



Penggunaan *Proportional Odds Model* (POM) dalam Regresi Logistik Ordinal untuk Menganalisis Faktor-Faktor Penentu Balita *Stunting* di Indonesia

Using Proportional Odds Model (POM) in Ordinal Logistic Regression to Analyze Determining Factors of Stunting Toddlers in Indonesia

Syfriza Davies Raihannabil^{1*}, Achmad Maulana Andi Wicaksono²

¹Politeknik Statistika STIS, email: 212212893@stis.ac.id

²Politeknik Statistika STIS, email: 212212439@stis.ac.id

*Corresponding Author: 212212893@stis.ac.id

Artikel Penelitian

Article History:

Received: 23 August, 2024

Revised: 23 Oct, 2024

Accepted: 23 Oct, 2024

Kata Kunci:

Stunting;

Balita;

Regresi Logistik Ordinal;

Proportional Odds Model

Keywords:

Stunting;

Toddlers;

Ordinal logistic regression;

Proportional odds model

ABSTRAK

Stunting tetap menjadi tantangan besar di banyak negara berkembang, termasuk Indonesia. Meskipun Indonesia memiliki ekonomi terbesar di Asia Tenggara, negara ini berada di peringkat kedua setelah Timor Leste dalam hal prevalensi *stunting* pada balita. Oleh karena itu, tujuan daripada penelitian ini adalah menganalisis faktor-faktor penentu balita *stunting* di Indonesia. Data yang digunakan berasal dari SUSENAS BPS dan SKI Kemenkes. Metode yang diterapkan adalah *proportional odds model* dalam analisis regresi logistik ordinal. Penelitian menghasilkan bahwa belanja makanan (*odds ratio* = 0.977), kekurangan konsumsi pangan (*odds ratio* = 1.236), kelengkapan cakupan imunisasi dasar (*odds ratio* = 0.849), ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya (*odds ratio* = 0.980), dan kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali (*odds ratio* = 0.720) signifikan berpengaruh terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia. Sebesar 82.7% dari variasi data mampu dijelaskan oleh model dan mencapai akurasi klasifikasi sebesar 76.47%.

ABSTRACT

Stunting remains a big challenge in many developing countries, including Indonesia. Even though Indonesia has the largest economy in Southeast Asia, this country is ranked second after Timor Leste regarding the prevalence of *stunting* in toddlers. Therefore, this research aims to analyze determining factors of *stunting* toddlers in Indonesia. The data used comes from SUSENAS BPS and SKI Kemenkes. The method applied is the *proportional odds model* in ordinal logistic regression analysis. The research showed that food shopping (*odds ratio* = 0.977), lack of food consumption (*odds ratio* = 1.236), complete basic immunization coverage (*odds ratio* = 0.849), availability of adequate drinking water from the source (*odds ratio* = 0.980), and pregnant women's class visits were ≥ 4 times (*odds ratio* = 0.720) significantly influences the level of *stunting* in children under five in Indonesia. As much as 82.7% of the data variation was explained by the model and achieved a classification accuracy of 76.47%.

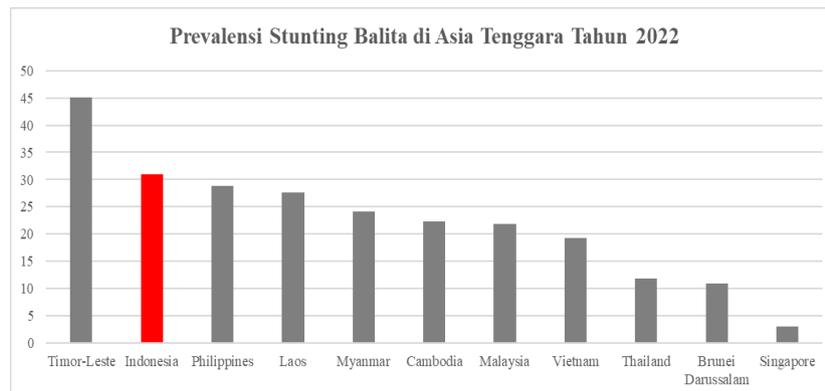
DOI: 10.56338/jks.v7i11.5984

PENDAHULUAN

Untuk mencapai status kesehatan masyarakat yang optimal, berbagai langkah perlu diambil, termasuk menyediakan layanan kesehatan. Dalam Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (SDGs), beberapa sasaran yang telah ditetapkan antara lain adalah Tanpa Kemiskinan, Mengakhiri Kelaparan, Kehidupan Sehat dan Sejahtera, serta Air Bersih dan Sanitasi Layak (Bappenas, 2024). Sasaran-sasaran ini terkait erat dengan upaya untuk mengentaskan berbagai masalah yang masih marak terjadi di negara-negara berkembang, termasuk Indonesia, salah satunya adalah masalah *stunting*.

Stunting adalah kondisi yang menghambat pertumbuhan dan perkembangan anak akibat malnutrisi, infeksi berulang, dan kurangnya stimulasi psikososial (WHO, 2024). Malnutrisi ini terjadi karena asupan makanan yang tidak memenuhi kebutuhan gizi tubuh. *Stunting* dapat dimulai sejak masa kehamilan hingga awal kehidupan anak yang menyebabkan pertumbuhan fisik yang tidak optimal, memengaruhi tinggi, dan berat badannya (Kemenkes, 2023). Selain dampaknya pada pertumbuhan fisik, *stunting* juga berpengaruh negatif pada masa depan anak. Helmyati et al. (2020) memperkirakan bahwa sebelum menginjak usia dua tahun, anak-anak yang mengalami *stunting* akan menghadapi keterbatasan dalam kemampuan kognitif dan psikologis di masa depan. Sebuah studi di Ethiopia menunjukkan bahwa anak-anak usia lima tahun cenderung memiliki kemampuan kognitif yang lebih lemah apabila dirinya mengalami *stunting*. Ketika mereka memulai sekolah, prestasi mereka dalam mata pelajaran matematika dan bahasa dilaporkan memiliki poin lebih rendah, yaitu sebesar 9 poin daripada rekan-rekan mereka yang tidak mengalami *stunting* (Woldehanna et al., 2017).

Menurut data Asian Development Bank (2022), Indonesia telah menduduki posisi kedua tertinggi di Asia Tenggara dalam beberapa tahun terakhir terkait angka prevalensi *stunting* pada anak balita. Hal ini membuktikan bahwa Indonesia masih memiliki prevalensi *stunting* yang jauh lebih tinggi daripada negara-negara lain di wilayah ASEAN.



