunakan data panel provinsi terbaru yang mencakup masa pandemi dan pemulihan pascapandemi. Kedua, penelitian ini membandingkan secara eksplisit FEM satu arah dengan FEM dua arah (efek tetap provinsi dan tahun) serta galat baku *robust* klaster provinsi, sehingga temuan yang bertahan setelah guncangan waktu bersama dikendalikan dapat dipisahkan dari temuan yang hanya mencerminkan tren bersama. Ketiga, hasil estimasi ditafsirkan dengan mempertimbangkan perbedaan antara kejahatan aktual dan kejahatan tercatat sebagaimana dibahas dalam literatur viktimisasi (Xie & Baumer, 2019).

Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh kemiskinan, pengangguran, UMP, rata-rata lama sekolah, dan kepadatan penduduk terhadap tingkat kriminalitas di 33 provinsi Indonesia selama 2020–2024. Hasil penelitian diharapkan memperkaya bukti empiris mengenai determinan kriminalitas di Indonesia serta menjadi masukan bagi kebijakan pencegahan kejahatan dan pengembangan data statistik kriminal.

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 33 provinsi di Indonesia sesuai ketersediaan data penelitian selama 2020–2024, sehingga diperoleh 165 observasi. Variabel dependen adalah tingkat kriminalitas yang diukur dengan jumlah kejahatan yang dilaporkan menurut kepolisian daerah. Variabel independen terdiri atas kemiskinan, pengangguran, UMP, pendidikan, dan kepadatan penduduk. Seluruh data diperoleh dari publikasi dan tabel statistik BPS (Badan Pusat Statistik, 2026). Definisi operasional variabel disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Definisi Operasional dan Pengukuran Variabel Penelitian

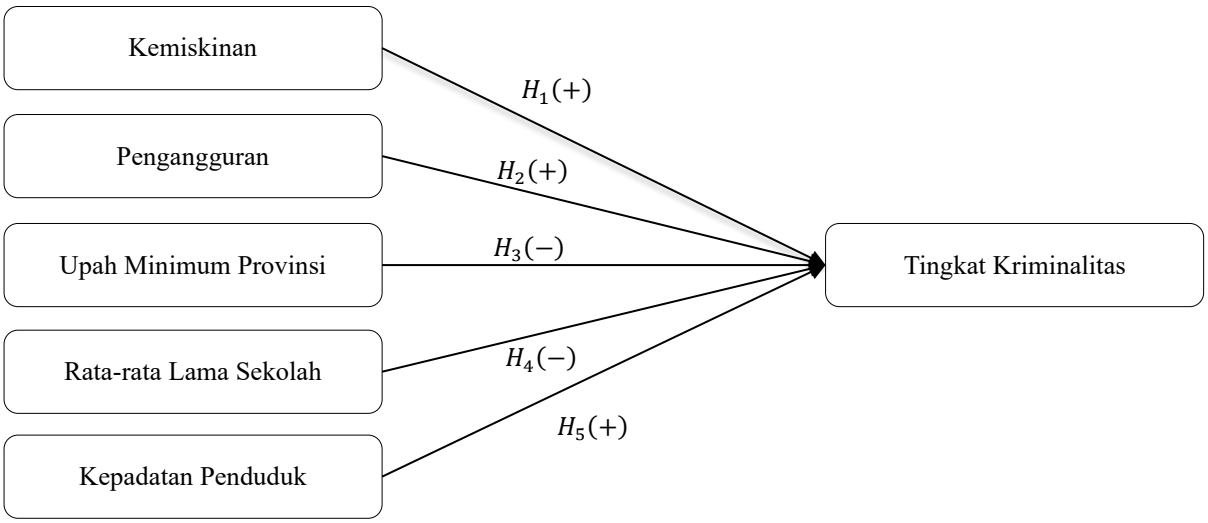
Variabel	Notasi	Definisi Operasional	Satuan	Peran
Tingkat Kriminalitas	Kriminal	Jumlah kejahatan yang dilaporkan dan tercatat oleh kepolisian daerah di provinsi i tahun t	Kasus	Dependen
Kemiskinan	Miskin	Persentase penduduk yang hidup di bawah garis kemiskinan (P0)	Persen	Independen
Pengangguran	TPT	Tingkat pengangguran terbuka (TPT)	Persen	Independen
Upah Minimum Provinsi	UMP	Upah minimum bulanan yang ditetapkan pemerintah provinsi	Rupiah	Independen
Pendidikan	RLS	Rata-rata lama sekolah penduduk usia 15 tahun ke atas	Tahun	Independen
Kepadatan Penduduk	KP	Jumlah penduduk dibagi luas wilayah	Jiwa/km^2	Independen

