



Analisis Mediasi Multipel Paralel Kausal Step pada Data *Stunting* menurut Kabupaten/Kota

Aulia Sabila Budiman, Nusar Hajarisman*

Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Indonesia.

ARTICLE INFO

Article history :

Received : 10/5/2024
Revised : 31/7/2024
Published : 31/7/2024



Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0 International License.

Volume : 4
No. : 1
Halaman : 31 - 40
Terbitan : **Juli 2024**

ABSTRAK

Dalam analisis regresi linier, hubungan antara variabel bebas X dan variabel tak bebas Y tidak selalu memiliki efek langsung. Dalam praktiknya, mungkin muncul variabel ketiga yang bertindak sebagai perantara antara kedua variabel tersebut. Variabel ini disebut variabel mediasi M, yang menjelaskan proses sebab akibat di antara kedua variabel tersebut. Variabel mediasi berperan sebagai perantara dalam menghubungkan variabel bebas dengan variabel tak bebas, memungkinkan terjadinya pengaruh timbal balik. Metode analisis mediasi langkah kausal Baron dan Kenny, yang diperkenalkan pada tahun 1986, digunakan untuk menentukan apakah suatu variabel berperan sebagai mediator. Metode ini diterapkan pada data *stunting* dari Profil Kesehatan Provinsi Jawa Barat tahun 2022. Penelitian terdahulu menunjukkan bahwa jumlah bayi berat badan rendah lahir (BBLR) dan kasus diare pada balita dapat berperan sebagai variabel mediator dalam hubungan antara kelayakan sanitasi dan kasus *stunting* balita. Pengujian koefisien regresi dan Uji Sobel pada data *stunting* Jawa Barat tahun 2022 menunjukkan bahwa hubungan antara kelayakan sanitasi dan kasus *stunting* balita dapat dimediasi oleh jumlah kasus BBLR dan diare pada balita secara bersamaan. Namun, variabel BBLR hanya dapat memediasi sebagian, karena kelayakan sanitasi masih dapat memengaruhi jumlah kasus *stunting* secara langsung tanpa melalui variabel BBLR atau diare terlebih dahulu.

Kata Kunci : Kausal Step; *Stunting*; Variabel Mediasi.

ABSTRACT

In linear regression analysis, the relationship between the independent variable X and the dependent variable Y may not always have a direct effect. A third variable, called mediator variable M, can act as an intermediary between the two variables, explaining the cause-and-effect process. Mediator variables serve as intermediaries connecting the independent variable to the dependent variable, allowing for mutual influence. Baron and Kenny's causal step mediation analysis method, introduced in 1986, is used to determine if a variable acts as a mediator. This method is applied to *stunting* data from the Health Profile of West Java Province in 2022. Previous research indicates that the number of low birth weight (LBW) babies and cases of diarrhea in toddlers can serve as mediator variables in the relationship between sanitation adequacy and toddler *stunting* cases. Regression coefficient testing and Sobel Test on West Java's *stunting* data for 2022 show that the relationship between sanitation adequacy and toddler *stunting* cases can be mediated by the number of LBW cases and diarrhea in toddlers simultaneously. However, the LBW variable can only partially mediate, as sanitation adequacy can still directly affect the number of *stunting* cases without going through the LBW or diarrhea variables first.

Keywords : Causal Steps; *Stunting*; Mediation Variables.

Copyright© 2024 The Author(s).

A. Pendahuluan

Salah satu hal yang menarik untuk diteliti ketika mempunyai data dengan dua atau lebih variabel adalah bagaimana hubungan antara variabel-variabel tersebut. Analisis yang menyangkut tentang permasalahan ini dikenal dengan analisis regresi yang mana di dalamnya terdapat dua jenis variabel, yaitu variabel bebas atau variabel prediktor (X) dan variabel tak bebas atau variabel respon (Y). Dalam hal ini, variabel prediktor merupakan variabel yang mampu mempengaruhi variabel respon [1].

Namun, pada kenyataannya, permasalahan pada suatu penelitian tidak cukup hanya didasarkan pada hubungan langsung antara variabel X dan variabel Y . Contohnya dalam permasalahan sosial dan kesehatan terdapat beberapa penelitian yang menyertakan suatu variabel yang mampu memediasi hubungan variabel X dengan Y . Variabel tersebut dikenal dengan variabel mediasi M yang mana menjelaskan proses sebab akibat yang mendasari hubungan antara dua variabel lainnya. Variabel mediasi merupakan perantara dalam rangkaian sebab akibat yang menghubungkan variabel bebas dengan variabel tak bebas, sehingga variabel bebas mampu mempengaruhi variabel mediasi dan variabel mediasi mempengaruhi variabel tak bebas. Jika dikuantifikasi, pengaruh variabel mediasi disebut sebagai pengaruh tidak langsung. Disebut demikian karena pengaruh variabel mediasi ini mewakili pengaruh variabel X terhadap variabel Y yang ditransmisikan secara tidak langsung melalui variabel mediasi [2] [3]. Analisis yang dilakukan untuk menguraikan pengaruh total variabel X menjadi pengaruh langsung dan pengaruh tidak langsung melalui variabel mediator adalah dengan melakukan analisis mediasi kausal.

