

e-ISSN: 2807-6214



Jurnal Statistika Terapan

Vol 06

No 01 Tahun 2026 Juni



**BADAN PUSAT STATISTIK
PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR**

PENGARUH PEREMPUAN DALAM MENGENTASKAN KEMISKINAN: ANALISIS REGRESI PANEL WILAYAH PARIWISATA DAN NONPARIWISATA DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR, 2017- 2024

Kautsar Hilmi Izzuddin^{1*}, Muhammad Dzaky Fawwaz²

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Ogan Komering Ulu Selatan, Indonesia

²Badan Pusat Statistik Kabupaten Nabire, Indonesia

*Korespondensi Penulis: kautsar.hilmi@bps.go.id, dzaky.fawwaz@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 5 April, 2026

Revised 29 April, 2026

Accepted 11 Juny, 2026

Published 30 Juny, 2026

Introduction/Main Objectives: Nusa Tenggara Timur (NTT) consistently occupies a position as one of the provinces with the highest poverty levels in Indonesia. This situation is further worsened by poverty reduction targets that have not been met as of 2024, even though the region has great tourism potential. This poverty phenomenon is also closely linked to the economic participation of women. **Background Problem:** This study aims to analyze the impact of women on poverty and compare this effect between tourism and non-tourism areas in NTT. **Novelty:** While many studies on poverty have been conducted, research that compares the role of women by separating tourism and non-tourism bases in NTT remains very limited. **Research Method:** This study uses panel data regression analysis from 22 regencies during the 2017–2024 period, which also splits the model into tourism and non-tourism categories. **Finding/Results:** Results show that increases in women's life expectancy, expenditure, and literacy rates significantly lower poverty in tourism areas. However, in non-tourism areas, the labor force participation rate and literacy are the main factors, while life expectancy does not have a significant effect. On the contrary, the percentage of women of productive age does not show a significant impact in either region.

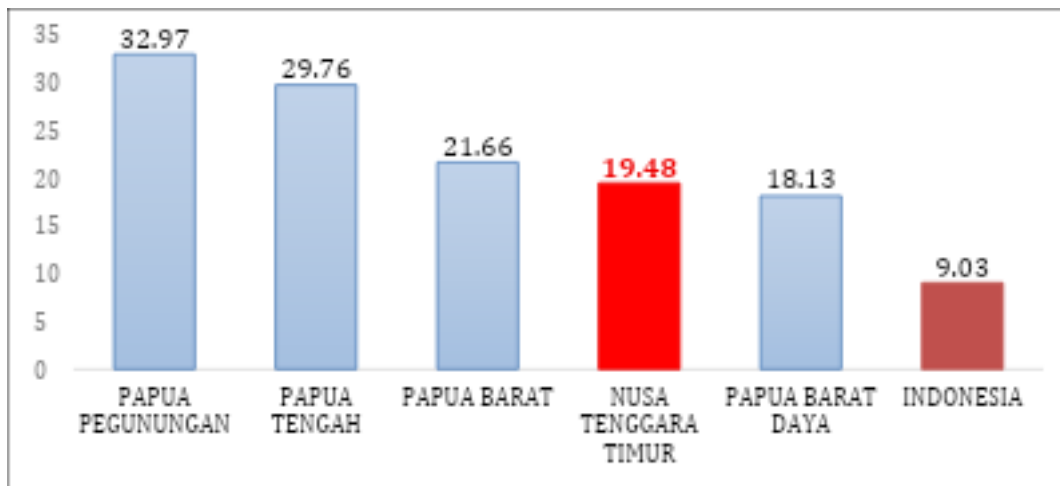
Keywords:

Nusa Tenggara Timur; Panel Data Regression; Poverty; Tourism; Women

1. Pendahuluan

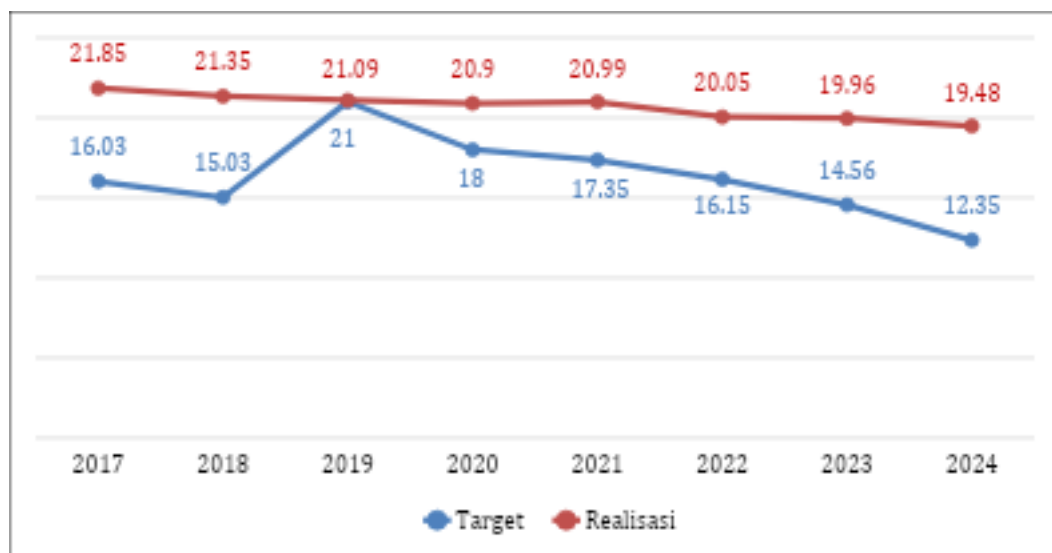
Kemiskinan telah menjadi masalah yang dianggap penyakit sosial dan ekonomi di seluruh negara dan akar berbagai masalah (Prawoto, 2009; Suharianto & Lubis, 2022). United Nations (2018) menekankan kemiskinan menjadi tujuan pertama dalam Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (SDG's). Upaya pengentasan kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) difokuskan melalui Rencana Pembangunan Jangka Menengah Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur (RPJMD) (Pemprov NTT, 2025). Strategi ini

dijabarkan salah satunya Dasa Cita ke-2 dan Dasa Cita ke-3 yang memposisikan perempuan dalam pariwisata sebagai lokomotif ekonomi inklusif.



Gambar 1. Lima Provinsi dengan Persentase Penduduk Miskin Tertinggi di Indonesia Tahun 2024

Gambar 1 menunjukkan bahwa NTT termasuk ke dalam provinsi dengan persentase penduduk miskin keempat tertinggi pada tahun 2024 beserta provinsi lainnya yang termasuk ke dalam Kawasan Timur Indonesia (KTI). Persentase penduduk miskin di Indonesia pada tahun 2024 sebesar 9,03 persen, sedangkan persentase penduduk miskin di NTT mencapai hingga dua kali lipat yaitu sebesar 19,48 persen. Sejak tahun 2017, proporsi penduduk miskin di NTT mencapai 21,85 persen atau sebanyak 1.150,8 ribu jiwa yang hidup di bawah garis kemiskinan (BPS, 2024).



Gambar 2. Target Penduduk Miskin (%) dan Realisasi Penduduk Miskin (%) di Provinsi NTT Tahun 2017-2024

Gambar 2 menunjukkan bahwa target persentase penduduk miskin Provinsi NTT berada di rentang 12-21 persen. Namun, realisasinya tidak sejalan dengan target yang telah ditentukan. Pada tahun 2017, realisasi penduduk miskin mencapai 21,85 persen, jauh di atas target sebesar 16,03 persen. Hal yang sama terus terjadi hingga tahun 2024

yang menunjukkan target yang ditentukan tidak pernah tercapai. Persentase penduduk miskin dari tahun ke tahun walaupun terus mengalami penurunan, tetapi tidak menunjukkan perubahan yang signifikan.

Pada tahun 2024, persentase perempuan di Indonesia yang berada di bawah garis kemiskinan sebesar 9,20 persen. Nilai ini lebih tinggi dibandingkan laki-laki (8,86 persen). Di Provinsi NTT persentase penduduk perempuan pada tahun 2024 sebesar 49,99 persen, angka ini tentunya berkaitan dengan peran perempuan terhadap kemiskinan yang belum terselesaikan. Sejalan dengan Todaro & Smith (2015) bahwa perempuan justru mendominasi dalam jumlah penduduk miskin di lingkup dunia. Adnan & Amri (2020) menemukan hubungan antara kemampuan beberapa penduduk yang berdaya rendah di kehidupan yang layak terhadap kemiskinan. Maka, yang dapat berperan adalah perempuan (Bentian, 2015; Owusu et al., 2013). Padahal, Provinsi NTT merupakan salah satu provinsi dengan potensi wisata yang tinggi (Pemprov NTT, 2019). Kekayaan budaya dan wisata berhasil menarik kunjungan wisatawan nusantara hingga 7,9 juta orang pada tahun 2024 serta mengalami kenaikan wisatawan mancanegara sebesar 53,78 persen dibandingkan tahun 2023 (BPS Prov. NTT, 2025).

BPS (2023) mendefinisikan kemiskinan melalui kemampuan memenuhi kebutuhan dasar. Konsep ini diukur melalui Garis Kemiskinan. Haughton & Khandker (2009) mendefinisikan salah satu karakteristik penyebab kemiskinan adalah dari dimensi demografis. Todaro dan Smith (2015) menjelaskan perempuan menjadi mayoritas penduduk miskin di dunia karena lebih sulit menerima akses terhadap pendidikan, jaminan sosial, serta program pekerjaan. World Bank (2010) dan Barro et al. (2013) menunjukkan bahwa pendidikan berperan penting dalam mengurangi kesenjangan upah antara perempuan dan laki-laki.

Haughton & Khandker (2009) juga berpendapat melek huruf merupakan indikator krusial untuk menentukan kemampuan golongan miskin dalam memanfaatkan peluang untuk menghasilkan pendapatan (begitu juga Dores & Koto, 2014). Di bidang kesehatan, daerah dengan angka harapan hidup yang tinggi menunjukkan akses dan kualitas kesehatan baik sehingga peluang bekerja juga semakin tinggi di wilayah tersebut, yang dapat menurunkan tingkat kemiskinan (Ginting, 2020; Fikri & Suparyati, 2017).

Tingginya pengeluaran per kapita sesuai konsep BPS (2023) sering kali dikaitkan dengan penurunan tingkat kemiskinan. Finkayana & Urmila Dewi (2016) menjelaskan pengeluaran per kapita memengaruhi tingkat kesejahteraan masyarakat (begitu juga Todaro & Smith, 2015). Kurniasih et al. (2022) berpendapat tenaga kerja menjadi salah satu instrumen menurunkan kemiskinan. Todaro & Smith (2015) juga menyebutkan bahwa perempuan lebih sulit mendapatkan pekerjaan dibandingkan laki-laki. Seseorang yang miskin juga cenderung untuk tinggal di rumah tangga yang di dalamnya terdapat banyak anak dengan usia di bawah 15 tahun (Haughton & Khandker, 2009).

Pemberdayaan ekonomi perempuan dianggap sebagai salah satu pendorong utama

pengentasan kemiskinan. Beberapa penelitian menemukan bahwa pengembangan pariwisata hanya didominasi kelompok laki-laki (Stonich et al., 1995; Scheyvens, 2010; Tucker & Boonabaana, 2012). Partisipasi perempuan dalam industri pariwisata terbukti berkorelasi positif dengan kesejahteraan, menurut Widiastini et al. (2026) dan McCall & Mearns (2021). Selain itu, menurut Marizka et al., (2024), keterlibatan aktif perempuan dalam organisasi pariwisata membantu mengurangi ketimpangan gender (sejalan dengan Supraja & Asdi Artosa, 2023).

Beberapa penelitian tentang pengaruh perempuan telah dilakukan. Sumaw & Aisyah (2023) dengan lokus Provinsi Bali. Prasetya & Sumanto (2022) menunjukkan bahwa Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan pertumbuhan ekonomi berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan tahun 2011-2020, sedangkan tenaga kerja berpengaruh positif terhadap kemiskinan. Namun, belum terdapat penelitian yang secara komprehensif membandingkan pengaruh perempuan terhadap kemiskinan antara sektor pariwisata dan nonpariwisata. Oleh karena itu, tujuan dari penelitian ini untuk melihat pengaruh perempuan terhadap kemiskinan di Provinsi NTT menggunakan regresi data panel dari tahun 2017 hingga 2024, dengan membandingkan dampaknya antara kabupaten/kota yang memiliki potensi pariwisata dan nonpariwisata.

2. Metodologi

Analisis dalam penelitian ini menggunakan data panel, yang menggabungkan data cross-sectional dari 22 wilayah administratif di Provinsi NTT, 21 kabupaten dan 1 kota dengan data *time-series* untuk periode tahun 2017–2024.

2.1. Bahan dan Sumber Data

Tabel 1. Data dan sumber data variabel

No	Data	Sumber	Satuan
Variabel Dependen			
1	Persentase penduduk miskin	Website BPS Provinsi Nusa Tenggara Timur	Persen (%)
Variabel Independen			
2	Angka harapan hidup Perempuan	Website BPS Provinsi Nusa Tenggara Timur	Tahun
3	Pengeluaran per kapita perempuan yang disesuaikan	Statistik Kesejahteraan Rakyat Provinsi Nusa Tenggara Timur 2017-2024	Ribu rupiah/orang/tahun
4	Angka melek huruf perempuan 15 tahun ke atas	Statistik Kesejahteraan Rakyat Provinsi Nusa Tenggara Timur 2017-2024	Persen (%)
5	Persentase perempuan usia produktif	Keadaan Angkatan Kerja Provinsi Nusa Tenggara Timur 2017-2024	Persen (%)
6	Tingkat partisipasi angkatan kerja Perempuan	Keadaan Angkatan Kerja Provinsi Nusa Tenggara Timur 2017-2024	Persen (%)

Data yang digunakan dalam penelitian ini seluruhnya berupa data sekunder dari Badan Pusat Statistik (BPS) dengan rincian pada Tabel 1. Pada penelitian ini dilakukan segregasi untuk pemodelan yaitu model pariwisata mencakup 10 kabupaten/kota di Provinsi NTT yang memiliki potensi wisata yaitu Alor, Belu, Ende, Kota Kupang,

Manggarai, Manggarai Barat, Ngada, Rote Ndao, Sikka, Sumba Barat, dan Sumba Timur. Sedangkan model nonpariwisata mencakup 12 kabupaten lainnya (Kupang, Timor Tengah Selatan, Timor Tengah Utara, Lembata, Flores Timur, Sumba Tengah, Sumba Barat Daya, Nagekeo, Manggarai Timur, Sabu Raijua, Malaka).

2.2. Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan analisis data panel yang diolah melalui *software* R-Studio menggunakan *package* “plm” oleh Croissant & Millo (2008). Dalam regresi data panel, terdapat tiga model yaitu *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), dan *Random Effect Model* (REM) (Greene, 2012). CEM adalah model yang tidak memperhatikan efek individu dan periode pada data panel atau *pooled regression* (Baltagi, 2005). FEM adalah model yang memperhatikan perbedaan efek antar individu (μ_i) pada data panel (Gujarati & Porter, 2008). REM adalah model yang mempertimbangkan setiap individu dalam data panel memiliki efek yang tetap, tetapi memiliki asumsi efek individu yang stokastik (Baltagi, 2005) Dalam penelitian ini, dilakukan estimasi model CEM sebagai berikut.

$$PO_{i,t} = \nu + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \beta_3 X_{3,i,t} + \beta_4 X_{4,i,t} + \beta_5 X_{5,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Dimana i adalah kabupaten/kota ke- i di Provinsi NTT, t adalah tahun ke- t , X_1 sebagai AHH_P, X_2 sebagai Pengeluaran_P, X_3 sebagai AMH_P, X_4 sebagai Produktif_P, dan X_5 sebagai TPAK_P.

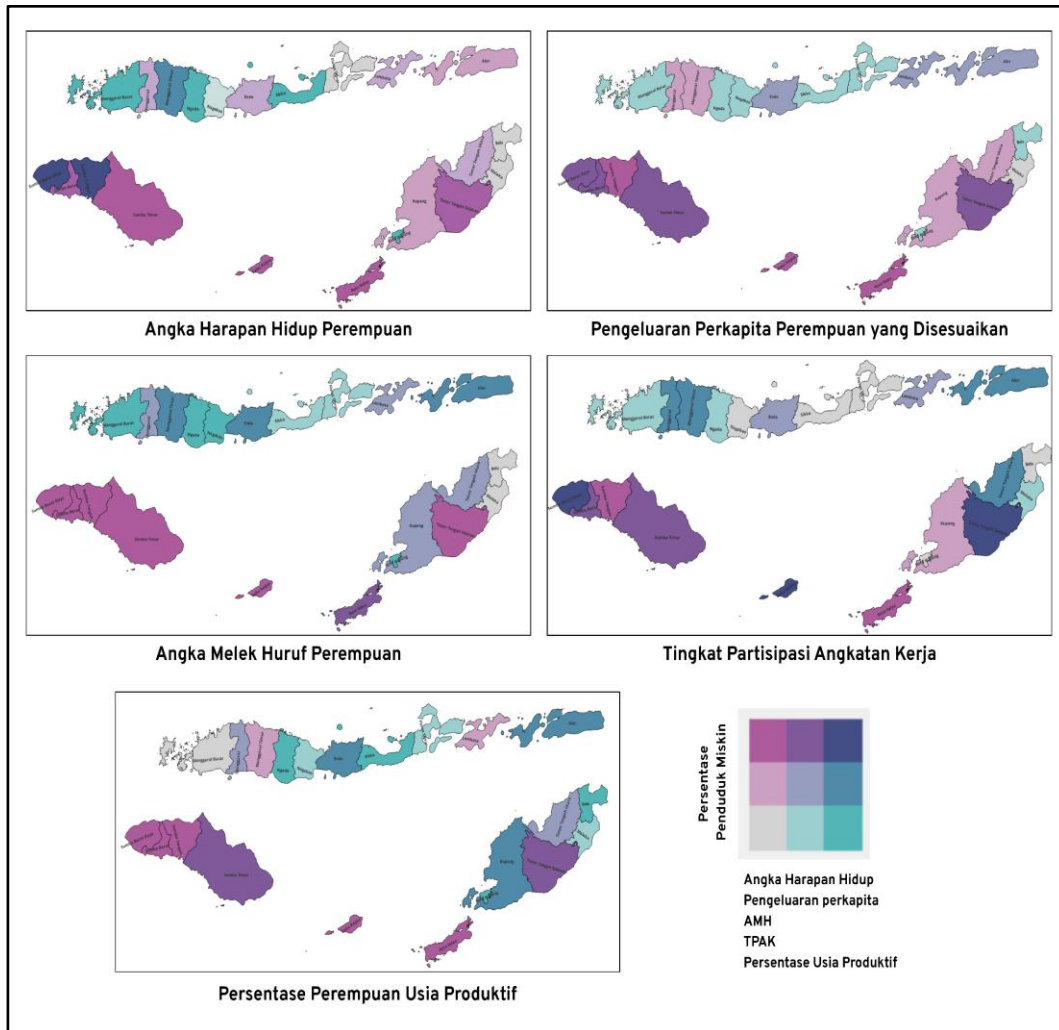
Pada estimasi model panel, perlu dilakukan penentuan model terbaik. Uji *Chow* dilakukan untuk mengetahui kuadrat residual dalam panel ditambahkan variabel *dummy* sebagai *fixed effect* (Widarjono, 2018). Jika hasil uji statistik *Chow* menunjukkan p -value < 0,05, maka model FEM lebih baik daripada CEM. Selanjutnya, dilakukan Uji *Breusch Pagan-Lagrange Multiplier* (BP-LM), jika nilai *LM* menunjukkan p -value < 0,05, maka model REM lebih baik daripada CEM. Kemudian, uji *Hausman* dilakukan untuk mengetahui endogenitas pada variabel independen (Greene, 2012). Jika nilai H menunjukkan p -value < 0,05, maka model FEM lebih baik daripada REM.

Jika model terbaik yang terpilih adalah model *fixed effect*, maka perlu dilakukan uji lanjutan yaitu memeriksa struktur varians-kovarians residual untuk melihat masalah heteroskedastisitas atau autokorelasi (Greene, 2012). Selanjutnya, model perlu diuji menggunakan asumsi klasik berupa uji normalitas, homoskedastisitas, nonautokorelasi, dan nonmultikolinearitas jika estimasi yang digunakan adalah *ordinary least squares* (OLS). Uji normalitas dilakukan menggunakan uji *Shapiro-Wilk* berdasarkan Razali & Yap (2011) dan uji Jarque-Bera yang mengikuti *Chi square* (Gujarati & Porter, 2008).

3. Hasil dan Pembahasan

Pembahasan diawali dengan identifikasi melalui pendekatan spasial untuk melihat pola hubungan awal antara variabel independen dengan tingkat kemiskinan melalui pemetaan bivariat. Pendekatan ini menjadi landasan dalam memahami heterogenitas

karakteristik wilayah di Provinsi NTT, yang kemudian menjadi pertimbangan dalam segregasi pemodelan regresi. Gambar 3 menunjukkan peta bivariat hubungan variabel independen terhadap rata-rata persentase penduduk miskin di kabupaten/kota Provinsi NTT.



Gambar 3. Peta bivariat hubungan variabel independen terhadap rata-rata persentase penduduk miskin di kabupaten/kota Provinsi NTT, 2017-2024.

Gambar 3 menunjukkan pola yang berlawanan arah antara AHH perempuan dengan tingkat kemiskinan. Daerah dengan AHH perempuan tinggi memiliki tingkat kemiskinan rendah berada di bagian barat dan tengah Pulau Flores (Kabupaten Manggarai Barat, Kabupaten Ngada, dan Kabupaten Sikka) serta Kota Kupang. Sebaliknya, daerah dengan AHH perempuan rendah yang memiliki tingkat kemiskinan tinggi berada di bagian selatan wilayah Provinsi NTT, meliputi Kabupaten Timor Tengah Selatan (TTS), Kabupaten Sumba Timur, Kabupaten Rote Ndao, dan Kabupaten Sabu Raijua.

Pengeluaran per kapita perempuan juga menunjukkan pola berlawanan arah terhadap kemiskinan. Daerah dengan pengeluaran perempuan tinggi dan tingkat kemiskinan rendah mendominasi kawasan pesisir utara dan barat Pulau Flores serta

wilayah perbatasan Kabupaten Belu. Sebaliknya, daerah seperti Pulau Sumba serta wilayah selatan Pulau Timor seperti Kabupaten TTS dan Kabupaten Rote Ndao tercakup dalam pengeluaran perempuan rendah dengan kemiskinan tinggi.

Selanjutnya, AMH perempuan juga berlawanan arah dengan AMH tinggi dan kemiskinan rendah terpusat pada Pulau Flores dan sentra urban Kota Kupang. Sebaliknya daerah dengan AMH rendah dan tingkat kemiskinan tinggi membentuk episentrum kerentanan di seluruh kabupaten di Pulau Sumba, Kabupaten TTS, Kabupaten Rote Ndao, dan Kabupaten Sabu Raijua.

Sebaliknya, persentase perempuan usia produktif menunjukkan pola yang lebih heterogen dan tidak searah terhadap kemiskinan. Daerah dengan persentase perempuan usia produktif tinggi tetap memiliki tingkat kemiskinan tinggi (Pulau Sumba dan Kabupaten TTS). Namun, terdapat juga daerah dengan persentase usia produktif menengah-rendah tetapi kemiskinan terkendali (Kabupaten Manggarai Barat). Korelasi kompleks juga ditunjukkan tingkat partisipasi angkatan kerja perempuan terhadap kemiskinan. Daerah wilayah agraris seperti Kabupaten Manggarai, Kabupaten Ngada, dan Kabupaten Alor di Pulau Flores memiliki pola TPAK tinggi dan kemiskinan rendah. Namun, terdapat daerah seperti Kabupaten TTS, Kabupaten Sumba Barat Daya, dan Kabupaten Sabu Raijua memiliki pola TPAK tinggi dengan kemiskinan yang tinggi.

Variasi pola sebaran pada peta mengindikasikan bahwa karakteristik ekonomi dan sosial di setiap daerah tidaklah seragam. Oleh karena itu, analisis tidak hanya berhenti pada satu model utama. Model regresi kemudian disagregasi menjadi dua kelompok, yaitu kabupaten/kota daerah pariwisata dan nonpariwisata. Pada Peraturan Daerah (Perda) Provinsi NTT Nomor 2 Tahun 2015 mengenai Rencana Induk Pembangunan Kepariwisata Provinsi 2015-2025, pariwisata diposisikan sebagai sektor unggulan yang diarahkan untuk menggerakkan ekonomi daerah secara terpadu melalui penetapan Kawasan Strategis Pariwisata Provinsi (KSPP) (Pemprov NTT, 2015). Arah kebijakan telah menciptakan struktur ekonomi yang berbeda, terutama pada wilayah-wilayah yang menjadi sentra kunjungan wisatawan baik mancanegara maupun nusantara. Sintesis antara pola sebaran spasial pada peta bivariat dan landasan kebijakan dalam Perda tersebut menunjukkan adanya heterogenitas karakteristik ekonomi yang nyata antar kabupaten/kota.

Maka berdasarkan Perda tersebut, penelitian ini melakukan segregasi pemodelan menjadi dua kelompok utama. Model pertama adalah model pariwisata yang mencakup 10 kabupaten/kota dengan potensi dan penetapan destinasi strategis, yaitu Alor, Belu, Ende, Kota Kupang, Manggarai, Manggarai Barat, Ngada, Rote Ndao, Sikka, Sumba Barat, dan Sumba Timur. Sementara itu, 12 kabupaten lainnya (Kupang, TTS, TTU, Lembata, Flores Timur, Sumba Tengah, Sumba Barat Daya, Nagekeo, Manggarai Timur, Sabu Raijua, dan Malaka) dikelompokkan ke dalam model nonpariwisata, di mana perekonomian masih cenderung didominasi sektor primer.

Tabel 2. Ringkasan hasil pengujian model regresi terbaik.

Statistik Uji	Nilai Statistik	Prob	Keputusan
Uji Chow (F*)	F*: 1085,6	0,000	Model FEM lebih baik dari CEM
Uji Hausman (H)	H: 1,14	0,950	Model REM lebih baik dari FEM
Uji Lagrange Multiplier	LM: 514,18	0,000	Model REM lebih baik dari CEM
Kesimpulan: Model REM			

Tabel 2 menunjukkan hasil uji spesifikasi model pada 22 kabupaten/kota di Provinsi NTT. Berdasarkan uji Chow, nilai *p-value* yang dihasilkan sebesar 0,000 ($p\text{-value} < \alpha = 0,05$), artinya penggunaan model *Fixed Effect Model* (FEM) lebih baik daripada *Common Effect Model* (CEM). Selanjutnya, uji Hausman menunjukkan nilai *p-value* yang dihasilkan sebesar 0,950 ($p\text{-value} > \alpha = 0,05$), artinya model *Random Effect Model* (REM) lebih baik daripada FEM. Maka, model regresi panel yang akan digunakan untuk model keseluruhan 22 kabupaten/kota di Provinsi NTT adalah Panel REM.

Tabel 3. Estimasi REM

Variabel	Koefisien (<i>p-value</i>)	
Constant	65.065 (0.0000)**	
AHH_P _{i,t}	-0,378 (0,0167)**	
Pengeluaran_P _{i,t}	-0,001 (0,0000)**	
AMH_P _{i,t}	-0,113 (0,0000)**	
Produktif_P _{i,t}	0,019 (0,3364)	
TPAK_P _{i,t}	-0,019 (0,0029)**	
<i>Adjusted R</i> ² = 0,72	<i>R</i> ² = 0,73	<i>F-statistic</i> = 462,045 Prob(<i>F-Statistic</i>) = 0,000
Uji Normalitas	<i>W</i> = 0,99	Prob = 0,076
Uji Multikolinearitas	<i>Centered VIF</i> AHH_P _{i,t} = 1,15; PengeluaranKapita_P _{i,t} = 1,67; AMH_P _{i,t} = 1,56; Produktif_P _{i,t} = 1,83; TPAK_P _{i,t} = 1,09	

Keterangan: ** adalah signifikan 5 persen

Tabel 3 menunjukkan hasil estimasi REM untuk keseluruhan wilayah Provinsi NTT. Secara simultan, variabel-variabel perempuan berpengaruh signifikan terhadap tingkat kemiskinan (Prob *F-statistic* < $\alpha = 0,05$) dengan kemampuan penjelasan model (*Adjusted R*²) sebesar 72 persen. AHH perempuan berpengaruh negatif dan signifikan terhadap tingkat kemiskinan pada taraf nyata 5 persen. Setiap peningkatan satu tahun usia harapan hidup perempuan dapat menurunkan persentase penduduk miskin sebesar 0,378 persen. Hasil ini sejalan dengan penelitian Ginting (2020) serta Fikri & Suparyati (2017). Ketika kualitas kesehatan perempuan di suatu daerah meningkat, ketahanan fisik dan peluang mereka untuk terserap ke dalam pasar kerja atau beraktivitas ekonomi yang produktif juga akan semakin tinggi. Namun, realitanya perempuan rentan mengalami kekurangan gizi dan kesulitan mengakses layanan kesehatan yang memadai (Todaro &

Smith, 2015) sehingga intervensi pada sektor kesehatan dasar menjadi prasyarat mutlak untuk memutus siklus kemiskinan di NTT.

Variabel pengeluaran per kapita perempuan yang disesuaikan terbukti berpengaruh negatif dan signifikan terhadap kemiskinan pada taraf 5 persen. Setiap peningkatan pengeluaran perempuan sebesar seribu rupiah akan menekan angka kemiskinan sebesar 0,001 persen. Hasil ini konsisten dengan Sumaw & Aisyah (2023) serta Finkayana & Urmila Dewi (2016). Tingginya pengeluaran perempuan mencerminkan perbaikan daya beli dan tingkat kesejahteraan masyarakat yang secara langsung mampu menjauhkan rumah tangga dari Garis Kemiskinan (GK). Walaupun demikian, Todaro & Smith (2015) menegaskan bahwa perempuan kerap dibayar lebih rendah dari laki-laki untuk pekerjaan yang sama sehingga potensi mereka untuk meningkatkan pengeluaran rumah tangga seringkali terhambat oleh diskriminasi upah di pasar kerja.

Variabel AMH perempuan memiliki pengaruh negatif dan signifikan secara statistik terhadap tingkat kemiskinan. Peningkatan satu persen angka melek huruf pada perempuan mampu mereduksi tingkat kemiskinan sebesar 0,113 persen. Temuan ini mendukung pernyataan Haughton & Khandker (2009) serta Dores & Koto (2014) bahwa literasi merupakan indikator krusial. Kemampuan membaca dan menulis membuka akses perempuan miskin untuk mengolah informasi, memanfaatkan peluang ekonomi, dan mendapatkan pekerjaan yang lebih layak. Berbeda dengan temuan Sumaw & Aisyah (2023) di Provinsi Bali yang menunjukkan ketidaksignifikan variabel pendidikan, di Provinsi NTT melek huruf dasar terbukti masih menjadi faktor pembeda bagi perempuan untuk keluar dari kemiskinan.

TPAK perempuan signifikan berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan. Kenaikan partisipasi kerja perempuan sebesar satu persen akan berdampak pada penurunan kemiskinan sebesar 0,019 persen. Temuan ini sejalan dengan Kurniasih et al. (2022) yang menyatakan bahwa keterlibatan tenaga kerja, khususnya perempuan, adalah instrumen sentral dalam pembangunan ekonomi. Pada konteks wilayah berpotensi wisata seperti Provinsi NTT, melibatkan perempuan, misalnya melalui pengelolaan *homestay* atau kerajinan lokal, terbukti mendiversifikasi sumber pendapatan dan mengurangi kerentanan ekonomi keluarga (Widiastini et al., 2026; McCall & Mearns, 2021). Namun, Supraja & Asdi Artosa (2023) mengingatkan bahwa pekerjaan perempuan sering kali masih terpusat di sektor informal pariwisata dengan tingkat jaminan sosial yang sangat lemah.

Di sisi lain, variabel persentase perempuan usia produktif tidak memberikan dampak yang signifikan secara statistik terhadap pengentasan kemiskinan di Provinsi NTT (nilai $p\text{-value} = 0,3364 > 0,05$). Hal ini mengindikasikan bahwa sekadar memiliki proporsi perempuan berusia produktif (15-64 tahun) yang besar tidak secara otomatis menjamin penurunan kemiskinan. Temuan ini melengkapi argumen Haughton & Khandker (2009) terkait struktur demografi rumah tangga, ledakan usia produktif hanya akan menjadi bonus demografi apabila tenaga kerja tersebut benar-benar terserap oleh pasar kerja.

Tabel 4. Ringkasan hasil pengujian regresi terbaik model pariwisata dan nonpariwisata.

Statistik Uji	Model Pariwisata		Model Nonpariwisata	
	Nilai Statistik	Prob	Nilai Statistik	Prob
Uji Chow (F*)	F*: 1334,2	0,0000	F*: 508,41	0,0000
Uji Hausman (H)	H: 0,59773	0,9881	H: 9,79	0,0813
Uji Lagrange Multiplier	LM: 178,22	0,0000	LM: 260,41	0,0000
Kesimpulan: Model Pariwisata REM; Model Nonpariwisata REM				

Tabel 4 menunjukkan serangkaian uji spesifikasi model untuk kabupaten/kota di Provinsi NTT yang memiliki potensi pariwisata dan model nonpariwisata. Secara konsisten model REM terpilih sebagai model estimasi terbaik untuk kedua model. Pemilihan ini dilihat dari uji Chow dengan nilai *p-value* kurang dari tingkat signifikansi ($\alpha = 0,05$) dan uji Hausman dengan nilai *p-value* lebih dari tingkat signifikansi ($\alpha = 0,05$).

Tabel 5. Estimasi model pariwisata dan nonpariwisata.

Model Pariwisata (REM)			Model Nonpariwisata (REM)		
Variabel	Koefisien(<i>p-value</i>)		Koefisien(<i>p-value</i>)		
Constant	74,673 (0,000)**		47,516 (0,000)**		
AHH_P _{i,t}	-0,582 (0,000)**		-0,034 (0,878)		
Pengeluaran_P _{i,t}	-0,001 (0,000)**		-0,001 (0,001)**		
AMH_P _{i,t}	-0,074 (0,002)**		-0,150 (0,000)**		
Produktif_P _{i,t}	-0,023 (0,484)		0,008 (0,757)		
TPAK_P _{i,t}	-0,009 (0,212)		-0,024 (0,020)**		
<i>Adjusted R</i> ² : 0,837	<i>R</i> ² : 0,846		<i>Adjusted R</i> ² : 0,649		<i>R</i> ² : 0,669
<i>F-statistic</i> : 451,748;			<i>F-statistic</i> : 166,275;		
Prob(<i>F-Statistic</i>): 0,000			Prob(<i>F-Statistic</i>): 0,000		
Uji Normalitas	JB: 3,53	Prob: 0,172	Uji Normalitas	JB: 2,26	Prob: 0,323
Uji Multikolinearitas	AHH_P _{i,t} : 1,27; Pengeluaran_P _{i,t} : 2,39; AMH_P _{i,t} : 2,37; Produktif_P _{i,t} : 3,94; TPAK_P _{i,t} : 1,16		Uji Multikolinearitas	AHH_P _{i,t} : 1,19; Pengeluaran_P _{i,t} : 1,81; AMH_P _{i,t} : 2,04; Produktif_P _{i,t} : 1,19; TPAK_P _{i,t} : 1,22	

Keterangan: ** adalah signifikan 5 persen

Tabel 5 menunjukkan perbandingan estimasi antara model pariwisata dan nonpariwisata. Secara umum, terdapat perbedaan pola pengaruh variabel perempuan terhadap tingkat kemiskinan. Variabel AHH perempuan menunjukkan perbedaan yang mencolok. Pada daerah pariwisata, AHH signifikan berpengaruh negatif terhadap kemiskinan pada taraf 5 persen dengan koefisien yang tinggi (-0,582), sedangkan pada daerah nonpariwisata tidak signifikan. Hasil di daerah pariwisata ini sejalan dengan penelitian Ginting (2020) serta Fikri & Suparyati (2017) bahwa daerah dengan AHH tinggi mencerminkan kualitas kesehatan yang baik sehingga peluang bekerja semakin

tinggi. Dalam konteks pariwisata, kesehatan menjadi prasyarat fisik utama bagi perempuan untuk terserap di sektor *hospitality* yang padat karya. Hal ini sejalan dengan Moscardo & Murphy (2014) serta Alarcón & Cole (2019) dalam kajian pariwisata di negara berkembang menemukan bahwa AHH perempuan yang tinggi mencerminkan sistem sanitasi dan kesehatan daerah wisata yang memadai, sehingga perempuan memiliki ketahanan fisik untuk terlibat dalam sektor pariwisata yang padat karya.

Variabel AMH perempuan terbukti signifikan berpengaruh negatif terhadap kemiskinan di kedua model. Namun, perannya jauh lebih krusial di daerah nonpariwisata dengan koefisien sebesar $-0,150$. Koefisien ini berarti jika AMH perempuan di daerah non pariwisata meningkat sebesar 1 persen, persentase penduduk miskin di daerah tersebut akan turun sebesar 0,15 persen poin. Nilai ini lebih tinggi dibandingkan daerah pariwisata yang turun sebesar $0,074$ persen poin jika AMH perempuan di daerah pariwisata naik sebesar 1 persen. Hal ini sejalan dengan Haughton & Khandker (2009) serta Dores & Koto (2014) yang menyatakan bahwa literasi adalah indikator krusial bagi golongan miskin dalam memanfaatkan peluang pendapatan. Tingkat literasi yang memadai memungkinkan perempuan untuk beralih dari pekerjaan informal berupah rendah (seperti pedagang asongan) menuju posisi manajerial atau wirausaha pariwisata yang membutuhkan keterampilan komunikasi dan literasi finansial (Truong et al., 2014; Ferguson, 2011). Di daerah agraris/nonpariwisata, kemampuan baca-tulis menjadi senjata utama perempuan untuk mengakses informasi pasar, permodalan, dan bantuan sosial.

Variabel pengeluaran per kapita perempuan secara konsisten signifikan berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan pada taraf 5 persen di kedua wilayah. Hasil tersebut sejalan dengan Finkayana & Urmila Dewi (2016) yang menjelaskan bahwa peningkatan pengeluaran mencerminkan naiknya tingkat kesejahteraan masyarakat. Peningkatan daya beli ini sangat esensial mengingat perempuan sering kali memiliki potensi pendapatan yang lebih rendah dibanding laki-laki (Todaro & Smith, 2015), sehingga rentan masuk ke dalam kelompok miskin.

Variabel TPAK perempuan menampilkan anomali pola yang bertolak belakang. Pada daerah nonpariwisata, TPAK signifikan berpengaruh negatif pada taraf signifikansi 5 persen (koefisien $-0,024$). Hal ini sejalan dengan Kurniasih et al. (2022) bahwa tenaga kerja menjadi instrumen krusial dalam pembangunan dan penurunan kemiskinan wilayah. Sebaliknya, TPAK justru tidak signifikan pada daerah pariwisata. Mengacu pada Supraja & Asdi Artosa (2023), hal ini dapat dijelaskan karena perempuan di kawasan wisata masih menghadapi hambatan struktural. Pekerjaan mereka sering kali terkonsentrasi di sektor informal dengan perlindungan sosial yang lemah dan upah yang jauh lebih rendah dibandingkan laki-laki, sehingga sekadar berpartisipasi dalam pasar kerja belum cukup kuat untuk mengangkat rumah tangga keluar dari garis kemiskinan.

