Ordinal Logistic Regression Model for Human Development Index: A Case Study of Provinces in The southern part of Sumatra

Alus Ahmad Suhaimi¹, Pepi Novianti^{1*}, Riwi Dyah Pangesti¹

¹ Statistics, Universitas Bengkulu, Bengkulu, Indonesia,

¹ pie_novianti@unib.ac.id

*Corresponding author

ABSTRAK

Regresi logistik ordinal adalah metode statistik yang digunakan untuk menganalisis variabel dependen ordinal dengan tiga kategori atau lebih. Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di wilayah Sumatra bagian selatan, yang mencakup provinsi Bengkulu, Bangka Belitung, Jambi, Sumatra Selatan, dan Lampung. IPM dikategorikan ke dalam tiga kelompok: rendah, sedang, dan tinggi. Variabel prediktor yang digunakan meliputi Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), tingkat kemiskinan, akses terhadap air minum layak, tingkat pengangguran terbuka (TPT), dan tingkat partisipasi angkatan kerja (TPAK). Hasil analisis menunjukkan bahwa tiga variabel berpengaruh signifikan terhadap IPM, yaitu persentase penduduk miskin, proporsi rumah tangga dengan akses terhadap air minum layak, dan tingkat pengangguran terbuka (TPT). Penelitian ini tidak melakukan uji heterogenitas spasial; oleh karena itu, disarankan agar penelitian selanjutnya memasukkan uji tersebut.

Kata Kunci: Indeks Pembangunan Manusia, Regresi Logistik Ordinal, Indikator Sosial Ekonomi

ABSTRACT

Ordinal logistic regression is a statistical method used to analyze ordinal dependent variables with three or more categories. This study aims to model the Human Development Index (HDI) in the southern Sumatra region, which includes the provinces of Bengkulu, Bangka Belitung, Jambi, South Sumatra, and Lampung. HDI is categorized into three groups: low, medium, and high. The predictor variables used include Gross Regional Domestic Product (GRDP), poverty rate, access to safe drinking water, open unemployment rate (OUR), and labor force participation rate (LFPR). The analysis results indicate that three variables significantly influence HDI: the percentage of the poor population, the proportion of households with access to safe drinking water, and the open unemployment rate (OUR). This study did not conduct a spatial heterogeneity test; therefore, it is recommended that future research incorporate such a test.

Keywords: Human Development Index, Ordinal Logistic Regression, Socio-economic Indicators

1. PENDAHULUAN

Keberhasilan pembangunan manusia merupakan salah satu tolok ukur penting dalam menilai kualitas pembangunan suatu wilayah. Menurut Badan Pusat Statistik (BPS, 2023), pembangunan manusia tidak hanya diukur dari capaian ekonomi, tetapi juga dari dimensi pendidikan, kesehatan, dan standar hidup layak. Indikator yang umum digunakan untuk mengukur pembangunan manusia adalah Indeks Pembangunan Manusia (IPM), yang mencerminkan gabungan capaian dari harapan hidup, pendidikan, dan pengeluaran per kapita yang disesuaikan. IPM menjadi indikator strategis karena mencerminkan outcome dari pembangunan di sektor-sektor utama.

Permasalahan mendasar yang masih dihadapi oleh berbagai daerah di Indonesia, termasuk wilayah Sumatra bagian selatan, antara lain kemiskinan, pengangguran, rendahnya akses terhadap air minum layak, serta belum optimalnya partisipasi angkatan kerja. Meskipun beberapa daerah mengalami peningkatan nilai IPM dari tahun ke tahun, ketimpangan antar wilayah masih menjadi isu penting dalam konteks pembangunan berkelanjutan.

Wilayah Sumatra bagian selatan yang mencakup Provinsi Jambi, Bengkulu, Lampung, Bangka Belitung, dan Sumatra Selatan memiliki karakteristik sosial-ekonomi yang cukup beragam. Oleh karena itu, penting untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi IPM di tingkat kabupaten/kota guna merumuskan kebijakan pembangunan yang tepat sasaran. Berdasarkan literatur dan data BPS (2023), variabel-variabel yang diduga berpengaruh terhadap IPM antara lain Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita, persentase penduduk miskin, persentase rumah tangga yang memiliki akses terhadap sumber air minum layak, tingkat pengangguran terbuka (TPT), serta tingkat partisipasi angkatan kerja (TPAK).