Gambar 1. Prevalensi Balita *Stunting* di ASEAN Tahun 2022

Menurut gambar 1, pada tahun 2022, Indonesia menempati posisi kedua setelah Timor Leste dalam hal prevalensi *stunting* pada anak balita dengan angka mencapai 31%. Tingginya angka *stunting* ini mencerminkan adanya masalah gizi kronis yang serius di Indonesia. Apabila dibandingkan dengan negara-negara ASEAN lainnya, angka *stunting* di Indonesia masih tergolong tinggi. Perbedaannya sangat mencolok ketika dibandingkan dengan Singapura di mana prevalensi *stunting* pada balita hanya sebesar 3% di tahun 2022 (Asian Development Bank, 2022). Selain itu, data dari International Monetary Fund (2023) menunjukkan bahwa pada tahun 2022, Indonesia mencatatkan Produk Domestik Bruto (PDB) tertinggi di Asia Tenggara dengan nilai mencapai 1.96 triliun US\$. Oleh karena itu, diharapkan bahwa tingkat *stunting* pada balita dapat berkurang berkat tingginya PDB suatu negara (Brueckner & Lederman, 2018). Namun, kenyataannya prevalensi *stunting* di Indonesia masih tergolong tinggi yang mungkin menandakan bahwa ada ketidakseimbangan dalam pertumbuhan ekonomi atau variabel-

variabel lain yang menghambat kemajuan dalam peningkatan kualitas gizi anak-anak. Pada tahun 2023, prevalensi balita *stunting* sebesar 21.5% tercatat oleh Suvei Kesehatan Indonesia (SKI) di mana angka tersebut masih di atas target pemerintah yang menetapkan angka 18% pada awal tahun 2023. Ketidaksesuaian antara target dan realisasi ini menunjukkan bahwa masalah *stunting* di Indonesia belum ditangani secara optimal. Dengan latar belakang ini, peneliti tertarik untuk mengeksplorasi lebih dalam terkait masalah *stunting* di Indonesia.

Berbagai faktor yang berkontribusi terhadap *stunting* telah diidentifikasi sebagai langkah untuk mengatasi masalah tersebut. Beberapa faktor utama meliputi belanja makanan per kapita, prevalensi kekurangan konsumsi pangan, kelengkapan cakupan imunisasi dasar, frekuensi kunjungan ibu hamil ke layanan kesehatan, penyediaan ASI eksklusif, dan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya. Berdasarkan penelitian yang dilakukan oleh Priatmadani et al. (2023), variabel belanja makanan per kapita dan prevalensi kekurangan konsumsi pangan memiliki pengaruh signifikan terhadap *stunting*. Penelitian oleh Warsidah et al. (2023) menemukan bahwa imunisasi yang lengkap pada balita merupakan salah satu variabel yang berperan dalam mencegah *stunting*. Selain itu, Asmoyo & Ratnasari (2022) menunjukkan bahwa pemberian ASI eksklusif pada bayi memengaruhi risiko *stunting*. Penelitian oleh Zuliana et al. (2024) mengungkap bahwa kunjungan ibu hamil dalam kelas kehamilan berpengaruh pada risiko *stunting* pada balita. Selain itu, Rezky et al. (2024) menemukan bahwa ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya juga menjadi faktor penting dalam memengaruhi angka *stunting*.

Penelitian ini memperluas studi yang dilakukan oleh Satriawan & Styawan (2021) dengan fokus pada analisis lebih mendalam mengenai pengaruh berbagai faktor terhadap *stunting* di seluruh provinsi di Indonesia. Pada penelitian ini, data klaster mengenai tingkatan balita *stunting* di berbagai provinsi Indonesia, yang telah diolah sebelumnya oleh Satriawan & Styawan (2021) dengan metode klasterisasi hierarki dan Ward's method, akan dimanfaatkan. Sebagai perbedaan, penelitian ini akan menerapkan regresi logistik ordinal dengan *proportional odds model* untuk mengevaluasi pengaruh dari belanja makanan per kapita, prevalensi kekurangan konsumsi pangan, kelengkapan cakupan imunisasi dasar, frekuensi kunjungan ibu hamil ke layanan kesehatan, penyediaan ASI eksklusif, dan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia.

METODE

Data dan Sumber Data

Studi ini memanfaatkan *secondary data* yang diambil dari Badan Pusat Statistik RI dan Kementerian Kesehatan RI yang meliputi informasi dari 34 provinsi di Indonesia dengan cakupan variabel telah ditunjukkan pada tabel 1.

Tabel 1. Deskripsi Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan	Satuan	Sumber
Y	Tingkat balita <i>stunting</i>	-	Satriawan & Styawan (2021)
X ₁	Belanja makanan per kapita	Rupiah	Survei Sosial Ekonomi Nasional BPS
X ₂	Prevalensi kekurangan konsumsi pangan	Persen	Survei Sosial Ekonomi Nasional BPS
X ₃	Persentase penyediaan ASI eksklusif bagi bayi di bawah 6 bulan	Persen	Survei Sosial Ekonomi Nasional BPS
X ₄	Persentase kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan	Persen	Survei Sosial Ekonomi Nasional BPS

X_5	Persentase rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya	Persen	Survei Sosial Ekonomi Nasional BPS
X_6	Proporsi wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali	Persen	Survei Kesehatan Indonesia Kemenkes

Regresi Logistik Ordinal

Dalam penelitian ini, analisis inferensial dilakukan dengan menerapkan *proportional odds model* (POM) dalam *ordinal logistic regression*. Metode yang diterapkan untuk mengidentifikasi hubungan variabel prediktor (X) dengan variabel respons (Y) yang berskala ordinal adalah *ordinal logistic regression* (regresi logistik ordinal) (Liu, 2015). Dalam penelitian ini, pendekatan yang diterapkan adalah model logit kumulatif. Model ini memperlakukan logit kumulatif sebagai fungsi linier dari variabel prediktor dan memfokuskan pada logit dari probabilitas kumulatif (Agresti, 2018). *Cumulative probability* bahwa $Y \leq j$ untuk observasi ke- i dapat dijelaskan dengan formula berikut (Agresti, 2018):

$$P(Y \leq j | x_i) = \frac{e^{(\alpha_j + \sum_{t=1}^k \beta_t X_{it})}}{1 + e^{(\alpha_j + \sum_{t=1}^k \beta_t X_{it})}} \tag{1}$$

