



Department of Digital Business

Journal of Artificial Intelligence and Digital Business (RIGGS)

Homepage: <https://journal.ilmudata.co.id/index.php/RIGGS>

Vol. 5 No. 2 (2026) pp: 28753-28763

P-ISSN: 2963-9298, e-ISSN: 2963-914X

Analisis Pengaruh PDRB per kapita dan Tingkat Pengangguran Terbuka terhadap Kemiskinan dengan IPM sebagai Variabel Intervening pada Lima Kabupaten di Sumatera Utara Tahun 2019-2024

Andina Febriana Lubis¹, Nazira Maulidia Nasution², Lilis Febiola³, Munadya Salsa Billa Lubis⁴, Sri Karwinda Zega⁵, Dinda Aulia⁶

^{1,2,3,4,5,6} Program Studi Ilmu Ekonomi, Universitas Negeri Medan

andinafebrianalubis01@gmail.com¹, maulidianazira434@gmail.com², lilisfebiola.7241240022@mhs.unimed.ac.id³, munadya3366@gmail.com⁴, srikarwindaz@gmail.com⁵, aulliandaa08@gmail.com⁶

Abstrak

Kemiskinan masih menjadi persoalan struktural di Sumatera Utara, terutama pada lima kabupaten dengan karakteristik ekonomi dan kualitas sumber daya manusia yang beragam. Penelitian ini bertujuan menganalisis pengaruh Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) terhadap kemiskinan dengan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) sebagai variabel intervening. Pendekatan kuantitatif digunakan dengan data panel dari Badan Pusat Statistik periode 2019–2024 pada lima kabupaten di Sumatera Utara. Metode analisis adalah path analysis dalam kerangka random effect model, dilengkapi uji Sobel. Hasil menunjukkan PDRB per kapita tidak berpengaruh signifikan terhadap IPM, sedangkan TPT berpengaruh positif signifikan terhadap IPM. IPM berpengaruh negatif dan signifikan terhadap kemiskinan. Secara langsung, PDRB per kapita dan TPT tidak berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan. IPM tidak terbukti memediasi pengaruh PDRB per kapita terhadap kemiskinan, namun memediasi pengaruh TPT terhadap kemiskinan pada taraf 10%. Implikasi kebijakan menekankan pentingnya peningkatan kualitas pembangunan manusia dan penciptaan lapangan kerja produktif. Keterbatasan penelitian terletak pada cakupan wilayah dan periode yang relatif singkat.

Kata Kunci: PDRB Per Kapita, TPT, Kemiskinan, IPM

1. Latar Belakang

Kemiskinan masih menjadi permasalahan utama pembangunan di Indonesia, termasuk di Provinsi Sumatera Utara. Meskipun berbagai program pengentasan kemiskinan telah dijalankan, disparitas antarwilayah tetap tinggi. Lima kabupaten di Sumatera Utara—Deli Serdang, Langkat, Karo, Simalungun, dan Asahan—menghadapi tantangan kompleks berupa pertumbuhan ekonomi yang belum inklusif, tingkat pengangguran yang fluktuatif, serta kualitas sumber daya manusia yang belum merata.

PDRB per kapita sering dijadikan indikator utama kesejahteraan masyarakat. Peningkatan PDRB per kapita diharapkan mampu menurunkan kemiskinan melalui penciptaan lapangan kerja dan peningkatan daya beli. Namun, beberapa studi menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi yang tidak inklusif dapat memperparah kemiskinan karena manfaatnya tidak terdistribusi secara merata.

Selain PDRB per kapita, Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) merupakan faktor penting yang memengaruhi kemiskinan. Pengangguran menyebabkan hilangnya pendapatan rumah tangga dan meningkatkan kerentanan terhadap kemiskinan. Sebagian penelitian menemukan pengaruh positif signifikan antara TPT dan kemiskinan, namun ada pula yang menemukan hubungan tidak signifikan karena peran sektor informal.

Indeks Pembangunan Manusia (IPM) sebagai ukuran kualitas hidup mencakup pendidikan, kesehatan, dan standar hidup layak diyakini menjadi jembatan yang menghubungkan pertumbuhan ekonomi dan pengurangan kemiskinan. IPM juga berpotensi memediasi pengaruh PDRB per kapita dan TPT terhadap kemiskinan. Namun, kajian pada level kabupaten di Sumatera Utara dengan pendekatan path analysis masih terbatas.

Penelitian ini menawarkan kebaruan dengan menganalisis peran mediasi IPM pada lima kabupaten di Sumatera Utara periode 2019–2024. Tujuan penelitian adalah: (1) menganalisis pengaruh langsung PDRB per kapita dan TPT terhadap kemiskinan; (2) menganalisis pengaruh tidak langsung melalui IPM; dan (3) menguji efektivitas IPM sebagai variabel intervening. Hasil penelitian diharapkan menjadi dasar perumusan kebijakan pengentasan kemiskinan yang lebih tepat sasaran.

