E-Jurnal Matematika Vol. 15(4), November 2026, pp. 223-233 ISSN: 2303-1751
DOI: https://doi.org/10.24843/MTK.2026.v15.i04.p525

GEOGRAPHICALLY WEIGHTED PANEL REGRESSION PADA PEMODELAN KASUS STUNTING DI NUSA TENGGARA TIMUR

Adina Nur Halimah Sanwani[1§], Ni Luh Putu Suciptawati[2], I Gusti Ayu Made Srinadi[3]

[1]Program Studi Matematika, FMIPA, Universitas Udayana [Email: 2208541033.sanwani@student.unud.ac.id]
[2]Program Studi Matematika, FMIPA, Universitas Udayana [Email: suciptawati@unud.ac.id]
[3]Program Studi Matematika, FMIPA, Universitas Udayana [Email: srinadi@unud.ac.id]
[§]*Corresponding Author*

ABSTRACT

Stunting is a chronic nutritional condition in children under five, characterized by height-for-age below the standard and associated with long-term impacts on human resource quality. The percentage of stunted toddlers in East Nusa Tenggara Province remains high, exhibiting spatial disparities and temporal fluctuations. This study aims to model and identify the factors influencing the percentage of stunted infants in East Nusa Tenggara Province from 2021–2024 using geographically weighted panel regression (GWPR) method. The dataset consists of secondary panel data compiled from the Ministry of Health and BPS-Statistics of East Nusa Tenggara Province, covering indicators across the health, social, economic, and environmental domains. Estimation was carried out through GWPR paired with an adaptive bisquare kernel weighting function. The resulting model demonstrates strong capacity to account for spatial heterogeneity in explaining toddler stunting rates, returning an R^2 *value of* 93.51% *and an AIC of* 267.77890. *Analysis further yielded 15 regional groupings, each shaped by the variables found to be significant within individual regencies and cities. Variables confirmed to exert a significant influence on stunting rates include exclusive breastfeeding, vitamin A supplementation, infant and young child feeding, complete basic immunization, women's average years of schooling, prevalence of undernourishment, and poor population.*

Keywords: *Stunting, Panel Data Regression, Heterogeneity, GWPR, East Nusa Tenggara*

1. PENDAHULUAN

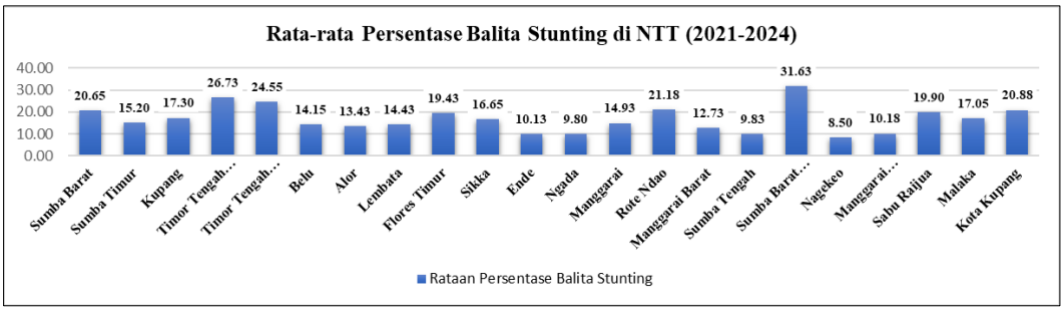
Dalam mengkaji hubungan antarvariabel, regresi data panel menjadi metode yang mengintegrasikan dua dimensi sekaligus, yakni dimensi *cross section* dan dimensi *time series*, sehingga kedua aspek tersebut dapat dianalisis secara simultan (Baltagi, 2021). Metode ini memiliki beberapa kelebihan, yaitu mampu memberikan variasi data yang lebih besar dengan kolinearitas yang lebih rendah, mengontrol heterogenitas individu yang tidak teramati, dan memungkinkan analisis dinamika perubahan antarwaktu maupun antarwilayah (Gujarati & Porter, 2009). Meski demikian, terdapat asumsi mendasar yang melekat pada regresi data panel, yaitu keterkaitan antarvariabel dianggap homogen dan berlaku sama pada setiap unit amatan yang diteliti. Padahal dalam berbagai penelitian, hubungan antarvariabel tersebut dapat berbeda antaramatan akibat adanya pengaruh lokasi. Perbedaan karakteristik dan kondisi geografis antaramatan dapat menimbulkan heterogenitas spasial (Caraka & Yasin, 2017b). Sebagai solusi atas asumsi homogenitas tersebut, muncullah metode *geographically weighted panel regression* (GWPR), yang dibangun melalui integrasi antara pendekatan *geographically weighted regression* (GWR) dan regresi data panel. GWPR menggabungkan dimensi spasial dan temporal dalam satu kerangka analisis, sehingga variasi pengaruh variabel independen dapat diamati baik antarwilayah maupun sepanjang periode waktu tertentu; kombinasi ini pada akhirnya menghasilkan gambaran yang lebih utuh terhadap fenomena yang diteliti (Yu, 2010).

Berbagai penelitian menunjukkan bahwa GWPR efektif dalam menangani heterogenitas spasial dengan mengakomodasi dinamika temporal. Pada kasus Demam Berdarah *Dengue*

(DBD) di Provinsi Kalimantan Timur tahun 2018–2020, Raihani et al. (2023) menemukan bahwa model GWPR mampu menjelaskan heterogenitas spasial secara baik, dengan bukti nilai R^2 mencapai 95,33%. Adapun, Asnita et al. (2024) dalam kajiannya terhadap prevalensi stunting di Indonesia, menunjukkan bahwa model *fixed effect* GWPR yang menggunakan pembobot *adaptive bisquare kernel* juga mampu menjelaskan variasi spasial-temporal dengan baik, ditandai terbentuknya enam kelompok berdasarkan variabel signifikan masing-masing wilayah. Temuan-temuan tersebut membuktikan bahwa metode GWPR efektif dalam menggambarkan heterogenitas spasial dan dinamika temporal.