Jumlah kejahatan dan UMP ditransformasi ke dalam logaritma basis 10 (log) untuk mengurangi ketimpangan skala antarprovinsi, sedangkan variabel lain digunakan dalam bentuk aslinya. Model regresi data panel yang diestimasi adalah sebagai berikut:

$$logKriminal_{it} = \alpha_i + \beta_1 Miskin_{it} + \beta_2 TPT_{it} + \beta_3 logUMP_{it} + \beta_4 RLS_{it} + \beta_5 KP_{it} + e_{it}$$

Di mana indeks $i = 1, 2, \ldots, 33$ menunjukkan provinsi; $t = 2020, \ldots, 2024$ menunjukkan tahun; α_i adalah intersep provinsi; $\beta_1 - \beta_5$ adalah koefisien regresi; dan e adalah galat. Karena variabel dependen berbentuk log basis 10, koefisien β pada variabel berbentuk level ditafsirkan sebagai perubahan jumlah kejahatan sebesar $(10^{\beta} - 1) \times 100$ persen untuk setiap kenaikan satu satuan variabel independen. Koefisien log UMP dibaca langsung sebagai elastisitas. Kerangka konseptual dan arah hipotesis disajikan pada Gambar 3. Hipotesis H1, H2, dan H5 memprediksi pengaruh positif, sedangkan H3 dan H4 memprediksi pengaruh negatif terhadap tingkat kriminalitas.

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



Gambar 3. Kerangka Konseptual Penelitian

Prosedur Estimasi dan Pengujian Diagnostik

Pemilihan model dilakukan melalui uji Chow, uji Hausman, dan uji Lagrange Multiplier (LM) Breusch–Pagan (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). Signifikansi diuji melalui uji t, uji F, dan koefisien determinasi pada taraf 5 persen (Gujarati & Porter, 2009).

Untuk memeriksa ketahanan hasil, model utama diestimasi ulang dengan dua cara. Pertama, menggunakan galat baku *robust* yang diklaster menurut provinsi untuk mengantisipasi heteroskedastisitas dan korelasi galat di dalam provinsi (Cameron & Miller, 2015). Kedua, menggunakan efek tetap dua arah dengan menambahkan efek tetap tahun λ_t ke dalam persamaan (1), sehingga model menjadi:

$$logKriminal_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 Miskin_{it} + \beta_2 TPT_{it} + \beta_3 logUMP_{it} + \beta_4 RLS_{it} + \beta_5 KP_{it} + e_{it}$$

Di mana λ_t adalah efek tetap tahun yang mengendalikan guncangan yang dialami seluruh provinsi secara bersamaan, seperti pandemi, pemulihan pascapandemi, dan perubahan sistem pencatatan kejahatan, sedangkan notasi lainnya sama dengan persamaan (1). Signifikansi bersama efek tahun diuji dengan uji F.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambaran Umum Variabel Penelitian

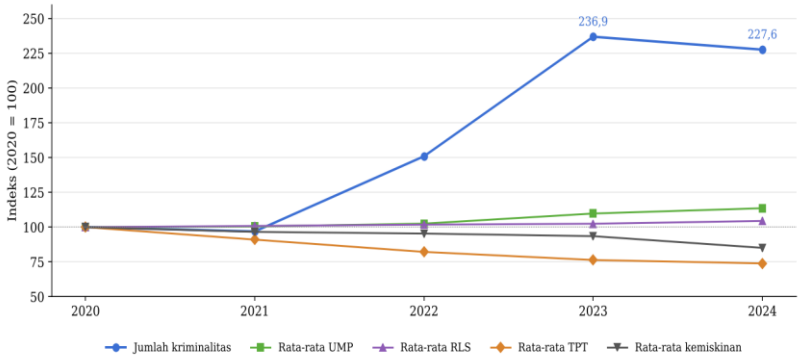
Statistik deskriptif pada Tabel 2 menunjukkan variasi jumlah kejahatan tercatat yang cukup besar antarprovinsi selama 2020–2024. Rata-rata jumlah kejahatan mencapai 12.121 kasus per provinsi per tahun, dengan nilai terendah 850 kasus di Maluku Utara pada 2020 dan tertinggi 87.426 kasus di DKI Jakarta pada 2023. Secara rata-rata, DKI Jakarta mencatat jumlah tertinggi (50.582 kasus), diikuti Sumatera Utara (47.216 kasus) dan Jawa Timur (43.129 kasus). Variasi juga terlihat pada kepadatan penduduk, yang berkisar antara 10 jiwa/km² di Papua Barat dan 16.165 jiwa/km² di DKI Jakarta, mencerminkan perbedaan karakteristik demografis antarprovinsi.