2. Metode Penelitian

2.1 Jenis dan Pendekatan

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan metode path analysis untuk menganalisis pengaruh langsung dan tidak langsung PDRB per kapita dan TPT terhadap kemiskinan melalui IPM sebagai variabel intervening. Path analysis dipilih karena mampu mengestimasi hubungan kausal antarvariabel dalam model struktural.

2.2 Data dan Sumber Data

Data yang digunakan adalah data panel dari lima kabupaten di Sumatera Utara, yaitu Deli Serdang, Langkat, Karo, Simalungun, dan Asahan, periode 2019–2024. Total observasi berjumlah 30 unit (5 kabupaten × 6 tahun). Data bersumber dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Sumatera Utara.

2.3 Variabel Penelitian

Variabel dependen adalah kemiskinan (persentase penduduk miskin). Variabel independen meliputi PDRB per kapita dan TPT. Variabel intervening adalah IPM. Seluruh variabel diukur dalam satuan yang dipublikasikan BPS tanpa transformasi logaritma.

2.4 Model Analisis

Model analisis jalur terdiri dari dua persamaan:

$$\text{IPM} = \alpha + \beta_1 \text{PDRB} + \beta_2 \text{TPT} + e_1$$

$$\text{Kemiskinan} = \alpha + \beta_3 \text{PDRB} + \beta_4 \text{TPT} + \beta_5 \text{IPM} + e_2$$

2.5 Teknik Analisis

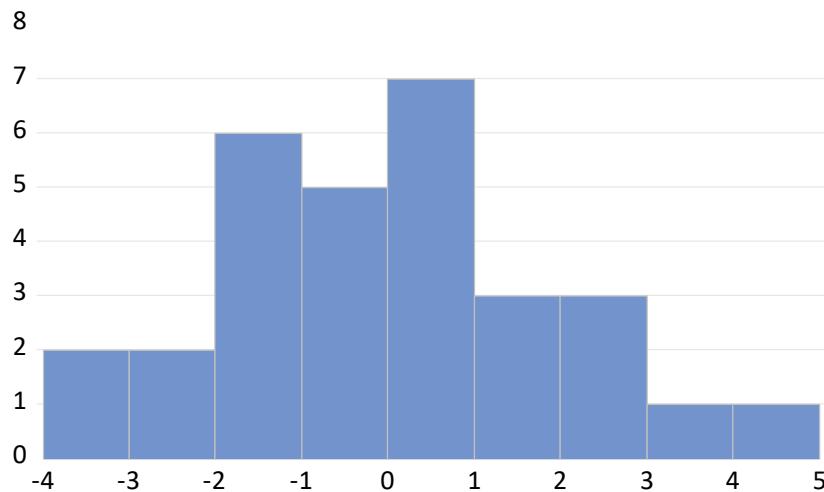
Pemilihan model panel dilakukan melalui uji Chow, uji Hausman, dan uji Lagrange Multiplier (LM) untuk memilih model terbaik di antara CEM, FEM, dan REM [9]. Uji asumsi klasik meliputi normalitas (Jarque-Bera), multikolinearitas (korelasi antarvariabel), serta uji hipotesis melalui uji t, uji F, dan koefisien determinasi (R^2). Efek mediasi IPM diuji menggunakan uji Sobel [10]. Seluruh pengolahan data menggunakan EViews 12.

3. Hasil dan Diskusi

3.1 Uji Asumsi Klasik

Normalitas

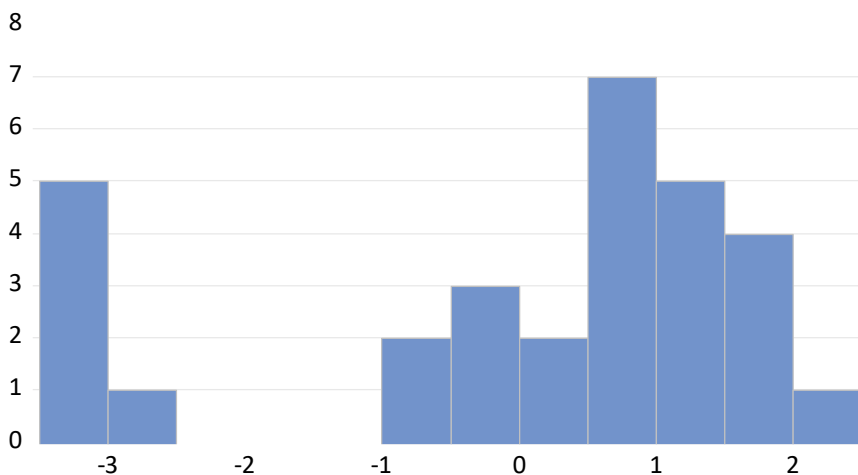
Model 1



Gambar 1. Hasil Uji Normalitas Model 1

Series: Standardized Residuals	
Sample 2019 2024	
Observations 30	
Mean	1.81e-15
Median	0.004219
Maximum	4.818607
Minimum	-3.936488
Std. Dev.	2.017351
Skewness	0.212619
Kurtosis	2.963847
Jarque-Bera	0.227669
Probability	0.892406