Salah satu fenomena kesehatan masyarakat di Indonesia yang memiliki heterogenitas spasial dan dinamika temporal yang kuat adalah stunting. Berdasarkan hasil pengukuran panjang atau tinggi badan menurut umur (PB/U atau TB/U), seorang anak dikategorikan mengalami stunting apabila hasilnya berada pada kategori pendek atau sangat pendek (Dinas Kesehatan Nusa Tenggara Timur, 2024). Data Profil Kesehatan Indonesia mencatat bahwa selama kurun empat tahun terakhir, persentase balita stunting di tingkat nasional terus mengalami penurunan, dari 9,5% pada tahun 2021 hingga mencapai 6,8% pada tahun 2024 (Kementerian Kesehatan RI, 2025). Namun demikian, perbaikan tersebut belum menempatkan stunting keluar dari daftar prioritas penanganan gizi nasional, mengingat isu ini juga selaras dengan tujuan kedua *Sustainable Development Goals* (SDGs) terkait pengakhiran kelaparan dan berbagai bentuk malnutrisi (Fitri et al., 2022). Sebagai kondisi yang berdampak jangka panjang, stunting dapat menurunkan fungsi kognitif serta produktivitas anak ketika dewasa, sekaligus meningkatkan kerentanan terhadap penyakit tidak menular; kondisi tersebut pada gilirannya berisiko menimbulkan kerugian sosial dan ekonomi, baik pada level individu maupun negara (UNICEF; Kementerian Kesehatan, 2023).

Berbeda dengan kondisi nasional, persentase balita stunting di NTT menunjukkan adanya fluktuasi dalam empat tahun terakhir, yaitu dari 20,9% pada tahun 2021, kemudian turun menjadi 17,7% pada tahun 2022, 15,2% pada tahun 2023, dan meningkat kembali menjadi 16,9% pada tahun 2024 (Dinas Kesehatan Nusa Tenggara Timur, 2024). Angka tersebut berada pada lebih dari dua hingga hampir tiga kali lipat dibandingkan dengan persentase nasional. Kesenjangan ini menunjukkan bahwa kondisi gizi anak di NTT masih tertinggal jauh dari rata-rata nasional, sehingga kasus stunting di NTT belum sepenuhnya terkendali.



Gambar 1. Rerata Balita Stunting di NTT

Berdasarkan Gambar 1, terlihat bahwa kasus stunting di NTT menunjukkan adanya ketimpangan yang mencolok antarwilayah. Rata-rata persentase balita stunting tertinggi tercatat di Kabupaten Sumba Barat Daya sebesar 31,63%, sedangkan persentase terendah tercatat di Kabupaten Nagekeo sebesar 8,50%. Variasi yang besar antarwilayah tersebut mengindikasikan adanya heterogenitas spasial, yaitu kondisi di mana hubungan antara faktor-faktor yang memengaruhi stunting dan persentase stunting berbeda di setiap wilayah.

Secara umum, faktor-faktor yang berkontribusi terhadap stunting dapat dibedakan menjadi faktor langsung, yang terkait dengan asupan gizi dan kesehatan anak, serta faktor tidak langsung, yang bersumber dari kondisi sosial ekonomi dan lingkungan sekitar. Sejumlah faktor tersebut, menurut Kementerian Kesehatan, antara lain berupa pemberian ASI eksklusif, tingkat pendidikan ibu, kondisi ekonomi, hingga sanitasi lingkungan (Kementerian Kesehatan RI, 2022).

Variasi persentase balita stunting yang cukup besar antarwilayah di Provinsi NTT dengan fluktuasi dari tahun ke tahun menunjukkan adanya heterogenitas spasial dan dinamika temporal. Karena setiap wilayah memiliki karakteristik yang berbeda, pengaruh faktor-faktor tersebut terhadap stunting berpotensi bervariasi, baik antarwilayah maupun antarwaktu. Berdasarkan kondisi tersebut, penelitian ini menerapkan penggunaan metode GWPR dengan data panel kabupaten/kota di NTT periode 2021–2024 sebagai dasar untuk memodelkan persentase balita stunting serta mengidentifikasi faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadapnya. Berbeda dari Asnita et al. (2024), penelitian ini berfokus pada tingkat kabupate/kota di NTT dengan memperluas variabel penelitian. Penelitian ini diharapkan dapat mengindentifikasi variasi pengaruh faktor-faktor tersebut antarwilayah sebagai bahan pertimbangan dalam penanganan stunting sesuai karakteristik masing-masing wilayah.

2. METODE PENELITIAN

Data sekunder yang digunakan dalam penelitian ini diperoleh dari publikasi resmi Dinas Kesehatan dan Badan Pusat Statistik Provinsi Nusa Tenggara Timur, kemudian disusun dalam struktur data panel dengan 22 kabupaten/kota sebagai unit *cross section* dan rentang tahun 2021 hingga 2024 sebagai unit *time series*. Struktur tersebut menghasilkan total 88 amatan penelitian, yang terdiri atas satu variabel dependen dan delapan variabel independen yang tercantum pada Tabel 1.

Tabel 1. Data dan Variabel Penelitian

Variabel	Variabel	Satuan	Skala
$Y_{i,t}$	Persentase Balita Stunting	Persen	Rasio
$X_{1,i,t}$	ASI Eksklusif	Persen	Rasio
$X_{2,i,t}$	Pemberian Vitamin A	Persen	Rasio
$X_{3,i,t}$	Baduta diberi Makanan	Persen	Rasio
$X_{4,i,t}$	Imunisasi Dasar Lengkap (IDL)	Persen	Rasio
$X_{5,i,t}$	Rata-rata Lama Sekolah Perempuan (RLSP)	Tahun	Rasio
$X_{6,i,t}$	Prevalensi Ketidakcukupan Konsumsi Pangan	Persen	Rasio
$X_{7,i,t}$	Sanitasi Layak	Persen	Rasio
$X_{8,i,t}$	Penduduk Miskin	Ribu Jiwa	Rasio

Adapun analisis data dalam penelitian ini dilakukan menggunakan metode GWPR yang diproses melalui perangkat lunak RStudio versi 4.4.2, dengan tahapan sebagai berikut:

1. Data penelitian dianalisis secara deskriptif menggunakan statistik deskriptif.
2. Melakukan estimasi parameter regresi data panel dengan menggunakan CEM, FEM, dan REM.
3. Melakukan pemilihan model panel terbaik
   a. Uji Chow dilakukan untuk mengetahui ada tidaknya perbedaan intersep antarunit *cross section* dalam data panel. Berikut statistik uji Chow yang diterapkan dalam penelitian ini (Baltagi, 2021):

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

Keterangan:
RSS_{CEM}: *residual sum of squares* hasil estimasi CEM
RSS_{FEM}: *residual sum of squares* hasil estimasi FEM
N : banyaknya unit *cross section*
T : banyaknya unit *time series*
K : banyaknya variabel independen dalam model

   b. Uji Hausman dilakukan untuk mengetahui ada tidaknya korelasi antara *error* dengan satu atau lebih variabel independen. Berikut statistik uji Hausman yang diterapkan dalam penelitian ini (Baltagi, 2021):

$$\chi^2_{hitung} = \left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right)^T \left(var\left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right)\right)^{-1} \left(\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}\right) \quad (2)$$

dengan $\hat{\beta}_{FEM}$ merupakan vektor parameter *slope* hasil estimasi FEM, dan $\hat{\beta}_{REM}$ merupakan vektor parameter *slope* hasil estimasi REM.

4. Melakukan uji asumsi klasik pada model regresi panel terbaik.
   a. Melakukan pengujian multikolinearitas untuk mendeteksi korelasi linier yang tinggi antarvariabel independen dalam model regresi. Pengujian dilakukan dengan *variance inflation factor* (VIF), yang dinyatakan melalui persamaan berikut:
   $$VIF = \frac{1}{(1 - R_k^2)} \quad (3)$$
   dengan R_k^2 merupakan koefisien determintasi variabel bebas ke$-k$.
   b. Melakukan pengujian uji autokorelasi dengan Uji Breusch-Godfrey untuk melihat ada atau tidaknya hubungan antara residual pada suatu periode dengan residual pada periode. Berikut ini statistik uji Breusch-Godfrey yang diterapkan dalam penelitian ini (Gujarati & Porter, 2009):
   $$BG = (n - p)R^2 \sim \chi^2(p) \quad (4)$$
   dengan n merupakan jumlah observasi yang telah dikurangi lag, p merupakan orde autokorelasi, dan R^2 merupakan koefisien determinasi dari regresi bantu (*auxiliary regression*).
   c. Melakukan pengujian heteroskedastisitas dengan uji Breusch-Pagan untuk mendeteksi konstan atau tidak konstannya varians *error* untuk seluruh observasi. Adapun statistik uji Breusch-Pagan sebagai berikut:
   $$BP = \left(\frac{1}{2}\right) f^T Z (Z^T Z)^{-1} Z^T f \quad (5)$$
   dimana Z merupakan matriks variabel independen yang telah dinormalisasi untuk setiap pengamatan dengan ukuran sebesar $NT \times (k + 1)$.
5. Jika hasil uji menunjukkan tidak adanya heteroskedastisitas, maka analisis selesai pada tahap regresi data panel. Sebaliknya, jika terdeteksi adanya heteroskedastisitas, maka hal tersebut menunjukkan adanya efek heterogenitas spasial, sehingga analisis dilanjutkan menggunakan metode GWPR.
6. Melakukan transformasi data menggunakan within transformation jika model regresi data panel yang terpilih adalah FEM.
7. Menghitung jarak Euclidean antarkabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur. Secara matematis, jarak Euclidean dirumuskan sebagai berikut (Caraka & Yasin, 2017a):
   $$d_{ij} = \sqrt{(u_i - u_j)^2 + (v_i - v_j)^2} \quad (6)$$
   dengan $u_{i,j}$ merupakan koordinat bujur (*longitude*), dan $v_{i,j}$ merupakan koordinat lintang (*latitude*).
8. Menentukan *bandwidth* optimum berdasarkan kriteria *cross validation* (CV) minimum. Adapun rumus CV dinyatakan sebagai berikut (Fotheringham et al., 2002):
   $$CV = \sum_{i=1}^{n} \left(Y_i - \hat{Y}_{\neq i}(h)\right)^2 \quad (7)$$
   Keterangan:
   Y_i : nilai variabel dependen pada pengamatan ke$-i$
   $\hat{Y}_{\neq i}$: penduga estimasi Y_i yang diperoleh dari model tanpa menggunakan pengamatan ke$-i$ dalam proses estimasi
   h : *bandwidth*
9. Menentukan matriks pembobot spasial menggunakan fungsi *adaptive bisquare kernel*, yang dirumuskan sebagai berikut.
   $$w_{ij} = \begin{cases} \left[1 - \left(\frac{d_{ij}}{h_i}\right)^2\right]^2 ; \text{untuk } d_{ij} \leq h_i \\ 0 \quad ; \text{untuk lainnya} \end{cases} \quad (8)$$
10. Melakukan estimasi parameter model GWPR menggunakan pendekatan WLS. Adapun bentuk estimator parameternya adalah sebagai berikut:
    $$\hat{\beta}(u_{it}, v_{it}) = \left(\ddot{X}^T W(u_{it}, v_{it}) \ddot{X}\right)^{-1} \ddot{X}^T W(u_{it}, v_{it}) \ddot{Y} \quad (9)$$
11. Melakukan uji kesesuaian model GWPR dan uji signifikansi parameter model GWPR.
    a. Pengujian kesesuaian model GWPR dilakukan untuk mengetahui apakah model GWPR mampu memberikan tingkat kesesuaian yang lebih unggul dibandingkan model regresi data panel. Statistik uji yang digunakan adalah (Caraka & Yasin, 2017a):
    $$F_{hitung} = \frac{RSS_{RDP}/df_1}{RSS_{GWPR}/df_2} \quad (10)$$
    Keterangan:
    RSS_{RDP} : *residual sum of squares* model regresi data panel
    RSS_{GWPR}: *residual sum of squares* model regresi GWPR
    b. Pengujian signifikansi parameter model GWPR dilakukan untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh signifikan variabel independen terhadap variabel dependen

pada masing-masing lokasi ke$-i$ dan waktu ke$-t$. Berikut ini statistik uji t yang digunakan dalam pengujian tersebut (Caraka & Yasin, 2017a):

