

Artikel : [Akses terbuka/Open Access](#)

Analisis Ketimpangan Pembangunan Antarkabupaten/Kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur Tahun 2021-2024

Sitasi : Mbura & Ginting. 2025, JSTAR 5(1), 21-35.

Kronologi naskah.

Submit : 17 Maret 2025

Revisi : 9 Mei 2025

Diterima : 19 Mei 2025



Lembaga yang independen, Terpercaya
dan Berperan Aktif dalam Mendukung
Perumusan Kebijakan Berbasis Data



PEMBANGUNAN ZONA INTEGRITAS

ANALISIS KETIMPANGAN PEMBANGUNAN ANTARKABUPATEN/KOTA DI PROVINSI NUSA TENGGARA TIMUR TAHUN 2021-2024

Chandra Rinaldy Mbura¹, Christian Putra Ginting²

¹Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Timur, Indonesia

²Badan Pusat Statistik Kabupaten Bintan, Indonesia

✉korespondensi penulis: chandra.mbura@bps.go.id, christian.ginting@bps.go.id.

Abstract

One of the key missions outlined in the Asta Cita of Indonesia's President and Vice President is achieving equitable development. However, Nusa Tenggara Timur (NTT) remains a province facing significant challenges in this regard. This study analyzes development inequality across regencies and municipalities in NTT from 2021 to 2024, using the Bonet index as a measure of regional disparity. Descriptive analysis, based on variance and mean values of the Bonet index, shows a tendency toward increasing inequality during the period. Additionally, boxplot analysis reveals that Kupang Municipality consistently stands as an outlier, indicating its development level is significantly higher than that of other districts in NTT. Panel data regression analysis shows that variables such as the Human Development Index (HDI), Open Unemployment Rate (TPT), and the growth rate of the primary sector have a positive and significant impact on regional disparity, while capital expenditure does not significantly affect regional disparity. Based on these findings, it is recommended that the NTT provincial government prioritize equitable human development, targeted unemployment reduction, economic diversification, and optimize capital expenditure for the purpose of balanced regional development.

Keyword: *Regional Disparity, Bonet index, Panel Data Regression, Nusa Tenggara Timur.*

1. Pendahuluan

Pembangunan di Indonesia, sebagai sebuah negara kepulauan dengan keragaman geografis dan sosial budaya yang luas, menghadapi tantangan kompleks dalam mewujudkan keadilan dan pemerataan pembangunan di seluruh wilayahnya. Salah satu isu krusial yang terus menjadi perhatian adalah ketimpangan pembangunan

antarwilayah, di mana beberapa wilayah mengalami kemajuan pesat sementara wilayah lain tertinggal. Ketimpangan ini tidak hanya mencerminkan perbedaan dalam infrastruktur dan ekonomi, tetapi juga dalam akses terhadap layanan dasar seperti pendidikan dan kesehatan, yang pada gilirannya dapat memperdalam kesenjangan sosial yang mana bertentangan dengan misi keempat dan

keenam Asta Cita Presiden dan Wakil Presiden Republik Indonesia yang bertujuan memperkuat pembangunan sumber daya manusia (SDM) serta upaya membangun dari desa dan dari bawah untuk pemerataan ekonomi dan pemberantasan kemiskinan.

Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT), dengan karakteristik wilayahnya yang terdiri dari pulau-pulau dan kondisi geografis yang menantang dan beragam, merupakan salah satu wilayah di Indonesia yang menghadapi persoalan ketimpangan pembangunan yang signifikan. Data dan indikator pembangunan menunjukkan adanya disparitas yang mencolok antarkabupaten/kota di Provinsi NTT dalam berbagai aspek. Salah satu aspek yang mencerminkan kondisi ketimpangan pembangunan tersebut adalah aspek pembangunan manusia. Angka indeks pembangunan manusia (IPM) Kota Kupang tahun 2024 yang dirilis oleh Badan Pusat Statistik Provinsi NTT adalah sebesar 83.21. Angka tersebut jauh di atas angka IPM 21 kabupaten lainnya yang berada pada rentang 62.06 hingga 72.24.

Kondisi ketimpangan pembangunan antarwilayah ini apabila melebar dari waktu ke waktu dapat menimbulkan berbagai persoalan. Quintana dan Royuela (2017) dalam penelitian mereka menemukan bahwa disparitas pembangunan antarwilayah yang tinggi membawa efek negatif bagi pertumbuhan ekonomi jangka panjang serta dapat memicu peningkatan kesenjangan sosial dan ketidakstabilan

politik. Ketimpangan pembangunan di beberapa daerah bahkan dapat memicu sentimen kedaerahan yang sangat kuat, sehingga berujung pada munculnya gerakan separatis (Putra, 2020).

Identifikasi penyebab ketimpangan pembangunan antarwilayah perlu dilakukan untuk merumuskan kebijakan pembangunan yang tepat dan efektif, mengingat banyaknya dampak buruk yang dapat ditimbulkan dari ketimpangan tersebut. Sjafrizal (2008) mengemukakan bahwa faktor-faktor seperti ketersediaan sumber daya alam, dinamika demografi, arus barang dan jasa, konsentrasi ekonomi, serta alokasi dana pembangunan berperan krusial dalam menciptakan ketimpangan pembangunan antarwilayah.