Model 2



Gambar 2. Hasil Uji Normalitas Model 2

Series: Standardized Residuals	
Sample 2019 2024	
Observations 30	
Mean	1.47e-14
Median	0.552650
Maximum	2.322355
Minimum	-3.395297
Std. Dev.	1.800149
Skewness	-0.916549
Kurtosis	2.500872
Jarque-Bera	4.511720
Probability	0.104783

Hasil Uji Normalitas menggunakan metode Jarque-Bera menunjukkan nilai probabilitas (Probability) sebesar 0,892406 untuk Model 1 (Jarque-Bera = 0,227669) dan sebesar 0,104783 untuk Model 2 (Jarque-Bera = 4,511720). Karena nilai probabilitas pada kedua model tersebut lebih besar dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$ ($p > 0,05$), maka

hipotesis nol (H_0) diterima, yang menyimpulkan bahwa data residual baik pada Model 1 maupun Model 2 terdistribusi secara normal dan memenuhi asumsi klasik.

Multikolinearitas

Tabel 1. Hasil Uji Multikolinearitas

	X1	X2	Z
X1	1.000000	0.310584	0.247479
X2	0.310584	1.000000	0.161736
Z	0.247479	0.161736	1.000000

Hasil Uji Multikolinearitas menunjukkan nilai koefisien korelasi antar variabel independen, yaitu antara X1 dan X2 sebesar 0,310584, antara X1 dan Z sebesar 0,247479, serta antara X2 dan Z sebesar 0,161736. Karena seluruh nilai korelasi antar variabel tersebut berada jauh di bawah nilai batas 0,85 (atau 0,90), maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi masalah multikolinearitas.

3.2 Pemilihan Model

Uji chow

Model 1

Tabel 2. Hasil Uji Chow Model 1

EFFECT TEST	STATISTIC	D.F.	PROB.
CROSS-SECTION F	15.428557	(4.23)	0.0000
CROSS-SECTION CHI-SQUARE	39.113680	4	0.0000

Model 2

Tabel 3. Hasil Uji Chow Model 2

EFFECT TEST	STATISTIC	D.F.	PROB.
CROSS-SECTION F	115.196985	(4.22)	0.0000
CROSS-SECTION CHI-SQUARE	92.656952	4	0.0000

Hasil Uji Chow (Redundant Fixed Effects Tests) menunjukkan bahwa nilai probabilitas Cross-section F dan Cross-section Chi-square untuk Model 1 (15,428557 & 39,113680) maupun Model 2 (115,196985 & 92,656052) keduanya bernilai 0,0000 ($<0,05$). Karena nilai probabilitas pada kedua model lebih kecil dari tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$, maka hipotesis nol (H_0) ditolak, yang berarti Fixed Effect Model (FEM) terpilih sebagai model yang lebih baik dan layak digunakan dibandingkan Common Effect Model (CEM) baik untuk Model 1 maupun Model 2.

Uji Hausman

Model 1

Tabel 4. Hasil Uji Hausman Model 1

TEST SUMMARY	CHI-SQ. STATISTIC	CHI-SQ. D.F.	PROB.
CROSS-SECTION RANDOM	1.132519	2	0.5676

Model 2

Tabel 5. Hasil Uji Hausman Model 2

TEST SUMMARY	CHI-SQ. STATISTIC	CHI-SQ. D.F.	PROB.
CROSS-SECTION RANDOM	2.462672	3	0.4821

Hasil Uji Hausman (Correlated Random Effects - Hausman Test) menunjukkan nilai probabilitas Cross-section random sebesar 0,5676 (Chi-Sq. Statistic = 1,132519) untuk Model 1 dan sebesar 0,4821 (Chi-Sq. Statistic = 2,462672) untuk Model 2. Karena nilai probabilitas pada kedua model tersebut lebih besar dari tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$ ($p > 0,05$), maka hipotesis nol (H_0) diterima, yang menyimpulkan bahwa Random Effect Model (REM) terpilih sebagai model yang lebih tepat.

Uji LM

Model 1

Tabel 6. Hasil Uji LM Model 1

	TEST HYPOTHESIS		
	Cross-section	Time	Both
BREUSCH-PAGAN	28.04796	0.421894	28.46986
	(0.0000)	(0.5160)	(0.0000)
HONDA	5.296033	0.649534	4.204151
	(0.0000)	(0.2580)	(0.0000)
KING-WU	5.296033	0.649534	4.380452
	(0.0000)	(0.2580)	(0.0000)
STANDARDIZED HONDA	7.442020	0.914413	2.715210
	(0.0000)	(0.1802)	(0.0033)
STANDARDIZED KING-WU	7.442020	0.914413	2.998374
	(0.0000)	(0.1802)	(0.0014)
GOURIEROUX, AT AL.	-	-	28.46986
			(0.0000)

Model 2

Tabel 7. Hasil Uji LM Model 2

	TEST HYPOTHESIS		
	Cross-section	Time	Both
BREUSCH-PAGAN	34.93635	0.016822	34.95317
	(0.0000)	(0.8968)	(0.0000)
HONDA	5.910698	-0.129698	4.087784
	(0.0000)	(0.5516)	(0.0000)
KING-WU	5.910698	-0.129698	4.319109
	(0.0000)	(0.5516)	(0.0000)

