

E-ISSN : 2830-2028

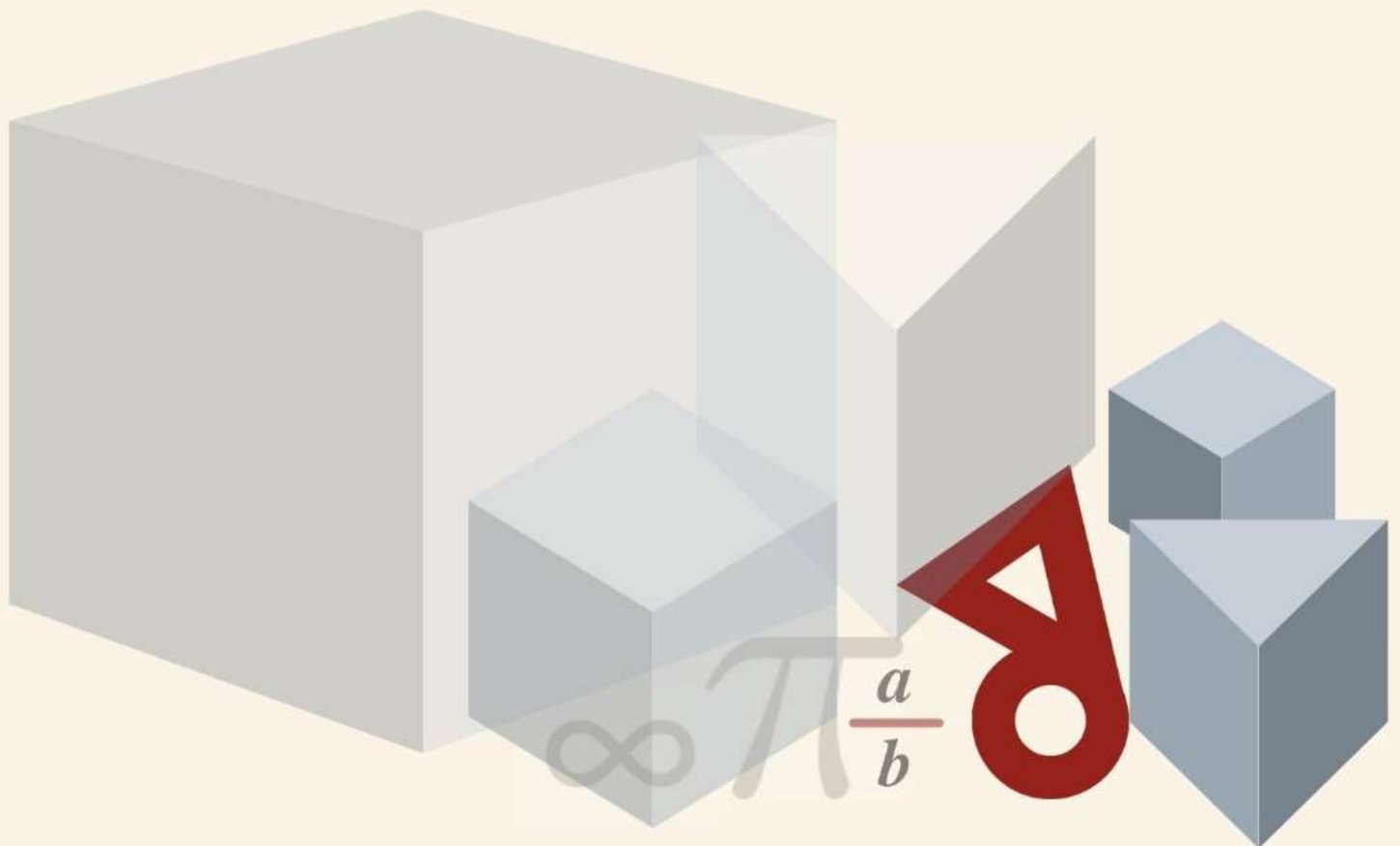
P-ISSN : 2962-1402

Volume 4 Nomor 1, Juni (2024)



JURNAL FRACTION

Jurnal Teori dan Terapan Matematika



**JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS TEKNIK
UNIVERSITAS BANGKA BELITUNG**



<https://fraction.ubb.ac.id>

THE HARARY INDEX AND THE GUTMAN INDEX IN POWER GRAPHS WITHIN GROUPS OF PRIME ORDER IN INTEGER MODULO GROUP

Dito Utama Ardiyansyah^{1,a}, Hafif Komarullah²

¹Sekolah Menengah Atas Negeri 1 Sukasada, Singaraja, Bali [Email: ditoutamaa@gmail.com]

²Departement of Mathematics, Universitas Jember [Email: hafififa@gmail.com]

^aditoutamaa@gmail.com

ABSTRAK

Artikel ini memperkenalkan dan mendefinisikan konsep-konsep penting seperti Indeks Gutman, Indeks Harary, dan graf pangkat untuk grup bilangan bulat. Ini menyoroti kontribusi signifikan dari Syechah dan rekan-rekannya beserta teorema mereka, yang menunjukkan bahwa graf daya dari grup bilangan bulat menjadi graf lengkap ketika ordernya adalah bilangan prima. Beberapa hasil yang didapatkan adalah rumus umum untuk menghitung Indeks Harary dan Gutman untuk graf pangkat grup bilangan bulat, memberikan wawasan berharga tentang sifat struktural dan keterhubungan antara ilmu matematika dan kimia ini, yang akhirnya menjembatani kesenjangan antara teori matematika dan aplikasi praktis dalam disiplin ilmu ilmiah.

Kata kunci: Indeks Gutman, Indeks Harary, Graf Pangkat

ABSTRACT

This article introduces and defines essential concepts such as the Gutman Index, the Harary Index, and the power graph within the context of integer modulo groups. It highlights Syechah and colleagues' significant contributions and their theorem, demonstrating that the power graph of the integer modulo group becomes a complete graph when the order is prime. Some of the results obtained are general formulas for calculating the Harary and Gutman Indices for the power graph of Integer modulo groups, offering valuable insights into the structural properties and connectivity of these mathematical and chemical compounds, ultimately bridging the gap between mathematical theory and practical applications in scientific disciplines.

Keywords: Gutman Index, Harary Index, Power Graph

1. INTRODUCTION

Graph theory, a branch of mathematics, finds applications in various fields, including chemistry. In chemistry, graphs are used to model and analyze molecular structures, making them an invaluable tool in the study of chemical compounds and reactions [1]. Chemists use graph theory to represent atoms as nodes and chemical bonds as edges, allowing for the visualization of complex molecules and the prediction of their properties and behaviors [2]. This approach is crucial in drug discovery, materials science, and understanding the structure-activity relationships in chemical compounds. The application of graph theory in chemistry has revolutionized the way chemists design molecules and study their interactions, leading to significant advancements in the field [3].

Various research studies related to power graphs have explored their applications and properties. Power graphs, which involve constructing vertices based on the powers of elements in a group, have found use in network analysis, social network modeling, and complex systems. Researchers have investigated their role in community detection, where power graphs help identify substructures or clusters within large networks. Additionally, power graphs have been employed in computational biology to analyze protein-protein interaction networks, revealing essential insights into molecular interactions. These research efforts showcase the versatility of power graphs in addressing diverse problems and highlight their potential impact on fields like computer science, biology, and social sciences [4].

Chemical Topological Graphs are fundamental in the field of chemoinformatics, serving as crucial tools for representing molecular structures. Various graph indices, such as the Wiener Index, The Gutman Index, the Zagreb Index, the Harary Index, and the Harmonic Index, have been developed to quantify specific structural features of molecules in many study [5], [6], [7], [8], [9], [10], [11], [12], [13], [14], [15], [16], [17], [18], [19], [20], [21], [22]. These indices find diverse applications in chemistry and

computational biology, aiding in drug discovery, chemical property prediction, and the study of molecular properties. They provide valuable insights into the topological characteristics of chemical compounds, contributing significantly to advancements in the field. In previous studies, Syechah et al. delved into the topic of graphs in integer modulo arithmetic [23], while Devandra provided calculations for the Harary Index in coprime graphs within integer modulo arithmetic [14]. However, there has been a noticeable gap in the literature regarding the Harary Index and Gutman Index in power graphs of integer modulo arithmetic. Consequently, this article aims to address this gap by presenting the Harary Index and Gutman Index for power graphs within the framework of integer modulo arithmetic groups.

2. RESEARCH METHOD

The research methodology begins with an extensive literature review to establish a foundation in the field of power graphs. Subsequently, a series of case studies are conducted, considering various orders of power graphs to analyze their properties and characteristics. From these case studies, hypotheses are formulated, postulating certain patterns or relationships within the power graphs. These hypotheses are then rigorously tested and verified through mathematical analysis and computational experiments, employing tools and techniques from graph theory and combinatorics. Finally, the hypotheses that are successfully substantiated through empirical evidence and mathematical proof are elevated to the status of theorems, contributing to the body of knowledge in power graph theory and offering valuable insights into the structural properties of these graphs at different orders.

3. MAIN RESULT

In this article, we commence with an essential introductory section aimed at establishing fundamental terminology and definitions. This initial segment serves as a vital foundation for comprehending and navigating the extensive discussions and analyses that follow. By elucidating key concepts and terminologies, we ensure that readers are equipped with the requisite knowledge to engage effectively with the substantive content presented herein. This groundwork not only enhances clarity but also facilitates a deeper understanding of the subject matter under examination, laying the groundwork for the comprehensive exploration that lies ahead.

Definition 3.1. [14] *The group of integers modulo n is a finite set $\{0, 1, 2, 3, \dots, n - 1\}$ equipped with the modulo integer operation. This group is denoted as \mathbb{Z}_n .*

In the realm of integer modulo arithmetic, a power graph is a graphical representation where the set of vertices encompasses all members of the group, and two vertices are considered adjacent if one node can be expressed as a power of the other.

Definition 3.2. [24] *Let G be a group, a power graph of G , denoted by Γ_G is a graph with all the vertices in G and $x, y \in \Gamma_G$ are adjacent if and only if $x = y^k$ or $y = x^m$ for some $k, m \in \mathbb{N}$.*

In order to define the Harary Index, it is essential to first comprehend the distance between two nodes within a graph.

Definition 3.3. [25] *The distance between two vertices x and y in a graph is the shortest path connecting vertex x and vertex y .*

The Harary Index, named after the American mathematician Frank Harary in 1969, is a graph theoretical concept. This index plays a significant role in various fields of graph theory and has found applications in diverse scientific disciplines. The Harary Index is defined as follows:

Definition 3.4. [14] *Let Γ be a simple connected graph; the Harary Index of Γ is defined as follows:*

$$H(\Gamma) = \sum_{u, v \in \Gamma} \frac{1}{d(u, v)}$$

The Gutman Index, named after the renowned mathematician Ivan Gutman, is a vital graph invariant used in the field of mathematical chemistry and graph theory. This index serves as a quantitative measure of the molecular structure and connectivity of chemical compounds. Its definition is based on the concept of degree, which represents the number of bonds or connections each atom within a molecule has. The Gutman Index, denoted by $Gut(G)$, is calculated by summing the square root of the degrees of all the vertices in a graph. This unique measure provides valuable insights into the complexity and topological properties of molecular structures, making it a valuable tool in chemical and mathematical research.

Definition 3.5. Let Γ be a simple connected graph; the Gutman Index of Γ is defined as follows:

$$Gut(\Gamma) = \sum_{u,v \in \Gamma} deg(u) deg(v) d(u,v)$$

Syechah and his colleagues have made significant contributions in the discovery of various topological indices of a graph. Their findings, particularly in the context of integer modulo arithmetic groups of order n , have revealed that the power graph is a complete graph if n is a prime number.

Theorem 3.6. [23] *Suppose we have the integer modulo group \mathbb{Z}_n . If n is a prime number, then the power graph of \mathbb{Z}_n is a complete graph K_n .*

PROOF. Let n be a prime number, and let $x, y \in \mathbb{Z}_n$ be arbitrary elements. Since x and y are both less than n , and n is a prime number, then $(x, n) = (y, n) = 1$. In other words, x and y are coprime to n . Therefore, there exist $k_1, k_2, m_1, m_2 \in \mathbb{Z}$ such that $k_1x + k_2n = 1$ and $m_1y + m_2n = 1$. Since the group operation is modulo addition in \mathbb{Z}_n , it follows that $k_1x = m_1y = 1$, or in other words, $x^{k_1} = y^{m_1} = 1$. Consequently, x and y are also generators of the group, or $\langle x \rangle = \langle y \rangle = \langle 1 \rangle = \mathbb{Z}_n$, which implies that $x = y^c$ for some $c \in \mathbb{N}$. As x and y were chosen arbitrarily, this implies that any two elements in the group are adjacent, leading to the conclusion that the prime graph of the group \mathbb{Z}_n is a complete graph K_n . \square

Now we can calculate the Harary Index for the power graph of the integer modulo group. This theorem provides a crucial mathematical framework for determining the Harary Index, which is a graph-theoretic measure used to assess the structural properties of power graphs. By applying the theorem's principles to the integer modulo group, we gain valuable insights into the relationships and connectivity patterns among its elements, enhancing our understanding of this fundamental mathematical concept.

Theorem 3.7. *If $n = p^k$ for some $k \in \mathbb{N}$, then the Harary index of the power graph for the integer modulo \mathbb{Z}_n is*

$$H(\Gamma_{\mathbb{Z}_n}) = p^k$$

PROOF. Let n be a prime number, and let $x, y \in \mathbb{Z}_n$, according to Theorem 3.6, we have $d(x, y) = 1$ since the power graph is complete. Given that $\Gamma_{\mathbb{Z}_n}$ has p^k vertices, we have

$$\begin{aligned} H(\Gamma_{\mathbb{Z}_n}) &= \sum_{u,v \in \Gamma} \frac{1}{d(u,v)} \\ &= \sum_{u,v \in \Gamma} \frac{1}{1} \\ &= p^k. \quad \square \end{aligned}$$

Now, the Gutman Index will be calculated using the theorem provided by Syechah and colleagues. The Gutman Index is a highly useful graph parameter in the study of mathematical chemistry and graph theory. It is employed to measure the structure and connectivity of chemical molecules through mathematical approaches. Its definition is closely related to the concept of degrees, which represent the number of bonds or connections each atom has within a molecule.

Theorem 3.8. *If $n = p^k$ for some $k \in \mathbb{N}$, then the Gutman index of the power graph for the integer modulo \mathbb{Z}_n is*

$$\text{Gut}(\Gamma_{\mathbb{Z}_n}) = p^{3k}$$

PROOF. Let n be a prime number, and let $x, y \in \mathbb{Z}_n$, according to Theorem 3.6, we have $d(x, y) = 1$ and $d(x) = d(y) = p^k$ since the power graph is complete. Due to the fact that $\Gamma_{\mathbb{Z}_n}$ has p^k vertices, we have

$$\begin{aligned} \text{Gut}(\Gamma_{\mathbb{Z}_n}) &= \sum_{u, v \in \Gamma} \text{deg}(u) \text{deg}(v) d(u, v) \\ &= \sum_{u, v \in \Gamma} (p^k)(p^k)(1) \\ &= \sum_{u, v \in \Gamma} (p^{2k}) \\ &= p^{3k}. \quad \square \end{aligned}$$

4. CONCLUSIONS

In conclusion, the exploration of mathematical indices like the Gutman Index and the Harary Index within the realm of Integer Modulo Groups provides valuable insights into the structural properties and relationships among their elements. The Gutman Index, as introduced by Syechah and colleagues, offers a unique perspective on molecular structures, enabling researchers in mathematical chemistry to decipher intricate patterns of connectivity. On the other hand, the Harary Index, a fundamental graph-theoretic measure, allows for a deeper understanding of the interplay among elements within these groups, shedding light on their mathematical properties. Both indices play pivotal roles in advancing our comprehension of Integer Modulo Groups, offering a powerful analytical toolkit for mathematicians, chemists, and researchers across various disciplines. As we continue to explore and apply these indices, their significance in mathematical and scientific pursuits becomes increasingly evident, paving the way for further discoveries and applications in the future.