Sebaliknya, variabel persentase perempuan usia produktif tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap tingkat kemiskinan, baik di daerah pariwisata maupun nonpariwisata. Temuan ini menunjukkan adanya fenomena "ilusi bonus demografi" di Provinsi NTT, di mana besarnya kuantitas perempuan pada kelompok usia kerja tidak serta-merta ditransmisikan menjadi instrumen pengentasan kemiskinan. Hal ini sejalan dengan Anser et al. (2024) bahwa peningkatan populasi usia kerja perempuan tidak memberikan efek (*dividen*) yang signifikan terhadap perbaikan sosio-ekonomi dan pengentasan kemiskinan. Fenomena ini terjadi karena mereka tidak dibekali dengan kapabilitas dasar yang memadai dan terus dihadapkan pada hambatan struktural di pasar kerja (Mason et al., 2016).

4. Simpulan dan Saran

Berdasarkan hasil dan pembahasan, dapat disimpulkan bahwa secara keseluruhan di Provinsi NTT, kapabilitas dan peran ekonomi perempuan yang direpresentasikan oleh pengeluaran per kapita yang disesuaikan, Angka Harapan Hidup (AHH), Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), dan Angka Melek Huruf (AMH) terbukti secara simultan dan parsial signifikan dalam menurunkan tingkat kemiskinan. Pengaruh peran perempuan menunjukkan bahwa pengeluaran per kapita perempuan yang disesuaikan, AHH perempuan, TPAK perempuan, dan AMH perempuan berpengaruh negatif secara signifikan terhadap tingkat kemiskinan. Lebih lanjut berdasarkan karakteristik wilayah, pada daerah pariwisata variabel AHH perempuan, pengeluaran per kapita perempuan, dan AMH perempuan berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan, sedangkan TPAK perempuan tidak berpengaruh. Sebaliknya pada daerah nonpariwisata, variabel pengeluaran per kapita perempuan, AMH perempuan, dan TPAK perempuan berpengaruh negatif terhadap tingkat kemiskinan, sedangkan AHH perempuan tidak memiliki pengaruh. Sementara itu, variabel persentase perempuan usia produktif secara konsisten tidak berpengaruh terhadap tingkat kemiskinan, baik pada pemodelan keseluruhan, daerah pariwisata, maupun nonpariwisata.

Menyikapi temuan empiris tersebut, rekomendasi kebijakan bagi pemerintah daerah Provinsi NTT tidak dapat lagi dirancang secara seragam, melainkan harus bersifat asimetris dan responsif terhadap karakteristik sektoral masing-masing wilayah:

1. Intervensi Khusus Sektor Pariwisata: Merespons tingginya urgensi variabel AHH, pemerintah perlu memastikan ketersediaan fasilitas kesehatan primer dan sanitasi yang memadai guna menjaga produktivitas fisik perempuan di sekitar destinasi wisata. Selain itu, guna mengatasi TPAK yang tidak signifikan, Dinas Tenaga Kerja harus memperkuat regulasi perlindungan sosial dan pengawasan standarisasi upah minimum bagi pekerja perempuan di sektor *hospitality*, sehingga partisipasi kerja mereka mampu secara nyata mengangkat rumah tangga keluar dari garis kemiskinan.
2. Pemberdayaan Daerah Nonpariwisata: Meningkatkan literasi dan partisipasi kerja sangat determinan di wilayah agraris ini, intervensi harus diarahkan pada

program pendidikan nonformal yang terintegrasi dengan akses permodalan. Pemerintah daerah perlu memfasilitasi Kelompok Wanita Tani (KWT) dengan teknologi pascapanen guna mendorong hilirisasi komoditas lokal, sehingga nilai tambah dan pengeluaran per kapita perempuan dapat terakselerasi.

3. Mitigasi Ilusi Bonus Demografi: Untuk mengubah ilusi menjadi dividen demografi, program pelatihan vokasi dan kewirausahaan yang diselenggarakan pemerintah harus diselaraskan secara presisi dengan peta jalan (*roadmap*) potensi ekonomi lokal. Hal ini bertujuan agar kuantitas perempuan usia kerja dapat terserap secara optimal ke dalam sektor-sektor produktif yang memberikan nilai tambah ekonomi tinggi.
4. Saran Akademis: Bagi penelitian selanjutnya, sangat disarankan untuk mengadopsi pendekatan ekonometrika spasial (*Spatial Panel Data Regression*). Pendekatan ini krusial untuk mengakomodasi dan mengestimasi efek limpahan keruangan (*spatial spillover effect*) kemiskinan antar-kabupaten/kota yang berbatasan langsung, serta menggunakan proksi ketenagakerjaan mikro yang lebih tajam untuk mengurai anomali struktural pada daerah wisata.

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas.

Competing interests

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] Adnan, G., & Amri, K. (2020). Apakah Pendapatan Perempuan Dapat Mengurangi Kemiskinan? Bukti Data Panel di Indonesia. *Inovbiz: Jurnal Inovasi Bisnis*, 8, 64. <https://doi.org/10.35314/inovbiz.v8i1.1235>
- [2] Alarcón, D. M., & Cole, S. (2019). No sustainability for tourism without gender equality. *Journal of Sustainable Tourism*, 27(7), 903–919. <https://doi.org/10.1080/09669582.2019.1588283>
- [3] Anser, M. K., Tufail, S., Bukhari, M., & Alvi, S. (2024). Socioeconomic Impact of Demographic Change: Do Dividends Exist and are they Gendered? *Polish Sociological Review*, 227(3), 249–267. <https://doi.org/10.26412/psr227.03>
- [4] Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, Ltd.

- [5] Barro, R. J., Caselli, F., & Lee, J. W. (2013). Symposium on human capital and economic development: An introduction. *Journal of Development Economics*, 104, 181–183. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.05.003>
- [6] Bentian, B. (2015). Peranan Perempuan Dalam Meningkatkan Kesejahteraan Taraf Hidup Keluarga di Desa Kalawat Kecamatan Kalawat Kabupaten Minahasa Utara. *Jurnal Administrasi Publik*, 2(30 SE-artikel). <https://ejournal.unsrat.ac.id/v3/index.php/JAP/article/view/8019>
- [7] BPS. (2023). *Statistik Kesejahteraan Rakyat 2023*.
- [8] BPS. (2024). *Persentase Penduduk Miskin (P0) Menurut Kabupaten/Kota (Persen)*. Badan Pusat Statistik. <https://www.bps.go.id/id/statistics-table/2/Njlxzl=/persentase-penduduk-miskin-p0-menurut-kabupaten-kota.html>
- [9] BPS Provinsi NTT. (2025). *Statistik Pariwisata Provinsi Nusa Tenggara Timur 2024*. BPS Provinsi Nusa Tenggara Timur.
- [10] Croissant, Y., & Millo, G. (2008). Panel Data Econometrics in R: The plm Package. *Journal of Statistical Software*, 27(2 SE-Articles), 1–43. <https://doi.org/10.18637/jss.v027.i02>
- [11] Dores, E., & Koto, J. (2014). Pengaruh Angka Melek Huruf dan Angka Harapan Hidup terhadap Jumlah Penduduk Miskin di Propinsi Sumatera Barat. *Economica: Jurnal Program Studi Pendidikan Ekonomi STKIP PGRI Sumatera Barat*, 2(2). <https://doi.org/10.22202/economica.2014.v2.i2.225>
- [12] Ferguson, L. (2011). Promoting gender equality and empowering women? Tourism and the third Millennium Development Goal. *Current Issues in Tourism*, 14(3), 235–249. <https://doi.org/10.1080/13683500.2011.555522>
- [13] Fikri, R., & Suparyati, A. (2017). Pengaruh Pendidikan, Kesehatan dan Gender Terhadap Tingkat Kemiskinan di Provinsi Nusa Tenggara Timur. *Media Ekonomi*, 25, 43. <https://doi.org/10.25105/me.v25i1.5203>
- [14] Finkayana, I. P. A., & Urmila Dewi, M. H. (2016). Analisis Pertumbuhan Ekonomi dan Indikator Komposit IPM Terhadap Jumlah Penduduk Miskin di Provinsi Bali Tahun 2004 – 2013. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan Universitas Udayana*, Vol. 5, No. 7, Juli 2016 (pp. 729-947). <https://ojs.unud.ac.id/index.php/eep/article/view/22752/15014>
- [15] Foster, J., Greer, J., & Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*, 52(3), 761–766. <https://doi.org/10.2307/1913475>
- [16] Ginting, A. L. (2020). Dampak Angka Harapan Hidup dan Kesempatan Kerja Terhadap Kemiskinan. *EcceS: Economics Social and Development Studies*, 7, 42–61. <https://doi.org/10.24252/ecc.v7i1.13197>
- [17] Greene. (2012). *Econometric Analysis Seventh Edition*. Pearson.

- [18] Gujarati, D., & Porter, D. (2008). *Basic Econometrics* (Anne E Hilbert (ed.); Fifth Edit). McGraw-Hill/Irwin.
- [19] Haughton, J., & Khandker, S. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*.
- [20] Kurniasih, C. E., Tampubolon, D., & Ula, T. (2022). Analisis Pengaruh Indikator Pasar Tenaga Kerja Perempuan Terhadap Kemiskinan Antar Kabupaten/Kota di Provinsi Riau. In *National Multidisciplinary Sciences* (Vol. 1, Issues 4 SE-Articles, pp. 572–584). <https://doi.org/10.32528/nms.v1i4.109>
- [21] Marizka, R., Nurrizalia, M., Wati, E. R. K., Fadsyah, N. A., Sari, L. P., & Lusiyani, L. (2024). Peran Perempuan dalam Pengembangan Desa Wisata Guna Mengatasi Kesenjangan Gender di Sektor Wisata. *Jurnal Pendidikan Non Formal*, 1(3 SE-Articles), 9. <https://doi.org/10.47134/jpn.v1i3.358>
- [22] Mason, A., Lee, R., & Jiang, J. X. (2016). Demographic Dividends, Human Capital, and Saving. *Journal of the Economics of Ageing*, 7, 106–122. <https://doi.org/10.1016/j.jeoa.2016.02.004>
- [23] McCall, C., & Mearns, K. (2021). Empowering Women Through Community-Based Tourism in the Western Cape, South Africa. *Tourism Review International*, 25. <https://doi.org/10.3727/154427221X16098837279967>
- [24] Mohd Razali, N., & Yap, B. (2011). Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling Tests. *J. Stat. Model. Analytics*, 2(1), 21–33.
- [25] Moscardo, G., & Murphy, L. (2014). There is No Such Thing as Sustainable Tourism: Re-Conceptualizing Tourism as a Tool for Sustainability. *Sustainability, MDPI*, 6(5), 1–24. <https://doi.org/10.3390/su6052538>
- [26] Owusu, J., Akanbasiam, A., & Anyesepari, A. (2013). Microfinance Schemes and Poverty Reduction among Women in the Northern Region of Ghana. *International Journal of Humanities and Social Science*, 3(19), 99–108. www.ijhssnet.com
- [27] Pemerintah Provinsi Nusa Tenggara Timur. (2015). *Peraturan Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur Nomor 2 Tahun 2015 tentang Rencana Induk Pembangunan Kepariwisata Provinsi Nusa Tenggara Timur Tahun 2015-2025*.
- [28] Pemerintah Provinsi Nusa Tenggara Timur. (2019). *Peraturan Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur Nomor 4 Tahun 2019 tentang Rencana Pembangunan Jangka Menengah Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur Tahun 2018-2023*.
- [29] Pemerintah Provinsi Nusa Tenggara Timur. (2025). *Peraturan Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur Nomor 6 Tahun 2025 tentang Rencana Pembangunan Jangka Menengah Daerah Provinsi Nusa Tenggara Timur Tahun 2025-2029*.

- [30] Prasetya, G. M., & Sumanto, A. (2022). Pengaruh tingkat pengangguran dan tenaga kerja terhadap kemiskinan melalui pertumbuhan ekonomi. *KINERJA: Jurnal Ekonomi Dan Manajemen*, 19(2), 467–477.
- [31] Prawoto, N. (2009). Memahami kemiskinan dan strategi penanggulangannya. *Jurnal Ekonomi Dan Studi Pembangunan*, 9(April), 56–68. <https://media.neliti.com/media/publications/30659-ID-memahami-%0Akemiskinan-dan-strategi-penanggulangannya.pdf>
- [32] Scheyvens, R. (2010). Promoting Women’s Empowerment Through Involvement in Ecotourism: Experiences from the Third World. *Journal of Sustainable Tourism*, May 1, 232–249. <https://doi.org/10.1080/09669580008667360>
- [33] Stonich, S. C., Sorensen, J. H., & Hundt, A. (1995). Ethnicity, class, and gender in tourism development: The case of the Bay Islands, Honduras. *Journal of Sustainable Tourism*, 3(1), 1–28. <https://doi.org/10.1080/09669589509510705>
- [34] Suharianto, J., & Lubis, H. (2022). Pengaruh Pengangguran dan Inflasi Terhadap Jumlah Penduduk Miskin di Provinsi Sumatera Utara. *Niagawan*, 11(2), 168. <https://doi.org/10.24114/niaga.v11i2.35113>
- [35] Sumaw, F., & Aisyah, S. (2023). *The Effect of the Women’s Human Development Index on the Poverty Level: The Case of the Province of Bali* (pp. 870–879). https://doi.org/10.2991/978-94-6463-204-0_72
- [36] Supraja, M., & Asdi Artosa, O. (2023). Kemiskinan Pekerja Perempuan dan Sektor Informal di Sarkem. *Jurnal Masyarakat Dan Desa*, 3(1 SE-Articles), 19–40. <https://doi.org/10.47431/jmd.v3i1.311>
- [37] Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2015). *Economic Development*. Truong, V. D., Hall, C. M., & Garry, T. (2014). Tourism and poverty alleviation: perceptions and experiences of poor people in Sapa, Vietnam. *Journal of Sustainable Tourism*, 22(7), 1071–1089. <https://doi.org/10.1080/09669582.2013.871019>
- [38] Tucker, H., & Boonabaana, B. (2012). A critical analysis of tourism, gender and poverty reduction. *Journal of Sustainable Tourism*, 20(3), 437–455. <https://doi.org/10.1080/09669582.2011.622769>
- [39] United Nations. (2018). *Transforming our world: the 2030 agenda for sustainable development*. United Nations Publications.
- [40] Widarjono, A. (2018). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya Disertai Panduan E-views* (Edisi Keli). UPP STIM YKPN.
- [41] Widiastini, N. M. A., Karta, N. L. P. A., Arsa, I. K. S., & Wau, R. S. (2026). Maximizing Community-Based Tourism for the Economic Empowerment of Rural Women. *International Journal of Glocal Tourism*, 6(4 SE-), 303–319. <https://ejournal.sidyanusa.org/index.php/injogt/article/view/1069>

- [42] World Bank. (2010). *Laporan Ketenagakerjaan di Indonesia Menuju terciptanya pekerjaan yang lebih baik dan jaminan perlindungan bagi para pekerja.* worldbank.org

PREDIKSI PERUBAHAN TUTUPAN LAHAN MENGGUNAKAN CITRA SATELIT PENGINDERAAN JAUH PADA KAWASAN DESTINASI PARIWISATA SUPER PRIORITAS: STUDI KASUS KECAMATAN KOMODO, KABUPATEN MANGGARAI BARAT, NUSA TENGGARA TIMUR

Elisa Imania^{1*}, Raka Ikmana²

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Barat, Indonesia

²Badan Pusat Statistik Kabupaten Kotawaringin Timur, Indonesia

*Korespondensi Penulis: E-mail address: elisaimania@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 04 Feb, 2026

Revised 27 April, 2026

Accepted 25 Juny, 2026

Published 30 Juny, 2026

Introduction/Main Objectives: Labuan Bajo is designated as one of Indonesia's five super priority tourism destinations. **Background Problems:** Population growth and rapid development of the Labuan Bajo tourism destination have had a significant spatial impact on the Manggarai Barat Regency. **Novelty:** This study aims to analyze land cover changes in the Komodo District, Manggarai Barat Regency, during the period 2022-2024, predict land cover in 2027, and then analyze its relationship with sustainable tourism development. **Research Method:** The data used in this study consists of land cover maps, road maps, and National Digital Elevation Model maps sourced from ESRI through Living Atlas and the Geospatial Information Agency. Land change potential modelling was conducted using an Artificial Neural Network with a Multi-Layer Perceptron structure. **Finding/Results:** The land cover change modelling shows that 90.76% of the land cover can be mapped correctly. The validity test results also indicate that the model performs very well with a Kappa value of 0.86009, making it suitable for predicting future land cover. The 2027 land cover prediction shows that compared to 2022, trees will decrease by 707.70 ha, while built-up area and rangeland will increase by 445.75 ha and 340.24 ha, respectively.

Keywords:

Artificial Neural Network; Cellular Automata; Land Cover Change; Land Cover Prediction; Molusce; Remote Sensing

1. Pendahuluan

Perpres Nomor 12 Tahun 2025 tentang Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional Tahun 2025-2029 menyebutkan bahwa pengembangan sektor pariwisata merupakan salah satu program prioritas nasional. Dalam upaya pengembangan tersebut, disebutkan bahwa salah satu program utama dari pemerintah Indonesia adalah percepatan pembangunan destinasi pariwisata prioritas Labuan Bajo. Kawasan

pariwisata Labuan Bajo berlokasi di Kabupaten Manggarai Barat, Nusa Tenggara Timur.

Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) Kabupaten Manggarai Barat, dalam kurun waktu 2020 sampai dengan 2024, jumlah penduduk di Kabupaten Manggarai Barat mengalami peningkatan, yaitu bertambah sebanyak 25,4 ribu jiwa dari 256,3 ribu jiwa menjadi 281,7 ribu jiwa. Selain itu, perkembangan ekonomi di Kabupaten Manggarai Barat juga mengalami tren positif sepanjang lima tahun terakhir, dengan peningkatan yang signifikan sebesar 4,03 persen dari 0,9 persen di tahun 2020 menjadi 4,93 persen pada tahun 2024 (BPS Kabupaten Manggarai Barat, 2025).

Pertumbuhan ekonomi dan penduduk merupakan dua hal yang mendorong terjadinya perubahan penggunaan lahan atau perluasan wilayah kota (Mahtta et al., 2022). Menurut Buraerah et al. (2020), kedua faktor tersebut dapat berpengaruh terhadap peningkatan kebutuhan lahan selain pertanian. Luas lahan yang bersifat tetap, sementara kebutuhan manusia yang terus bertambah, mendorong permintaan akan lahan dan perpindahan fungsi lahan meningkat (Hapsary et al., 2021). Aktivitas manusia juga banyak mengubah penggunaan lahan dari alam ke fungsi yang lebih intensif, termasuk pembangunan permukiman dan infrastruktur (Foley et al., 2009).

Sebagai salah satu dari lima Destinasi Super Prioritas, percepatan pembangunan destinasi pariwisata Labuan Bajo membawa dampak transformasi spasial yang signifikan terhadap kawasan Kabupaten Manggarai Barat, seperti pengembangan infrastruktur pendukung pariwisata, termasuk hotel, restoran, dan infrastruktur lainnya (Pertwi & Saputra, 2024). Akan tetapi, perubahan penggunaan lahan yang tidak terkendali dapat menimbulkan beberapa permasalahan lingkungan, seperti bencana alam, degradasi lingkungan, berkurangnya tutupan vegetasi, dan sebagainya (Septriana et al., 2020; Ramadhan et al., 2016; Sanjesti & Silviana, 2025). Oleh karena itu, diperlukan kajian secara komprehensif mengenai pola perubahan penggunaan lahan di Kabupaten Manggarai Barat sebagai dasar perencanaan pembangunan berkelanjutan.

Teknologi *remote sensing* dan Sistem Informasi Geografis (SIG) telah banyak digunakan dan terbukti efisien dalam menganalisis perubahan lahan. Melalui analisis citra satelit *multi-resolution*, *multispectral*, dan *multitemporal*, informasi terkait perubahan penggunaan lahan dapat diidentifikasi dan dipetakan secara komprehensif dan akurat (Rimba et al., 2020).

Beberapa penelitian terdahulu telah menggunakan teknologi penginderaan jauh untuk melakukan pemetaan dan analisis perubahan penggunaan lahan. Penelitian yang dilakukan oleh Hapsary et al. (2021) menggunakan pendekatan *Artificial Neural Network* (ANN) dan regresi logistik untuk melakukan analisis perubahan penggunaan lahan di Kota Balikpapan pada periode tahun 2009-2019. Penelitian tersebut menghasilkan peta prediksi penggunaan lahan tahun 2019 berdasarkan data tahun 2009 dan 2014, dengan hasil prediksi penggunaan lahan paling dominan di Kota Balikpapan adalah hutan. Rahmah et al. (2020) melakukan pemodelan prediksi perubahan lahan di

Kota Semarang dengan metode ANN dan *Cellular Automata*. Penelitian ini menghasilkan peta prediksi penggunaan lahan tahun 2026 berdasarkan data tahun 2010 dan 2014. Hasil dari penelitian ini juga menunjukkan bahwa pemodelan perubahan penggunaan lahan dengan ANN dan *Cellular Automata* menghasilkan model dan prediksi yang cukup sesuai dengan tingkat kepercayaan lebih dari 60 persen. Sementara itu, penelitian yang dilakukan oleh Prabandari dan Wibowo (2024) memanfaatkan Citra *Google Earth* untuk analisis *spatio-temporal* perubahan tutupan lahan di sekitar Bandar Udara Komodo, Nusa Tenggara Timur berdasarkan 3 tahun data, yaitu tahun 2013, 2018, dan 2023. Penelitian tersebut menghasilkan 4 (empat) klasifikasi tutupan lahan dengan citra permukaan bumi yang memiliki resolusi yang baik. Akan tetapi, penelitian/ ini belum bisa memprediksi perubahan tutupan lahan untuk mengantisipasi tidak terkendalinya alih fungsi lahan, khususnya di Kabupaten Manggarai Barat. Sementara itu, hasil prediksi tutupan lahan sangat krusial sebagai bahan evaluasi paruh waktu atau *midterm review* RPJMN 2025-2029 (Perpres No.12 Tahun 2025) atas dampak percepatan pembangunan Destinasi Super Prioritas Labuan Bajo di kawasan Kecamatan Komodo.

Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk menganalisis perubahan tutupan lahan di kawasan Kecamatan Komodo, Kabupaten Manggarai Barat dalam kurun waktu 2022-2024, memprediksi tutupan lahan pada tahun 2027 menggunakan pemodelan ANN dan *Cellular Automata*, kemudian menganalisis keterkaitan hasil prediksi perubahan tutupan lahan dengan pembangunan pariwisata berkelanjutan.

2. Metodologi

2.1. Bahan dan Sumber Data

Lokasi penelitian ini adalah beberapa desa/kelurahan di kawasan Kecamatan Komodo, yaitu Kelurahan Labuan Bajo, Desa Batu Cermin, Desa Wae Kelambu, Desa Goron Talo, dan Desa Golo Bilas. Adapun data yang digunakan dalam kajian ini terdiri dari peta tutupan lahan, peta jalan, dan peta *Digital Elevation Model* Nasional (Demnas) yang sumbernya ditunjukkan oleh Tabel 1.

Tabel 1. Jenis dan Sumber Data Penelitian Perubahan Tutupan Lahan di Kawasan Kecamatan Komodo

Data	Jenis Data	Sumber
Peta Tutupan Lahan Tahun 2023	Raster	https://livingatlas.arcgis.com/landcoverexplorer/
Peta Jalan Tahun 2022	Vektor	https://tanahair.indonesia.go.id/
Peta Demnas	Raster	https://tanahair.indonesia.go.id/
Peta Batas Wilayah Administrasi	Vektor	https://tanahair.indonesia.go.id/

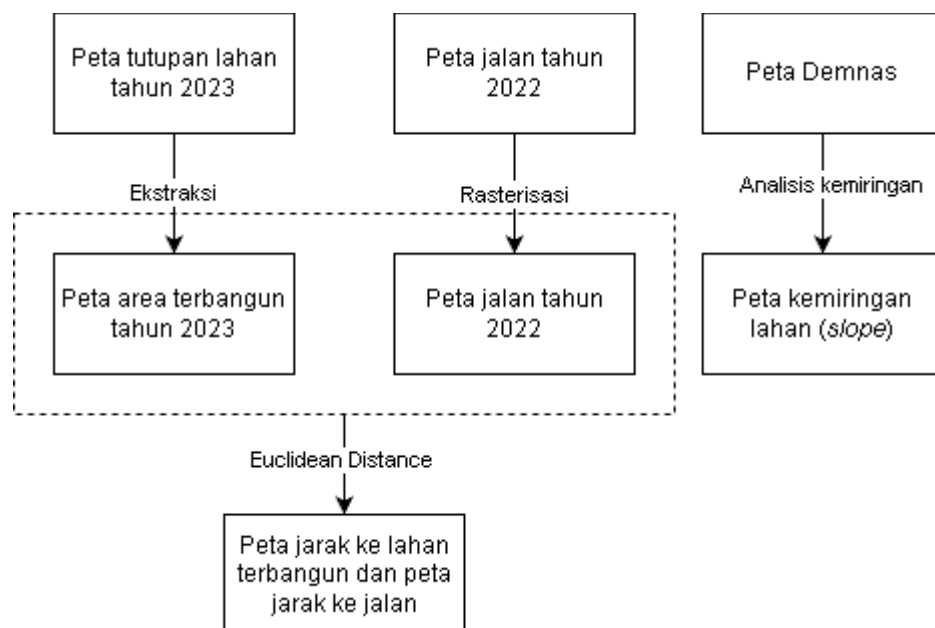
Sumber: *Environmental Systems Research Institute (ESRI)* dan *Badan Informasi Geospasial (BIG)*, diolah oleh penulis (2026)

2.2. Metode Penelitian

Penelitian dilakukan dalam 2 tahapan utama, yaitu:

1) Pengolahan Variabel Pendorong

Proses pemodelan prediksi tutupan lahan memerlukan sejumlah variabel pendorong yang dapat mempengaruhi perubahan dari tutupan lahan tersebut. Dalam kajian ini beberapa variabel pendorong yang digunakan, yaitu jarak ke area terbangun, jarak ke jalan, dan kemiringan. Penggunaan variabel ini merujuk ke beberapa studi yang telah dilakukan sebelumnya dengan beberapa modifikasi (Muhammad et al., 2022; Rahmah et al., 2020; Iskandar et al., 2024). Adapun proses pengolahan variabel pendorong ditunjukkan oleh diagram alur pada Gambar 1.



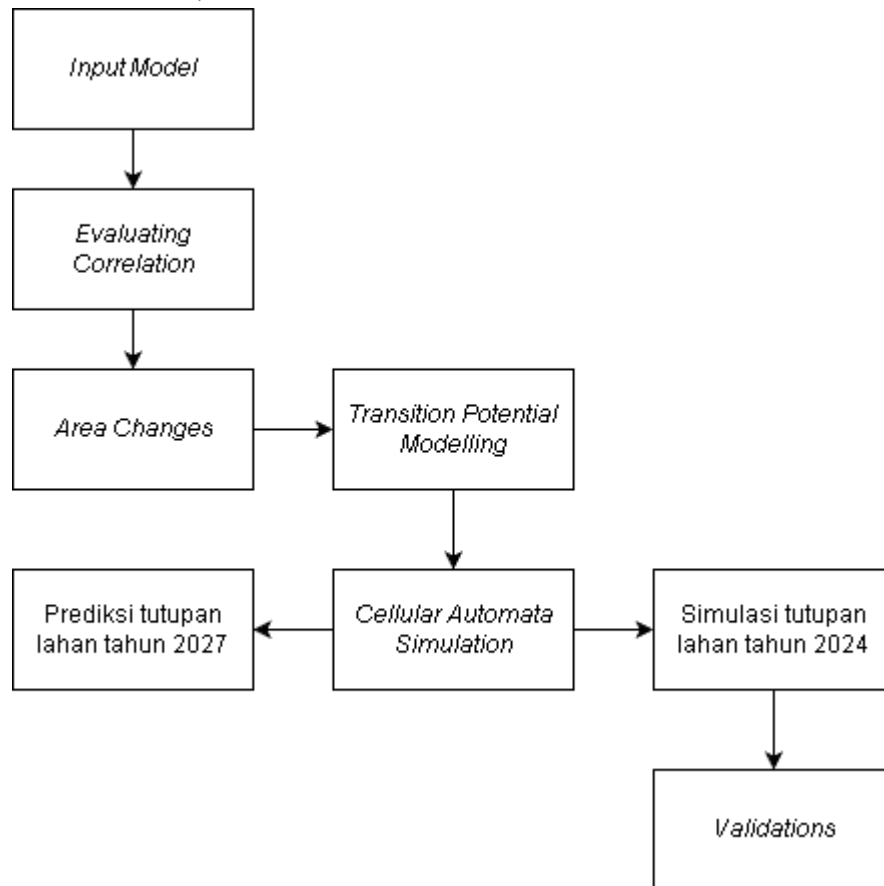
Gambar 1. Tahapan Pengolahan Variabel Pendorong

Proses pengolahan variabel pendorong dimulai dengan melakukan ekstraksi pada peta tutupan lahan untuk mendapatkan peta area terbangun saja. Proses ini dilakukan menggunakan fitur *raster calculator* pada aplikasi *Quantum Geographic Information System (QGIS)* dengan menerapkan ekspresi logika untuk menyeleksi piksel berdasarkan kode kelas area terbangun. Kemudian melakukan proses rasterisasi pada peta jalan untuk mengonversi peta jalan dari bentuk *vector* ke dalam bentuk raster, proses ini menggunakan fitur *Rasterize (vector to raster)* pada QGIS. Lalu melakukan analisis kemiringan pada peta Demnas untuk mendapatkan peta kemiringan lahan. Setelah proses ekstraksi, rasterisasi, dan analisis kemiringan dilakukan, tahap selanjutnya adalah melakukan perhitungan *euclidean distance* terhadap peta area terbangun dan peta jalan. *Euclidean distance* merupakan jarak

lurus terdekat yang dihitung dari satu pusat sel menuju pusat sel lain (Wibowo & Harintaka, 2023). Hasil perhitungan ini kemudian akan menghasilkan peta jarak ke area terbangun dan peta jarak ke jalan.

2) Pemodelan dan Prediksi Perubahan Tutupan lahan

Pemodelan dilakukan pada software QGIS menggunakan *plugin* MOLUSCE. Pada *plugin* ini tahapan pemodelan dan prediksi tutupan lahan ditunjukkan oleh Gambar 2 (Rahmah et al., 2020).



Gambar 2. Tahapan Pemodelan dan Prediksi Tutupan Lahan

1. *Input Model*

Pada tahap ini peta tutupan lahan *initial* dan *final* serta beberapa variabel pendorong dimasukkan ke dalam aplikasi QGIS. Peta *initial* adalah peta yang menggambarkan kondisi sebelum, sementara peta *final* menggambarkan kondisi sesudah guna mengidentifikasi perubahan tutupan lahan. Dalam penelitian ini, peta tutupan lahan *initial* adalah peta tahun 2022, sementara peta tutupan lahan *final* adalah peta tahun 2023. Pemilihan kedua tahun tersebut dilakukan agar model dapat mempelajari pola perubahan tutupan lahan sebelum dilakukan prediksi ke tahun berikutnya. Meskipun tersedia peta tahun 2024, peta ini tidak digunakan sebagai input pelatihan karena dijadikan sebagai data uji untuk mengevaluasi kinerja model secara independen. Dengan demikian, hasil prediksi dapat dibandingkan dengan kondisi aktual tahun 2024 sebagai bentuk validasi terhadap ketepatan model.

2. *Evaluating Correlation*

Tahap *evaluating correlation* dilakukan untuk mengukur kekuatan hubungan antar variabel pendorong menggunakan metode korelasi *Pearson*.

3. *Area Changes*

Pada tahap ini sistem akan menghasilkan tabel perubahan luas tutupan dari 2 tahun yang digunakan dalam proses pemodelan serta *transition matrix* yang berisi probabilitas transisi dari setiap kelas tutupan lahan.

4. *Transition Potential Modelling*

Pemodelan prediksi tutupan lahan pada kajian dilakukan menggunakan ANN dengan struktur *Multi Layer Perceptron* (MLP). Proses *training model* dilakukan menggunakan sampel yang dipilih secara acak. Adapun parameter yang digunakan dalam proses *training* ini, yaitu *neighbourhood* 1px, *learning rate* 0.100, *maximum iterations* 100, dan *hidden layer* 10.

5. *Cellular Automata Simulation*

Setelah proses *training model* selesai dilakukan, tahap selanjutnya adalah memodelkan perubahan tutupan lahan secara spasial dengan mempertimbangan pengaruh ketetanggaan antar piksel dan potensi transisi yang dihasilkan oleh model pada tahap sebelumnya. Jumlah iterasi yang diinput dalam proses simulasi disesuaikan dengan kebutuhan. Satu kali iterasi akan menghasilkan peta prediksi untuk beberapa tahun berikutnya, yaitu tahun peta tutupan lahan *final* ditambah dengan rentang waktu antar peta tutupan lahan yang digunakan dalam proses pemodelan.

6. *Validations*

Tahap validasi diperlukan untuk menentukan apakah model layak digunakan untuk melakukan prediksi tutupan lahan ke depan. Validasi model dilakukan dengan metode Kappa. Nilai kappa <0 berarti tidak ada kesesuaian, 0.01 - 0.20 kesesuaian kecil, 0.21 – 0.40 kesesuaian cukup, 0.41 – 0.60 kesesuaian menengah, 0.61 – 0.80 kesesuaian substansial, dan 0.81 – 0.99 kesesuaian mendekati sempurna (Wibowo & Harintaka, 2023).

3. Hasil dan Pembahasan

3.1 Perubahan tutupan lahan (2022–2024)

Analisis perubahan tutupan lahan di 5 desa/kelurahan Kecamatan Komodo dilakukan menggunakan peta *pre-classified* yang disediakan oleh *Impact Observatory* dan ESRI melalui *ESRI Living Atlas*. Peta tersebut merupakan hasil klasifikasi citra satelit menggunakan Sentinel-2 Level-2A dengan resolusi 10 meter yang tersedia sejak tahun 2017. Dataset ini dipilih karena data tersedia secara temporal dan telah melalui proses klasifikasi menggunakan *deep learning AI classification model* yang dilatih pada miliaran gambar piksel yang telah dilabeli manusia (Karra et al., 2021). Peta tutupan lahan ini diklasifikasikan ke dalam 9 kelas, yang ditunjukkan oleh Tabel 2 berikut.

Tabel 2. Jenis Klasifikasi Tutupan Lahan Menurut ESRI *Living Atlas*

No	Jenis Tutupan Lahan	Keterangan
1.	<i>Water</i>	Daerah yang yang tertutupi air sepanjang tahun, mengandung sedikit atau tidak ada vegetasi, tidak ada batuan yang menonjol atau struktur bangunan buatan. Contohnya sungai, kolam, danau, lautan, atau dataran garam yang tergenang.
2.	<i>Trees</i>	Setiap kelompok vegetasi yang pada dengan ketinggian sekitar 15 kaki atau lebih, biasanya dengan kanopi tertutup atau padat. Contohnya vegetasi hutan, kelompok vegetasi tinggi di dalam sabana, perkebunan, rawa, atau mangrove.
4.	<i>Flooded Vegetation</i>	Daerah dengan vegetasi apapun yang secara jelas terendam air baik sepanjang sebagian besar tahun maupun secara musiman yang terdiri dari rumput/semak/pohon/tanah terbuka. Contohnya hutan mangrove yang tergenang, vegetasi yang muncul di atas air, padi sawah, dan pertanian lain yang dialiri irigas dan tergenang.
5.	<i>Crops</i>	Tanaman sereal, rumput, atau tanaman pangan yang ditanam manusia yang tingginya tidak setinggi pohon. Contohnya jagung, padi, gandum, dan lahan terstruktur atau lahan pertanian yang dibiarkan kosong.
7.	<i>Built Area</i>	Struktur buatan manusia seperti jalan raya utama dan kereta api, lahan dengan permukaan permeabel yang luas dan homogen termasuk lahan parkir, gedung perkantoran, dan perumahan. Contohnya rumah, desa atau kota padat, jalan berpaving, dan aspal.
8.	<i>Bare Ground</i>	Daerah batuan atau tanah yang jarang vegetasi atau tidak ada sama sekali sepanjang tahun, daerah pasir atau gurun yang luas dengan vegetasi jarang atau tidak ada sama sekali. Contohnya hamparan tanah atau batu,

No	Jenis Tutupan Lahan	Keterangan
		gurun dan bukit pasir, dataran atau kolam garam yang kering, danau kering, serta tambang
9.	<i>Snow/Ice</i>	Wilayah luas dan homogen dengan es atau salju permanen, umumnya hanya ada di daerah pegunungan atau lintang tertinggi. Contohnya gletser, lapisan salju permanen, lapangan salju.
10.	<i>Clouds</i>	Tidak ada informasi tutupan lahan karena awan tebal terus menerus
11.	<i>Rangeland</i>	Lahan terbuka yang tertutupi dengan sedikit atau tanpa vegetasi yang tinggi (bukan ditanam manusia), contohnya padang rumput alami dan ladang dengan pohon yang jarang atau tidak ada, sabana terbuka dengan sedikit atau tanpa pohon, taman/lapangan golf/rumput, padang rumput. Campuran kluster kecil tanaman atau tanaman tunggal yang tersebar pada hamparan yang menunjukkan tanah atau batu, area terbuka di dalam hutan yang dipenuhi semak yang tidak lebih tinggi dari pohon, contohnya tutupan sedang hingga jarang dari semak, perdu, rumpun rumput, sabana dengan rumput yang jarang, pohon, atau tanaman lain.

Sumber: Esri *Living Atlas*, diterjemahkan dan disusun kembali oleh penulis (2026)

Adapun Perubahan tutupan lahan di kawasan Kecamatan Komodo (Kelurahan Labuan Bajo, Desa Batu Cermin, Desa Wae Kelambu, Desa Goron Talo, dan Desa Golo Bilas) dalam kurun waktu 2022 sampai dengan tahun 2023 ditunjukkan oleh Tabel 3 berikut.