Kajian-kajian terdahulu telah mengidentifikasi dan mengkaji ketimpangan pembangunan serta faktor-faktor yang menjadi pemicunya. Muhammadinah (2023) menganalisis pengaruh variabel IPM dan tingkat kemiskinan terhadap ketimpangan di Pulau Sulawesi. Dari penelitiannya ditemukan bahwa variabel IPM berpengaruh signifikan dan negatif terhadap ketimpangan di Pulau Sulawesi, namun variabel kemiskinan tidak berpengaruh signifikan. Penelitian lain yang dilakukan oleh Kurniasih (2017) menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi di Indonesia memicu polarisasi pendapatan yang cukup tajam di tingkat provinsi. Namun, efek positif dari pertumbuhan tersebut belum terlihat pada peningkatan kesempatan kerja atau perbaikan taraf

hidup masyarakat. Menariknya, walaupun penyerapan tenaga kerja tidak serta-merta meningkatkan kesejahteraan, hal ini justru memperburuk kesenjangan ekonomi. Selain itu, hasil penelitian Alfiansyah dan Budyanra (2019) yang menggunakan pendekatan regresi data panel, menemukan bahwa tingginya tingkat melek huruf (AMH) dan besarnya alokasi dana umum (DAU) berasosiasi negatif terhadap ketimpangan antarwilayah. Sebaliknya, meningkatnya pendapatan asli daerah (PAD), belanja modal, dan tingkat pengangguran terbuka (TPT) cenderung memperlebar kesenjangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT. Terakhir Acheampong *dkk* (2023) dalam penelitiannya menemukan bahwa sumber daya alam terungkap mengurangi ketimpangan pendapatan di negara-negara Afrika Barat dan Selatan, namun meningkatkan ketimpangan pendapatan di Afrika Timur. Sementara itu di Afrika Tengah, sumber daya alam tidak berpengaruh signifikan terhadap ketimpangan pendapatan.

Merujuk pada identifikasi masalah serta berbagai penelitian relevan yang telah diuraikan, penelitian ini dilakukan untuk menganalisis gambaran umum ketimpangan pembangunan yang terjadi antarkabupaten/kota di Provinsi NTT selama periode 2021-2024. Penelitian ini juga bertujuan untuk mengidentifikasi variabel-variabel yang memengaruhi ketimpangan

pembangunan tersebut di wilayah yang sama selama periode yang sama.

2. Metodologi

Bahan dan Sumber Data

Periode tahun 2021 hingga 2024 menjadi fokus analisis dalam penelitian ini, dengan data sekunder sebagai sumber utamanya. Data untuk variabel-variabel penelitian ini bersumber dari Badan Pusat Statistik Provinsi NTT dan portal data sistem informasi keuangan daerah (SIKD). Variabel dependen yang digunakan dalam penelitian ini adalah indeks Bonet, yaitu ukuran perbedaan pembangunan antarwilayah dengan menggunakan konsep produk domestik regional bruto (PDRB) per kapita relatif (Bonet, 2006). Indeks ini dihitung menggunakan rumus berikut:

$$IJB_{i,t} = \left| \frac{PDRBP_{i,t}}{PDRBP_{prov,t}} - 1 \right| \quad (1)$$

di mana $IJB_{i,t}$ merupakan indeks Bonet di kabupaten ke- i pada periode waktu ke- t , $PDRBP_{i,t}$ merupakan PDRB per kapita di kabupaten ke- i pada periode waktu ke- t , dan $PDRBP_{prov,t}$ merupakan PDRB per kapita provinsi pada periode waktu ke- t . Selanjutnya variabel independen yang digunakan pada penelitian didasarkan pada teori ketimpangan pembangunan antarwilayah yang dikemukakan oleh Sjafrizal (2008). Variabel yang dimaksud antara lain belanja modal pemerintah daerah sebagai proksi dari faktor alokasi dana pembangunan, TPT

dan IPM sebagai proksi dari faktor kondisi demografis, serta pertumbuhan sektor primer sebagai proksi dari faktor sumber daya alam. Dalam penelitian ini variabel belanja modal pemerintah daerah dilakukan transformasi dengan menghitung nilai logaritma natural dari variabel tersebut. Transformasi ini dilakukan sebagai bentuk standarisasi karena perbedaan level nilai belanja modal pemerintah daerah yang jauh lebih besar dibandingkan dengan level nilai variabel-variabel lainnya.

Metode Analisis Data

Pendekatan analitis dalam studi ini terdiri dari analisis deskriptif dan inferensial. Analisis deskriptif dilakukan menggunakan ukuran-ukuran statistik dan *boxplot* yang bermanfaat dalam mengidentifikasi distribusi data, median, dan *outlier* (Lee & Park, 2024), sementara itu analisis inferensial pada penelitian ini mengandalkan metode regresi data panel.

Analisis Regresi Data Panel

Regresi data panel digunakan dalam penelitian ini untuk menganalisis pengaruh variabel-variabel independen terhadap variabel dependen. Signifikansi hasil pengujian statistik dalam analisis ini ditetapkan pada level 0.05 atau 5 persen.