Menurut Agresti (2018), *cumulative probability* adalah jumlah total dari probabilitas untuk setiap kategori individu. Untuk menentukan *cumulative probability* pada kategori ke- j dari variabel respons, rumus berikut dapat digunakan:

$$P(Y \leq j | x_i) = p_1(x_i) + p_2(x_i) + \dots + p_j(x_i) = \frac{e^{(\alpha_j + \sum_{t=1}^k \beta_t X_{it})}}{1 + e^{(\alpha_j + \sum_{t=1}^k \beta_t X_{it})}} \tag{2}$$

Dengan demikian, model *cumulative logit* dapat dituliskan dengan persamaan berikut:

$$\text{logit}[P(Y \leq j | x_i)] = \ln \left[\frac{P(Y \leq j | x_i)}{1 - P(Y \leq j | x_i)} \right] = \ln \left[\frac{p_1(x_i) + p_2(x_i) + \dots + p_j(x_i)}{p_{j+1}(x_i) + p_{j+2}(x_i) + \dots + p_J(x_i)} \right] \tag{3}$$

dengan:

$p_1(x_i) + p_2(x_i) + \dots + p_j(x_i) = \text{cumulative probability}$ bahwa $Y \leq j$,

$p_{j+1}(x_i) + p_{j+2}(x_i) + \dots + p_J(x_i) = \text{cumulative probability}$ bahwa $Y > j$.

Ari & Yildiz (2014) menyatakan bahwa terdapat tiga jenis model yang berbeda termasuk dalam kategori model logit kumulatif berdasarkan asumsi tentang paralelitas/kesamaan koefisien regresi. Tiga jenis model tersebut adalah *proportional odds*, *partial proportional odds*, dan *non-proportional odds*. Asumsi dari *proportional odds model* adalah bahwa koefisien regresi (*slopes*) untuk variabel prediktor adalah konsisten di semua kategori dari variabel respons (Hosmer et al., 2013). Kemudian, pada *partial proportional odds model* terdapat kemungkinan adanya perbedaan koefisien regresi (*slopes*) untuk beberapa variabel prediktor di berbagai kategori variabel respons, sementara untuk variabel prediktor lainnya tetap konsisten (Ballante et al., 2022). Di sisi lain, tidak ada keharusan koefisien regresi (*slopes*) dari model *non-proportional odds model* untuk variabel prediktor tetap konsisten di setiap kategori variabel respons sehingga menjadikannya model yang lebih fleksibel (Liang & Zeger, 1986).

Pada model *cumulative logit*, *proportional odds model* (POM) digunakan di penelitian ini. Model ini berasumsi bahwa hubungan antara variabel prediktor dan kategori variabel respons tetap konsisten di semua kategori sehingga koefisien regresi (*slopes*) proporsional untuk setiap kategori dari variabel respons. (Hilbe, 2009). Jika variabel respons memiliki J kategori, maka akan ada $J - 1$ persamaan *cumulative logit* yang dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\text{logit}[P(Y \leq j | x_i)] = \ln \left[\frac{P(Y \leq j | x_i)}{1 - P(Y \leq j | x_i)} \right] = \alpha_j + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} \tag{4}$$

Dengan:

$P(Y \leq j | x_i) = \text{cumulative probability}$ bahwa $Y \leq j$,

$\text{logit}[P(Y \leq j | x_i)] = \text{logit}$ dari *cumulative probability*,

$\alpha_j = \text{intersep}$ untuk kategori j , di mana $j = 1, 2, \dots, J - 1$,

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k = \text{koefisien regresi}$ yang konsisten untuk setiap kategori dari variabel respons,

$X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik} = \text{variabel prediktor}$ observasi ke- i .

Estimasi Parameter

Dalam penelitian ini, *maximum likelihood estimation* (MLE) menjadi metode yang digunakan dalam menduga parameter model regresi logistik ordinal. Metode MLE melibatkan pencarian nilai parameter yang akan membuat *likelihood function* maksimal yang menggambarkan data berdasarkan pengamatan terhadap parameter tertentu (O'Connell, 2006). Sebagai contoh, jika $p_j(x_i)$ adalah peluang untuk observasi ke- i yang termasuk dalam kategori j berdasarkan nilai dari x_i sebagai variabel prediktor, maka *likelihood function* dapat dirumuskan sebagai berikut (Johnson & Albert, 1999):

$$L(\alpha, \beta) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J [p_j(x_i)]^{y_{ji}} \quad (5)$$

dengan:

$y_{ji} = \text{indikator variabel}$ yang menunjukkan nilai 1 apabila observasi ke- i berada dalam kategori j dan bernilai 0 jika tidak termasuk.

Oleh karena itu, *ln-likelihood function* dapat dinyatakan dengan rumus berikut:

$$\ln L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \ln [y_{1i}p_1(x_i)y_{2i}p_2(x_i) \dots y_{ji}p_j(x_i)] \quad (6)$$

Untuk menentukan maksimum *ln-likelihood*, dilakukan diferensiasi *ln-likelihood* terhadap parameternya dan menyamakannya dengan nol (Agresti, 2018). Namun, proses diferensiasi $\ln L(\alpha, \beta)$ menghasilkan fungsi yang bersifat non-linier. Oleh karena itu, metode iteratif dibutuhkan untuk mendapatkan pendugaan parameter. Metode standar dalam *software* SPSS untuk iterasi regresi logistik ordinal adalah metode *Fisher scoring*. Metode ini adalah adaptasi dari metode *Newton-Raphson* dan dikenal karena kemampuannya yang lebih unggul dalam mencapai konvergensi yang lebih baik saat mendekati nilai *maximum likelihood* (Norusis, 2011).