Dalam penelitian ini, IPM dikategorikan ke dalam tiga tingkat kategori — rendah, sedang, dan tinggi — berdasarkan klasifikasi dari BPS. Karena variabel respon dalam bentuk kategori bertingkat (ordinal), pendekatan yang digunakan adalah model Regresi Logistik Ordinal, yang sesuai untuk menganalisis hubungan antara variabel dependen berupa kategori bertingkat dengan variabel independen yang bersifat kuantitatif maupun kualitatif (Agresti, 2010). Model ini banyak digunakan dalam analisis data kategorik karena mampu menangkap hubungan monotonik antara variabel prediktor dan outcome bertingkat (Gujarati & Porter, 2009).

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat IPM di kabupaten/kota wilayah Sumatra bagian selatan berdasarkan data terbaru tahun 2023, serta untuk mengidentifikasi model terbaik yang dapat menggambarkan hubungan antar variabel tersebut menggunakan pendekatan Regresi Logistik Ordinal.

Regresi Logistik Ordinal

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), regresi logistik ordinal adalah metode statistik yang digunakan untuk menganalisis variabel respons (dependen) yang berskala ordinal dengan tiga kategori atau lebih. Dalam model ini, variabel bebas (independen) dapat berupa data kategorik maupun kontinu, dan jumlahnya bisa dua variabel atau lebih.

Menurut Agresti (2002), regresi logistik ordinal menggunakan model logit kumulatif (cumulative logit model). Dalam model ini, karakter ordinal dari variabel respons Y direpresentasikan melalui peluang kumulatif. Misalkan variabel respon Y memiliki G buah kategori berskala ordinal dan $\mathbf{x}_i$ menyatakan vektor yang terdiri dari p variabel pengamatan ke- i , $\mathbf{x}_i = [x_{i1} \ x_{i2} \ \dots \ x_{ip}]^T$ dengan $i = 1, 2, \dots, n$, maka model logit kumulatif dinyatakan sebagai berikut:

$$\text{logit} [P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)] = \alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}, \quad g = 1, 2, \dots, G - 1 \quad (1)$$

Dimana, $P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)$ adalah peluang kumulatif kurang dari atau sama dengan kategori ke- g jika diketahui $\mathbf{x}_i$, $\{\alpha_g\}$ merupakan parameter intersep dan memenuhi kondisi $\alpha_1 \leq \alpha_2 \leq \dots \leq \alpha_{G-1}$ dan $\boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p]^T$ merupakan vektor koefisien regresi yang bersesuaian dengan $x_1, x_2, \dots, x_p$.

Logit kumulatif didefinisikan sebagai berikut (Agresti, 2002):

$$\text{logit} [P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)] = \ln \left[\frac{P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)}{1 - P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)} \right], \quad g = 1, 2, \dots, G - 1$$

Maka model regresi logistik ordinal dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\text{logit} [P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)] = \ln \left[\frac{P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)}{1 - P(Y_i \leq g | \mathbf{x}_i)} \right] = \alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}, \quad g = 1, 2, \dots, G - 1$$

Sehingga peluang untuk masing-masing kategori respon dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\pi_g(\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}, \quad g = 1, 2, \dots, G$$

Pendugaan Parameter Regresi Logistik Ordinal

Menurut Agresti (2002), estimasi parameter dalam regresi logistik ordinal dilakukan dengan pendekatan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Misalnya terdapat n sampel berupa vektor variabel acak $\mathbf{Y}_1, \mathbf{Y}_2, \dots, \mathbf{Y}_n$ dengan $\mathbf{Y}_i = [y_{i1} \ y_{i2} \ \dots \ y_{iG}]^T$ mengikuti distribusi multinomial dengan probabilitas kategori ke- g sebesar $\pi_g(\mathbf{x}_i)$, maka dapat disusun fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n \prod_{g=1}^G (\pi_g(\mathbf{x}_i))^{y_{ig}} \prod_{i=1}^n \prod_{g=1}^G \left[\frac{\exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right]^{y_{ig}}$$