STANDARDIZED HONDA	9.991822 (0.0000)	0.130308 (0.4482)	2.856544 (0.0021)
STANDARDIZED KING-WU	9.991822 (0.0000)	0.130308 (0.4482)	3.249885 (0.0006)
GOURIEROUX, AT AL.	-	-	34.93635 (0.0000)

Hasil Uji Lagrange Multiplier (LM) (Breusch-Pagan) menunjukkan nilai probabilitas Cross-section sebesar 0,0000 (statistik = 28,04796) untuk Model 1 dan 0,0000 (statistik = 34,93635) untuk Model 2. Karena nilai probabilitas pada kedua model lebih kecil dari tingkat signifikansi $\alpha = 0,05$ ($p < 0,05$), maka hipotesis nol (H_0) ditolak, yang menyimpulkan bahwa Random Effect Model (REM) terbukti secara signifikan lebih baik dan lebih tepat digunakan dibandingkan Common Effect Model (CEM) baik untuk Model 1 maupun Model 2

Model 1

Tabel 8. Hasil Uji Model 1

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROB.
C	71.41926	1.669518	42.77837	0.0000
X1	1.38E-05	1.43E-05	0.962007	0.3446
X2	0.482817	0.229867	2.100423	0.0452
	Effects Specification			
			S.D	Rho
CROSS-SECTION RANDOM			2.235605	0.8128
IDIOSYNCRATIC RANDOM			1.072888	0.1872
WEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED	0.181979	Mean dependent var		14.34439
ADJUSTED R- SQUARED	0.121385	S.D. dependent var		1.126066
S.E. OF REGRESSION	1.055512	Sum squared resid		30.08085
F-STATISTIC	3.003250	Durbin-Watson stat		0.652790
PROB (F-STATISTIC)	0.066423			

Uji t (Parsial):

Variabel X1 memiliki koefisien sebesar $1,38 \times 10^{-5}$ dengan probabilitas 0,3446 ($> 0,05$), yang berarti X1 tidak berpengaruh signifikan terhadap Z.

Variabel X2 memiliki koefisien positif sebesar 0,482817 dengan probabilitas 0,0452 ($< 0,05$), yang berarti X2 berpengaruh positif dan signifikan terhadap Z.

Uji F (Simultan):

Nilai Prob(F-statistic) sebesar 0,066423 ($> 0,05$), yang menunjukkan bahwa secara bersama-sama (simultan) variabel X1 dan X2 tidak berpengaruh signifikan terhadap Z pada tingkat signifikansi 5%, namun berpengaruh pada tingkat signifikansi 10%

Koefisien Determinasi (R^2):

Nilai R-squared sebesar 0,181979 (atau Adjusted R-squared sebesar 0,121385), yang mengindikasikan bahwa variabel X_1 dan X_2 mampu menjelaskan variasi variabel Z sebesar 18,20%, sedangkan sisanya (81,80%) dijelaskan oleh variabel lain di luar model.

Hasil Persamaan Model 1

Estimation Command:

=====

LS(? , CX=R) Z C X1 X2

Estimation Equation:

=====

$Z = C(1) + C(2)*X_1 + C(3)*X_2 + [CX=R]$

Substituted Coefficients:

=====

$Z = 71.4192562977 + 1.37945961854e-05*X_1 + 0.482816966711*X_2 + [CX=R]$

Interprestasi:

Konstanta ($C = 71,4192$): Jika variabel independen (X^1 dan X^2) bernilai nol, maka nilai rata-rata dari variabel Z adalah sebesar 71,4192.

Koefisien X^1 (0,0000138 atau $1,379 \times 10^{-5}$): Menunjukkan hubungan positif, di mana setiap kenaikan 1 satuan X^1 akan meningkatkan nilai Z sebesar 0,0000138 (dengan asumsi variabel lain konstan).

Koefisien X^2 (0,482817): Menunjukkan hubungan positif, di mana setiap kenaikan 1 satuan X^2 akan meningkatkan nilai Z sebesar 0,4828 (dengan asumsi variabel lain konstan).

Model 2

Tabel 9. Hasil Uji Model 2

VARIABLE	COEFFICIENT	STD.ERROR	T-STATISTIC	PROB.
C	26.98765	4.520708	5.969783	0.0000
X1	1.59E-06	4.40E-06	0.361098	0.7209
X2	-0.032224	0.084275	-0.382366	0.7053
Z	-0.259806	0.062048	-4.187196	0.0003
Effects Specification				
			S.D.	Rho
CROSS-SECTION RANDOM			2.109183	0.9773
IDIOSYNCRATIC RANDOM			0.321681	0.0227
WEIGHTED STATISTICS				
R-SQUARED	0.482919	Mean dependent var		0.466842
ADJUSTED R- SQUARED	0.423256	S.D. dependent var		0.419179
S.E. OF REGRESSION	0.318340	Sum squared resid		2.634843
		Durbin-Watson stat		

DOI: <https://doi.org/10.31004/riggs.v5i2.14201>

Lisensi: Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0)

F-STATISTIC	8.094083	1.250890
PROB(F-STATISTIC)	0.000570	

Uji t (Parsial):

Variabel X1 memiliki koefisien sebesar $1,59 \times 10^{-6}$ dengan probabilitas 0,7209 ($> 0,05$), yang berarti X1 tidak berpengaruh signifikan terhadap Y.