Pengujian Parallel Lines Assumption

Parallel lines assumption merupakan asumsi penting dalam penggunaan *proportional odds model*. Uji terhadap *parallel lines assumption* dilakukan melalui *likelihood ratio test* (LRT), yaitu perbandingan antara model yang memungkinkan perbedaan koefisien regresi (*slopes*) dari variabel prediktor untuk tiap-tiap kategori variabel dengan model yang mengharuskan koefisien regresi (*slopes*) dari variabel prediktor untuk tiap-tiap kategori variabel respons konstan (*proportional odds model*) (Agresti, 2018). Hipotesis yang diuji adalah:

H_0 : Tidak ada perbedaan koefisien regresi (*slopes*) variabel prediktor di setiap kategori variabel respons

H_1 : Ada perbedaan koefisien regresi (*slopes*) variabel prediktor di setiap kategori variabel respons

Statistik uji G digunakan dalam pengujian ini, yaitu:

$$G = -2 \ln \left[\frac{l_0}{l_1} \right] \sim \chi_{k(j-2)}^2 \quad (7)$$

dengan:

$l_0 = \text{fungsi likelihood}$ yang menganggap bahwa koefisien regresi (*slopes*) konsisten untuk semua kategori variabel respons,

l_1 = fungsi *likelihood* yang tidak menganggap bahwa koefisien regresi (*slopes*) konsisten untuk semua kategori variabel respons.

Hipotesis nol (H_0) ditolak jika nilai statistik uji G lebih besar dari $\chi^2_{k(j-2)}$ atau jika p -value lebih kecil dari taraf signifikansi (5%) yang menunjukkan bahwa asumsi *parallel lines* tidak terpenuhi.

Pengujian Tidak Terjadi Multikolinieritas

Pengujian tidak terjadi multikolinieritas penting dilakukan karena multikolinieritas yang terjadi pada tiap-tiap variabel prediktor dapat mengakibatkan varians dan kovarians dari estimasi koefisien regresi menjadi tinggi sehingga mengurangi keandalan hasil uji signifikansi dari parameter (Agresti, 2018). Untuk mendeteksi multikolinieritas, dapat digunakan *variance inflation factor* (VIF) yang rumusnya dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} \tag{8}$$

dengan:

R_k^2 = koefisien determinasi yang dihasilkan dari regresi variabel prediktor ke- k terhadap variabel prediktor lainnya.

VIF yang melebihi angka 10 menandakan adanya masalah multikolinieritas yang serius dan harus diatasi (Agresti, 2018).

Pengujian Kecocokan Model

Pengujian kecocokan model (*goodness of fit test*) dilakukan menggunakan *Pearson Test* dan *Deviance Test* untuk mengevaluasi kesesuaian model terhadap data yang ada (Agresti, 2018). Hipotesis yang diuji adalah:

H_0 : Model sesuai/cocok terhadap data

H_1 : Model tidak sesuai/cocok terhadap data

Statistik uji yang digunakan adalah χ^2 dan G^2 :

1. *Pearson* (χ^2):

$$\chi^2 = \sum_{i,j} \frac{(n_{ij} - \hat{\mu}_{ij})^2}{\hat{\mu}_{ij}} \tag{9}$$

2. *Deviance* (G^2):

$$G^2 = 2 \sum_{i,j} n_{ij} \log \left(\frac{n_{ij}}{\hat{\mu}_{ij}} \right) \tag{10}$$

Hipotesis nol (H_0) ditolak jika nilai statistik uji χ^2 lebih besar dari χ^2_{df} dan G^2 lebih besar dari χ^2_{df} atau jika p -value lebih kecil daripada taraf signifikansi (5%) yang menunjukkan bahwa model tidak sesuai dengan data.

Pengujian Simultan

Pengujian simultan bertujuan untuk menilai signifikansi koefisien regresi dari variabel prediktor secara keseluruhan dalam model. Proses ini dilakukan dengan menerapkan *likelihood ratio test* untuk mengevaluasi model yang hanya mencakup intersep dengan model yang melibatkan semua variabel prediktor (Agresti, 2018). Berikut adalah hipotesis yang diuji:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$

H_1 : $\beta_k \neq 0$; dengan $k = 1, 2, 3, \dots, k$

Statistik uji G digunakan dalam pengujian ini, yaitu:

$$G = -2 \ln \left[\frac{l_0}{l_1} \right] \sim \chi_k^2 \quad (11)$$

dengan:

l_0 = *likelihood function* untuk model yang tidak mencakup variabel prediktor,

l_1 = *likelihood function* untuk model yang mencakup semua variabel prediktor.

Hipotesis nol (H_0) ditolak jika nilai statistik uji G lebih besar dari χ_k^2 atau jika p -value lebih kecil dari taraf signifikansi (5%) yang berarti bahwa paling tidak ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respons.

Pengujian Parsial

Wald Test digunakan dalam pengujian parsial untuk mengevaluasi signifikansi setiap koefisien regresi dari variabel prediktor secara individual. Uji ini membandingkan koefisien regresi dengan *standard error*-nya (Agresti, 2018). Berikut adalah hipotesis yang diuji:

$H_0: \beta_k = 0$; dengan $k = 1, 2, 3, \dots, k$

$H_1: \beta_k \neq 0$; dengan $k = 1, 2, 3, \dots, k$

Statistik uji W digunakan dalam pengujian ini, yaitu:

$$W = \frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \quad (12)$$

Hipotesis nol (H_0) ditolak jika nilai statistik uji $|W|$ lebih besar dari $|Z_{\alpha/2}|$ atau jika p -value lebih kecil daripada taraf signifikansi (5%) yang menunjukkan bahwa terdapat pengaruh signifikan dari variabel prediktor ke- k terhadap variabel respons.

Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi adalah sebuah indikator yang bertujuan untuk menilai seberapa baik model dalam menjelaskan variasi data. Dalam regresi logistik, beberapa koefisien determinasi yang umum digunakan meliputi $R_{Cox \& Snell}^2$, $R_{Nagelkerke}^2$, dan $R_{McFadden}^2$ (Hosmer et al., 2013). Penelitian ini memilih $R_{Nagelkerke}^2$ karena ukuran ini merupakan modifikasi dari $R_{Cox \& Snell}^2$ dan nilai maksimum yang mampu dicapai adalah 1 (Agresti, 2018). Rumus perhitungan $R_{Nagelkerke}^2$ dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$R_{Nagelkerke}^2 = \frac{1 - \left(\frac{L_0}{L_1} \right)^{2/n}}{1 - L_0^{2/n}} \quad (13)$$

dengan:

l_0 = *likelihood function* untuk model yang tidak melibatkan variabel prediktor,

l_1 = *likelihood function* untuk model yang mencakup semua variabel prediktor.