REFERENCE

- [1] S. H. P. Ningrum, A. M. Siboro, S. T. Lestari, I. G. A. W. Wardhana, and Z. Y. Awanis, "ABSTRAKSI CHEMICAL TOPOLOGICAL GRAPH (CTG) MELALUI INDEKS TOPOLOGIS GRAF ALJABAR," in *Prosiding Saintek 6*, 2024, pp. 92–100.
- [2] S. Wagner and H. Wang, *Introduction to Chemical Graph Theory*. A Chapman & Hall Group, 2019. [Online]. Available: <https://www.crcpress.com/Discrete-Mathematics-and-Its-Applications/book-series/>
- [3] R. García-Domenech, J. Gálvez, J. V. de Julián-Ortiz, and L. Pogliani, "Some new trends in chemical graph theory," *Chemical Reviews*, vol. 108, no. 3, pp. 1127–1169, Mar. 2008. doi: 10.1021/cr0780006.
- [4] J. Abawajy, A. Kelarev, and M. Chowdhury, "Power Graphs: A Survey," *Electronic Journal of Graph Theory and Applications*, vol. 1, no. 2, pp. 125–147, 2013.
- [5] X. Ma, H. Wei, and L. Yang, "The Coprime graph of a group," *International Journal of Group Theory*, vol. 3, no. 3, pp. 13–23, 2014, doi: 10.22108/ijgt.2014.4363.
- [6] N. I. Alimon, N. H. Sarmin, and A. Erfanian, "The Szeged and Wiener indices for coprime graph of dihedral groups," in *AIP Conference Proceedings*, American Institute of Physics Inc., Oct. 2020. doi: 10.1063/5.0018270.
- [7] M. Javaid, M. K. Siddique, and E. Bonyah, "Computing Gutman Connection Index of Thorn Graphs," *Journal of Mathematics*, vol. 2021, 2021, doi: 10.1155/2021/2289514.
- [8] M. N. Husni, H. Syafitri, A. M. Siboro, A. G. Syarifudin, Q. Aini, and I. G. A. W. Wardhana, "THE HARMONIC INDEX AND THE GUTMAN INDEX OF COPRIME GRAPH OF INTEGER GROUP MODULO WITH ORDER OF PRIME POWER," *BAREKENG: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*, vol. 16, no. 3, pp. 961–966, Sep. 2022, doi: 10.30598/barekengvol16iss3pp961-966.
- [9] K. C. Das, K. Xu, and J. Nam, "Zagreb indices of graphs," *Frontiers of Mathematics in China*, vol. 10, no. 3, pp. 567–582, Jun. 2015, doi: 10.1007/s11464-015-0431-9.
- [10] U. Devandra and L. C. Anjali, "Mendeskripsikan Grup Menggunakan Berbagai Graf," *Jurnal UJMC*, vol. 8, no. 1, pp. 27–34, 2022.
- [11] E. Y. Asmarani, A. G. Syarifudin, I. G. A. W. Wardhana, and N. W. Switrayni, "The Power Graph of a

- Dihedral Group,” *Eigen Mathematics Journal*, vol. 4, no. 2, pp. 80–85, 2021, doi: 10.29303/emj.v4i2.117.
- [12] L. R. W. Putra, Z. Y. Awanis, S. Salwa, Q. Aini, and I. G. A. W. Wardhana, “THE POWER GRAPH REPRESENTATION FOR INTEGER MODULO GROUP WITH POWER PRIME ORDER,” *BAREKENG: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*, vol. 17, no. 3, pp. 1393–1400, Sep. 2023, doi: 10.30598/barekengvol17iss3pp1393-1400.
- [13] D. P. Malik *et al.*, “Graf Nilpoten dari Gelanggang Bilangan Bulat Modulo Berorde Pangkat Prima (A Note on Nilpotent Graph of Ring Integer Modulo with Order Prime Power),” *JMPM: Jurnal Matematika dan Pendidikan Matematika*, vol. 8, no. 1, pp. 28–33, 2023, doi: 10.26594/jmpm.v8i1.2920.
- [14] M. Nusantara, U. Devandra, and L. C. Anjali, “INDEKS HARARY PADA GRAF KOPRIMA PADA GRUP BILANGAN BULAT MODULO BERORDE PANGKAT PRIMA,” *Fraktal: Jurnal Matematika dan Pendidikan Matematika*, vol. 4, no. 1, pp. 26–30, 2023.
- [15] M. R. Gayatri, Q. Aini, Z. Y. Awanis, S. Salwa, and I. G. A. W. Wardhana, “The Clique Number and The Chromatics Number Of The Coprime Graph for The Generalized Quarternion Group,” *JTAM (Jurnal Teori dan Aplikasi Matematika)*, vol. 7, no. 2, pp. 409–416, 2023, doi: 10.31764/jtam.v7i2.13099.
- [16] N. Nurhabibah, I. G. A. W. Wardhana, and N. W. Switrayni, “NUMERICAL INVARIANTS OF COPRIME GRAPH OF A GENERALIZED QUATERNION GROUP,” *Journal of the Indonesian Mathematical Society*, vol. 29, no. 01, pp. 36–44, 2023.
- [17] N. Nurhabibah, A. G. Syarifudin, and I. G. A. W. Wardhana, “Some Results of The Coprime Graph of a Generalized Quaternion Group Q_{4n} ,” *InPrime: Indonesian Journal of Pure and Applied Mathematics*, vol. 3, no. 1, pp. 29–33, 2021, doi: 10.15408/inprime.v3i1.19670.
- [18] L. Zhong, “The harmonic index for graphs,” *Appl Math Lett*, vol. 25, no. 3, pp. 561–566, Mar. 2012, doi: 10.1016/j.aml.2011.09.059.
- [19] M. Maulana, I. G. A. W. Wardhana, N. W. Switrayni, and G. S. @ Ismail, “Some Characteristics of the Prime Graph of Integer Modulo Groups,” *InPrime: Indonesian Journal of Pure and Applied Mathematics*, vol. 5, no. 1, pp. 38–46, Jun. 2023, doi: 10.15408/inprime.v5i1.29014.
- [20] M. N. Husni, I. G. A. W. Wardhana, P. K. Dewi, and I. N. Suparta, “Szegeed Index and Padmakar-Ivan Index of Nilpotent Graph of Integer Modulo Ring with Prime Power Order Indeks Szegeed dan Indeks Padmakar-Ivan pada Graf Nilpoten pada Gelanggang Bilangan Bulat Modulo Berorde Pangkat Prima,” *Jurnal Matematika, Statistika dan Komputasi*, vol. 20, no. 2, pp. 332–339, 2024, doi: 10.20956/j.v20i2.31418.
- [21] A. G. Syarifudin, L. M. Santi, A. R. Faradiyah, V. R. Wijaya, and E. Suwastika, “Topological Indices of the Relative Coprime Graph of the Dihedral Group,” *JTAM (Jurnal Teori dan Aplikasi Matematika)*, vol. 7, no. 3, p. 698, Jul. 2023, doi: 10.31764/jtam.v7i3.14913.
- [22] G. Semil @ Ismail, N. H. Sarmin, N. I. Alimon, and F. Maulana, “The First Zagreb Index of the Zero Divisor Graph for the Ring of Integers Modulo Power of Primes,” *Malaysian Journal of Fundamental and Applied Sciences*, vol. 19, no. 5, pp. 892–900, Oct. 2023, doi: 10.11113/mjfas.v19n5.2980.
- [23] B. N. Syechah, E. Y. Asmarani, A. G. Syarifudin, D. P. Anggraeni, and I. G. A. W. W. Wardhana, “Representasi Graf Pangkat Pada Grup Bilangan Bulat Modulo Berorde BilanganPrima,” *Evolusi: Journal of Mathematics and Sciences*, vol. 6, no. 2, pp. 99–104, 2022.
- [24] E. Y. Asmarani, S. T. Lestari, D. Purnamasari, A. G. Syarifudin, S. Salwa, and I. G. A. W. Wardhana, “The First Zagreb Index, The Wiener Index, and The Gutman Index of The Power of Dihedral Group,” *CAUCHY: Jurnal Matematika Murni dan Aplikasi*, vol. 7, no. 4, pp. 513–520, May 2023, doi: 10.18860/ca.v7i4.16991.
- [25] G. Chartrand and P. Zhang, *A First Course in Graph Theory*. Dover Publications, 2012.

PENGARUH JUMLAH PENDUDUK MISKIN DAN AKSES SANITASI LAYAK TERHADAP PREVALENSI STUNTING PROVINSI KEPULAUAN BANGKA BELITUNG

THE INFLUENCE OF THE NUMBER OF POOR PEOPLE AND ACCESS TO ADEQUATE SANITATION ON THE PREVALENCE OF STUNTING IN THE BANGKA BELITUNG ISLAND PROVINCE

Lara Sari^{1,a}, Imam Izzulsyah², Zinatussorihah³, Icha Okta Melantika⁴,

¹Universitas Bangka Belitung [Email: larasari10155@gmail.com]

²Universitas Bangka Belitung [Email: imamizzulsyahijul33@gmail.com]

³MA An-najah Payabenua [Email: zinatussorihah922@gmail.com]

⁴SMPN 4 Air Gegas [Email: ichaoktamelantika@gmail.com]

^alarasari10155@gmail.com

ABSTRAK

Sumber daya manusia dapat dikatakan berkualitas salah satunya apabila dapat terpenuhi seluruh kebutuhan dasarnya. Jika kebutuhan dasarnya tidak dapat terpenuhi maka dapat mempengaruhi kualitas sumber daya manusia dan akhirnya akan meningkatkan jumlah penduduk miskin. Akses sanitasi layak juga merupakan kebutuhan dasar yang penting dan sangat berpengaruh dalam kualitas kehidupan manusia di setiap etape kehidupan. Salah satu penyebab tidak langsung stunting adalah tidak mendapatkan sanitasi yang layak. Tujuan dari penelitian ini yaitu untuk mengetahui apakah jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi dapat mempengaruhi stunting dengan menggunakan metode regresi linier berganda. Hasil dari penelitian ini yaitu pada variabel jumlah penduduk miskin menunjukkan hubungan yang positif. Pada variabel akses sanitasi layak menunjukkan hubungan negatif. Diperoleh juga Adjusted R Square sebesar 0,825. Nilai tersebut berarti sebesar 82,5 % variasi pada jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak dapat dijelaskan oleh jumlah stunting, sementara sisanya sebesar 17,5 % ditentukan oleh variabel lain yang tidak masuk ke dalam model persamaan. Pengaruh secara parsial menunjukkan variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak tidak berpengaruh signifikan terhadap angka stunting. Secara simultan, variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap angka stunting. Sehingga dapat disimpulkan untuk mengurangi jumlah angka stunting di Bangka Belitung maka diperlukannya untuk mengurangi jumlah angka penduduk miskin dan meningkatkan akses sanitasi layak di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

Kata kunci: Jumlah penduduk miskin, Akses sanitasi layak, Stunting, Regresi linier berganda

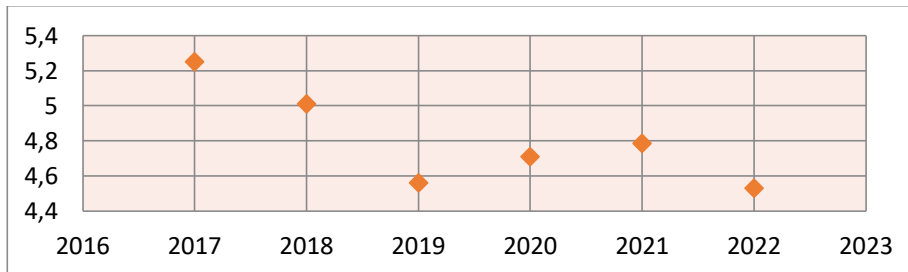
ABSTRACT

Human resources can be said to be of quality if all their basic needs can be met. If all their basic needs cannot be met, this can affect the quality of human resources and will ultimately increase the number of poor people. Access to adequate sanitation is also an important basic need and greatly influences the quality of human life at every stage of life. One of the indirect causes of stunting is not getting. The aim of this research is to find out whether the number of poor people and access to sanitation can influence stunting using the multiple linear regression methods. The results of this research are that the variable number of poor people shows a positive relationship. The sanitation variable, adequate access, shows a negative relationship. Also obtained was an Adjusted R. Square of 0,825. This value means that 8,25% of the variation in the number of poor people and access to adequate sanitation can be explained by the amount of stunting, while the remaining 17,5% is determined by other variables that are not included in the model equation. The partial effect show that the variables of the number of poor people and access to adequate sanitation do not have a significant effect on the stunting rate. Simultaneously, the variables of the number of poor people and access to adequate sanitation have a significant influence on the stunting rate. So it can be concluded that to reduce the number of stunting rates in Bangka Belitung, it is necessary to reduce the number of poor people and increase access to sanitation.

Keywords: number of poor people, access to adequate sanitation, stunting, multiple linear regression

1. PENDAHULUAN

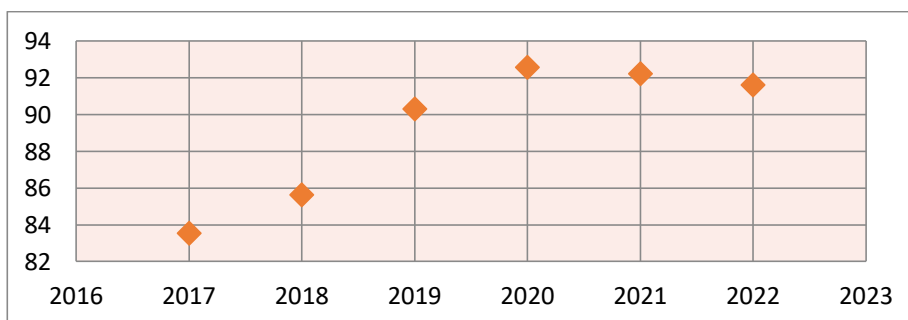
Sumber daya manusia dapat dikatakan berkualitas salah satunya apabila dapat terpenuhi seluruh kebutuhan dasarnya seperti makanan, tempat tinggal dan pakaian. Jika seseorang tidak dapat memenuhi kebutuhan dasarnya termasuk dalam golongan masyarakat miskin. Jumlah penduduk miskin di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung mengalami penurunan pada tahun 2022, berikut ini adalah grafik jumlah penduduk miskin di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung:



Gambar 1 Jumlah Penduduk Miskin di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung

Berdasarkan gambar 1 dapat diketahui bahwa jumlah penduduk miskin di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung pada tahun 2022 sebesar 4,53%. Rata-rata jumlah penduduk miskin Provinsi Kepulauan Bangka Belitung selama 6 tahun terakhir dari 2017 sampai dengan 2022 yaitu sebesar 4,8075%. Dapat dilihat dari grafik bahwa dari tahun 2017 hingga 2019 mengalami penurunan, namun kembali meningkat pada tahun 2020 hingga 2021 dan turun lagi pada tahun 2022. Pada tahun 2020 dan tahun 2021 mengalami peningkatan dikarenakan adanya situasi pandemi covid-19 yang berdampak pada perekonomian Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. Dengan adanya peningkatan penduduk miskin dapat mempengaruhi kualitas sumber daya manusia dikarenakan tidak dapat memenuhi kebutuhan dasarnya (A. E. Fadhillah, 2022).

Sanitasi layak juga merupakan kebutuhan dasar dan sangat berpengaruh dalam kualitas kehidupan manusia di setiap etape kehidupan. Mulai dari 1000 hari pertama kehidupan hingga lanjut usia. Berikut ini adalah grafik akses sanitasi layak di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung:



Gambar 2 Akses Sanitasi Layak di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung

Berdasarkan gambar 2 dapat dilihat bahwa terjadi peningkatan dari tahun 2017 sampai dengan tahun 2020, namun menurun di tahun 2021 hingga 2022. Dengan adanya fluktuasi akses sanitasi layak dapat mempengaruhi kualitas sumber daya manusia. Salah satu penyebab tidak langsung stunting adalah tidak mendapatkan sanitasi yang layak atau ketersediaan sanitasi yang buruk. Sanitasi yang buruk dapat menimbulkan berbagai penyakit yaitu, infeksi, diare, dan cacingan pada balita yang dapat mengganggu proses pencernaan serta penyerapan nutrisi (Suryati, 2023). Stunting merupakan suatu gangguan tumbuh kembang yang terjadi pada anak dimana dikarenakan oleh gizi yang buruk. Pada tahun 2022 angka prevalensi stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung sebesar 18,5% berdasarkan Survei Status Gizi Indonesia (SSGI) Kementerian Kesehatan. Berdasarkan angka tersebut menempatkan Provinsi Kepulauan Bangka Belitung terdapat pada peringkat ke-8 terendah prevalensi balita stunting di Tanah air. Meskipun dalam kategori rendah, namun angka tersebut masih termasuk tinggi, mengingat

target prevalensi stunting di tahun 2024 sebesar 14%. Dengan adanya angka prevalensi stunting yang masih tinggi menunjukkan masih banyak anak yang kekurangan gizi sehingga dapat memengaruhi kualitas sumber daya manusia.