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000), inti dari metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) adalah mengestimasi vektor parameter $\boldsymbol{\theta} = [\alpha_1 \ \alpha_2 \ \alpha_{G-1} \ \beta_1 \ \beta_2 \ \beta_p]^T$ dengan memaksimalkan fungsi *likelihood*. Untuk menyederhanakan proses perhitungan, fungsi *likelihood* tersebut kemudian ditransformasikan menggunakan logaritma natural (ln), sehingga diperoleh fungsi *log-likelihood*, yaitu:

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \ln[\ell(\boldsymbol{\theta})] = \sum_{i=1}^n \sum_{g=1}^G y_{ig} \ln \left[\frac{\exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_g + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_{g-1} + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \quad (2)$$

Jika variabel respon y_i pada persamaan (2) mempunyai 3 buah kategori ($G = 3$), maka fungsi ln-likelihood menjadi:

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}) &= \ln[\ell(\boldsymbol{\theta})] \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{g=1}^G \left\{ y_{i1} \ln \left[\frac{\exp(\alpha_1 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_1 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \right. \\ &\quad + y_{i2} \ln \left[\frac{\exp(\alpha_2 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_2 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\alpha_1 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_1 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \\ &\quad \left. + y_{i3} \ln \left[1 - \frac{\exp(\alpha_2 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\alpha_2 + \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \right\} \quad (3) \end{aligned}$$

Hosmer dan Lemeshow (2000) menyatakan bahwa parameter dapat diestimasi menggunakan metode MLE. Turunan parsial pertama dari fungsi *log-likelihood* yang digunakan dalam proses estimasi merupakan fungsi nonlinier terhadap parameter. Karena bentuk regresi yang nonlinier membuat estimasi parameter dengan MLE menjadi sulit, maka

diperlukan metode iteratif. Oleh karena itu, menurut Agresti (2002), proses iterasi yang digunakan dalam estimasi ini adalah metode Newton-Raphson.

Uji Rasio Likelihood (Uji Parameter Keseluruhan)

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$ (secara bersama-sama variabel independen tidak mempengaruhi model)

H_1 : paling sedikit ada salah satu dari $\beta_k \neq 0$ dengan $k = 1, 2, \dots, p$

Statistik Uji Rasio Likelihood: $G^2 = -2 \ln \left(\frac{L_1(\theta)}{L_2(\theta)} \right)$

Dengan $L_1(\theta)$ adalah fungsi likelihood tanpa variabel bebas dan $L_2(\theta)$ adalah fungsi likelihood dengan variabel bebas.

Kriteria uji:

Tolak H_0 jika nilai $G^2 > \chi^2_{\alpha,p}$ atau nilai signifikansi lebih kecil dari α .

Uji Wald (Uji Parameter Secara Individu)

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : $\beta_k = 0$ (parameter tidak signifikan atau variabel bebas tidak memiliki hubungan yang kuat dengan variabel respon)

H_1 : $\beta_k \neq 0$ dengan $k = 1, 2, \dots, p$ (parameter signifikan atau variabel bebas memiliki hubungan yang kuat dengan variabel respon)

Statistic Uji:

$$W_k = \left[\frac{\hat{\beta}_k}{SE(\hat{\beta}_k)} \right]^2$$

Dengan $\hat{\beta}_k$ merupakan penaksir parameter β_k dan standar error $\hat{\beta}_k$ diperoleh dari: $SE(\hat{\beta}_k) = \sqrt{Var(\hat{\beta}_k)}$.

Kriteria penolakan:

Tolak H_0 jika $W^2 > \chi^2_{\alpha,1}$ atau nilai signifikansi lebih kecil dari α .

Uji Kesesuaian Model (Goodness Of Fit)

Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 : Model sesuai (tidak ada perbedaan antara hasil observasi dengan hasil prediksi)

H_1 : Model tidak sesuai (ada perbedaan antara hasil observasi dengan hasil prediksi)

Statistic Uji:

$$D = -2 \sum_{i=1}^n \sum_{g=1}^G \left[y_{ig} \ln \left(\frac{\hat{\pi}_{ig}}{y_{ig}} \right) \right]$$

Dimana,

$\hat{\pi}_{ig} = \hat{\pi}_g(x_i)$: merupakan peluang observasi ke- i pada kategori ke- g .