Tabel 2. Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Variabel	Rata-rata	Simpangan Baku	Minimum	Maksimum
Kriminal	12.121	15.099	850 (Maluku Utara, 2020)	87.426 (DKI Jakarta, 2023)
Miskin	10,27	5,17	3,80 (Bali, 2024)	27,38 (Papua, 2021)
TPT	5,14	1,75	1,79 (Bali, 2024)	10,95 (DKI Jakarta, 2020)
UMP	2,79	0,60	1,70 (DI Yogyakarta, 2020)	5,07 (DKI Jakarta, 2024)
RLS	9,25	0,83	6,96 (Papua, 2020)	11,49 (DKI Jakarta, 2024)
KP	771	2.742	10 (Papua Barat, 2024)	16.165 (DKI Jakarta, 2024)

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

Gambar 4 menunjukkan bahwa jumlah kejahatan tercatat meningkat tajam dibandingkan variabel independen lainnya, mencapai indeks 236,9 pada 2023 dan 227,6 pada 2024 (2020 = 100). Sebaliknya, UMP dan RLS meningkat relatif landai, masing-masing menjadi 113,6 dan 104,4, sedangkan TPT dan kemiskinan menurun menjadi 73,9 dan 85,1. Lonjakan kejahatan terjadi hampir di seluruh provinsi, dengan 31 dari 33 provinsi mencatat peningkatan pada 2024 dibandingkan 2020. Kenaikan terbesar terjadi di Bali (433%), Jawa Tengah (287%), dan Jawa Timur (241%). Pola ini mengindikasikan adanya guncangan waktu bersama pada data kejahatan tercatat yang perlu diperhitungkan dalam interpretasi hasil estimasi.



Gambar 4. Indeks Jumlah Kejahatan dan Rata-rata Variabel Independen 33 Provinsi (2020 = 100)

Hasil Uji Spesifikasi Model dan Diagnostik Regresi Data Panel

Ringkasan hasil pengujian pemilihan model disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Ringkasan Hasil Uji Spesifikasi Pemilihan Model Regresi Data Panel

Pengujian	Statistik	*p-value*	Keputusan
Uji Chow	F (32; 127) = 60,153	0,0000	Tolak H_0 → FEM
Uji Hausman	χ^2 (5) = 49,742	0,0000	Tolak H_0 → FEM
Uji LM Breusch–Pagan	χ^2 (1) = 161,151	0,0000	Tolak H_0 → REM

Hasil pemilihan model menunjukkan bahwa FEM merupakan spesifikasi yang paling sesuai untuk penelitian ini. Uji Chow menolak hipotesis nol sehingga FEM lebih tepat dibandingkan CEM. Hasil uji Hausman juga menolak hipotesis nol, yang mengindikasikan bahwa efek individual provinsi berkorelasi dengan variabel penjelas, sehingga FEM lebih sesuai daripada REM. Sementara itu, uji Lagrange Multiplier (LM) mengonfirmasi keberadaan efek individual. Dengan mempertimbangkan hasil pengujian tersebut, FEM dipilih sebagai model utama dalam estimasi.

Tabel 4. Hasil Pengujian Diagnostik Model FEM

Pengujian	Hasil	Kesimpulan
VIF tertinggi (RLS)	1,633	Bebas multikolinearitas
Korelasi antarvariabel tertinggi	0,456 (TPT–RLS)	Di bawah 0,80
Jarque–Bera	0,423 (*p-value* = 0,809)	Residual berdistribusi normal
Glejser (*p-value* terkecil)	0,0485 (TPT)	Indikasi heteroskedastisitas pada TPT; diuji ulang dengan galat baku robust
Durbin–Watson	1,948	Tidak ada indikasi autokorelasi

Hasil diagnostik pada Tabel 4 menunjukkan bahwa model tidak mengalami multikolinearitas, dengan seluruh nilai VIF di bawah 10 (tertinggi 1,633) dan korelasi antarvariabel independen di bawah 0,80. Uji Jarque–Bera menghasilkan *p-value* 0,809, yang menunjukkan residual berdistribusi normal, sedangkan nilai Durbin–Watson sebesar 1,948 tidak mengindikasikan autokorelasi. Namun, uji Glejser menunjukkan indikasi heteroskedastisitas pada variabel pengangguran (*p-value* = 0,0485), sementara variabel lainnya tidak signifikan. Untuk mengantisipasi potensi masalah tersebut, ketahanan hasil diuji menggunakan galat baku robust yang diklaster pada tingkat provinsi.