Berdasarkan latar belakang, maka tujuan penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh secara parsial dan simultan antara jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak terhadap stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

2. METODE PENELITIAN

2.1 Ruang Lingkup Penelitian

Dalam penelitian ini peneliti menggunakan pendekatan kuantitatif. Pendekatan yang dilakukan dengan cara mengukur indikator variabel penelitian sehingga didapatkan hubungan antara variabel-variabel tersebut adalah pendekatan kuantitatif (Yati, 2021). Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder. Dalam penelitian ini mengambil data persentase jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak Provinsi Kepulauan Bangka Belitung yang bersumber dari Badan Pusat Statistik dan data prevalensi stunting balita di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung yang bersumber dari Survei Status Gizi Indonesia (SSGI) yang mana data diambil pada tahun 2017 sampai 2022. Dengan data persentase jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak sebagai variabel independen dan data prevalensi stunting sebagai variabel dependen.

Tabel 1 Data Jumlah Penduduk Miskin, Akses Sanitasi Layak dan Angka Stunting Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

Tahun	Jumlah Penduduk Miskin (%)	Akses Sanitasi Layak (%)	Stunting (%)
2017	5,25	83,56	27,3
2018	5,01	85,64	23,28
2019	4,56	90,32	19,93
2020	4,71	92,58	20,94
2021	4,785	92,24	18,6
2022	4,53	91,63	18,5

2.2. Metode Analisis

Metode analisis data yang digunakan dalam penelitian ini adalah metode regresi linier berganda. Sebelum melakukan analisis regresi linier berganda perlu dilakukan dahulu proses analisis berikut yaitu analisis deskriptif dan uji asumsi klasik yang berisi uji normalitas, uji multikolinieritas dan uji heterokedastisitas.

1. Uji Normalitas. Uji normalitas digunakan untuk menguji nilai residu apakah model regresi independen dan variabel dependen memiliki data yang berdistribusi normal atau tidak. Model yang dikatakan berdistribusi normal jika memiliki nilai signifikansi $> 0,05$ dengan tingkat kepercayaan 95%. (Hilmi, 2022).
2. Uji Multikolinieritas. Uji multikolinieritas digunakan untuk melihat korelasi antar variabel-variabel dalam penelitian. Model regesi yang dikatakan baik untuk dilakukan analisis adalah model yang tidak terjadi gejala multikolinieritas diantara variabel independen. (Effiyandi, 2022)
3. Uji Heterokedastisitas. Uji ini digunakan untuk melihat ketidaksamaan varians dari residual suatu pengamatan dengan pengamatan lainnya. Jika varians bernilai tetap maka model disebut homokedastisitas, dan jika varians bernilai berbeda disebut heterokedastisitas. Hasil uji dapat dilihat jika memiliki nilai $p\text{-value} > 0,05$. (Ghozali 2013, dalam (Aulia, 2022)).
4. Analisis Regresi Linier Berganda. Analisis regresi linier berganda digunakan untuk mengetahui pengaruh atau hubungan antara variabel independen dengan variabel dependen. Regresi linier berganda adalah model regresi yang mengaitkan lebih dari satu variabel bebas (Ghozali, 2018). Dalam penelitian ini, peneliti ingin mengetahui hubungan dan pengaruh antara jumlah penduduk

miskin dan akses sanitasi layak terhadap angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. Model regresi linier berganda dituliskan dengan persamaan berikut:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + e \tag{1}$$

dimana:

Y = Variabel terikat (Prevalensi stunting)

X₁ = Variabel bebas pertama (Jumlah penduduk miskin)

X₂ = Variabel bebas kedua (Akses sanitasi layak)

α = Konstanta

β = Slope atau koefisien estimate

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

1. Analisis Deskriptif

Tabel 2 Output Analisis Deskriptif

Descriptive Statistics								
	N	Range	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Variance	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Statistic
Jumlah Penduduk Miskin	6	.72	4.53	5.25	4.8075	.11330	.27752	.077
Akses Sanitasi Layak	6	9.02	83.56	92.58	89.3283	1.55145	3.80025	14.442
Data Stunting	6	8.80	18.50	27.30	21.4250	1.37796	3.37530	11.393
Valid N (listwise)	6							

Pada tabel 2 dapat dilihat bahwa variabel data stunting memiliki nilai terendah sebesar 18,5% dan nilai tertinggi sebesar 27,3% dengan nilai rata-ratanya sebesar 21,4% dan standar deviasinya (tingkat sebaran datanya) sebesar 3,4%. Variabel jumlah penduduk miskin memiliki nilai terendah sebesar 4,5% dan nilai tertinggi sebesar 5,3% dengan nilai rata-ratanya sebesar 4,8% dan standar deviasinya (tingkat sebaran datanya) sebesar 0,3%. Variabel akses sanitasi layak memiliki nilai terendah sebesar 83,6% dan nilai tertinggi sebesar 92,3% dengan nilai rata-ratanya sebesar 89,3% dan standar deviasinya (tingkat sebaran datanya) sebesar 3,8%.

2. Uji Normalitas

Tabel 3 Output Uji Normalitas

	Tests of Normality					
	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Jumlah Penduduk Miskin	.199	6	.200*	.922	6	.520
Akses Sanitasi Layak	.270	6	.197	.836	6	.120
Data Stunting	.224	6	.200*	.875	6	.248

*. This is a lower bound of the true significance.

a. Lilliefors Significance Correction

Berdasarkan tabel uji normalitas yang dilakukan dengan metode Kolmogorov-Smirnov dengan nilai signifikan yaitu $0,200 > 0,05$, sehingga dapat disimpulkan bahwa data yang digunakan dalam penelitian ini adalah normal.

3. Uji Multikolinieritas

Tabel 4 Output Uji Multikolinieritas

Coefficients ^a								
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta				Tolerance	VIF
1 (Constant)	34.092	49.876			.684	.543		
Jumlah Penduduk Miskin	5.739	4.553	.472		1.260	.297	.250	3.996
Akses Sanitasi Layak	-.451	.333	-.507		-1.355	.268	.250	3.996

a. Dependent Variable: Data Stunting

Berdasarkan tabel 4 semua variabel memperoleh nilai toleransi $> 0,10$ dan nilai VIF < 10 , sehingga pada penelitian ini dapat disimpulkan bahwa model regresi tidak terdapat multikolinieritas.

4. Uji Heterokedastisitas

Tabel 5 Output Uji Heterokedastisitas

Correlations					
Spearman's rho	AbsRes	Correlation Coefficient	AbsRes	Jumlah Penduduk miskin	Akses Sanitasi Layak
			1,000	,429	,486
		Sig. (2-tailed)	.	,397	,329
		N	6	6	6
	Jumlah Penduduk miskin	Correlation Coefficient	,429	1,000	-,543
		Sig. (2-tailed)	,397	.	,266
		N	6	6	6
	Akses Sanitasi Layak	Correlation Coefficient	,486	-,543	1,000
		Sig. (2-tailed)	,329	,266	.
		N	6	6	6

Untuk mengetahui terdapat persamaan dan perbedaan varians dari residual satu pengamatan ke pengamatan yaitu dengan uji heteroskedastisitas menggunakan metode spearman dengan nilai

signifikansi lebih dari 0.05. Berdasarkan tabel diperoleh nilai signifikansi yaitu jumlah kemiskinan 0,397 dan akses sanitasi layak 0,329. Terlihat nilai sig kedua variabel masing-masing lebih dari 0,05, maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi gejala heteroskedastisitas atau dikatakan homokedastisitas.

5. Uji Regresi Linier Berganda

Tabel 6 Hasil Uji t-Statistik (Parsial)

		Coefficients ^a				
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
	Model	B	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	34,092	49,876		,684	,543
	Jumlah Penduduk miskin	5,739	4,553	,472	1,260	,297
	Akses Sanitasi Layak	-,451	,333	-,507	-1,355	,268

a. Dependent Variable: Stunting

Berdasarkan output, diperoleh persamaan regresi yaitu

$$Y = 34,092 + 5,739X_1 - 0,451X_2$$

Berdasarkan pada persamaan regresi tersebut, dapat dijelaskan nilai konstanta 34,092 dapat diartikan apabila variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak dianggap konstan atau tidak mengalami perubahan, maka angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung akan tetap sebesar 34,092. Pada variabel jumlah penduduk miskin memiliki nilai koefisien sebesar 5,739 yang berarti jumlah penduduk miskin menunjukkan hubungan yang positif. Artinya jika jumlah penduduk miskin meningkat sebesar 1%, maka jumlah stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung juga akan mengalami peningkatan sebesar 5,739. Pada variabel akses sanitasi layak memiliki nilai koefisien sebesar -0,451 dan menunjukkan hubungan negatif. Artinya jika meningkatkan jumlah akses sanitasi layak sebesar 1%, maka jumlah angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung akan mengalami penurunan sebesar 0,451.

Untuk mengetahui pengaruh parsial antar variabel yaitu jika nilai signifikansi dari variabel independen < 0,05. Dilihat dari nilai signifikansi, variabel jumlah penduduk miskin memiliki nilai sigfikansi sebesar 0,297 > 0,05, maka ini berarti variabel jumlah penduduk miskin tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel stunting. Pada variabel akses sanitasi layak memiliki nilai sig. sebesar 0,268 > 0,05, ini berarti variabel akses sanitasi layak tidak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel stunting.

Tabel 7 Hasil Uji F-Statistik (Simultan)

		ANOVA ^a				
	Model	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	50,970	2	25,485	12,757	,034 ^b
	Residual	5,993	3	1,998		
	Total	56,963	5			

a. Dependent Variable: Stunting

b. Predictors: (Constant), Akses Sanitasi Layak, Jumlah Penduduk miskin

Berdasarkan tabel 7 dapat dilihat bahwa nilai sig. sebesar 0,034 < 0,05. Artinya variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak secara simultan atau bersama-sama memiliki pengaruh terhadap angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

Tabel 8 Hasil Uji Determinasi

Model Summary				
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,946 ^a	,895	,825	1,41339

a. Predictors: (Constant), Akses Sanitasi Layak, Jumlah Penduduk miskin

Berdasarkan hasil dari penelitian diperoleh Adjusted R Square sebesar 0,825. Nilai tersebut berarti sebesar 82,5 % variasi pada jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak dapat dijelaskan oleh jumlah stunting, sementara sisanya sebesar 17,5 % ditentukan oleh variabel lain yang tidak masuk ke dalam model persamaan.

4. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dari penelitian ini dapat diperoleh yaitu pada variabel jumlah penduduk miskin memiliki nilai koefisien sebesar 5,739 yang berarti jumlah penduduk miskin menunjukkan hubungan yang positif. Artinya jika jumlah penduduk miskin meningkat sebesar 1%, maka jumlah stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung juga akan mengalami peningkatan sebesar 5,739. Pada variabel akses sanitasi layak memiliki nilai koefisien sebesar -0,451 dan menunjukkan hubungan negatif. Artinya jika meningkatkan jumlah akses sanitasi layak sebesar 1%, maka jumlah angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung akan mengalami penurunan sebesar 0,451. Diperoleh juga Adjusted R Square sebesar 0,825. Nilai tersebut berarti sebesar 82,5 % variasi pada jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak dapat dijelaskan oleh jumlah stunting, sementara sisanya sebesar 17,5 % ditentukan oleh variabel lain yang tidak masuk ke dalam model persamaan. Selanjutnya hasil pengaruh secara parsial menunjukkan variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak tidak berpengaruh signifikan terhadap angka stunting. Secara simultan, variabel jumlah penduduk miskin dan akses sanitasi layak memiliki pengaruh yang signifikan terhadap angka stunting di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. Sehingga dapat disimpulkan untuk mengurangi jumlah angka stunting di Bangka Belitung maka diperlukannya untuk mengurangi jumlah angka penduduk miskin dan meningkatkan akses sanitasi layak di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung.

5. UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih penulis ucapkan kepada dosen fasilitator MBKM asistensi mengajar Jurusan Matematika Tahun 2023 serta guru pembimbing program asistensi mengajar di MA An-najah Payabenua dan SMP Negeri 4 Airgegas Tahun 2023, karena telah memberi bimbingan dan arahan dalam menyelesaikan artikel ini. Serta terima kasih kepada pihak lainnya yang turut membantu dalam penulisan artikel ini.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] C. D. Peuru, H. Hilmi, M. N. H. Dg. marumu, Ramlawati, "Pengaruh Jumlah Penduduk Dan Pengganguran Terhadap Tingkat Kemiskinan Di Kabupaten Tolitoli," in *Growth : Jurnal Ilmiah Ekonomi Pembangunan*, 1, 20–27, 2022.
- [2] Budi. "Inilah Strategi Pemprov babel turunkan prevalensi stunting". Babelprov.go.id. <https://serumpun.babelprov.go.id/inilah-strategi-pemprov-babel-turunkan-prevalensi-stunting#:~:text=Berdasarkan%20Survei%20Status%20Gizi%20Indonesia,balita%20stunting%20di%20Tanah%20Air> (Diakses 3 Oktober, 2023)
- [3] Y. Karyati, "Pengaruh Jumlah Penduduk Miskin, Laju Pertumbuhan Ekonomi, Dan Tingkat pendidikan Terhadap Jumlah stunting di 10 Wilayah Tertinggi Indonesia Tahun 2010-2019," in *Jurnal Riset Ilmu Ekonomi Dan Bisnis*, 1(2), 101–108, 2021, [Online]. Available : <https://doi.org/10.29313/jrieb.v1i2.401>
- [4] Menko PMK. "Tangani Kemiskinan Ekstrem Dapat Selesaikan stunting Juga." <https://www.kemenkopmk.go.id/menko-pmk-tangani-kemiskinan-ekstrem-dapat-selesaikan-stunting-juga> (Diakses 6 oktober, 2023)
- [5] A. E. Fadhilah, M. Mulyanto, S. Suryanto, "ANALISIS PENGARUH PREVALENSI STUNTING, KEMISKINAN, DAN PERAN ASI EKSKLUSIF TERHADAP INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA DI INDONESIA." *Prosiding Seminar Nasional Program Studi Ilmu Pemerintahan Universitas Galuh*, 17–22, 2022.

- [6] Paudpedia Kemendikbudristek, K. (n.d.). “Sanitasi Layak Dan Aman percepat turunkan stunting, Komitmen Forkaminda Jadi Bapak Dan Bunda Asuh Anak stunting Diperlukan.” Berita, Artikel, Komunitas, Pembelajaran, Galeri Ceria, Kabar PAUD, Peraturan, Pedoman, Laporan, PAUD, Orangtua Berbagi, Guru Kreatif, Ruang Bersama, Guru, Orangtua, Orang Tua, Orang Tua Berbagi, Pendidikan, Anak, Usia, Dini, PAUDPEDIA, Majalah, Inspirasi, Infografis, Paparan, Ruang, Baca, Bermain, Bernyanyi, Baca.
<https://paudpedia.kemdikbud.go.id/kabar-paud/berita/sanitasi-layak-dan-aman-percepat-turunkan-stunting-komitmen-forkaminda-jadi-bapak-dan-bunda-asuh-anak-stunting-diperlukan?do=MTQ4OC1mYzk0ZWl1Mw&ix=MTEtYmJkNjQ3YzA> (Diakses 6 oktober, 2023)
- [7] PKP Bangka Belitung - perkim.id. (n.d.).
<https://perkim.id/profil-pkp/profil-provinsi/profil-perumahan-dan-kawasan-permukiman-provinsi-bangka-belitung/> (Diakses 7 oktober, 2023)
- [8] A. Febiola, R. A. Lusiana, Y. S. Jaya, R. Amelia, “Pengaruh Rata-rata Lama Sekolah dan Angka Stunting Terhadap Tingkat Harapan Hidup Pada Kabupaten Bangka Barat”. Seminar Nasional Penelitian Dan Pengabdian Pada Masyarakat , 75–79, 2022.
- [9] Suryati, Baiq A. S. Hubungan Pola Asuh Terhadap Kejadian Stunting Pada Anak Usia 6-23 Bulan Di Wilayah Kerja Puskesmas Bontonompa II Kabupaten Gowa. Universitas Hasanudin. 2023.