Tabel 3. Perubahan Tutupan Lahan di Kawasan Kecamatan Komodo Tahun 2022-2023

Kelas	2022 (ha)	2023 (ha)	Perubahan (ha)	2022 (%)	2023 (%)
<i>Water</i>	109.60	129.85	20.26	1.57	1.86

Kelas	2022 (ha)	2023 (ha)	Perubahan (ha)	2022 (%)	2023 (%)
<i>Trees</i>	3940.57	3498.81	-441.75	56.30	49.99
<i>Flooded Vegetation</i>	11.73	4.98	-6.76	0.17	0.07
<i>Crops</i>	373.62	301.04	-72.58	5.34	4.30
<i>Built Area</i>	1525.81	1688.82	163.01	21.80	24.13
<i>Bare Ground</i>	3.12	2.03	-1.09	0.04	0.03
<i>Rangeland</i>	1035.23	1374.14	338.92	14.79	19.63

Sumber: Diolah dari data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* tahun 2022 dan 2023 oleh penulis, 2026

Berdasarkan tabel di atas, pada tahun 2022 persentase kelas tutupan lahan terbesar pada 5 desa/kelurahan di Kecamatan Komodo adalah kelas tutupan lahan *trees* yaitu 56.30% kemudian diikuti oleh kelas tutupan lahan *built area* sebesar 21.80%. Pada tahun 2023 komposisi persentase tutupan lahan di kawasan tersebut masih tetap sama, tutupan lahan masih didominasi oleh *trees* dan *built area*. Namun, dalam kurun waktu 1 tahun (2022-2023) kelas tutupan lahan *built area* atau wilayah terbangun mengalami kenaikan sebesar 163.01 ha, dari 1525.81 Ha pada tahun 2022 menjadi 1688.82 Ha pada tahun 2024. Hal yang sama juga terjadi pada kelas tutupan lahan *rangeland* dan *water* yang juga mengalami kenaikan secara berurutan sebesar 338.92 ha dan 20.26 ha. Sementara, kelas tutupan lahan *trees*, *flooded vegetation*, *crops*, dan *bare ground* justru mengalami penurunan dengan penurunan terbesar terjadi pada kelas tutupan lahan *trees*, yaitu sebesar 441.75 ha

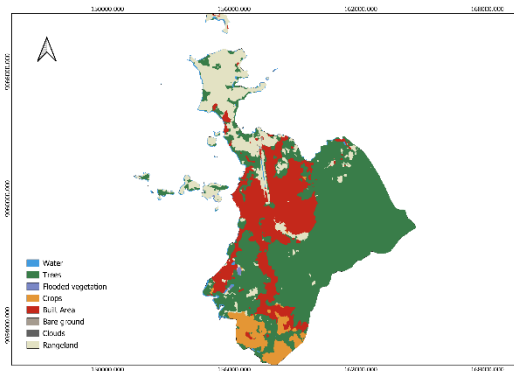
Tabel 4. Perubahan Tutupan Lahan di Kawasan Kecamatan Komodo Tahun 2023-2024

Kelas	2023 (ha)	2024 (ha)	Perubahan (ha)	2023 (%)	2024 (%)
<i>Water</i>	129.85	130.15	0.30	1.86	1.86
<i>Trees</i>	3498.81	3363.14	-135.67	49.99	48.07
<i>Flooded Vegetation</i>	4.98	4.64	-0.34	0.07	0.07
<i>Crops</i>	301.04	385.53	84.49	4.30	5.51
<i>Built Area</i>	1688.82	1793.26	104.44	24.13	25.63
<i>Bare Ground</i>	2.03	1.32	-0.71	0.03	0.02

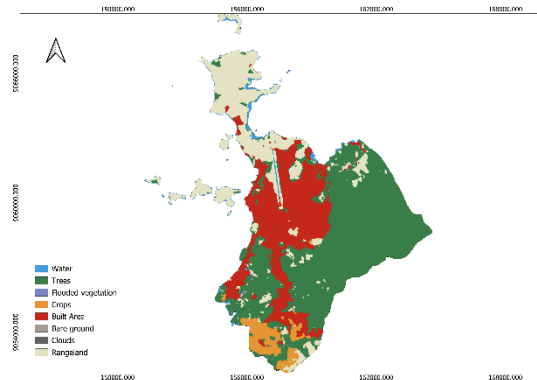
Kelas	2023 (ha)	2024 (ha)	Perubahan (ha)	2023 (%)	2024 (%)
<i>Rangeland</i>	1374.14	1318.88	-55.26	19.63	18.85

Sumber: Diolah dari data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* tahun 2022 dan 2023 oleh penulis, 2026

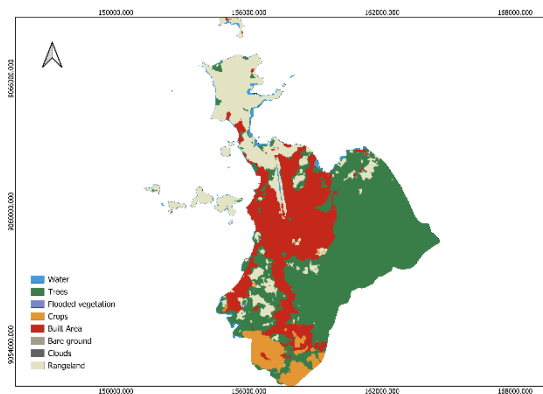
Tabel 4 menunjukkan perubahan tutupan lahan dari tahun 2023 sampai dengan 2024. Dari tabel tersebut, dapat diketahui bahwa kelas tutupan lahan *trees* dari tahun ke tahun secara konsisten mengalami penurunan, dari 3498.81 ha pada tahun 2023 menjadi 3363.14 ha pada tahun 2024. Hal tersebut berbanding terbalik dengan kelas tutupan lahan *built area* yang konsisten mengalami peningkatan. Pada tahun 2024, kelas tutupan lahan *built area* mengalami peningkatan sebesar 104.44 ha dibanding tahun 2023. Selain kelas tutupan lahan *built area*, kelas tutupan lahan *crops* juga mengalami peningkatan pada tahun 2024 sebesar 84.49 ha dibanding tahun 2023.



Gambar 3. Peta Tutupan Lahan Kawasan Kec Komodo tahun 2022



Gambar 4. Peta Tutupan Lahan Kawasan Kec Komodo tahun 2023



Gambar 5. Peta Tutupan Lahan Kawasan Kec Komodo tahun 2024

Sumber: Diadaptasi dari data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* tahun 2022-2024 oleh penulis, 2026 (<https://livingatlas.arcgis.com/landcoverexplorer/>)

3.2 Pemodelan Prediksi Perubahan tutupan lahan menggunakan ANN

1) *Input Model*

Proses pemodelan prediksi tutupan lahan ini menggunakan peta tutupan lahan tahun 2022 sebagai peta *initial* dan peta tutupan lahan tahun 2023 sebagai peta *final*. Sementara variabel pendorong yang digunakan dalam pemodelan adalah jarak ke wilayah terbangun, jarak ke jalan, dan *slope* (kemiringan).

2) *Evaluating Correlation*

Tabel 5 menunjukkan hasil uji korelasi *Pearson* antar variabel pendorong yang digunakan untuk membantu memutuskan apakah variabel akan dimasukkan ke dalam pemodelan atau tidak (Muhammad et al., 2022).

Tabel 5. Hasil Uji Korelasi Pearson untuk Variabel Jarak ke Area Terbangun, Kemiringan Lereng, dan Jarak ke Jalan di Kawasan Kecamatan Komodo Berdasarkan Data Spasial dari BIG dan ESRI Living Atlas

	Jarak ke Area Terbangun	<i>Slope</i> (Kemiringan)	Jarak ke Jalan
Jarak ke Area Terbangun	---	0.20	0.62
<i>Slope</i> (Kemiringan)		---	0.19
Jarak ke Jalan			---

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

Berdasarkan tabel tersebut, korelasi antara variabel jarak ke area terbangun dan variabel jarak ke jalan cukup kuat, hal ini menunjukkan bahwa pembangunan cenderung dilakukan pada area yang dekat dengan jalan. Meskipun keduanya menunjukkan hubungan yang cukup kuat namun nilainya masih ≤ 0.7 (Iskandar et al., 2024), sehingga variabel-variabel tersebut akan dipertahankan di dalam model untuk memberikan informasi spasial yang relevan.

3) *Area changes*

Tahap ini menghasilkan tabel perubahan tutupan lahan yang telah ditunjukkan pada Tabel 3 dan Tabel 4 serta *transition matrix* dari tahun 2022-2023 yang ditunjukkan oleh tabel 5. *Transition matrix* menggambarkan proporsi piksel yang berubah dari satu kelas tutupan lahan ke kelas tutupan lahan yang lain, nilai dalam matriks berada dalam interval 0 hingga 1, nilai diagonal mendekati 1 menunjukkan bahwa perubahan kelas tutupan lahan tergolong stabil (Muhammad et al., 2022).

Tabel 6. *Transition Matrix* pada Tutupan Lahan di Kawasan Kecamatan Komodo Tahun 2022-2023

	<i>Water</i>	<i>Trees</i>	<i>Flooded Vegetation</i>	<i>Crops</i>	<i>Built Area</i>	<i>Bare Ground</i>	<i>Rangeland</i>
<i>Water</i>	0.69	0.07	0.01	0.00	0.06	0.00	0.16
<i>Trees</i>	0.01	0.87	0.00	0.00	0.04	0.00	0.08
<i>Flooded Vegetation</i>	0.14	0.28	0.33	0.01	0.03	0.00	0.22
<i>Crops</i>	0.00	0.04	0.00	0.76	0.03	0.00	0.17
<i>Built Area</i>	0.00	0.01	0.00	0.00	0.98	0.00	0.01
<i>Bare Ground</i>	0.12	0.00	0.00	0.00	0.10	0.36	0.43
<i>Rangeland</i>	0.01	0.03	0.00	0.01	0.03	0.00	0.93

Sumber: Diolah dari data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* tahun 2022 dan 2023 oleh penulis, 2026

Melalui *transition matrix* pada Tabel 6 dapat diketahui bahwa selama tahun 2022 sampai dengan 2023, kelas tutupan lahan yang cenderung stabil secara berurutan adalah *built area* (0,975); *rangeland* (0.929); *trees* (0.871); *crops* (0.757); dan *water* (0.694). Selain menunjukkan seberapa stabil kelas tutupan lahan, *transition matrix* juga dapat menggambarkan bagaimana arah perubahan tutupan lahan. Sebelumnya pada Tabel 3 dan 4 telah dijelaskan bahwa kelas tutupan lahan *trees* merupakan kelas yang mengalami penurunan luas paling besar selama tahun 2022-2023. Melalui *transition matrix* pada Tabel 6 ini dapat diketahui bahwa sekitar 12.9% piksel kelas tutupan lahan *trees* berubah menjadi kelas lain, dengan probabilitas terbesar berubah menjadi *rangeland* (0.078) dan *built area* (0.037). Sementara untuk kelas tutupan lahan yang berubah menjadi *built area*, probabilitas terbesar berasal dari kelas tutupan lahan *bare ground* (0.961) dan *trees* (0.037).

4) *Transition potential modelling*

Pemodelan dilakukan menggunakan ANN dengan struktur MLP yang terdiri dari 10 *nodes* pada *hidden layer*. Adapun hasil pemodelan ini ditunjukkan oleh Tabel 7.

Tabel 7. Hasil *Training Model* Prediksi Perubahan Tutupan Lahan di Kawasan Kecamatan Komodo

<i>Neighbourhood</i>	1 px
<i>Learning Rate</i>	0.100
<i>Maximum Iterations</i>	100
<i>Hidden Layer</i>	10
<i>Momentum</i>	0.001
<i>Overall Accuracy</i>	-0.00028
<i>Min Validation Overall Error</i>	0.01907
<i>Current Validation Kappa</i>	0.83316

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

Hasil *training* pada Tabel 7 mengindikasikan kinerja yang cukup baik, nilai *min validation error* sebesar 0.01907 menunjukkan bahwa kesalahan prediksi tutupan lahan relatif kecil, lalu nilai kappa yang dihasilkan pada proses *training* sebesar 0.83316 (Rahmah et al., 2020), sehingga hasil pemodelan ini layak digunakan untuk melakukan simulasi tutupan lahan pada tahap selanjutnya.

5) *Cellular automata simulation*

Tahap *Cellular Automata Simulation* menghasilkan peta prediksi tahun 2024 menggunakan data tutupan lahan tahun 2022 dan 2023 yang ditunjukkan oleh Tabel 8.

Tabel 8. Luas Prediksi dan Aktual Tutupan Lahan Kawasan Kec. Komodo Tahun 2024

Kelas	Luas Prediksi 2024 (ha)	Luas Aktual 2024 (ha)
<i>Water</i>	121.63	130.15
<i>Trees</i>	3381.03	3363.14
<i>Flooded Vegetation</i>	4.84	4.64
<i>Crops</i>	292.30	385.53
<i>Built Area</i>	1822.04	1793.26
<i>Bare Ground</i>	2.03	1.32

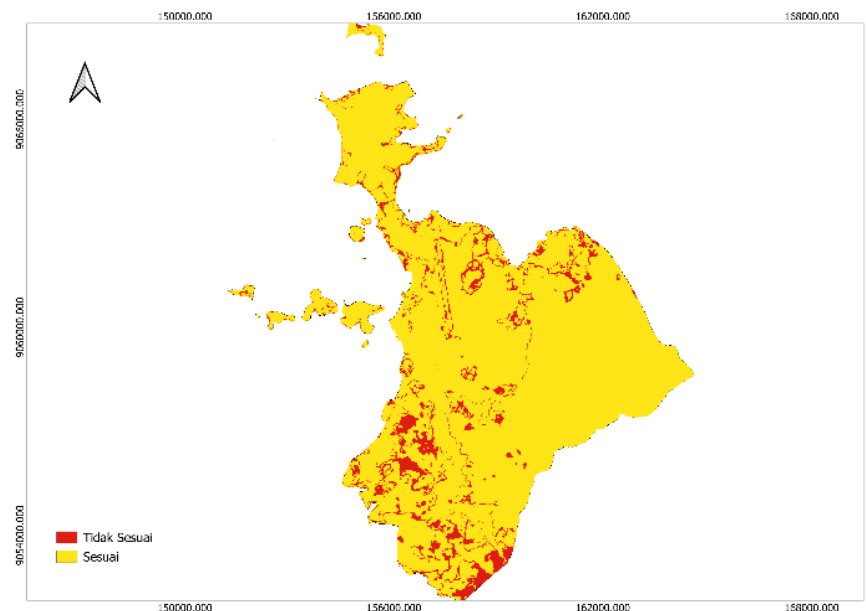
Rangeland

1375.81

1318.88

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

Hasil prediksi tutupan lahan tahun 2024 menunjukkan bahwa pada 5 desa/kelurahan di Kecamatan Komodo tutupan lahannya masih didominasi oleh kelas tutupan lahan *trees* dan *built area* dengan persentase masing-masing sebesar 48.30% dan 26.03%. Perbandingan luas lahan hasil prediksi dan luas aktual tahun 2024 menunjukkan bahwa pada setiap kelas tutupan lahan terdapat perbedaan. Perbedaan tersebut dapat disebabkan oleh berbagai faktor yang tidak dilibatkan dalam model, sehingga model tidak dapat melakukan prediksi dengan sempurna (Wibowo & Harintaka, 2023). Untuk melihat bagaimana kesesuaian tutupan lahan aktual dan hasil prediksi ditunjukkan oleh peta pada Gambar 6.



Gambar 6. Peta Kesesuaian Tutupan Lahan Kawasan Kec. Komodo Tahun 2024
Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

Hasil pengecekan kesesuaian antara peta aktual dan hasil prediksi pada tahun 2024 menunjukkan bahwa sebesar 90.76% tutupan lahan dipetakan dengan benar, hal ini menunjukkan bahwa peta hasil prediksi memiliki akurasi yang cukup tinggi (Kamal et al., 2025). Namun uji validasi tambahan tetap diperlukan pada tahap selanjutnya guna memperkuat dasar penggunaan model untuk melakukan prediksi tutupan lahan pada masa mendatang.

6) *Validation*

Hasil uji validitas kappa terhadap peta aktual dan peta hasil prediksi tahun 2024 yang ditunjukkan oleh Tabel 9 menghasilkan nilai sebesar 0.86009. Nilai ini mengindikasikan bahwa model memiliki akurasi yang sangat baik sehingga layak untuk dijadikan acuan dalam melakukan prediksi tutupan lahan untuk masa mendatang.

Tabel 9. Hasil Uji Validasi Kappa Terhadap Peta Aktual dan Peta Hasil Prediksi di Kawasan Kecamatan Komodo Tahun 2024

Indikator	Nilai
Kappa (Overall)	0.86009
Kappa (Histogram)	0.97768
Kappa (Location)	0.87973

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

7) *Prediksi Tutupan Lahan tahun 2027*

Setelah model prediksi tutupan lahan yang telah dibuat pada tahap sebelumnya telah dinyatakan layak, selanjutnya pada tahap ini dilakukan simulasi menggunakan *Cellular Automata* untuk memprediksi tutupan lahan pada tahun 2027. Hasil prediksi tutupan lahan tahun 2027 ditunjukkan oleh Gambar 7 dan Tabel 10.

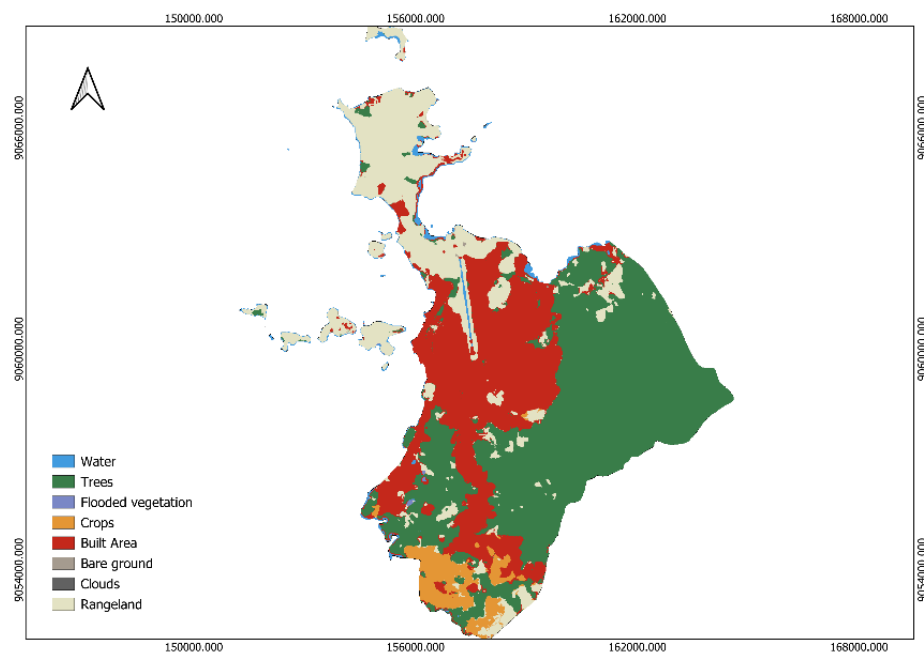
Tabel 10. Hasil Prediksi Tutupan lahan di Kawasan Kecamatan Komodo Tahun 2027

Kelas	2022 (ha)	Prediksi 2027 (ha)	Perubahan (ha)
<i>Water</i>	109.60	121.24	11.64
<i>Trees</i>	3940.57	3232.87	-707.70
<i>Flooded Vegetation</i>	11.73	4.82	-6.91
<i>Crops</i>	373.62	291.71	-81.91
<i>Built Area</i>	1525.81	1971.56	445.75
<i>Bare Ground</i>	3.12	2.01	-1.11
<i>Rangeland</i>	1035.23	1375.47	340.24

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan

data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

Hasil Prediksi tutupan lahan di 5 desa/kelurahan Kecamatan Komodo pada tahun 2027 menunjukkan bahwa persentase kelas tutupan lahan terbesar adalah *trees* (46.19%), lalu *built area* (28.17%), kemudian *rangeland* (19.65%). Dalam kurun waktu 5 tahun dari tahun 2022 sampai dengan 2027, hasil prediksi menunjukkan bahwa kelas tutupan lahan *trees* mengalami penurunan luas paling besar yaitu seluas 707.70 ha, lalu disusul oleh kelas tutupan lahan *crops* seluas 81.91 ha. Sementara kelas tutupan lahan yang luasnya mengalami kenaikan adalah kelas tutupan lahan *built area* seluas 445.75 ha dan *rangeland* sebesar 340.24 ha



Gambar 7. Peta Prediksi Tutupan Lahan Kawasan Kec. Komodo Tahun 2027

Sumber: Diolah dari data jalan dan kemiringan lereng yang bersumber dari BIG dan data tutupan lahan ESRI *Living Atlas* oleh penulis, 2026

3.3 Keterkaitan hasil prediksi tutupan lahan dengan pembangunan pariwisata berkelanjutan

Hasil prediksi tutupan lahan tahun 2027 menunjukkan bahwa kelas tutupan lahan terbangun (*built area*) mengalami peningkatan yang cukup signifikan, yaitu sebesar 445.75 ha dibanding tahun 2022, berbanding terbalik dengan kelas tutupan lahan *trees* yang justru mengalami penurunan sebesar 707.70 ha. Alih fungsi lahan ini mengindikasikan adanya aktivitas pembangunan yang berkaitan dengan dijadikannya kawasan Kecamatan Komodo sebagai kawasan pariwisata super prioritas nasional. Selain luas lahan terbangun, dalam kurun waktu 5 tahun hasil prediksi juga menunjukkan adanya peningkatan pada luas *rangeland* sebesar 340.24 ha. Peningkatan kelas *rangeland* dapat dikaitkan

dengan adanya transisi tutupan lahan dari vegetasi yang lebih rapat menuju lahan terbuka dengan vegetasi yang lebih jarang yang mengindikasikan adanya aktivitas manusia dalam pembukaan lahan secara bertahap.

Perubahan tutupan lahan ini merupakan respon terhadap kebutuhan infrastruktur dan fasilitas pendukung pariwisata. Dari sisi akomodasi, BPS mencatat perkembangan jumlah hotel yang cukup signifikan di Kabupaten Manggarai Barat. Dalam kurun waktu 2022 sampai dengan 2024 jumlah hotel di Manggarai Barat bertambah sebanyak 26 hotel, yaitu dari 90 hotel pada tahun 2022 menjadi 116 hotel pada tahun 2024 (BPS Kabupaten Manggarai Barat, 2025) yang sebagian besar terpusat di kawasan Kecamatan Komodo. Pembangunan ini berpotensi mendorong pertumbuhan ekonomi pada sektor pariwisata serta aktivitas ekonomi masyarakat lokal yang diindikasikan dengan pertumbuhan Produk Domestik Regional Bruto pada beberapa sektor yang terkait dengan kegiatan pariwisata di Kabupaten Manggarai Barat, yaitu pada tahun 2024 sektor penyediaan akomodasi dan makan minum tumbuh sebesar 18.34%, transportasi dan pergudangan mengalami pertumbuhan sebesar 19.45%, serta sektor jasa perusahaan yang tumbuh sebesar 7.92% (BPS Kabupaten Manggarai Barat, 2025).

Namun demikian, perubahan tutupan lahan ini juga memiliki dampak negatif, yaitu berkurangnya ruang terbuka dan kawasan alami, yang jika tidak dikelola dengan baik dapat menurunkan kualitas lingkungan dan daya tarik wisata dalam jangka panjang, serta bertentangan dengan prinsip pariwisata berkelanjutan yang tertuang dalam *ASEAN Framework on Sustainable Tourism Development*. Prinsip ini menyebutkan bahwa pembangunan pariwisata harus meminimalkan kerusakan lingkungan (ASEAN, 2021). Sementara itu, hasil prediksi menunjukkan penurunan kelas *trees* yang cukup signifikan yang mengindikasikan bahwa pembangunan pariwisata di kawasan Kecamatan Komodo belum sepenuhnya diarahkan untuk meminimalkan kerusakan lingkungan.

Penerapan regulasi dan kebijakan untuk meningkatkan keberlanjutan pariwisata dan lingkungan sangat diperlukan guna memastikan daya tarik wisata tetap terjaga. Hasil prediksi tutupan lahan ini dapat menjadi peringatan dini terkait potensi degradasi lingkungan yang disebabkan oleh perluasan kawasan terbangun, tidak hanya bagi pemerintah yang bertanggung jawab atas perencanaan ruang, tetapi juga penyedia layanan pariwisata dan kegiatan pendukung pariwisata (Widaningrum et al., 2020).

4. Simpulan dan Saran

4.1 Simpulan

Berdasarkan hasil pembahasan dapat disimpulkan bahwa

- 1) Selama tahun 2022-2024 tutupan lahan di Kawasan Kecamatan Komodo didominasi oleh kelas *trees* dan *built area*. Dalam kurun waktu 2 tahun kelas tutupan lahan *trees* mengalami penurunan luas terbesar yaitu seluas 577.43 ha. Sementara, kelas tutupan lahan dengan peningkatan luas paling besar, yaitu kelas tutupan lahan *rangeland* dan *built area*, secara berturut-turut sebesar 283.65 ha dan 267.45 ha.
- 2) Hasil pemodelan perubahan tutupan lahan menggunakan ANN dengan struktur MLP menunjukkan bahwa 90.76% tutupan lahan dapat dipetakan dengan benar. Hasil uji validitas juga menunjukkan bahwa model memiliki kinerja yang sangat baik dengan nilai Kappa sebesar 0.86009 sehingga model dapat digunakan untuk melakukan prediksi tutupan lahan di masa mendatang.
- 3) Prediksi tutupan lahan tahun 2027 menunjukkan bahwa tutupan lahan masih didominasi oleh kelas tutupan lahan *trees* dan *built area*. Jika dibandingkan dengan tahun 2022, tutupan lahan *trees* mengalami penurunan sebesar 707.70 ha, sementara *built area* dan *rangeland* masing-masing bertambah sebesar 445.75 ha dan 340.24 ha
- 4) Perubahan tutupan lahan dari vegetasi yang lebih padat (*trees*) menjadi lahan terbangun atau lahan terbuka dengan vegetasi yang lebih jarang mengindikasikan adanya aktivitas manusia dalam pembukaan lahan secara bertahap sebagai respon terhadap kebutuhan infrastruktur dan fasilitas pendukung pariwisata di kawasan Kecamatan Komodo sebagai salah satu destinasi super prioritas nasional. Tutupan lahan vegetasi alami terutama pepohonan (*trees*) merupakan penyangga ekosistem dan pencegah erosi, sehingga diperlukan regulasi dan kebijakan untuk meningkatkan keberlanjutan pariwisata dan lingkungan agar daya tarik wisata tetap terjaga.

4.2 Saran

- 1) Peta tutupan lahan yang digunakan dalam penelitian ini merupakan peta *pre-classified* sehingga memiliki keterbatasan berupa potensi ketidaksesuaian klasifikasi pada skala lokal. Penelitian selanjutnya diharapkan untuk melakukan proses klasifikasi secara mandiri sehingga tutupan lahan dapat terklasifikasi secara akurat.
- 2) Penelitian selanjutnya diharapkan untuk mempertimbangkan lebih banyak faktor dalam model seperti faktor sosial, ekonomi, lingkungan, serta faktor lain yang dapat mendorong perubahan penggunaan lahan, sehingga prediksi lahan yang dihasilkan dapat memberikan informasi yang komprehensif dan relevan bagi pembuat kebijakan.
- 3) Pemerintah daerah dapat mengintegrasikan peta hasil prediksi tutupan lahan ke dalam dokumen Kajian Lingkungan Hidup Strategis (KLHS) sebagai salah satu

bahan pendukung dalam merumuskan Rencana Detail Tata Ruang (RDTR).

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas.

Competing interests/conflict of interest

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] ASEAN. (2021). *ASEAN framework on sustainable tourism development in the post COVID-19 era*. ASEAN Secretariat. https://asean.org/wp-content/uploads/2023/01/Executive-Summary_ASEAN-Framework-on-Sustainable-Tourism-Development.pdf
- [2] Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Barat. (24 April 2025). *Jumlah penduduk, laju pertumbuhan penduduk, distribusi persentase penduduk, kepadatan penduduk, rasio jenis kelamin penduduk menurut kecamatan di Kabupaten Manggarai Barat, 2025*. Diakses Pada 4 Februari 2026, Dari <https://Manggarai Barat Kab. Bps. Go. Id/ Id/ Statistics-Table/3/V1zsbfruy3ltbfpeytinsvwngcdzjek53ykhsnffumdkjmym1mze1/Jumlah-Penduduk--Laju-Pertumbuhan-Penduduk--Distribusi-Persentase-Penduduk--Kepadatan-Penduduk--Rasio-Jenis-Kelamin-Penduduk-Menurut-Kecamatan-Di-Kabupaten-Manggarai-Barat.Html?Year=2025>
- [3] Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Barat. (10 Maret 2026). *Laju pertumbuhan produk domestik regional bruto atas dasar harga konstan 2010 menurut lapangan usaha di Kabupaten Manggarai Barat (Persen), 2024*. Diakses Pada 4 Februari 2026, Dari <https://Manggarai Barat Kab. Bps. Go. Id/ Id/ Statistics-Table/3/Yurkcwvfyzrnvepst1dsyvjxrk9rmve0vuu1vvfumdkjmym1mze1/Laju-Pertumbuhan-Produk-Domestik-Regional-Bruto-Atas-Dasar-Harga-Konstan-2010-Menurut-Lapangan-Usaha-Di-Kabupaten-Manggarai-Barat--Persen-.Html?Year=2024>
- [4] Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Barat. (9 Mei 2025). *Statistik perhotelan Kabupaten Manggarai Barat 2024*. <https://Manggarai Barat Kab. Bps. Go. Id/ Id/ Publication/2025/05/09/0bd5794a6962025b497ec23b/Statistik-Perhotelan-Kabupaten-Manggarai-Barat-2024.Html>

- [5] Buraerah, M. F., Rasyidi, E. S., & Sandi, R. (2020). Pemetaan perubahan penggunaan lahan di wilayah Kabupaten Takalar tahun 1999 - 2019 menggunakan sistem informasi geografis. *Jurnal Ilmiah Ecosystem*, 20, 68–75. <https://Journal.Unibos.Ac.Id/Eco/Issue/View/41>
- [6] Foley, J. A., Defries, R., Asner, G. P., Barford, C., Bonan, G., Carpenter, S. R., Chapin, F. S., Coe, M. T., Daily, G. C., Gibbs, H. K., Helkowski, J. H., Holloway, T., Howard, E. A., Kucharik, C. J., Monfreda, C., Patz, J. A., Prentice, I. C., Ramankutty, N., & Snyder, P. K. (2005). Global consequences of land use. In *Science*, 309(5734), 570–574. <https://Doi.Org/10.1126/Science.1111772>
- [7] Hapsary, M. S. A., Subiyanto, S., & Firdaus, H. S. (2021). Analisis prediksi perubahan penggunaan lahan dengan pendekatan artificial neural network dan regresi logistik di Kota Balikpapan. *Jurnal Geodesi Undip*, 10(2), 88–97. <https://doi.org/10.14710/jgundip.2021.30637>
- [8] Iskandar, B., Saidah, Kurnia, A. A., Jauhari, A., & Zannah, F. (2024). Modeling land cover change using MOLUSCE in Kahayan Tengah Forest management unit, Kalimantan Tengah. *Jurnal Sylva Lestari*, 12(2), 242–257. <https://doi.org/10.23960/jsl.v12i2.865>
- [9] Kamal, M. R. S., Aji Satria, R., Gusti Pasha, F., & Basillia Way, dan. (2025). Pola dan pemodelan prediksi perubahan penggunaan lahan di Kabupaten Sleman sebagai wilayah *peri urban*. *Desa-Kota: Jurnal Perencanaan Wilayah, Kota, dan Permukiman*, 7(1), 44–58. <https://doi.org/10.20961/desa-kota.v7i1.86128.44-58>
- [10] Karra, K., Kontgis, C., Statman-Weil, Z., Mazzariello, J. C., Mathis, M., & Brumby, S. P. (2021). Global land use/land cover with Sentinel-2 and deep learning. Dalam *2021 IEEE International Geoscience and Remote Sensing Symposium (IGARSS)* (pp. 4704–4707). IEEE. <https://doi.org/10.1109/IGARSS47720.2021.9553499>
- [11] Mahtta, R., Fragkias, M., Güneralp, B., Mahendra, A., Reba, M., Wentz, E. A., & Seto, K. C. (2022). Urban land expansion: the role of population and economic growth for 300+ cities. *Npj Urban Sustainability*, 2(1). <https://doi.org/10.1038/s42949-022-00048-y>
- [12] Muhammad, R., Zhang, W., Abbas, Z., Guo, F., & Gwiazdzinski, L. (2022). Spatiotemporal change analysis and prediction of future land use and land cover changes using QGIS MOLUSCE plugin and remote sensing big data: a case study of Linyi, China. *Land*, 11(3). <https://Doi.Org/10.3390/Land11030419>
- [13] Pertiwi, T. C. M., & Saputra, A. (2024). Landuse change prediction on super-priority tourism destination in Labuan Bajo, Indonesia. *E3s Web Of Conferences*, 500. <https://Doi.Org/10.1051/E3sconf/202450003043>

- [14] Prabandari, A. A., & Wibowo, A. (2024). Monitoring 10 tahun perubahan tutupan lahan di sekitar Bandar Udara Komodo menggunakan citra Google Earth. *Jurnal Geografi*, 13(1), 1–8. <https://doi.org/10.24036/geografi/vol13-iss1/3819>
- [15] Rahmah, A. N., Subiyanto, S., & Amarrohman, F. J. (2020). Pemodelan perubahan penggunaan lahan dengan artificial neural network (ANN) di Kota Semarang. *Jurnal Geodesi Undip*, 9(1).
- [16] Ramadhan, R., Widiatmaka, W., & Sudadi, U. (2016). Land use change and spatial utilization in landslide vulnerable regions of Banjarnegara Regency, Central Java. *Journal Of Natural Resources And Environmental Management*, 6(2), 159–167. <https://Doi.Org/10.19081/Jpsl.2016.6.2.159>
- [17] Republik Indonesia. (2025). *Peraturan Presiden Republik Indonesia Nomor 12 Tahun 2025 Tentang Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional Tahun 2025–2029*. <https://jdih.kemenkoinfra.go.id/perpres-no-12-tahun-2025>
- [18] Rimba, A. B., Atmaja, T., Mohan, G., Chapagain, S. K., Arumansawang, A., Payus, C., & Fukushi, K. (2020). Identifying land use and land cover (LULC) change from 2000 to 2025 driven by tourism growth: A study case in Bali. *International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences - ISPRS Archives*, 43(B3), 1621–1627. <https://doi.org/10.5194/isprs-archives-XLIII-B3-2020-1621-2020>
- [19] Sanjesti, W., & Silviana, A. (2025). Dampak alih fungsi lahan pertanian menjadi lahan kering. *Legal Standing: Jurnal Ilmu Hukum*, 9(2), 420–435. <https://Doi.Org/10.24269/Ls.V9i2.11650>
- [20] Septriana, F. E., Alnavis, N. B., Gustia, R., Wirawan, R. R., Putri, N. P., Hasibuan, H. S., & Tambunan, R. P. (2020). Dampak perubahan penutupan lahan terhadap sistem hidrologi di Jakarta. *Majalah Ilmiah Globe*, 22(1), 51. <https://Doi.Org/10.24895/Mig.2020.22-1.1150>
- [21] Wibowo, R. A., & Harintaka. (2023). Pembuatan model prediksi lahan terbangun di Kabupaten Kulon Progo dengan citra satelit penginderaan jauh. *Geoid: Journal of Geodesy and Geomatics*, 19(1), 18–27.
- [22] Widaningrum, D. L., Surjandari, I., & Sudiana, D. (2020). Analyzing land use changes in tourism development areas: a case study of Cultural World Heritage Sites on Java Island, Indonesia. *International Journal Of Technology*, 11(4), 688–697. <https://Doi.Org/10.14716/ljtech.V11i4.4097>

FAKTOR-FAKTOR YANG MEMENGARUHI INDEKS KETAHANAN PANGAN DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR MENGGUNAKAN ANALISIS DATA PANEL

Sandra Berliana Putri^{1*}

¹IPB University, Indonesia

*Korespondensi Penulis: sandraberlianaputri@apps.ipb.ac.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 04 Nov, 2025

Revised 02 Jan, 2026

Accepted 10 June, 2026

Published 30 June, 2026

Introduction/Main Objectives: Food security remains a national development priority in Indonesia, particularly in Nusa Tenggara Timur (NTT) province, where most communities face high food vulnerability due to geographical conditions and limited resources. **Background Problems:** Food security is influenced by multiple factors such as life expectancy, economic growth, and food production, yet their combined effect at the district/city level in NTT remains underexplored. This study aims to analyze the factors influencing the food security index across 22 districts/cities in NTT in 2022. **Novelty:** This study comprehensively integrates socioeconomic and demographic indicators in a panel data framework, an approach rarely conducted for food security assessment at the district/city level in NTT. **Research Methods:** Panel data model selection tests, including Chow, Hausman, and Lagrange Multiplier, were conducted, followed by classical assumption tests covering multicollinearity, normality, and homoscedasticity. **Finding/Results:** The Random Effect Model (REM) was selected as the best model. Life expectancy has a positive and significant effect on the food security index, while gross regional domestic product and food production do not. A coefficient of determination (14.61 percent) indicates most variation is driven by factors outside the model. Strengthening health and nutrition services is key to improving food security in NTT, alongside more inclusive economic policies and equitable food distribution strategies.

Keywords:

Food Production; Food Security Index; Life Expectancy; Nusa Tenggara Timur; Panel Data

1. Pendahuluan

Ketahanan pangan tetap menjadi prioritas krusial dalam agenda pembangunan nasional Indonesia. Sebagai negara dengan populasi yang masif, Indonesia dihadapkan pada berbagai kendala dalam menjamin ketersediaan, distribusi, serta keterjangkauan pangan bagi seluruh lapisan masyarakat. Menurut data Badan Pusat Statistik (2021), tingkat kemiskinan dan kerentanan pangan masih relatif tinggi, terutama di wilayah

timur Indonesia yang dibatasi oleh keterbatasan sumber daya alam. Inisiatif peningkatan ketahanan pangan ini juga selaras dengan pencapaian Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (SDGs) nomor 2, yakni *Zero Hunger*, yang menargetkan eliminasi kelaparan, pemenuhan pangan bergizi yang memadai, serta peningkatan kesejahteraan secara keseluruhan.

Ketahanan pangan merupakan konsep multidimensional dan tidak hanya terbatas pada aspek ketersediaan pangan. Secara konseptual, ketahanan pangan mencakup empat pilar utama, yaitu ketersediaan, akses, pemanfaatan, dan stabilitas (Food and Agriculture Organization, 2021). Ketersediaan pangan berarti kemampuan suatu wilayah dalam menyediakan pangan yang cukup. Akses pangan berkaitan dengan kemampuan masyarakat dalam memperoleh pangan. Sementara pemanfaatan pangan mencerminkan kualitas konsumsi yang dipengaruhi oleh kondisi kesehatan, sanitasi, serta pengetahuan gizi masyarakat. Adapun stabilitas pangan mengacu pada keberlanjutan aspek-aspek sebelumnya dalam jangka waktu tertentu. Keempat pilar ini saling berinteraksi dan menjadi faktor penentu kondisi ketahanan pangan secara keseluruhan.

Dalam implementasinya, ketahanan pangan tidak hanya ditentukan oleh faktor produksi, tetapi juga oleh distribusi, aksesibilitas, serta kondisi sosial ekonomi masyarakat (Bellemare & Novak, 2017). Wilayah dengan tingkat produksi pangan yang tinggi belum tentu memiliki tingkat ketahanan pangan yang baik. Hal ini dapat disebabkan oleh distribusi tidak merata atau daya beli masyarakat rendah. Oleh karena itu, pendekatan yang komprehensif diperlukan untuk memahami ketahanan pangan, khususnya pada wilayah dengan karakteristik geografis dan sosial ekonomi yang bervariasi.