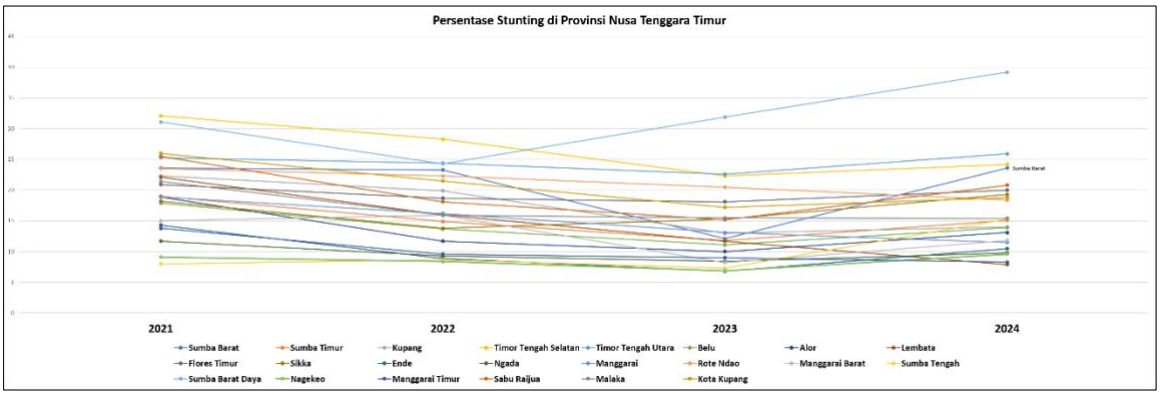
$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}_k(u_{it}, v_{it})}{\hat{\sigma}\sqrt{C_{kk}}} \quad (11)$$

dengan C_{kk} merupakan elemen diagonal ke$-k$ dari matriks $C_{it}{C_{it}}^T$

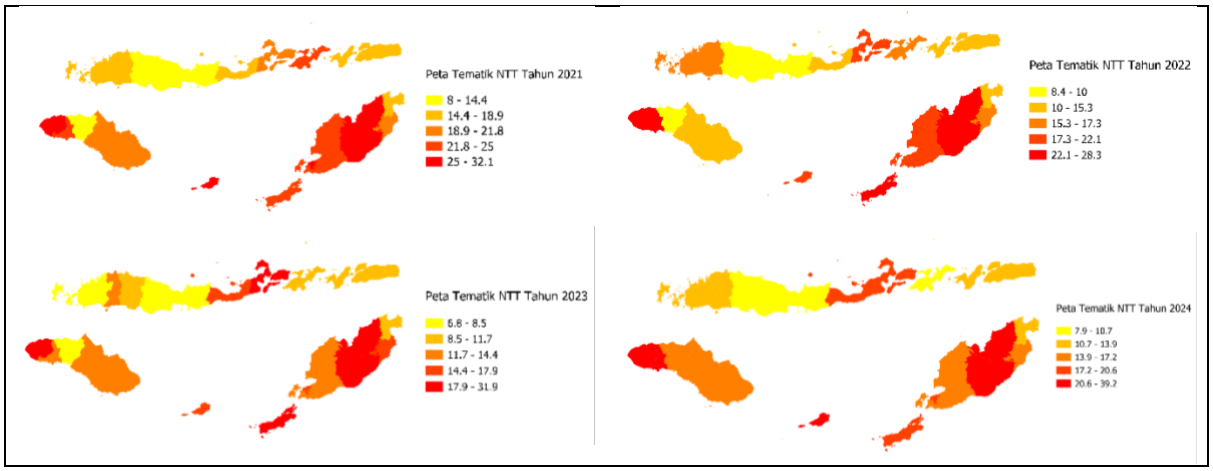
12. Interpretasi hasil.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1 Analisis Deskriptif



Gambar 2. Persentase Balita Stunting di NTT Tahun 2021–2024
Sumber: Data diolah, 2026



Gambar 3. Peta Tematik Balita Stunting di NTT Tahun 2021 – 2024
Sumber: Data diolah, 2026

Selama periode 2021–2024, tren persentase balita stunting di Provinsi Nusa Tenggara Timur (NTT) menunjukkan adanya pola yang bervariasi, baik dilihat dari perbedaan antarwilayah maupun perubahan dari waktu ke waktu. Berdasarkan Gambar 2, terlihat bahwa sebagian besar kabupaten/kota mengalami fluktuasi selama periode pengamatan. Pada tahun 2022 dan 2023, banyak wilayah yang mengalami penurunan persentase balita stunting dibandingkan dengan tahun 2021. Namun, pada tahun 2024 sebagian besar wilayah kembali mengalami peningkatan. Pola ini menunjukkan bahwa penurunan kasus stunting di NTT belum sepenuhnya stabil. Selain itu, peta tematik pada Gambar 3 menunjukkan adanya variasi spasial persentase balita stunting antar kabupaten/kota. Dibandingkan kabupaten/kota lainnya, angka stunting di Timor Tengah Utara, Timor Tengah Selatan, dan Sumba Barat Daya secara konsisten berada pada level yang lebih tinggi. Sebaliknya, Ngada, Nagekeo, dan Manggarai Timur menunjukkan persentase yang relatif lebih rendah dibandingkan kabupaten/kota lainnya. Perbedaan ini mengindikasikan adanya perbedaan karakteristik sosial, ekonomi, dan

kondisi geografis antarwilayah di NTT.

Salah satu perubahan yang cukup mencolok terjadi di Kabupaten Sumba Barat. Setelah sempat turun cukup signifikan dari 22,3% pada tahun 2022 menjadi 12,1% pada tahun 2023, angka di wilayah ini kembali naik menjadi 23,6% pada tahun 2024. Kondisi tersebut diduga berkaitan dengan karakteristik iklim Kabupaten Sumba Barat yang relatif kering dengan periode musim hujan yang lebih singkat dibandingkan musim kemarau. Kondisi tersebut dapat memengaruhi ketersediaan air dan produksi pangan masyarakat, sehingga berpotensi meningkatkan ketidakcukupan pangan rumah tangga dan memengaruhi pemenuhan gizi anak.