ANALISIS POPULASI TERNAK KAMBING DI PROVINSI RIAU MENGUNAKAN METODE PEMULUSAN EKSPONENSIAL GANDA TIPE HOLT

(Analysis of The Population of Goat Farming In Riau Province Using The Holt Type Double Exponential Smoothing Method)

Risda Yeni¹, Depriwana Rahmi², Annisah Kurniati³, Suci Yuniati⁴
^{1,2,3,4} Pendidikan Matematika, Universitas Islam Negeri Sultan Syarif Kasim Riau
Email: depriwana.rahmi@uin-suska.ac.id

ABSTRAK

Pertanian menjadi sektor vital dalam ekonomi Indonesia, memberikan kontribusi signifikan terhadap pembangunan dan kesejahteraan masyarakat. Pemantauan dan analisis terhadap populasi ternak kambing menjadi krusial dalam menentukan strategi pengembangan serta kebijakan yang tepat dalam menjaga keseimbangan ekosistem pertanian dan peternakan di Provinsi Riau. Penelitian ini bertujuan untuk melakukan analisis terhadap populasi ternak kambing di Provinsi Riau menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt. Data yang digunakan dalam penelitian ini diambil dari sumber terpercaya, yakni situs web Statistika Indonesia. Kesimpulan hasil ramalan jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau tahun berikutnya menggunakan model pemulusan eksponensial ganda tipe Holt adalah dari tahun 2024 hingga tahun 2028 berturut-turut sebesar 1514,06 ; 1770,52 ; 2026,98 ; 2283,44 dan 2539,9.

Kata kunci: Holt, ternak, eksponensial ganda

ABSTRACT

Agriculture is a vital sector in the Indonesian economy, significantly contributing to development and the welfare of society. Monitoring and analyzing the goat population is crucial in determining development strategies and appropriate policies to maintain the balance of the agricultural and livestock ecosystem in Riau Province. This study aims to analyze the goat population in Riau Province using the double exponential smoothing Holt method. The data used in this study were obtained from a reliable source, namely the website of Statistics Indonesia. The conclusion of the forecasted number of goat populations in Riau Province for the following years using the double exponential smoothing Holt model are as follows: from 2024 to 2028 successively amounting to 1514.06; 1770.52; 2026.98; 2283.44; and 2539.9.

Keywords: Holt, livestock, double exponential

1. PENDAHULUAN

Pertanian menjadi sektor vital dalam ekonomi Indonesia, memberikan kontribusi signifikan terhadap pembangunan dan kesejahteraan masyarakat. Dalam konteks pertanian, peternakan kambing memiliki peran penting sebagai penyedia daging dan produk turunannya bagi konsumsi domestik serta sebagai sumber pendapatan bagi peternak di berbagai daerah.

Provinsi Riau, sebagai salah satu provinsi di Indonesia, memiliki potensi besar dalam sektor pertanian, termasuk peternakan kambing. Pertumbuhan populasi ternak kambing di Provinsi Riau tidak hanya mempengaruhi ketersediaan produk ternak lokal, tetapi juga mencerminkan keberlanjutan ekonomi peternak dan kesejahteraan masyarakat setempat.

Namun, pengelolaan populasi ternak kambing yang efektif sering kali dihadapkan pada tantangan, termasuk fluktuasi harga pakan, perubahan iklim, dan faktor-faktor eksternal lainnya. Oleh karena itu, pemahaman yang baik tentang pola pertumbuhan populasi ternak kambing dan faktor-faktor yang memengaruhinya sangatlah penting untuk perencanaan yang berkelanjutan dan pengambilan keputusan yang tepat dalam pengelolaan peternakan.

Pertumbuhan populasi ternak kambing di Provinsi Riau menjadi perhatian penting dalam konteks pengelolaan sumber daya pertanian dan peternakan yang berkelanjutan. Ternak kambing merupakan salah satu aset penting dalam industri peternakan, tidak hanya sebagai penyedia daging, tetapi juga sebagai sumber pendapatan bagi masyarakat peternak di wilayah tersebut.

Pemantauan dan analisis terhadap populasi ternak kambing menjadi krusial dalam menentukan strategi pengembangan serta kebijakan yang tepat dalam menjaga keseimbangan ekosistem pertanian dan peternakan di Provinsi Riau. Namun, dalam mengelola data populasi ternak kambing, seringkali

dihadapi dengan ketidakpastian dan fluktuasi yang dapat mempengaruhi keputusan perencanaan. Dalam rangka mengatasi permasalahan tersebut, metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt menjadi salah satu pendekatan yang diusulkan. Metode ini telah terbukti efektif dalam meramalkan dan memperkirakan tren serta pola pertumbuhan populasi dengan

Penelitian ini bertujuan untuk melakukan analisis terhadap populasi ternak kambing di Provinsi Riau menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt. Data yang digunakan dalam penelitian ini diambil dari sumber terpercaya, yakni situs web Statistika Indonesia, yang menyediakan informasi statistik yang komprehensif dan terpercaya terkait populasi ternak di berbagai wilayah di Indonesia.

Dengan memanfaatkan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt, diharapkan penelitian ini dapat memberikan kontribusi dalam menyediakan perkiraan yang lebih akurat terhadap pertumbuhan populasi ternak kambing di Provinsi Riau. Hasil dari analisis ini diharapkan dapat menjadi landasan yang kuat dalam pengambilan keputusan terkait pengelolaan dan pengembangan industri peternakan di wilayah tersebut, serta menjadi sumbangan dalam literatur terkait analisis populasi ternak menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda.

Tabel 1 Data Populasi Ternak Kambing di Riau

Tahun	Jumlah
2010	174.1
2011	196.1
2012	90
2013	175.8
2014	184.9
2015	648
2016	180.7
2017	730
2018	212.8
2019	233.7
2020	1011
2021	252.4
2022	1232.9
2023	1257.6

(sumber: Statistika Indonesia)

Berdasarkan data pada Tabel 1 di atas, diketahui bahwa terdapat data-data yang meningkat dan terdapat yang menurun. Dalam melakukan analisis terhadap data populasi ternak kambing di Provinsi Riau, penggunaan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt menjadi relevan dan dibutuhkan [1]. Metode ini dipilih karena kemampuannya dalam menangani data dengan tren yang tidak stabil atau fluktuatif, seperti yang sering terjadi dalam data populasi ternak.

Pemulusan eksponensial ganda tipe Holt adalah sebuah pendekatan statistik yang menggabungkan dua komponen utama dalam memprediksi tren data, yaitu level (tingkat) dan slope (kemiringan). Dengan mempertimbangkan kedua komponen ini, metode Holt mampu memberikan perkiraan yang lebih akurat terhadap data yang memiliki tren naik atau turun dengan fluktuasi yang tidak terlalu terduga [2].

Pada data populasi ternak kambing di Provinsi Riau yang ditunjukkan dalam Tabel 1, terlihat bahwa terdapat variasi yang signifikan antara tahun-tahun yang satu dengan yang lainnya. Beberapa tahun mengalami peningkatan populasi, sementara pada tahun-tahun lain terjadi penurunan. Faktor-faktor seperti musim, penyakit, perubahan kebijakan, dan faktor-faktor eksternal lainnya dapat memengaruhi fluktuasi ini.

Dalam kasus seperti ini, metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt menjadi pilihan yang tepat. Dengan mempertimbangkan level dan slope, metode ini dapat menyesuaikan diri dengan perubahan-perubahan yang terjadi pada data seiring waktu [3]. Hal ini memungkinkan untuk melakukan prediksi

yang lebih akurat terhadap tren populasi ternak kambing di Provinsi Riau, sehingga dapat membantu dalam perencanaan dan pengambilan keputusan terkait pengelolaan sumber daya pertanian dan peternakan.

Dengan demikian, penggunaan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt menjadi penting dalam menganalisis data populasi ternak kambing di Provinsi Riau karena kemampuannya dalam menangani fluktuasi yang tidak terduga dan memberikan perkiraan yang lebih baik terhadap tren data.

2. METODE PENELITIAN

Penelitian ini menerapkan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt untuk melakukan analisis terhadap populasi ternak kambing di Provinsi Riau. Metode ini telah terbukti efektif dalam menangani data dengan tren yang tidak stabil atau fluktuatif, seperti yang sering terjadi dalam data populasi ternak. Dengan pendekatan ini, penelitian bertujuan untuk memberikan perkiraan yang lebih akurat tentang pertumbuhan populasi ternak kambing di wilayah tersebut, yang pada gilirannya akan membantu dalam perencanaan strategis dan pengambilan keputusan terkait pengelolaan sumber daya pertanian dan peternakan [4].

Langkah pertama dalam menerapkan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt adalah inisialisasi parameter. Parameter-parameter penting seperti level awal, slope awal, dan parameter smoothing untuk level dan slope perlu ditentukan. Inisialisasi ini dapat dilakukan dengan berbagai metode, misalnya menggunakan nilai rata-rata awal dari data historis atau pendekatan statistik lainnya yang sesuai dengan karakteristik data. Setelah inisialisasi parameter dilakukan, langkah selanjutnya adalah peramalan level dan slope. Metode Holt menghitung peramalan untuk kedua komponen ini berdasarkan data historis yang tersedia. Level mencerminkan nilai rata-rata dari data historis, sementara slope menggambarkan kecenderungan pertumbuhan atau penurunan dari level tersebut [5].

Pemulusan level dan slope menjadi langkah berikutnya. Ini melibatkan proses penghalusan atau pemulusan level dan slope menggunakan parameter smoothing yang telah ditentukan sebelumnya. Pemulusan ini bertujuan untuk mengurangi fluktuasi yang tidak diinginkan dari data, sehingga memperoleh gambaran yang lebih jelas tentang tren yang mendasarinya. Setelah level dan slope dipulaskan, peramalan populasi ternak kambing dapat dihitung untuk periode waktu yang diinginkan. Peramalan ini memberikan perkiraan tentang bagaimana populasi ternak kambing di Provinsi Riau akan berkembang di masa mendatang. Hasil peramalan ini akan menjadi landasan penting dalam perencanaan jangka panjang dan pengambilan keputusan terkait pengelolaan sumber daya peternakan [6].

Terakhir, hasil peramalan dievaluasi untuk menentukan seberapa baik model pemulusan eksponensial ganda tipe Holt dapat memprediksi populasi ternak kambing di Provinsi Riau. Evaluasi ini melibatkan perbandingan antara hasil peramalan dengan data aktual serta penggunaan metrik evaluasi seperti Mean Absolute Error (MAE) atau Root Mean Square Error (RMSE) untuk mengukur tingkat ketepatan peramalan [7].

Dengan menerapkan langkah-langkah tersebut, diharapkan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt dapat memberikan kontribusi yang signifikan dalam menyediakan perkiraan yang lebih akurat tentang pertumbuhan populasi ternak kambing di Provinsi Riau. Hasil analisis ini diharapkan dapat menjadi pedoman yang berharga dalam pengambilan keputusan terkait pengelolaan sumber daya pertanian dan peternakan di wilayah tersebut, serta memberikan sumbangan dalam literatur terkait analisis populasi ternak menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Pengumpulan Data

Data menggunakan jumlah populasi ternak kambing di Provinsi Riau diperoleh dari website Statistika Indonesia. Data menggunakan tahun 2010 – 2023, yaitu selama 14 periode.

3.2. Hasil Analisis

Penentuan pada model peramalan jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda tipe Holt pada tahun berikutnya dengan plot data dahulu dengan berbantuan *software* minitab.

Berikut langkah-langkah analisis menggunakan metode pemulusan eksponensial ganda tipe holt.

1. Membuat plot data
Awal tahapan menggunakan metode peramalan data menggunakan jumlah populasi ternak kambing provinsi Riau tahun 2010 – 2023 yaitu dengan membuat plot.
2. Menduga parameter (α dan γ) dalam peramalan
Nilai α dan γ dicobakan dengan cara *trial and error* dicoba satu-satu mendapatkan nilai MSE terkecil. Pada penelitian ini nilai MSE terkecil $\alpha = 0,8$ dan $\gamma = 0,2$.
3. Mencari nilai permulusan eksponensial ganda Holt
Nilai permulusan eksponensial ganda Holt (S_t) pada periode pertama ($t=1$) dengan nilai $\alpha = 0,8$ sehingga menetapkan $S_t = X_1 = 174,1$ dan $b_1 = X_2 - X_1 = 196,1 - 174,1 = 22$, sehingga dapat diketahui nilai permulusan eksponensial untuk periode ($t=2$) sebagai berikut.

$$S_t = \alpha X_1 + (1 - \alpha)(S_{t-1} + b_{t-1}) \quad (1)$$

$$\begin{aligned} S_2 &= \alpha X_2 + (1 - \alpha)(S_1 + b_1) \\ &= (0,8 \times 196,1) + (1 - 0,8)(174,1 + 22) \\ &= 156,88 + 39,22 \\ &= 196,1 \end{aligned}$$

Dengan cara yang sama digunakan untuk mencari nilai pemulusan eksponensial ganda Holt untuk periode (t) berikutnya.

4. Mencari nilai trend pemulusan eksponensial ganda holt mencari nilai *trend* pemulusan eksponensial ganda Holt (b_t) pada periode kedua ($t=2$) dengan nilai $\gamma = 0,2$ sebagai berikut.

$$b_t = \gamma(S_t - S_{t-1}) + (1 - \gamma)b_{t-1} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} b_2 &= \gamma(S_2 - S_1) + (1 - \gamma)b_1 \\ &= (0,2)(196,1 - 147,1) + (1 - 0,2)(22) \\ &= 22 \end{aligned}$$

Dengan cara yang sama digunakan untuk mencari nilai pemulusan eksponensial ganda Holt untuk periode (t) berikutnya.

5. Mencari nilai peramalan
Mencari nilai ramalan dilakukan sampai periode ke-19 dengan $\alpha = 0,8$ dan $\gamma = 0,2$.

$$F_{t+m} = S_t + b_t m \quad (3)$$

$$\begin{aligned} F_{14+1} &= S_{14} + b_{14} m \\ &= 1257,6 + (256,46)(1) \end{aligned}$$

$$F_{15} = 1514,06$$

Mengikuti cara yang sama dari langkah di atas hingga mendapatkan persamaan dari peramalan, maka dilakukan perhitungan hingga periode ke-19 dan periode selanjutnya dengan mengganti $m = 2, 3, 5$, dan 5 dengan nilai $\alpha = 0,8$ dan $\gamma = 0,2$.

6. Menguji ketepatan hasil ramalan menggunakan MSE
Nilai MSE yang paling kecil dihasilkan pada $\alpha = 0,8$ dan $\gamma = 0,2$ yang menghasilkan ramalan akurat dibanding yang lain. Model yang tepat digunakan untuk metode permulusan eksponensial ganda Holt sebagai berikut:

$$F_{14+m} = 1257,6 + (256,46)m \quad (4)$$

7. Mencari ramalan jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau yang akan datang
Dengan model yang telah diperoleh dapat diketahui hasil ramalan populasi ternak kambing Provinsi Riau untuk tahun berikutnya adalah sebagai berikut.

$F_{14+m} = 1257,6 + (256,46)m$. Maka jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau untuk 5 periode berikutnya adalah:

- a. Tahun 2024 ($t=15$)

$$F_{14+1} = 1257,6 + (256,46)(1)$$

$$F_{15} = 1514,06$$

- b. Tahun 2025 ($t=16$)

$$F_{14+2} = 1257,6 + (256,46) (2)$$

$$F_{16} = 1770,52$$

c. Tahun 2026 (t=17)

$$F_{14+3} = 1257,6 + (256,46) (3)$$

$$F_{17} = 2026,98$$

d. Tahun 2027 (t=18)

$$F_{14+4} = 1257,6 + (256,46) (4)$$

$$F_{18} = 2283,44$$

e. Tahun 2028 (t=19)

$$F_{14+5} = 1257,6 + (256,46) (5)$$

$$F_{19} = 2539,9$$

Berdasarkan model dan nilai ramalan jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau menggunakan pemulusan eksponensial ganda Holt, hasil ramalan dari tahun 2024 hingga 2028 adalah sebesar 1514,06 ; 1770,52 ; 2026,98 ; 2283,44 dan 2539,9. Hasil pada Tabel 2 di dapat diketahui bahwa jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau mengalami kenaikan.