Adapun penerapan metode analisis mediasi kausal yang akan dilakukan pada penelitian ini yaitu pada data tentang penyebab *stunting* balita di Provinsi Jawa Barat tahun 2022. Menurut Kementerian Kesehatan, *stunting* merupakan suatu kondisi pada balita di mana balita gagal tumbuh akibat kekurangan gizi kronis terutama pada 1000 hari pertama kehidupan. Salah satu penyebab terjadinya *stunting* adalah lingkungan pemukiman, hal ini dapat tercermin dari bagaimana akses terhadap fasilitas sanitasi yang aman (jamban yang sehat) [4][5]. Namun, pada kenyataannya, ada variabel lain yang mampu memediasi hubungan kelayakan sanitasi terhadap *stunting*, yaitu kasus penyakit yang berhubungan dengan malnutrisi seperti diare [6][7]. Selain diare, Berat Badan Lahir Rendah (BBLR) juga secara teori mampu memediasi hubungan sanitasi terhadap *stunting* [8].

Dilakukannya penelitian ini bertujuan untuk mengetahui apakah kelayakan sanitasi mempengaruhi jumlah kasus *stunting* pada balita secara langsung atau perlu melalui variabel ketiga seperti jumlah kasus diare atau jumlah bayi yang lahir dengan berat badan rendah. Adapun hasil dari penelitian ini diharapkan mampu bermanfaat bagi pembaca sebagai informasi terkait faktor-faktor yang mempengaruhi *stunting* di Jawa Barat, serta bagaimana faktor-faktor tersebut berhubungan dengan *stunting*, agar pembaca dapat lebih memperhatikan faktor-faktor tersebut sebagai upaya intervensi dini terhadap *stunting* demi terwujudnya Jawa Barat *Zero Stunting*.

B. Metode Penelitian

Pengumpulan Data

Data yang digunakan merupakan data sekunder yang diperoleh melalui Profil Kesehatan Provinsi Jawa Barat Tahun 2022 yang dipublikasikan oleh Dinas Kesehatan Jawa Barat. Profil kesehatan ini menampilkan bagaimana kondisi kesehatan di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2022. Data-data yang ada pada publikasi ini disajikan berdasarkan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat yang meliputi 18 kabupaten dan 9 kota. Penelitian ini menggunakan empat variabel yang di antaranya adalah variabel banyaknya kasus *stunting* balita (Y), banyaknya kepala keluarga yang mengakses sanitasi layak (X), banyaknya kasus diare yang dilayani pada balita (M_1), dan banyaknya bayi yang lahir dengan berat badan rendah atau BBLR (M_2).

Model Regresi Linier

Analisis regresi adalah suatu metode statistik yang memodelkan hubungan antar variabel. Secara matematik, hubungan linier dinyatakan oleh sebuah persamaan garis lurus yang disebut dengan garis regresi linier seperti pada persamaan di bawah ini [9][10]. Di mana β_0 menyatakan intersep atau perpotongan dengan sumbu tegak Y , dan β_1 adalah kemiringan (*slope*) atau gradiennya.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \tag{1}$$

Penaksiran Parameter Regresi Linier

Metode penaksiran koefisien regresi yang umum digunakan adalah metode kuadrat terkecil biasa (*Ordinary Least Square, OLS*) [11]. Secara umum di dalam prosedur kuadrat terkecil ini harus memenuhi asumsi dasar bahwa residu ε harus mengikuti distribusi normal dengan rata-rata nol dan varians yang homogen atau dinyatakan dalam bentuk $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$.

$$b = (X'X)^{-1}X'y \tag{2}$$

Ketika asumsi ini terlanggar maka metode estimasi lain yang dapat digunakan sebagai solusi adalah metode kuadrat terkecil terboboti (*Weighted Least Square, WLS*). Metode ini mengoreksi varians yang tidak konstan dengan memberi bobot pada setiap observasi berdasarkan nilai invers dari estimasi variansnya. Secara matematis, model pada Persamaan (2) dimodifikasi dengan memasukkan matriks diagonal dengan bobot W , sehingga:

$$b_{WLS} = (X'WX)^{-1}X'Wy \tag{3}$$

Menentukan nilai w_{ii} yang tepat dapat dilihat melalui plot galat dengan nilai prediksi. Jika plot menunjukkan pola yang membentuk corong/megafon maka w_{ii} merupakan invers dari nilai prediksi hasil regresi $|\varepsilon| \sim y$. Sedangkan jika plot menunjukkan pola yang membentuk tren meningkat maka w_{ii} merupakan nilai-nilai invers dari pengkuadratan nilai prediksi hasil regresi $\varepsilon^2 \sim y$ [12].