Hasil Estimasi Regresi Data Panel

Tabel 5. Hasil Estimasi Regresi Data Panel (FEM)

Variabel	Koefisien	Galat Baku	t-Statistik	*p-value*
Konstanta	−19,9546	4,1342	−4,827	0,0000
Miskin	0,0338	0,0233	1,448	0,1501

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

TPT	−0,0853*	0,0158	−5,394	0,0000
logUMP	3,5563*	0,5991	5,936	0,0000
RLS	0,1883*	0,0644	2,925	0,0041
Kepadatan (KP)	−0,000933*	0,000459	−2,031	0,0444
R^2	0,9488			
Adjusted R^2	0,9339			
F-statistik (Prob.)	63,667 (0,0000)			
Observasi	165			

*Keterangan: * signifikan pada α = 5%*

Berdasarkan Tabel 5, persamaan regresi yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$logKriminal_{it} = -19{,}9546 + 0{,}0338Miskin_{it} - 0{,}0853TPT_{it} + 3{,}5563logUMP_{it} + 0{,}1883RLS_{it} - 0{,}000933KP_{it}$$

Uji F menghasilkan Prob(F-statistik) sebesar 0,0000 sehingga variabel independen bersama efek tetap provinsi secara simultan berpengaruh signifikan terhadap tingkat kriminalitas. Nilai Adjusted R^2 sebesar 93,39 persen menunjukkan daya jelas model yang tinggi. Perlu dicatat bahwa sebagian besar daya jelas tersebut berasal dari efek tetap provinsi yang menangkap perbedaan permanen antarprovinsi, seperti jumlah penduduk dan tingkat urbanisasi. Model tanpa efek tetap (CEM) hanya memiliki R^2 sebesar 0,1735. Karena itu, koefisien pada Tabel 5 mencerminkan hubungan antara perubahan variabel independen dan perubahan jumlah kejahatan di dalam masing-masing provinsi dari waktu ke waktu.

Uji Ketahanan Hasil Estimasi

Tabel 6. Uji Ketahanan: FEM, FEM dengan Galat Baku *Robust*, dan FEM Dua Arah

Variabel	FEM (model utama)	FEM, galat baku *robust* klaster provinsi	FEM dua arah (provinsi + tahun)
Miskin	0,0338 (0,1501)	0,0338 (0,2631)	0,0027 (0,9072)
TPT	−0,0853* (0,0000)	−0,0853* (0,0048)	−0,0802* (0,0000)
logUMP	3,5563* (0,0000)	3,5563* (0,0000)	−0,1550 (0,8865)
RLS	0,1883* (0,0041)	0,1883* (0,0297)	0,1164 (0,0505)
KP	−0,000933* (0,0444)	−0,000933 (0,1581)	−0,000642 (0,1256)
Efek tahun	Tidak	Tidak	Ya; F(4; 123) = 10,29 (0,0000)
Adjusted R^2	0,9339	0,9339	0,9489

*Keterangan: * signifikan pada α = 5%.*

Pengaruh negatif pengangguran tetap signifikan pada ketiga spesifikasi, sehingga temuan ini paling kuat. Pengaruh positif RLS tetap signifikan dengan galat baku robust (*p-value* = 0,0297) dan mendekati signifikan pada model dua arah (*p-value* = 0,0505). Sebaliknya, pengaruh UMP berubah tanda dan tidak signifikan setelah efek tahun dikendalikan, sedangkan pengaruh kepadatan penduduk tidak signifikan baik dengan galat baku robust maupun pada model dua arah. Efek tahun secara bersama-sama signifikan (F = 10,29; *p-value* = 0,0000), yang mengonfirmasi adanya guncangan bersama pada data kejahatan tercatat. Hasil model utama juga tidak berubah secara substansial ketika Provinsi Papua, yang datanya terdampak pemekaran wilayah pada 2022, dikeluarkan dari sampel.

Pengaruh Kemiskinan terhadap Tingkat Kriminalitas

Kemiskinan berpengaruh positif tetapi tidak signifikan terhadap tingkat kriminalitas, dengan koefisien 0,0338 (*p-value* = 0,1501), sehingga H1 ditolak. Arah koefisien sejalan dengan teori Becker (1968), yang menjelaskan bahwa kemiskinan dapat menurunkan pendapatan legal dan biaya peluang melakukan kejahatan. Namun, hubungan tersebut tidak didukung secara statistik. Temuan ini sejalan dengan Rahmi dan Adry (2018), tetapi berbeda dengan Kuciswara dkk. (2021). Salah satu penjelasan yang mungkin adalah terbatasnya variasi kemiskinan dalam provinsi selama periode pengamatan. Ketika kemiskinan cenderung menurun secara bertahap, kejahatan tercatat justru mengalami lonjakan. Selain itu, efek tetap provinsi telah mengendalikan karakteristik antardaerah yang relatif konstan, sehingga estimasi terutama mencerminkan perubahan kemiskinan dari tahun ke tahun. Dengan demikian, hasil ini belum memberikan bukti yang cukup bahwa perubahan kemiskinan dalam jangka pendek berkaitan dengan perubahan kriminalitas tercatat.