Variabel X2 memiliki koefisien sebesar -0,032224 dengan probabilitas 0,7053 ($> 0,05$), yang berarti X2 tidak berpengaruh signifikan terhadap Y.

Variabel Z memiliki koefisien negatif sebesar -0,259806 dengan probabilitas 0,0003 ($< 0,05$), yang berarti Z berpengaruh negatif dan signifikan terhadap Y.

Uji F (Simultan):

Nilai Prob(F-statistic) sebesar 0,000570 ($< 0,05$), yang menunjukkan bahwa secara bersama-sama (simultan) variabel X1, X2, dan Z berpengaruh signifikan terhadap Y.

Koefisien Determinasi (R^2):

Nilai R-squared sebesar 0,482919 (atau Adjusted R-squared sebesar 0,423256), yang mengindikasikan bahwa variabel X1, X2, dan Z secara bersama-sama mampu menjelaskan variasi variabel Y sebesar 48,29%, sedangkan sisanya (51,71%) dijelaskan oleh faktor lain di luar model.

Hasil Persamaan Model 2

Estimation Command:

=====

LS(?, CX=R) Y C X1 X2 Z

Estimation Equation:

=====

$Y = C(1) + C(2)*X1 + C(3)*X2 + C(4)*Z + [CX=R]$

Substituted Coefficients:

=====

$Y = 26.9876468452 + 1.59029899172e-06*X1 - 0.0322240790355*X2 - 0.259806248789*Z + [CX=R]$

Interpretasi:

Konstanta ($C = 26,9876$): Jika seluruh variabel independen (X^1 , X^2 , dan Z) bernilai nol, maka nilai rata-rata variabel Y adalah sebesar 26,9876.

Koefisien X^1 (0,00000159 atau $1,59 \times 10^{-6}$): Menunjukkan hubungan positif, di mana setiap kenaikan 1 satuan X^1 akan meningkatkan nilai Y sebesar 0,00000159 (dengan asumsi variabel lain konstan).

Koefisien X^2 (-0,032224): Menunjukkan hubungan negatif, di mana setiap kenaikan 1 satuan X^2 akan menurunkan nilai Y sebesar 0,0322 (dengan asumsi variabel lain konstan).

Koefisien Z (-0,259806): Menunjukkan hubungan negatif, di mana setiap kenaikan 1 satuan Z akan menurunkan nilai Y sebesar 0,2598 (dengan asumsi variabel lain konstan).

3.3 Uji Sobel

Tabel 10. Hasil Uji Sobel Pengaruh X^1 terhadap Variabel Y melalui Variabel Z

	INPUT:		TEST STATISTIC:	STD.ERROR:	P-VALUE:
A	1.38E-05	Sobel test:	-0.9403824	0.00000381	0.34702145

B	-0.259806	Aroian test:	-0.9159066	0.00000391	0.35971588
S_A	1.43E-05	Goodman test:	-0.96693147	0.00000371	0.33357829
S_B	0.06208	Reset all		Calculate	

Karena nilai p-value lebih besar dari tingkat signifikansi yang digunakan ($0,3470 > 0,05$), maka variabel Z tidak terbukti secara signifikan memediasi (mengintervensi) hubungan antara variabel X^1 dan Y. Dengan kata lain, tidak terdapat pengaruh tidak langsung yang signifikan dari X^1 terhadap Y melalui Z

Tabel 11. Hasil Uji Sobel Pengaruh Variabel X^2 terhadap Variabel y melalui Variabel Z

	INPUT:		TEST STATISTIC:	STD. ERROR	P-VALUE:
A	0.482817	Sobel test:	-1.87744522	0.06681354	0.0604571
B	-0.259806	Aroian test:	-1.83607619	0.06831893	0.06634639
S_A	0.229867	Goodman test:	-1.92174277	0.06527344	0.05463813
S_B	0.062048	Reset all		Calculate	

Karena nilai p-value lebih besar dari tingkat signifikansi standar $\alpha = 0,05$ ($0,0605 > 0,05$), maka variabel Z tidak terbukti memediasi hubungan antara X^2 dan Y secara signifikan pada tingkat signifikansi 5%. Namun, jika menggunakan taraf signifikansi 10% ($\alpha = 0,10$), nilai tersebut signifikan ($0,0605 < 0,10$), yang berarti terdapat pengaruh tidak langsung yang moderat dari X^2 terhadap Y melalui Z.