Asumsi Regresi Klasik

Pengujian asumsi normalitas sisaan dilakukan menggunakan Uji Kolmogorov Smirnov yang mana membandingkan distribusi yang dihipotesiskan (distribusi normal) dengan distribusi yang teramati (distribusi data yang akan diujikan) [13]. Hipotesis nol dari pengujian ini yaitu data sisaan berdistribusi normal. Adapun statistik uji dirumuskan sebagai berikut:

$$D = \max|F_T - F_S| \tag{4}$$

Di mana F_T merupakan probabilitas kumulatif normal dan F_S merupakan probabilitas kumulatif empiris. Data sisaan berdistribusi normal ketika nilai statistik uji D lebih kecil dari nilai tabel Kolmogorov-Smirnov [14]

Pengujian homogenitas varians sisaan dilakukan menggunakan Uji Breusch Pagan di mana metode ini mengasumsikan bahwa ragam membesar atau mengecil berdasarkan besar kecilnya satu atau lebih variabel bebas X atau dengan kata lain, besar kecilnya ragam merupakan fungsi dari peubah bebas $\sigma^2 = f(x)$. Hipotesis nol dari pengujian ini yaitu ragam varians sisaan homogen. adapun statistik uji dirumuskan sebagai berikut:

$$\chi_{hit}^2 = \frac{JKR^*/2}{(JKS/n)^2} \tag{5}$$

Di mana JKS merupakan jumlah kuadrat sisaan hasil meregresikan X terhadap Y dan JKS^* merupakan jumlah kuadrat regresi hasil meregresikan X dengan e_i^2 . Data sisaan memiliki varians yang homogen ketika $\chi_{hit}^2 < \chi^2_{(\alpha;k)}$. Adapun nilai kritis tersebut diperoleh melalui tabel *chi-square*.

Multikolinearitas merupakan suatu kondisi di mana dua atau lebih peubah prediktor berkorelasi tinggi atau dengan kata lain peubah prediktor dikatakan mempunyai kolinearitas lengkap apabila koefisien korelasinya berharga satu dan kolinearitas tidak lengkap apabila koefisien korelasinya berharga nol [13]. Pemeriksaan asumsi multikolinearitas ini menggunakan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) dengan rumus:

$$VIF = \frac{1}{1 - R_i^2} \tag{6}$$

Di mana R_i^2 adalah koefisien determinasi ganda antara peubah prediktor x_i dengan peubah prediktor lainnya. apabila nilai VIF lebih besar dari 10 maka peubah tersebut dikatakan mempunyai multikolinearitas yang signifikan dengan peubah bebas lainnya.

Uji Signifikansi Parameter Regresi secara Parsial

Uji parsial dilakukan untuk menguji apakah suatu variabel bebas X secara individual/parsial berpengaruh secara signifikan terhadap variabel tak bebas Y . Hipotesis nol dari pengujian ini yaitu $\beta_j = 0$ di mana $j = 0, 1, \dots, k$ dan k merupakan banyaknya variabel bebas X . Statistik uji yang digunakan adalah statistik t .

$$t = \frac{b_j - \beta_j}{s_{bj}} \quad (7)$$

Di mana b_j merupakan nilai koefisien kemiringan regresi, β_j merupakan kemiringan yang dihipotesiskan, dan s_{bj} merupakan simpangan baku dari koefisien kemiringan regresi b_j . Pengujian ini signifikan atau mampu menolak H_0 jika $t > t_{(n-k-1; \frac{\alpha}{2})}$ atau $t < -t_{(n-k-1; \frac{\alpha}{2})}$. Adapun nilai kritis tersebut diperoleh melalui tabel distribusi *t-student*.

Variabel Mediasi

Variabel mediasi berfungsi mentransmisikan pengaruh suatu variabel bebas X terhadap variabel tak bebas Y . Artinya, akan terdapat pengaruh langsung dari variabel bebas X terhadap variabel tak bebas Y dan pengaruh tidak langsung yang dimediasi oleh variabel M .