Selain itu, ketahanan pangan juga memiliki keterkaitan dengan pembangunan manusia. Indikator seperti Angka Harapan Hidup (AHH) mencerminkan kondisi kesehatan masyarakat yang berpengaruh terhadap kemampuan individu dalam mengakses dan memanfaatkan pangan (Renzaho & Mellor, 2019). Masyarakat dengan kondisi kesehatan yang baik cenderung memiliki produktivitas yang lebih tinggi sehingga mampu meningkatkan daya beli terhadap pangan. Dengan demikian, aspek kesehatan menjadi salah satu faktor pendukung ketahanan pangan secara berkelanjutan.

Di sisi lain, faktor ekonomi seperti Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) juga sering dikaitkan dengan ketahanan pangan. Secara teoritis, peningkatan PDRB mencerminkan pertumbuhan ekonomi yang diharapkan dapat meningkatkan kesejahteraan masyarakat. Namun, dalam praktiknya, pertumbuhan ekonomi tidak selalu diikuti oleh pemerataan pendapatan (Timmer, 2017). Ketimpangan distribusi ekonomi dapat menyebabkan sebagian masyarakat tetap berada dalam kondisi rentan pangan meskipun terjadi peningkatan PDRB. Hal ini menunjukkan bahwa hubungan antara pertumbuhan ekonomi dan ketahanan pangan tidak selalu bersifat linear dan perlu dikaji lebih lanjut secara empiris.

Selain faktor ekonomi dan kesehatan, produksi pangan juga merupakan komponen penting dalam menentukan ketahanan pangan suatu wilayah. Secara teoritis, peningkatan produksi pangan akan meningkatkan ketersediaan pangan. Akan tetapi, dalam praktiknya, peningkatan produksi tidak selalu diikuti dengan peningkatan ketahanan pangan apabila tidak didukung oleh sistem distribusi yang efektif dan akses yang merata (Food and Agriculture Organization, 2021). Oleh karena itu, penting untuk mengkaji peran produksi pangan dalam konteks yang lebih luas, tidak hanya sebagai indikator ketersediaan, tetapi juga dalam hubungannya dengan akses dan distribusi pangan.

Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) termasuk dalam daerah-daerah dengan tingkat kerentanan pangan yang signifikan. Faktor geografis, seperti dominasi lahan kering, distribusi curah hujan yang tidak merata, dan keterbatasan fasilitas pertanian, menyebabkan produksi pangan yang rendah. Laporan BPS (2021) beserta studi Lassa *et al.* (2019) mengungkapkan bahwa sebagian besar kabupaten di NTT masih menghadapi tantangan stunting, prevalensi kemiskinan yang tinggi, serta akses pangan yang terbatas. Situasi ini menempatkan NTT sebagai wilayah prioritas dalam kerangka kebijakan nasional pembangunan ketahanan pangan.

Penelitian ini mengadopsi data panel tahun 2022 dengan metode analisis kuantitatif. Kelebihan pendekatan data panel terletak pada kapasitasnya untuk mengintegrasikan dimensi temporal dan spasial sehingga menghasilkan pemahaman yang lebih mendalam tentang faktor-faktor penentu ketahanan pangan. Dengan demikian, hasil analisis tidak terbatas pada deskripsi semata, melainkan juga mengelaborasi dinamika determinan ketahanan pangan pada skala kabupaten/kota.

Sejumlah penelitian terdahulu telah meneliti ketahanan pangan di NTT dengan memanfaatkan pendekatan data panel. Studi oleh Silvia (2022) mengadopsi data panel periode 2018–2021 untuk menganalisis faktor-faktor penentu ketahanan pangan di 22 kabupaten/kota NTT. Temuan penelitian tersebut mengindikasikan bahwa pendapatan dan akses terhadap air bersih memberikan pengaruh positif yang signifikan, sedangkan tenaga kerja di sektor pertanian justru menunjukkan efek negatif, sementara belanja daerah tidak memiliki dampak yang nyata.

Penelitian tersebut memberikan kontribusi substansial dalam mengidentifikasi faktor-faktor utama yang memengaruhi ketahanan pangan di NTT. Namun, studi-studi sebelumnya masih cenderung terfokus pada peubah-peubah spesifik, seperti produksi pertanian dan dimensi sosial-ekonomi, tanpa melakukan integrasi yang komprehensif terhadap beragam indikator sosial-ekonomi dan demografi. Oleh karena itu, penelitian ini bertujuan untuk memodelkan dan menganalisis hubungan antara AHH, PDRB, dan produksi pangan terhadap Indeks Ketahanan Pangan (IKP) di Provinsi NTT tahun 2022. Analisis ini dilakukan dengan menggunakan pendekatan data panel guna memperoleh gambaran yang lebih komprehensif dan mendalam mengenai faktor-faktor yang memengaruhi ketahanan pangan, serta untuk mengidentifikasi peubah-peubah yang

memiliki peran signifikan dalam meningkatkan kondisi ketahanan pangan di wilayah tersebut.

2. Metodologi

2.1. Bahan dan Sumber Data

Penelitian ini memanfaatkan data sekunder dari Badan Pusat Statistik (BPS) tahun 2022. Data tersebut dikumpulkan pada tingkat kabupaten/kota di Provinsi NTT. Deskripsi rinci mengenai peubah-peubah tersebut dapat ditemukan pada Tabel 1.

Tabel 1. Peubah-peubah yang digunakan

Kode	Peubah	Skala
Y	Indeks Ketahanan Pangan	Numerik
X_1	Angka Harapan Hidup	Numerik
X_2	Produk Domestik Regional Bruto	Numerik
X_3	Produksi Pangan	Numerik

2.2. Metode Penelitian

Analisis dibantu oleh *software* RStudio melalui serangkaian tahapan berikut.

1. Menyusun model data panel. Data panel adalah data kombinasi antara *cross-section* (antar kabupaten/kota) dan *time series* (antarwaktu). Bentuk umum model data panel adalah sebagai berikut (Baltagi, 2021).

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_p X_{p,it} + u_{it} \#(1)$$

dengan u_{it} adalah *error term*. Metode penduga parameter data panel terdiri dari tiga pendekatan utama (Gujarati & Porter, 2020).

- a. *Pooled Least Square* (PLS) / *Common Effect Model* (CEM)

PLS mengasumsikan tidak ada perbedaan individual antar unit dengan model berikut.

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + u_{it} \#(2)$$

- b. *Fixed Effect Model* (FEM)

FEM memasukkan perbedaan intersep untuk setiap unit ke- i (dalam hal ini kabupaten/kota) dengan model berikut.

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + u_{it} \#(3)$$

- c. *Random Effect Model* (REM)

REM menganggap perbedaan antar unit bersifat acak dan dimasukkan dalam *error term* dengan model berikut.

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{k,it} + \mu_i + u_{it} \#(4)$$

dengan μ_i adalah komponen error tetap tiap individu ke- i dan ϵ_{it} adalah error yang berubah dari waktu ke waktu untuk individu tertentu.

2. Melakukan uji pemilihan jenis metode pendugaan parameter.

Terdapat tiga jenis pengujian sebagai berikut (Baltagi, 2021).

- a. Uji Chow untuk membandingkan antara PLS/CEM dan FEM dengan statistik uji berikut.

$$F = \frac{\frac{(RSS_{PLS} - RSS_{FEM})}{N - 1}}{\frac{RSS_{FEM}}{NT - N - K}} \quad \#(5)$$

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : Model yang tepat adalah PLS/CEM (tidak terdapat perbedaan intersep antar unit)

H_1 : Model yang tepat adalah FEM (terdapat perbedaan intersep antar unit)

Keputusan diambil berdasarkan p -value, apabila p -value < 0,05 maka model yang dipilih adalah FEM.

- b. Uji Hausman untuk membandingkan FEM dan REM dengan statistik uji berikut.

$$H = (\widehat{\beta}_{FEM} - \widehat{\beta}_{REM})' [Var(\widehat{\beta}_{FEM}) - Var(\widehat{\beta}_{REM})]^{-1} (\widehat{\beta}_{FEM} - \widehat{\beta}_{REM}) \quad \#(6)$$

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : Model yang tepat adalah REM (tidak terdapat korelasi antar individu dan peubah bebas)

H_1 : Model yang tepat adalah FEM (terdapat korelasi antar individu dan peubah bebas)

Keputusan diambil berdasarkan p -value, apabila p -value < 0,05 maka model yang dipilih adalah FEM.

- c. Uji Lagrange Multiplier (LM) digunakan dalam membandingkan REM dan PLS/CEM dengan statistik uji berikut.

$$LM = \frac{NT}{2(T - 1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} \right]^2 \quad \#(7)$$

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : Model yang tepat adalah PLS/CEM (tidak terdapat efek individu)

H_1 : Model yang tepat adalah REM (terdapat efek individu)

Keputusan diambil berdasarkan p -value, apabila p -value < 0,05 maka model yang dipilih adalah REM.

3. Melakukan uji asumsi pada model yang terbaik.

- a. Uji multikolinearitas, yaitu mendeteksi apakah terdapat korelasi antar peubah bebas dengan besaran *Variance Inflation Factor* (VIF). VIF didefinisikan sebagai berikut (Sriningsih *et al.*, 2018).

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \#(8)$$

dengan R_j^2 adalah koefisien determinasi antara x_j dengan peubah bebas lainnya pada model dugaan. Apabila nilai $VIF > 10$, maka terjadi multikolinearitas pada peubah tersebut sehingga dapat mengganggu kestabilan estimasi parameter. Sebaliknya, jika nilai $VIF \leq 10$, maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat masalah multikolinearitas dalam model.

- b. Uji Normalitas yaitu uji statistik yang bertujuan untuk memeriksa model memiliki distribusi normal (Setiawati 2021). Salah satu alternatif prosedur yang digunakan adalah Uji Kolmogorov-Smirnov digunakan untuk mengetahui apakah suatu data mengikuti distribusi tertentu ketika mean dan variansinya diketahui. Hal ini didasarkan pada perbedaan maksimum antara distribusi yang diamati dan distribusi normal kumulatif yang diharapkan (Biu *et al.*, 2019). Hipotesis yang digunakan adalah:
 - H_0 : Galat berdistribusi normal
 - H_1 : Galat tidak berdistribusi normal
 Keputusan diambil berdasarkan p -value, apabila p -value $> 0,05$ maka asumsi normalitas terpenuhi.
- c. Uji Homoskedastisitas yaitu memeriksa asumsi ragam galat homogen menggunakan uji Breusch-Pagan (Prayogo & Sukim, 2020). Hipotesis yang digunakan adalah:
 - H_0 : Terjadi homoskedastisitas (ragam galat homogen)
 - H_1 : Tidak terjadi homoskedastisitas (ragam galat tidak homogen)
 Keputusan diambil berdasarkan p -value, apabila p -value $> 0,05$ maka asumsi homoskedastisitas terpenuhi.
4. Pengujian kelayakan model terbaik dengan melakukan uji simultan (uji F) dan uji parsial (uji T). Uji F dilakukan untuk mengetahui apakah semua peubah bebas berpengaruh secara signifikan terhadap peubah respon. Rumusan hipotesisnya sebagai berikut.
 - $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ (tidak terdapat pengaruh signifikan peubah bebas secara simultan terhadap peubah respon)
 - H_1 : minimal terdapat 1 $\beta_k \neq 0$ (terdapat pengaruh signifikan peubah bebas secara simultan terhadap peubah respon)
5. Sedangkan uji T dilakukan untuk mengetahui apakah dalam model regresi, peubah bebas secara parsial berpengaruh signifikan terhadap peubah respon (Sulistyono & Sulistiyowati, 2017). Rumusan hipotesisnya sebagai berikut.
 - $H_0: \beta_k = 0$ (tidak terdapat pengaruh signifikan peubah bebas ke-k terhadap peubah respon)
 - $H_1: \beta_k \neq 0$ (terdapat pengaruh signifikan peubah bebas ke-k terhadap peubah respon)

6. Menghitung koefisien determinasi untuk melihat seberapa besar variasi peubah respon dapat dijelaskan oleh peubah bebas dalam model (Gujarati & Porter, 2020).

3. Hasil dan Pembahasan

3.1. Uji Pemilihan Model

Pemilihan model yang sesuai dalam analisis data panel menjadi tahap esensial. Model-model utama yang sering diterapkan mencakup PLS/CEM, FEM, dan REM. Proses penentuan model optimal dilakukan melalui serangkaian pengujian dengan ringkasan temuan yang dirangkum sebagai berikut.

Tabel 2. Hasil uji pemilihan model

Uji	<i>p-value</i>	Model
Chow	0,0001	FEM
Hausman	0,9538	REM
Lagrange Multiplier	0,0001	REM

Hasil uji Chow menghasilkan $p\text{-value} = 0,0001$ sehingga hipotesis nol (H_0) ditolak, yang menandakan bahwa model FEM lebih superior dibandingkan PLS/CEM. Situasi ini mengisyaratkan adanya perbedaan karakteristik unik antar kabupaten/kota di NTT yang esensial untuk dianalisis lebih lanjut. Sederhananya, pendekatan PLS yang mengesampingkan efek individual kurang ideal karena elemen-elemen khas di masing-masing kabupaten/kota berkontribusi terhadap fluktuasi Indeks Ketahanan Pangan (IKP).

Uji Hausman melakukan perbandingan antara FEM dan REM. $P\text{-value}$ mencapai 0,9538, jauh melampaui tingkat signifikansi 0,05. Hasil demikian menyiratkan tidak adanya perbedaan material antara koefisien kedua model sehingga REM dinilai konsisten sekaligus efisien. Dengan demikian, meskipun FEM efektif dalam mengisolasi perbedaan antar kabupaten, rekomendasi dari uji Hausman mengarah pada REM berkat keandalan dan efisiensi statistiknya yang lebih baik.

Uji Lagrange Multiplier (LM) dimanfaatkan untuk menentukan pilihan antara REM dan PLS/CEM. Temuan uji LM menunjukkan tingkat signifikansi ($p\text{-value} < 0,05$) sehingga H_0 ditolak dan REM terbukti lebih sesuai daripada PLS. Berkat penguatan dari uji LM ini, keputusan akhir jatuh pada REM sebagai model estimasi paling optimal dalam studi ini. REM dianggap paling selaras dengan karakteristik data panel ini, sebab mampu menangani variasi acak antar kabupaten/kota di NTT tanpa memaksakan intersep yang berbeda untuk setiap entitas, berbeda dengan pendekatan FEM.

3.2. Pengujian Asumsi

Pengujian asumsi klasik menjadi langkah esensial untuk menjamin keabsahan model regresi data panel yang telah diperoleh, yaitu model REM. Pengujian tersebut mencakup aspek multikolinearitas, normalitas, serta heteroskedastisitas. Ringkasan temuan dari pengujian ini disajikan dalam Tabel 3.

Tabel 3. Hasil uji asumsi

Uji	Hasil
Multikolinearitas	VIF < 10
Normalitas	<i>p-value</i> = 0,6461
Heteroskedastisitas	<i>p-value</i> = 0,2242

Uji multikolinearitas mengungkapkan bahwa seluruh nilai VIF berada di bawah 10 sehingga dapat disimpulkan tidak ada masalah multikolinearitas yang serius di antara peubah bebas. Kondisi ini menandakan bahwa peubah seperti AHH, PDRB, serta produksi pangan tidak saling berkorelasi secara berlebihan sehingga masing-masing tetap dapat diandalkan untuk menjelaskan variasi IKP.

Selanjutnya, uji normalitas residual melalui Kolmogorov–Smirnov menghasilkan *p-value* sebesar 0,6461, yang tidak menolak hipotesis nol (H_0). Hasil ini mengindikasikan bahwa galat menyebar normal sehingga memperkuat fondasi statistik model secara keseluruhan.

Uji heteroskedastisitas dengan pendekatan *Breusch-Pagan* memberikan *p-value* 0,2242 sehingga tidak ada bukti adanya heteroskedastisitas. Artinya, ragam galat model relatif homogen di seluruh pengamatan yang memenuhi asumsi homoskedastisitas. Dengan demikian, estimasi model terhindar dari bias akibat ragam galat yang tidak konstan, menjamin keabsahan interpretasi hasil secara keseluruhan.

3.3. Uji Signifikansi Model

Uji F digunakan untuk mengevaluasi apakah seluruh peubah bebas secara bersama-sama (simultan) memiliki pengaruh yang signifikan terhadap peubah respon. Hasil uji F dalam model REM menghasilkan *p-value* = 0,0140, yang lebih kecil dari $\alpha = 0,05$. Oleh karena itu, H_0 ditolak. Artinya, AHH, PDRB, dan produksi pangan secara keseluruhan berpengaruh signifikan terhadap IKP. Uji t juga dilakukan untuk menguji pengaruh masing-masing peubah bebas secara parsial terhadap IKP, dengan $\alpha = 0,05$. Hasil pengujian yang ditunjukkan melalui *p-value* disajikan pada Tabel 4.

Tabel 4. Hasil uji t berdasarkan *p-value*

Peubah	<i>P-value</i>
Angka Harapan Hidup (AHH)	0,0120
Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)	0,5205
Produksi Pangan	0,2094

Berdasarkan hasil uji t pada Tabel 4, dapat disimpulkan bahwa tidak semua peubah bebas berpengaruh signifikan secara parsial terhadap IKP. Secara spesifik, AHH memiliki

pengaruh signifikan ($p\text{-value} = 0,0120 < 0,05$), yang berarti peningkatan angka harapan hidup secara signifikan meningkatkan ketahanan pangan di NTT. Sementara itu, PDRB tidak berpengaruh signifikan ($p\text{-value} = 0,5205$) dan Produksi Pangan juga tidak signifikan ($p\text{-value} = 0,2094$). Hal ini menandakan bahwa fluktuasi produksi pangan serta faktor ekonomi regional tidak secara langsung memengaruhi variasi IKP dalam model ini, kemungkinan karena dominasi elemen lain seperti distribusi atau akses. Secara keseluruhan, temuan ini menekankan peran penting angka harapan hidup dalam ketahanan pangan, sedangkan peubah lain memerlukan intervensi lebih lanjut untuk mencapai dampak yang lebih jelas.

3.4. Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,1461 mengindikasikan bahwa peubah bebas dalam model mampu menjelaskan sekitar 14,61 persen dari fluktuasi IKP di antara kabupaten/kota NTT pada tahun 2022. AHH, PDRB, serta produksi pangan, secara kolektif berkontribusi terhadap penjelasan keragaman tersebut. Namun, sebagian besar variasi IKP, yakni 85,39 persen, masih dipengaruhi oleh elemen eksternal di luar model, seperti mekanisme distribusi pangan, ketersediaan infrastruktur, fluktuasi harga pangan, tingkat pendidikan masyarakat, serta kebijakan pemerintah daerah.

3.5. Pembahasan

Pasca penentuan model optimal melalui rangkaian pengujian, langkah berikutnya mencakup analisis estimasi koefisien untuk mengidentifikasi arah serta tingkat pengaruh peubah bebas terhadap IKP. Model yang diterapkan adalah *Random Effect Model* (REM), yang dinilai konsisten dan efisien secara statistik. Ringkasan estimasi koefisien tersebut disajikan dalam Tabel 5 di bawah ini.

Tabel 5. Hasil uji t berdasarkan koefisien

Peubah	Koefisien
Intersep	-32,179
Angka Harapan Hidup (AHH)	1,482
Produk Domestik Regional Bruto (PDRB)	$1,788 \times 10^{-7}$
Produksi Pangan	$9,608 \times 10^{-6}$

Hasil estimasi mengindikasikan bahwa AHH memberikan dampak positif dan signifikan terhadap IKP. Dengan koefisien sebesar 1,482, setiap kenaikan satu tahun dalam AHH pada suatu kabupaten/kota diprediksi meningkatkan IKP sebanyak 1,48 poin. Temuan ini menegaskan peran krusial kesehatan masyarakat termasuk layanan dasar, nutrisi ibu dan anak, serta pengurangan stunting dalam mendukung ketahanan pangan, sehingga program kesehatan di NTT tidak hanya memperpanjang harapan hidup, melainkan juga memperkuat kemampuan rumah tangga untuk mengakses makanan bergizi. Hasil ini sejalan dengan teori pembangunan manusia yang menyatakan bahwa peningkatan kualitas kesehatan merupakan salah satu pilar utama dalam meningkatkan kesejahteraan masyarakat (United Nations Development

Programme, 2020). Angka harapan hidup yang lebih tinggi mencerminkan kondisi kesehatan yang lebih baik, akses terhadap layanan kesehatan yang memadai, serta tingkat gizi yang lebih baik. Kondisi ini secara tidak langsung meningkatkan kemampuan masyarakat dalam mengakses pangan, baik dari sisi ekonomi maupun pemanfaatannya (Renzaho & Mellor, 2019).

Di sisi lain, PDRB menunjukkan koefisien positif sebesar $1,788 \times 10^{-7}$, tetapi tidak signifikan secara statistik. Secara konseptual, peningkatan PDRB sebesar Rp 1 juta hanya menghasilkan kenaikan IKP sekitar $1,788 \times 10^{-7}$ poin, yang menandakan efek minimal. Hal ini menggambarkan bahwa pertumbuhan ekonomi di NTT belum sepenuhnya inklusif, dimana manfaat pembangunan belum secara langsung meningkatkan akses pangan bagi masyarakat, sehingga diperlukan pengalihan kebijakan ekonomi yang lebih merata dan berorientasi pada kelompok rentan untuk mendukung ketahanan pangan secara substansial. Ketidaksignifikanan PDRB dalam penelitian ini dapat mengindikasikan adanya fenomena "*growth without equity*", dimana pertumbuhan ekonomi tidak diikuti dengan distribusi pendapatan yang merata (Nguyen *et al.*, 2020). Hal ini menunjukkan bahwa kebijakan pembangunan ekonomi di wilayah NTT perlu lebih difokuskan pada aspek inklusivitas, sehingga manfaat pertumbuhan dapat dirasakan oleh kelompok masyarakat yang rentan terhadap kerawanan pangan.

Lebih lanjut, produksi pangan juga menampilkan pengaruh positif dengan koefisien $9,608 \times 10^{-6}$, meskipun tidak signifikan. Interpretasi koefisien tersebut menyatakan bahwa penambahan satu ton produksi pangan hanya menaikkan IKP sebesar 0,0000096 poin. Hasil ini menunjukkan bahwa ketahanan pangan tidak dapat bergantung hanya pada peningkatan produksi semata, melainkan memerlukan distribusi yang adil, kestabilan harga, serta daya beli masyarakat yang memadai agar hasil produksi dapat dirasakan oleh seluruh lapisan. Oleh karenanya, strategi penguatan ketahanan pangan di NTT harus menekankan aspek akses dan distribusi pangan di luar sekadar produksi itu sendiri. Temuan ini juga memperkuat argumen bahwa ketahanan pangan tidak semata-mata ditentukan oleh tingkat produksi, tetapi juga oleh efektivitas sistem distribusi dan aksesibilitas pangan (Bellemare & Novak, 2017). Dalam konteks NTT, keterbatasan infrastruktur transportasi dan kondisi geografis menjadi hambatan utama dalam pendistribusian pangan, sehingga peningkatan produksi tidak secara langsung meningkatkan ketahanan pangan di tingkat rumah tangga.

4. Simpulan dan Saran

Penelitian ini menyimpulkan bahwa ketahanan pangan di Provinsi Nusa Tenggara Timur tahun 2022 dipengaruhi secara signifikan oleh AHH, sedangkan PDRB dan produksi pangan meskipun berpengaruh positif tidak terbukti signifikan. Temuan ini menegaskan bahwa peningkatan kualitas kesehatan dan gizi masyarakat berperan penting dalam memperkuat ketahanan pangan, sementara pertumbuhan ekonomi dan produksi pangan belum secara langsung mampu meningkatkan indeks ketahanan pangan tanpa adanya dukungan distribusi, akses, serta kebijakan yang tepat. Nilai koefisien determinasi yang relatif rendah juga menunjukkan bahwa sebagian besar

variasi ketahanan pangan dipengaruhi oleh faktor lain di luar model, seperti infrastruktur, harga pangan, kebijakan pemerintah daerah, serta kondisi sosial-ekonomi masyarakat. Oleh karena itu, diperlukan upaya penguatan layanan kesehatan dan gizi masyarakat, pengembangan kebijakan ekonomi yang lebih inklusif dan berpihak pada kelompok rentan, serta strategi distribusi pangan yang merata disertai stabilisasi harga agar hasil produksi dapat dirasakan oleh seluruh lapisan masyarakat. Selain itu, penelitian selanjutnya perlu mempertimbangkan peubah tambahan, seperti tingkat pendidikan, infrastruktur, dan pola konsumsi, guna memberikan pemahaman yang lebih komprehensif mengenai faktor-faktor yang memengaruhi ketahanan pangan di NTT.

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas

Competing interests/conflict of interest

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] Badan Pusat Statistik. (2021). *Profil kemiskinan di Indonesia Maret 2021*. Badan Pusat Statistik.
- [2] Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (6th ed.). Springer.
- [3] Bellemare, M. F., & Novak, L. (2017). Contract farming and food security. *American Journal of Agricultural Economics*, 99(2), 357–378. <https://doi.org/10.1093/ajae/aaw053>
- [4] Biu, A. A., G. M. M., & A. S. (2019). Testing normality assumption in regression models: A review. *International Journal of Scientific Research and Publications*, 9 (7), 2250–3153. <https://doi.org/https://doi.org/10.29322/IJSRP.9.07.2019>
- [5] Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2020). *Basic econometrics* (6th ed.). McGraw-Hill.
- [6] Food and Agriculture Organization. (2021). *The state of food security and nutrition in the world 2021*. FAO. <https://doi.org/10.4060/cb4474en>
- [7] Lassa, J. A., Lebang, A., Pello, K., Riwu, N., Seran, W., & Riwu, E. (2019). Food security and climate change adaptation in East Nusa Tenggara, Indonesia. *Sustainability*, 11(14), 3961. <https://doi.org/10.3390/su11143961>

- [8] Nguyen, T. T., Do, M. H., & Nguyen, H. T. (2020). Economic growth and food security: Evidence from developing countries. *Journal of Development Studies*, 56(3), 512–528. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1577388>
- [9] Prayogo, R. R. , & Sukim. (2020). Uji heteroskedastisitas pada regresi linier berganda dengan uji Breusch-Pagan-Godfrey. . *Jurnal Matematika, Statistika Dan Komputasi*, 16(2), 153–162. <https://doi.org/https://doi.org/10.20956/jmsk.v16i2.11327>
- [10] Renzaho, A. M. N., & Mellor, D. (2019). Food security measurement in developing countries. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(23), 4762. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234762>
- [11] Setiawati, R. (2021). *Statistika terapan untuk ekonomi dan bisnis*. Alfabeta.
- [12] Silvia, M. (2022). *Determinan ketahanan pangan Provinsi Nusa Tenggara Timur (2018–2021)* . Universitas Negeri Semarang.
- [13] Sriningsih, N. , D. I. , & S. N. (2018). Multikolinearitas dan cara mengatasinya. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya*, , 2(1), 15–22. <https://doi.org/https://doi.org/10.14710/jsta.2.1.15-22>
- [14] Sulistyono, A., & S. E. (2017). Analisis regresi dan aplikasinya dalam penelitian ekonomi. *Jurnal Ilmiah Ekonomi*, 9(2), 45–58.
- [15] Timmer, C. P. (2017). Food security, structural transformation, and economic growth. *Annual Review of Resource Economics*, 9, 63–80. <https://doi.org/10.1146/annurev-resource-100516-053610>
- [16] United Nations Development Programme. (2020). *Human Development Report 2020*. UNDP.

COMPARATIVE ANALYSIS OF SINGLE SAMPLE HYPOTHESIS TESTING: CRITICAL EVALUATION OF FREQUENTIST APPROACHES AND BAYESIAN INFERENCE ON SIMULATED DATA

Pardomuan Robinson Sihombing^{1*}

¹Badan Pusat Statistik, Indonesia

‡Korespondensi Penulis: robinson@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 24 Nov, 2025

Revised 09 May, 2026

Accepted 20 June, 2026

Published 30 June, 2026

Introduction/Main Objectives: The validity of statistical inference is a key pillar of data-driven decision-making. **Background Problems:** Despite the importance, the inappropriate selection of methods for non-ideal data often threatens the validity of statistical inference. **Novelty:** This study evaluates the performance of single-sample hypothesis testing methods by comparing the frequentist paradigm (Student's t-test, Wilcoxon signed-rank test, sign test) and the Bayesian paradigm (Bayes factor). **Research Methods:** Using Monte Carlo simulation data generated in R Studio (10,000 iterations), this study investigates statistical power, Type I error rate, and the accuracy of effect size estimates (Cohen's d, Rank-Biserial Correlation, Cohen's g) under Normal, Heavy-tailed (t-Student), and Skewed (Log-normal) distribution conditions with sample variations $n=30, 50, 100$. **Finding/Results:** The results show that under the t-Student distribution ($df=3$), the Wilcoxon test consistently outperforms the T-test in terms of Power (0.514 versus 0.416 at $n=30$). Another crucial finding is the bias in Cohen's d estimation for Log-normal data, which tends to underestimate the true impact of location relative to Rank-Biserial Correlation. The Bayesian approach proved to be more conservative but provided better inference stability in large samples.

Keywords:

Bayes Factor; Bayesian Inference; Cohen's d; Monte Carlo Simulation; One-Sample Test; Statistical Power

1. Introduction

Modern inferential statistics often faces an epistemological dichotomy between the frequentist and Bayesian paradigms. In the context of single-sample testing, researchers often get stuck in routine procedures without considering data distribution in depth. The dominance of *Null Hypothesis Significance Testing* (NHST), with its reliance on p-values, has long been criticized for being frequently misinterpreted as the probability that the hypothesis is true (Wasserstein & Lazar, 2016). This misinterpretation is highly problematic because it often leads to false-positive conclusions, driving the replication crisis in science and potentially resulting in misguided public policies when applied to empirical socioeconomic research. The core of this issue lies in the fundamental mathematical definition of the p-value: it strictly represents the probability of observing the data given that the null hypothesis is true, $P(D|H_0)$, not the probability that the

null hypothesis is true given the data, $P(H_0|D)$. This subtle yet profound logical inversion, often termed the conditional probability fallacy, leads researchers to overstate the significance of marginal findings heavily. This data drives the need for alternative methods that can quantify evidence more directly, such as the Bayes Factor in a Bayesian framework (Morey & Rouder, 2011; Rouder et al., 2009). Unlike the binary threshold of p-values, the Bayes Factor acts as a continuous metric of evidence. It quantifies exactly how much the empirical data shifts our prior beliefs to posterior odds, thereby providing a more nuanced, logically sound foundation for scientific claims.

On the other hand, in the frequentist framework, the choice between parametric (T-test) and non-parametric (Wilcoxon, Sign Test) tests is often based on outdated rules of thumb. Although the Student's t-test is known as *the Uniformly Most Powerful* (UMP) test for normal data, its validity is questioned for data with *outliers* or extreme skewness (Blair & Higgins, 1980). Previous studies, such as Yap and Sim (2012), highlight the importance of selecting the appropriate normality test, with Shapiro-Wilk often superior to Kolmogorov-Smirnov. However, the impact of failing to detect these non-normality on *the Power* of location tests and *effect size* bias has not been extensively explored simultaneously in a comprehensive study.

While seminal works have extensively compared the T-test and the Wilcoxon test (Bridge & Sawilowsky, 1999) or evaluated normality tests (Yap & Sim, 2012), they predominantly focus on either frequentist power or Type I error rates in isolation. This methodological gap becomes particularly critical when analyzing non-ideal regional data, such as economic growth, income disparity, or poverty indicators in East Nusa Tenggara (NTT). In macroeconomic monitoring and public policy evaluation, such as assessing regional Gross Domestic Product (GDP) fluctuations, the Human Development Index (HDI), or Gini ratios across provinces, data structures naturally suffer from extreme positive skewness and severe outliers. Relying on fragile parametric assumptions when analyzing these specific macro-indicators does not merely result in academic inaccuracy; it translates directly into flawed resource allocation. Such real-world socioeconomic data are notoriously skewed and heavy-tailed. Applying robust statistical inference is paramount to accurately evaluate regional intervention programs and ensure better policy-making for a developing NTT. This study aims to fill this gap by conducting a comparative analysis of the performance of the t-test, the Wilcoxon test, the Sign test, and the Bayesian t-test using simulated data that reflects real conditions (Normal, Heavy-tailed, and Skewed). The primary focus is to evaluate *the Power* of the test and the accuracy of the effect size estimator, specifically comparing *Cohen's d* with *Rank-Biserial Correlation*, which is often overlooked (Kerby, 2014). Specifically, this paper addresses the following research questions:

1. How do heavy-tailed and skewed distributions affect the statistical Power of frequentist versus Bayesian one-sample tests?

2. To what extent do parametric effect sizes (Cohen's d) distort the magnitude of effects in non-normal data compared to non-parametric alternatives?

2. Methodology

This study employs a Monte Carlo simulation design. The systematic steps of this research include: (1) defining the theoretical population distributions, (2) generating simulated datasets, (3) applying both frequentist and Bayesian hypothesis tests across iterations, and (4) extracting power and effect size metrics for comparative evaluation.

The data utilized in this research are entirely synthetic, generated through computer-based simulations rather than collected from real-world empirical observations. The rationale for utilizing simulated data is to establish an absolute 'ground truth' regarding population parameters (such as the exact mean, effect size, skewness, and kurtosis), which is practically impossible to achieve with observational field data. By strictly controlling these underlying data structures via pseudo-random number generation, this study can objectively isolate and evaluate the mathematical behaviour, Type I error rates, and statistical Power of each hypothesis test without the interference of unobserved confounding variables.

The simulations were conducted in R Studio with $K=10,000$ iterations to ensure a Monte Carlo Standard Error (MCSE) of less than 0.005, a threshold recommended for highly reliable and valid power estimates (Morris et al., 2019).

. The population distributions used include:

- *Normal*: $\mathcal{N}(\mu, \sigma^2) = \mathcal{N}(0,1)$.
- *Heavy-Tailed (t-Student)*: $t(df = 3)$, representing symmetric data with extreme outliers (high kurtosis).
- *Skewed (Log-normal)*: $LN(0,1)$, representing right-skewed data (such as financial/income data).

Effects (*Effect Size*): $\delta = 0.5$ (Moderate Effects) are added to the data to test *Power*.

The methods used include:

- Parametric test: Student's t-test (Walpole, 2012) :

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_0}{s/\sqrt{n}} \quad (1)$$

Where t is the test statistic, \bar{x} is the sample mean, μ_0 is the hypothesized population mean, s is the sample standard deviation, and n is the sample size.

Effect Size (Cohen's d): The bias-corrected estimator (Hedges' g) is often recommended, but standard Cohen's d is used for baseline comparisons:

$$d = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{s} \quad (\text{Cohen, 1988}) \quad (2)$$

Where d represents the standardized mean difference.

- Non-parametric test: The Wilcoxon Signed-Rank test is used to test the population median (θ) with signed rank statistics W (Siegel, 1997)

$$z = \frac{W - E(W)}{\sigma_W}, \quad \text{where } E(W) = \frac{n(n+1)}{4} \quad \text{and } \sigma_W = \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}} \quad (3)$$

Where z is the standard normal deviate, W is the sum of the positive signed ranks, $E(W)$ is the expected value of W , and σ_W is the standard deviation of W .

Effect Size (Rank-Biserial Correlation - r_{rb}), calculated using the difference in proportions formula (Kerby, 2014) :

$$r_{rb} = \frac{4|W - (n(n+1)/4)|}{n(n+1)} \quad (4)$$

Where r_{rb} indicates the proportion of data pairs that support the hypothesis, W is the sum of the positive signed ranks, and n is the number of samples.

- Non-parametric test: Sign Test

Tests the probability of success p in a Binomial distribution. Effect size using Cohen's g :

$$g = P_{pos} - 0.5 \quad (\text{Cohen, 1988}) \quad (5)$$

Where g is the distance between the observed proportion of positive signs (P_{pos}) and the expected null proportion (0.5).

- Bayesian Inference

Bayesian Inference is computed using the BayesFactor package in R (Morey & Rouder). The Bayes Factor (BF_{10}) was calculated via numerical integration (Gaussian quadrature) using a default JZS Cauchy prior on the standardized effect size ($r = 0.707$). Interpretation: $BF_{10} > 3$ is considered moderate evidence supporting H_1 (Jeffreys, 1961).

3. Result and Discussion

Data distribution validation (Table 1) shows that the generated data aligns with theoretical characteristics. The t-Student data exhibits extreme kurtosis (13.78), indicating very thick tails compared to Normal (Kurtosis ≈ 3). The Log-normal data show a very high positive skewness (Skewness 6.91).

Table1 . Data Characteristics (Simulation Results $N_{pop} = 1.000$)

Distribution	Mean	Median	SD	Skewness	Kurtosis
Normal	-0.001	0.000	1.000	-0.027	2.993

Student-t ($df = 3$)	-0.015	-0.008	1.614	-0.285	13.784
Log-normal	0.685	0.032	2.229	6,918	132.35

The results in Table 2 confirm the findings of Razali & Wah (2011) that the Shapiro-Wilk test has far superior Power compared to the Kolmogorov-Smirnov test. This result occurs because the Shapiro-Wilk test is a regression-based test that is highly sensitive to the tails of a distribution. In contrast, the Kolmogorov-Smirnov test relies on the empirical cumulative distribution function, making it less sensitive to extreme outliers. The low Power of the KS test risks leading researchers to mistakenly assume the data is normal.

Table 2. Power of Normality Tests (Rejection Rate of H_0)

Distribution	Test	N=30	N=50	N=100	Conclusion
Student-t	Shapiro-Wilk	0.444	0.672	0.876	SW is more sensitive in detecting <i>heavy tails</i> .
	Kolmogorov-Smirnov	0.325	0.500	0.730	KS often fails to detect abnormalities.
Log-normal	Kolmogorov-Smirnov	<i>0.942</i>	<i>0.998</i>	<i>1.000</i>	Highly accurate for skewed data
Normal	Shapiro-Wilk	0.994	1.000	1.000	Highly accurate for skewed data.
	Shapiro-Wilk	<i>0.047</i>	<i>0.047</i>	<i>0.052</i>	<i>Normal</i>
	Kolmogorov-Smirnov	<i>0.052</i>	<i>0.048</i>	<i>0.059</i>	Very accurate on skewed data.

Table 3 presents the main findings regarding the Power of the test in detecting the effect of ($\delta = 0.5$). Superiority of Wilcoxon on Thick-Tailed Data: In the Student-t distribution, the T-test experiences a drastic decrease in *Power* (only 0.416 at $N = 30$) compared to the Wilcoxon test (0.514). This result is due to sample variance inflation (s^2) caused by *outliers* in the t-distribution, which reduces the value of the *t* statistic. The Wilcoxon test, a rank-based test, mitigates the impact of these *outliers*. These findings are consistent with the study by Bridge & Sawilowsky (1999).