Tahap pertama dalam regresi data panel adalah melakukan spesifikasi model dan melakukan estimasi model dengan tiga teknik estimasi. Tiga teknik estimasi yang dimaksudkan yakni

common effect model (CEM), *fixed effect model* (FEM) dan *random effect model* (REM) yang selanjutnya diikuti dengan pemilihan model terbaik (Baltagi, 2005). Proses seleksi model terbaik melibatkan serangkaian pengujian komparatif antara CEM dan FEM menggunakan Uji Chow, antara CEM dan REM melalui Uji Breusch Pagan-Lagrange Multiplier (Uji BP-LM), serta antara FEM dan REM dengan Uji Hausman. Formulasi ketiga uji ini adalah sebagai berikut:

Uji Chow

Hipotesis dalam Uji Chow dinyatakan sebagai berikut:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = \alpha \text{ (CEM lebih baik)}$$

$$H_1 : \text{setidaknya terdapat satu } \alpha_i \neq \alpha \text{ (FEM lebih baik)}$$

Interpretasi Uji Chow melibatkan perbandingan nilai statistiknya dengan distribusi F. Jika nilai statistik uji lebih besar dari F tabel atau nilai peluang lebih kecil dari 0.05, maka H_0 ditolak dan disimpulkan bahwa FEM akan menghasilkan estimasi yang lebih baik dibanding CEM.

Uji Hausman

Selanjutnya, uji Hausman dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : E(U_{it}/X_{it}) = 0 \text{ (REM lebih baik)}$$

$$H_1 : E(U_{it}/X_{it}) \neq 0 \text{ (FEM lebih baik)}$$

Interpretasi Uji Hausman melibatkan perbandingan nilai statistiknya dengan distribusi *chi-square*. Jika nilai statistik uji

lebih besar dari *chi-square* tabel atau nilai peluang lebih kecil dari 0.05, maka H_0 ditolak dan kesimpulan yang diambil adalah FEM akan menghasilkan estimasi yang lebih baik dibanding REM.

Uji BP-LM

Uji BP-LM dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \sigma^2_u = 0$ (CEM lebih baik)

$H_1 : \sigma^2_u \neq 0$ (REM lebih baik)

Interpretasi Uji BP-LM melibatkan perbandingan nilai statistiknya dengan distribusi *chi-square*. Jika nilai statistik uji lebih besar dari *chi-square* tabel atau nilai peluang lebih kecil dari 0.05, maka H_0 ditolak dan kesimpulan yang diambil adalah REM akan menghasilkan estimasi yang lebih baik dibanding CEM.

Proses berikutnya setelah mendapatkan model terbaik adalah melakukan serangkaian uji asumsi klasik. Apabila CEM terpilih sebagai model terbaik maka metode estimasi yang digunakan adalah *ordinary least square* (OLS). Sementara jika REM terpilih sebagai model terbaik maka metode estimasi yang digunakan adalah *generalized least square* (GLS). Apabila FEM terpilih sebagai model terbaik maka struktur matriks varians-kovarian residual perlu dilakukan uji homoskedastisitas (Uji *Lagrange Multiplier*) dan *cross sectional correlation*. Jika struktur matriks varians-kovarian residual teridentifikasi heteroskedastis, analisis berlanjut dengan pengujian untuk mendeteksi ada

tidaknya korelasi *cross-sectional correlation*. Jika tidak terdeteksi adanya *cross sectional correlation* maka metode estimasi yang digunakan adalah *generalized least square* (GLS) dengan *cross section weight*. Namun jika terdeteksi adanya *cross sectional correlation* maka metode estimasi yang digunakan adalah *feasible generalized least square* (FGLS) atau *seemingly unrelated regression* (SUR), dengan fokus pemeriksaan asumsi hanya pada normalitas dan nonmultikolinearitas. Pengujian asumsi klasik tersebut dijabarkan sebagai berikut:

Uji Normalitas

Syarat asumsi normalitas adalah residual estimator berdistribusi normal dengan rata-rata 0 dan varians σ^2 . Hipotesis dari uji normalitas adalah:

$H_0 : \varepsilon_{(i,t)} \sim N(0, \sigma^2)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1 : \varepsilon_{(i,t)} \not\sim N(0, \sigma^2)$ (residual tidak berdistribusi normal)

Jarque-Bera (JB) merupakan statistik uji yang dipakai untuk menguji normalitas. Hasil penghitungan statistik uji JB diharapkan memberikan nilai *probability value* (*p-value*) lebih besar dari tingkat signifikansi 0.05 sehingga dapat memberi keputusan gagal tolak H_0 yang artinya komponen residual berdistribusi normal.

Uji Multikolinearitas

Tujuan dari Uji Multikolinearitas adalah untuk mendeteksi keberadaan

korelasi yang kuat atau sempurna antarvariabel independen dalam sebuah model regresi. Salah satu metode untuk melakukan pengujian ini adalah dengan membentuk matriks korelasi yang memperlihatkan hubungan antarvariabel independen dalam model tersebut. Jika tidak terdapat nilai korelasi antarvariabel independen yang lebih dari 0.8 maka asumsi ini terpenuhi.