Analisis Mediasi Multipel Paralel

Analisis mediasi bertujuan untuk menguraikan pengaruh total (c) variabel bebas X terhadap variabel tak bebas Y menjadi pengaruh langsung (c') dan pengaruh tidak langsung (ab) melalui variabel mediator M [15]. Cara pengujian variabel mediasi yang paling populer adalah prosedur yang dijelaskan oleh Baron dan Kenny (1986) atau dapat disebut dengan metode kausal step. Metode ini digunakan untuk menjawab pertanyaan apakah variabel M tertentu berfungsi sebagai pemediasi hubungan antara X dan Y [16].

Di dalam model mediator multipel paralel, variabel bebas X mempengaruhi variabel tak bebas Y secara langsung ataupun tidak langsung melalui dua atau lebih mediator. Model mediator multipel paralel dengan mediator k memiliki variabel konsekuen $k+1$ (satu untuk masing-masing mediator M dan satu untuk Y) dan karenanya membutuhkan persamaan $k+1$ untuk memperkirakan semua efek X pada Y . Dengan demikian, model dengan k mediator memiliki k pengaruh tidak langsung yang mana melalui M_1 ($X \rightarrow M_1 \rightarrow Y$) dan seterusnya hingga M_k ($X \rightarrow M_k \rightarrow Y$). Persamaan-persamaan ini adalah:

$$M_i = i_{Mi} + a_i X + e_{Mi} \text{ untuk semua } i = 1, \dots, k \quad (8)$$

$$Y = i_Y + c' X + \sum_{i=1}^k b_i M_i + e_Y \quad (9)$$

Di samping itu, pengaruh total X terhadap Y dimodelkan melalui model berikut:

$$Y = i_1 + cX + e_1 \quad (10)$$

Pengaruh tak langsung X pada Y melalui M merupakan produk atau perkalian antara a dan b . Pengaruh tak langsung ini dapat pula dimaknai bahwa jika X meningkat satu satuan maka akan terjadi peningkatan atau penurunan sebesar ab satuan pada Y sebagai hasil dari efek langsung X pada M yang pada akhirnya mempengaruhi Y . Di dalam analisis mediasi multipel paralel kausal step, besaran pengaruh total akan ekuivalen dengan jumlah dari pengaruh langsung dan pengaruh tak langsung. Hal ini dapat dibuktikan ketika persamaan (8) disubstitusikan ke dalam persamaan (9).

$$c = c' + \sum_{i=1}^k a_i b_i \quad (11)$$

Inferensi untuk Pengaruh Mediasi

Menurut Baron dan Kenny (1986) terdapat tiga hipotesis yang akan diuji, yaitu:

$$H_{01}: c = 0 \text{ melawan } H_1: c \neq 0$$

$$H_{02}: a_i = 0 \text{ melawan } H_1: a_i \neq 0$$

$$H_{03}: b_i = 0 \text{ melawan } H_1: b_i \neq 0$$

Melalui pengujian ketiga hipotesis ini, maka dapat diidentifikasi bentuk hubungan dan pengaruh dari variabel mediasi. Suatu model menunjukkan adanya bukti yang kuat tentang adanya variabel mediasi ketika koefisien c , a , dan b signifikan [17]. Lebih jauh Lacobucci (2008) menyebutkan bahwa terdapat tiga kemungkinan keputusan yang dibuat dalam menguji pengaruh atau efek mediasi ini.

Jika a tidak signifikan, atau b tidak signifikan (atau keduanya, baik a dan b , tidak signifikan), maka dapat dikatakan bahwa tidak terdapat pengaruh dari variabel mediator tersebut. Dalam hal ini dapat dikatakan bahwa besar keragaman yang terjadi di dalam Y secara langsung dipengaruhi oleh X , tanpa dimediasi oleh variabel M . Jika hal ini terjadi maka analisis tidak perlu dilanjutkan.

Jika koefisien c , a , b , dan c' signifikan, maka dapat disimpulkan bahwa setidaknya-tidaknya terdapat pengaruh mediasi parsial. Artinya keragaman yang terjadi di dalam Y sebagian dipengaruhi langsung oleh X , dan sebagian lagi hasil dari pengaruh tak langsung yang dimediasi oleh variabel M .

Jika koefisien c , a , b signifikan, tetapi koefisien c' secara statistik tidak signifikan, maka hal ini dapat dikatakan variabel mediasi memberikan pengaruh yang sempurna. Atau dapat dikatakan pula bahwa keragaman yang terjadi di dalam Y secara tidak langsung dijelaskan oleh X melalui variabel mediasi M .