3.2 Estimasi Model Regresi Data Panel

a. *Common Effect Model* (CEM)

Estimasi CEM menghasilkan persamaan regresi sebagai berikut:

$$Y_{it} = 38{,}062 - 0{,}114X_{1it} - 0{,}088X_{2it} - 0{,}038X_{3it} - 0{,}116X_{4it} - 0{,}476X_{5it} + 0{,}394X_{6it} - 0{,}021X_{7it} + 0{,}091X_{8it} + u_{it}$$

b. *Fixed Effect Model* (FEM)

Setiap unit *cross section* pada model *fixed effect* memiliki nilai intersep (α_i) yang tidak sama satu sama lain. Pada artikel ini, contoh estimasi FEM ditunjukkan pada Kabupaten Sumba Barat:

$$Y_{it} = -2{,}901 - 0{,}072X_{1it} + 0{,}119X_{2it} - 0{,}009X_{3it} - 0{,}093X_{4it} + 0{,}682_{5it} - 0{,}091X_{6it} + 0{,}047X_{7it} + 0{,}491X_{8it} + u_{it}$$

c. *Random Effect Model* (REM)

Perbedaan karakteristik antarunit *cross section* dimodelkan sebagai komponen galat acak (ε_i) dalam model *random effect*. Pada artikel ini, contoh estimasi REM ditunjukkan pada Kabupaten Sumba Barat:

$$Y_{it} = 16{,}482 - 0{,}086X_{1it} + 0{,}086X_{2it} - 0{,}014X_{3it} - 0{,}108X_{4it} - 0{,}112X_{5it} + 0{,}027X_{6it} + 0{,}004X_{7it} + 0{,}113X_{8it} + u_{it} + 5{,}701$$

3.3 Pemilihan Model Regresi Data Panel

Uji Chow, mengacu pada persamaan (1), dan uji Hausman, mengacu pada persamaan (2), digunakan untuk menentukan model regresi data panel yang sesuai. Hasil dari kedua pengujian tersebut ditampilkan pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Uji Chow dan Uji Hausman

Uji	p_{value}	Keputusan
Chow	$2{,}788 \times 10^{-11}$	Tolak H_0
Hausman	0,01059	Tolak H_0

Nilai *p-value* dari uji Chow dan uji Hausman pada Tabel 2 tercatat kurang dari 0,05, yang mengindikasikan bahwa terdapat perbedaan intersep antar unit *cross section* dan korelasi antara *error* dengan satu atau lebih variabel independen, sehingga FEM merupakan model regresi data panel terbaik untuk digunakan.

3.4 Uji Asumsi Klasik Model Regresi Data Panel

Tahap berikutnya adalah pengujian asumsi klasik pada model model *fixed effect*, mencakup multikolinearitas berdasarkan persamaan (3), autokorelasi berdasarkan persamaan (4), dan heteroskedastisitas berdasarkan persamaan (5), dengan hasil masing-masing pengujian ditampilkan secara berurutan pada Tabel 3 dan 4.

Tabel 3. Nilai VIF Variabel Independen

Variabel Independen	VIF
$X_{1i,t}$	1,156099
$X_{2i,t}$	1,274251
$X_{3i,t}$	1,505810
$X_{4i,t}$	1,532460
$X_{5i,t}$	1,524632
$X_{6i,t}$	1,342296
$X_{7i,t}$	2,162343
$X_{8i,t}$	1,370218

Nilai VIF seluruh variabel independen pada Tabel 3 berada di bawah 5, yang mengindikasikan tidak adanya multikolinearitas antarvariabel independen dalam model.

Tabel 4. Hasil Uji Breusch-Godfrey dan Uji Breusch-Pagan

Uji	p_{value}	Keputusan
Breusch-Godfrey	$3{,}467 \times 10^{-5}$	Tolak H_0
Breusch-Pagan	0,01152	Tolak H_0

Hasil pengujian pada Tabel 4 mengindikasikan dua hal: residual suatu periode berkaitan dengan residual periode sebelumnya pada unit pengamatan yang sama, kondisi ini merupakan karakteristik umum data panel dan

menjadi salah satu alasan penggunaan model regresi data panel untuk mengakomodasi korelasi temporal dan perbedaan antarunit secara bersamaan. Selain itu, ditemukan heteroskedastisitas yang menandakan adanya heterogenitas spasial pada data. Dengan demikian, analisis dilakukan menggunakan pendekatan GWPR.

3.5 Estimasi Model GWPR

Tahap analisis selanjutnya adalah membuat model GWPR untuk persentase balita stunting di Nusa Tenggara Timur. Pada artikel ini, diberikan contoh estimasi model pada Kabupaten Sumba Barat. Pada tahap awal, jarak Euclidean antar lokasi pengamatan dihitung berdasarkan koordinat *longitude* dan *latitude* mengacu pada persamaan (6), dengan hasil perhitungan untuk beberapa kabupaten/kota disajikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Jarak Euclidean

Kab./Kota	Sumba Barat	⋯	Kota Kupang
Sumba Barat	0,000	⋯	474,187
⋮	⋮	⋮	⋮
Timor Tengah Selatan	558,526	⋯	97,895
⋮	⋮	⋮	⋮
Kota Kupang	474,186	⋯	0,000

Tahap berikutnya adalah menentukan *bandwidth* optimum, dengan kriteria nilai *cross validation* (CV) terkecil mengacu pada persamaan (7), serta menggunakan *adaptive bisquare kernel* sebagai fungsi pembobot dalam penelitian ini, sehingga setiap kabupaten/kota memiliki nilai *bandwidth* lokal yang berbeda. Sebagai contoh, Kabupaten Sumba Barat memiliki nilai *bandwidth* lokal sebesar 165,704.

Setelah *bandwidth* optimum diperoleh, tahap berikutnya adalah menghitung nilai pembobot spasial menggunakan persamaan (8). Sebagai contoh, diperoleh nilai pembobot spasial *adaptive bisquare* antara Kabupaten Sumba Barat dan Kota Kupang sebesar 0,000. Nilai pembobot tersebut diperoleh karena jarak Euclidean antara kedua kabupaten tersebut sebesar 474,187, yang lebih besar dari nilai *bandwidth* lokal Kabupaten Sumba Barat ($474{,}187 > 165{,}704$). Pada fungsi kernel *bisquare*, observasi yang berada di luar radius *bandwidth* akan mendapat nilai bobot nol. Selanjutnya, nilai pembobot spasial tersebut disusun ke dalam matriks pembobot untuk mengestimasi parameter GWPR berdasarkan persamaan (9).