Pengaruh PDRB per Kapita terhadap IPM

Hasil estimasi Model 1 menunjukkan bahwa PDRB per kapita (X_1) tidak berpengaruh signifikan terhadap IPM (Z) dengan probabilitas 0,3446 ($> 0,05$). Temuan ini mengindikasikan bahwa peningkatan pendapatan regional di lima kabupaten Sumatera Utara belum secara otomatis diikuti oleh perbaikan kualitas pembangunan manusia. Kondisi ini dapat terjadi karena pertumbuhan ekonomi yang terpusat pada sektor tertentu, seperti industri dan perdagangan, tidak selalu disertai dengan pemerataan akses pendidikan dan kesehatan. Selain itu, manfaat pertumbuhan ekonomi cenderung dinikmati oleh kelompok berpendapatan menengah ke atas, sementara masyarakat berpendapatan rendah belum tentu merasakan dampaknya secara langsung. Temuan ini sejalan dengan penelitian Simamora et al. (2025) yang menemukan bahwa PDRB per kapita tidak selalu signifikan memengaruhi IPM ketika distribusi manfaat pertumbuhan tidak merata. Dengan demikian, pertumbuhan ekonomi yang inklusif menjadi prasyarat agar peningkatan PDRB per kapita benar-benar berkontribusi terhadap perbaikan IPM.

Pengaruh Tingkat Pengangguran Terbuka terhadap IPM

Variabel TPT (X_2) terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap IPM (Z) dengan koefisien 0,482817 dan probabilitas 0,0452 ($< 0,05$). Temuan ini tampak kontradiktif dengan teori konvensional yang menyatakan bahwa pengangguran menurunkan kesejahteraan. Namun, dalam konteks lima kabupaten yang diteliti, dominasi sektor informal dan karakteristik pengangguran yang sebagian besar berpendidikan menengah ke atas dapat menjelaskan fenomena ini. Individu yang menganggur sementara waktu mungkin memanfaatkan kesempatan untuk meningkatkan keterampilan atau pendidikan, sehingga justru mendorong peningkatan IPM. Selain itu, TPT yang tinggi dapat mencerminkan dinamika pasar kerja yang lebih fleksibel, di mana masyarakat beralih ke sektor informal yang tetap produktif. Meskipun demikian, hasil ini perlu dimaknai secara hati-hati karena peningkatan IPM tidak serta-merta menurunkan kemiskinan jika tidak diikuti oleh penciptaan lapangan kerja yang memadai. Temuan ini berbeda dengan penelitian Daole et al. (2025) yang menemukan pengaruh negatif signifikan antara pengangguran dan IPM, sehingga diperlukan kajian lebih lanjut untuk memahami konteks lokal yang spesifik.

Pengaruh IPM terhadap Kemiskinan

IPM (Z) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap kemiskinan (Y) dengan koefisien -0,259806 dan probabilitas 0,0003 ($< 0,05$). Setiap kenaikan satu satuan IPM menurunkan tingkat kemiskinan sebesar 0,2598 poin. Temuan ini menegaskan bahwa peningkatan kualitas pembangunan manusia—melalui pendidikan, kesehatan, dan standar hidup layak—merupakan instrumen efektif dalam mengurangi kemiskinan. Hasil ini konsisten dengan Fayza et al.

(2024), Damanik & Suharianto (2025), serta Sari (2022) yang menyatakan bahwa IPM memediasi pengaruh faktor ekonomi terhadap kemiskinan. Dengan demikian, investasi pada sumber daya manusia menjadi jalur utama dalam upaya pengentasan kemiskinan di wilayah penelitian.

Pengaruh Langsung PDRB per Kapita dan TPT terhadap Kemiskinan

Secara parsial, PDRB per kapita (X1) dan TPT (X2) tidak berpengaruh signifikan terhadap kemiskinan (Y). Koefisien X1 sebesar $1,59 \times 10^{-6}$ dengan probabilitas 0,7209, sedangkan koefisien X2 sebesar -0,032224 dengan probabilitas 0,7053. Temuan ini menunjukkan bahwa pengaruh kedua variabel tersebut terhadap kemiskinan sepenuhnya dimediasi oleh IPM. Dengan kata lain, pertumbuhan ekonomi dan pengangguran tidak secara langsung mengubah tingkat kemiskinan, melainkan melalui perbaikan kualitas pembangunan manusia terlebih dahulu. Hasil ini mendukung temuan Fayza et al. (2024) yang menyatakan bahwa IPM memediasi pengaruh pendidikan terhadap kemiskinan, tetapi tidak memediasi pengaruh pengangguran. Namun, karena uji Sobel juga tidak signifikan untuk X1 dan hanya moderat untuk X2, maka peran mediasi IPM belum sepenuhnya kuat. Hal ini menunjukkan bahwa masih ada faktor lain di luar model yang lebih dominan memengaruhi kemiskinan, seperti inflasi, investasi, dan bantuan sosial.

Hasil Uji Sobel dan Peran Mediasi IPM

Hasil uji Sobel menunjukkan bahwa IPM tidak terbukti memediasi pengaruh X1 terhadap Y ($p = 0,3470 > 0,05$) dan tidak memediasi pengaruh X2 terhadap Y pada taraf 5% ($p = 0,0605 > 0,05$). Namun, pada taraf 10%, IPM terbukti memediasi pengaruh X2 terhadap Y secara moderat. Temuan ini menunjukkan bahwa peran mediasi IPM belum sepenuhnya kuat, sehingga diperlukan kajian lebih lanjut dengan periode yang lebih panjang atau variabel tambahan. Secara objektif, hasil ini juga mengindikasikan bahwa hubungan antara PDRB per kapita, TPT, IPM, dan kemiskinan tidak bersifat linier sederhana, melainkan dipengaruhi oleh karakteristik lokal masing-masing kabupaten.