Sobel Test

Untuk menguji pengaruh dari variabel mediasi ini dilakukan dengan menggunakan statistik uji Z atau dikenal dengan uji Sobel (Sobel, 1982). Dapat ditunjukkan bahwa untuk menguji perbedaan antara c (pengaruh langsung) dengan c' (pengaruh langsung yang diestimasi melalui efek mediasi) adalah ekuivalen dengan menguji apakah kekuatan variabel mediasi ($a \times b$) lebih besar daripada nol atau tidak, atau hipotesisnya dapat dirumuskan sebagai:

$$H_0: a_i b_i = 0 \text{ melawan } H_1: a_i b_i \neq 0$$

Untuk menguji hipotesis di atas, maka statistik uji yang digunakan adalah:

$$z = \frac{a_i b_i}{\sqrt{a_i^2 Se_{b_i}^2 + b_i^2 Se_{a_i}^2 + Se_{a_i}^2 Se_{b_i}^2}} \tag{12}$$

Pengujian ini signifikan atau mampu menolak H_0 ketika $Z > Z_{\frac{\alpha}{2}}$ atau $Z < -Z_{\frac{\alpha}{2}}$ di mana nilai kritis diperoleh dari tabel kumulatif distribusi normal baku.

C. Hasil dan Pembahasan

Deskripsi Data

Sebelum melakukan analisis data lebih lanjut, terlebih dahulu mencari tahu bagaimana karakteristik data yang digunakan melalui perhitungan nilai-nilai statistik deskriptif dari masing-masing variabel yang digunakan.

Tabel 1. Statistik Deskriptif dari Variabel-variabel Penelitian

Variabel	Rata-rata	Median	Minimum	Maksimum	St.Dev
Stunting	6668	3899	519	30266	7077,543
Sanitasi	482598	477704	65463	1099285	306764
BBLR	782,6	637	118	1965	548,431
Diare	7220	5146	1082	28263	5947,718

Berdasarkan nilai-nilai statistik deskriptif pada Tabel 1, terdapat satu pola yang mendukung teori faktor-faktor penyebab *stunting* yang menyatakan bahwa *stunting* pada balita mampu dipengaruhi oleh kasus diare pada balita [6]. Pola yang dimaksud di sini adalah Kabupaten Pangandaran yang merupakan daerah dengan angka jumlah balita *stunting* terendah sekaligus dengan angka jumlah balita diare terendah.

Pemodelan Regresi Linier dan Pengujian Asumsi

Metode estimasi yang digunakan adalah *Weighted Least Square* (WLS) karena terdapat asumsi homogenitas varians sisaan yang terlanggar.

Pemodelan regresi pertama dilakukan untuk melihat pengaruh total (*c*) Sanitasi terhadap *Stunting* dengan meregresikan variabel Sanitasi (*X*) terhadap *Stunting* (*Y*). Adapun model yang dihasilkan adalah sebagai berikut:

$$\hat{Y} = 0,05583 + 0,01225X \tag{13}$$

Tabel 2. Pemeriksaan Asumsi pada Persamaan (13)

Asumsi	Statistik Uji	Nilai Kritis	P-Value	Keputusan
Normalitas	0,1862	0,24	0,2712	Terima H0
Homogenitas	0,00000018	3,841	0,9997	Terima H0

Dari Tabel 2, diperoleh nilai statistik uji kolmogorov smirnov sebesar 0,1862 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kolmogorov smirnov (0,24). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H₀, sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa sisaan yang dihasilkan oleh persamaan (13) berdistribusi normal. Pada pengujian homogenitas varians sisaan, diperoleh nilai statistik uji breusch pagan sebesar 0,00000018 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel chi square (3,841). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H₀, sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa varians sisaan yang dihasilkan dari persamaan (13) homogen.

Pemodelan regresi kedua dilakukan untuk memperoleh parameter *a*₁ dengan meregresikan variabel Sanitasi (*X*) terhadap variabel Diare (*M*₁). Diperoleh model sebagai berikut:

$$\hat{M}_1 = 0,001096 + 0,01282X \tag{14}$$

Tabel 3. Pemeriksaan Asumsi pada Persamaan (14)

Asumsi	Statistik Uji	Nilai Kritis	P-Value	Keputusan
Normalitas	0,1831	0,24	0,2891	Terima H0
Homogenitas	0,00000028	3,841	0,9996	Terima H0

Dari Tabel 3, diperoleh nilai statistik uji kolmogorov smirnov sebesar 0,1831 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kolmogorov smirnov (0,24). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H₀, sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa sisaan yang dihasilkan oleh persamaan (14) berdistribusi normal. Pada pengujian homogenitas varians sisaan, diperoleh nilai statistik uji breusch pagan sebesar 0,00000028 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel *chi square* (3,841). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H₀, sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa varians sisaan yang dihasilkan dari persamaan (14) homogen.