$df = J - (p + 1)$ dimana J merupakan jumlah kovariat, $p =$ banyaknya parameter dalam model.

Kriteria penolakan:

Tolak H_0 jika $D > \chi^2_{df,\alpha}$ atau nilai signifikansi lebih kecil dari α .

Odds Ratio (OR)

Odds ratio (OR) merupakan salah satu ukuran yang digunakan untuk menginterpretasikan hasil dari model regresi logistik, baik pada regresi logistik biner maupun ordinal. OR menggambarkan seberapa besar kemungkinan suatu kejadian terjadi dibandingkan dengan tidak terjadinya, sebagai akibat dari perubahan satu unit pada variabel prediktor, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Nilai OR lebih besar dari 1 menunjukkan bahwa peningkatan nilai prediktor meningkatkan peluang terjadinya suatu kategori respon tertentu, sedangkan nilai OR kurang dari 1 mengindikasikan bahwa peningkatan prediktor justru menurunkan peluang terjadinya kejadian tersebut. Dalam konteks regresi logistik ordinal, OR dihitung berdasarkan selisih logit kumulatif antar kategori dan digunakan untuk memahami arah serta kekuatan hubungan antara variabel independen dan kategori ordinal dari variabel dependen. Interpretasi OR sangat penting dalam penelitian bidang kesehatan, ekonomi, serta ilmu sosial karena memberikan makna praktis terhadap hasil statistik yang diperoleh (Hosmer, Lemeshow, & Sturdivant, 2013; Hilbe, 2023). Secara matematis, OR dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$OR = \exp \beta$$

Dimana, β adalah koefisien regresi logistik untuk variabel X dan $\exp$ adalah bilangan eksponensial (sekitar 2.718).

Indeks Pembangunan Manusia

IPM adalah ukuran gabungan yang memberikan gambaran pencapaian kualitas hidup manusia di suatu wilayah. Indeks ini diolah dari tiga pilar utama diantaranya adalah umur harapan hidup, tingkat pendidikan, dan standar hidup sebagai alternatif yang ringkas namun representatif untuk mengevaluasi pembangunan manusia secara regional atau nasional (BPS, 2024). BPS juga mencatat bahwa pada tahun 2024, IPM Indonesia mencapai 75,02, naik sebesar 0,63 poin (0,85 %) dibandingkan tahun 2023.

Beberapa variabel bebas yang diduga mempengaruhi IPM antara lain, Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), Persentase Penduduk Miskin, Rumah Tangga yang Memiliki Akses Terhadap Sumber Air Minum Layak, Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK).

2. METODE

Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik Wilayah Sumatra Bagian Selatan yang meliputi, Provinsi Bengkulu, Jambi, Lampung, Sumatra Selatan, dan Bangka Belitung. Data berupa hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) Tahun 2014. Variabel yang digunakan dalam penelitian ini terdiri dari variabel terikat dan variabel bebas. Variabel terikat (Y) yang dianalisis adalah Indeks Pembangunan Manusia (IPM) pada 60 Kabupaten/Kota di Sumatra Bagian Selatan dan menggunakan 5 variabel bebas yang diduga mempengaruhi IPM. Data IPM dikategorikan menjadi 3 kategori, yaitu 1 = rendah ($IPM < 70$), 2 = sedang ($70 \leq IPM \leq 75$), dan 3 = tinggi ($IPM > 75$). Variabel bebas yang akan digunakan pada penelitian ini adalah X_1 = Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), X_2 = Persentase Penduduk Miskin, X_3 = Rumah Tangga yang Memiliki Akses Terhadap Sumber Air Minum Layak, X_4 = Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT), dan X_5 = Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK). Tahapan-tahapan analisis yang dilakukan pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mengumpulkan data yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS) sebagai dasar dalam penelitian ini.
2. Melakukan pengelompokan variabel dependen menjadi tiga kategori, yaitu: (1) $IPM < 70$, (2) $70 \leq IPM \leq 75$, dan (3) $IPM > 75$.
3. Menyusun model awal menggunakan pendekatan regresi logistik ordinal.
4. Melakukan pengujian rasio likelihood, uji wald, serta uji kecocokan model untuk model regresi logistik ordinal.
5. Menyusun model akhir dan interpretasi model dari regresi logistik ordinal.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Model Awal