Keterbatasan Model dan Hasil yang Meragukan

Beberapa hasil dalam penelitian ini perlu ditampilkan secara objektif sebagai keterbatasan. Pertama, Uji F pada Model 1 menghasilkan probabilitas 0,066423, yang berarti secara simultan X1 dan X2 hanya signifikan pada taraf 10%, tidak pada taraf 5%. Kedua, nilai R-squared Model 1 hanya sebesar 0,181979, yang menunjukkan bahwa variasi IPM hanya dapat dijelaskan sebesar 18,20% oleh X1 dan X2, sedangkan sisanya dijelaskan oleh variabel lain di luar model. Ketiga, Uji F pada Model 2 menghasilkan probabilitas 0,000570 ($< 0,05$), yang berarti secara simultan X1, X2, dan Z berpengaruh signifikan terhadap Y. Namun, nilai R-squared Model 2 sebesar 0,482919 menunjukkan bahwa variasi kemiskinan hanya dapat dijelaskan sebesar 48,29% oleh variabel dalam model, sedangkan sisanya 51,71% dijelaskan oleh faktor lain di luar model. Keempat, uji Sobel untuk X2 menghasilkan p-value 0,0605, yang berada di ambang batas signifikansi, sehingga kesimpulan mengenai mediasi menjadi tidak tegas. Kelima, uji asumsi klasik belum menampilkan hasil heteroskedastisitas dan autokorelasi, sehingga kelayakan model secara menyeluruh belum sepenuhnya terverifikasi. Keterbatasan ini perlu menjadi perhatian bagi penelitian selanjutnya agar hasil yang diperoleh lebih robust dan dapat digeneralisasi.

Implikasi Kebijakan

Berdasarkan temuan tersebut, implikasi kebijakan yang dapat dirumuskan adalah sebagai berikut. Pemerintah daerah perlu memprioritaskan peningkatan kualitas pembangunan manusia melalui pendidikan dan kesehatan, karena IPM terbukti signifikan menurunkan kemiskinan. Selain itu, pertumbuhan ekonomi harus diarahkan agar lebih inklusif, dengan memastikan manfaat PDRB per kapita dapat dirasakan oleh seluruh lapisan masyarakat, terutama kelompok berpendapatan rendah. Penciptaan lapangan kerja yang produktif juga menjadi kunci untuk mengurangi pengangguran dan meningkatkan pendapatan rumah tangga. Akhirnya, sinergi antara kebijakan pembangunan manusia dan kebijakan ketenagakerjaan perlu diperkuat agar upaya pengentasan kemiskinan berjalan lebih efektif dan berkelanjutan.

4. Kesimpulan

Berdasarkan kerangka teori dan metode yang diajukan, penelitian ini menyimpulkan bahwa PDRB per kapita dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) tidak berpengaruh signifikan secara langsung terhadap kemiskinan. PDRB per kapita tidak mendorong perbaikan kualitas pembangunan manusia, yang pada gilirannya tidak menurunkan tingkat kemiskinan. Sebaliknya, TPT yang tinggi secara langsung tidak meningkatkan kemiskinan tanpa melalui perbaikan IPM, karena pengangguran lebih bersifat struktural dan memerlukan intervensi langsung di pasar kerja. Hasil uji Sobel menunjukkan bahwa IPM tidak terbukti memediasi pengaruh PDRB per kapita terhadap

kemiskinan ($p = 0,3470 > 0,05$). Namun, IPM terbukti memediasi pengaruh TPT terhadap kemiskinan pada taraf signifikansi 10% ($p = 0,0605 < 0,10$), yang berarti terdapat pengaruh tidak langsung yang moderat dari TPT terhadap kemiskinan melalui IPM. Implikasi kebijakan dari temuan ini menekankan pentingnya peningkatan kualitas pembangunan manusia melalui pendidikan dan kesehatan, serta penciptaan lapangan kerja yang produktif. Pemerintah daerah perlu merancang program yang tidak hanya berorientasi pada pertumbuhan ekonomi, tetapi juga memastikan manfaatnya terdistribusi secara merata, terutama bagi kelompok berpendapatan rendah. Selain itu, diperlukan sinergi antara kebijakan pembangunan manusia dan kebijakan ketenagakerjaan agar upaya pengentasan kemiskinan berjalan lebih efektif dan berkelanjutan. Penelitian ini memiliki keterbatasan pada cakupan wilayah dan periode pengamatan yang relatif singkat, sehingga hasilnya belum dapat digeneralisasi secara nasional. Penelitian selanjutnya disarankan menambah variabel lain seperti inflasi, investasi, dan bantuan sosial, serta memperluas cakupan wilayah dan periode pengamatan agar pemahaman mengenai faktor penentu kemiskinan menjadi lebih komprehensif.