Pemodelan regresi ketiga dilakukan untuk memperoleh parameter *a*₂ dengan meregresikan variabel Sanitasi (*X*) terhadap variabel BBLR (*M*₂). Diperoleh model sebagai berikut:

$$\hat{M}_2 = 0,01249 + 0,001387X \tag{15}$$

Tabel 4. Pemeriksaan Asumsi pada Persamaan (15)

Asumsi	Statistik Uji	Nilai Kritis	P-Value	Keputusan
Normalitas	0,1561	0,24	0,4785	Terima H0
Homogenitas	0,000077	3,841	0,993	Terima H0

Dari Tabel 4, diperoleh nilai statistik uji kolmogorov smirnov sebesar 0,1561 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kolmogorov smirnov (0,24). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H₀, sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa

sisaan yang dihasilkan oleh persamaan (15) berdistribusi normal. Pada pengujian homogenitas varians sisaan, diperoleh nilai statistik uji breusch pagan sebesar 0,000077 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel *chi square* (3,841). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H_0 , sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa varians sisaan yang dihasilkan dari persamaan (15) homogen.

Pemodelan regresi keempat dilakukan untuk memperoleh parameter c' , b_1 , dan b_2 dengan meregresikan variabel Sanitasi (X), Diare (M_1), dan BBLR (M_2) terhadap variabel *Stunting* (Y). Diperoleh model sebagai berikut:

$$\hat{Y} = 80,1653 - 0,3407M_1 + 7,8237M_2 + 0,0054X \tag{16}$$

Tabel 5. Pemeriksaan Asumsi pada Persamaan (16)

Asumsi	Statistik Uji	Nilai Kritis	P-Value	Keputusan
Normalitas	0,1392	0,24	0,6228	Terima H_0
Homogenitas	0,00000027	9,488	1	Terima H_0

Dari Tabel 5, diperoleh nilai statistik uji kolmogorov smirnov sebesar 0,1392 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kolmogorov smirnov (0,24). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H_0 , sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa sisaan yang dihasilkan oleh persamaan (16) berdistribusi normal. Pada pengujian homogenitas varians sisaan, diperoleh nilai statistik uji breusch pagan sebesar 0,00000027 yang mana nilai ini lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel *chi square* (9,488). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah terima H_0 , sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa varians sisaan yang dihasilkan dari persamaan (16) homogen. Dikarenakan persamaan (16) merupakan model regresi linier berganda, maka perlu dilakukan pemeriksaan asumsi multikolinearitas antar variabel bebas. Berdasarkan perhitungan VIF, diperoleh bahwa nilai VIF untuk variabel Sanitasi sebesar 1,4366, nilai VIF untuk variabel Diare sebesar 5,4967, dan nilai VIF untuk variabel BBLR sebesar 6,0449. Berdasarkan nilai VIF, disimpulkan bahwa tidak terdapat multikolinearitas karena tidak ada nilai VIF yang lebih besar dari 10.

Evaluasi Model

Selanjutnya akan dilihat bagaimana signifikansi dari masing-masing koefisien yang ada pada persamaan (13) sampai persamaan (16). Berikut merupakan hasil evaluasi model persamaan (13):

Tabel 6. Evaluasi Model Persamaan (13)

Koefisien	Penduga	Standar Error	Statistik t	t Tabel	Keterangan
Intersep	0,05583	0,07785	0,717	2,06	Terima H_0
Sanitasi (c)	0,01225	0,002885	4,244	2,06	Tolak H_0

Berikut merupakan hasil evaluasi model persamaan (14):

Tabel 7. Evaluasi Model Persamaan (14)

Koefisien	Penduga	Standar Error	Statistik t	t Tabel	Keterangan
Intersep	0,001096	0,05183	2,115	2,06	Tolak H_0
Sanitasi (a1)	0,01282	0,002448	5,239	2,06	Tolak H_0

Berikut merupakan hasil evaluasi model persamaan (15):

Tabel 8. Evaluasi Model Persamaan (15)

Koefisien	Penduga	Standar Error	Statistik t	t Tabel	Keterangan
Intersep	0,01249	0,574	2,241	2,06	Tolak H0
Sanitasi (a2)	0,001387	0,0002011	6,9	2,06	Tolak H0

Berikut merupakan hasil evaluasi model persamaan (16):

Tabel 9. Evaluasi Model Persamaan (16)