$$\begin{aligned} \text{logit } [P(Y_i \leq 1|x_i)] &= -1.0332 - (-0.01844X_1 - 0.61259X_2 + 0.77104X_3 + 1.34545X_4 \\ &\quad + 0.31486X_5) \\ \text{logit } [P(Y_i \leq 2|x_i)] &= 2.6103 - (-0.01844X_1 - 0.61259X_2 + 0.77104X_3 + 1.34545X_4 \\ &\quad + 0.31486X_5) \end{aligned}$$

3.2. Uji Rasio Likelihood

Tabel 1. Uji Rasio Likelihood

Uji tahap ke-	G^2	Tabel Chi-Square	Keputusan
Tahap 1	33.6619	11.0705	Tolak H_0
Tahap 2	32.6702	7.8147	Tolak H_0

Berdasarkan Tabel 1, terlihat bahwa pada pengujian tahap pertama dan kedua menggunakan uji rasio *likelihood* (uji signifikansi parameter secara keseluruhan), hipotesis nol (H_0) ditolak karena nilai $G^2 > \chi^2_{\alpha,p}$. Hal ini menunjukkan bahwa setidaknya terdapat satu variabel bebas yang secara signifikan berpengaruh terhadap variabel terikat.

3.3. Uji Wald

Tabel 2. Uji Wald tahap Pertama

Variabel	Koefisien	Wald	Signifikan	Keputusan
X_1	-0.0184	0.00304	0.9559	Terima H_0
X_2	-0.6126	3.86013	0.0495	Tolak H_0
X_3	0.771	5.19096	0.0227	Tolak H_0
X_4	1.3454	11.6131	0.0007	Tolak H_0
X_5	0.3149	0.97998	0.3223	Terima H_0

Tabel 3. Uji Wald Tahap Kedua

Variabel	Koefisien	Wald	Signifikan	Keputusan
X_2	-0.5728	3.60937	0.0575	Terima H_0
X_3	0.7326	5.28077	0.0216	Tolak H_0
X_4	1.2262	11.3855	0.0007	Tolak H_0

Berdasarkan uji Wald tahap pertama dan tahap kedua yang telah dilakukan didapatkan hasil bahwa variabel yang signifikan terhadap model pada Tingkat signifikansi 10% yaitu

Persentase Penduduk Miskin (X_2) dan pada Tingkat signifikansi 5% diantaranya Rumah Tangga yang Memiliki Akses Terhadap Sumber Air Minum Layak (X_3) dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) (X_4).

3.4. Uji Kesesuaian Model

Berdasarkan hasil uji kesesuaian model, diperoleh nilai deviance sebesar 4.4951 yang lebih kecil dari nilai kritis, atau nilai signifikansinya sebesar 0.8759 yang melebihi $\alpha = 0.05$. Oleh karena itu, H_0 diterima. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa model yang digunakan sudah sesuai, karena tidak terdapat perbedaan yang signifikan antara nilai observasi dan nilai yang diprediksi oleh model.

3.5. Model Akhir

$$\begin{aligned} \text{logit} [P(Y_i \leq 1|x_i)] &= -1.0009 - (-0.5727X_2 + 0.7326X_3 + 1.2262X_4) \\ \text{logit} [P(Y_i \leq 2|x_i)] &= 2.5672 - (-0.5727X_2 + 0.7326X_3 + 1.2262X_4) \end{aligned}$$

3.6. Odds Ratio

Tabel 4. Odds Ratio (OR)

Variabel	OR
X2	0.564
X3	2.08
X4	3.408

Berdasarkan Tabel 4 dapat disimpulkan bahwa:

1. Untuk variabel Persentase Penduduk Miskin (X_2), diperoleh nilai odds ratio sebesar 0,56. Artinya, jika persentase penduduk miskin di suatu daerah meningkat satu persen, maka kecenderungan daerah tersebut untuk masuk ke kategori IPM yang lebih tinggi justru menurun, yaitu hanya sebesar 0,56 kali dibandingkan sebelumnya. Ini menunjukkan bahwa semakin tinggi tingkat kemiskinan, maka kemungkinan suatu daerah memiliki IPM yang tinggi semakin kecil.
2. Untuk variabel Rumah Tangga yang Memiliki Akses Terhadap Sumber Air Minum Layak (X_3), diperoleh nilai odds ratio sebesar 2,08. Artinya, setiap peningkatan satu persen rumah tangga yang memiliki akses terhadap air minum layak akan meningkatkan peluang suatu daerah masuk ke kategori IPM yang lebih tinggi sebesar 2,08 kali dibandingkan sebelumnya. Ini mengindikasikan bahwa akses terhadap air minum layak berkontribusi positif terhadap peningkatan IPM suatu daerah.
3. Untuk variabel Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT) (X_4), diperoleh nilai odds ratio sebesar 3,41. Artinya, setiap kenaikan satu persen pada TPT akan meningkatkan peluang suatu daerah untuk masuk ke kategori IPM yang lebih tinggi sebesar 3,41 kali dibandingkan sebelumnya. Hal ini dapat menunjukkan bahwa daerah dengan TPT tinggi cenderung tetap memiliki IPM tinggi, yang mungkin disebabkan oleh faktor lain seperti akses pendidikan atau layanan kesehatan yang baik.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan mengenai Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di Wilayah Sumatera Bagian Selatan tahun 2023 menggunakan regresi logistik ordinal, diperoleh kesimpulan bahwa Indeks Pembangunan Manusia (IPM) di Wilayah Sumatera Bagian Selatan dipengaruhi oleh faktor Persentase Penduduk Miskin, Rumah Tangga yang Memiliki Akses Terhadap Sumber Air Minum Layak, dan Tingkat Pengangguran Terbuka (TPT).

5. REFERENSI

- [1] M. N. S. Abreu, A. L. Siqueira, C. S. Cardoso, and W. T. Caiaffa, "Ordinal logistic regression models: Application in quality of life studies," *Cadernos de Saúde Pública*, vol. 24, suppl., pp. S127–S136, 2008.
- [2] A. Agresti, *Categorical Data Analysis*, 2nd ed. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, 2002.
- [3] Badan Pusat Statistik, *Indeks Pembangunan Manusia 2023*, BPS, Jakarta, 2023.
- [4] R. Diana, "Uji kesamaan vektor parameter model linier multivariat: Studi kasus faktor-faktor yang mempengaruhi IPM tahun 2007," Skripsi, Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya, 2009.
- [5] C. Fatimah, "Pemodelan IPM Provinsi Jawa Timur, Jawa Tengah, Jawa Barat dan Sumatera Utara dengan metode regresi logistik ordinal," Skripsi, Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya, 2010.
- [6] D. W. Hosmer and S. Lemeshow, *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons, 2000.
- [7] A. Lutfia, "Analisis regresi logistik multinomial (Studi kasus: Jenis pelanggaran lalu lintas Kota Surabaya)," Skripsi, Jurusan Vokasi Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya, 2017.
- [8] T. Pentury, M. Pattiradjawane, and M. Talakua, "Analisis regresi logistik ordinal (Studi kasus: Akreditasi SMA di Kota Ambon)," *Jurnal Matematika dan Aplikasi*, Universitas Pattimura, Ambon, 2016
- [9] D. W. Hosmer, S. Lemeshow, and R. X. Sturdivant, *Applied Logistic Regression*, 3rd ed. Hoboken, NJ: Wiley, 2013.
- [10] R. A. Johnson and D. W. Wichern, *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 6th ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2007.
- [11] S. Menard, *Applied Logistic Regression Analysis*, 2nd ed. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, 2002.
- [12] R Core Team, *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria, 2024. [Online]. Available: <https://www.r-project.org/>
- [13] P. McCullagh and J. A. Nelder, *Generalized Linear Models*, 2nd ed. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC, 1989.
- [14] K. B. Powers and G. Xie, "Understanding and interpreting odds ratios," *Journal of Nursing Education and Practice*, vol. 10, no. 3, pp. 45–49, 2020.
- [15] D. Gujarati and D. Porter, *Basic Econometrics*, 5th ed. New York: McGraw-Hill, 2009.