Odds ratio

Odds ratio (rasio kecenderungan) variabel prediktor (X) didapatkan dari $e^{\hat{\beta}}$ yang menunjukkan kemungkinan suatu observasi termasuk dalam atau kurang dari kategori tertentu dari variabel respons ketika variabel prediktor meningkat satu satuan dengan variabel lainnya konstan sebagai asumsi (Hosmer et al., 2013). *Odds ratio* untuk variabel prediktor numerik ketika variabel responsnya berskala ordinal menggambarkan perubahan dalam kemungkinan suatu observasi termasuk dalam atau kurang dari kategori tertentu dari variabel respons setiap kali variabel prediktor meningkat satu satuan (Agresti, 2018).

Ketepatan Klasifikasi

Ketepatan klasifikasi adalah metrik yang bertujuan untuk mengevaluasi seberapa efektif model

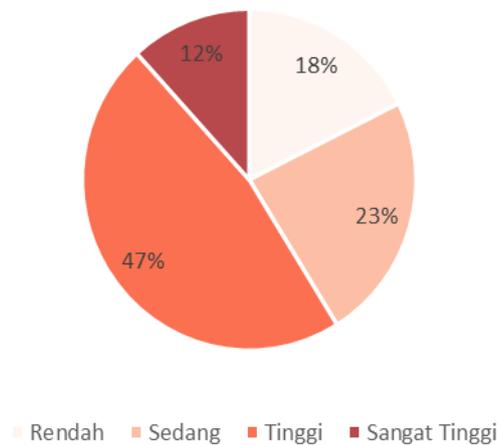
dalam mengklasifikasikan hasil secara akurat (Hosmer et al., 2013). Dalam berbagai aplikasi praktis, model biasanya dianggap berkinerja baik jika persentase ketepatan klasifikasinya melebihi 70% (Powers & Xie, 2000).

HASIL

Gambaran Umum Tingkat Balita *Stunting* di Indonesia

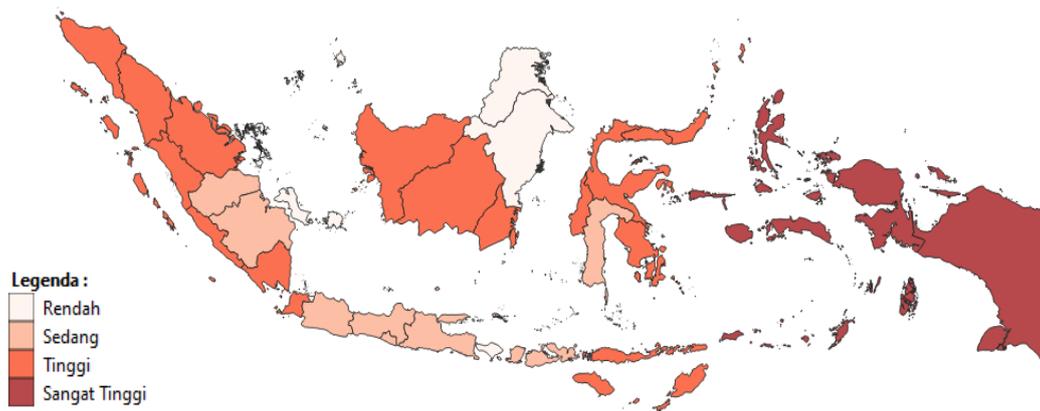
Berdasarkan gambar 2 yang memperlihatkan tingkat balita *stunting* di berbagai provinsi di Indonesia, terlihat bahwa tingkat balita *stunting* pada kategori tinggi dimiliki oleh mayoritas provinsi, yaitu mencapai sekitar 47% dari jumlah seluruh provinsi. Sementara itu, tingkat balita *stunting* yang rendah tercatat memiliki angka 18%, tingkat sedang 23%, dan tingkat sangat tinggi 12% dari keseluruhan provinsi. Hal ini mengindikasikan *stunting* masih menjadi masalah serius yang dihadapi oleh sebagian besar provinsi di Indonesia.

Tingkat Stunting pada Balita di Indonesia



Gambar 2. Tingkat Balita *Stunting* di Indonesia

Berdasarkan distribusi geografis yang ditampilkan pada gambar 3, tingkat balita *stunting* sangat tinggi ditemukan di provinsi-provinsi bagian timur Indonesia, seperti Maluku, Maluku Utara, Papua, dan Papua Barat. Sebaliknya, enam provinsi dengan tingkat balita *stunting* rendah mencakup Kepulauan Riau, Kepulauan Bangka Belitung, DKI Jakarta, Bali, Kalimantan Timur, dan Kalimantan Utara. Selain itu, terdapat delapan provinsi dengan tingkat balita *stunting* sedang, yaitu Jambi, Sumatera Selatan, Jawa Barat, DI Yogyakarta, Jawa Tengah, Jawa Timur, Sulawesi Selatan, dan Nusa Tenggara Barat. Secara umum, provinsi-provinsi lainnya di Indonesia menghadapi permasalahan balita *stunting* yang tinggi.



Gambar 3. Peta Distribusi Tingkat Balita *Stunting* di Indonesia

Pengujian *Parallel Lines Assumption*

Tabel 2. Pengujian Asumsi *Parallel Lines*

G	$\chi^2_{0.05;12}$	p -value	Keputusan
12.90	21.03	0.38	H_0 gagal ditolak

Pengujian *parallel lines assumption* dilakukan melalui *likelihood ratio test*. Statistik uji G yang diperoleh adalah 12.90 dengan p -value sebesar 0.38. Karena nilai G lebih kecil dari 21.03 dan p -value lebih besar daripada taraf signifikansi 5%, maka hipotesis nol (H_0) gagal ditolak. Dengan demikian, dapat dikatakan tidak ada perbedaan koefisien regresi (*slopes*) dari variabel prediktor di seluruh kategori variabel respons sehingga asumsi ini terpenuhi.

Pengujian Tidak Terjadi Multikolinieritas

Tabel 3. Pengujian Tidak Terjadi Multikolinieritas

Variabel	VIF	Keputusan
X_1	1.16	Tidak Multikolinieritas
X_2	1.52	Tidak Multikolinieritas
X_3	1.30	Tidak Multikolinieritas
X_4	1.15	Tidak Multikolinieritas
X_5	1.46	Tidak Multikolinieritas
X_6	1.34	Tidak Multikolinieritas

Pengujian tidak terjadi multikolinieritas dilakukan dengan mengevaluasi nilai VIF. Menurut tabel 3, keenam variabel prediktor yang digunakan memiliki nilai VIF di bawah 10 yang menunjukkan bahwa tidak ada masalah multikolinieritas antarvariabel-variabel prediktor tersebut.