Tabel 2 Hasil Ramalan Populasi Ternak Kambing Provinsi Riau Menggunakan Pemulusan Eksponensial Ganda Holt

Tahun	Periode	m	Jumlah
2024	15	1	1514,06
2025	16	2	1770,52
2026	17	3	2026,98
2027	18	4	2283,44
2028	19	5	2539,9

4. KESIMPULAN

Berdasarkan analisis di atas, kesimpulan yang diperoleh adalah sebagai berikut.

1. Model pemulusan eksponensial ganda tipe Holt untuk jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau pada tahun 2010 hingga 2023 yaitu sebagai berikut.

$$F_{14+m} = 1257,6 + (256,46)m$$

2. Hasil ramalan jumlah populasi ternak kambing Provinsi Riau tahun berikutnya menggunakan model pemulusan eksponensial ganda tipe Holt adalah dari tahun 2024 hingga tahun 2028 berturut-turut sebesar 1514,06 ; 1770,52 ; 2026,98 ; 2283,44 dan 2539,9.

REFERENSI

- [1] A. Tripena, Y. Lianawati, A. A. Setyawan, and C. E. Widjayanti, "Perbandingan Metode Pemulusan Eksponensial Ganda Holt Dan Metode Arima Box-Jenkins," vol. 7, no. 2, p. 7, 2021.
- [2] M. A. Al Qarani, R. Santoso, and D. Safitri, "Pengembangan Estimasi Parameter Pada Metode Exponential Smoothing Holt-Winters Additive Menggunakan Metode Optimasi Golden Section (Studi Kasus: Wisatawan Mancanegara yang Menggunakan Jasa Akomodasi di DIY)," *J. Gaussian*, vol. 7, no. 4, pp. 348–360, 2018, doi: 10.14710/j.gauss.v7i4.28861.
- [3] A. Pranata, M. Akbar Hsb, T. Akhdansyah, and S. Anwar, "Penerapan Metode Pemulusan Eksponensial Ganda dan Tripel Untuk Meramalkan Kunjungan Wisatawan Mancanegara ke Indonesia," *J. Data Anal.*, vol. 1, no. 1, pp. 32–41, 2018, doi: 10.24815/jda.v1i1.11873.
- [4] H. D. P. Habsari, I. Purnamasari, and D. Yuniarti, "Forecasting Uses Double Exponential Smoothing Method and Forecasting Verification Uses Tracking Signal Control Chart (Case Study: Ikh Data of East Kalimantan Province)," *BAREKENG J. Ilmu Mat. dan Terap.*, vol. 14, no. 1, pp. 013–022, 2020, doi: 10.30598/barekengvol14iss1pp013-022.
- [5] Nadya Amalia Yulianti, Dian Cahyawati, and Eka Susanti, "Penggunaan Metode Double Exponential Smoothing pada Peramalan Kasus COVID-19 di Provinsi Sumatera Selatan," *Stat. J.*

- Theor. Stat. Its Appl.*, vol. 23, no. 1, pp. 19–28, 2023, doi: 10.29313/statistika.v23i1.2108.
- [6] S. Novita, “Peramalan Jumlah Produksi Daging Sapi Provinsi Sumatera Barat Menggunakan Metode Pemulusan Eksponensial Ganda Tipe Holt,” *Juni*, vol. 3, no. 2, pp. 33–36, 2020.
- [7] A. Aryati, I. Purnamasari, and Y. N. Nasution, “Peramalan dengan Menggunakan Metode Holt-Winters Exponential Smoothing (Studi Kasus: Jumlah Wisatawan Mancanegara yang Berkunjung Ke Indonesia),” *J. EKSPONENSIAL*, vol. 11, no. 1, pp. 99–106, 2020.
- [8] Harmoko, Ibrahim, Kusrianty, N., & Marhayani. Gambaran struktur populasi ternak kambing di Kecamatan Galang Kabupaten Tolitoli. *Jurnal Ilmiah Cendekia Eksakta*, 5(2), 121–125. 2020.
- [9] Derisna, S. H., & Helma. Peramalan Hasil Produksi Ikan Kerapu Provinsi Sumatera Barat dengan Menggunakan Pemulusan Eksponensial Ganda Tipe Holt dan Triple Tipe Brown. *Journal of Mathematics UNP*, 7(1), 70. <https://doi.org/10.24036/unpjomath.v7i1.10799>. 2022.
- [10] Susanto, A. D., Soetriono, S., & Supriono, A. Analisis Perwilayahan dan Strategi Pengembangan Peternakan Kambing di Kabupaten Lumajang. *Sorot*, 12(2), 107. <https://doi.org/10.31258/sorot.12.2.4702>. 2017.



ANALISIS PENYAKIT DEMAM BERDARAH DI KOTA PANGKAL PINANG MENGUNAKAN METODE SPASIAL

ANALYSIS OF DENGUE FEVER DISEASE AT THE PANGKAL PINANG CITY USING SPATIAL METHOD

Safriyan Hariyanto^{1*}, Prastowo Yusuf Alrozi²

¹Universitas Bangka Belitung [Email: safriyanhariyanto@gmail.com]

²Universitas Bangka Belitung [Email: prastowoyusufa@gmail.com]

*safriyanhariyanto@gmail.com

ABSTRAK

Demam berdarah adalah penyakit dari virus gigitan nyamuk *aedes aegypti* betina. Kota Pangkal Pinang salah satu kota di provinsi Kepulauan Bangka Belitung, sekaligus ibukota dari provinsi tersebut. Kota Pangkal Pinang adalah Kota yang memiliki resiko penyakit demam berdarah karena banyak masyarakat yang tinggal di perkumuhan padat penduduk sekitar Perkotaan. Tujuan Penelitian yaitu mengidentifikasi resiko dan faktor yang memberi pengaruh besar terhadap jumlah penyakit demam berdarah di kota Pangkal Pinang dengan pertimbangan ketergantungan spasial. Penelitian menggunakan model *spatial autoregresif* (SAR) dengan matriks bobot spasial *queen contiguity* untuk menghitung ketergantungan terhadap nilai spasialnya. Penyebaran penyakit demam berdarah di kota Pangkal Pinang dipengaruhi oleh faktor-faktor berupa lingkup daerah rawan banjir, lingkungan kumuh perkotaan, kepadatan populasi, kekurangan jumlah puskesmas atau fasilitas kesehatan terhadap perseribu penduduk yang tinggal diperkotaan dan pengaruh kelambatan spasial. Terbukti bahwa penyakit demam berdarah di sekitar kecamatan meningkat. Hal ini ditandai dari kenaikan jumlah titik rawan penyakit demam berdarah untuk disetiap kecamatan sekitarnya. Masalah ini tentu saja disebabkan karena terdapat keteringgalan spasial yang bersifat positif dan koefisien signifikansi yang begitu besar. Dampak langsung yang bisa dirasakan adalah apabila terdapat penambahan satu persen disetiap titik rawan banjir di salah satu kecamatan maka akan terjadi penambahan jumlah penderita penyakit demam berdarah sebanyak tiga orang.

Kata kunci: Demam Berdarah, *Spatial Autoregresif* (SAR), *Queen Contiguity*

ABSTRACT

Dengue fever is a viral disease caused by the bite of a female aedes aegypti mosquito. Pangkal Pinang City is one of the cities in the province of Bangka Belitung Islands, as well as the capital of the province. Pangkal Pinang City is a city that has a risk of dengue fever because many people live in densely populated neighborhoods around the city. The research objective is to identify the risks and factors that have a major influence on the number of dengue fever diseases in the city of Pangkal Pinang with consideration of spatial dependence. The study used spatial autoregressive (SAR) model with queen contiguity spatial weight matrix to calculate the dependency of spatial values. The spread of dengue fever in the city of Pangkal Pinang is influenced by factors such as the scope of flood-prone areas, urban slum environment, population density, lack of number of health centers or health facilities per thousand population living in the city and the influence of spatial lags. It is evident that dengue fever around the sub-district is increasing. This is indicated by the increase in the number of dengue hotspots for each surrounding sub-district. This problem is of course caused because there is a positive spatial lag and the significance coefficient is so large. The direct impact that can be felt is that if there is an increase of one percent in each flood-prone point in one sub-district, there will be an increase in the number of dengue fever sufferers by three people.

Keywords: Dengue Disease, *Spatial Autoregressive* (SAR), *Queen Contiguity*.

1. PENDAHULUAN

Umumnya penularan penyakit demam berdarah disebabkan virus dengue berawal dari gigitan nyamuk betina jenis *aedes aegypti*. Nyamuk jenis ini sangat mudah berkembangbiak ditempat kumuh contoh genangan air tidak terawat, gelap, serta lembap [1]. Demam berdarah termasuk penyakit ancaman besar bagi masyarakat Indonesia. Hal ini tentu saja tidak terlepas dari iklim tropis yang dimiliki negara Indonesia dimana rentan terhadap penyakit vektor menular, yakni peningkatan penyakit dan resiko karena perubahan iklim cuaca [2].

Virus *Dengue* memiliki sifat mudah sensitif atau cepat merespon terhadap perubahan *mean* atau rata-rata suhu, tingkat kelembaban serta curah hujan tinggi, hal ini sangat besar mempengaruhi siklus hidup dan perkembangbiakan nyamuk *aedes aegypti* [2], [3]. Indonesia termasuk negara beriklim tropis dimana hanya ada dua perubahan musim, yakni musim penghujan dan musim kemarau, akibatnya demam berdarah semakin bertambah banyak karena cuaca yang lembab.

Menurut penelitian [1], daerah kumuh sangat berpotensi meningkatkan pertumbuhan dan perkembangbiakan nyamuk *Aedes Aegypti*, jadi sangat diperlukan program basmi sarang nyamuk terutama didaerah perkumuhan penduduk guna meminimalisir demam berdarah. Sedangkan menurut [4], daerah yang sering mengalami banjir akibat curah hujan relatif tinggi rentan terhadap demam berdarah. Jadi, bisa dikatakan bahwa banjir juga memberi pengaruh tidak langsung terhadap peningkatan demam berdarah.

Adapun beberapa hasil penelitian menyatakan bahwa demam berdarah dipengaruhi laju mobilitas dan tingkat kepadatan penduduk. Hasil ini pernah diteliti oleh Fatati dkk [5], [6] dimana peningkatan jumlah penderita demam berdarah disebabkan melonjaknya kepadatan penduduk. Dari sini bisa dilihat bahwa demam berdarah lebih cepat menyebar disuatu lingkungan yang kepadatan penduduk tinggi. Nyamuk dapat dengan mudah hidup di wilayah beriklim tropis dengan suhu hangat dengan ketinggian daerah 1.000 meter dari permukaan laut Negara Kesatuan Republik Indonesia (NKRI) [7]. Pangkal Pinang, utamanya, terletak diwilayah yang cocok untuk memudahkan nyamuk berkembangbiak belum lagi ditambah akibat dari sektor industri yang luas mencakup wilayah perkotaan itu sendiri.

Jumlah penduduk kota Pangkal Pinang per Juni Tahun 2022 mencapai 226.297 jiwa dengan rata-rata laju pertumbuhan penduduk sebesar 2,03% pertahun di kota Pangkal Pinang dimana tingkat kepadatan penduduk mencapai 2.167 Jiwa per km^2 [8]. Beberapa titik wilayah kumuh dikota Pangkal Pinang yaitu kelurahan Opas Indah dengan luas 2 hektar, kelurahan Gedung Nasional dengan luas 4 hektar, kelurahan Ketapang dengan luas 6 hektar, kelurahan Pasir Putih dengan luas 3 hektar, kelurahan Semabung Lama dengan luas 1 hektar [9]. Perkumuhan adalah rumah tangga atau suatu wilayah yang tidak memiliki akses sumber air minum bersih, tidak mempunyai sanitasi yang layak, tidak mempunyai luas lantai melebihi $7,2 m^2$ per jiwa, dan tidak mempunyai kondisi atap, lantai, dan dinding yang baik [10].

Kota Pangkal Pinang memiliki resiko demam berdarah hal ini dikarenakan populasi penduduk yang kian bertambah banyak, wilayah perkumuhan diperkotaan, rentan banjir jika curah hujan relatif tinggi, dan suhu yang cocok untuk siklus reproduksi nyamuk *aedes aegypti*. Hal ini dapat dibuktikan pada tahun 2019 terdapat 172 jiwa yang terkena demam berdarah dimana kasus terbanyak berada di kecamatan Gerunggung yakni sebanyak 45 kasus dan paling sedikit di kecamatan Pangkal Balam yakni sebanyak 3 kasus [11].

Penelitian demam berdarah menggunakan pendekatan spasial seperti yang dilakukan oleh [6] dengan cara uji *Moran's I* dan *Local Indicators of Spatial Association (LISA)* hasilnya bahwa demam berdarah, jumlah penduduk, kepadatan penduduk, suhu, intensitas curah hujan, dan laju angin mempunyai autokorelasi spasial yang positif antar kelurahan di Jakarta disetiap variabel [12] dengan metode *Moran* dan *Geary's C Index* menunjukkan penularan demam berdarah di kota Semarang hasilnya terdapat autokorelasi spasial. Kedua hasil Riset mempunyai kesimpulan sama, yakni adanya autokorelasi spasial

bernilai positif terhadap demam berdarah. Adapun penelitian oleh [5] [5] dengan model spasial autoregressive (SAR), dan hasil riset dimana faktor berpengaruh signifikan terhadap jumlah signifikan demam berdarah di provinsi Jawa Tengah merupakan jumlah sumber air terlindungi persentase jumlah jiwa yang mempunyai akses air minum layak konsumsi, kepadatan penduduk, jumlah poli klinik desa per 1.000 jiwa, jumlah puskesmas per 1.000 jiwa, dan kualitas air bersih bebas penyakit dan zat berbahaya (bebas bakteri, bebas jamur, bebas kimia). Menurut hasil perbandingan model *spatial durbin model* (SDM) dan *spatial autoregressive* (SAR) oleh [12] bahwa *spatial autoregressive* (SAR) memiliki keunggulan lebih baik dibandingkan *spatial durbin model* (SDM) dalam mengestimasi demam berdarah di provinsi Jawa Tengah. Umumnya, jumlah jiwa dan mean lama waktu di sekolah adalah indikator peningkatan demam berdarah di provinsi Jawa Tengah. Riset keduanya mempunyai kesamaan, yakni tempat pengamatan dan analisisnya adalah kabupaten dan provinsi Jawa Tengah. Penelitian ini dapat melihat banyak isu lingkungan dan sosial di Pangkal Pinang terhadap peta sebaran demam berdarah dengan menghitung spasial. Dari latar belakang ini, tujuan penelitian untuk identifikasi resiko apa saja yang menjadi pengaruh peningkatan demam berdarah di kota pangkal pinang, dengan memanfaatkan kecamatan sebagai unit pengamatan dan analisis.

2. METODE PENELITIAN

Penelitian ini memanfaatkan data sekunder dari Badan Pusat Statistik Kota Pangkal Pinang (BPS Kota Pangkal Pinang) dan Dinas Komunikasi, Informasi, dan Statistik (Diskominfotik Kota Pangkal Pinang).