Model GWPR dengan pembobot *adaptive bisquare* menghasilkan nilai R^2 sebesar 93,51% dan nilai AIC sebesar 267,779, berdasarkan hasil estimasi yang diperoleh. Setiap wilayah amatan memiliki nilai parameter yang berbeda satu sama lain, sebagaimana tercermin pada salah satu contoh model GWPR di Kabupaten Sumba Barat berikut:

$$\begin{aligned}\hat{\ddot{y}}_{1,t} = &-0{,}252\ddot{x}_{1,1,t} - 0{,}408\ddot{x}_{3,1,t} \\ &- 0{,}184\ddot{x}_{4,1,t} \\ &+ 9{,}187\ddot{x}_{5,1,t} \\ &- 1{,}207\ddot{x}_{6,1,t} + \ddot{\varepsilon}_{1,t}\end{aligned} \quad (12)$$

3.6 Uji Kesesuaian Model GWPR

Untuk mengetahui apakah model GWPR dengan pembobot *adaptive bisquare* memiliki tingkat kesesuaian yang lebih baik dibandingkan model *fixed effect*, dilakukan uji kesesuaian model, dengan hasil sebagaimana disajikan pada Tabel 6.

Tabel 6. Uji Kesesuaian Model

Model	p_{value}	Keputusan
GWPR *Adaptive Bisquare*	$5{,}349 \times 10^{-8}$	Tolak H_0

Berdasarkan Tabel 6, diperoleh nilai $p_{value} < 0{,}05$ maka hasil keputusan adalah tolak H_0. Temuan ini menunjukkan bahwa model GWPR *adaptive bisquare* unggul dari sisi *goodness of fit* jika dibandingkan dengan model *fixed effect*.

3.7 Uji Signifikansi Parameter Model GWPR

Untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh signifikan dari variabel independen terhadap persentase balita stunting pada masing-masing lokasi, dilakukan uji signifikansi parameter model GWPR secara parsial. Salah satu contohnya adalah hasil uji signifikansi parameter model GWPR *adaptive bisquare* pada Kabupaten Sumba Barat, sebagaimana ditampilkan pada Tabel 7 sedangkan ringkasan variabel yang berpengaruh signifikan pada seluruh kabupaten/kota disajikan pada Tabel 8.

Hasil pada Tabel 7, menunjukkan bahwa di Kabupaten Sumba Barat, terdapat lima variabel independen yang berpengaruh signifikan, yaitu ASI eksklusif ($X_{1,i,t}$), baduta diberi makanan ($X_{3,i,t}$), IDL ($X_{4,i,t}$), RLSP ($X_{5,i,t}$), dan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan ($X_{6,i,t}$). Uji signifikansi parameter kemudian

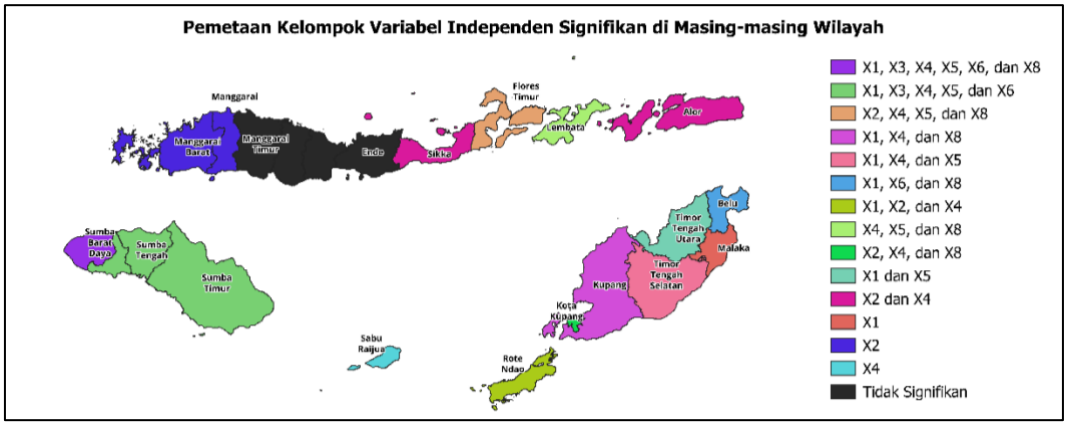
diterapkan pada seluruh kabupaten/kota di Provinsi Nusa Tenggara Timur, dengan hasil pengelompokan wilayah berdasarkan variabel independen yang signifikan terhadap persentase balita stunting ditampilkan pada Tabel 8 serta divisualisasikan melalui peta pada Gambar 4.

Tabel 7. Uji Signifikansi Parameter Kabupaten Sumba Barat

Koefisien		p_{value}	Keterangan
$\hat{\beta}_0$	$8{,}73 \times 10^{-15}$	1,000	Tidak Signifikan
$\hat{\beta}_1$	$-0{,}252$	0,000	Signifikan
$\hat{\beta}_2$	$-0{,}018$	0,789	Tidak Signifikan
$\hat{\beta}_3$	0,408	0,002	Signifikan
$\hat{\beta}_4$	$-0{,}184$	0,001	Signifikan
$\hat{\beta}_5$	9,187	0,043	Signifikan
$\hat{\beta}_6$	$-1{,}207$	0,001	Signifikan
$\hat{\beta}_7$	0,034	0,878	Tidak Signifikan
$\hat{\beta}_8$	1,322	0,095	Tidak Signifikan