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

Pengaruh Pengangguran terhadap Tingkat Kriminalitas

Pengangguran berpengaruh negatif dan signifikan terhadap tingkat kriminalitas, dengan koefisien −0,0853 (*p-value* = 0,0000). Hasil ini menunjukkan bahwa kenaikan tingkat pengangguran terbuka (TPT) sebesar satu poin persentase berkaitan dengan penurunan jumlah kejahatan tercatat sekitar 17,8%, ceteris paribus. Karena arah pengaruhnya berlawanan dengan hipotesis, H2 ditolak. Temuan ini berbeda dengan Kosmaryati dkk. (2019) serta Nadilla dan Farlian (2023), sekaligus tidak sejalan dengan prediksi Becker (1968) dan temuan Raphael dan Winter-Ebmer (2001) mengenai hubungan pengangguran dengan kejahatan terhadap harta benda.

Hubungan negatif tersebut perlu dipahami dalam konteks pandemi COVID-19. Pada 2020–2021, ketika pengangguran meningkat, pembatasan sosial juga mengurangi mobilitas dan interaksi masyarakat. Menurut routine activity theory, kejahatan cenderung terjadi ketika pelaku yang termotivasi bertemu dengan sasaran yang sesuai tanpa pengawasan yang memadai (Cohen & Felson, 1979). Pembatasan aktivitas dapat mengurangi peluang pertemuan tersebut, sejalan dengan temuan Nivette dkk. (2021) mengenai penurunan berbagai jenis kejahatan selama kebijakan tinggal di rumah. Ketika aktivitas masyarakat kembali pulih pada 2022–2024, peluang terjadinya kejahatan dan pelaporannya juga berpotensi meningkat. Signifikansi pengaruh pengangguran dalam model efek tetap dua arah menunjukkan bahwa hubungan negatif tersebut tetap bertahan setelah guncangan waktu bersama dikendalikan. Meski demikian, hasil ini tidak membuktikan bahwa pengangguran menurunkan kriminalitas. TPT juga belum sepenuhnya menangkap kerentanan ekonomi pekerja informal dan pekerja setengah menganggur yang relevan dengan mekanisme dalam teori ekonomi kriminalitas.

Pengaruh Upah Minimum Provinsi terhadap Tingkat Kriminalitas

UMP berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat kriminalitas pada model utama, dengan koefisien 3,5563 (*p-value* = 0,0000). Karena arah pengaruhnya berlawanan dengan hipotesis, H3 ditolak. Namun, hasil ini berubah setelah efek tahun dikendalikan: koefisien UMP menjadi −0,1550 dan tidak signifikan (*p-value* = 0,8865). Perubahan tersebut mengindikasikan bahwa hubungan positif pada model utama kemungkinan besar dipengaruhi oleh tren waktu bersama. Sebagaimana ditunjukkan pada Gambar 4, kenaikan UMP pada 2023–2024 bertepatan dengan peningkatan kejahatan tercatat di berbagai provinsi. Oleh karena itu, hasil model utama tidak dapat diartikan sebagai bukti bahwa kenaikan upah minimum meningkatkan kriminalitas.

Temuan ini berbeda dengan Istiqomah (2024) serta Murialti dan Hadi (2023), tetapi sejalan dengan Harati (2025) serta Nadilla dan Farlian (2023) yang tidak menemukan pengaruh signifikan upah. Salah satu pertimbangannya adalah cakupan kebijakan UMP yang terutama berkaitan dengan pekerja formal, sedangkan pekerja informal tidak selalu memperoleh manfaat langsung. Dengan demikian, UMP belum tentu merepresentasikan perubahan pendapatan legal seluruh kelompok masyarakat. Secara keseluruhan, hasil model dua arah menunjukkan bahwa tidak terdapat bukti empiris yang memadai mengenai hubungan UMP dengan kriminalitas setelah tren waktu bersama diperhitungkan.

Pengaruh Rata-rata Lama Sekolah terhadap Tingkat Kriminalitas

Rata-rata lama sekolah (RLS) berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat kriminalitas, dengan koefisien 0,1883 (*p-value* = 0,0041). Kenaikan RLS sebesar 0,1 tahun berkaitan dengan peningkatan jumlah kejahatan tercatat sekitar 4,4%, ceteris paribus. Karena arah pengaruhnya berlawanan dengan hipotesis, H4 ditolak. Hasil ini berbeda dari prediksi teori modal manusia dan teori Becker, yang menjelaskan bahwa pendidikan dapat mengurangi kecenderungan melakukan kejahatan melalui peningkatan peluang dan pendapatan dari pekerjaan legal. Bukti empiris mengenai hubungan tersebut umumnya menunjukkan manfaat pendidikan dalam menekan kriminalitas (Hjalmarsson & Lochner, 2012; Machin dkk., 2011).