Tabel 1. Sumber data dan nama Variabel

Notasi	Nama Variabel	Sumber Data
Y	Jumlah Kasus Demam Berdarah	BPS Kota Pangkal Pinang [11][11]
X_1	Jumlah Wilayah Rawan Banjir	BPS Kota Pangkal Pinang [13][14]
X_2	Jumlah RT Kumuh	Asep[9] [9]
X_3	Kepadatan Penduduk	BPS Kota Pangkal Pinang [8][8]
X_4	Jumlah Rumah Sakit Per Seribu Penduduk	Diskominfotik Kota Pangkal Pinang [14][15]

Pengolahan data dan Pembuatan peta tematik menggunakan software matematika. adapun langkah-langkah analisis data sebagai berikut :

1. Ekspor data semua variabel dengan menggunakan peta tematik sehingga diperoleh pola distribusi data antar kecamatan bisa diketahui;
2. Sebelum memodelkan dengan regresi spasial, asumsi klasik regresi linier berganda harus dilakukan uji asumsi klasik regresi [15];
3. Sebelum uji *Moran's I*, harus dibuat bobot matriks spasial. Hal ini termasuk cara umum merepresentasikan hubungan data spasial dengan konsep *Contiguity*. Maknanya adalah, area yang dianggap memiliki hubungan jika setiap batas memiliki titik yang tidak berbeda. Berdasarkan *Queen Contiguity* setiap daerah yang bersinggungan dengan daerah lain dianggap bertetangga [16]. *Queen Contiguity* adalah pembobotan matriks spasial yang digunakan selama penelitian;
4. Memeriksa autokorelasi setiap kecamatan dengan uji *Indeks Moran's I* [17]. Hipotesis uji *Moran's I* yaitu :

H_0 : Tidak ada autokorelasi spasial di W (matriks bobot spasial)

H_1 : Ada autokorelasi spasial di W (matriks bobot spasial)

Moran's I dijabarkan:



$$I = \frac{N}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

Dengan N jumlah pengamatan, \bar{y} nilai *mean* atau rata-rata y_i dari N lokasi, y_i menyatakan lokasi ke- i , y_j menyatakan lokasi ke- j , W_{ij} menyatakan elemen matriks bobot spasial dan statistik uji *Moran's I* dijabarkan :

$$Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (2)$$

Dengan Z_I nilai statistik uji Moran's I, $E(I)$ nilai ekspektasi dari *Moran's I* dan $\text{Var}(I)$ varians dari *Moran's I* yang dijabarkan :

$$\text{Var}(I) = \frac{N^2 \cdot S_1 - N \cdot S_2 + 3 \cdot S_0^2}{(N-1)(N+1)S_0^2} - [E(I)]^2 \quad (3)$$

$$E(I) = -\frac{1}{n-1} \quad (4)$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^N (\sum_{j=1}^N W_{ij} + \sum_{j=1}^N W_{ji})^2 \quad (5)$$

$$S_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (W_{ij} + W_{ji})^2 \quad (6)$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} \quad (7)$$

Kriteria keputusan kesimpulan adalah tolak H_0 jika $Z_I > \frac{Z_\alpha}{2}$;

5. Memeriksa ketergantungan lag atau eror spasial dengan uji *lagrange multiplier* (LM). uji *lagrange multiplier* (LM) untuk menentukan jenis analisis spasial yang baik untuk digunakan [18], [19]. Umumnya, model *spatial autoregressive* (SAR) dijabarkan [19], [20], [21]:

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W} \mathbf{y} + \mathbf{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}; \boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{I}) \quad (8)$$

Dengan \mathbf{y} Variabel respon, \mathbf{X} Variabel prediktor, ρ koefisien autokorelasi spasial terhadap variabel respon, \mathbf{W} matriks bobot spasial, $\boldsymbol{\beta}$ intersep dan koefisien regresi, dan $\boldsymbol{\varepsilon}$ galat. Hipotesis ketergantungan lag spasial yaitu :

$H_0 : \rho = 0$ (Tidak ada ketergantungan lag spasial)

$H_1 : \rho \neq 0$ (ada ketergantungan lag spasial)

Statistik uji ketergantungan lag spasial dijabarkan :

$$LM_{LAG} = \frac{[(e^T W_A \mathbf{y}) / (\frac{e^T e}{N})]^2}{[(W_A X \hat{\boldsymbol{\beta}})^T M (W_A X \hat{\boldsymbol{\beta}}) / (\frac{e^T e}{N})] + [\text{tr}(W_A^T W_A + W_A^2)]} \sim X_{(1-a); df=1}^2 \quad (9)$$

Sistem pengambilan keputusan tolak H_0 jika $LM_{LAG} > X_{(1-a); df=1}^2$. Jika H_0 ditolak, maka menggunakan model *spatial autoregressive* (SAR). Dan pengujian statistic berdasarkan ketergantungan error spasial dijabarkan :

$$LM_{ERR} = \frac{[(e^T W_A \mathbf{e}) / (\frac{e^T e}{N})]^2}{[\text{tr}(W_A^T W_A + W_A^2)]} \sim X_{(1-a); df=1}^2 \quad (10)$$

Sistem Pengambilan Keputusan Tolak H_0 Jika $LM_{ERR} > X_{(1-a); df=1}^2$. Jika H_0 ditolak, maka menggunakan spasial error model (SEM). Jika LM_{LAG} dan LM_{ERR} memiliki nilai yang signifikan, ban

ditingkan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC) agar bisa mendapatkan model terbaik yang dipili. Suatu model terbaik apabila memiliki nilai AIC minimal [15]. AIC bisa dihitung dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) yang dijabarkan [22]:

$$AIC = -2L_m + 2m \tag{11}$$

Dengan L_m *Maximum Loglikelihood* dan m parameter model;

6. Estimasi parameter model *spatial autoregressive* (SAR). *Spatial autoregressive* variabel dipenden memiliki korelasi menurut spasial. Estimasi parameter dengan metode *Maximum Likelihood* yang dijabarkan [23],[24]:

$$\hat{\beta}_{ML} = (X^T X)^{-1} X^T y - \rho (X^T X)^{-1} X^T W \rho y = \hat{\beta}_{OLS} - \rho \hat{\beta}_L \tag{12}$$

Dimana L peramalan parameter regresi dengan matriks pembobot (W) dan autokorelasi spasial ρ . Persamaan (12) tidak bisa diselesaikan langsung sebab nilai ρ tidak ada. Sehingga *Log-Likelihood* (L_c) digunakan, seperti yang dijabarkan berikut ini [17]:

$$\ln L_c(\rho) = C - \frac{n}{2} \ln \left[\frac{1}{n} (e_0 - \rho e_L)^T (e_0 - \rho e_L) \right] + \ln |I - \rho W_\rho| \tag{13}$$

Dimana C konstanta. Bentuk persamaan (13) merupakan bentuk fungsi non-linear satu parameter dan memaksimalkan teknik numerik untuk pencarian langsung;

- 7. Interpretasi *spatial autoregressive* (SAR) yang dihasilkan, begitu juga untuk kovariat;
- 8. Uji diagnostik model *spatial autoregressive* (SAR).

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambar 1 adalah gambar wilayah kota Pangkal Pinang. Warna merah menunjukkan distribusi penyakit demam berdarah (DBD) yang tinggi semakin terang warna merah maka semakin besar kasus demam berdarah. peta sebaran kecamatan Gerunggang memiliki warna merah terang karena kecamatan Gerunggang adalah wilayah dengan kasus demam berdarah tertinggi yakni 45 Kasus. Kemudian disusul kecamatan Bukit Intan dengan total 38 kasus dengan warna merah sedang. Lalu diikuti kecamatan Gabek 34 kasus dengan merah Kecoklatan, kecamatan Girimaya 18 kasus dengan warna coklat, kecamatan Taman Sari dan Rangkui sama-sama berwarna coklat gelap yakni sebanyak 17 Kasus, dan paling rendah kecamatan Pangkal Balam sebanyak 3 Kasus dengan warna hitam. Semakin gelap warna maka semakin rendah kasus demam berdarah berdasarkan peta distribusi.



Gambar 1. Peta Wilayah Pangkal Pinang Kasus Demam Berdarah (DBD)

Adapun beberapa informasi mengenai titik lokasi penelitian :

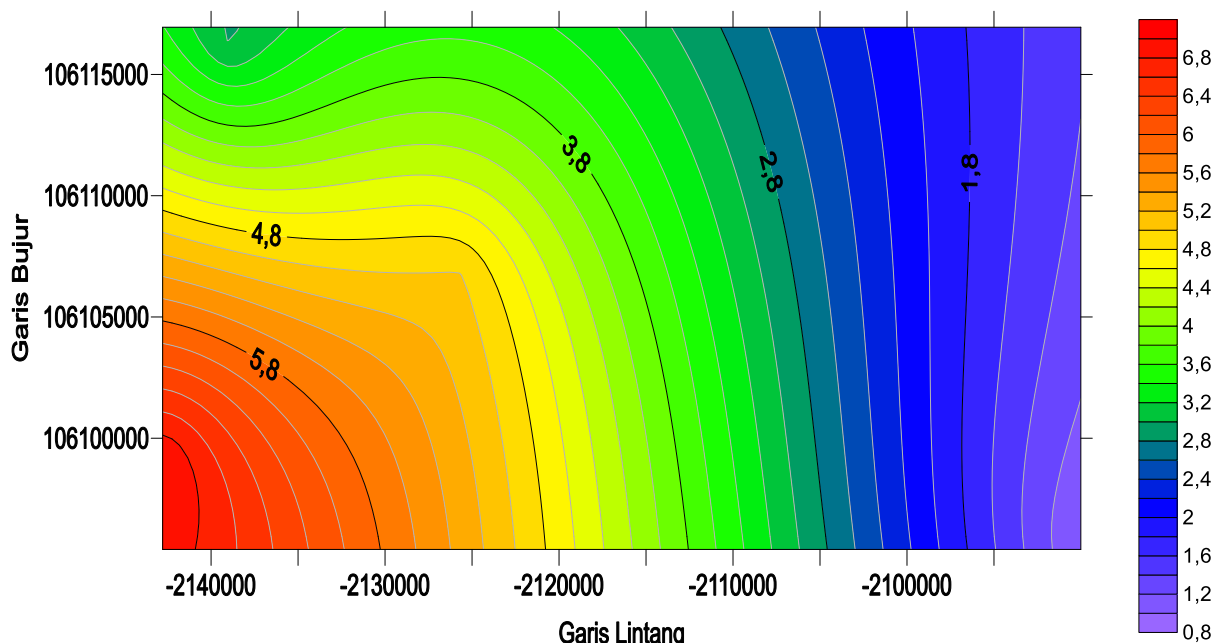
Tabel 2.Titik Lokasi Penelitian berdasarkan Kecamatan

Kecamatan	Lokasi Titik Lintang	Lokasi Titik Bujur
Rangkui	-2.142.783	106.099.168
Bukit Intan	-2.139.297	106.116.948
Girimaya	-2.138.990	106.116.122
Pangkalbalam	-2.102.156	106.129.002
Gabek	-2.090.007	106.095.415
Tamansari	-2.125.623	106.106.907
Gerunggang	-2.115.055	106.111.154

Berdasarkan tabel 2 diatas lokasi penelitian berada pada titik lintang -2.090.007 hingga -2.142.783 dan titik bujur 106.095.415 hingga 106.129.002. Jarak rata-rata atau *mean* titik lokasi penelitian setiap kecamatan adalah titik lintang -0.024.433 dan titik bujur 0.013.128.

Dibawah ini akan disajikan gambar hubungan demam berdarah terhadap masing-masing variabel penelitian :

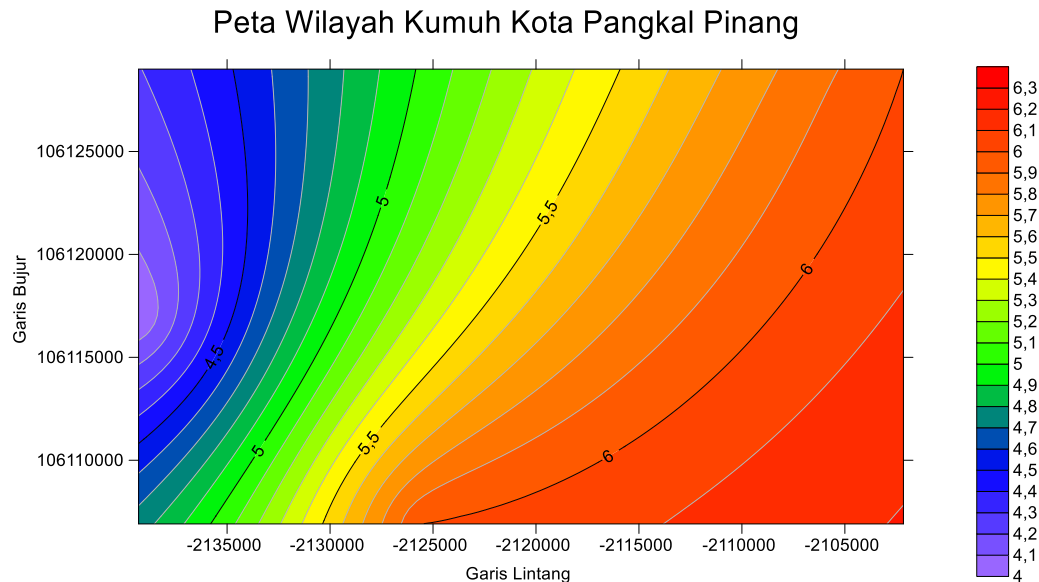
Peta Titik Rawan Banjir Kota Pangkal Pinang



Gambar 2. Peta Jumlah Titik Rawan Banjir Kota Pangkal Pinang

Pada gambar 2 menunjukkan bahwa wilayah Rangkui dengan warna merah memiliki titik rawan banjir terbesar yakni sebanyak 7 titik lokasi. Kemudian diikuti wilayah Taman Sari dengan warna kuning memiliki titik rawan banjir sebanyak 5 titik lokasi sedangkan berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Rangkui dan Taman Sari memiliki tingkat kasus demam berdarah tergolong sedang. Wilayah Bukit Intan dan Girimaya dengan warna hijau yakni sama sebanyak 3 titik lokasi rawan banjir sedangkan berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Bukit Intan juga memiliki tingkat kasus demam berdarah yang tinggi tetapi untuk wilayah Girimaya kasus demam berdarah tergolong sedang. Wilayah Pangkal Balam dan Gerunggang tidak memiliki titik rawan banjir sedangkan berdasarkan kasus demam berdarah

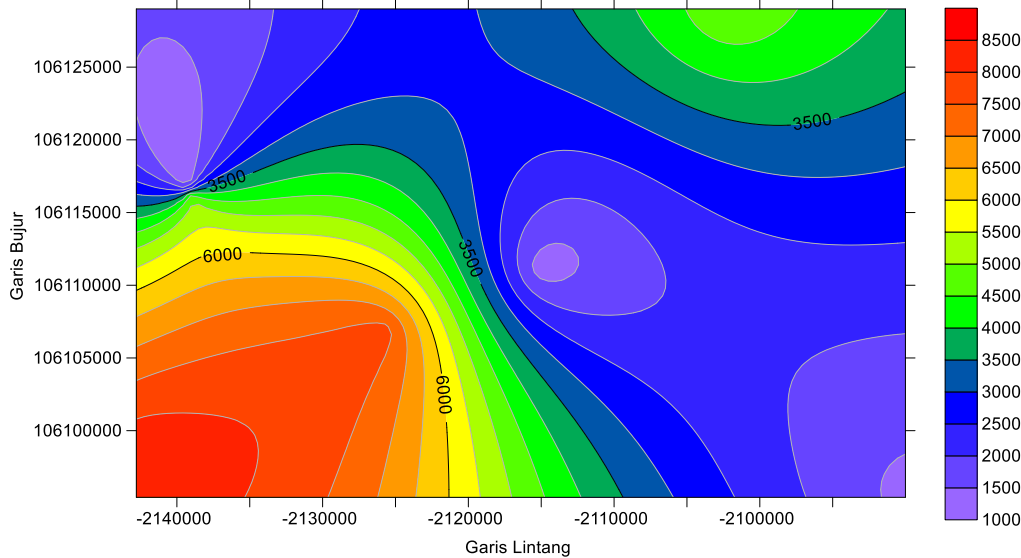
wilayah Pangkal Balam memiliki kasus demam berdarah yang kecil namun berbanding terbalik dengan wilayah Gerunggang yang memiliki kasus demam berdarah tertinggi dari seluruh wilayah kecamatan. Hal ini menandakan bahwa kasus demam berdarah tidak hanya disebabkan karena titik rawan banjir saja akan tetapi juga dipengaruhi faktor lainnya. Hal ini bisa dibuktikan untuk wilayah Gerunggang yang tidak memiliki titik rawan banjir namun memiliki tingkat demam berdarah tertinggi.



Gambar 3. Peta Wilayah Kumuh Wilayah Kota Pangkal Pinang dalam Hm^2 .