Tabel 8. Variabel Signifikansi Setiap Kabupaten/Kota

Group	Kabupaten/Kota	Variabel Signifikan
1	Sumba Barat Daya	X_1, X_3, X_4, X_5, X_6 dan X_8
2	Sumba Barat, Sumba Timur, Sumba Tengah	X_1, X_3, X_4, X_5, dan X_6
3	Flores Timur	X_2, X_4, X_5 dan X_8
4	Kupang	X_1, X_4 dan X_8
5	Timor Tengah Selatan	X_1, X_4 dan X_5
6	Belu	X_1, X_6 dan X_8
7	Rote Ndao	X_1, X_2 dan X_4
8	Lembata	X_4, X_5 dan X_8
9	Kota Kupang	X_2, X_4 dan X_8
10	Timor Tengah Utara	X_1 dan X_5
11	Sikka, Alor	X_2 dan X_4
12	Malaka	X_1
13	Manggarai, Manggarai Barat	X_2
14	Sabu Raijua	X_4
15	Ende, Ngada, Nagekeo, Manggarai Timur	Tidak ada



Gambar 4. Pemetaan Kelompok Variabel Independen di NTT

Mengacu pada Tabel 8 dan Gambar 4, terbentuk 15 kelompok wilayah berdasarkan signifikansi variabel independen terhadap persentase balita stunting, dengan variabel-variabel yang teridentifikasi berpengaruh signifikan di beberapa kabupaten/kota Nusa Tenggara Timur antara lain ASI eksklusif ($X_{1,i,t}$), pemberian vitamin A ($X_{2,i,t}$), baduta diberi makanan ($X_{3,i,t}$), IDL ($X_{4,i,t}$), RLSP ($X_{5,i,t}$), prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan ($X_{6,i,t}$), dan penduduk miskin ($X_{8,i,t}$). Sementara itu, terdapat beberapa kabupaten seperti Ende, Ngada, Nagekeo, dan Manggarai Timur yang tidak memiliki variabel independen yang signifikan dalam model. Hal ini menunjukkan bahwa terdapat faktor lain di luar model yang mungkin lebih berperan dalam memengaruhi persentase balita stunting di kabupaten tersebut.

3.8 Interpretasi Hasil

Interpretasi dilakukan terhadap model Kabupaten Sumba Barat berdasarkan persamaan (12). Terdapat lima variabel yang berpengaruh signifikan terhadap persentase balita stunting di Kabupaten Sumba Barat yaitu ASI eksklusif ($X_{1,i,t}$), baduta diberi makanan ($X_{3,i,t}$), IDL

$(X_{4,i,t})$, RLSP $(X_{5,i,t})$, dan prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan $(X_{6,i,t})$.

Koefisien variabel ASI eksklusif $(X_{1,i,t})$ tercatat sebesar $-0{,}252$, yang berarti setiap peningkatan 1% pada cakupan ASI eksklusif bagi bayi usia < 6 bulan diproyeksikan menurunkan persentase balita stunting sebesar 0,0,252%, dengan variabel lain diasumsikan tetap. Hasil ini sejalan dengan penelitian Bele et al. (2022) dan Adriani et al. (2022) yang menegaskan peran penting ASI eksklusif dalam mendukung pertumbuhan bayi, baik melalui perlindungan dari infeksi maupun pemenuhan asupan gizi. Di samping itu, DHA, AA, taurin, dan laktosa yang terkandung dalam ASI turut memberikan kontribusi penting bagi pertumbuhan serta perkembangan otak anak.

Koefisien variabel baduta diberi makanan $(X_{3,i,t})$ tercatat sebesar $-0{,}408$, yang mengindikasikan bahwa setiap peningkatan 1% pada cakupan baduta diberi makanan diproyeksikan menurunkan persentase balita stunting sebesar 0,408%, dengan variabel lain diasumsikan tetap. Hasil ini sejalan dengan Louis et al. (2022), yang menegaskan bahwa risiko stunting dapat ditekan melalui pemberian MP-ASI pada usia yang sesuai. Pemberian MP-ASI sesuai usia dengan kualitas, kuantitas, tahapan tekstur, dan kandungan gizi yang memadai membantu memenuhi kebutuhan pertumbuhan anak (Hendrawati & Baeti, 2025).

Koefisien variabel IDL $(X_{4,i,t})$ tercatat sebesar $-0{,}184$, yang mengindikasikan bahwa setiap peningkatan 1% pada cakupan IDL diproyeksikan menurunkan persentase balita stunting sebesar 0,184%, dengan variabel lain diasumsikan tetap. Hasil ini sejalan dengan penelitian Bele et al. (2022) dan Maryuni et al. (2024), yang menegaskan bahwa imunisasi berperan penting dalam memperkuat daya tahan tubuh anak sekaligus mencegah penyakit infeksi yang berpotensi mengganggu penyerapan zat gizi dan proses pertumbuhannya.

Koefisien RLSP $(X_{5,i,t})$ tercatat sebesar 9,187, yang mengindikasikan bahwa setiap penambahan satu tahun RLSP justru berasosiasi dengan kenaikan persentase balita stunting sebesar 9,187%, dengan variabel lain diasumsikan tetap. Hasil ini bertentangan dengan temuan Rusdi D et al. (2024), yang kemungkinan disebabkan oleh tingginya tingkat partisipasi angkatan kerja perempuan (TPAKP) di Kabupaten Sumba Barat. Kondisi tersebut membuat perempuan berpendidikan lebih tinggi memiliki waktu pengasuhan anak yang lebih terbatas, sehingga tanggung jawab pengasuhan cenderung dialihkan kepada anggota keluarga lain, yang berpotensi memengaruhi pola asuh dan pemenuhan gizi anak (Hidayat & Pinatih, 2017).

Koefisien variabel prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan $(X_{6i,t})$ tercatat sebesar $-1{,}207$, yang mengindikasikan bahwa setiap peningkatan 1% pada prevalensi ketidakcukupan pangan diproyeksikan menurunkan persentase balita stunting sebesar $-1{,}207\%$, dengan variabel lain diasumsikan tetap. Temuan ini ini sejalan Aulia et al. (2024) yang juga mengungkap hubungan negatif serupa antara ketidakcukupan konsumsi pangan dan stunting. Padahal secara teoritis, kondisi kekurangan konsumsi pangan semestinya menaikkan risiko stunting karena minimnya asupan gizi dan energi. Kondisi ini diduga dipengaruhi oleh keberadaan program bantuan pangan pemerintah, yang berperan meningkatkan pemenuhan gizi pada kelompok rentan seperti ibu hamil dan balita, kendati tingkat ketidakcukupan konsumsi pangan di masyarakat masih tergolong tinggi.