Salah satu penjelasan yang perlu dipertimbangkan adalah perbedaan antara kejahatan aktual dan kejahatan yang tercatat. Variabel dependen dalam penelitian ini mengukur kasus yang dilaporkan dan dicatat, bukan keseluruhan kejahatan yang terjadi. Masyarakat dengan tingkat pendidikan lebih tinggi mungkin memiliki kesadaran hukum, akses terhadap layanan kepolisian, dan kemampuan melaporkan tindak kejahatan yang lebih baik. Soares (2004) menunjukkan bahwa pelaporan kejahatan berkaitan dengan tingkat pembangunan, sehingga statistik resmi dapat mencatat lebih banyak kasus di wilayah yang lebih maju. Temuan ini sejalan dengan Murialti dan Hadi (2023), yang menemukan pengaruh positif pendidikan terhadap kriminalitas di Provinsi Riau. Dengan demikian, koefisien positif RLS tidak serta-merta menunjukkan bahwa pendidikan meningkatkan perilaku kriminal, tetapi dapat mencerminkan perbedaan kecenderungan pelaporan antardaerah.

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

Pengaruh Kepadatan Penduduk terhadap Tingkat Kriminalitas

Kepadatan penduduk berpengaruh negatif dan signifikan terhadap tingkat kriminalitas pada model utama, dengan koefisien −0,000933 (*p-value* = 0,0444). Kenaikan kepadatan sebesar 10 jiwa/km² berkaitan dengan penurunan jumlah kejahatan tercatat sekitar 2,1%. Karena arah pengaruhnya berlawanan dengan hipotesis, H5 ditolak. Namun, hasil ini tidak cukup kuat karena pengaruhnya tidak signifikan ketika menggunakan galat baku robust (*p-value* = 0,1581) maupun setelah efek tahun dikendalikan (*p-value* = 0,1256). Oleh karena itu, hubungan negatif tersebut perlu ditafsirkan secara hati-hati.

Ketidakstabilan hasil ini dapat berkaitan dengan terbatasnya perubahan kepadatan penduduk di dalam provinsi selama periode pengamatan, dengan median perubahan sekitar 5 jiwa/km². Dalam model efek tetap, karakteristik antardaerah yang relatif konstan telah dikendalikan, sehingga pengaruh kepadatan terutama diidentifikasi dari perubahan dalam provinsi yang relatif kecil. Hal ini dapat menjelaskan perbedaan dengan Hachica dan Triani (2022), yang menemukan pengaruh positif menggunakan Random Effect Model (REM) yang memanfaatkan variasi antarprovinsi. Demikian pula, hubungan positif antara kepadatan penduduk dan kriminalitas yang dibahas Glaeser dan Sacerdote (1999) tidak dapat langsung dibandingkan dengan estimasi efek tetap yang mengandalkan variasi dalam provinsi. Secara keseluruhan, penelitian ini belum menemukan bukti yang robust bahwa perubahan kepadatan penduduk dalam jangka pendek memengaruhi kriminalitas tercatat.

Keterbatasan Data Kejahatan Tercatat: Perspektif Literatur Viktimisasi

Tidak signifikannya kemiskinan, serta hilangnya pengaruh UMP dan kepadatan penduduk setelah efek tahun dikendalikan, perlu dibaca bersama literatur viktimisasi. Literatur tersebut menunjukkan bahwa sebagian besar kejahatan tidak pernah dilaporkan ke polisi, dan keputusan korban untuk melapor dipengaruhi oleh keseriusan kejahatan, besarnya kerugian, persepsi terhadap kinerja polisi, serta konteks sosial tempat korban tinggal (Tarling & Morris, 2010; Xie & Baumer, 2019). Di Indonesia, data Susenas menunjukkan bahwa tingkat pelaporan kejahatan ke polisi tidak lebih dari 25 persen pada 2019–2020 dan hanya 20,28 persen pada 2024 (Badan Pusat Statistik, 2021, 2025). Dengan demikian, data registrasi kepolisian yang menjadi variabel dependen penelitian ini hanya menangkap sebagian kecil kejahatan yang dialami masyarakat.

Selisih antara kejahatan aktual dan kejahatan tercatat (*dark figure of crime*) juga tidak tersebar merata antarwilayah (Buil-Gil dkk., 2021). Data Susenas menunjukkan bahwa persentase penduduk yang menjadi korban kejahatan relatif stabil di bawah 1 persen, yaitu 0,78 persen pada 2020 dan 0,73 persen pada 2024 (Badan Pusat Statistik, 2021, 2025), sedangkan jumlah kejahatan tercatat dalam sampel penelitian ini meningkat lebih dari dua kali lipat. Perbedaan arah ini memperkuat dugaan bahwa lonjakan kejahatan tercatat sebagian mencerminkan perubahan pelaporan dan pencatatan. Implikasinya terhadap hasil estimasi bersifat ganda. Jika galat pengukuran pada variabel dependen bersifat acak, galat tersebut memperbesar varians galat dan galat baku koefisien sehingga pengaruh yang sebenarnya ada menjadi sulit terdeteksi (Gujarati & Porter, 2009); hal ini dapat menjelaskan tidak signifikannya kemiskinan. Sebaliknya, jika kecenderungan melapor bergerak bersama tren waktu atau tingkat pembangunan daerah, koefisien dapat bias, sebagaimana terlihat pada UMP yang hanya signifikan sebelum efek tahun dikendalikan dan pada RLS yang berpengaruh positif (Soares, 2004). Oleh karena itu, koefisien yang tidak signifikan dalam penelitian ini tidak dapat ditafsirkan sebagai bukti tidak adanya hubungan antara faktor sosial ekonomi dan kejahatan aktual, melainkan mencerminkan terbatasnya daya deteksi data kejahatan tercatat.