Gambar 3 menunjukkan bahwa 3 kecamatan yang ada di kota Pangkal Pinang memiliki wilayah kumuh dari total 7 kecamatan. Wilayah kumuh terluas ada di kecamatan Pangkal Balam dan Taman Sari yang ditunjukkan warna merah berdasarkan kasus demam berdarah Pangkal Balam memiliki kasus demam berdarah yang kecil dibandingkan Taman Sari yang memiliki kasus demam berdarah sedang, dan wilayah kumuh terendah ada di kecamatan Bukit Intan yang ditunjukkan warna ungu berdasarkan jumlah kasus demam berdarah Bukit Intan memiliki kasus demam berdarah besar padahal wilayah kumuh yang ada di Bukit Intan kecil, untuk wilayah Rangkui, Girimaya, Gabek dan Gerunggang tidak memiliki wilayah kumuh sedangkan berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Rangkui dan Girimaya memiliki kasus demam berdarah sedang dibandingkan wilayah Gabek dan Gerunggang yang memiliki kasus demam berdarah tinggi padahal keempat wilayah ini tidak memiliki wilayah yang kumuh.

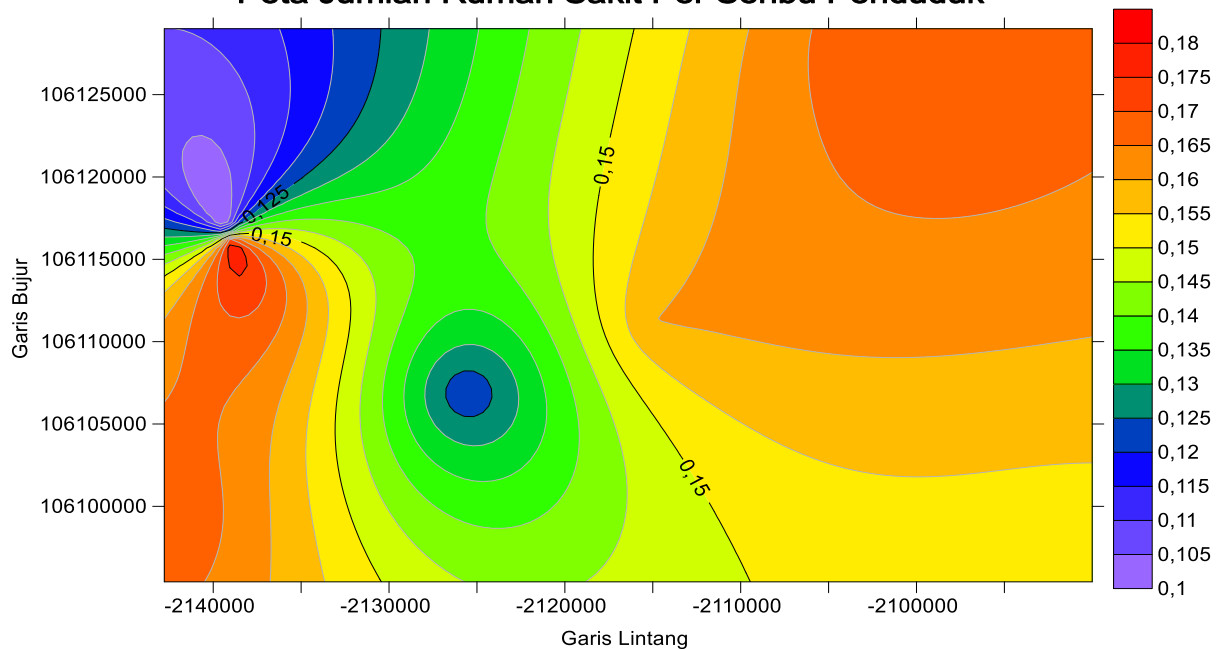
Peta Kepadatan Penduduk Kota Pangkal Pinang



Gambar 4. Peta Kepadatan Penduduk Kota Pangkal Pinang per Km^2 .

Gambar 4 menunjukkan bahwa kepadatan penduduk tertinggi ada di wilayah Rangkui yang ditunjukkan warna merah, kemudian disusul wilayah Taman Sari yang berwarna merah agak oranye berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Rangkui dan Taman Sari memiliki kasus demam berdarah tingkat sedang. Kepadatan penduduk tingkat sedang ada di wilayah Girimaya dan Pangkal Balam dengan warna hijau namun berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Girimaya memiliki kasus demam berdarah yang sedang berbanding terbalik dengan wilayah Pangkal Balam yang memiliki kasus demam berdarah terkecil. Kepadatan penduduk rendah ada di wilayah Bukit Intan, Gabek, dan Gerunggung yang berwarna ungu namun berdasarkan kasus demam berdarah wilayah Bukit Intan, Gabek, dan Gerunggung memiliki kasus demam berdarah yang besar.

Peta Jumlah Rumah Sakit Per Seribu Penduduk



Gambar 5. Jumlah Rumah Sakit Per Seribu Penduduk di Kota Pangkal Pinang

Gambar 5 menunjukkan jumlah rumah sakit per seribu penduduk di kota Pangkal Pinang dengan jumlah terbanyak ada di wilayah Girimaya warna merah dan jumlah terkecil ada di wilayah Bukit Intan berwarna ungu berdasarkan jumlah kasus demam berdarah wilayah Girimaya memiliki kasus demam berdarah tingkat sedang dan wilayah Bukit Intan memiliki kasus demam berdarah besar. Hal ini menunjukkan adanya korelasi antara kasus demam berdarah dengan jumlah rumah sakit per seribu penduduk. Hal ini dikarenakan kurangnya jumlah rumah sakit yang mampu menangani Kasus Demam Berdarah.

Berdasarkan gambar 1, gambar 2, gambar 4, dan gambar 5. disimpulkan secara deskriptif bahwa ada hubungan kasus demam berdarah dengan variabel titik rawan banjir, kepadatan penduduk dan jumlah rumah sakit per seribu penduduk. namun pada gambar 3 kasus demam berdarah tidak memiliki hubungan dengan variabel wilayah kumuh. agar lebih meyakinkan hasil maka diperlukan regresi spasial.

ANALISIS SPASIAL

Tabel 3 menunjukkan hasil uji asumsi klasik model regresi linier. Nilai P-Value dari uji asumsi normalitas dan uji asumsi homoskedastisitas lebih besar dari 0,05 yang menandakan bahwa asumsi normalitas dan homoskedastisitas terpenuhi. Tabel 3 juga menunjukkan bahwa nilai *durbin watson* (d) berada di antara $dL < d < 4 - dU$ yang dapat disimpulkan asumsi non autokorelasi terpenuhi, dan nilai VIF lebih kecil dari 10 untuk semua variabel kecuali untuk variabel jumlah rumah sakit per seribu penduduk (X_4). dapat disimpulkan bahwa asumsi non autokorelasi dan asumsi non multikolinieritas terpenuhi tetapi tidak dengan variabel jumlah rumah sakit per seribu penduduk. Hal ini dikarenakan prasarana dan fasilitas rumah sakit untuk penanganan demam berdarah masih sangat kurang sebagaimana ditunjukkan jumlah rumah sakit per seribu penduduk yang mampu memfasilitasi demam berdarah tidak mencapai 1 rumah sakit per seribu penduduk. Walaupun telah dilakukan transformasi variabel jumlah sakit per seribu penduduk (X_4) nilai VIF masih lebih dari 10.

Tabel 3. Hasil Asumsi Klasik Model Regresi Linier

Uji Statistik	Hasil
Uji Normalitas (Shapiro-Wilk)	P-Value = 0.566
Non Autokorelasi (Durbin-Watson)	1.492 (dL=1.2546 dU=1.7814)
Non Multikolinieritas (VIF)	(X_1) 6.249, (X_2) 7.663, (X_3) 7.447, (X_4) 11.167
Homoskedastisitas (Breusch-Pagan)	P-Value = 0,066

Meskipun model regresi linier memenuhi asumsi, tetapi harus diselidiki autokorelasi setiap kecamatan dengan uji *Moran's I*. sebelum uji *Moran's I* maka perlu dilakukan pembobotan matriks spasial. Matriks bobot spasial menggunakan bobot spasial ketetanggaan (*Contiguity*). Jenis ketetanggaan matriks pembobot spasial adalah *Queen*. Berikut tabel autokorelasi dengan uji *Moran's I*.

Tabel 4. Hasil Autokorelasi Spasial dengan Uji Moran's I

Variabel	Statistik Moran's I	P-Value ($\alpha=5\%$)
Jumlah Kasus Demam Berdarah	0.243	0.05×10^{-3} *
Jumlah Wilayah Rawan Banjir	0.171	0.0630
Jumlah RT Kumuh	0.354	0.0412*
Kepadatan Penduduk	0.255	0.0980
Jumlah Rumah Sakit Per Seribu Penduduk	0.214	0.0018*

*) Signifikan

Berdasarkan Tabel 4 ada autokorelasi spasial pada jumlah kasus demam berdarah karena nilai P-Value lebih kecil dari 0,05. Dua dari empat variabel yaitu jumlah wilayah rawan banjir dan kepadatan penduduk menunjukkan adanya autokorelasi spasial. Nilai statistik *Moran's I* berada diantara 0 dan 1, yang memiliki arti bahwa semakin dekat suatu wilayah semakin mirip nilai variabelnya.

Tabel 5. Hasil Uji LR dan Lm, Nilai Value AIC

Uji	Nilai	P-Value ($\alpha=5\%$)	AIC
LR	8.8213	0,0008	642.7162
LM_{LAG}	6.5210	0.0075	631.7482
LM_{ERR}	5.3124	0.0235	641.3610

Uji *Likelihood Ratio* (LR) digunakan agar bisa mendapatkan model mana yang terbaik, regresi spasial atau regresi linier. Sedangkan uji *Lagrange Multiplier* (LM) digunakan untuk mengecek ketergantungan spasial pada variabel dependen (*Lag*), variabel tidak diteliti (*error*), atau keduanya (*error* dan *Lag*). Tabel 5 hasil uji LR dan LM yang sudah dilakukan. Menurut hasil dari tabel 5, uji LR signifikan karena nilai P-Value kurang dari 0,05, yang menandakan bahwa ada perbedaan signifikan dari model regresi spasial dan model regresi linier. Bisa dilihat juga nilai AIC model regresi linier lebih besar dibanding kedua model regresi spasial, ketergantungan spasial pada *Lag* serta ketergantungan spasial pada *error* merupakan signifikan dilihat dari nilai P-Value lebih kecil dari 0,05. Tetapi Penelitian menggunakan model SAR karena AIC yang didapatkan lebih rendah dibanding AIC Model SEM. Tabel 6 menunjukkan hasil proyeksi parameter model SAR.

Tabel 6. Proyeksi Parameter model SAR

	Proyeksi	Std. Error	Z-Value	Pr(> z)
(Intersep)	15.118	23.604	0.5412	0.2518
Jumlah Titik rawan banjir	2.8640	0.768	2.916	0.0001*
Jumlah RT Kumuh	0.1364	0.112	1.3218	0.1752
Kepadatan Penduduk dalam Km^2	-0.0001	0.0003	-0.3620	0.5219
Jumlah Rumah Sakit per seribu Penduduk	1.0029	415.00	0.0029	0.9911
Spasial Lag (Rho)	0,56667	0,14680	4.5414	0.000072*
Statistik Wald: 14.860; P-Value: 0,000072				

*)Signifikan

Dari tabel 6, variabel spasial lag (*Rho*) menurut statistik signifikan positif, yang menunjukkan semakin banyak kasus demam berdarah di kecamatan meningkat, maka kasus demam berdarah disekitar juga semakin meningkat. Nilai P-Value uji *wald* lebih kecil dari 0,05 menandakan terdapat hubungan signifikan antara kasus demam berdarah di kota Pangkal Pinang dengan faktor prediktor. Jumlah kasus demam berdarah di kota Pangkal Pinang secara signifikan dipengaruhi jumlah titik rawan banjir, luas wilayah kumuh, kepadatan penduduk, jumlah rumah sakit per seribu penduduk, dan *spatial lag* (*Rho*). Dari signifikansi 5% hanya jumlah titik rawan banjir dan *spatial lag* (*Rho*) memberi pengaruh signifikan jumlah demam berdarah di kota Pangkal Pinang. Hal ini sama dengan penelitian yang pernah dilakukan Lilis Wijaya tahun 2018, dimana ia meneliti banjir menyebabkan penyakit setelah banjir seperti *Leptospirosis*, Infeksi Saluran Pernapasan Atas (ISPA), Diare, *Stunting*, Alergi Kulit, dan lainnya [25]. [21] menjelaskan nyamuk *aedes aegypti* mampu hidup lama jika kelembapan udara semakin tinggi, contoh saat musim hujan, terutama untuk titik rawan banjir, dimana masih terdapat genangan air yang membuat penyebaran demam berdarah meluas [2].

Jumlah wilayah kumuh dan jumlah rumah sakit per seribu penduduk mempunyai tanda koefisien yang serupa dengan penelitian sebelumnya [1],[5]. Tanda koefisien menyatakan arah bahwa hubungan setiap

variabel prediktor dengan jumlah kasus demam berdarah. Walaupun penelitian pengaruh hampir signifikan dengan P-Value masih terletak dibawah 0,2 berarti tingkat kesalahan masih dibawah 20%. variabel kepadatan penduduk dan jumlah rumah sakit per seribu penduduk memiliki tanda koefisien berbeda dibandingkan penelitian sebelumnya [5],[6] Tetapi nilai P sangat tidak signifikan karena nilai P-Value lebih dari 0,5 berarti tingkat kesalahan diatas 50%. Menurut hasil proyeksi parameter pada tabel 6, bentuk model *spatial autoregressive* (SAR) dijabarkan sebagai berikut :

$$\hat{y}_i = 0,56667 \sum_{j=1, i \neq j}^n W_{ij} y_j + 15.118 + 2.8640 X_{1i} + 0.1364 X_{2i} - 0.0001 X_{3i} + 1.0029 X_{4i}$$

Pengaruh *kovariat* model *spatial autoregressive* (SAR) dibagi tiga kriteria yaitu pengaruh total, pengaruh tidak langsung, dan pengaruh langsung [15]. Pengaruh total mengarahkan pada perubahan terjadi di satu kecamatan sebagai imbas dari perubahan dikecamatan itu dan sekitarnya. Pengaruh tidak langsung mengarahkan pada perubahan yang terjadi saat faktor prediktor di perbatasan kecamatan mengalami perubahan. Pengaruh lokal dalam penelitian ini yaitu kecamatan, sebagai imbas dari perubahan faktor prediktor di kecamatan. Kecamatan dapat dikatakan sebagai pengaruh langsung. Besarnya pengaruh langsung maupun tidak langsung pada tabel 7 menandakan model *spatial autoregressive* yang digunakan selama penelitian.

Tabel 7. Nilai Pengaruh Langsung, Tidak Langsung dan Total melalui model SAR

Variabel	Pengaruh Langsung	P-Value Pengaruh Langsung	Pengaruh Tidak Langsung	P-Value Pengaruh Tidak Langsung	Pengaruh Total	P-Value Pengaruh Total
Jumlah Wilayah rawan banjir	3.4802	0.0001*	4.1685	0.0768	8.0975	0.0118*
Luas Wilayah Kumuh	0.1814	0.3018	0.3012	0.4215	0.4260	0.2852
Kepadatan Penduduk	-0.0002	0.5802	-0.0003	0.8116	-0.0006	0.7012
Jumlah Rumah Sakit Per seribu penduduk	3.1214	0.8733	3.2816	0.3010	7.0138	0.9810

*) Signifikan

Tabel 7 menampilkan bahwa jumlah wilayah rawan banjir di kota Pangkal Pinang memiliki pengaruh langsung yang besar terhadap demam berdarah. Tidak ada variabel signifikan terhadap demam berdarah di kota Pangkal Pinang. Menurut output analisis pengaruh tidak langsung jumlah wilayah rawan banjir di kota Pangkal Pinang berpengaruh signifikan terhadap kasus demam berdarah. Perluasan wilayah rawan banjir berpengaruh langsung terhadap jumlah kasus demam berdarah di kota Pangkal Pinang. Setiap peningkatan satu persen titik rawan banjir di satu kecamatan akan meningkatkan 3.48 kasus demam berdarah di kecamatan itu.