Koefisien	Penduga	Standar Error	Statistik t	t Tabel	Keterangan
Intersep	80,1653	867,5372	0,092	2,069	Terima H0
Sanitasi (c')	0,0054	0,0017	3,160	2,069	Tolak H0
BBLR (b2)	7,8237	1,7027	4,595	2,069	Tolak H0
Diare (b1)	-0,3407	0,12289	-2,773	2,069	Tolak H0

Berdasarkan Tabel 6 sampai 9, disimpulkan bahwa pada taraf nyata 5% cukup bukti untuk menyatakan bahwa koefisien regresi c , c' , a_1 , a_2 , b_1 , dan b_2 signifikan. Menurut Lacobucci (2008), kondisi di mana koefisien a_1 , b_1 , a_2 , dan b_2 signifikan menunjukkan bahwa pengaruh sanitasi layak terhadap *stunting* mampu dimediasi oleh banyaknya kasus BBLR atau diare. Besaran pengaruh tak langsung yang dimediasi oleh kasus diare adalah sebesar $(a_1)(b_1) = (0,01282)(-0,3407) = -0,00437$ yang bermakna bahwa jika bertambah satu keluarga yang mengakses sanitasi layak maka banyaknya kasus *stunting* di Jawa Barat tahun 2022 akan berkurang sebanyak $0,00437 \approx 0$ balita sebagai hasil dari kelayakan sanitasi yang mampu mempengaruhi banyaknya kasus diare yang pada akhirnya mempengaruhi banyaknya kasus *stunting* balita. Begitupun dengan besaran pengaruh tak langsung yang dimediasi oleh kasus BBLR adalah sebesar $(a_2)(b_2) = (0,001387)(7,8237) = 0,0109$ yang bermakna bahwa jika bertambah satu keluarga yang mengakses sanitasi layak maka banyaknya kasus *stunting* di Jawa Barat tahun 2022 akan bertambah sebanyak $0,0109 \approx 0$ balita sebagai hasil dari kelayakan sanitasi yang mampu mempengaruhi banyaknya kasus BBLR yang pada akhirnya mempengaruhi banyaknya kasus *stunting* balita. Selain itu, koefisien c' juga signifikan pada taraf nyata 5%, sehingga jenis pengaruh mediasi yang ada pada kedua jalur tersebut merupakan mediasi parsial karena keragaman yang terjadi pada banyaknya kasus *stunting* sebagian dipengaruhi langsung oleh kelayakan sanitasi dan sebagian lainnya merupakan hasil dari pengaruh tak langsung yang dimediasi oleh BBLR atau Diare.

Sobel Test

Sobel Test dilakukan untuk membuktikan pernyataan-pernyataan yang telah disimpulkan sebelumnya berdasarkan pengujian-pengujian koefisien. Pengujian untuk variabel Diare dilakukan dengan merumuskan hipotesis uji sebagai berikut:

$H_0 : a_1b_1 = 0$; Tidak terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel Diare) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

$H_1 : a_1b_1 \neq 0$; Terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel Diare) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

Berdasarkan perhitungan nilai statistik uji menggunakan persamaan (12) diperoleh statistik uji Z sebesar -2,4161 yang mana lebih kecil dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kumulatif distribusi normal baku (-1,96). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah tolak H_0 , sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa besar keragaman yang terjadi di dalam banyaknya kasus *stunting* di Jawa Barat dimediasi oleh banyaknya kasus diare pada balita.

Selanjutnya, *Sobel test* dilakukan pula pada variabel BBLR (M_2) untuk mengetahui apakah betul variabel tersebut merupakan mediator di dalam hubungan variabel Sanitasi terhadap variabel *Stunting*. Hipotesis uji yang digunakan pada pengujian ini adalah sebagai berikut:

$H_0 : a_2b_2 = 0$; Tidak terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel BBLR) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

$H_1 : a_2b_2 \neq 0$; Terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel BBLR) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

Berdasarkan perhitungan nilai statistik uji menggunakan persamaan (12) diperoleh statistik uji Z sebesar 3,7965 yang mana lebih besar dari nilai kritis yang diperoleh dari tabel kumulatif distribusi normal baku (1,96). Maka dari itu, pada taraf nyata 5%, keputusan untuk pengujian hipotesis ini adalah tolak H_0 , sehingga cukup bukti untuk menyatakan bahwa terdapat pengaruh tidak langsung yang diakibatkan oleh variabel BBLR pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

D. Kesimpulan

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, disimpulkan bahwa pengaruh kelayakan sanitasi terhadap *stunting* mampu dimediasi oleh banyaknya kasus diare pada balita dan banyaknya kasus bayi yang lahir dengan berat badan rendah (BBLR). Pernyataan ini kemudian diperkuat dengan hasil pengujian hipotesis menggunakan *Sobel Test* yang menyatakan bahwa $a_1b_1 \neq 0$ atau terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel Diare) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*, serta $a_2b_2 \neq 0$ atau terdapat pengaruh tidak langsung (yang diakibatkan oleh variabel BBLR) pada hubungan kelayakan sanitasi terhadap banyaknya balita *stunting*.