Pengujian Kecocokan Model

Tabel 4. Pengujian Kecocokan Model

Statistik Uji		$\chi^2_{0.05;93}$	Keputusan
<i>Pearson</i>	48.04	116.51	H_0 gagal ditolak
<i>Deviance</i>	36.72		H_0 gagal ditolak

Dalam pengujian kecocokan model, digunakan statistik uji *Pearson* dan *Deviance*. Hasil uji menunjukkan nilai χ^2 sebesar 48.04 dan G^2 sebesar 36.72. Karena nilai-nilai tersebut lebih kecil dari $\chi^2_{0.05;93}$, yaitu 116.51, maka hipotesis nol (H_0) gagal ditolak. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa model sudah sesuai terhadap data.

Pengujian Simultan

Tabel 5. Pengujian Simultan

<i>G</i>	$\chi^2_{0.05;6}$	<i>p-value</i>	Keputusan
48.49	12.59	0.00	H_0 ditolak

Hasil dari pengujian simultan menunjukkan statistik uji *G* sebesar 48.49 dengan *p-value* 0.00. Nilai statistik uji *G* melebihi 12.59 dan *p-value* kurang dari taraf signifikansi 5% sehingga hipotesis nol (H_0) ditolak. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa paling tidak ada satu variabel prediktor yang signifikan berpengaruh terhadap variabel respons.

Pengujian Parsial

Tabel 6. Pengujian Parsial

Variabel	$\hat{\beta}_k$	$SE(\hat{\beta}_k)$	<i>p-value</i>	Keputusan
[<i>Y</i> = 1]	-58.216	16.650	0.000*	H_0 ditolak
[<i>Y</i> = 2]	-55.016	16.070	0.001*	H_0 ditolak
[<i>Y</i> = 3]	-47.591	14.737	0.001*	H_0 ditolak
X_1	-0.023	0.007	0.001*	H_0 ditolak
X_2	0.212	0.086	0.013*	H_0 ditolak
X_3	-0.115	0.075	0.122	H_0 gagal ditolak
X_4	-0.163	0.056	0.004*	H_0 ditolak
X_5	-0.204	0.093	0.028*	H_0 ditolak
X_6	-0.328	0.121	0.007*	H_0 ditolak

Keterangan: *) Signifikan pada taraf signifikansi 5%

Merujuk pada tabel 6, variabel X_1 , X_2 , X_4 , X_5 , dan X_6 memiliki *p-value* yang lebih kecil daripada taraf signifikansi 5%. Oleh karena itu, keputusannya adalah hipotesis nol (H_0) ditolak. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa belanja makanan per kapita, prevalensi kekurangan konsumsi pangan, kelengkapan cakupan imunisasi dasar, ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya, dan kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali memiliki pengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia. Di sisi lain, variabel X_3 menunjukkan *p-value* yang lebih besar daripada taraf signifikansi 5%. Maka dari itu, keputusannya adalah hipotesis nol (H_0) gagal ditolak. Dengan demikian, dapat dikatakan bahwa pemberian ASI yang eksklusif tidak signifikan memengaruhi tingkat balita *stunting* di Indonesia. Maka dari itu, persamaan yang terbentuk dari regresi logistik ordinal, yaitu:

$$\text{logit}[P(Y \leq 1 | x_i)] = -58.216 - 0.023X_1^* + 0.212X_2^* - 0.115X_3 - 0.163X_4^* - 0.204X_5^* - 0.328X_6^*$$

$$\text{logit}[P(Y \leq 2 | x_i)] = -55.016 - 0.023X_1^* + 0.212X_2^* - 0.115X_3 - 0.163X_4^* - 0.204X_5^* - 0.328X_6^*$$

$$\text{logit}[P(Y \leq 3 | x_i)] = -47.591 - 0.023X_1^* + 0.212X_2^* - 0.115X_3 - 0.163X_4^* - 0.204X_5^* - 0.328X_6^*$$

dengan:

X_1 = Belanja makanan per kapita,

X_2 = Prevalensi kekurangan konsumsi pangan,

X_3 = Persentase penyediaan ASI eksklusif bagi bayi di bawah 6 bulan ,

X_4 = Persentase kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan,

X_5 = Persentase rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya,

X_6 = Proporsi wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali.

Koefisien Determinasi

Tabel 7. Koefisien Determinasi

$R^2_{Nagelkerke}$
0.827

Koefisien determinasi menghasilkan nilai $R^2_{Nagelkerke}$ sebesar 0.827 yang memiliki arti sebesar 82.7% variasi dalam data mampu dijelaskan oleh model.

*Odds ratio***Tabel 8.** *Odds ratio*

Variabel	Keterangan	Odds ratio
X_1	Belanja makanan per kapita	0.977
X_2	Prevalensi kekurangan konsumsi pangan	1.236
X_4	Persentase kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan	0.849
X_5	Persentase rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya	0.980
X_6	Proporsi wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali	0.720

Odds ratio dari tiap-tiap variabel prediktor yang ditunjukkan pada tabel 7 dapat disimpulkan sebagai berikut:

1. Belanja makanan per kapita (*odds ratio* = 0.977)
Setiap peningkatan sebesar 1 rupiah dari belanja makanan per kapita akan mengurangi peluang provinsi ada pada kategori *stunting* yang makin tinggi, yakni sebesar 2.3%.
2. Kekurangan konsumsi pangan (*odds ratio* = 1.236)
Setiap peningkatan sebesar 1 persen dari kekurangan konsumsi pangan akan meningkatkan peluang provinsi ada pada kategori *stunting* yang makin tinggi, yakni sebesar 23.6%.
3. Kelengkapan cakupan imunisasi dasar (*odds ratio* = 0.849)
Setiap peningkatan sebesar 1 persen dari kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan akan menurunkan peluang provinsi ada pada kategori *stunting* yang makin tinggi, yakni sebesar 15.1%.
4. Ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya (*odds ratio* = 0.980)
Setiap peningkatan sebesar 1 persen dari rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya akan menurunkan peluang provinsi ada pada kategori *stunting* yang makin tinggi, yakni sebesar 2%.
5. Kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali (*odds ratio* = 0.720)
Setiap peningkatan sebesar 1 persen dari wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali akan menurunkan peluang provinsi ada pada kategori *stunting* yang makin tinggi, yakni sebesar 28%.