Uji Homoskedastisitas

Pengujian ini memanfaatkan uji *Lagrange Multiplier*. Hipotesis dari pengujian ini menurut Greene (2012) adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \begin{bmatrix} \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix} (N \times N)$$

(Struktur varians-kovarian residual bersifat homoskedastis)

$$H_1 : \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sigma_N^2 \end{bmatrix} (N \times N)$$

(Struktur varians-kovarian residual bersifat heteroskedastis)

Statistik uji yang digunakan yaitu:

$$\lambda_{LM} = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left[\frac{\sigma_i^2}{\sigma^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_{(N-1)} \quad (2)$$

dengan λ_{LM} merupakan statistik uji LM, T merupakan jumlah unit waktu, N merupakan jumlah unit *cross section*, σ_i^2 merupakan varians residual persamaan ke-i pada FEM, dan σ^2 merupakan varians residual FEM. Apabila nilai statistik uji $\lambda_{LM} > \chi^2_{(N-1)}$ maka struktur varians-kovarian residual bersifat heteroskedastis.

Uji Cross Sectional Correlation

Apabila struktur matriks varians-kovarian bersifat heteroskedastis, maka selanjutnya perlu dilakukan uji *cross-sectional correlation*. Uji ini bertujuan untuk mendeteksi ada tidaknya korelasi antarunit observasi. Hipotesis nul dari uji ini adalah tidak terdapat korelasi antarunit observasi, sementara hipotesis alternatifnya adalah terdapat korelasi antarunit observasi. Statistik uji yang digunakan adalah *Lagrange Multiplier* (LM) dengan tingkat signifikansi sebesar 0.05. Apabila tidak terdapat korelasi antarunit observasi maka metode estimasi yang digunakan adalah *generalized least square* (GLS) dengan *cross-section weight*. Sedangkan apabila terdapat korelasi antarunit observasi, maka metode estimasi yang digunakan adalah *feasible generalized least square* (FGLS) atau *seemingly unrelated regression* (SUR).

Apabila setelah dilakukan pengecekan asumsi klasik terdeteksi adanya pelanggaran, maka proses selanjutnya adalah kembali pada tahapan pemilihan model regresi data panel terbaik. Namun, sebelum itu, transformasi data dan respesifikasi model perlu dilakukan terlebih dahulu dengan maksud untuk memperbaiki pelanggaran asumsi klasik tersebut. Jika seluruh asumsi telah terpenuhi, maka tahapan berikutnya adalah melakukan evaluasi keberartian model yang meliputi koefisien determinasi (*Adjusted R²*), uji signifikansi secara simultan maupun parsial, dan diakhiri dengan

interpretasi model.

3. Hasil dan Pembahasan

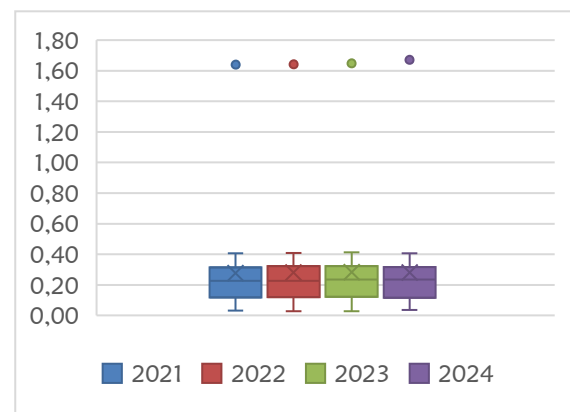
Pembangunan kabupaten/kota yang dilakukan di Provinsi NTT tahun 2021-2024 menunjukkan perkembangan yang berbeda-beda dan cenderung meningkatkan disparitas antarwilayah. Hasil perhitungan indeks Bonet yang menjadi gambaran kondisi disparitas di provinsi ini dapat dilihat pada Tabel 1. Nilai indeks Bonet Kota Kupang pada tahun 2021-2024 berada pada kisaran 1.64 hingga 1.67. Sementara itu nilai indeks Bonet dari kabupaten-kabupaten yang lain cenderung mendekati nol dengan rentang dari 0,03 hingga 0,41. Nilai yang mendekati nol ini mencerminkan tingkat pembangunan yang relatif lebih homogen di antara kabupaten-kabupaten tersebut, namun juga menunjukkan adanya kesenjangan yang mencolok dibandingkan dengan Kota Kupang

Tabel 1. Nilai Indeks Bonet menurut kabupaten/kota Provinsi NTT tahun 2021-2024

Kabupaten/Kota	2021	2022	2023	2024
Sumba Barat	0,20	0,20	0,21	0,20
Sumba Timur	0,26	0,25	0,24	0,24
Kupang	0,05	0,05	0,05	0,07
TTS	0,13	0,13	0,13	0,12
TTU	0,22	0,22	0,23	0,23
Belu	0,03	0,03	0,03	0,04
Alor	0,28	0,29	0,29	0,27
Lembata	0,32	0,33	0,34	0,35
Flores Timur	0,07	0,08	0,09	0,09
Sikka	0,21	0,20	0,20	0,18
Ende	0,13	0,14	0,15	0,15

Kabupaten/Kota	2021	2022	2023	2024
Ngada	0,04	0,04	0,04	0,06
Manggarai	0,26	0,27	0,28	0,27
Rote Ndao	0,10	0,09	0,08	0,05
Manggarai Barat	0,33	0,32	0,32	0,31
Sumba Tengah	0,31	0,32	0,33	0,32
SBD	0,39	0,39	0,39	0,38
Nagekeo	0,29	0,30	0,30	0,30
Manggarai Timur	0,41	0,41	0,41	0,41
Sabu Raijua	0,22	0,22	0,24	0,25
Malaka	0,23	0,23	0,22	0,20
Kota Kupang	1,64	1,64	1,65	1,67

Hasil analisis menggunakan *boxplot* yang dapat dilihat pada Gambar 1 menunjukkan bahwa nilai indeks Bonet Kota Kupang yang merupakan ibu kota Provinsi NTT, selalu menjadi *outlier* pada tahun 2021-2024. Kondisi ini menunjukkan bahwa tingkat pembangunan di Kota Kupang sudah berada jauh di atas tingkat pembangunan Provinsi NTT. Sementara itu kabupaten-kabupaten lain masih memiliki tingkat pembangunan yang cenderung sama secara relatif terhadap Provinsi NTT.