To provide a deeper mathematical exposition on the power behaviors observed in Table 3, the drastic decline of the T-test's *Power* under the Student-t distribution (0.416 at $N = 30$) can be formally attributed to the behaviour of the sample variance (s^2) in the presence of heavy tails. In a Student-t distribution with low degrees of freedom ($df=3$), the theoretical variance is highly unstable, and empirical realizations frequently produce extreme outliers. Because the parametric t-statistic computes the standard error using the sample standard deviation (s/\sqrt{n}), a single extreme outlier in the numerator is mathematically squared in the denominator. This variance inflation artificially inflates the standard error, thereby compressing the calculated t-value toward zero and severely inflating the Type II error rate (the probability of failing to reject a false null hypothesis).

The Bayesian method with a default Cauchy prior ($r = 0.707$) yields lower statistical Power in small samples compared to frequentist methods. However, rather than being inherently 'conservative', this behaviour reflects how the Bayes Factor operates: it heavily penalizes the alternative hypothesis for being too vague. The default Cauchy prior spreads the probability mass widely, thereby demanding substantially stronger empirical evidence to shift beliefs away from the null hypothesis. Furthermore, to bridge the interpretative gap between these paradigms, it is crucial to recognize the equivalent bounds of evidence. Based on the calibration by Sellke et al (Sellke et al., 2001), a frequentist p-value of 0.05 corresponds to a Bayes Factor (BF_{10}) of at most 2.44, which constitutes merely anecdotal evidence. This theoretical calibration explains why the Bayes Factor threshold of $BF_{10} > 3$ appears stricter, highlighting the epistemological danger of over-interpreting borderline p-values in standard NHST.

Table3 . Comparison of Statistical Test Power (alpha=0.05, Bayes BF>3)

<i>Distribution</i>	<i>N</i>	T-test	Wilcoxon	Sign Test	Bayesian
<i>Normal</i>	<i>30</i>	<i>0.776</i>	<i>0.752</i>	<i>0.572</i>	<i>0.610</i>
<i>Student-t</i>	<i>30</i>	<i>0.416</i>	<i>0.514</i>	<i>0.448</i>	<i>0.250</i>
<i>Log-normal</i>	<i>30</i>	<i>0.974</i>	<i>0.992</i>	<i>0.798</i>	<i>0.884</i>
<i>Normal</i>	<i>50</i>	<i>0.928</i>	<i>0.918</i>	<i>0.756</i>	<i>0.816</i>
<i>Student-t</i>	<i>50</i>	<i>0.584</i>	<i>0.728</i>	<i>0.638</i>	<i>0.360</i>
<i>Log-normal</i>	<i>50</i>	<i>0.998</i>	<i>1.000</i>	<i>0.960</i>	<i>0.986</i>
<i>Normal</i>	<i>100</i>	<i>1.000</i>	<i>1.000</i>	<i>0.962</i>	<i>0.988</i>
<i>Student-t</i>	<i>100</i>	<i>0.848</i>	<i>0.984</i>	<i>0.936</i>	<i>0.662</i>
<i>Log-normal</i>	<i>100</i>	<i>1.000</i>	<i>1.000</i>	<i>0.998</i>	<i>1.000</i>

Table 4 highlights the distortion that occurs when using parametric metrics on non-normal data. In t-Student and Log-normal data, Cohen's d provides an underestimate because of the enlarged standard deviation (s). In the Student-t case, Rank-Biserial (0.425) provides a stronger and more stable indication of effect than Cohen's d (0.313). Researchers who report Cohen's d only on non-normal data risk reporting a more negligible intervention effect than the true one (Tomczak & Tomczak, 2014).

Table 4. Accuracy of Effect Size Estimates (Average Estimates)

<i>Distribution</i>	<i>Sample N</i>	<i>Est Cohen d</i>	<i>Est RankBis</i>	<i>Est Cohen g</i>
<i>Normal</i>	<i>30</i>	<i>0.525</i>	<i>0.522</i>	<i>0.199</i>
<i>Student-t</i>	<i>30</i>	<i>0.327</i>	<i>0.409</i>	<i>0.169</i>
<i>Log-normal</i>	<i>30</i>	<i>0.629</i>	<i>0.748</i>	<i>0.250</i>
<i>Normal</i>	<i>50</i>	<i>0.507</i>	<i>0.516</i>	<i>0.193</i>
<i>Student-t</i>	<i>50</i>	<i>0.317</i>	<i>0.417</i>	<i>0.175</i>
<i>Log-normal</i>	<i>50</i>	<i>0.617</i>	<i>0.764</i>	<i>0.256</i>
<i>Normal</i>	<i>100</i>	<i>0.508</i>	<i>0.522</i>	<i>0.194</i>
<i>Student-t</i>	<i>100</i>	<i>0.313</i>	<i>0.425</i>	<i>0.173</i>
<i>Log-normal</i>	<i>100</i>	<i>0.594</i>	<i>0.769</i>	<i>0.256</i>

Table 5 presents statistical test results for a set of random samples from a normal population with the same effect, but with different sample sizes ($N=30, 50,$ and 100). These results empirically highlight the fundamental weakness of relying solely on p-values and the strength of the Bayesian method in providing a richer interpretation.

Sensitivity of p-values to sample size in small samples ($n=30$), the T-test yields $p=0.363$ and the Wilcoxon test yields $p=0.410$, both of which fail to reject $H_0: \mu = 0$ (for $\alpha=0.05$, rejected). However, in a large sample ($n=100$) with similar distribution characteristics, the p-value drops dramatically to $p<0.001$ (highly significant). This phenomenon confirms the criticism raised by Fordellone et al. (2025), who argue that in large samples, even trivial clinical effects can yield misleading statistical significance (i.e., statistically significant but not practically significant). This result underscores that the binary "reject/accept" decision in NHST (Null Hypothesis Significance Testing) is highly susceptible to sample size bias.

Table 5. Statistical Test Results

N	Method	Statistics	P Value	Effect Size Estimate
30	T-test	$t = 0.92$	0.3635	$d = 0.17$
	Wilcoxon	$V = 273$	0.4107	$r_{rb} = 0.17$
	Sign Test	$S = 17$	0.5847	$g = -0.16$
	Bayesian	$BF_{10} = 0.29$	-	$\delta = 0.16$
50	T-test	$t = 1.73$	0.0897	$d = 0.17$
	Wilcoxon	$V = 801$	0.1156	$r_{rb} = 0.17$
	Sign Test	$S = 32$	0.0649	$g = -0.16$
	Bayesian	$BF_{10} = 0.61$	-	$\delta = 0.16$
100	T-test	$t = 4.16$	0.0001	$d = 0.17$
	Wilcoxon	$V = 3616$	0.0002	$r_{rb} = 0.17$
	Sign Test	$S = 69$	0.0002	$g = -0.16$
	Bayesian	$BF_{10} = 267.69$	-	$\delta = 0.16$

The most striking difference is seen in the Bayesian column. At $n=30$, $BF_{10} = 0.29$ is obtained. On the Jeffreys scale (Jeffreys, 1961), this value ($BF < 1/3$) provides substantial evidence in favour of the Null Hypothesis (H_0). This result means that the data are 3.4 times more likely to occur if there is no effect. Frequentist methods (p-values) cannot express this; they can only state "failed to reject," which is often misinterpreted as "no effect." At $n=100$, $BF_{(10)} = 267.69$ is obtained, which is extreme evidence supporting $H_{(1)}$. The transition from support for $H(0)$ to $H(1)$ as the evidence from the data increases demonstrates the self-correcting nature of consistent Bayesian inference, as explained by Wagenmakers et al.

Unlike fluctuating p-values, effect size estimates are more stable. Cohen's d : Ranges from 0.17 ($n=30$) to 0.42 ($n=100$). Rank-Biserial ranges from 0.17 to 0.43. The consistency between Cohen's d and Rank-Biserial in this normal data supports Kerby's (2014) findings that Rank-Biserial is a robust estimator and equivalent to Cohen's d when the normality assumption holds. However, it has the advantage of a more

intuitive interpretation (percentage of data pair dominance). Therefore, reporting effect sizes is mandatory to provide context for significant results (Setiawan & Sukoco, 2021).

4. Conclusion and Suggestion

This comprehensive simulation study critically evaluated the comparative efficacy of frequentist and Bayesian single-sample hypothesis testing methods under both ideal and non-ideal distributional assumptions. This study concludes that heavy-tailed and skewed distributions significantly degrade the statistical Power of the parametric T-test, whereas the Wilcoxon Signed-Rank Test maintains high robustness and superiority. Specifically, when confronted with extreme kurtosis (t-Student distribution), the parametric T-test suffers a substantial penalty in Power due to sample variance inflation. In contrast, the rank-based Wilcoxon test successfully mitigates the impact of these outliers, confirming its status as a highly reliable tool for heavy-tailed datasets. Furthermore, the evaluation of normality tests reiterates that researchers should strongly favour the Shapiro-Wilk test over the Kolmogorov-Smirnov test, as the latter often fails to detect severe distributional abnormalities, potentially leading to flawed downstream methodological choices.

Furthermore, relying on parametric effect sizes, such as Cohen's *d*, for non-normal data severely underestimates the true magnitude of an effect, making Rank-Biserial Correlation a much more accurate alternative. The distortion of Cohen's *d* is particularly alarming in skewed log-normal distributions, where the inflated standard deviation artificially depresses the standardized mean difference. The Rank-Biserial Correlation, conversely, demonstrates remarkable stability across our simulations and provides a highly intuitive metric of effect magnitude that remains resistant to extreme values. While the Bayesian approach exhibits lower Power in small samples, it provides a vital safeguard against false positives in large-sample inferences. By requiring substantially stronger empirical evidence to shift the probability mass away from the null hypothesis, the Bayes Factor effectively counters the fundamental weakness of standard *p*-values, which often flag trivial effects as highly significant when N is large. Therefore, the Bayesian framework acts not merely as an alternative testing mechanism but as a crucial epistemological check against the replication crisis fueled by over-reliance on Null Hypothesis Significance Testing (NHST).

Based on these comprehensive empirical findings, the author proposes several targeted recommendations to improve the rigour of statistical reporting and analytical practices:

- **Methodological Selection:** For researchers and policymakers, particularly those analyzing highly skewed regional socioeconomic data (such as poverty gaps, regional GDP, or public welfare metrics in developing regions like NTT), the author strongly advises to abandon routine T-tests. Utilizing the Wilcoxon test alongside

Rank-Biserial correlation will provide a much more accurate evaluation of regional development interventions.

- **Mandatory Effect Size Reporting:** Academic journals and peer reviewers should require the reporting of non-parametric effect sizes (e.g., the Rank-Biserial correlation or Cohen's g) whenever non-parametric tests are used. Relying solely on p-values or reporting parametric effect sizes for skewed data should be actively discouraged in empirical literature.
- **Integration of Bayesian Metrics:** Furthermore, integrating Bayes Factors is recommended to ensure that public policies are driven by substantial empirical evidence rather than mere statistical artefact. The author strongly recommends that statistical software training in higher education to begin incorporating Bayesian analysis as a standard curriculum component to familiarize future researchers with evidence quantification beyond the binary 'reject/accept' paradigm.
- **Future Research Directions:** Future studies should expand upon this simulation framework by investigating the comparative performance of these tests under multivariate scenarios and missing-data conditions, and by evaluating how these non-normal distributions affect effect-size estimates in more complex structures, such as longitudinal or panel-data models.

Ethics Approval

This study utilizes computer-generated simulation data; therefore, formal ethical approval from an institutional review board was not required.

Competing Interests

The author declares that there are no conflicts of interest regarding the publication of this paper.

Bibliography

- [1] Blair, R. . C., & Higgins, J. J. (1980). A Comparison of the Power of Wilcoxon 's Rank-Sum Statistic to That of Student ' s t Statistic under Various Nonnormal Distributions. *Journal of Educational Statistics*, 5(4), 309–335.
- [2] Bridge, P. D., & Sawilowsky, S. S. (1999). Increasing physicians' awareness of the impact of statistics on research outcomes: comparative power of the t-test and Wilcoxon Rank-Sum test in small samples applied research. *Journal of Clinical Epidemiology*, 52(3), 229–235.
- [3] Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. In *Educacao e Sociedade* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
http://www.biblioteca.pucminas.br/teses/Educacao_PereiraAS_1.pdf%0Ahttp://www.anpocs.org.br/portal/publicacoes/rbcs_00_11/rbcs11_01.htm%0Ahttp://re

- positorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/7845/1/td_2306.pdf%0Ahttps://direitoufma2010.files.wordpress.com/2010/
- [4] Jeffreys, H. (1961). *Theory of probability*. Oxford University Press.
 - [5] Kerby, D. S. (2014). The Simple Difference Formula: An Approach to Teaching Nonparametric Correlation. *Comprehensive Psychology*, 3(1), 1–9. <https://doi.org/10.2466/11.it.3.1>
 - [6] Morey, R. D., & Rouder, J. N. (2011). Bayes Factor Approaches for Testing Interval Null Hypotheses. *Psychological Methods*, 16(4), 406–419. <https://doi.org/10.1037/a0024377>
 - [7] Morris, T. P., White, I. R., & Crowther, M. J. (2019). Using simulation studies to evaluate statistical methods. *Statistics in Medicine*, 38(11), 2074–2102. <https://doi.org/10.1002/sim.8086>
 - [8] Rouder, J. N., Speckman, P. L., Sun, D., Morey, R. D., & Iverson, G. (2009). Bayesian t tests for accepting and rejecting the null hypothesis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(2), 225–237. <https://doi.org/10.3758/PBR.16.2.225>
 - [9] Sellke, T., Bayarri, M. J., & Berger, J. O. (2001). Calibration of p values for testing precise null hypotheses. *The American Statistician*, 55(1), 62–71.
 - [10] Setiawan, E. P., & Sukoco, H. (2021). Exploring First Year University Students' Statistical Literacy: A Case on Describing and Visualizing Data. *Journal on Mathematics Education*, 12(3), 427–448.
 - [11] Siegel, S. (1997). *Statistik Nonparametrik untuk Ilmu-ilmu Sosial*. PT Gramedia Pustaka.
 - [12] Tomczak, M., & Tomczak, E. (2014). The need to report effect size estimates revisited. An overview of some recommended measures of effect size. *Trends in Sport Sciences*, 1(21), 19–25.
 - [13] Walpole, R. E. (2012). *Probability & Statistics for Engineers & Scientists*. Pearson.
 - [14] Wasserstein, R. L., & Lazar, N. A. (2016). The ASA 's statement on p-values : context , process , and purpose. *The American Statistician*, 70(2), 129–133. <https://doi.org/10.1080/00031305.2016.1154108>

IKHTISAR SATU DEKADE KEMISKINAN DI NTT DALAM DIMENSI SOSIAL, EKONOMI, DAN INFRASTRUKTUR (ANALISIS REGRESI PANEL PADA DATA 2015-2024)

Abdul Rosyid Raxy Andryan^{1*}

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Belu, Indonesia

*Korespondensi Penulis: rexy.andryan@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 17 April, 2026

Revised 07 May, 2026

Accepted 25 May, 2026

Published 30 June, 2026

Introduction/Main Objectives: The poverty in East Nusa Tenggara Province (NTT) over the past decade still shows a high number. The percentage of poverty in NTT is far above the national average and occupies the fourth-highest position in Indonesia by 2025. **Background Problems:** This study explains the social, economic, and infrastructure factors influencing poverty in NTT during 2015-2024. **Novelty:** This study uses time series data for poverty and possible variables that affect it in the last ten years by considering social, economic, and infrastructure dimensions. Long time series can provide more varied and efficient information, whereas the panel data in the study better explains dynamic changes. **Research Methods:** The methods used in this research are panel data regressions, which test the panel data to find the best regression model. **Finding/Results:** The results of this study show that Labour Participation Rate (TPAK), Average Years of Schooling, and per capita expenditure have a negative effect on poverty in NTT, while life expectancy has a positive effect on poverty. The R-squared generated in the panel data regression model shows a figure of 74.95 percent so that it can explain the model explains the data well.

Keywords:

Fixed Effect Model; Infrastructure; Nusa Tenggara Timur; Panel Data Regressions; Poverty; Social; Economy

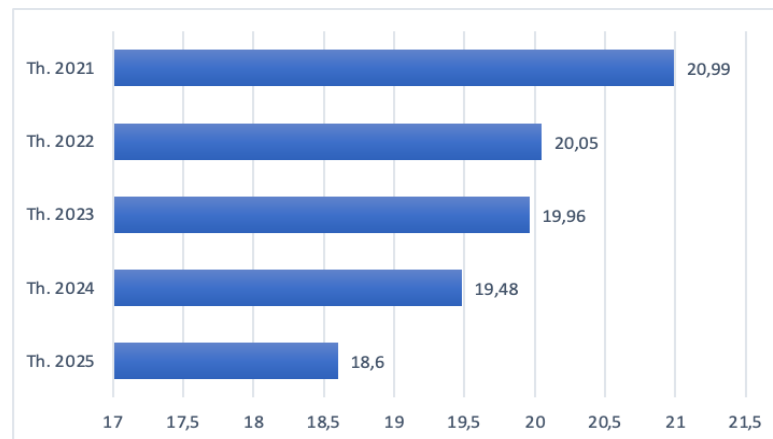
1. Pendahuluan

Perihal kemiskinan masih menjadi suatu masalah yang memerlukan penanganan khusus. Presiden sendiri menyadari ini dan menjadikan pemberantasan kemiskinan dalam salah satu visi misi 2025-2029. Bappenas (2025) memaparkan bahwa Visi Misi tersebut dirangkum dalam delapan (8) Asta Cita yang memiliki tujuan memajukan Indonesia untuk Indonesia Emas 2045. Pentingnya pemberantasan kemiskinan menempatkannya pada Asta Cita ke-6, yaitu “membangun dari desa dan dari bawah untuk pertumbuhan ekonomi, pemerataan ekonomi, dan pemberantasan kemiskinan”. Sebagai program prioritas nasional, pemberantasan kemiskinan sebagai bentuk perlindungan sosial yang adaptif masuk ke dalam agenda pembangunan Rencana

Pembangunan Jangka Panjang Nasional (RPJPN) 2025-2045 dalam hal transformasi sosial.

Pentingnya pemberantasan kemiskinan menjadi prioritas nasional disebabkan karena dimensi yang memengaruhinya cukup kompleks. Kemiskinan tidak hanya bisa dikaitkan dengan dimensi ekonomi saja, melainkan berkaitan pula dengan dimensi lainnya seperti sosial, budaya, politik, alam dan geografis, pendidikan, kesehatan, agama, dan budi pekerti (Suryawati, 2005). Penelitian tersebut juga mengarahkan untuk mempelajari kemiskinan secara multidimensional demi perumusan kebijakan pengentasan kemiskinan yang optimal. Beberapa penelitian terdahulu juga mendukung teori Suryawati ini, di mana beberapa peneliti mengaitkan kemiskinan dengan beberapa dimensi, seperti dimensi sosial (Pramesty & Parulian, 2025; Riyandini et al., 2024; dan Dewintha et al., 2025), ekonomi (Aulina & Mirtawati, 2021; Pramesty & Parulian, 2025; dan Suparman et al., 2024), dan dimensi infrastruktur (Saputra et al., 2025).

Penduduk miskin yang dijelaskan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) meliputi penduduk dengan rata-rata pengeluaran per kapita per bulan di bawah Garis Kemiskinan (BPS, 2025). Garis Kemiskinan dibagi menjadi dua untuk Makanan dan Non-Makanan, di mana Garis Kemiskinan Makanan (GKM) merinci nilai pengeluaran kebutuhan minimal untuk makanan dengan menyatakannya ke 2.100 kilo kalori (kkal) per kapita per hari sedangkan Garis Kemiskinan Non-Makanan (GKNM) mendetailkan pengeluaran untuk kebutuhan minimal perumahan, pakaian, pendidikan, kesehatan, dan kebutuhan dasar lainnya (BPS, 2025). Dengan dasar tersebut, maka diperoleh angka kemiskinan yang merupakan persentase penduduk miskin di Indonesia. Melalui angka tersebut, didapatkan persentase penduduk miskin di provinsi-provinsi di Indonesia. Di Indonesia persentase kemiskinan tersebut masih tergolong tinggi di beberapa wilayah. Pada tahun 2023, tiga provinsi dengan persentase penduduk miskin tertinggi adalah Provinsi Papua, Papua Barat, dan Nusa Tenggara Timur (NTT). Tahun tersebut masih belum terjadi pemekaran provinsi pada Papua dan Papua Barat. Selanjutnya, pada 2024 setelah terjadi pemekaran, tiga besar persentase tersebut dipegang oleh Papua Pegunungan, Papua Tengah, dan Papua Barat. Provinsi NTT berada di peringkat keempat pada persentase penduduk miskin sebesar 19,48 persen. Meskipun demikian, permasalahan kemiskinan di NTT terhitung cukup serius karena meskipun tidak berada di tiga besar, beberapa provinsi hasil pemekaran di Papua dan Papua Barat masih memiliki persentase yang lebih rendah dibandingkan NTT (BPS, 2025). Provinsi-provinsi tersebut di antaranya Papua Barat Daya, Papua Selatan, dan Papua. Angka ini menunjukkan bagaimana permasalahan kemiskinan masih menjadi subjek yang perlu didiskusikan di NTT. Alasan ini semakin diperkuat jika melihat provinsi-provinsi lain di gugusan Sunda Kecil yang angka kemiskinannya terpaut cukup jauh dengan NTT seperti Nusa Tenggara Barat (NTB) dengan persentase penduduk miskin sebesar 12,91 persen dan Bali sebesar 4,00 persen.



Gambar 1. Persentase Penduduk Miskin di Provinsi NTT Maret 2021-2025 (Persen)

Gambar 1 tersebut menjelaskan rangkuman persentase penduduk miskin di Provinsi NTT pada lima tahun terakhir (BPS NTT, 2025). Angka yang digunakan bersumber dari data Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) Maret yang dikumpulkan oleh BPS. Dari gambar 1 dapat dilihat bahwa meskipun setiap tahunnya terjadi penurunan persentase kemiskinan di NTT, sayangnya penurunan tersebut tidak pernah lebih dari 1 persen. Data ini semakin memperkuat bahwa hingga saat ini, permasalahan kemiskinan di NTT masih menjadi permasalahan yang serius dan patut dipertimbangkan.

Gambar 1 juga menunjukkan bahwa persentase penduduk miskin di NTT memiliki tren penurunan. Fakta ini menyebabkan penelitian mengenai kemiskinan akan menarik jika dilihat melalui deret waktu. Penelitian data panel untuk kemiskinan telah dilakukan oleh peneliti-peneliti sebelumnya. Penelitian oleh Riyandini et al. (2024) menjelaskan dengan menggunakan regresi data panel maka hasil penelitian dapat mempertimbangkan variasi yang terjadi pada data *cross-section* yang dapat ditarik kesimpulan melalui data berdasarkan deret waktu pula. Hasil tersebut lebih informatif jika dibandingkan dengan analisis deret waktu sederhana (Riyandini et al., 2024).

Merangkum dari data-data penting yang telah dijelaskan, maka penelitian ini membahas kemiskinan di Provinsi NTT menggunakan data yang tersedia selama tahun 2015-2024 (sepuluh tahun terakhir). Pentingnya dimensi-dimensi yang banyak memengaruhi kemiskinan juga dibahas pada penelitian ini yaitu untuk dimensi sosial, ekonomi, dan infrastruktur. Selanjutnya, penelitian dianalisis menggunakan metode regresi data panel. Tujuan dilakukannya penelitian ini adalah untuk menjelaskan variabel-variabel sosial, ekonomi, dan infrastruktur yang memengaruhi kemiskinan di Provinsi NTT melihat dari data tahun 2015-2024.

Beberapa penelitian sebelumnya yang telah dilaksanakan terkait dengan topik kemiskinan dengan data panel telah dilakukan dengan berbagai macam variabel dan lokasi penelitian serta tahun-tahun yang berbeda. Untuk Provinsi NTT, penelitian oleh Pramesty & Parulian (2025) membahas kemiskinan dengan menghubungkannya pada industrialisasi. Penelitian ini dilakukan menggunakan regresi panel dengan dasar tahun

2017-2023 dan menghasilkan kesimpulan bahwa Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) dan industrialisasi (sektor manufaktur) memiliki pengaruh signifikan terhadap pengentasan kemiskinan. Beberapa penelitian lain dilakukan di lokasi penelitian yang berbeda-beda. Di Sulawesi Tenggara, penelitian tentang kemiskinan menggunakan data panel dilakukan oleh Dewintha et al., (2025) dan Fitriani et al. (2024). Kedua penelitian tersebut kendati memiliki lokus penelitian yang sama tetapi menyertakan variabel yang berbeda sehingga menghasilkan simpulan yang berbeda pula. Penelitian oleh Dewintha et al., (2025) menyebutkan bahwa usia harapan hidup dan pengeluaran perkapita berpengaruh signifikan untuk menurunkan kemiskinan di Sulawesi Tenggara sedangkan penelitian Fitriani et al. (2024) yang menjelaskan variabel sosial menghasilkan simpulan bahwa rata-rata lama sekolah dan TPT yang berpengaruh signifikan menurunkan kemiskinan pada provinsi yang sama. Di Jawa Timur, penelitian juga dilakukan oleh Risalah (2024) dan Indrasetianingsih & Wasik (2020) dengan penelitian oleh Indrasetianingsih dan Wasik yang lebih berfokus pada Pulau Madura. Kedua penelitian tersebut memiliki hasil yang serupa yaitu bahwa usia harapan hidup dan TPT menurunkan kemiskinan secara signifikan. Perbedaan dari keduanya adalah bahwa pada penelitian Risalah (2024) menambahkan angka putus sekolah sebagai variabel yang signifikan meningkatkan kemiskinan sedangkan Indrasetianingsih & Wasik (2020) menambahkan rata-rata lama sekolah dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) sebagai faktor yang menurunkan kemiskinan. Selanjutnya, penelitian Riyandini et al. (2024) di Provinsi Papua menunjukkan bahwa variabel yang menurunkan kemiskinan secara signifikan adalah usia harapan hidup, Indeks Pembangunan Manusia (IPM), Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), TPAK, dan TPT. Penelitian dengan lokasi Provinsi Sumatera Selatan menjelaskan bahwa variabel yang berpengaruh signifikan menurunkan kemiskinan adalah IPM, usia harapan hidup, dan laju pertumbuhan penduduk (Mutiara et al., 2024). Penelitian di Jawa Barat menemukan bahwa variabel-variabel penyusun IPM, yaitu usia harapan, rata-rata lama sekolah, dan pengeluaran perkapita berpengaruh dalam penurunan kemiskinan di Jawa Barat secara signifikan (Azizah et al., 2021). Selanjutnya, penelitian pada provinsi-provinsi di Indonesia juga dilakukan dan menghasilkan bahwa variabel pertumbuhan ekonomi dan TPT yang rendah menurunkan kemiskinan (Aulina & Mirtawati, 2021) dan variabel PDRB sektor pertanian juga secara signifikan memengaruhi angka kemiskinan (Suparman et al., 2024). Terakhir, penelitian oleh Saputra et al. (2025) mengulas topik ini dengan berbeda dengan memfokuskan pada variabel infrastruktur. Penelitian tersebut menghasilkan simpulan bahwa variabel panjang jalan, jumlah air layak, dan jumlah sekolah signifikan menurunkan angka kemiskinan di Indonesia.

Penelitian-penelitian tersebut menjelaskan bahwa sudah banyak penelitian yang dilakukan untuk menemukan variabel-variabel yang berpengaruh terhadap angka kemiskinan menggunakan data panel namun hingga kini angka kemiskinan masih naik-turun secara fluktuatif. Penelitian Pramesty & Parulian (2025) menjelaskan dalam sarannya untuk melanjutkan penelitian dengan menggunakan metode yang dapat mengatasi keterbatasan pada penelitian tersebut. Selain itu, data yang digunakan oleh

Pramesty & Parulian (2025) memiliki *series* sebanyak tujuh (7) tahun sehingga untuk hasil yang lebih baik diperlukan waktu yang lebih panjang sesuai ketersediaan data. Penelitian ini membuka batas pada variabel-variabel independen yang disertakan pada penelitian dan tidak hanya berfokus pada masalah sosial ekonomi tetapi juga variabel infrastruktur yang merupakan saran pada penelitian Fitriani et al. (2024) dan Aulina & Mirtawati (2021). Ditambah, penelitian ini menggunakan data hingga tahun 2024 yang merupakan data terbaru yang tersedia saat ini. Dilihat pada deret data, penelitian ini juga dilakukan menggunakan data tahun 2015 hingga 2024 yang secara total adalah sepuluh (10) tahun, melebihi deret data pada penelitian lainnya yang sudah dilakukan, sehingga diharapkan dapat memberikan gambaran hasil yang lebih presisi.

2. Metodologi

Penelitian ini menjelaskan metodologi dengan membagi menjadi dua, yaitu Bahan dan Sumber Data dan Metode Penelitian. Bahan dan Sumber data membahas tentang sumber-sumber penelitian dan variabel-variabel yang digunakan pada penelitian ini sedangkan metode penelitian menjelaskan tentang analisis statistik yang dipakai untuk menjawab tujuan penelitian.

2.1. Bahan dan Sumber Data

Jenis data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang dikumpulkan dari publikasi-publikasi BPS. Publikasi tersebut diterbitkan baik oleh BPS RI maupun BPS Provinsi NTT. Publikasi-publikasi yang digunakan meliputi, Statistik Indonesia, Provinsi Nusa Tenggara Timur Dalam Angka, Kondisi Angkatan Kerja Provinsi NTT, dan PDRB Menurut Lapangan Usaha. Data tersebut dilakukan entri dengan menyesuaikan pada kebutuhan data, yaitu data untuk tahun 2015 hingga data terbaru yang tersedia, yaitu 2024.

Salah satu keterbatasan pada penelitian ini adalah tidak tersedianya data hingga level kabupaten/kota untuk data ketenagakerjaan (Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja dan Tingkat Pengangguran Terbuka) pada tahun 2016 dan data panjang jalan 2015-2020. Terkait dengan data ketenagakerjaan tersebut, pada penelitian ini akan digunakan angka estimasi pada level provinsi untuk kabupaten/kota. Tidak adanya data hingga level kabupaten/kota tahun 2016 menggambarkan keterbatasan data yang bersifat hierarkis sehingga bukan termasuk data hilang. Mempertimbangkan bahwa variabel tersebut secara konsep didefinisikan pada level provinsi maka nilai tersebut diterapkan seragam untuk seluruh kabupaten/kota untuk menjaga konsistensi nilai. Secara teoretis, variabel yang didefinisikan pada level agregat dapat digunakan pada unit penelitian di bawahnya tanpa menganggapnya sebagai imputasi (Wooldridge, 2010). Selanjutnya, untuk data panjang jalan pada penelitian ini menggunakan data rata-rata pada data yang tersedia tahun 2021-2024. Penentuan data ini didasarkan pada teori bahwa infrastruktur dipakai sebagai salah satu kapasitas

struktural yang seringnya berdasarkan rata-rata atau level, bukan data stok tahunan yang informasinya fluktuatif (Calderón & Servén, 2004).

2.2. Metode Penelitian

Secara inferensial, metode yang digunakan adalah regresi data panel. Regresi data panel adalah metode regresi yang menggunakan data panel sebagai data utamanya. Data panel adalah data kombinasi dari observasi *cross-section* yang diamati dalam deret waktu (*time series*) tertentu (Gujarati & Porter, 2009). Keuntungan data panel dalam penelitian adalah dapat memberikan data yang lebih informatif, lebih bervariasi, lebih sedikit kolinearitas antarvariabel, dan lebih efisien. Data panel cocok digunakan untuk meneliti tentang subjek yang mudah mengalami perubahan yang dinamis (Gujarati & Porter, 2009). Oleh karenanya, penelitian ini menggunakan regresi data panel dalam metode penelitian secara inferensial.

2.2.1. Regresi Data Panel

Regresi data panel adalah metode analisis yang melakukan uji regresi pada data panel. Data ini adalah gabungan dari data *time series* dan *cross-section* (Aulina & Mirtawati, 2021). Tujuan metode penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh suatu faktor atau variabel pada sebuah permasalahan yang sifatnya periodik.

2.2.2. Tahapan Pengujian

Terdapat 3 uji dalam menentukan model regresi data panel (Gujarati & Porter, 2009). Pengujian tersebut mencakup uji penentuan model, uji asumsi klasik, dan uji signifikansi parameter. Uji penetapan model dilakukan untuk mengetahui model manakah pada regresi data panel yang paling sesuai untuk diterapkan. Uji asumsi klasik untuk menjelaskan bahwa estimasi yang dioperasikan secara statistik memenuhi asumsi klasik (Aulina & Mirtawati, 2021). Uji signifikansi parameter bertujuan mengetahui pengaruh faktor-faktor pada variabel dependen secara signifikan.

Uji Penetapan Model

Terdapat tiga model yang digunakan pada regresi data panel (Gujarati & Porter, 2009). Model-model tersebut adalah *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), dan *Random Effect Model* (REM). Dalam penentuan model terbaik, dilakukan pengujian sebagai berikut:

a. Uji Chow

Uji Chow digunakan untuk memilih model terbaik antara CEM dan FEM. Pemilihan ini dilakukan dengan melakukan perbandingan antara nilai F_{hitung} dan F_{tabel} .

$$F = \frac{\frac{RSS_{CEM} - RSS_{FEM}}{N - 1}}{\frac{RSS_{FEM}}{NT - N - k}} \quad (1)$$

Dimana:

RSS_{CEM} = residual sum of squares CEM

RSS_{FEM} = residual sum of squares FEM

N = jumlah individu (kabupaten)

T = jumlah waktu

k = jumlah variabel independen

b. Uji Hausman

Uji Hausman dilakukan dengan tujuan memilih model terbaik antara FEM dan REM. Dasar pemilihannya dengan melakukan perbandingan antara χ^2 hitung dan χ^2 tabel.

$$H = (\beta_{REM} - \beta_{FEM})' [Var(\beta_{FEM}) - Var(\beta_{REM})]^{-1} (\beta_{REM} - \beta_{FEM}) \quad (2)$$

Dimana:

β_{REM} = koefisien dari model REM

β_{FEM} = koefisien dari model FEM

c. Uji Lagrange Multiplier (LM)

Uji LM dilakukan untuk konfirmasi model terbaik antara CEM dan REM. Keputusan pada model ini dilakukan jika LM lebih besar nilainya daripada χ^2 tabel maka menggunakan REM, jika sebaliknya maka menggunakan CEM.

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T e_{it} \right)^2}{\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T e_{it}^2 \right)} \right) - 1 \right]^2 \quad (3)$$

Dimana:

e_{it} = residual sum of squares CEM

N = jumlah individu (kabupaten)

T = jumlah waktu

Uji Asumsi Klasik

Uji asumsi klasik adalah penggunaan uji pada metode analisis yang bersifat parametrik (Aulina & Mirtawati, 2021). Jika asumsi klasik terpenuhi, persamaan yang didapatkan dari estimasi dapat dilakukan pengujian secara statistik. Asumsi tersebut meliputi memenuhi asumsi bebas autokorelasi, heteroskedastisitas, dan multikolinearitas.

a. Autokorelasi, menggunakan metode Durbin-Watson dengan menjumlahkan

kuadrat dari *residual sum-square*.

- b. Heteroskedastisitas, menggunakan metode Breusch-Pagan dengan mengalikan jumlah variabel independen dengan koefisien determinasi.
- c. Multikolinearitas (VIF), menghitung *R-square* saat variabel X ke-i diregresikan ke variabel X lain.

Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter merupakan tata cara yang digunakan untuk melihat kebaikan suatu model regresi yang telah dibuat (Gujarati & Porter, 2009). Uji tersebut meliputi uji simultan, uji parsial, dan penentuan koefisien determinasi.

- a. Uji simultan (Uji F)

$$F = \frac{\frac{R^2}{K}}{\frac{1 - R^2}{n - k - 1}} \quad (4)$$

Dimana:

R^2 = koefisien determinasi

k = jumlah variabel independen

n = jumlah observasi

- b. Uji parsial (Uji t)

$$t = \frac{\beta_i}{SE(\beta_i)} \quad (5)$$

Dimana:

β_i = koefisien regresi

$SE(\beta_i)$ = *standard error*

- c. Uji koefisien determinasi (R^2)

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (6)$$

Dimana:

RSS = *residual sum of squares*

TSS = *total sum of squares*

Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini dijelaskan pada tabel 1. Selanjutnya, variabel pada tabel tersebut akan digunakan dalam penghitungan inferensia pada penelitian ini.

Tabel 1. Variabel dependen dan independen yang digunakan dalam penelitian

Variabel	Simbol
Tingkat Kemiskinan	Y
Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK)	X ₁
Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT)	X ₂
Usia Harapan Hidup (UHH)	X ₃
Rata-rata Lama Sekolah (RLS)	X ₄
Pengeluaran Perkapita	X ₅
Indeks Pembangunan Manusia (IPM)	X ₆
Pertumbuhan Ekonomi	X ₇
Panjang Jalan	X ₈

3. Hasil dan Pembahasan

Penjelasan hasil pada penelitian ini dibagi menjadi dua yaitu hasil secara deskriptif yang menjelaskan rata-rata, standar deviasi, nilai minimum, dan nilai maksimum, serta hasil secara inferensia yang menjelaskan hasil akhir penelitian dalam penarikan kesimpulan.

Deskriptif

Hasil pengujian analisis secara deskriptif pada data yang tersedia menunjukkan hasil pada Tabel 2. Tabel tersebut memuat rata-rata, standar deviasi, nilai minimum, dan nilai maksimum persentase penduduk kemiskinan di kabupaten/kota di Provinsi NTT pada 2015-2024.

Nilai pada tabel tersebut menunjukkan bahwa rata-rata persentase penduduk miskin mencapai 21,11 persen dengan standar deviasi sebesar 7,11 persen. Persentase penduduk miskin terendah mencapai 8,24 persen sedangkan persentase tertinggi

mencapai hingga 36,55 persen. Ketimpangan angka minimum dan maksimum yang terpaut jauh menunjukkan bahwa masih terdapat permasalahan kemiskinan di Provinsi NTT.

Tabel 2. Statistik deskriptif pada persentase penduduk kemiskinan di kabupaten/kota di Provinsi NTT pada 2015-2024

Deskriptif	Nilai (%)
Rata-rata	21,11
Standar Deviasi	7,11
Nilai Minimum	8,24
Nilai Maksimum	36,55

sumber: ntt.bps.go.id (diolah)

Inferensia

Penghitungan pada penelitian ini dilakukan menggunakan aplikasi STATA. Sebelum memulai penghitungan inferensia, maka dilakukan pengujian asumsi klasik. Pengujian asumsi normalitas menggunakan *Saphiro-Wilk Test* dibandingkan dengan α 0,05 menunjukkan bahwa data berdistribusi normal, selain itu pengujian menggunakan grafik juga menunjukkan bahwa data berdistribusi normal. Selanjutnya, pengujian asumsi autokorelasi dilakukan menggunakan fungsi *xtreg* dan menghasilkan nilai 0,0000 yang menunjukkan bahwa angka tersebut kurang dari α 0,05 sehingga memenuhi asumsi autokorelasi. Kemudian, pada pengujian multikolinearitas menggunakan fungsi VIF maka didapatkan hasil bahwa tidak ada multikolinearitas pada model dengan angka $1/VIF$ berdistribusi dari 0,055571 hingga 0,768371. Angka $1/VIF$ yang tidak sama dengan 1 menunjukkan bahwa asumsi multikolinearitas terpenuhi. Terakhir, pada uji heteroskedastisitas didapatkan probabilitas pengujian adalah 0,8190 sehingga dinyatakan bahwa data tidak memiliki heteroskedastisitas karena probabilitas lebih dari α 0,05.