Ketepatan Klasifikasi**Tabel 9.** Ketepatan Klasifikasi

Kenyataan	Prediksi				Akurasi Klasifikasi (%)
	Low	Medium	High	Very High	
Low	4	2	0	0	66.67%
Medium	2	4	2	0	50%
High	0	2	14	0	87.5%
Very High	0	0	0	4	100%
Akurasi Klasifikasi (%)					76.47%

Dalam tabel 9, terlihat bahwa terdapat 4 provinsi di kategori rendah yang diprediksi dan terbukti memang berada di kategori rendah, 4 provinsi di kategori sedang yang diprediksi dan terbukti memang berada di kategori sedang, 14 provinsi di kategori tinggi yang diprediksi dan terbukti memang berada di kategori tinggi, dan 4 provinsi di kategori sangat tinggi yang diprediksi dan terbukti memang berada di kategori sangat tinggi. Tingkat ketepatan klasifikasi mencapai 76.47% yang menunjukkan bahwa model ini memiliki kemampuan yang baik dalam memprediksi tingkat balita *stunting*.

DISKUSI

Belanja makanan per kapita

Belanja makanan per kapita berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang dihasilkan sebesar 0.977. Hal dapat diinterpretasikan setiap peningkatan sebesar 1 rupiah dari belanja makanan per kapita akan mengurangi kecenderungan provinsi berada dalam kategori *stunting* yang lebih tinggi sebesar 2.3%. Temuan dari penelitian ini konsisten dengan studi yang dilakukan oleh Priatmadani et al. (2023) bahwa belanja makanan per kapita yang meningkat akan diiringi penurunan *stunting*. Peningkatan belanja makanan per kapita penting dalam upaya penurunan *stunting* karena belanja makanan per kapita menunjukkan kemampuan keluarga untuk menyediakan asupan gizi yang memadai bagi anggotanya (Kementan, 2018).

Prevalensi kekurangan konsumsi pangan

Prevalensi kekurangan konsumsi pangan berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang dihasilkan sebesar 1.236. Hal ini dapat diinterpretasikan setiap peningkatan sebesar 1 persen dari kekurangan konsumsi pangan akan meningkatkan kecenderungan provinsi berada dalam kategori *stunting* yang lebih tinggi sebesar 23.6%. Temuan dari penelitian ini juga konsisten dengan studi yang dilakukan oleh Priatmadani et al. (2023) bahwa prevalensi kekurangan konsumsi pangan yang makin tinggi, akan diiringi peningkatan *stunting*. Kekurangan pangan dapat terjadi ketika adanya ketidakmampuan ataupun rumah tangga dalam memenuhi kebutuhan dasar untuk pangan yang dibutuhkan untuk menjaga kesehatan yang seringkali berkaitan dengan kemiskinan dan keterbatasan akses ke makanan bergizi sehingga kekurangan konsumsi pangan harus segera diatasi untuk meningkatkan akses ke makanan bergizi dan menurunkan angka *stunting* (Kementan, 2018).

Persentase kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan

Kelengkapan cakupan imunisasi dasar berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang dihasilkan sebesar 0.849. Hal ini dapat diinterpretasikan setiap peningkatan sebesar 1 persen dari kelengkapan cakupan imunisasi dasar bagi anak berusia 12-23 bulan akan menurunkan kecenderungan provinsi ada pada kategori *stunting* yang lebih tinggi sebesar 15.1%. Temuan dari penelitian ini konsisten dengan studi yang dilakukan oleh Warsidah et al. (2023) bahwa makin banyaknya anak dalam rentang usia 12 hingga 23 bulan yang telah mendapatkan imunisasi dasar secara lengkap, tingkat *stunting* di provinsi tersebut akan menurun. Pemberian imunisasi dasar lengkap sangat efektif dalam menurunkan angka balita *stunting* karena imunisasi mencegah anak dari penyakit infeksi yang berulang (BKKBN, 2020).

Persentase rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya

Ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang dihasilkan sebesar 0.980. Hal ini dapat diinterpretasikan setiap peningkatan sebesar 1 persen dari rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya akan menurunkan kecenderungan provinsi ada pada kategori *stunting* yang lebih tinggi sebesar 2%. Temuan dari penelitian ini konsisten dengan studi yang dilakukan oleh Rezky et al. (2024) bahwa makin banyaknya rumah tangga dengan ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya, makin menurun tingkat *stunting* di provinsi tersebut. Ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya merupakan faktor yang dapat menurunkan *stunting* karena apabila rumah tangga mengonsumsi sumber air minum yang tidak layak, dapat menyebabkan penyakit yang mengganggu penyerapan nutrisi dan meningkatkan risiko kekurangan gizi karena air yang terkontaminasi (Velleman et al., 2023).

Proporsi wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali

Kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang dihasilkan sebesar 0.720. Hal ini dapat diinterpretasikan setiap peningkatan sebesar 1 persen dari wanita usia 10-54 tahun yang telah mengikuti kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali akan menurunkan kecenderungan provinsi berada dalam kategori *stunting* yang lebih tinggi sebesar 28%. Temuan dari penelitian ini konsisten dengan studi yang dilakukan oleh Zuliana et al. (2024) yang mengemukakan bahwa kunjungan ibu hamil dalam kelas kehamilan yang makin sering, risiko *stunting* pada balita akan menurun. Kunjungan rutin ke fasilitas kesehatan bagi ibu hamil memungkinkan identifikasi awal dan penanganan masalah kesehatan yang dapat berdampak pada perkembangan janin dan anak (BKKBN, 2020). Peningkatan kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 memiliki kecenderungan menurunkan provinsi untuk berada dalam kategori *stunting* yang lebih tinggi yang paling besar daripada variabel lainnya. Hal ini menandakan bahwa kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali merupakan faktor dengan pengaruh yang paling signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia.