Gambar 1. *Boxplot* Indeks Bonet kabupaten/kota di Provinsi NTT tahun 2021-2024

Berdasarkan nilai statistik pada Tabel 2, dapat dilihat bahwa varians dari nilai indeks Bonet terus meningkat dari tahun 2021-2024. Tren dari *mean* dan *range* indeks Bonet pun menunjukkan adanya peningkatan dari tahun 2021-2024 yang artinya disparitas pembangunan antarkabupaten/kota cenderung melebar selama periode tersebut. Hal ini mengindikasikan terjadinya peningkatan disparitas pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT selama periode waktu tersebut.

Tabel 2. Statistik nilai Indeks Bonet kabupaten/kota di Provinsi NTT tahun 2021-2024

Statistik	2021	2022	2023	2024
Varians	0.1002	0.1000	0.1011	0.1034
Max	1.6408	1.6411	1.6488	1.6703
Mean	0.2777	0.2804	0.2828	0.2800
Median	0.2266	0.2265	0.2347	0.2342
Min	0.0316	0.0274	0.0280	0.0367
Range	1.6092	1.6137	1.6208	1.6336

Selanjutnya analisis inferensial berupa analisis regresi data panel diawali dengan melakukan pemilihan model terbaik. Uji pertama yang dilakukan adalah Uji Chow.

Tabel 3. Hasil Uji Chow

Uji	Statistik	d.f.	Peluang
<i>Cross-section F</i>	2219.91	(21,62)	0.00
<i>Cross-section Chi Square</i>	582.91	21	0.00

Nilai peluang atau *p-value* dari uji Chow pada Tabel 3 adalah sebesar 0.00 yang berarti lebih kecil dari tingkat

signifikansi 0.05. Dengan demikian diputuskan tolak H_0 dan kesimpulan yang diambil yaitu pada tingkat signifikansi 0.05 dapat dinyatakan bahwa FEM lebih baik dari pada CEM.

Tabel 4. Hasil Uji Hausman

Uji	Statistik	d.f.	Peluang
<i>Cross-section Random</i>	20.19	4	0.00

Selanjutnya dilakukan uji Hausman untuk membandingkan antara REM dengan FEM. Berdasarkan hasil uji Hausman yang dapat dilihat pada Tabel 4, nilai *p-value* dari uji ini adalah sebesar 0.00 yang berarti lebih kecil dari tingkat signifikansi 0.05. Dengan demikian diputuskan tolak H_0 dan kesimpulan yang diambil yaitu pada tingkat signifikansi 0.05 dapat dinyatakan bahwa FEM lebih baik dari pada REM.

Hasil uji Chow maupun Uji Hausman menunjukkan bahwa FEM lebih baik dibandingkan 2 model lainnya. Dengan demikian Uji *Lagrange Multiplier* tidak perlu dilakukan. Kesimpulannya FEM adalah model regresi data panel terbaik yang digunakan untuk menjawab tujuan dari penelitian ini.

Langkah selanjutnya setelah FEM terpilih sebagai model terbaik adalah melaksanakan pengujian asumsi klasik. Tujuan dari pengujian ini adalah untuk menghasilkan model regresi yang sesuai dengan kriteria *Best Linear Unbiased Estimator* (Kuncoro, 2013). Adapun pengujian yang dilakukan meliputi asumsi normalitas, non-

multikolinearitas dan homoskedastisitas.

Tabel 5. Hasil Uji Normalitas

Uji Jarque-Berra	Peluang	Kesimpulan
4.77	0.09	Normal

Asumsi pertama yang diuji adalah asumsi normalitas. Berdasarkan hasil pengujian normalitas yang dapat dilihat pada Tabel 5, nilai *p-value* dari uji ini adalah 0.09 atau lebih besar dari 0.05. Dengan demikian diputuskan gagal tolak H_0 dan kesimpulan yang diambil adalah komponen residual berdistribusi normal.

Tabel 6. Korelasi Antarvariabel Independen

	LNBM	TPT	IPM	PRIM
LNBM	1.00	0.02	-0.10	0.15
TPT	0.02	1.00	0.60	-0.36
IPM	-0.10	0.60	1.00	1.00
PRIM	0.15	0.15	0.02	-0.36

Asumsi selanjutnya yang perlu dilakukan pengujian adalah nonmultikolinearitas. Uji ini dilakukan dengan mencari nilai korelasi antarvariabel independen. Nilai mutlak korelasi antarvariabel independen pada Tabel 6 menunjukkan tidak terdapat korelasi yang lebih dari 0.8 sehingga tidak terdapat *perfect multicollinearity*. Oleh sebab itu dapat disimpulkan bahwa asumsi nonmultikolinearitas telah terpenuhi.