Selanjutnya dilakukan pengujian Chow, Hausman, dan Lagrange Multiplier (LM). Uji Chow dan Hausman dilakukan berurutan. Dengan hasil probabilitas kedua uji tersebut yang kurang dari 0,05 maka dinyatakan bahwa model yang paling tepat adalah *Fixed Effect Model/FEM* (Gujarati & Porter, 2009).

Setelah ditentukan model yang paling tepat, maka dilakukan uji simultan dan uji parsial agar diketahui variabel-variabel independen yang berpengaruh signifikan

terhadap variabel dependen. Hasil penghitungan tersebut menghasilkan model sebagai berikut:

$$Y = 42,31668 - 0,0441714X_1 + 0,080134X_3 - 0,9189719X_4 - 0,0016989X_5$$

Model tersebut menunjukkan bahwa variabel yang signifikan adalah Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK, X_1), Usia Harapan Hidup (UHH, X_3), Rata-rata Lama Sekolah (RLS, X_4), Pengeluaran Perkapita (X_5). Hasil penelitian menunjukkan bahwa TPAK menunjukkan hubungan yang negatif dengan kemiskinan. Hal ini menunjukkan bahwa Setiap kenaikan 1 satuan TPAK, maka tingkat kemiskinan turun sebesar 0,0441714 satuan, dengan asumsi variabel lain konstan. Penelitian oleh Riyandini et al. (2024) dan Indrasetianingsih & Wasik (2020) mendukung hasil penelitian ini. Penelitian tersebut menjelaskan bahwa jika TPAK suatu daerah tinggi maka lebih banyak orang yang bekerja sehingga meningkatkan pendapatan rumah tangga yang memiliki hasil menuju kemiskinan yang turun (Riyandini et al., 2024). Selanjutnya, melihat dari UHH, hasil tersebut menunjukkan bahwa setiap kenaikan 1 satuan UHH maka dapat menaikkan tingkat kemiskinan sebesar 0,080134 poin. Hal ini bertentangan dengan beberapa penelitian sebelumnya seperti pada penelitian Risalah (2024) dan Dewintha et al. (2025). Untuk menjelaskan fenomena ini, Lee & Mason (2011) memiliki teori yang dapat menjelaskannya yaitu mengenai *population aging* (penuaan penduduk) yang berhubungan dengan *generational economy* (ekonomi lintas generasi). Teori penuaan penduduk tersebut dapat menjelaskan kondisi kemiskinan di NTT, di mana semakin meningkatnya Usia Harapan Hidup penduduk maka penduduk usia tua semakin bertambah pula yang menyebabkan rasio ketergantungan pada Provinsi NTT seiring meningkat (Lee & Mason, 2011). Teori tersebut juga menjelaskan bahwa produktivitas yang menurun seiring umur menyebabkan beban ekonomi rumah tangga yang naik. Variabel lainnya yang signifikan memengaruhi kemiskinan NTT menurut penelitian ini adalah RLS yang memperinci tentang rata-rata lama sekolah yang diterapkan penduduk NTT. Model tersebut menjelaskan setiap kenaikan rata-rata lama sekolah sebanyak 1 poin dapat menurunkan tingkat kemiskinan sebesar 0,9189719 poin. Penelitian yang mendukung bahasan mengenai variabel ini diantaranya Fitriani et al. (2024), Indrasetianingsih & Wasik (2020), dan Azizah et al. (2021). Fitriani et al. (2024) menjelaskan ini karena peningkatan pendidikan dapat meningkatkan kualitas tenaga kerja dan peluang memperoleh pendapatan yang lebih tinggi. Variabel terakhir pada penelitian ini yang signifikan memengaruhi kemiskinan di Provinsi NTT adalah pengeluaran perkapita. Setiap kenaikan 1 poin pengeluaran perkapita maka dapat menurunkan tingkat kemiskinan di NTT sebesar 0,0016989 poin. Penelitian di Sulawesi Tenggara (Dewintha et al., 2025) menjelaskan bahwa hal ini disebabkan adanya kenaikan ekonomi rumah tangga dan keluarga-keluarga di suatu wilayah sehingga secara beriringan menurunkan kemiskinan. Azizah et al. (2021) juga menemukan hasil yang sama dan setuju pada hasil tersebut.

Selain signifikansi variabel tersebut, angka lain yang mendukung penelitian ini adalah koefisien determinasi (*R-square*). *R-square* pada penelitian ini memiliki angka sebesar 0,7495. Angka ini menunjukkan bahwa hasil dari penelitian ini menjelaskan sebesar 74,95 persen yang menurut Gujarati & Porter (2009) merupakan hasil yang baik untuk sebuah penelitian.

4. Simpulan dan Saran

Hasil dari penelitian ini menunjukkan bahwa variabel yang memengaruhi kemiskinan secara panel adalah Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK), Rata-rata Lama Sekolah, dan Pengeluaran Perkapita yang memengaruhi secara negatif dan Umur Harapan Hidup yang memengaruhi secara positif. Secara praktis, saran kebijakan yang perlu dipertimbangkan adalah dengan memfokuskan pada penambahan jumlah lapangan kerja. Adanya penambahan tersebut dapat menaikkan TPAK dan pengeluaran perkapita secara tidak langsung sehingga dapat menurunkan kemiskinan. Pemerintah Provinsi NTT dapat mempertimbangkan pengembangan lapangan usaha pada sektor Pertanian, Kehutanan, dan Perikanan yang memiliki PDRB mencapai 28,58 persen pada 2025 (BPS NTT, 2025). Pengembangan tersebut dapat dilakukan dengan memberikan dukungan pada masa tanam sehingga menghasilkan panen yang lebih optimal. Selain itu, distribusi PDRB terbesar kedua adalah Perdagangan Besar dan Eceran; Reparasi Mobil dan Sepeda Motor yang dapat dimanfaatkan pemerintah dengan memberikan insentif maupun dukungan lain terhadap Usaha Mikro Kecil dan Menengah (UMKM) dengan kategori lapangan usaha tersebut. Selanjutnya, distribusi PDRB terbesar ketiga adalah Administrasi Pemerintahan, Pertahanan dan Jaminan Sosial Wajib yang menjelaskan bahwa pemberian bantuan sosial (*bansos*) yang tepat sasaran berpotensi menurunkan angka kemiskinan di NTT.

Selain itu, penambahan akses ke pendidikan untuk Provinsi NTT juga perlu lebih digalakkan agar dapat menaikkan rata-rata lama sekolah yang juga berperan menurunkan kemiskinan. Untuk meningkatkan angka tersebut, pemerintah perlu melakukan intervensi kebijakan terkait pendidikan, misalnya dengan memberikan bantuan pendidikan khusus keluarga miskin dan pembangunan infrastruktur yang mendukung penurunan angka putus sekolah seperti perbaikan jalan dan akses transportasi. Selanjutnya, Umur Harapan Hidup yang berpengaruh positif dan telah dibahas sebelumnya, memerlukan adanya perhatian yang lebih kompleks. Perhatian tersebut selain memfokuskan pada peningkatan akses kesehatan juga perlu diberikan kebijakan yang dapat menurunkan rasio ketergantungan di Provinsi NTT seperti adanya strategi peningkatan produktivitas penduduk usia kerja dan perlindungan sosial bagi lansia agar beban ekonomi rumah tangga dapat berkurang.

Secara teoretis, saran yang dapat diberikan untuk penelitian selanjutnya yang ingin meneliti kemiskinan di Provinsi NTT adalah dengan menambahkan tahun pada data deret waktu sehingga hasil penelitian akan memiliki hasil analisis yang lebih tajam dan signifikan. Selain itu, penambahan tahun dapat menggunakan awal waktu pada 2017 sehingga tidak perlu menggunakan data rata-rata untuk merepresentasikan data

ketenagakerjaan 2016. Terakhir, penambahan variabel-variabel yang lebih bervariasi pada dimensi sosial, ekonomi, dan infrastruktur sangat disarankan untuk memperluas sudut pandang pada penelitian yang akan datang.

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas

Competing interests

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] Aulina, N., & Mirtawati. (2021). ANALISIS REGRESI DATA PANEL PADA FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI KEMISKINAN DI INDONESIA TAHUN 2015 – 2019. *KINERJA - Jurnal Ekonomi Dan Bisnis*, 4(2), 228–240.
- [2] Azizah, N. N. N., Rohimah, S. R., & Sumargo, B. (2021). Pemodelan Data Kemiskinan di Provinsi Jawa Barat Menggunakan Regresi Spasial Data Panel. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya*, 5(2), 146–154. <https://doi.org/10.21009/JSA.05203>
- [3] Bappenas. (2025). *Ringkasan Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional Tahun 2025-2029*. Kementerian PPN/Bappenas.
- [4] BPS. (2025). *Statistik Indonesia 2025* (2025th ed.). Badan Pusat Statistik.
- [5] BPS NTT. (2025). *Persentase Penduduk Miskin Provinsi*. <https://ntt.bps.go.id/id/query-builder>
- [6] Calderón, C., & Servén, L. (2004). *WPS3400 The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution*.
- [7] Dewintha, A., Yahya, I., & Ihlwal, M. (2025). Analisis Regresi Data Panel Pada Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Tingkat Kemiskinan Di Provinsi Sulawesi Tenggara Tahun 2020-2023. *Arus Jurnal Sains Dan Teknologi*, 3(1), 83–94. <https://doi.org/10.57250/ajst.v3i1.1165>
- [8] Fitriani, Ruslan, Budiman, H., Wibawa, G. N. A., & Somayasa, W. (2024). PEMODELAN ANGKA KEMISKINAN MENGGUNAKAN REGRESI DATA PANEL DI PROVINSI SULAWESI TENGGARA. *Jurnal Matematika, Komputasi, Dan Statistika*, 4(2), 652–662.
- [9] Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics*.
- [10] Indrasetianingsih, A., & Wasik, T. K. (2020). MODEL REGRESI DATA PANEL UNTUK MENGETAHUI FAKTOR YANG MEMPENGARUHI TINGKAT KEMISKINAN DI PULAU MADURA. *Jurnal Gaussian*, 9(3), 355–363. <https://doi.org/10.14710/j.gauss.9.3.355-363>
- [11] Lee, R., & Mason, A. (2011). *Population Aging and The Generational Economy: A Global Perspective*.
- [12] Mutiara, S. R., Irmeilyana, I., Eliyati, N., Suprihatin, B., & Maiyanti, S. I. (2024).

- Pemodelan pada Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Tingkat Kemiskinan di Provinsi Sumsel Tahun 2018-2023 dengan Menggunakan Regresi Data Panel. *Jurnal Penelitian Sains*, 26(3), 391–398. <https://doi.org/10.56064/jps.v26i3.1095>
- [13] Pramesty, N. P. L., & Parulian, F. E. D. (2025). Industrialisasi dan Pengentasan Kemiskinan di Nusa Tenggara Timur: Pendekatan Analisis Data Panel. *Jurnal Statistika Terapan*, 5(1), 141–155. <https://doi.org/10.64930/jstar.v5i1.107>
- [14] Risalah, M. R. N. (2024). *Regresi Data Panel Untuk Memodelkan Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Kemiskinan Di Jawa Timur Tahun 2019-2021* [Universitas PGRI Adi Buana Surabaya]. <https://repository.unipasby.ac.id/id/eprint/6054/>
- [15] Riyandini, M. K., Virgantari, F., & Farida, Y. E. (2024). PENERAPAN MODEL REGRESI DATA PANEL DALAM ANALISIS FAKTOR-FAKTOR PENYEBAB KEMISKINAN DI PROVINSI PAPUA. *Jurnal Eureka Matika*, 12(2). <https://doi.org/10.17509/jem.v12i2.74235>
- [16] Saputra, K., Subanti, S., & Respatiwan. (2025). Faktor Infrastruktur yang Memengaruhi Tingkat Kemiskinan Menggunakan Regresi Data Panel di Indonesia. *Seminar Nasional Teknologi Komputer Dan Sains*, 98–102.
- [17] Suparman, S., Sutomo, M., Anwar, C., & Olilingo, F. Z. (2024). Impact of the Agricultural Sector on Unemployment, Inequality and Rural Poverty: A Panel Regression Analysis in Indonesian Provinces. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 14(6), 250–256. <https://doi.org/10.32479/ijefi.16305>
- [18] Suryawati, C. (2005). Memahami Kemiskinan Secara Multidimensional. *JMPK*, 08(03), 121–129.
- [19] Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*.

ANALISIS NEET (*NOT IN EMPLOYMENT, EDUCATION OR TRAINING*) PADA GEN Z USIA PRODUKTIF DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR

Hery Wahyu^{1*}

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Timur, Indonesia

‡Korespondensi Penulis: robinson@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history: (MGD, 10pt)

Received 28 Jan, 2026

Revised 27 April, 2026

Accepted 30 June, 2026

Published 30 June, 2026

Introduction/Main Objectives: The phenomenon of *Not in Employment, Education, or Training* (NEET) among youth, particularly Generation Z (Gen Z), poses an important challenge to Indonesia's human capital development. Although the national NEET rate declined from 24.28 percent in 2020 to 20.31 percent in 2024, the figure remains sufficiently high to indicate that many productive-age youth are still not fully engaged in education, training, or the labor market. This study analyses the NEET status of productive-age Gen Z in NTT and examines the determinants influencing NEET outcomes. **Background Problems:** A similar condition is observed in East Nusa Tenggara (NTT), which records a NEET rate of 14.1 percent and has the highest dependency ratio nationally, reaching 61.6 percent based on the 2035 population projection. These circumstances highlight the need to maximize the participation of the productive-age population to ensure that the demographic bonus is effectively utilized rather than becoming a demographic burden. **Novelty:** This study provides empirical evidence on the determinants of NEET among productive-age Gen Z in NTT by focusing on a provincial context using the latest available labour force survey data, an area that has received limited attention in previous studies. **Research Methods:** This study employs binary logistic regression. The independent variables considered include gender, age group, marital status, disability status, area of residence, highest educational attainment, and household size. **Findings/Results:** The results show that all variables have a significant effect on the likelihood of Gen Z being categorized as NEET.

Keywords:

Binary Logistic Regression; Gen Z; NEET

1. Pendahuluan

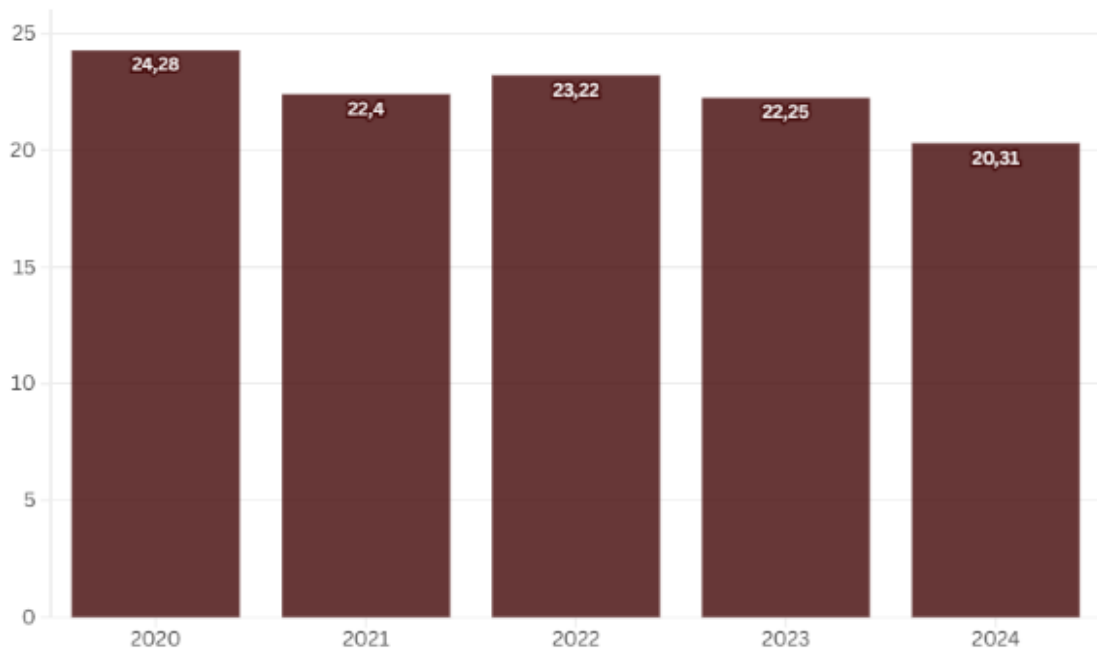
Indonesia harus mempertimbangkan pembangunan SDM sebagai agenda strategis untuk menghadapi kompetisi global dan memaksimalkan potensi bonus demografi. Salah satu tantangan yang mengemuka adalah tingginya proporsi pemuda yang masuk dalam kategori *Not in Employment, Education, or Training* (NEET). Berdasarkan definisi ILO (2022), NEET mencakup individu yang tidak bekerja, tidak bersekolah, dan tidak mengikuti pelatihan (European Foundation, 2012).

Menurut Dimock (2019) dari Pew Research Center dalam tulisannya yang

menjelaskan awal generasi Z, menyatakan bahwa generasi milenial didefinisikan sebagai mereka yang lahir antara tahun 1981 dan 1996, sehingga mereka yang lahir mulai tahun 1997 ke atas dianggap sebagai Generasi Z.

Apabila pertumbuhan angkatan kerja tidak sebanding dengan jumlah lapangan kerja yang tersedia, fenomena bonus demografi dapat menjadi bahaya. Ketidakseimbangan ini dapat menyebabkan pengangguran lebih tinggi, terutama pada usia muda yang masuk dalam kategori Not in Employment, Education, or Training (NEET). (Sari & Ahmad, 2021). Selain itu, temuan lain menunjukkan bahwa kemungkinan NEET meningkat di daerah dengan kualitas pendidikan yang rendah dan ketersediaan pekerjaan yang rendah. (Herdiana et al., 2022).

Perkembangan Tingkat NEET di Indonesia (2020-2024)



Gambar 1. Perkembangan Tingkat NEET di Indonesia 2020-2024

Berdasarkan Gambar 1, Perkembangan tingkat NEET di Indonesia mengalami penurunan dari tahun 2020 hingga 2024 relatif. Pada tahun 2020, tingkat NEET mencapai tingkat tertinggi sebesar 24,28%, dan pada tahun 2024, tingkat terendahnya sebesar 20,31%. Meskipun tren penurunan dan perbaikan dalam jumlah NEET di Indonesia, sekitar 20% dari jumlah tersebut belum dapat dianggap wajar dalam konteks pembangunan SDM karena masih ada banyak pemuda yang mendaftar di sana. (Sari & Ahmad, 2021).

Dibandingkan dengan provinsi lainnya, Provinsi NTT memiliki rasio ketergantungan tertinggi, yaitu 61,6, setiap 100 orang usia produktif harus menanggung beban hidup sekitar 62 orang usia nonproduktif, menurut hasil proyeksi penduduk tahun 2035.

(BPS, 2018). Perbandingan antara penduduk usia produktif dan nonproduktif ditunjukkan oleh rasio ketergantungan. Nilai rasio yang lebih tinggi menunjukkan bahwa penduduk usia produktif harus menanggung lebih banyak tanggung jawab. Sebaliknya, nilai rasio yang lebih rendah menunjukkan bahwa penduduk usia produktif harus menanggung lebih sedikit tanggung jawab.

Sari & Ahmad (2021) dalam penelitiannya terkait Analisis *Not in Employment, Education or Training* (NEET) pada usia muda di Indonesia, menemukan bahwa Analisis NEET dianggap penting dan dapat ditambahkan ke analisis ketenagakerjaan pada usia muda di Indonesia. Rahmawati et.al, (2025), pada penelitian menunjukkan bahwa usia, jenis wilayah tempat tinggal, dan pengalaman mengikuti kursus atau pelatihan adalah komponen yang signifikan terhadap status NEET pemuda di Provinsi NTB pada tahun 2023. Namun, faktor pendidikan tertinggi yang ditamatkan dan status perkawinan tidak terbukti memiliki pengaruh yang signifikan terhadap status NEET seseorang.

Berdasarkan pemaparan di atas, peneliti tertarik untuk melakukan penelitian mengenai analisis NEET (*not in employment, education or training*). Penelitian ini bertujuan untuk memperoleh gambaran umum status NEET pada Gen Z usia produktif di Provinsi NTT dan untuk mengetahui faktor-faktor apa saja yang berpengaruh terhadap status NEET pada Gen Z usia produktif di Provinsi NTT, serta mengetahui kecenderungan dari faktor-faktor yang berpengaruh tersebut terhadap status NEET pada Gen Z usia produktif di Provinsi NTT pada tahun 2024.

Metodologi

Penelitian ini mencakup seluruh wilayah Provinsi NTT. Orang-orang berusia antara 15 dan 24 tahun digunakan sebagai unit analisis. Jenis kelamin, kelompok usia, status kawin, disabilitas, wilayah tempat tinggal, pendidikan tertinggi yang ditamatkan, dan jumlah anggota rumah tangga adalah variabel independen yang digunakan dalam penelitian ini. Variabel dependen lainnya adalah status NEET, yang dibagi menjadi dua kelompok, Gen Z yang berstatus NEET dan Gen Z yang tidak berstatus NEET. Untuk statistik inferensi, penelitian ini menggunakan regresi logistik biner. Regresi logistik tidak membutuhkan asumsi bahwa variabel dependen atau error harus berdistribusi normal. (Hosmer et al., 2013). Regresi logistik biner dianggap cocok karena penelitian ini ingin mengetahui status NEET Gen Z usia produktif di NTT yang dikelompokkan menjadi dua kategori. Tahapan analisis pada regresi logistik biner diawali dengan melakukan uji signifikansi parameter secara simultan untuk mengetahui apakah variabel-variabel independen secara bersama-sama atau minimal satu berpengaruh terhadap status NEET pada Gen Z usia produktif di NTT tahun 2024. Selanjutnya adalah melakukan uji signifikansi secara parsial untuk melihat variabel apa saja yang berpengaruh signifikan terhadap status NEET Gen Z usia produktif di Provinsi NTT. Kemudian, untuk melihat kesesuaian model, peneliti menggunakan kurva ROC (*Receiver Operating Characteristic*) dan tabel klasifikasi. Setelah diperoleh model yang sesuai, kemudian menghitung nilai *odds ratio* untuk mengukur kekuatan dan arah hubungan antara suatu

faktor/paparan (*independent variable*) dengan suatu kejadian/*outcome* (*dependent variable*).

1.1. Bahan dan Sumber Data

Penelitian ini memanfaatkan data sekunder yang diperoleh dari data mikro Survei Angkatan Kerja Nasional (SAKERNAS) Agustus tahun 2024. Jumlah sampel yang digunakan dalam penelitian ini sebanyak 7.120 individu berusia 15-24 tahun di Provinsi Nusa Tenggara Timur. Variabel-variabel yang digunakan untuk analisis terdapat pada tabel 1.

Tabel 1. Deskripsi Variabel Penelitian

Variabel	Nama Variabel	Kategori	Kode
(1)	(2)	(3)	(4)
Variabel Respons			
Y	Status NEET	NEET	1
		Tidak NEET	0
Variabel Bebas			
X ₁	Jenis Kelamin	Perempuan	1
		Laki - Laki	0
X ₂	Kelompok Usia	20 – 24 Tahun	1
		15-19 Tahun	0
X ₃	Status Kawin	Belum Pernah Kawin	1
		Pernah Kawin	0
X ₄	Status Disabilitas	Tidak Mengalami Gangguan/Disabilitas	1
		Mengalami Gangguan/Disabilitas	0
X ₅	Wilayah Tempat Tinggal	Perkotaan	1
		Perdesaan	0
X ₆	Pendidikan Tertinggi yang Ditamatkan	SMA Ke atas	1
		SMP Ke bawah	0
X ₇	Jumlah Anggota Rumah Tangga	> 2	1
		≤ 2	0

1.2. Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan dua pendekatan statistik yaitu pendekatan deskriptif dan inferensia. Pendekatan deskriptif digunakan untuk melihat gambaran umum status NEET pada Gen Z di Provinsi NTT dan variabel – variabel yang memengaruhinya. Pendekatan deskriptif pada penelitian ini menggunakan tabel, *pie chart*, dan *bar chart*. Pendekatan inferensia penelitian ini menggunakan regresi logistik biner untuk mengetahui faktor-faktor yang memengaruhi status NEET pada Gen Z usia produktif di Provinsi NTT tahun 2024. Regresi logistik biner adalah suatu metode analisis data yang digunakan untuk mencari hubungan antara variabel respon (y) yang bersifat biner dengan variabel prediktor (x) (Hosmer et al., 2013). Variabel respons y terdiri dari dua kategori yaitu sukses dan gagal yang dinotasikan dengan $y=1$ (sukses) dan $y=0$ (gagal).

Variabel y mengikuti distribusi Bernoulli untuk setiap observasi tunggal. Pada regresi logistik biner, variabel dependennya berupa data kategorik (nominal maupun ordinal) sehingga variabel tersebut tidak bisa langsung dimasukkan dalam model karena tidak mempunyai nilai numerik. Oleh karena itu, dibutuhkan variabel dummy.

Model regresi yang terbentuk adalah:

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1x_1 + \beta_2x_2 + \beta_3x_3 + \beta_4x_4 + \beta_5x_5 + \beta_6x_6 + \beta_7x_7 \quad (1)$$

Penggunaan regresi logistik biner dikarenakan variabel dependen yang digunakan merupakan variabel kategori dengan dua kategori. *Software* yang digunakan dalam penelitian ini adalah R studio.

Teknik *Resampling*

Data yang memiliki rasio yang tidak berimbang antara data satu dengan data lainnya dapat dikatakan sebagai *imbalanced*. *Imbalanced* pada data yang digunakan akan menghasilkan model yang tidak cocok. Model yang tidak cocok sehubungan dengan terjadinya *overfitting* dan tidak dapat mengklasifikasikan data dengan baik. *Imbalanced* dapat diselesaikan dengan metode *resampling*, yang merupakan cara paling populer untuk mengatasi masalah *imbalanced*. *Resampling* sebagai sarana mengubah distribusi kelas minoritas sehingga tidak kurang terwakili ketika training data pada algoritma machinelearning. Terdapat beberapa teknik *resampling*, yaitu *oversampling*, *undersampling*, dan *hybrid*. Teknik sampling yang terbaik dapat dilihat melalui nilai *area under curve* (AUC) sehingga pada penelitian ini teknik *resampling* yang digunakan adalah SMOTE karena memiliki nilai AUC yang paling tinggi.

Uji Simultan

Uji simultan digunakan untuk mengetahui pengaruh variabel independen secara bersama-sama terhadap variabel dependen. Uji simultan dapat dilakukan dengan uji rasio *likelihood* (*likelihood ratio test*) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \text{ (tidak ada pengaruh variabel bebas terhadap variabel tak)}$$

bebas secara simultan)

H_1 : Minimal terdapat satu $\beta_j \neq 0$ untuk $j = 1, 2, \dots, p$ (minimal terdapat satu variabel bebas yang berpengaruh terhadap variabel tak bebas)

Dengan persamaan statistik uji sebagai berikut:

$$G = -2 \ln \left[\frac{L_0}{L_1} \right] \sim \chi_p^2 \quad (2)$$

Statistik uji G mengikuti sebaran distribusi *chi-square* dengan derajat bebas p (χ_p^2). H_0 ditolak jika $G > \chi_{\alpha, p}^2$ atau ketika p – value $\leq \alpha$

Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel independen terhadap variabel dependen. Uji parsial dapat dilakukan dengan Uji Wald dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \beta_j = 0$ (Tidak ada pengaruh variabel bebas ke- j terhadap variabel tak bebas)

$H_1 : \beta_j \neq 0$ (Ada pengaruh variabel bebas ke- j terhadap variabel tak bebas)

Dengan persamaan statistik uji sebagai berikut:

$$W_j^2 = \left[\frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad (3)$$

H_0 ditolak jika $W_j^2 > \chi_{\alpha, 1}^2$ atau ketika p – value $\leq \alpha$, artinya pada tingkat signifikansi sebesar α , variabel independen ke- j berpengaruh secara signifikan terhadap variabel dependen.

Kesesuaian Model

Kesesuaian model dilakukan untuk melihat apakah terdapat perbedaan antara hasil yang diperoleh dari model dengan hasil riil pada data. Uji kesesuaian model dapat dilakukan dengan tabel klasifikasi dan nilai AUC (Hosmer et al., 2013)

Tabel Klasifikasi

Tabel klasifikasi digunakan untuk menilai kebaikan model melalui ukuran tingkat akurasi (*overall percentage*), sensitivitas (*sensitivity*), dan spesifisitas (*specificity*). Semakin besar nilai ketiga ukuran tersebut, maka semakin baik model yang terbentuk.

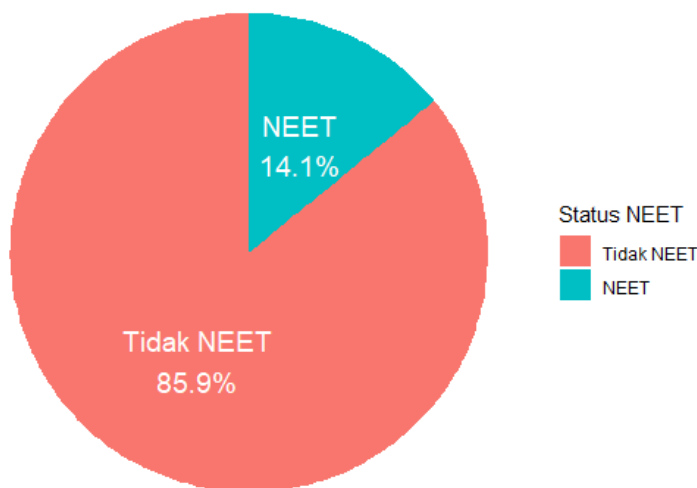
Rasio Kecenderungan (*Odds Ratio*)

Nilai kecenderungan (*Odds ratio*) merupakan suatu ukuran asosiasi yang digunakan untuk menginterpretasikan hasil yang diperoleh. Rasio kecenderungan pada penelitian ini digunakan untuk menganalisis bagaimana kecenderungan Gen Z usia produktif untuk berstatus NEET di Provinsi NTT tahun 2024. Nilai *odds ratio* dapat diinterpretasikan sebagai kecenderungan kategori $x=1$ untuk terjadinya $y=1$ dibandingkan dengan kategori $x=0$, dimana nilai kecenderungannya sebesar e^{β_j} .

2. Hasil dan Pembahasan

Gambaran Umum Status NEET pada Gen Z Usia Produktif di Provinsi NTT Tahun 2024

Proporsi Status NEET di Provinsi NTT (Gen Z, 2024)



Gambar 2. Persentase NEET pada Gen Z Usia Produktif di Provinsi NTT Tahun 2024

Berdasarkan gambar 2, dapat dilihat bahwa tingkat NEET di Provinsi NTT sebesar 14,10 persen. Hal ini menunjukkan bahwa lebih dari 14 persen Gen Z usia produktif di NTT tidak berada dalam pekerjaan, Pendidikan, dan pelatihan. Kondisi ini cukup mengkhawatirkan mengingat berdasarkan proyeksi penduduk tahun 2035 diperoleh bahwa NTT akan menjadi provinsi dengan nilai ketergantungan yang paling tinggi di Indonesia yaitu sebesar 61,6 yang artinya setiap 100 orang usia produktif harus menanggung beban hidup sekitar 62 orang usia nonproduktif.

Tabel 2. Persentase Karakteristik NEET di Provinsi NTT Tahun 2024

Variabel	Kategori		Persentase
(1)	(2)	(3)	(4)
Jenis Kelamin	1	Perempuan	47,51
	0	Laki - Laki	52,49
Kelompok Usia	1	20 – 24 Tahun	36,24
	0	15-19 Tahun	63,76
Status Kawin	1	Belum Pernah Kawin	91,36
	0	Pernah Kawin	8,64

Variabel	Kategori		Persentase
(1)	(2)	(3)	(4)
Status Disabilitas	1	Tidak Mengalami Gangguan/Disabilitas	97,64
	0	Mengalami Gangguan/Disabilitas	2,36
Wilayah Tempat Tinggal	1	Perkotaan	20,83
	0	Perdesaan	79,17
Pendidikan Tertinggi yang Ditamatkan	1	SMA Ke atas	37,02
	0	SMP Ke bawah	62,98
Jumlah Anggota Rumah Tangga	1	> 2	92,25
	0	≤ 2	7,75

Berdasarkan Tabel 2, Karakteristik NEET Provinsi NTT 2024 menunjukkan beberapa pola yang krusial. Di Provinsi NTT, NEET didominasi oleh laki-laki sebesar 52,49 persen dan perempuan sebesar 47,51 persen. Sebagian besar NEET berada di kelompok usia 15–19 tahun, atau 63,76 persen; yang lain adalah kelompok usia 20–24 tahun, atau 36,24 persen. Hampir semua NEET di Provinsi NTT belum pernah kawin, dengan 91,36 persen berstatus belum pernah kawin, sedangkan hanya 8,64 persen yang pernah kawin. Sebagian besar NEET tidak memiliki gangguan atau disabilitas, 97,64 persen, sementara hanya 2,36 persen dari mereka memiliki gangguan atau disabilitas. Ditinjau dari wilayah tempat tinggal, NEET di Provinsi NTT lebih banyak tinggal di perdesaan dengan 79,17 persen, dibandingkan dengan yang tinggal di kota hanya sebesar 20,83 persen. Berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan, mayoritas NEET memiliki pendidikan SMP ke bawah, yaitu sebesar 62,98 persen, sedangkan NEET dengan pendidikan SMA ke atas sebesar 37,02 persen. Terakhir, berdasarkan jumlah anggota rumah tangga, sebagian besar NEET tinggal dalam rumah tangga dengan jumlah anggota lebih dari dua orang, yaitu sebesar 92,25 persen, sementara NEET yang tinggal dalam rumah tangga dengan dua anggota atau kurang hanya sebesar 7,75 persen.

Tabel 3. Persentase Gen Z Usia Produktif berdasarkan Status NEET di Provinsi NTT Tahun 2024

Variabel	Kode	Kategori	Status NEET	
			NEET	Tidak NEET
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Jenis Kelamin	1	Perempuan	15,90	84,10

Variabel	Kode	Kategori	Status NEET	
			NEET	Tidak NEET
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	0	Laki - Laki	12,5	87,50
Kelompok Usia	1	20 – 24 Tahun	21,70	78,30
	0	15-19 Tahun	9,80	90,20
Status Kawin	1	Belum Pernah Kawin	13,00	87,00
	0	Pernah Kawin	26,20	73,80
Status Disabilitas	1	Tidak Mengalami Gangguan/Disabilitas	13,20	86,80
	0	Mengalami Gangguan/Disabilitas	52,40	47,60
Wilayah Tempat Tinggal	1	Perkotaan	15,50	84,50
	0	Perdesaan	13,70	86,30
Pendidikan Tertinggi yang Ditamatkan	1	SMA Keatas	24,00	76,00
	0	SMP Kebawah	8,30	91,70
Jumlah Anggota Rumah Tangga	1	> 2	14,00	86,00
	0	≤ 2	15,60	84,40

Pada tabel 3 terlihat bahwa perempuan memiliki proporsi NEET sebesar 15,9 persen, sementara laki-laki sebesar 12,5 persen. Angka ini menunjukkan bahwa perempuan lebih rentan untuk masuk kategori NEET. Sementara itu, proporsi pemuda yang tidak NEET lebih tinggi pada laki-laki (87,5 persen) dibandingkan perempuan (84,1 persen), menunjukkan bahwa laki-laki di NTT lebih banyak terlibat dalam aktivitas produktif seperti bekerja, bersekolah, atau mengikuti pelatihan.

Proporsi NEET di Provinsi NTT tahun 2024 menunjukkan adanya perbedaan yang signifikan antara kelompok usia 15–19 tahun dan 20–24 tahun. Pada kelompok usia 15–19 tahun, proporsi NEET tercatat sebesar 9,8 persen, sedangkan kelompok 20–24 tahun memiliki proporsi NEET yang jauh lebih tinggi yaitu 21,7 persen. Hal ini menunjukkan bahwa risiko menjadi NEET meningkat seiring bertambahnya usia.

Tabel 3 juga menunjukkan bahwa proporsi NEET di Provinsi NTT tahun 2024 berbeda cukup jelas berdasarkan status perkawinan. Pemuda yang pernah kawin memiliki proporsi NEET sebesar 26,2 persen, jauh lebih tinggi dibandingkan pemuda yang belum pernah kawin dengan proporsi 13 persen. Artinya, pemuda yang telah menikah lebih rentan menjadi NEET.

Perbedaan yang sangat mencolok juga terlihat pada proporsi NEET antara pemuda disabilitas dan pemuda tanpa disabilitas di Provinsi NTT tahun 2024. Pemuda disabilitas memiliki proporsi NEET sebesar 52,4 persen, jauh lebih tinggi dibandingkan pemuda tanpa disabilitas yang hanya berada pada angka 13,2 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa lebih dari separuh pemuda disabilitas di NTT tidak bekerja, tidak bersekolah, dan tidak mengikuti pelatihan.

Pemuda yang tinggal di perdesaan memiliki proporsi NEET sebesar 13,7 persen, sedikit lebih rendah dibandingkan pemuda yang tinggal di perkotaan dengan proporsi 15,5 persen. Sementara itu, proporsi pemuda tidak NEET di perdesaan mencapai 86,3 persen, sedikit lebih tinggi dibandingkan perkotaan yaitu 84,5 persen.

Pada tabel 3 juga dapat dilihat perbedaan proporsi status NEET berdasarkan tingkat pendidikan tertinggi yang ditamatkan. Pada kelompok dengan pendidikan SMP ke bawah, proporsi NEET sebesar 8,3 persen, sedangkan 91,7 persen berada pada kategori tidak NEET. Sebaliknya, pada kelompok dengan pendidikan SMA ke atas, proporsi NEET sebesar 24 persen, sedangkan 76 persen berada pada kategori tidak NEET.

Proporsi penduduk NEET di Provinsi NTT tahun 2024 relatif tidak berbeda jauh antara rumah tangga kecil (≤ 2 anggota) dan rumah tangga besar (> 2 anggota). Rumah tangga dengan ≤ 2 anggota memiliki proporsi NEET sebesar 15,6 persen, sementara rumah tangga dengan anggota > 2 orang memiliki proporsi 14,0 persen.