KESIMPULAN

Dalam penelitian ini, digunakan *proportional odds model* dalam regresi logistik ordinal untuk menganalisis faktor-faktor penentu balita *stunting* di Indonesia. Hasil analisis menunjukkan bahwa variabel belanja makanan per kapita, kelengkapan cakupan imunisasi dasar, ketersediaan air minum yang layak dari sumbernya, dan kunjungan kelas ibu hamil sebanyak ≥ 4 kali memiliki pengaruh signifikan dan positif terhadap *stunting*, sementara variabel kekurangan konsumsi pangan berpengaruh signifikan terhadap tingkat balita *stunting* di Indonesia dengan *odds ratio* yang menunjukkan pengaruh negatif. Koefisien determinasi $R^2_{Nagelkerke}$ tercatat sebesar 0.827 yang menunjukkan bahwa model ini mampu menjelaskan sekitar 82.7% dari variasi data. Selain itu, model ini juga menghasilkan ketepatan klasifikasi sebesar 76.47% yang menunjukkan bahwa akurasi prediksi tingkat balita *stunting* cukup baik. Untuk penelitian selanjutnya, disarankan agar data dikumpulkan dan dianalisis pada tingkat individu karena pada penelitian ini menggunakan data agregat provinsi. Pendekatan ini akan memberikan kesempatan kepada peneliti untuk mengidentifikasi faktor-faktor penentu balita *stunting* secara lebih rinci dan komprehensif.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (2018). *An Introduction to Categorical Data Analysis* (3rd ed.). Wiley-Interscience.
- Ari, E., & Yildiz, Z. (2014). Paralel Lines Assumption in Ordinal Logistic Regression and Analyses Approaches. *International Interdisciplinary Journal of Scientific Research*, 1(3), 8–23.
- Asian Development Bank. (2022). *Prevalence of Stunting among Children under 5 Years of Age*.
- Asmoyo, O. K., & Ratnasari, V. (2022). Pemodelan Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Persentase *Stunting* pada Balita di Indonesia dengan Pendekatan Regresi Data Panel. *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, 11(3). <https://doi.org/10.12962/j23373520.v11i3.80908>
- Ballante, E., Figini, S., & Uberti, P. (2022). A New Approach in Model Selection for Ordinal Varget variables. *Computational Statistics*, 37(1), 43–56. <https://doi.org/10.1007/s00180-021-01112-4>
- Bappenas. (2024). *SDGs Knowledge Hub: Agenda 2030 untuk Pembangunan Berkelanjutan*. <https://sdgs.bappenas.go.id/>
- BKKBN. (2020, March). *Kegiatan Bina Keluarga Balita dan Imunisasi*.
- Brueckner, M., & Lederman, D. (2018). Inequality and Economic Growth :The Role of Initial Income. *Policy Research Working Paper*.
- Helmyati, S., Atmaka, D. R., Wisnusanti, S. U., & Wigati, M. (2020). *STUNTING : Permasalahan dan Tantangannya* (Sita, Ed.). Gadjah Mada University Press.
- Hilbe, J. M. (2009). *Logistic Regression Models*. Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9781420075779>
- Hosmer, D. W., & Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression* (2nd ed.). Wiley. <https://doi.org/10.1002/0471722146>

- Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied Logistic Regression*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118548387>
- International Monetary Fund. (2023). *Proyeksi Nilai PDB Negara ASEAN*.
- Johnson, V. E., & Albert, J. H. (1999). *Ordinal Data Modeling*. Springer New York. <https://doi.org/10.1007/b98832>
- Kemenkes. (2023). *Profil Kesehatan Indonesia 2022* (F. Sibuea, Ed.). Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- Kementan. (2018). *Food Security and Vulnerability Atlas*.
- Liang, K.-Y., & Zeger, S. L. (1986). Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models. *Biometrika*, 73(1), 13–22. <https://doi.org/10.1093/biomet/73.1.13>
- Liu, X. (2015). *Applied Ordinal Logistic Regression Using Stata: From Single-Level to Multilevel Modeling* (1st ed.). Sage Publications.
- Norusis, M. (2011). *IBM SPSS Statistics 19 Statistical Procedures Companion* (1st ed.). Addison Wesley.
- O'Connell, A. (2006). *Logistic Regression Models for Ordinal Response Variables*. SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412984812>
- Powers, D. A., & Xie, Y. (2000). *Statistical Methods for Categorical Data Analysis* (1st ed.). Emerald Group Pub Ltd.
- Priatmadani, P., Anjarweni, H. U., Putri, S. M., Pramana, A. S., Palupi, R., & Budiasih, B. (2023). Determinan Prevalensi Balita *Stunting* di Indonesia Tahun 2021. *Seminar Nasional Official Statistics, 2023*(1), 653–662. <https://doi.org/10.34123/semnasoffstat.v2023i1.1753>
- Rezky, A. I. C., Darmawansyih, D., Rahim, R., Palancoi, N. A., & Sabry, M. S. (2024). Hubungan Faktor Kesehatan Lingkungan Terhadap Kejadian *Stunting* pada Balita di Wilayah Puskesmas Kassi-Kassi. *Jurnal Kedokteran Dan Kesehatan*, 20.
- Satriawan, D., & Styawan, D. A. (2021). Pengelompokan Provinsi di Indonesia Berdasarkan Faktor Penyebab Balita *Stunting* Menggunakan Analisis Cluster Hierarki. *Jurnal Statistika Dan Aplikasinya*, 5(1), 61–70. <https://doi.org/10.21009/JSA.05106>
- Velleman, Y., Blair, L., Fleming, F., & Fenwick, A. (2023). *Water-, Sanitation-, and Hygiene-Related Diseases* (pp. 189–219). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-0716-2463-0_547
- Warsidah, W., Ayyash, M. Y., Priani, W., & Satyahadewi, N. (2023). Analisis Statistik Faktor-faktor yang mempengaruhi Angka *Stunting* di Kalimantan Barat. *Empiricism Journal*, 4.
- WHO. (2024). *Stunting in a nutshell*.
- Woldehanna, T., Behrman, J. R., & Araya, M. W. (2017). The effect of early childhood *stunting* on children's cognitive achievements: evidence from young lives Ethiopia. *Ethiopian Journal of Health Development*, 31.
- Zuliana, A., Nuryanto, N., Rahadiyanti, A., & Purwanti, R. (2024). *Keikutsertaan Ibu pada Kelas Ibu Hamil dan Kelas Ibu Balita, serta Frekuensi Pemanfaatan Layanan Posyandu pada Balita Stunting dan Tidak Stunting*.