Asumsi selanjutnya yang diuji adalah homoskedastisitas. Hasil pengujian asumsi menunjukkan nilai statistik *Lagrange Multiplier* sebesar 29.01. Karena nilai ini melebihi batas kritis *chi-square* tabel yaitu 9.49, maka keputusan yang diambil adalah tolak H_0 sehingga disimpulkan bahwa struktur varians-kovarian residual bersifat heteroskedastis.

Tabel 7. Hasil Uji *Cross-Sectional Correlation*

Uji	Statistik	d.f.	Peluang
Breusch Pagan-LM	417.11	231	0.00

Struktur matriks varians-kovarian yang bersifat heteroskedastis menunjukkan perlunya dilakukan uji *cross-sectional correlation*. Berdasarkan hasil uji *cross-sectional correlation* yang dapat dilihat pada Tabel 7, nilai *p-value* dari uji ini adalah 0.00 atau lebih kecil dari 0.05 sehingga diputuskan tolak H_0 dan kesimpulan yang diambil adalah terdapat korelasi antarunit observasi. Dengan demikian metode estimasi yang digunakan adalah FGLS atau SUR.

Tabel 8. Hasil Estimasi Parameter

Variabel	Koef	Std. Error	t-stat	Peluang
C	0.0897	0.04	2.09	0.04
LNBM	-0.0000	0.00	-0.02	0.98
IPM	0.0026	0.00	4.27	0.00

Variabel	Koef	Std. Error	t-stat	Peluang
TPT	0.0023	0.00	4.17	0.00
PRIM	0.0016	0.00	4.20	0.00
<i>F-stat</i>		3557.27		
<i>Prob</i>		0.00		
<i>Adj. R²</i>		0.99		

Berdasarkan pemilihan model terbaik dan uji asumsi klasik yang telah dijelaskan sebelumnya, maka model terbaik yang mampu menjelaskan determinan ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT Tahun 2021-2024 adalah FEM dengan persamaan sebagai berikut:

$$IJB_{it} = 0.0897 - 0.0000Ln(BM)_{it} + 0.0026IPM_{it} + 0.0023TPT_{it} + 0.0016PRIM_{it} \quad (3)$$

Koefisien determinasi (*adjusted R²*) dari model ini mencapai 99.99 persen yang berarti bahwa variabilitas dari indeks Bonet Kabupaten/Kota di Provinsi NTT Tahun 2021-2024 mampu digambarkan oleh variabel belanja modal pemerintah daerah, IPM, TPT dan laju pertumbuhan sektor primer sebesar 99.99 persen, sisanya dijelaskan oleh variabel lain yang tidak ada dalam model. Nilai koefisien determinasi yang tinggi ini mengindikasikan bahwa model sudah layak untuk diinterpretasikan.

Selanjutnya hasil uji simultan menunjukkan nilai *p-value* dari F-

Statistik adalah sebesar 0.00 di mana lebih kecil dari tingkat signifikansi 0.05. Dengan demikian H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa setidaknya terdapat satu variabel independen yang berpengaruh signifikan terhadap indeks Bonet di Provinsi NTT Tahun 2021-2024.

Pengaruh belanja modal pemerintah daerah

Berdasarkan model terbaik yang terpilih, dapat diketahui bahwa variabel belanja modal pemerintah daerah tidak berpengaruh signifikan terhadap ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT. Hal ini dapat dilihat dari nilai *p-value* dari uji t pada Tabel 8 yaitu sebesar 0.98 atau lebih besar dari tingkat signifikansi 0.05. Tidak signifikannya pengaruh variabel belanja modal pemerintah daerah ini dapat disebabkan oleh beberapa faktor. Pertama, kegagalan belanja modal pemerintah daerah dalam mereduksi ketimpangan seringkali berakar pada mekanisme desentralisasi fiskal yang tidak diimbangi dengan kebijakan redistribusi yang tepat. Tanpa dukungan atau intervensi yang memadai dari pemerintah pusat, daerah-daerah dengan kondisi fiskal yang lemah cenderung mengalami stagnasi ekonomi (Sanogo, 2019). Selain itu, alokasi belanja modal cenderung lebih banyak terserap di wilayah perkotaan daripada di daerah terbelakang, sehingga dampak belanja modal tersebut terhadap pemerataan pembangunan menjadi minimal (Siburian, 2021).

Pengaruh IPM

Selanjutnya berdasarkan model terbaik pada Tabel 8 dapat diketahui bahwa variabel IPM berpengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan pembangunan. Hal ini dapat dilihat dari nilai *p-value* dari uji t pada Tabel yaitu sebesar 0.00 atau lebih kecil dari tingkat signifikansi 0.05. Nilai *slope* dari variabel IPM ini adalah 0.0026 yang artinya setiap kenaikan 1 poin nilai IPM juga akan meningkatkan ketimpangan sebesar 0.0026 poin selama variabel lain konstan. Hasil ini sejalan dengan penelitian *Octavia dkk* (2024) yang menemukan bahwa peningkatan IPM justru meningkatkan ketimpangan antarwilayah. Peningkatan kualitas sumber daya manusia seharusnya mendorong produktivitas dan kesejahteraan masyarakat. Namun peningkatan ini tidak merata. Daerah yang menjadi pusat ekonomi seperti Kota Kupang lebih diuntungkan karena akses terhadap pendidikan, pekerjaan, dan layanan kesehatan yang lebih baik. Sebaliknya kabupaten-kabupaten lain mengalami keterbatasan akses, yang menyebabkan kondisi ketimpangan semakin lebar.