KESIMPULAN

Hasil penelitian menunjukkan bahwa kemiskinan berpengaruh positif tetapi tidak signifikan terhadap kriminalitas, sedangkan pengangguran berpengaruh negatif dan signifikan pada seluruh spesifikasi. Upah Minimum Provinsi (UMP) berpengaruh positif dan signifikan pada model utama, tetapi tidak lagi signifikan setelah efek tahun dikendalikan. Rata-rata lama sekolah berpengaruh positif dan signifikan, sementara kepadatan penduduk berpengaruh negatif dan signifikan pada model utama, tetapi tidak konsisten dalam pengujian ketahanan. Dengan demikian, seluruh hipotesis penelitian tidak didukung. Secara keseluruhan, variasi kriminalitas tercatat selama 2020–2024 diduga turut dipengaruhi oleh guncangan pascapandemi dan perbedaan pola pelaporan antardaerah, sehingga hubungan antara kondisi sosial ekonomi dan kriminalitas perlu ditafsirkan secara hati-hati.

Temuan tersebut menegaskan pentingnya peningkatan kualitas data kriminalitas melalui penguatan survei viktimisasi rumah tangga dan standardisasi pencatatan kejahatan antardaerah. Langkah ini diperlukan agar analisis hubungan kriminalitas dengan faktor sosial ekonomi tidak bias akibat perbedaan intensitas pelaporan. Meskipun pengentasan kemiskinan, perluasan kesempatan kerja, dan peningkatan pendidikan tetap

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

menjadi prioritas pembangunan, pengaruhnya terhadap kriminalitas belum dapat dipastikan berdasarkan data kasus yang tercatat. Oleh karena itu, kebijakan pencegahan kriminalitas perlu didukung oleh data yang lebih komprehensif agar perumusan intervensi dapat dilakukan secara tepat sasaran.

Penelitian ini memiliki keterbatasan berupa periode pengamatan yang relatif pendek, penggunaan jumlah kasus tanpa standardisasi terhadap jumlah penduduk, tidak tersedianya klasifikasi jenis kejahatan, perubahan administratif wilayah Papua, serta tidak tercakupnya Provinsi Kalimantan Utara. Untuk mengatasi keterbatasan tersebut, penelitian selanjutnya disarankan menggunakan periode pengamatan yang lebih panjang, angka kejahatan per 100.000 penduduk yang dirinci menurut jenis kejahatan, serta data viktimisasi dari Susenas atau sumber relevan lainnya. Penerapan model efek tetap dua arah (*Two-Way Fixed Effects*) juga dapat dipertimbangkan untuk mengendalikan karakteristik khusus wilayah dan guncangan waktu, sehingga estimasi hubungan antara faktor sosial ekonomi dan kriminalitas menjadi lebih akurat dan andal.

REFERENSI

Badan Pusat Statistik. (2021). Statistik kriminal 2021. https://www.bps.go.id/id/publication/2021/12/15/8d1bc84d2055e99feed39986/statistik-kriminal-2021.html

Badan Pusat Statistik. (2025). Statistik kriminal 2024/2025. https://www.bps.go.id/id/publication/2025/12/12/2edc8ea4c35b19ba912fc7e4/statistik-kriminal-2024-2025.html

Badan Pusat Statistik. (2026). Statistik kriminal; data persentase penduduk miskin, tingkat pengangguran terbuka, upah minimum provinsi, rata-rata lama sekolah, dan kepadatan penduduk menurut provinsi, 2020–2024 [Dataset]. https://www.bps.go.id

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

Becker, G. S. (1968). Crime and punishment: An economic approach. Journal of Political Economy, 76(2), 169–217. https://doi.org/10.1086/259394

Buil-Gil, D., Medina, J., & Shlomo, N. (2021). Measuring the dark figure of crime in geographic areas: Small area estimation from the Crime Survey for England and Wales. The British Journal of Criminology, 61(2), 364–388.

Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. Journal of Human Resources, 50(2), 317–372. https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317

Cohen, L. E., & Felson, M. (1979). Social change and crime rate trends: A routine activity approach. American Sociological Review, 44(4), 588–608. https://doi.org/10.2307/2094589

Ehrlich, I. (1973). Participation in illegitimate activities: A theoretical and empirical investigation. Journal of Political Economy, 81(3), 521–565. https://doi.org/10.1086/260058

Glaeser, E. L., & Sacerdote, B. (1999). Why is there more crime in cities? Journal of Political Economy, 107(S6), S225–S258. https://doi.org/10.1086/250109

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

Hachica, E., & Triani, M. (2022). Pengaruh pendidikan, pengangguran dan kepadatan penduduk terhadap kriminalitas di Indonesia. Ecosains: Jurnal Ilmiah Ekonomi dan Pembangunan, 11(1), 63–70.

Harati, R. (2025). Pengaruh upah minimum regional dan kesempatan kerja terhadap kriminalitas di Kalimantan Tengah. Prosiding Seminar Nasional Indonesia, 3(2), 322–332.

Hjalmarsson, R., & Lochner, L. (2012). The impact of education on crime: International evidence. CESifo DICE Report, 10(2), 49–55.

Istiqomah, N. (2024). Analisis determinan kriminalitas di Kalimantan Timur dalam konteks pembangunan Ibu Kota Nusantara: Pendekatan regresi binomial negatif. BESTARI: Buletin Statistika dan Aplikasi Terkini, 5, 1–11.

Kosmaryati, K., Handayani, C. A., Isfahani, R. N., & Widodo, E. (2019). Faktor-faktor yang mempengaruhi kriminalitas di Indonesia tahun 2011–2016 dengan regresi data panel. Indonesian Journal of Applied Statistics, 2(1), 10–20. https://doi.org/10.13057/ijas.v2i1.27932

Kuciswara, D., Muslihatinningsih, F., & Santoso, E. (2021). Pengaruh urbanisasi, tingkat kemiskinan, dan ketimpangan pendapatan terhadap kriminalitas di Provinsi Jawa Timur. JAE (Jurnal Akuntansi dan Ekonomi), 6(3), 1–9.

Machin, S., Marie, O., & Vujić, S. (2011). The crime reducing effect of education. The Economic Journal, 121(552), 463–484. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02430.x

Murialti, N., & Hadi, M. F. (2023). Analisis tingkat kriminalitas di propinsi dengan pendekatan data panel. Jurnal Akuntansi dan Ekonomika, 13(1), 56–64.

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

Nadilla, U., & Farlian, T. (2023). Pengaruh PDRB perkapita, pendidikan, pengangguran, dan jumlah polisi terhadap angka kriminalitas di Provinsi Aceh. Jurnal Ilmiah Mahasiswa Ekonomi Pembangunan, 3(1), 110–118.

Nivette, A. E., Zahnow, R., Aguilar, R., Ahven, A., Amram, S., Ariel, B., ... Eisner, M. P. (2021). A global analysis of the impact of COVID-19 stay-at-home restrictions on crime. Nature Human Behaviour, 5(7), 868–877. https://doi.org/10.1038/s41562-021-01139-z

Palokoto, T., Yulia, E., & Mudakir, Y. B. (2024). Analisis konsekuensi ekonomi akibat kejahatan di Indonesia. Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia, 20(2), 146–159.

Rahmalia, S., Ariusni, A., & Triani, M. (2024). Pengaruh tingkat pendidikan, pengangguran, dan kemiskinan terhadap kriminalitas di Indonesia. Jurnal Kajian Ekonomi dan Pembangunan, 1(1), 21–36.

Rahmi, M., & Adry, M. R. (2018). Pengaruh tingkat putus sekolah, kemiskinan dan pengangguran terhadap kriminalitas di Indonesia. Ecosains: Jurnal Ilmiah Ekonomi dan Pembangunan, 7(2), 147–154.

Raphael, S., & Winter-Ebmer, R. (2001). Identifying the effect of unemployment on crime. The Journal of Law and Economics, 44(1), 259–283. https://doi.org/10.1086/320275

Sabiq, R. M., & Nurwati, N. (2021). Pengaruh kepadatan penduduk terhadap tindakan kriminal. Jurnal Kolaborasi Resolusi Konflik, 3(2), 161–167.

Soares, R. R. (2004). Development, crime and punishment: Accounting for the international differences in crime rates. Journal of Development Economics, 73(1), 155–184.

Tarling, R., & Morris, K. (2010). Reporting crime to the police. The British Journal of Criminology, 50(3), 474–490.

Xie, M., & Baumer, E. P. (2019). Crime victims' decisions to call the police: Past research and new directions. Annual Review of Criminology, 2, 217–240. https://doi.org/10.1146/annurev-criminol-011518-024748

Zuhairah, I., Rahayu, J., Asnidar, A., & Andiny, P. (2024). Pengaruh kepadatan penduduk, pendidikan dan pertumbuhan ekonomi terhadap kriminalitas di Kota Langsa. Jurnal Ilmu Ekonomi, 3(3), 115–131.