Variabel - Variabel yang Memengaruhi Status NEET Gen Z Usia Produktif di Provinsi NTT Tahun 2024

Uji Signifikan Parameter Secara Simultan

Tabel 4. Hasil Uji Signifikansi Parameter Secara Simultan

<i>Chi-square</i>	Df	Sig.
2088	8	$2,2e^{-16}$

Berdasarkan tabel 4, diperoleh nilai p-value sebesar $2,2e^{-16}$. Artinya, dengan tingkat kepercayaan 95 persen, sudah cukup bukti untuk mengatakan bahwa minimal terdapat satu variabel independen yang berpengaruh secara signifikan terhadap status NEET Gen Z usia produktif di Provinsi NTT tahun 2024.

Uji Signifikansi Secara Parsial

Tabel 5. Hasil Uji Signifikansi Parameter Secara Parsial

Variabel	Estimate	Std, Error	z-value	p-value	Odds Ratio
Intercept	1,98219	0,15890	12,475	$< 2 e^{-16} *$	7,25861837
Jenis Kelamin	0,11905	0,04098	2,905	0,00367*	1,12643162
Status Kawin	-0,81864	0,07119	-11,499	$< 2 e^{-16} *$	0,44102984
Disabilitas	-2,53639	0,12525	-20,251	$< 2 e^{-16} *$	0,07915162
Pendidikan	1,32053	0,04443	29,719	$< 2 e^{-16} *$	3,74539363
Wilayah Tempat Tinggal	-0,11856	0,04897	-2,421	0,01546*	0,88819750
Jumlah Anggota Rumah Tangga	0,36129	0,07701	4,691	$2,71e^{-6} *$	1,43517876
Kelompok Umur	0,35499	0,04532	7,833	$< 4,78 e^{-15} *$	1,42616583

Keterangan: *= signifikan pada $\alpha = 5\%$

Berdasarkan hasil pada tabel 5, dapat disimpulkan bahwa, dengan tingkat kepercayaan 95 persen, sudah cukup bukti untuk mengatakan bahwa variabel jenis kelamin, status kawin, status disabilitas, pendidikan tertinggi yang ditamatkan, wilayah tempat tinggal, jumlah anggota rumah tangga, dan kelompok umur berpengaruh signifikan terhadap status NEET Gen Z usia produktif di Provinsi NTT tahun 2024.

Model yang terbentuk

$$\hat{g}(x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7$$

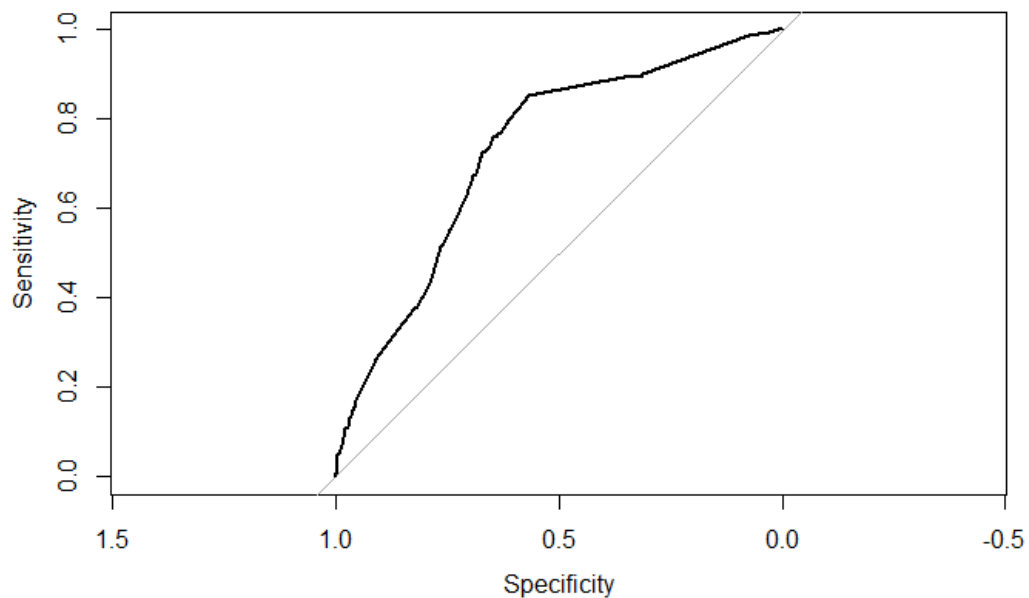
$$\hat{g}(x) = 1,98219 + 0,11905 X_{\text{jenis kelamin}} - 0,81864 X_{\text{status kawin}} - 2,53639 X_{\text{Disabilitas}} \\ + 1,32053 X_{\text{pendidikan}} - 0,11856 X_{\text{wilayah tempat tinggal}} \\ + 0,36129 X_{\text{jumlah anggota rumah tangga}} + 0,35499 X_{\text{Kelompok umur}}$$

Uji Kesesuaian Model

Terdapat ketidakseimbangan data pada variabel dependen sehingga dilakukan proses resampling agar mendapatkan model terbaik. Pemilihan model pada resampling didasarkan pada nilai *area under curve* (AUC) yang paling tinggi. Terdapat tiga model dalam proses resampling yaitu undersampling, oversampling, dan SMOTE. Dari ketiga model tersebut, model smote menghasilkan nilai AUC yang paling tinggi yaitu sebesar 0,7249 sehingga model SMOTE ini akan digunakan untuk analisis inferensia menggunakan regresi logistik binner.

Dalam konteks klasifikasi dengan data tidak seimbang, seperti analisis NEET, *Area under curve* (AUC) menjadi metrik evaluasi yang lebih dapat diandalkan daripada akurasi biasa. Bradley (1997) menegaskan bahwa AUC memberikan ukuran kinerja model di semua kemungkinan *threshold* klasifikasi dan sangat direkomendasikan untuk domain dengan ketidakseimbangan kelas (minoritas vs mayoritas). Selanjutnya, Ling et al. (2003) menunjukkan bahwa AUC lebih stabil dan informatif dibanding akurasi ketika distribusi kelas tidak seimbang.

Penelitian yang memfokuskan pada teknik *resampling* seperti SMOTE pun mengedepankan AUC sebagai metrik utama. Chawla et al. (2002), dalam memperkenalkan SMOTE, mengevaluasi performa model menggunakan AUC dan menemukan bahwa AUC merupakan indikator *robust* untuk klasifikasi *imbalanced*. Demikian pula, studi oleh Batista et al. (2004) yang membandingkan berbagai metode *balancing* (*undersampling*, *oversampling*, SMOTE) menggunakan AUC sebagai tolok ukur utama, menunjukkan bahwa model dengan nilai AUC lebih tinggi memiliki kinerja yang lebih baik dalam menangani kelas minoritas.



Gambar 3. Kurva ROC

Kurva ROC yang baik berada di sebelah atas dari garis diagonal (0,0) dan (1,1), sehingga tidak ada nilai AUC yang lebih kecil dari 0,5. Dari gambar di atas dapat dilihat bahwa kurva ROC tersebut sudah cukup baik karena garis kurva berada di atas garis diagonal. Umumnya pada data *imbalance*, untuk mengukur ketepatan klasifikasi, digunakan nilai AUC atau area di bawah kurva. Hasil perhitungan menunjukkan bahwa nilai area di bawah kurva (AUC) sebesar 0,7249 yang berarti model yang diajukan sudah cukup baik.

Tabel 6. Tabel Klasifikasi

Status NEET		Persentase Total Ketepatan Klasifikasi
Tidak NEET	NEET	
(2)	(3)	(4)

(1)				
Status NEET	Tidak NEET	3957	1567	64,71
	NEET	2158	4463	74,01
				69,33

Dapat dilihat dari tabel 6, persentase ketepatan total sebesar 69,33 persen. Hal tersebut berarti bahwa secara keseluruhan model yang terbentuk dapat mengklasifikasikan semua observasi secara tepat sebesar 69,33 persen dan sisanya yaitu sebesar 30,67 persen diklasifikasikan secara salah. Dari tabel hasil klasifikasi di atas juga dapat dilihat nilai *sensitivity* dan *specificity*. Diperoleh nilai *sensitivity* dari model sebesar 74,01 persen, yang berarti bahwa 74,01 persen Gen Z usia produktif yang berstatus NEET dapat diprediksi secara tepat kembali ke dalam kelompok Gen Z usia produktif yang berstatus NEET. Sedangkan nilai *specificity* yang didapatkan dari model adalah sebesar 64,71 persen, yang berarti bahwa sebanyak 64,71 persen Gen Z usia produktif yang tidak berstatus NEET dapat diprediksi secara tepat kembali ke dalam kelompok Gen Z usia produktif yang tidak bersatus NEET.

Rasio Kecenderungan

Tabel 5 menunjukkan bahwa variabel jenis kelamin memiliki *odds ratio* 1,1264, yang menunjukkan bahwa Gen Z perempuan di Provinsi NTT pada tahun 2024 memiliki kemungkinan lebih besar untuk menjadi NEET daripada laki-laki, dengan asumsi variabel lain dianggap konstan. Hasil uji Wald pada tabel menegaskan bahwa variabel jenis kelamin ini signifikan ($p = 0,00367$). Hasil ini sejalan dengan penelitian Utami & Pratomo (2024), yang menemukan bahwa beban rumah tangga yang tinggi dan kurangnya akses ke pekerjaan formal menyebabkan perempuan muda Indonesia lebih cenderung menjadi NEET. Penelitian ILO (2023) mengenai kondisi pemuda di Kawasan Timur Indonesia juga mendukung temuan ini, yaitu bahwa perempuan lebih rentan terhadap ketidakaktifan karena ketimpangan kesempatan kerja dan tingginya tingkat pekerjaan informal yang kurang aksesibel bagi perempuan. Dengan demikian, variabel jenis kelamin memainkan peran signifikan dalam menentukan status NEET Gen Z khususnya di wilayah dengan dinamika sosial seperti NTT.

Gen Z yang belum pernah menikah memiliki kecenderungan lebih kecil untuk menjadi NEET dibandingkan Gen Z yang telah menikah, dengan *odds ratio* 0,4413 untuk variabel status kawin. Hasil ini konsisten dengan laporan ILO (2022) yang menyatakan bahwa tekanan domestik dan keterbatasan akses pekerjaan menyebabkan ketidakaktifan pada pemuda yang menikah pada usia muda. Selain itu, penelitian yang dilakukan oleh Saputri dan Setyodhono pada tahun 2019 mendukung temuan ini dengan menunjukkan bahwa pemuda perempuan di Indonesia yang menikah memiliki kemungkinan lebih besar untuk mengalami NEET, terutama karena peran yang berubah menjadi pengurus rumah tangga. Dengan demikian, status kawin menjadi faktor penting yang memengaruhi partisipasi pendidikan dan ketenagakerjaan di kalangan Gen Z.

Variabel yang memiliki pengaruh terbesar pada model ini adalah variabel status disabilitas, yang memiliki odds ratio sebesar 0,0792. Pemuda penyandang disabilitas memiliki kemungkinan yang lebih besar untuk menjadi NEET daripada individu yang tidak memiliki disabilitas, dengan odds hanya 0,0792 kali.

Menurut variabel pendidikan, odds ratio 3,7454 menunjukkan bahwa Gen Z dengan pendidikan SMA ke atas memiliki peluang lebih besar untuk menjadi NEET dibandingkan dengan mereka yang berpendidikan SMP ke bawah. Temuan ini konsisten dengan penelitian Pratiwi (2025) yang menjelaskan bahwa *mismatch* pendidikan dan lapangan kerja menyebabkan pemuda terdidik lebih rentan menjadi NEET. Ini menunjukkan bahwa tingkat pendidikan tinggi tidak selalu menjamin keterkaitan dengan dunia kerja di daerah seperti NTT. Pemuda yang tinggal di wilayah perkotaan (kode 1) memiliki *odds* 0,8882 kali lebih rendah menjadi NEET dibanding pemuda di perdesaan. Temuan ini sejalan dengan Utami & Pratomo (2024) yang melaporkan OR = 1,32 untuk pemuda di perdesaan menjadi NEET, menandakan bahwa meskipun perbedaan wilayah tidak terlalu besar, akses ke pendidikan dan pekerjaan di perdesaan tetap menjadi tantangan signifikan.

Gen Z yang memiliki lebih dari dua anggota rumah tangga memiliki odds ratio 1,4352 untuk NEET. UNICEF (2022) juga mendukung ini dengan menyatakan bahwa anak-anak dari rumah tangga besar memiliki risiko lebih tinggi menjadi NEET karena mereka tidak memiliki dukungan finansial dan pendidikan yang cukup. Oleh karena itu, kondisi rumah tangga menjadi faktor struktural yang memengaruhi aktivitas Gen Z di NTT.

Gen Z usia 20–24 tahun memiliki peluang lebih besar untuk menjadi NEET dibandingkan dengan kelompok umur 15–19 tahun dengan odds ratio sebesar 1,4262. Studi OECD (2021) menunjukkan bahwa fase transisi yang tidak stabil menyebabkan kemungkinan NEET meningkat di kelompok umur 20–24 tahun di seluruh dunia. Pemuda usia 20–24 tahun lebih rentan menjadi NEET dibandingkan usia yang lebih muda karena tekanan untuk segera bekerja tetapi kurangnya peluang pekerjaan. Oleh karena itu, kelompok umur ini berperan penting dalam menentukan dinamika NEET Gen Z di NTT.

3. Simpulan dan Saran

Penelitian ini menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi status *Not in Employment, Education, or Training* (NEET) pada Gen Z usia produktif di Provinsi NTT tahun 2024. Berdasarkan hasil regresi logistik biner dengan model terbaik menggunakan resampling SMOTE, ditemukan bahwa seluruh variabel bebas memiliki pengaruh signifikan terhadap kemungkinan seorang pemuda berstatus NEET.

Dibandingkan laki-laki, perempuan lebih cenderung menjadi NEET. Ini menunjukkan hambatan struktural seperti beban domestik, rendahnya partisipasi perempuan di NTT, dan terbatasnya peluang ekonomi untuk perempuan muda. Kedua, transisi dari sekolah ke dunia kerja, terutama dengan kurangnya lapangan kerja, menyebabkan kelompok usia 20–24 tahun lebih rentan menjadi NEET dibandingkan kelompok usia 15–19 tahun.

Status kawin juga berpengaruh signifikan terhadap status NEET Gen Z usia produktif di NTT. Mereka yang pernah menikah memiliki kemungkinan lebih besar menjadi NEET. Variabel disabilitas berdampak terbesar, dengan penyandang disabilitas memiliki kemungkinan yang jauh lebih besar menjadi NEET. Pemuda perdesaan memiliki kemungkinan lebih tinggi menjadi NEET dibandingkan pemuda perkotaan. Faktor pendorong yang nyata adalah keterbatasan infrastruktur, pendidikan, dan lapangan kerja. Selanjutnya, tingkat pendidikan terbukti berperan sebagai faktor protektif; pemuda berpendidikan SMA ke atas memiliki peluang lebih besar untuk aktif dibanding mereka yang berpendidikan rendah. Terakhir, jumlah anggota rumah tangga (ART) menunjukkan bahwa tekanan ekonomi dan kurangnya kapasitas untuk mendukung pendidikan atau pelatihan membuat rumah tangga besar lebih rentan melahirkan anggota keluarga yang berstatus NEET.

Hasil penelitian dapat memberikan beberapa saran strategis. Pemerintah daerah harus meningkatkan program pemberdayaan ekonomi dan pelatihan keterampilan yang menysasar kelompok rentan seperti perempuan, penyandang disabilitas, dan pemuda menikah. Agar peluang kerja lebih mudah dijangkau, program harus responsif gender dan inklusif, dan melibatkan sektor swasta. Akses ke pendidikan menengah dan pendidikan vokasional di perdesaan harus menjadi prioritas utama. Untuk mengurangi kesenjangan desa-kota yang menyebabkan NEET, pemerintah juga perlu memperluas infrastruktur wilayah seperti internet, transportasi, dan pusat layanan kerja. Program transisi sekolah-kerja seperti magang, bursa kerja, pelatihan karier, dan pelatihan berbasis kebutuhan industri juga perlu diperkuat.

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas.

Competing interests/conflict of interest

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] Badan Pusat Statistik. (2018). *Proyeksi Penduduk Indonesia 2010–2035*. Badan Pusat Statistik.
- [2] Batista, G. E. A. P. A., Prati, R. C., & Monard, M. C. (2004). A study of the behavior of several methods for balancing machine learning training data. *SIGKDD Explorations Newsletter*, 6(1), 20–29
<https://doi.org/10.1145/1007730.1007735>

- [3] Bradley, A. P. (1997). The use of the area under the ROC curve in the evaluation of machine learning algorithms. *Pattern Recognition*, 30(7), 1145–1159. [https://doi.org/10.1016/S0031-3203\(96\)00142-2](https://doi.org/10.1016/S0031-3203(96)00142-2)
- [4] Chawla, N. V., Bowyer, K. W., Hall, L. O., & Kegelmeyer, W. P. (2002). SMOTE: Synthetic minority over-sampling technique. *Journal of Artificial Intelligence Research*, 16, 321–357. <https://doi.org/10.1613/jair.953>
- [5] Dimock, M. (2019, January 17). Defining generations: Where Millennials end and Generation Z begins. *Pew Research Center*. <https://www.pewresearch.org/fact-tank/2019/01/17/where-millennials-end-and-generation-z-begins/>
- [6] European Foundation. (2012). *NEETs – Young people not in employment, education or training: Characteristics, costs and policy responses in Europe*. Publications Office of the European Union.
- [7] Herdiana, D., Rakhmawati, R., & Sihombing, R. (2022). Educational access and NEET risks among Indonesian youth. *Jurnal Kependudukan Indonesia*, 17(2), 101–115.
- [8] Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied Logistic Regression* (3rd ed.). Wiley.
- [9] ILO. (2022). *Youth transitions and vulnerability in Southeast Asia*. ILO Regional Office Asia and the Pacific.
- [10] ILO. (2023). *NEET youth and labour market barriers in Eastern Indonesia*. International Labour Organization.
- [11] Organisation for Economic Co-operation and Development. (2021). *Education at a glance 2021: OECD indicators*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/b35a14e5-en>
- [12] Pratiwi, R. A. (2025). Unemployment among higher education graduates in Indonesia: Growth dynamics and labor market mismatch (2019–2025). *ALETHEIA: Jurnal Sosial & Humaniora, Inovasi, Ekonomi, dan Edukasi*, 2(2), 85–94. <https://doi.org/10.63892/aletheia.2.2025.85-94>
- [13] Rahmawati, N., Fitriani, R., & Prasetyo, A. (2025). Determinants of NEET among youth in West Nusa Tenggara. *Jurnal Ekonomi Terapan Indonesia*, 5(1), 33–48.
- [14] Saputri, O. D., & Setyodhono, S. (2019). Analisis tenaga kerja muda tanpa kegiatan (Not in Employment, Education or Training–NEET) berdasarkan status perkawinan. *Jurnal Ketenagakerjaan*, 14(1). <https://journals.kemnaker.go.id/index.php/naker/article/view/56>
- [15] Sari, D. N., & Ahmad, I. (2021). Analisis Not in Employment, Education or Training (NEET) pada Usia Muda di Indonesia. *Jurnal Kependudukan Indonesia*, 16(1), 45–60.

- [16] United Nations Children's Fund. (2022). *Seen, counted, included: Using data to shed light on the well-being of children and youth*. UNICEF. <https://data.unicef.org/resources/seen-counted-included/>
- [17] Utami, R., & Pratomo, A. (2024). Urban–rural disparities in NEET youth in Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Studi Pembangunan*, 25(1), 52–68.

PENGARUH UPAH DAN KEMAHALAN KONSTRUKSI TERHADAP PENGELUARAN PER KAPITA DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR TAHUN 2019-2024

Ahsan Anwar Basari*

¹Badan Pusat Statistik Kabupaten Manggarai Timur, Indonesia

‡ E-mail address: ahsan.basari@bps.go.id

ARTIKEL INFO

Abstract

Article history:

Received 17 April, 2026

Revised 25 June, 2026

Accepted 30 June, 2026

Published 30 June, 2026

Introduction/Main Objectives: Household welfare is commonly measured by per capita expenditure, which reflects consumption capacity. In Nusa Tenggara Timur Province (NTT), welfare conditions are characterized by low per capita expenditure and low wage levels, along with relatively low regional cost levels as reflected by the Construction Cost Index (IKK), which is used as a proxy indicator to capture regional price disparities. **Background Problems:** Theoretically, such conditions should provide room for higher purchasing power; however, empirical evidence is still required to confirm this relationship. **Novelty:** This study provides recent study on the effects of wages and the Construction Cost Index (IKK) on per capita expenditure in NTT. **Research Methods:** This study aims to analyze the effect of wages and the IKK on per capita expenditure across 22 regencies/municipality in NTT during the period 2019-2024. The study uses panel data obtained from official publications of the Badan Pusat Statistik (BPS). The analysis is conducted using a Fixed Effect Model (FEM) estimated with Feasible Generalized Least Squares (FGLS). **Finding/Results:** show that wages have a positive but not significant effect on per capita expenditure at the 5 percent level of significance but are statistically significant at 10 percent, while the IKK has a negative and significant influence at the 5 percent significance level. These findings indicate that income improvements increase consumption, whereas regional cost conditions remain a constraint on household welfare.

Keywords:

Construction Cost Index; Panel Data Regression; Per Capita Expenditure, Wages

1. Pendahuluan

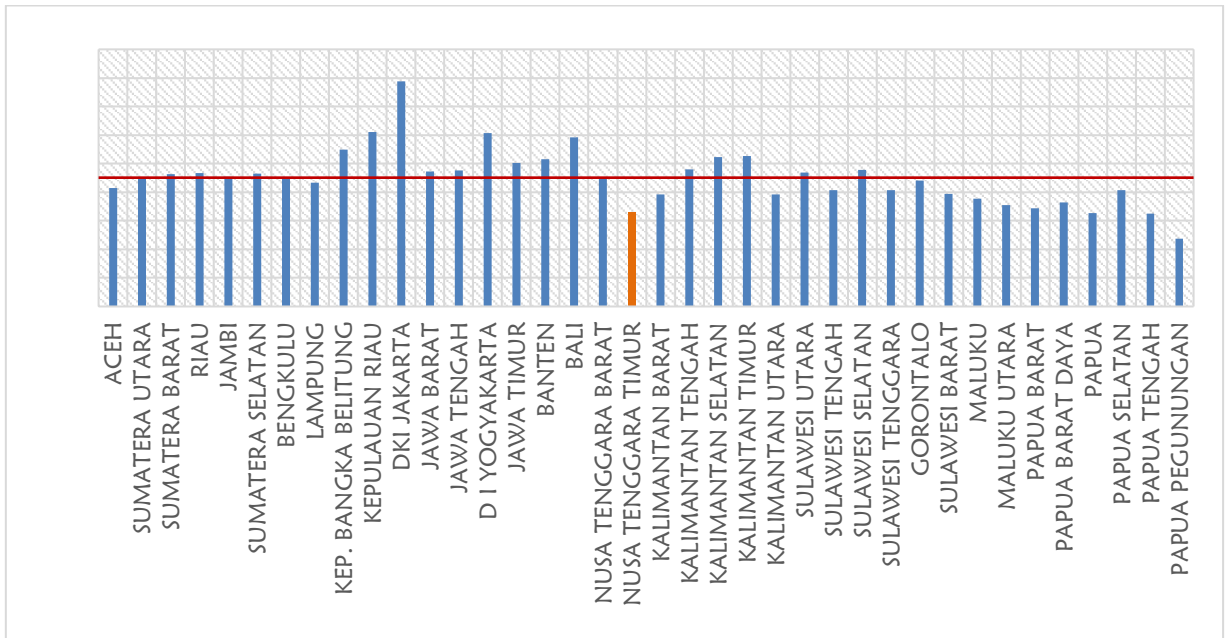
Kesejahteraan merupakan salah satu indikator utama dalam menilai keberhasilan pembangunan ekonomi suatu daerah. Dalam teori dasar pembangunan ekonomi, peningkatan aktivitas ekonomi diharapkan dapat meningkatkan pendapatan masyarakat dari penghasilan rendah ke tinggi, memperluas akses terhadap kebutuhan dasar, serta memperbaiki kualitas hidup secara keseluruhan. Peningkatan kesejahteraan tersebut tercermin dari kemampuan rumah tangga dalam memenuhi kebutuhan pangan

dan bukan pangan secara memadai dan berkelanjutan (Todaro & Smith, 2012).

Pendekatan paling umum dalam mengukur kesejahteraan yaitu dengan mengukur kesejahteraan ekonomi berdasarkan pengeluaran konsumsi rumah tangga atau pendapatan rumah tangga (World Bank, 2005). Pengeluaran konsumsi lebih mudah diketahui dibandingkan pendapatan yang lebih sensitif untuk diketahui orang lain (Deaton, 2018). Oleh karena itu, Badan Pusat Statistik (BPS) menggunakan pengeluaran per kapita yang merupakan total pengeluaran konsumsi seluruh rumah tangga dibagi jumlah penduduk. Pengeluaran konsumsi rumah tangga terdiri dari pengeluaran untuk makanan dan pengeluaran untuk bukan makanan (BPS, 2025). Semakin tinggi pengeluaran rumah tangga, maka akan semakin besar peluang kemampuan rumah tangga tersebut dalam memenuhi kebutuhan hidupnya untuk mencapai tingkat kesejahteraan yang lebih baik (BPS NTT, 2025b).

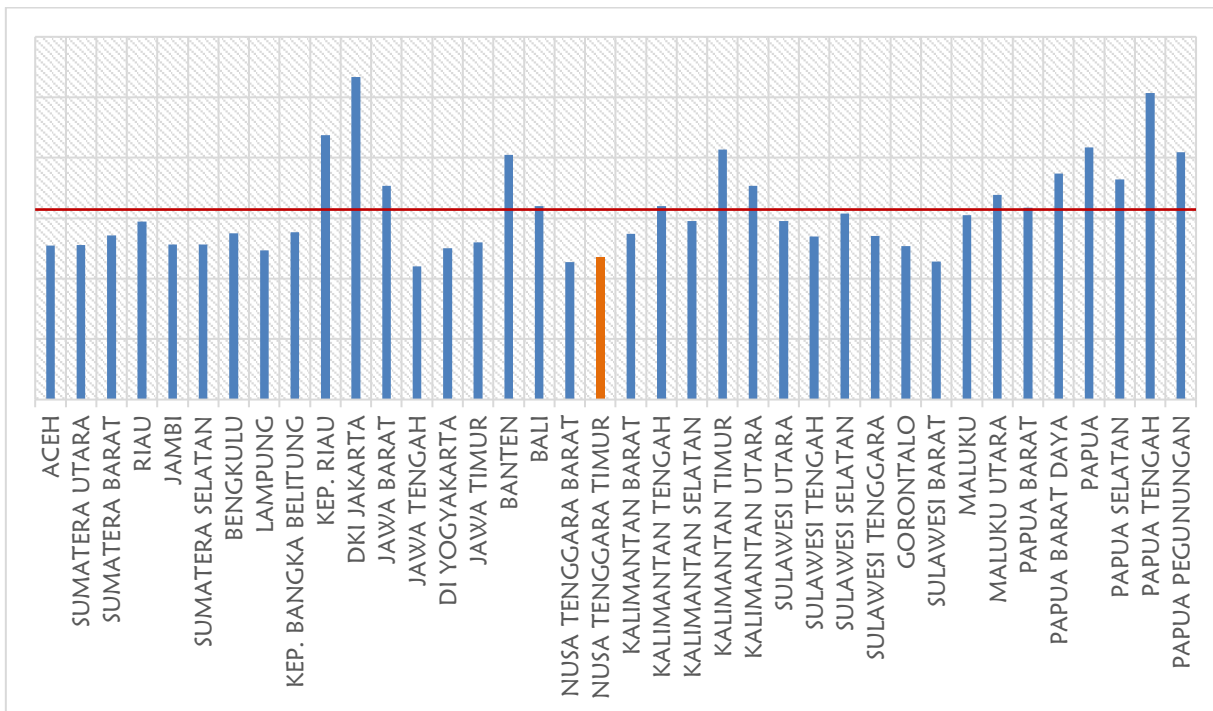
Di Indonesia, pengeluaran per kapita menjadi salah satu indikator dalam menggambarkan tingkat kesejahteraan penduduk antarwilayah. Perbedaan kondisi geografis, struktur ekonomi, tingkat pembangunan, serta akses terhadap infrastruktur menyebabkan adanya perbedaan pengeluaran rumah tangga antarwilayah (World Bank, 2005). Hal ini menjadi tantangan di Indonesia untuk pemerataan kesejahteraan akibat perbedaan antarwilayah. Wilayah dengan aktivitas ekonomi yang lebih maju cenderung memiliki tingkat pengeluaran per kapita yang lebih tinggi dibandingkan dengan wilayah yang masih menghadapi keterbatasan dalam akses ekonomi.

Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) termasuk dalam wilayah 3T (Tertinggal, Terdepan, dan Terluar) di Indonesia sehingga menjadi salah satu wilayah yang masih menghadapi keterbatasan akses ekonomi. Kondisi ini turut memengaruhi kemampuan rumah tangga dalam melakukan konsumsi, sehingga pengeluaran per kapita di NTT menjadi salah satu indikator penting dalam menggambarkan tingkat kesejahteraan penduduk di daerah tersebut (BPS NTT, 2025b). Berdasarkan data BPS, posisi Provinsi NTT pada pengeluaran per kapita disajikan dalam grafik di bawah ini.



Gambar 1. Rata-rata pengeluaran per kapita di Indonesia tahun 2019-2024 (BPS, diolah)

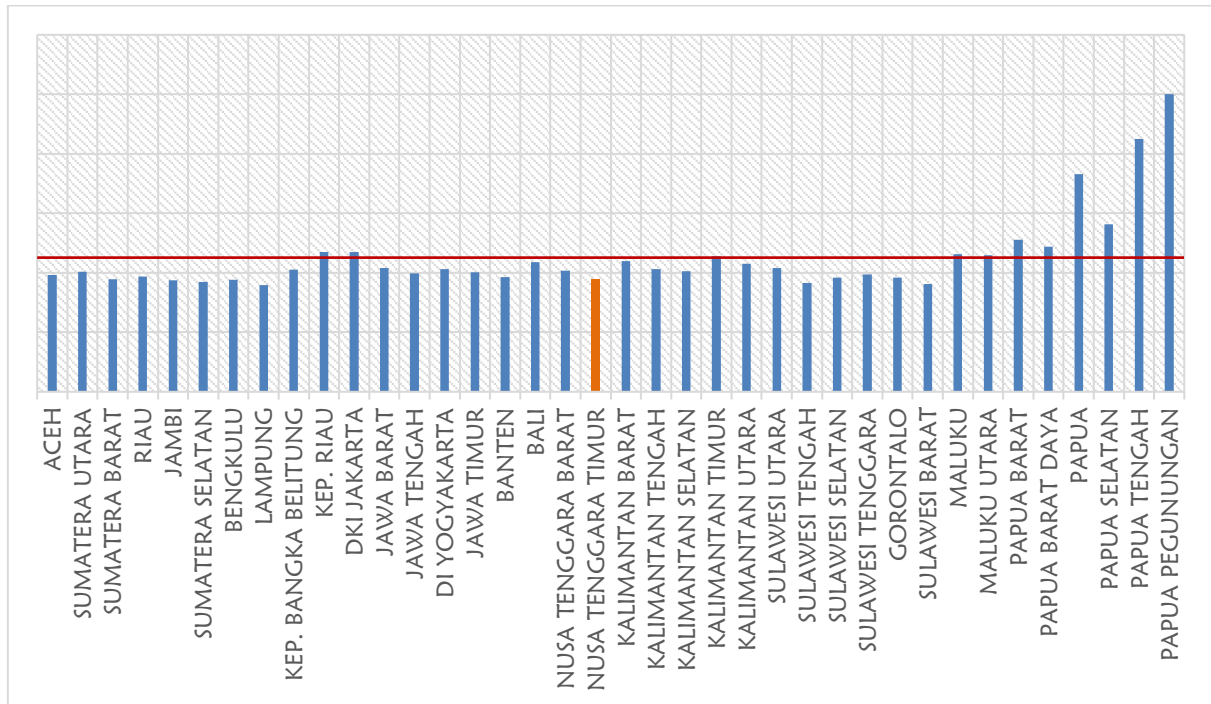
Rata-rata pengeluaran per kapita Provinsi NTT pada tahun 2019 sampai tahun 2024 menempatkan Provinsi NTT pada posisi keempat terendah di Indonesia yang dapat dilihat pada Gambar 1. Posisi ini menunjukkan kemampuan daya beli penduduk NTT dalam melakukan konsumsi tergolong sangat rendah dibanding penduduk provinsi lainnya. Kemampuan daya beli ini, berkaitan erat dengan pendapatan seperti pada fungsi konsumsi Keynes bahwa pendapatan memiliki hubungan positif dengan pengeluaran konsumsi yang berarti semakin tinggi tingkat pendapatan maka pengeluaran konsumsi akan semakin tinggi (Keynes, 1936 dalam Iskar et al., 2024). Pendapatan yang direpresentasikan oleh upah berdasarkan data dari BPS dapat dilihat pada grafik di bawah ini.



Gambar 2. Rata-rata upah di Indonesia tahun 2019-2024 (BPS, diolah)

Rata-rata upah di Provinsi NTT pada tahun 2019 sampai 2024 menempatkan Provinsi NTT pada posisi keempat terendah secara nasional yang dapat dilihat pada Gambar 2. Posisi ini menunjukkan rata-rata upah di Provinsi NTT tergolong sangat rendah dibandingkan dengan provinsi lainnya. Lebih lanjut, jika dihubungkan dengan pengeluaran konsumsi, terdapat hukum Engel yang menunjukkan pendapatan rendah akan membelanjakan pendapatannya hanya untuk memenuhi kebutuhan makanan sedangkan pada pendapatan tinggi akan membelanjakan pendapatannya lebih besar pada kebutuhan bukan makanan yang tidak terbatas (Deaton, 2018). Hal ini sesuai dengan kondisi yang terjadi di Provinsi NTT karena terbatasnya akses ekonomi disertai banyaknya pekerja di sektor informal dibanding sektor formal menyebabkan pendapatan rendah dan pola konsumsi yang lebih berfokus pada makanan.

Selain pendapatan, perbedaan kondisi ekonomi antarwilayah juga menentukan tingkat pengeluaran konsumsi penduduk. Dalam hal ini, Indeks Kemahalan Konstruksi (IKK) yang dipublikasikan BPS menjadi indikator penting dalam *proxy* disparitas tingkat harga antarwilayah karena mencerminkan biaya distribusi, transportasi, dan kesulitan geografis yang juga mempengaruhi harga barang konsumsi, terutama di wilayah yang memiliki tantangan geografis seperti Provinsi NTT. Meskipun IKK bukan ukuran langsung biaya hidup, variasi IKK menunjukkan perbedaan tingkat harga yang dapat memengaruhi kemampuan riil penduduk dalam melakukan konsumsi (BPS NTT, 2025). IKK di Indonesia dapat dilihat pada grafik di bawah ini.



Gambar 3. Rata-rata IKK di Indonesia tahun 2019-2024 (BPS, diolah)

Pada Gambar 3, dapat dilihat rata-rata dari IKK di Indonesia dari tahun 2019 sampai 2024 menempatkan posisi Provinsi NTT berada di bawah garis rata-rata nasional. Posisi Provinsi NTT berada pada peringkat kedelapan terbawah, yang berarti IKK di wilayah NTT masih tergolong murah dibanding provinsi lainnya yang berada di atas peringkatnya. Secara teoritis, wilayah dengan IKK rendah seharusnya memberikan ruang bagi penduduk untuk memiliki daya beli yang lebih baik. Dengan demikian, IKK yang rendah akan menghasilkan pengeluaran per kapita yang tinggi sedangkan IKK yang tinggi akan menghasilkan pengeluaran per kapita yang rendah. Hal ini berbeda dengan kondisi yang terjadi di Provinsi NTT berdasarkan data yang telah ditunjukkan pada Gambar 3 dan Gambar 2.

Hubungan antara upah, Indeks Kemahalan Konstruksi (IKK), dan pengeluaran per kapita dapat dijelaskan melalui berbagai penelitian terdahulu. Iskar et al. (2024) menemukan bahwa pendapatan per kapita memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap pengeluaran konsumsi menggunakan pendekatan *Error Correction Model* (ECM). Selanjutnya, Hidayat et al. (2024) menunjukkan bahwa inflasi berpengaruh negatif dan signifikan, sedangkan upah minimum berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengeluaran konsumsi berdasarkan regresi data panel dengan pendekatan *Fixed Effect Model* (FEM). Hasil tersebut mengindikasikan bahwa peningkatan pendapatan dan upah cenderung meningkatkan kemampuan konsumsi rumah tangga yang tercermin dalam pengeluaran per kapita.

Di sisi lain, Widiputera et al. (2024) menunjukkan bahwa IKK dapat digunakan untuk menggambarkan variasi tingkat harga antarwilayah dan berkaitan erat dengan daya beli masyarakat yang ditunjukkan dari hasil penelitiannya menggunakan regresi linier

berganda. Temuan tersebut mengindikasikan bahwa perbedaan tingkat harga regional berpotensi memengaruhi kemampuan masyarakat dalam melakukan konsumsi. Sejalan dengan itu, Iswahyudi & Imaningsih, (2025) menggunakan metode regresi linier berganda, menemukan bahwa IKK berpengaruh positif dan signifikan terhadap kondisi ekonomi masyarakat yang tercermin melalui tingkat kemiskinan. Berdasarkan temuan tersebut, penelitian ini menggunakan IKK sebagai proksi disparitas harga regional yang diduga turut memengaruhi pengeluaran per kapita masyarakat di Provinsi Nusa Tenggara Timur.

Dengan adanya variasi IKK dan perbedaan tingkat upah antar kabupaten/kota di NTT serta kondisi pengeluaran per kapita Provinsi NTT yang masih rendah secara nasional membuat peneliti tertarik melakukan penelitian lebih lanjut. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui bagaimana kedua faktor tersebut yaitu upah dan IKK memengaruhi tingkat kesejahteraan penduduk yang direpresentasikan oleh pengeluaran per kapita selama periode 2019–2024 di Provinsi NTT.

2. Metodologi

Cakupan wilayah pada penelitian ini yaitu seluruh kabupaten/kota di Provinsi NTT yang berjumlah 22 kabupaten/kota sebagai unit analisis. Periode pengamatan meliputi tahun 2019 hingga 2024, dengan pertimbangan ketersediaan dan konsistensi data sehingga unit observasi berjumlah 132. Variabel bebas yang digunakan meliputi IKK dan upah. Sementara itu, variabel terikat yang digunakan adalah pengeluaran per kapita.

Penelitian ini menggunakan struktur data panel yang berdasarkan keunggulannya dalam menggabungkan dimensi waktu dan wilayah sehingga mampu mengendalikan heterogenitas yang tidak teramati antar kabupaten/kota. Menurut Baltagi (2005), data panel memungkinkan mengurangi bias akibat variabel yang tidak terobservasi, meningkatkan efisiensi estimasi melalui jumlah observasi yang lebih besar, serta mempelajari dinamika perubahan dari waktu ke waktu. Dengan demikian, menggunakan regresi data panel dinilai lebih tepat dibandingkan regresi *cross section* atau *time series*. Pengolahan data dalam penelitian ini menggunakan aplikasi R dan Microsoft Excel untuk mengetahui gambaran umum serta pengaruh upah dan IKK terhadap pengeluaran per kapita di Provinsi NTT Tahun 2019–2024.