Pengaruh TPT

Pada Tabel 8, dari model yang terbentuk dapat diketahui bahwa variabel TPT berpengaruh positif dan signifikan terhadap variabel ketimpangan pembangunan. Hal ini dapat dilihat dari nilai *p-value* dari uji t pada Tabel yaitu sebesar 0.00 atau lebih kecil dari tingkat signifikansi 0.05. Nilai

slope dari variabel TPT ini adalah 0.0023 yang artinya setiap kenaikan 1 poin nilai TPT akan meningkatkan ketimpangan sebesar 0.0023 poin selama variabel lain konstan. Hasil ini sejalan dengan penelitian Sinik dan Robertus (2023) yang menemukan bahwa peningkatan tingkat pengangguran akan berdampak pada peningkatan ketimpangan antarwilayah di Provinsi Banten. Tingkat pengangguran yang tinggi memiliki dampak signifikan dalam memperparah ketimpangan pembangunan antarwilayah. Tingkat pengangguran yang tinggi memainkan peran penting dalam memperparah ketimpangan pembangunan antarwilayah. Ini terutama disebabkan oleh distribusi industri yang tidak merata, yang menyebabkan perbedaan signifikan dalam ketersediaan lapangan kerja antarwilayah.

Selain itu, terbatasnya kemampuan pekerja untuk berpindah ke wilayah dengan peluang kerja yang lebih baik juga memperkuat kesenjangan ini. Wilayah dengan tingkat pengangguran yang tinggi cenderung kurang menarik investasi dan mengalami hambatan dalam pembangunan infrastruktur, yang pada akhirnya menghambat pertumbuhan ekonomi. Terakhir, perbedaan dalam kualitas pendidikan dan pelatihan keterampilan antarwilayah menciptakan ketidaksetaraan dalam tenaga kerja, yang semakin memperlebar kesenjangan antarwilayah.

Pengaruh laju pertumbuhan sektor primer

Variabel laju pertumbuhan sektor primer juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan pembangunan di Provinsi NTT. Hal ini dapat dilihat dari nilai *p-value* dari uji t pada Tabel 8 yaitu sebesar 0.00 atau lebih kecil dari tingkat signifikansi 0.05. Nilai *slope* dari variabel laju pertumbuhan sektor primer ini adalah 0.0016 yang artinya setiap kenaikan 1 poin nilai laju pertumbuhan sektor primer akan meningkatkan ketimpangan pembangunan sebesar 0.0016 poin selama variabel lain konstan. Hasil ini sejalan dengan penelitian Azizah dan Suhartini (2021) yang menemukan sektor pertanian berpengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan pembangunan antardaerah di Provinsi Jawa Barat.

Penelitian lain yang dilakukan oleh Mantulangi dan Akib (2022) pun menemukan hal serupa, di mana peningkatan peran sektor primer dalam perekonomian justru turut memperparah ketimpangan pendapatan regional di Pulau Sulawesi. Temuan penelitian ini menjadi indikasi bahwa potensi sumber daya alam antarkabupaten/kota untuk pengembangan sektor primer berbeda-beda dan peran sektor primer cenderung lebih menonjol di wilayah-wilayah tertentu saja, terutama di daerah pedesaan atau yang terletak jauh dari pusat perkotaan dengan produktivitas yang masih cenderung rendah.

4. Simpulan dan Saran

Hasil analisis deskriptif pada penelitian ini menunjukkan bahwa ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT selama tahun 2021-2024 cenderung melebar. Hal ini ditandai dengan semakin besarnya varians dan *mean* dari nilai indeks Bonet kabupaten/kota. Nilai indeks Bonet tertinggi selalu berasal dari Kota Kupang yang menunjukkan bahwa tingkat pembangunan di Kota Kupang sudah berada jauh di atas kabupaten lainnya di Provinsi NTT.

Adapun hasil regresi data panel menunjukkan variabel IPM, TPT dan laju pertumbuhan sektor primer berpengaruh positif dan signifikan terhadap ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur pada periode 2021-2024 baik secara simultan maupun parsial. Sementara itu variabel belanja modal pemerintah daerah tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota di Provinsi NTT.

Berdasarkan temuan tersebut, beberapa saran dapat dipertimbangkan oleh Pemerintah Provinsi NTT untuk mengatasi ketimpangan pembangunan antarkabupaten/kota. Pertama, fokus pada pemerataan pembangunan manusia dengan memastikan peningkatan IPM diiringi pemerataan akses dan kualitas layanan pendidikan, kesehatan, dan infrastruktur dasar. Kedua, pengendalian TPT perlu dilakukan melalui program pelatihan

keterampilan dan penciptaan lapangan kerja, terutama di wilayah dengan tingkat pengangguran tinggi. Ketiga, diversifikasi ekonomi dengan mengurangi ketergantungan pada sektor primer dan mendorong pengembangan sektor ekonomi lain yang inklusif dan berkelanjutan. Keempat, optimalisasi belanja modal pemerintah daerah dengan memastikan belanja modal diarahkan pada pembangunan infrastruktur dan layanan dasar yang merata, serta memberikan dampak langsung pada kesejahteraan masyarakat.