Walau demikian, keragaman yang terjadi di dalam banyaknya balita *stunting* tidak sepenuhnya dijelaskan secara tidak langsung oleh kelayakan sanitasi melalui banyaknya kasus bayi BBLR dan kasus balita diare, koefisien c' (pengaruh langsung) yang juga signifikan pada taraf nyata 5% dapat dimaknai bahwa sebagian keragaman yang terjadi di dalam banyaknya kasus *stunting* di Jawa Barat pada tahun 2022 juga tetap dipengaruhi secara langsung oleh bagaimana kelayakan sanitasi yang diakses oleh masyarakat. Maka dari itu, variabel BBLR dan Diare dalam hal ini memediasi secara parsial dalam hubungan antara sanitasi terhadap *stunting* di Jawa Barat pada tahun 2022.

Daftar Pustaka

- [1] Sudjana, *Metoda Statistika*. Penerbit Tarsito, 2005.
- [2] D. P. MacKinnon, "Mediating Variable," in *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, Elsevier, 2015, pp. 64–69. doi: 10.1016/B978-0-08-097086-8.44037-7.
- [3] D. P. MacKinnon, *Introduction to Statistical Mediation Analysis*. Lawrence Erlbaum Associates, 2008. doi: 10.4324/9780203809556.
- [4] M. Mitra, "Permasalahan Anak Pendek (Stunting) dan Intervensi untuk Mencegah Terjadinya Stunting (Suatu Kajian Kepustakaan)," *Jurnal Kesehatan Komunitas*, vol. 2, no. 6, pp. 254–261, May 2015, doi: 10.25311/jkk.Vol2.Iss6.85.
- [5] J. W. Arisa and N. Hajarisman, "Determinasi Derajat Kelangsungan Hidup Anak Menggunakan Multigroup Structural Equation Modeling," *Jurnal Riset Statistika*, vol. 3, no. 2, pp. 147–154, Dec. 2023, doi: 10.29313/jrs.v3i2.3047.
- [6] L. Marni, "Dampak kualitas sanitasi lingkungan Terhadap stunting," *STAMINA*, vol. 3, no. 12, pp. 865–872, 2020.
- [7] R. M. Rahayu, E. P. Pamungkasari, and C. Wekadigunawan, "The Biopsychosocial Determinants of Stunting and Wasting in Children Aged 12-48 Months," *Journal of Maternal and Child Health*, vol. 03, no. 02, pp. 105–118, 2018, doi: 10.26911/thejmch.2018.03.02.03.

- [8] N. O. Nirmalasari, “Stunting pada Anak: Penyebab dan Faktor Risiko Stunting di Indonesia,” *QAWWAM*, vol. 14, no. 1, pp. 19–28, 2020.
- [9] N. Hajarisman, *Analisis Regresi Lanjut*. Pustaka Ceria, 2016.
- [10] A. Zahara and E. Kurniati, “Penerapan Ekstrim Fungsi untuk Menentukan Profit Maksimum dalam Pasar Persaingan Sempurna untuk Short-Run dan Long-Run,” *DataMath: Journal of Statistics and Mathematics*, vol. 2, no. 1, pp. 33–40, 2024.
- [11] A. D. Wulansari, *Aplikasi Statistika Parametrik dalam Penelitian*, R. Widyaningrum, Ed. Pustaka Felicha, 2016.
- [12] M. Foley, “How to Address Heteroscedasticity in Linear Regression with R,” *RPubs by RStudio*.
- [13] A. I. Achmad, *Analisis Regresi untuk Praktisi*. Pustaka Ceria, 2010.
- [14] S. Siegel, *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. McGraw-Hill, 1956.
- [15] J. J. M. Rijnhart, S. J. Lamp, M. J. Valente, D. P. MacKinnon, J. W. R. Twisk, and M. W. Heymans, “Mediation Analysis Methods Used in Observational research: A Scoping review and Recommendations,” *BMC Med Res Methodol*, vol. 21, no. 1, p. 226, Oct. 2021, doi: 10.1186/s12874-021-01426-3.
- [16] A. F. Hayes, *Introduction Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis*, Second. The Guilford Press, 2018.
- [17] D. Lacobucci, *Mediation Analysis*. SAGE Publications, 2008.