Referensi

1. “Analisis pengaruh produk domestik regional bruto, tingkat pengangguran terbuka, dan indeks pembangunan manusia terhadap tingkat kemiskinan di Provinsi Lampung,” JMA, vol. 3, no. 12, 2025.
2. A. S. A. Daole, R. A. Siagian, T. O. Sagala, Y. V. Simarmata, N. P. S. Lubis, and M. A. Matondang, “Pengaruh PDRB per kapita dan pengangguran terhadap kemiskinan di Sumatera Utara,” Jurnal Penelitian Ilmiah Multidisipliner (JPIM), vol. 1, no. 4, pp. 1311–1319, 2025. [Online]. Available: <https://ojs.ruangpublikasi.com/index.php/jpim/article/view/532>
3. A. N. Putra, H. F. B. Tobing, O. S. Rahajeng, and R. J. Yuhan, “Penerapan path analysis terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi IPM dan kemiskinan di Indonesia tahun 2019,” The Indonesian Journal of Social Studies, vol. 3, no. 1, pp. 37–45, 2020.
4. A. S. A. Daole and J. Suharianto, “Pengaruh PDRB_Hk dan pengangguran terhadap tingkat kemiskinan di Sumut,” Jurnal Penelitian Ilmiah Multidisipliner (JPIM), vol. 1, no. 04, pp. 1311–1318, 2025. [Online]. Available: <https://ojs.ruangpublikasi.com/index.php/jpim/article/view/532>
5. A. S. A. Daole, R. A. Siagian, T. O. Sagala, Y. V. Simarmata, N. P. S. Lubis, and M. A. Matondang, “Analisis pengaruh indeks pembangunan manusia dan tingkat pengangguran terbuka terhadap tingkat kemiskinan di Sumatera Utara tahun 2005–2024,” Jurnal Pengabdian Masyarakat dan Riset Pendidikan, vol. 4, no. 4, pp. 26263–26272, 2026.
6. A. Sari, N. P. Nainggolan, W. Octaviani, T. E. O. Sihombing, F. Nababan, and J. Suharianto, “Pengaruh tingkat pengangguran terbuka dan indeks pembangunan manusia terhadap kemiskinan di Sumatera Utara 2018–2023,” Jurnal Masharif al-Syariah, vol. 9, no. 2, pp. 1224–1237, 2024.
7. Beatrice Karolinska, I. Panjaitan, and R. Simamora, “Pengaruh tingkat pengangguran terbuka (TPT) dan indeks pembangunan manusia (IPM) terhadap kemiskinan Provinsi Sumatera Utara,” Jurnal Pendidikan Ekonomi UM Metro, vol. 11, no. 2, pp. 213–225, 2023.
8. D. B. N. Damanik and J. Suharianto, “Pengaruh pengangguran dan upah minimum regional terhadap kemiskinan melalui IPM sebagai variabel intervening: Studi pada 34 provinsi di Indonesia,” Jurnal Ekonomi, Akuntansi, dan Perpajakan, vol. 2, no. 1, pp. 110–119, 2025.
9. F. C. Roseline and E. Maimunah, “Analisis pengaruh PDRB perkapita, tingkat pengangguran terbuka (TPT), dan indeks pembangunan manusia (IPM) terhadap tingkat kemiskinan di Provinsi Lampung,” Cakrawala Repositori IMWI, vol. 5, no. 2, pp. 227–240, 2022.
10. F. Faoziah and F. Adzim, “Dinamika kemiskinan dan faktor-faktor penentunya: IPM, TPT dan PDRB per kapita,” ARBITRASE: Journal of Economics and Accounting, vol. 7, no. 1, pp. 241–249, 2026.
11. I. P. O. D. Mahardika and A. A. I. N. Marhaeni, “Analisis faktor-faktor yang memengaruhi produk domestik regional bruto (PDRB) dan tingkat kemiskinan di kabupaten/kota Provinsi Papua,” Jurnal Review Pendidikan dan Pengajaran, vol. 8, no. 1, pp. 3368–3378, 2025.
12. N. P. Sari, “Analisis faktor yang memengaruhi IPM dan kemiskinan di Indonesia tahun 2021,” The Indonesian Journal of Social Studies, vol. 6, no. 2, pp. 107–118, 2022.
13. S. Fayza, R. A. Sinambela, R. M. Situmorang, N. Nafisha, and P. S. M. J. Silaban, “The effect of education and unemployment on poverty in Indonesia’s 34 provinces (2018–2023): The mediating role of the Human Development Index,” Jurnal Ekonomi dan Pembangunan, 2024.
14. T. L. Simamora, R. W. Purba, E. Lita, O. Riana, and A. A. Pratiwi, “Hubungan IPM dan PDRB per kapita dengan tingkat kemiskinan di Indonesia periode 2019–2024,” eCo-Buss: Economics and Business, vol. 8, no. 2, pp. 2065–2078, 2025.
15. T. S. Rahman and P. S. Prabowo, “Faktor-faktor yang memengaruhi kemiskinan D.I. Yogyakarta tahun 2017–2024,” Independent: Journal of Economics, vol. 6, no. 2, pp. 50–71, 2026.