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan, terutama dalam hal cakupan variabel yang dianalisis dan metode yang digunakan. Oleh karena itu, penelitian selanjutnya dapat berfokus pada penyempurnaan aspek-aspek tersebut. Dari aspek variabel, penelitian selanjutnya akan lebih baik untuk dilakukan pemisahan variabel belanja modal, misalnya pemisahan belanja modal bidang infrastruktur, dan belanja modal bidang pendidikan. Hal ini untuk melihat bidang atau sektor mana dari belanja modal yang memiliki berpengaruh terhadap ketimpangan pembangunan. Selain itu, sebagai upaya pengembangan metodologi, penelitian selanjutnya dianjurkan untuk mengeksplorasi penggunaan model regresi spasial guna mengintegrasikan aspek efek spasial.

Daftar Pustaka

Acheampong, A.O., Dzator, J.,

Abunyewah, M. et al. Sub-Saharan Africa's Tragedy: Resource Curse, Democracy and Income Inequality. *Soc Indic Res* 168, 471–509 (2023). <https://doi.org/10.1007/s11205-023-03137-2>

Alfiansyah, H., & Budyanra, B. (2020). Analisis ketimpangan pembangunan Antarkabupaten/Kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur tahun 2013-2017. *Seminar Nasional Official Statistics*, 2019(1), 424-429. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2019i1.26>

Azizah, R., & Suhartini, A. M. (2021). Pengaruh Sektor Industri, Sektor Pertanian, Dan Sumber Daya Manusia Terhadap Ketimpangan Pembangunan Di Jawa Barat Tahun 2015-2019. *Seminar Nasional Official Statistics*, 2021(1), 743-752. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2021i1.1026>

Baltagi, Badi H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data Third Edition*. Chichester: John Wiley & Sons.

Bonet, J. (2006). Fiscal decentralization and regional income disparities: evidence from the Colombian experience. *The Annals of Regional Science*, 40(3), 661–676. <https://doi.org/10.1007/s00168-006-0060-z>

BPS Provinsi NTT. (2023). *Indeks Pembangunan Manusia (IPM) Tahun 2023*. BPS Provinsi NTT.

BPS Provinsi NTT. (2024). *Indeks*

- Pembangunan Manusia (IPM) Tahun 2024*. BPS Provinsi NTT.
- Castells-Quintana, D., & Royuela, V. (2017). Tracking positive and negative effects of inequality on long-run growth. *Empirical Economics*, *53*, 1349–1378. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1197-y>
- DJPK. (2025). Portal Sistem Informasi Keuangan Daerah. Diakses pada 17 Februari 2025 melalui tautan <https://djpk.kemenkeu.go.id/portal/data/apbd>
- Greene, William H. (2012). *Econometric Analysis Seventh Edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- Kuncoro, Mudrajad. (2013). *Metode Riset untuk Bisnis dan Ekonomi Edisi 4*. Jakarta: Erlangga.
- Kurniasih, E. P. (2017). Effect of economic growth on income inequality, labor absorption, and welfare. *Economic Journal of Emerging Markets*, *9*(2), 181–188. <https://doi.org/10.20885/ejem.vol9.iss2.art7>
- Lee, K.-M., & Park, C.-W. (2024). High-Precision Analysis Using μ PMU Data for Smart Substations. *Energies*, *17*(19), 4907. <https://doi.org/10.3390/en17194907>
- Mantulangi, Wahyu & Akib, Fitri Hadi Yulia. (2022). The effect of primary, secondary, and tertiary economic structures on income inequality in Sulawesi. *European Journal of Research Development and Sustainability*, *3*(7), 57-61.
- Muhammadinah, M. (2023). Ketimpangan Pembangunan di Pulau Sulawesi. *Jurnal Riset Ilmu Ekonomi*, *3*(2), 64–75. <https://doi.org/10.23969/jrie.v3i2.57>
- Octavia, E.C., Frimansyah. A.A., Fatmala.R.D., Aisa.S.N., Ma'ruf.A., Hamzah.A.F., (2024). The Nexus of Economic Growth, Human Development Index, and Unemployment to Income Inequality in East Java. *Global Economic, Social, and Development Review*, *28*(2), 1-11.
- Putra, Windhu. (2020). Penerapan Beberapa Teori Ekonomi Pembangunan di Indonesia Edisi 1. Depok: Rajawali Pers, 2020
- Sanogo, Tiangboho. (2019). Does fiscal decentralization enhance citizens' access to public services and reduce poverty? Evidence from Côte d'Ivoire municipalities in a conflict setting. *World Development*, *113*(C), 204-221. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.09.008>
- Siburian, Matondang Elsa. (2021). Fiscal Decentralization, Regional Income Inequality, and the Provision of Local Public Goods: Evidence from Indonesia. *Journal of Economic Development*, *46*(4), 87-103.
- Sinik, F. H. S., & Robertus, M. H. (2023). Pengaruh Pertumbuhan Ekonomi, Pengangguran, Investasi, dan Dana Alokasi Umum (DAU) terhadap

Ketimpangan Wilayah di Provinsi
Banten Tahun 2005-
2021. *Diponegoro Journal of
Economics*, 12(4), 59-
71. <https://doi.org/10.14710/djoe.41>

863

Sjafrizal. (2008). *Ekonomi Regional Teori
dan Aplikasi*. Sumatera Barat:
Baduose Media.