4. KESIMPULAN DAN SARAN

Dengan mengombinasikan pertimbangan heterogenitas spasial dan dimensi temporal, model *Geographically Weighted Panel Regression* (GWPR) *berpembobot adaptive bisquare kernel* berhasil memodelkan kasus balita stunting di Nusa Tenggara Timur selama 2021–2024. Sebanyak 22 kabupaten/kota masing-masing memperoleh model lokal sesuai karakteristik wilayahnya, sebuah hasil yang menegaskan adanya heterogenitas spasial pada hubungan variabel independen dengan persentase balita stunting. Tercatat tujuh faktor yang berpengaruh signifikan terhadap persentase balita stunting di Provinsi Nusa Tenggara Timur selama 2021–2024, yaitu ASI eksklusif, pemberian vitamin A, baduta diberi makanan, imunisasi dasar lengkap, rata-rata lama sekolah perempuan, prevalensi ketidakcukupan konsumsi pangan, serta penduduk miskin. Namun demikian, di beberapa wilayah seperti Kabupaten Ende, Ngada, Nagekeo, dan Manggarai Timur, tidak ditemukan satu pun variabel yang berpengaruh signifikan terhadap persentase balita stunting.

DAFTAR PUSTAKA

Adriani, P., Aisyah, I. S., Wirawan, S., Hasanah, L. N., Nursiah, A., Yulistianingsih, A., & Siswati, T. (2022). *Stunting Pada Anak* (Oktavianis & R. M. Sahara, Eds.; 1st ed.). Global Eksekutif Teknologi. www.globaleksekutifteknologi.co.id

Asnita, Sifriyani, & Fauziyah, M. (2024). Estimation of Geographically Weighted Panel Regression Model with Bisquare Kernel Weighting Function on Percentage of Stunting Toddlers in Indonesia. *BAREKENG: Journal of Mathematics and Its Applications*, *18*(1), 383–394. https://doi.org/10.30598/barekengvol18iss1pp0383-0394

Aulia, D., Gunarto, T., Murwiati, A., & Maimunah, E. (2024). Determinan Prevalensi Balita Stunting 34 Provinsi di Indonesia Tahun 2017-2022. *Jurnal Simki Economic*, *7*(1), 289–299. https://doi.org/10.29407/jse.v7i1.617

Baltagi, B. H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data* (6th ed.). Springer International Publishin. https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5

Bele, M. G. L., Hermanto, E. M. P., & Fitriani Fenny Fitriani. (2022). Pemodelan Geographically Weighted Regression pada Kasus Stunting di Provinsi Nusa Tenggara Timur Tahun 2020. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya*, *6*(2), 179–191. https://doi.org/10.21009/JSA.06204

Caraka, R. E., & Yasin, H. (2017a). *Geographically Weighted Regression (GWR): Sebuah Pendekatan Regresi Geografis* (MOBIUS, Ed.; 1st ed.). Graha Ilmu Yogyakarta. https://doi.org/10.5281/zenodo.1168741

Caraka, R. E., & Yasin, H. (2017b). *Spatial Data Panel* (Team WADE Publish, Ed.; 1st ed.). WADE Publish. https://books.google.co.id/books/?id=RalDEQAAQBAJ

Dinas Kesehatan Nusa Tenggara Timur. (2024). *Profil Kesehatan Nusa Tenggara Timur Tahun 2023*.

Fitri, R., Huljannah, N., & Rochmah, T. N. (2022). Program Pencegahan Stunting di Indonesia: A Systematic Review. *Media Gizi Indonesia (National Nutrition Journal)*, *17*(3), 281–292. https://doi.org/10.204736/mgi.v17i3.281-292

Fotheringham, A. S., Brunsdon, C., & Charlton, M. (2002). *Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships* (1st ed.). John Wiley & Sons Ltd. https://books.google.co.id/books?id=9DZgV1vXOuMC

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (N. Fox, Ed.; 5th ed.). Douglas Reiner.

Hendrawati, S., & Baeti, R. N. (2025). Praktik Pemberian Makan Sebagai Faktor Penyebab Stunting pada Balita: Sebuah Narrative Review. *Jurnal Keperawatan Galuh*, *7*(1), 20–35. https://doi.org/10.25157/jkg.v7i1.14975

Hidayat, M. S., & Pinatih, G. N. I. (2017). Prevalensi Stunting pada Balita di Wilayah Kerja Puskesmas Sidemen Karangasem. *E-Jurnal Medika*, *6*(7), 1. http://ojs.unud.ac.id/index.php/eum

Kementerian Kesehatan Republik Indonesia. (2022). *Keluarga Bebas Stunting*.

Kementerian Kesehatan Republik Indonesia. (2025). *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2024*. https://kemkes.go.id/id/profil-kesehatan-indonesia-2024

Louis, S. L., Mirania, A. N., & Yuniarti, E. (2022). Makanan Pendamping ASI (MP-ASI) dengan Kejadian Stunting pada Anak Balita. *Jurnal Ilmiah Kesehatan (JIKA)*, *4*(1), 47–55. https://doi.org/10.36590/jika.v4i1.215

Maryuni, Handayani, L., & Trustisari, H. (2024). *BUTATING : Buku Pintar Cegah Stunting* (W. Arti, Ed.). Penerbit BFS Medika. www.penerbitbfsmedika.com

Raihani, R., Sifriyani, & Prangga, S. (2023). Geographically Weighted Panel Regression Modelling of Dengue Hemorrhagic Fever Data Using Exponential Kernel Function. *JTAM (Jurnal Teori Dan Aplikasi Matematika)*, *7*(4), 961. https://doi.org/10.31764/jtam.v7i4.16235

Rusdi D, Syah, N., & Yuniarti, E. (2024). The Relationship Between Maternal Education Level and Stunting: Literature Review. *Jurnal Penelitian Pendidikan IPA*, *10*(10), 704–710. https://doi.org/10.29303/jppipa.v10i10.9495

UNICEF; Kementerian Kesehatan. (2023). *Menuju Masa Depan Indonesia Bebas Masalah Kekurangan Gizi.*

Yu, D. (2010). Exploring Spatiotemporally Varying Regressed Relationships: The Geographically Weighted Panel Regression Analysis. *The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*, *38*, 134–139.