2.1. Bahan dan Sumber Data

Seluruh data yang digunakan dalam penelitian ini bersumber dari data sekunder yaitu Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS), Survei Angkatan Kerja Nasional (SAKERNAS), dan Indeks Kemahalan Konstruksi yang dikeluarkan oleh Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi NTT.

Tabel 1. Variabel Penelitian

Variabel	Nama Variabel	Satuan
----------	---------------	--------

Y	Pengeluaran per kapita	Rupiah/bulan
X ₁	Upah	Rupiah/bulan
X ₂	IKK	indeks

2.2. Metode Penelitian

Metode penelitian yang digunakan merupakan pendekatan statistik deskriptif dan inferensial. Pendekatan statistik deskriptif digunakan untuk melihat gambaran umum mengenai data pengeluaran per kapita serta variabel lainnya di Kabupaten/Kota provinsi NTT. Pendekatan statistik inferensial pada penelitian ini, bertujuan untuk melihat seberapa besar pengaruh variabel bebas yaitu Upah dan IKK terhadap variabel terikat yaitu pengeluaran per kapita. Penelitian ini menggunakan *line chart* untuk statistik deskriptif sedangkan statistik inferensial menggunakan regresi data panel. Metode analisis regresi data panel secara umum memiliki tahapan sebagai berikut:

1. Estimasi model regresi data panel

Estimasi dilakukan dengan tiga pendekatan yaitu *Common Effect Model (CEM)/pooled OLS*, *Fixed Effect Model (FEM)* dan *Random Effect Model (REM)* (Baltagi, 2005). Ketiga model tersebut dapat ditulis ke dalam persamaan sebagai berikut (Gujarati, 2004):

- CEM : $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + u_{it}$ (1)

dimana $u_{it} = \varepsilon_{it}$ karena tidak ada efek individu sehingga persamaan menjadi $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \varepsilon_{it}$ (2)

- FEM : $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + (\alpha_i + \varepsilon_{it})$ (3)

dimana $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ efek individu tetap (α_i) bergabung dengan intersep, persamaan menjadi $Y_{it} = (\beta_0 + \alpha_i) + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \varepsilon_{it}$ (4)

- REM : $Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + (\mu_i + \varepsilon_{it})$ (5)

dimana $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ efek individu acak (μ_i) bergabung ke dalam komponen *error*

Keterangan:

Y_{it} : variabel terikat pada individu ke-i periode ke-t

β_0 : koefisien intersep

β_1 : koefisien regresi variabel bebas ke-1

β_2 : koefisien regresi variabel bebas ke-2

X_{1it} : variabel bebas ke-1 pada individu ke-i periode ke-t

X_{2it} : variabel bebas ke-2 pada individu ke-i periode ke-t

u_{it} : *error* komposit/gabungan individu ke-i periode ke-t

α_i : efek individu tetap ke-i

μ_i : efek individu acak ke-i

ε_{it} : kombinasi *error cross section* dan *time series* individu ke-i periode ke-t

2. Pemilihan model terbaik

- Uji Chow

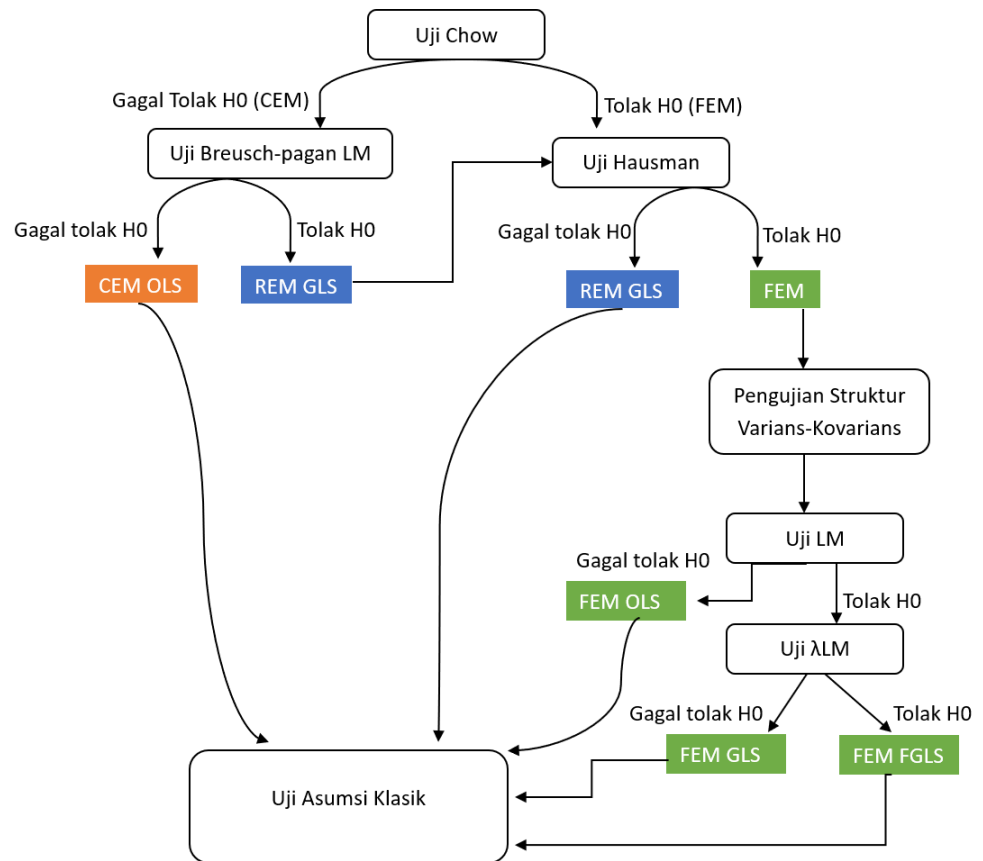
Pengujian yang digunakan untuk memilih model terbaik antara CEM dan FEM. Hipotesis nol adalah model CEM yang terbaik karena tidak ada efek individu tetap, sedangkan hipotesis alternatif adalah model FEM yang terbaik karena terdapat efek individu tetap. Jika *P-value* dari hasil pengujian *F-test* (uji chow) kurang dari 0,05 maka tolak hipotesis nol yang berarti model FEM adalah model terbaik.

- Uji Hausman

Pengujian yang digunakan untuk memilih model terbaik antara FEM dan REM. Hipotesis nol adalah model REM yang terbaik karena efek individu tidak berkorelasi dengan variabel bebas, sedangkan hipotesis alternatif adalah model FEM yang terbaik karena efek individu berkorelasi dengan variabel bebas. Jika *P-value* dari hasil pengujian *Chi-square* (uji hausman) kurang dari 0,05 maka tolak hipotesis nol yang berarti model FEM adalah model terbaik.

- Uji Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (BP-LM)

Pengujian yang digunakan untuk memilih model terbaik antara CEM dan REM. Hipotesis nol adalah model CEM yang terbaik karena tidak perlu ada efek acak individu pada komponen residual, sedangkan hipotesis alternatif adalah model REM karena perlu efek acak individu pada komponen residual. Jika *P-value* dari hasil pengujian *Chi-Square* (uji breusch pagan LM) kurang dari 0,05 maka tolak hipotesis nol yang berarti model REM adalah model terbaik.



Gambar 4. Alur pemilihan model terbaik (Baltagi;Gujarati;Greene, diolah)

- Pengujian Struktur Varians-Kovarians terhadap residual

Uji Lagrange Multiplier (LM), yang bertujuan melihat perbedaan varians residual. Hipotesis nol adalah varians residual tidak ada perbedaan atau sama, sedangkan hipotesis alternatif adalah varians residual minimal ada satu yang berbeda. Jika hasil pengujian dari uji LM lebih besar dari nilai Chi-square dengan derajat kebebasan $N-1$ dimana N adalah jumlah individu, maka keputusan tolak hipotesis nol yaitu terdapat minimal satu varians yang berbeda.

Uji Lambda Lagrange Multiplier (λ LM), yang bertujuan melihat perbedaan kovarians residual. Hipotesis nol adalah kovarians sama dengan nol atau tidak adanya hubungan/korelasi antar residual individu, sedangkan hipotesis alternatif adalah kovarians tidak sama dengan nol atau terdapat hubungan/korelasi antar residual individu. Jika hasil pengujian dari uji lambda LM lebih besar dari nilai Chi-square dengan derajat kebebasan $N(N-1)/2$ dimana N adalah jumlah individu, maka keputusan tolak hipotesis nol yaitu terdapat korelasi antar residual individu (Greene, 2012).

3. Uji asumsi klasik pada model terpilih

Pengujian asumsi klasik dari model terpilih yaitu uji normalitas, uji non-multikolinieritas, uji homoskedastisitas, dan uji non-autokorelasi. Namun mengacu pada Baltagi (2005), penggunaan estimator FGLS/GLS pada model data panel telah mengakomodasi kemungkinan terjadinya heteroskedastisitas, autokorelasi, dan korelasi antar unit cross-section melalui transformasi matriks kovarians *error*. Oleh karena itu, pengujian asumsi klasik difokuskan pada non-multikolinieritas dan normalitas residual (Gujarati, 2004).

4. Uji keberartian model terpilih

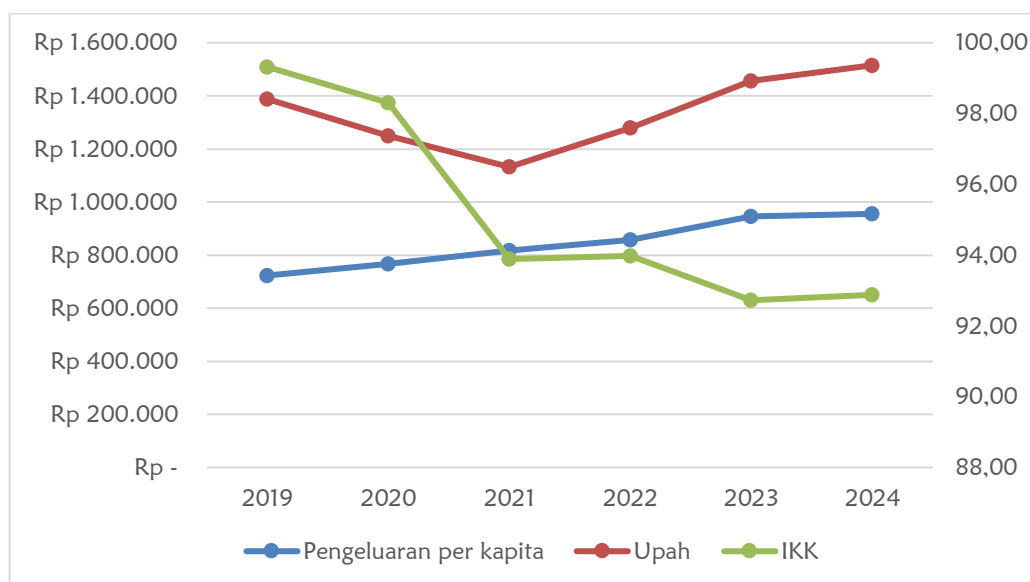
Pengujian keberartian model dilakukan untuk mengetahui apakah variabel bebas secara simultan atau parsial memiliki pengaruh terhadap variabel terikat. Pengujian ini dilakukan menggunakan uji statistik simultan (uji F) dan uji statistik parsial (uji T). Selain itu, koefisien determinasi (R^2) juga digunakan untuk melihat seberapa besar variabel bebas dalam menjelaskan variabel terikat dalam model.

5. Interpretasi model terpilih

Setelah selesai pengujian pada model terpilih, tahapan terakhir dilanjutkan dengan menginterpretasikan model dari intersep, koefisien dan pengaruh variabel bebas dengan variabel terikat.

3. Hasil dan Pembahasan

Gambaran Umum Upah, IKK, dan Pengeluaran Per Kapita di Provinsi NTT Tahun 2019-2024



Gambar 5. Upah, IKK dan pengeluaran per Kapita di NTT tahun 2019-2024 (BPS, diolah)

Pada Gambar 5. perkembangan upah, IKK, dan pengeluaran per kapita di Provinsi NTT tahun 2019–2024, terlihat bahwa pengeluaran per kapita mengalami peningkatan secara konsisten, sementara upah sempat menurun hingga 2021 sebelum kembali meningkat pada periode berikutnya. Penurunan pada awal periode tersebut dapat dikaitkan dengan tekanan ekonomi akibat pandemi yang terjadi di Indonesia. Di sisi lain, IKK menunjukkan tren menurun dengan sedikit kenaikan pada 2024.

Terdapat pola yang cukup jelas pada hubungan antara upah, IKK, dan pengeluaran per kapita setelah tahun 2021. Pada tahun 2022, upah meningkat sebesar Rp147.994 dibanding tahun sebelumnya, namun IKK relatif stabil dengan kenaikan sebesar 0,09 poin. Pada kondisi tersebut, pengeluaran per kapita hanya meningkat sebesar Rp40.444. Selanjutnya, pada tahun 2023 upah kembali meningkat sebesar Rp176.183 dan diikuti oleh penurunan IKK sebesar 1,25 poin. Pada periode ini, pengeluaran per kapita meningkat lebih besar, yaitu sebesar Rp88.813. Sementara itu, pada tahun 2024, upah masih mengalami peningkatan dan IKK kembali mengalami kenaikan meskipun relatif kecil, sehingga kenaikan pengeluaran per kapita tidak sebesar yang terjadi pada tahun 2023. Pola ini mengindikasikan bahwa perubahan pengeluaran per kapita tidak hanya dipengaruhi oleh kenaikan upah, tetapi juga oleh perubahan IKK.

Tabel 2. Statistik deskriptif variabel penelitian

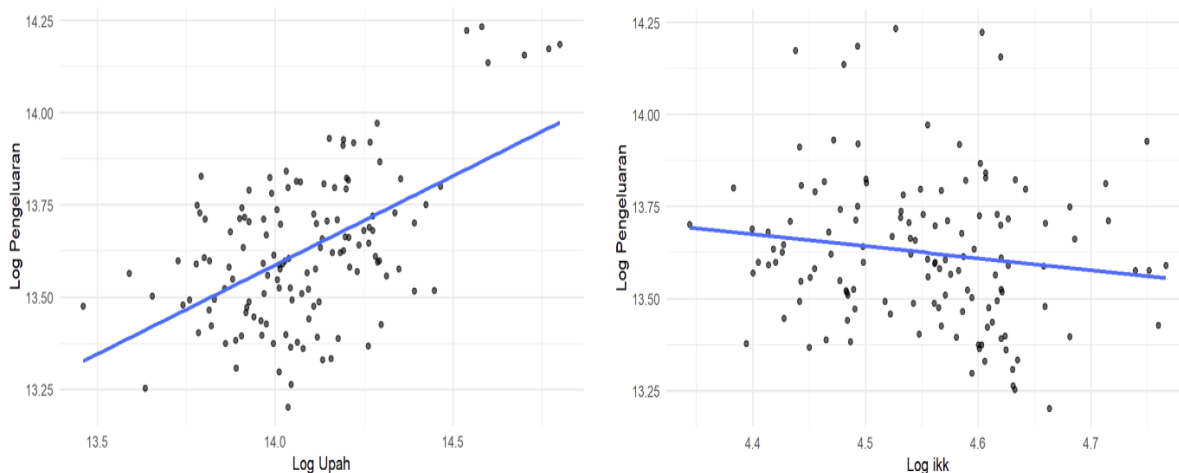
Variabel	Mean	Std. Dev	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Pengeluaran	844751	187515	541040	1519469	1.44	2.72
Upah	1336642	326936	701742	2676041	1.43	3.29
IKK	95.18	8.44	77.03	117.51	0.30	-0.20
Ln_pengeluaran	13.63	0.20	13.20	14.23	0.71	0.74
Ln_upah	14.05	0.23	13.46	14.80	0.47	0.87
Ln_ikk	4.55	0.09	4.34	4.77	0.08	-0.42

Pada Tabel 2. Diketahui nilai statistik deskriptif menunjukkan bahwa variabel pengeluaran per kapita di Provinsi NTT memiliki nilai rata-rata sebesar Rp 844.751 dengan standar deviasi 187.515, yang mengindikasikan adanya variasi pengeluaran yang cukup besar baik secara wilayah (kabupaten/kota) atau antar periode. Nilai minimum dan maksimum masing-masing sebesar Rp 541.040 dan Rp 1.519.469 menunjukkan rentang yang lebar. Sementara itu, nilai skewness sebesar 1,44 mengindikasikan distribusi yang condong ke kanan (positif), artinya banyak pengeluaran per kapita dengan nilai rendah dan terdapat beberapa nilai pengeluaran yang relatif tinggi (nilai ekstrem), dan kurtosis sebesar 2,72 menunjukkan distribusi yang cenderung lebih runcing (leptokurtik). Nilai kurtosis ini berasal dari hasil aplikasi R yang

menggunakan excess kurtosis (Greene, 2012 : 1058) yaitu nilai 0 untuk distribusi normal bukan nilai 3 sebagai acuan (Gujarati, 2004).

Pada variabel upah, nilai rata-rata tercatat sebesar Rp 1.336.642 dengan standar deviasi 326.936, serta nilai minimum Rp 701.742 dan maksimum Rp 2.676.041. Nilai skewness sebesar 1,43 juga menunjukkan kemencengan ke kanan, sedangkan kurtosis sebesar 3,29 menunjukkan distribusi leptokurtik dengan kecenderungan adanya nilai ekstrem.

Di sisi lain, variabel IKK memiliki rata-rata sebesar 95,18 dengan standar deviasi 8,44, yang menunjukkan variasi yang relatif lebih kecil dibandingkan variabel lainnya. Nilai skewness sebesar 0,3 mengindikasikan distribusi yang relatif simetris, sementara kurtosis sebesar -0,2 menunjukkan distribusi yang lebih datar (platikurtik). Setelah dilakukan transformasi logaritma, variabel $\ln_pengeluaran$, \ln_upah , dan \ln_ikk menunjukkan penyebaran data yang lebih stabil dengan standar deviasi yang lebih kecil serta nilai skewness yang mendekati nol, menandakan distribusi yang lebih normal. Hal ini mengindikasikan bahwa transformasi logaritma membantu mengurangi kemencengan data dan membuat data lebih memenuhi asumsi analisis statistik lanjutan.



Gambar 6. *Scatter plot* upah dan IKK terhadap pengeluaran per Kapita di NTT (BPS, diolah)

Pada Gambar 6. Hubungan antara upah dengan pengeluaran dan IKK dengan pengeluaran dapat dilihat menggunakan diagram pencar (*scatter plot*). Diketahui upah dan pengeluaran per kapita memiliki hubungan positif yang ditunjukkan dengan garis tren naik dari kiri ke kanan. Hubungan tersebut memiliki arti bahwa kenaikan upah dapat meningkatkan pengeluaran per kapita dan penurunan upah dapat menurunkan pengeluaran per kapita. Sementara itu, IKK dan pengeluaran per kapita memiliki hubungan negatif ditunjukkan dengan garis tren menurun dari kiri ke kanan. Hubungan negatif ini memiliki arti bahwa kenaikan IKK dapat menurunkan pengeluaran per kapita, dan sebaliknya.

Pemodelan Pengeluaran Per Kapita di Provinsi NTT

Pemodelan regresi data panel dalam penelitian ini digunakan untuk mengidentifikasi dan menganalisis dari pengaruh upah dan IKK terhadap pengeluaran per kapita Provinsi NTT. Sesuai dengan tahapan analisis regresi data panel sebelumnya, diperoleh hasil sebagai berikut.

1) Estimasi model

- CEM : $\ln_pengeluaran_{it} = 6.52 + 0.49 \ln_upah_{it} + 0.05 \ln_ikk_{it}$ (6)

- FEM : $\ln_pengeluaran_{it} = (\beta_0 + \alpha_i) + 0.19 \ln_upah_{it} - 1.9 \ln_ikk_{it}$ (7)

Intersep FEM berjumlah 22 yang masing-masing berbeda (efek individu)

- REM : $\ln_pengeluaran_{it} = 14.58 + 0.26 \ln_upah_{it} - 1.04 \ln_ikk_{it}$ (8)

2) Pemilihan model terbaik

Tabel 3. Hasil Pengujian Model

Pengujian	Hasil	Keputusan
Uji Chow	P-value: 2.20e-16	Tolak H0
Uji Hausman	P-value: 1.49e-5	Tolak H0
Uji LM	P-value: 2.01e-3	Tolak H0
Uji λ LM	P-value: 2.20e-16	Tolak H0

Signifikan pada $\alpha = 0.05$

Berdasarkan Tabel 3. Dengan tingkat signifikansi 5 persen, didapatkan hasil pengujian dari Uji Chow dan Uji Hausman yaitu tolak H0 yang artinya model FEM merupakan model terbaik. Dengan demikian Uji Bp-LM tidak diperlukan dalam penelitian ini. Selanjutnya dilakukan pengujian struktur varians-kovarians dengan Uji LM menghasilkan keputusan tolak H0 yang artinya varians residual menunjukkan adanya heteroskedastisitas, oleh karena itu dilanjutkan ke pengujian kovarians residual menggunakan Uji λ LM yang menghasilkan keputusan tolak H0 mengindikasikan adanya korelasi antar residual individu. Hasil Uji LM dan Uji λ LM pada model FEM yang melanggar asumsi klasik, digunakan pendekatan Feasible Generalized Least Squares (FGLS) untuk memperoleh estimator yang efisien. Dengan demikian, model FEM OLS berubah menjadi FEM FGLS yaitu sebagai berikut:

$$\text{FEM FGLS : } \ln_pengeluaran_{it} = (\beta_0 + \alpha_i) + 0.09 \ln_upah_{it} - 1.39 \ln_ikk_{it} \quad (9)$$

3) Uji asumsi klasik

Model regresi terbaik yang terbentuk dilakukan pengujian asumsi klasik sebagai evaluasi model. Model FEM yang terbentuk dengan estimasi FGLS hanya dilakukan pengujian residual untuk normalitas dan nonmultikolinearitas.

Pengujian normalitas menggunakan Uji Jarque Bera menghasilkan p-value = 0.51 dengan tingkat signifikan 5 persen menghasilkan keputusan gagal tolak H₀ yang artinya residual berdistribusi normal. Kemudian, untuk pengujian nonmultikolinearitas menggunakan nilai *variance inflating factor* (VIF) menghasilkan nilai 1.09 untuk masing-masing variabel ln_upah dan ln_ikk. Nilai VIF jauh di bawah nilai 10 menunjukkan model terbebas dari masalah multikolinearitas atau hampir tidak ada korelasi antar variabel bebas (Gujarati, 2004).

4) Uji keberartian model

Tabel 4. Hasil Uji Keberartian Model

Pengujian	Hasil	Keputusan
Uji Parsial (T)	P-value ln_upah: 0.06	Tolak H ₀ *
	P-value ln_ikk: 5.64e-10	Tolak H ₀
Uji Simultan (F)	P-value simultan: 2.72e-09	Tolak H ₀
R ²	0.76	

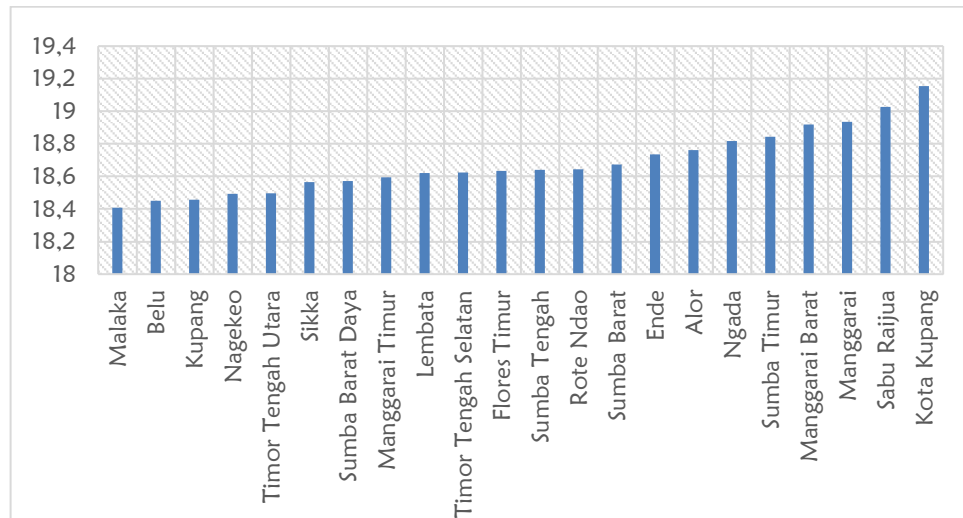
Signifikansi pada $\alpha = 0.05$ kecuali * pada $\alpha = 0.1$

Berdasarkan Tabel 4. Diketahui hasil uji simultan dengan tingkat signifikansi 5 persen menunjukkan tolak H₀ yang berarti bahwa variabel upah dan IKK secara bersama-sama memengaruhi variabel pengeluaran. Kemudian, dilihat dari uji parsial dengan tingkat signifikansi 5 persen, variabel upah menunjukkan gagal tolak H₀ yang artinya tidak memiliki pengaruh yang cukup terhadap variabel pengeluaran namun jika tingkat signifikansi 10 persen maka variabel upah menghasilkan keputusan tolak H₀ yang artinya memiliki pengaruh yang cukup terhadap variabel pengeluaran. Sementara itu, variabel IKK menunjukkan tolak H₀ pada tingkat signifikansi 5 persen yang artinya variabel IKK memiliki cukup pengaruh terhadap variabel pengeluaran. Nilai koefisien determinasi (R²) sebesar 0,7666 menunjukkan bahwa variabel upah dan IKK mampu menjelaskan variabel pengeluaran per kapita sebesar 76,66 persen, sedangkan sisanya sebesar 23,34 persen dijelaskan oleh faktor lain di luar model.

5) Interpretasi

Sebelum melakukan interpretasi koefisien regresi, penting untuk melihat karakteristik efek individu yang terbentuk pada model *Fixed Effect*. Efek individu mencerminkan perbedaan karakteristik tetap antar kabupaten/kota yang tidak dapat diamati secara langsung, namun memengaruhi tingkat pengeluaran per kapita. Perbedaan tersebut dapat berasal dari kondisi geografis, struktur ekonomi daerah, maupun akses terhadap infrastruktur. Nilai efek individu yang

diperoleh dari model FEM FGLS untuk masing-masing kabupaten/kota di Provinsi NTT ditunjukkan pada Gambar 7.



Gambar 7. Efek individu kabupaten/kota di Provinsi NTT (BPS, diolah)

Pada Gambar 7. Dapat dilihat efek individu yang diperoleh dari output aplikasi R, Kota Kupang memiliki nilai efek individu tertinggi, sedangkan Kabupaten Malaka memiliki nilai efek individu terendah. Dalam konteks FEM, efek individu mencerminkan karakteristik khas masing-masing kabupaten/kota yang tidak terobservasi secara langsung, tetapi turut memengaruhi tingkat pengeluaran per kapita.

Tingginya efek individu Kota Kupang diduga berkaitan dengan perannya sebagai ibu kota Provinsi Nusa Tenggara Timur yang menjadi pusat pemerintahan, perdagangan, jasa, pendidikan, kesehatan dan transportasi. Konsentrasi aktivitas ekonomi yang relatif lebih tinggi dibandingkan wilayah lain berpotensi mendorong peningkatan konsumsi rumah tangga dan pengeluaran per kapita. Selain itu, keberadaan berbagai fasilitas ekonomi dan pelayanan publik menyebabkan perputaran barang dan jasa di Kota Kupang berlangsung lebih intensif dibandingkan sebagian besar kabupaten lainnya. Seperti yang termuat dalam publikasi BPS Kota Kupang, pengeluaran konsumsi didominasi oleh bukan makanan sebesar 55,4 persen.

Sebaliknya, rendahnya efek individu Kabupaten Malaka diduga berkaitan dengan struktur perekonomian yang masih didominasi oleh sektor primer, terutama pertanian. Karakteristik wilayah yang relatif lebih agraris serta keterbatasan aktivitas ekonomi dapat menyebabkan tingkat konsumsi dan pengeluaran rumah tangga tumbuh lebih lambat dibandingkan wilayah perkotaan. Seperti yang termuat dalam publikasi BPS Kabupaten Malaka, pengeluaran konsumsi didominasi oleh makanan sebesar 56,1 persen. Kondisi tersebut tercermin pada nilai efek individu yang lebih rendah dibandingkan daerah lainnya di Provinsi Nusa Tenggara Timur.

Temuan ini mengindikasikan bahwa faktor-faktor khas daerah yang tidak terukur secara langsung dalam model, seperti tingkat urbanisasi, ketersediaan infrastruktur ekonomi, akses terhadap pasar, serta konsentrasi kegiatan perdagangan dan jasa, berpotensi memengaruhi variasi pengeluaran per kapita antar kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur.

Model pada Kabupaten Malaka yaitu:

$$\ln_pengeluaran_{it} = 18.41 + 0.09 \ln_upah_{it} - 1.39 \ln_ikk_{it} \quad (10)$$

Model pada Kota Kupang yaitu:

$$\ln_pengeluaran_{it} = 19.15 + 0.09 \ln_upah_{it} - 1.39 \ln_ikk_{it} \quad (11)$$

Dilihat pada model, Pengeluaran per kapita akan meningkat sebesar 0,09 persen untuk kenaikan 1 persen upah pada tingkat signifikansi 10 persen dengan variabel lain dianggap konstan. Nilai elastisitas yang kecil menunjukkan bahwa pengeluaran rumah tangga relatif tidak responsif terhadap perubahan upah. Hal ini mengindikasikan bahwa sebagian besar rumah tangga masih berada pada tingkat konsumsi kebutuhan dasar sehingga tambahan pendapatan tidak sepenuhnya digunakan untuk meningkatkan konsumsi. Selain itu, ketika nilai IKK naik sebesar 1 persen akan menurunkan pengeluaran per kapita sebesar 1,39 persen dengan variabel lain dianggap konstan. Nilai elastisitas yang lebih besar dari satu menunjukkan bahwa perubahan IKK sangat memengaruhi kemampuan konsumsi rumah tangga. Hal ini mengindikasikan bahwa faktor harga menjadi kendala utama dalam meningkatkan kesejahteraan masyarakat di Provinsi NTT.

Hubungan upah dengan pengeluaran per kapita dalam penelitian ini sejalan dengan penelitian Hidayat et al. (2024) dan penelitian Saputri & Imaningsih (2025) dengan hasil Upah minimum berpengaruh positif dan signifikan terhadap pengeluaran konsumsi namun memiliki pengaruh yang kecil pada model dibanding variabel lainnya. Hal ini karena pengeluaran per kapita lebih dipengaruhi oleh perubahan harga yang tercermin dalam IKK. Selain itu, periode pandemi 2020–2021 menyebabkan penurunan upah, namun rumah tangga tetap melakukan pengeluaran untuk memenuhi kebutuhan dasar, serta mengingat pekerja di NTT didominasi sektor informal, kenaikan Upah Minimum Provinsi (UMP) mungkin tidak berdampak langsung pada mayoritas pekerja informal, sehingga hubungan antara upah dan pengeluaran per kapita menjadi lemah.

Sementara itu, IKK memiliki hubungan negatif yang dominan dalam model pengeluaran per kapita. Hal ini sejalan dengan penelitian Iswahyudi & Imaningsih, (2025) dan penelitian Hidayat et al. (2024) yang menghasilkan IKK atau inflasi berpengaruh negatif dan signifikan. Hasil penelitian ini sesuai dengan hipotesis awal yaitu daya beli masyarakat akan meningkat karena menurunnya

harga barang dan jasa sehingga meningkatkan pengeluaran konsumsi, dan berlaku sebaliknya.

Secara keseluruhan, hasil penelitian menunjukkan bahwa pengeluaran rumah tangga di Provinsi NTT lebih sensitif terhadap perubahan harga dibandingkan perubahan pendapatan. Kondisi ini mengindikasikan bahwa masyarakat masih berada pada tingkat kesejahteraan rendah sehingga kenaikan harga langsung mengurangi konsumsi, sedangkan kenaikan pendapatan belum sepenuhnya meningkatkan pengeluaran.

4. Simpulan dan Saran

Berdasarkan hasil penelitian mengenai pengaruh upah dan IKK terhadap pengeluaran per kapita menggunakan pendekatan *Fixed Effect Model* (FEM) dengan estimasi *Feasible Generalized Least Square* (FGLS) periode 2019–2024, diperoleh beberapa kesimpulan penting. Secara parsial, variabel upah berpengaruh positif namun tidak signifikan terhadap pengeluaran per kapita pada tingkat signifikan 5 persen tetapi signifikan pada 10 persen secara statistik. Koefisien positif menunjukkan bahwa peningkatan upah cenderung diikuti oleh peningkatan pengeluaran per kapita. Hal ini mengindikasikan bahwa perubahan upah belum mampu mendorong perubahan pengeluaran secara nyata. Kondisi tersebut dapat disebabkan oleh karakteristik konsumsi rumah tangga yang lebih berorientasi pada pemenuhan kebutuhan dasar sehingga perubahan pendapatan tidak langsung meningkatkan pengeluaran. Selain itu, pada periode penelitian terdapat masa pandemi COVID-19 pada tahun 2020–2021 yang menyebabkan penurunan upah di beberapa wilayah, namun pengeluaran per kapita tetap mengalami peningkatan. Hal ini menunjukkan bahwa rumah tangga tetap melakukan konsumsi dengan memanfaatkan sumber pendapatan lain seperti tabungan, bantuan pemerintah, maupun dukungan dari keluarga sehingga hubungan antara upah dan pengeluaran per kapita menjadi lemah.

Sementara itu, IKK berpengaruh negatif dan signifikan terhadap pengeluaran per kapita. Koefisien negatif menunjukkan bahwa semakin tinggi nilai IKK maka pengeluaran per kapita cenderung menurun. Hasil ini mengindikasikan bahwa harga barang dan jasa di suatu wilayah memiliki peranan penting dalam menentukan besarnya pengeluaran masyarakat. Wilayah dengan IKK tinggi umumnya memiliki biaya distribusi, transportasi, dan harga kebutuhan pokok yang lebih mahal sehingga daya beli masyarakat menjadi lebih rendah. Akibatnya, masyarakat cenderung membatasi pengeluaran yang dilakukan. Secara simultan, variabel upah dan IKK berpengaruh signifikan terhadap pengeluaran per kapita. Hal ini menunjukkan bahwa kedua variabel tersebut secara bersama-sama mampu menjelaskan variasi pengeluaran per kapita selama periode penelitian. Namun demikian, hasil penelitian menunjukkan bahwa faktor harga yang tercermin melalui IKK memiliki pengaruh yang lebih dominan dibandingkan dengan faktor pendapatan.

Berdasarkan kesimpulan tersebut, beberapa saran dapat diberikan. Bagi pemerintah daerah, diperlukan kebijakan yang dapat menjaga stabilitas harga barang dan jasa, khususnya di wilayah dengan nilai IKK tinggi. Upaya yang dapat dilakukan antara lain meningkatkan infrastruktur transportasi, memperlancar distribusi barang, serta mengurangi biaya logistik agar harga kebutuhan pokok lebih terjangkau. Selain itu, pemerintah juga perlu memperhatikan kebijakan peningkatan upah yang diikuti dengan pengendalian inflasi agar kenaikan pendapatan benar-benar dapat meningkatkan daya beli masyarakat. Bagi peneliti selanjutnya, disarankan untuk menambahkan variabel lain yang diduga mempengaruhi pengeluaran per kapita seperti tingkat kemiskinan, inflasi, bantuan sosial, atau tingkat pengangguran agar model yang dihasilkan lebih komprehensif. Penelitian selanjutnya juga dapat menggunakan periode waktu yang lebih panjang atau pendekatan metode lain untuk memperoleh hasil yang lebih robust. Dengan demikian, diharapkan penelitian selanjutnya dapat memberikan gambaran yang lebih lengkap mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi pengeluaran per kapita masyarakat.

Ethics approval

Seluruh prosedur dalam penelitian ini telah sesuai dengan prinsip-prinsip serta etika publisitas.

Competing interests/conflict of interest

Penulis menyatakan tidak memiliki konflik kepentingan terkait penelitian ini.

Daftar Pustaka

- [1] Badan Pusat Statistik. (2025). Pengeluaran Untuk Konsumsi Penduduk Indonesia Maret 2025.
- [2] Badan Pusat Statistik Nusa Tenggara Timur. (2025a). Indeks Kemahalan Konstruksi Provinsi Nusa Tenggara Timur 2025.
- [3] Badan Pusat Statistik Nusa Tenggara Timur. (2025b). Indikator Kesejahteraan Rakyat Provinsi Nusa Tenggara Timur 2025.
- [4] Badan Pusat Statistik Kabupaten Kupang. (2025). Kota Kupang Dalam Angka 2025.
- [5] Badan Pusat Statistik Kabupaten Malaka. (2025). Kabupaten Malaka Dalam Angka 2025.
- [6] Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (third). John Wiley & Sons, Ltd.

- [7] Deaton, A. (2018). *The Analysis of Household Surveys A Microeconomic Approach to Development Policy Reissue Edition with a New Preface (Reissue)*. world bank group. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1331-3>
- [8] Greene, W. H. . (2012). *Econometric analysis*. Prentice Hall.
- [9] Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics (Fourth)*. The McGraw-Hill.
- [10] Hidayat, S. A., Prodi, R. H., Pembangunan, E., Ekonomi, F., & Bisnis, D. (2024). Pengaruh Inflasi, Upah Minimum dan Jumlah Penerima BLT terhadap Pengeluaran Konsumsi Perkapita di 7 Kota Jawa Barat Tahun 2018-2022. *Economics Studies*. <https://doi.org/10.29313/bcses.v4i1.ID.10925>
- [11] Iskar, Muh., Rahim, M., & Saranani, F. (2024). Pengaruh Pendapatan Perkapita dan Upah Minimum Terhadap Pengeluaran Konsumsi Rumah Tangga Kota Kendari. *Jurnal Progres Ekonomi Pembangunan (JPEP)*.
- [12] Iswahyudi, A. N., & Imaningsih, N. (2025). Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Rasio Ketergantungan, dan Indeks Kemahalan Konstruksi Terhadap Kemiskinan di Kabupaten Tambrau. *Jambura Economic Education*. <https://doi.org/https://doi.org/10.37479/jeej.v7i1.25746>
- [13] Saputri, N. V. A., & Imaningsih, N. (2025). Analisis Pengaruh Inflasi, Upah Minimum, Dan Tingkat Kemiskinan Terhadap Pengeluaran Konsumsi Rumah Tangga Di Provinsi Jawa Tengah. *Jurnal Ekuilnomi*, 7(3), 822–832. <https://doi.org/10.36985/7zj4g892>
- [14] Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2012). *Economic Development (11th ed.)*. Pearson Education.
- [15] Widiputera, F., Rahayu, W., & Suryadi, S. (2024). Evaluating Education Cost Indices in Indonesia: A Comparative Analysis of Construction Cost Index and Purchasing Power Parity Using Empirical Methods. *International Conference on Education Innovation and Social Science*.
- [16] World Bank. (2005). *Introduction To Poverty Analysis*.