Tabel 8. Uji Diagnosis Model Spasial Autoregressive (SAR)

Uji Statistik	P-Value	Kesimpulan
Uji Normalitas (Shapiro-Wilk)	0.9012	Residual terdistribusi normal
Uji LM Autokorelasi Residual	0.8629	Tidak terdapat Autokorelasi antar Residual



Sangat penting melakukan uji diagnosis yang mengimplikasikan homogenitas, normalitas, dan non-autokorelasi untuk membuktikan kualitas model *spatial autoregressive* (SAR). Model SAR memenuhi semua asumsi seperti yang ditampilkan pada tabel 8.

4. KESIMPULAN DAN SARAN

Uji *Moran's I* menyatakan bahwa jumlah titik rawan banjir, dan kepadatan penduduk memiliki korelasi spasial namun luas wilayah kumuh, jumlah rumah sakit per seribu penduduk tidak memiliki korelasi secara geografis. Menurut uji *Lagrange Multiplier*, model spasial yang paling cocok digunakan yaitu model *spatial autoregressive* (SAR). Pertumbuhan wilayah rawan banjir di kota Pangkal Pinang berpengaruh langsung terhadap penambahan kasus demam berdarah. Setiap penambahan satu persen di satu kecamatan akan meningkatkan 3.48 kasus Demam Berdarah di kecamatan itu. Output Model SAR Valid sebab memenuhi asumsi normalitas, tidak adanya autokorelasi, dan homogenitas. Saran dari penulis kepada pemerintah kota Pangkal Pinang untuk penanganan kasus khususnya demam berdarah di kota Pangkal Pinang adalah penanggulangan jumlah kawasan rawan banjir dengan meningkatkan fasilitas resapan air yang baik dan pencegahan kawasan genangan air, penanganan kepadatan penduduk, serta meningkatkan fasilitas rumah sakit per seribu penduduk.

5. UCAPAN TERIMAKASIH

Puji dan syukur penulis panjatkan kepada Allah SWT, karena atas berkat dan rahmat-Nya, penulis dapat menyelesaikan jurnal matematika ini. Penulis menyadari tanpa bantuan dan bimbingan berbagai pihak, cukup sulit bagi penulis menyelesaikan pembuatan jurnal ini. Oleh sebab itu penulis mengucapkan terimakasih kepada :

1. Seluruh dosen Jurusan Matematika Fakultas Teknik Universitas Bangka Belitung yang telah memberi ilmu statistika, aljabar, metodologi penelitian, komputasi, peramalan, dan analisis selama masa perkuliahan baik secara online maupun secara offline dalam pemahaman terhadap ilmu yang berkaitan selama pembuatan jurnal.
2. Badan Pusat Statistik (BPS) Nasional, BPS Provinsi Kepulauan Bangka Belitung, BPS Kota Pangkal Pinang yang telah memberikan data Penelitian.
3. Dinas Kesehatan Kota Pangkal Pinang yang telah memberikan data penelitian
4. Dinas Komunikasi Informatika dan Statistik Kota Pangkal Pinang yang telah memberikan data penelitian
5. Semua peneliti jurnal disebutkan dalam daftar pustaka yang mempermudah penulis menyelesaikan jurnal dengan menjadikan jurnal itu sebagai penguat hasil penelitian.
6. Teman penulis yang memberikan dukungan baik berupa tenaga dan jasa hingga selesainya pembuatan jurnal
7. Orang tua yang memberikan semangat dan doa yang ikhlas kepada penulis



DAFTAR PUSTAKA

- [1] H. N. Avida *et al.*, “Pemberantasan Sarang Nyamuk (PSN) Sebagai Upaya Pencegahan Kasus Demam Berdarah Dengue (DBD) di Yogyakarta,” *J. Pengabd. Serulingmas*, vol. 2, no. 1, pp. 23–25, 2022.
- [2] R. K. Sari, I. Djameluddin, Q. Djam’an, and T. Sembodo, “Pemberdayaan Masyarakat dalam Upaya Pencegahan Demam Berdarah Dengue DBD di Puskesmas Karangdoro,” *J. ABDIMASKU J. Pengabd. Masy. Kedokt.*, vol. 1, no. 1, p. 25, 2022, doi: 10.30659/abdimasku.1.1.25-33.
- [3] L. Faridah *et al.*, “Temporal Correlation Between Urban Microclimate, Vector Mosquito Abundance, and Dengue Cases,” *J. Med. Entomol.*, vol. 59, no. 3, pp. 1008–1018, 2022, doi: 10.1093/jme/tjac005.
- [4] D. Tarmana, “Potensi Peluang Demam Berdarah Dengue (Dbd) Berdasarkan Proyeksi Perubahan Iklim (Study Kasus : Dki Jakarta),” *Indones. J. Infect. Dis.*, vol. 1, no. 2, pp. 14–22, 2017, doi: 10.32667/ijid.v1i2.8.
- [5] I. F. Fatati, H. Wijayanto, and A. M. Sholeh, “Analisis Regresi Spasial Dan Pola Penyebaran Pada Kasus Demam Berdarah Dengue (Dbd) Di Provinsi Jawa Tengah,” *Media Stat.*, vol. 10, no. 2, p. 95, 2017, doi: 10.14710/medstat.10.2.95-105.
- [6] M. Sobari, I. G. N. M. Jaya, and B. N. Ruchjana, “Spatial Analysis of Dengue Disease in Jakarta Province,” *CAUCHY J. Mat. Murni dan Apl.*, vol. 7, no. 4, pp. 535–547, 2023, doi: 10.18860/ca.v7i4.17423.
- [7] I. G. N. M. Jaya, F. Kristiani, Y. Andriyana, and B. N. Ruchjana, “Modeling dengue disease transmission for juvenile in bandung, indonesia,” *Commun. Math. Biol. Neurosci.*, vol. 2021, 2021, doi: 10.28919/cmbn/5435.
- [8] BPS Kota Pangkal Pinang, “Kependudukan Menurut Badan Pusat Statistik Kota Pangkal Pinang,” “Kepadatan Penduduk Kota Pangkal Pinang, 2022.” [Online]. Available: <https://pangkalpinangkota.bps.go.id/subject/12/kependudukan.html#subjekViewTab3>
- [9] A. Hariyanto, “Strategi Penanganan Kawasan Kumuh Sebagai Upaya Menciptakan Lingkungan Perumahan dan Permukiman yang Sehat,” *J. PWK Unisba*, vol. 7, no. 2, pp. 11–37, 2022.
- [10] Badan Pusat Statistik Nasional, “Kemiskinan Menurut Badan Pusat Statistik.” [Online]. Available: <https://www.bps.go.id/id/pressrelease/2023/07/17/2016/profil-kemiskinan-di-indonesia-maret-2023.html>
- [11] Badan Pusat Statistik Kota Pangkal Pinang, “Jumlah Kasus Penyakit Menurut Kecamatan dan Jenis Penyakit di Puskesmas di Kota Pangkal Pinang, 2019-2022.” [Online]. Available: <https://pangkalpinangkota.bps.go.id/indicator/30/131/1/jumlah-kasus-penyakit-menurut-kecamatan-dan-jenis-penyakit-di-puskesmas-di-kota-pangkalpinang.html>
- [12] N. Faiz, R. Rahmawati, and D. Safitri, “Analisis Spasial Penyebaran Penyakit Demam Berdarah Dengue Dengan Indeks Moran dan Geary’s C,” *J. Gaussian*, vol. 2, no. 1, pp. 69–77, 2013, [Online]. Available: <http://ejournal-s1.undip.ac.id/index.php/gaussian>
- [13] BPS Kota Pangkal Pinang, “Jumlah Kelurahan yang Mengalami Banjir Menurut Kecamatan di Kota Pangkalpinang.” [Online]. Available: <https://pangkalpinangkota.bps.go.id/indicator/153/162/1/jumlah-kelurahan-yang-mengalami-banjir-menurut-kecamatan-di-kota-pangkalpinang.html>
- [14] BPS Kota Pangkal Pinang, “Data Pemerintah Kota Pangkalpinang. Jumlah Kasus Demam Berdarah, Jumlah Titik Rawan Banjir, Kepadatan Penduduk, Jumlah Rumah Sakit per seribu penduduk,” 2023, [Online]. Available: <https://pangkalpinangkota.bps.go.id/>

ANALISIS PENGARUH ANGKA HARAPAN HIDUP DAN KEMISKINAN TERHADAP INDEKS PEMBANGUNAN MANUSIA DI KABUPATEN BANGKA SELATAN

ANALYSIS THE INFLUENCE OF LIFE EXPECTANCY AND POVERTY ON THE HUMAN DEVELOPMENT INDEX IN SOUTH BANGKA REGENCY

Aulia Febiola^{1,a}, Yoel Setiawan Jaya², Deli Tarius³, Novenda Shavira⁴, Andreas Cornel Simarmata⁵

¹Universitas Bangka Belitung [Email: auliafebiyola1@gmail.com]

²Universitas Bangka Belitung [Email: glennfansy@gmail.com]

³Universitas Bangka Belitung [Email: delitarius90@gmail.com]

⁴Universitas Bangka Belitung [Email: novendashavira988@gmail.com]

⁵Universitas Bangka Belitung [Email: acs061103@gmail.com]

^aauliafebiyola1@gmail.com

ABSTRAK

Sejak tahun 2010 sampai 2022 di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung, Kabupaten Bangka Selatan menjadi kabupaten dengan indeks pembangunan manusia paling rendah yaitu di bawah angka 70. Terdapat tiga dimensi dasar perhitungan nilai indeks pembangunan manusia yaitu umur panjang dan hidup sehat, pengetahuan dan standar hidup layak. Ketiga dimensi tersebut dapat diukur dengan beberapa indikator yang mana pada penelitian ini digunakan indikator angka harapan hidup dan kemiskinan. Berdasarkan data Badan Pusat Statistik Provinsi Kepulauan Bangka Belitung 2022, angka harapan hidup di Kabupaten Bangka Selatan sebesar 68,68 tahun dan menjadi yang paling rendah dibandingkan dengan kabupaten/kota lainnya. Sedangkan jumlah penduduk miskin di Kabupaten Bangka Selatan menjadi yang terendah kedua se-Bangka Belitung dengan jumlah 6.810 jiwa. Oleh karena itu, adapun tujuan dari penelitian ini adalah untuk menganalisis pengaruh angka harapan hidup dan kemiskinan terhadap indeks pembangunan manusia di Kabupaten Bangka Selatan. Dalam penelitian ini digunakan metode analisis regresi linear berganda. Berdasarkan hasil penelitian yang diperoleh dapat disimpulkan bahwa angka harapan hidup dan kemiskinan secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap indeks pembangunan manusia di Kabupaten Bangka Selatan.

Kata kunci: Angka harapan hidup, kemiskinan, indeks pembangunan manusia, regresi linear berganda

ABSTRACT

Since 2010 to 2022 in Bangka Belitung Province, South Bangka Regency has always been the district with the lowest Human Development Index below the figure of 70. There are three basic dimensions for calculating the human development index value, namely long and healthy life, knowledge and a decent standard of living. These three dimensions can be measured with several indicators, which in this study used indicators of life expectancy and poverty. According to the data of the Central Statistical Agency of Bangka Belitung Province in 2022, the life expectancy in South Bangka Regency was 68.68 years and was the least compared to other districts/cities. While the number of poor population in South Bangka Regency is the second least all over Bangka Belitung with a total of 6.810 people. Therefore, the aim of this research is to analyze the influence of life expectancy and poverty on the human development index in South Bangka Regency. In this study, the method of multiple linear regression analysis is used. Based on the findings obtained, it can be concluded that life expectancy and number of poor population combined influence the human development index in South Bangka Regency.

Keywords: Life expectancy, number of poor population, human development indeks, multiple linear regression analysis

1. PENDAHULUAN

Pembangunan di Indonesia masih terus digalakkan oleh pemerintah demi kesejahteraan rakyat. Pada umumnya, pembangunan merupakan suatu usaha yang dilakukan secara terus menerus untuk mencapai target perubahan yang lebih baik [1]. Pembangunan manusia dapat ditinjau dari tingkat kualitas hidup manusianya yang dimana menjadi tolak ukur dalam keberhasilan pembangunan nasional. Menurut Badan Pusat Statistik (BPS) Indonesia, untuk mengukur keberhasilan dalam upaya membangun kualitas

hidup manusia dapat ditinjau dari Indeks Pembangunan Manusia (IPM) yang diperkenalkan oleh *United Nations Development Programme* (UNDP) pada tahun 1990 dan dipublikasikan secara berkala dalam laporan tahunan *Human Development Report* (HDR).

Sejak tahun 2010 sampai 2022 di Provinsi Bangka Belitung, Kabupaten Bangka Selatan menjadi kabupaten dengan IPM paling rendah yaitu di bawah angka 70. Hal ini menunjukkan bahwa IPM di Kabupaten Bangka Selatan tergolong dalam kriteria sedang sesuai dengan kelompok kriteria IPM yang dibuat oleh UNDP [2]. Pada tahun 2022, IPM Bangka Selatan mencapai 67,95 yang mana berarti meningkat 0,89 poin dibandingkan dengan tahun lalu sebesar 67,06. Ball dan Mankiw menyatakan bahwa jika nilai IPM yang terdapat di suatu wilayah bertambah tinggi maka hal tersebut dapat diartikan sebagai semakin tinggi pula tingkat kesejahteraan masyarakat pada wilayah tersebut [2].

Yusniah menjelaskan bahwa terdapat tiga dimensi yang digunakan sebagai dasar perhitungan nilai IPM yaitu umur panjang dan hidup sehat, pengetahuan dan standar hidup layak. Dimensi umur panjang dan hidup sehat diukur dengan variabel atau indikator berupa umur harapan hidup saat lahir atau angka harapan hidup saat kelahiran. Angka Harapan Hidup (AHH) menggambarkan usia maksimum yang dapat diharapkan dari seorang penduduk untuk bisa bertahan hidup. Pembangunan manusia dapat dikatakan belum berhasil apabila pemanfaatan sumber daya masyarakat tidak ditujukan pada pembinaan kesehatan sehingga dapat mencegah seseorang meninggal lebih awal dari yang seharusnya. Dengan demikian, indikator angka harapan hidup ini diharapkan dapat mendeskripsikan lama hidup (panjang umur) sekaligus hidup sehat dalam suatu masyarakat [3]. Berdasarkan data BPS Provinsi Kepulauan Bangka Belitung 2022, AHH di Kabupaten Bangka Selatan sebesar 68,68 tahun dan menjadi yang paling rendah dibandingkan dengan kabupaten/kota lainnya. Sepanjang tahun 2010 sampai 2022, Kabupaten Bangka Selatan menjadi yang terbawah se-Bangka Belitung dalam hal nilai AHH. Dimulai dari tahun 2010 sebesar 66,19 tahun menjadi 66,31 tahun pada tahun 2011. Kemudian naik sampai di angka 68,68 tahun pada tahun 2022. Sementara itu, dimensi dasar pembangunan manusia yang kedua yakni pengetahuan dapat diukur dari indikator berupa angka melek huruf, rata-rata lama sekolah, angka partisipasi sekolah, dan angka putus sekolah. Apabila masyarakat belum memiliki tingkat pengetahuan yang memadai ini dapat dikatakan juga bahwa pembangunan manusia belum berhasil [3].

Selanjutnya dimensi dasar pembangunan manusia yang terakhir adalah standar hidup layak. Menurut Yusniah [3] indikator standar hidup layak dapat ditinjau dari daya beli masyarakat yang meliputi: jumlah yang bekerja, jumlah pengangguran terbuka, jumlah dan presentase penduduk miskin, dan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) riil per kapita. Kemiskinan menjadi salah satu masalah yang menghambat proses pembangunan. Kemiskinan menjadikan masyarakat tidak dapat mencapai kesehatannya karena masyarakat yang tidak mampu mencukupi kebutuhan dasar hidupnya [4]. Menurut [5], untuk mengukur kemiskinan digunakan sebuah konsep yang berkaitan dengan kemampuan masyarakat dalam memenuhi kebutuhan dasar (*basic needs approach*). Jadi, penduduk miskin adalah penduduk yang memiliki rata-rata pengeluaran perkapita perbulan dibawah garis kemiskinan. Berdasarkan data tahun 2022, menurut BPS Provinsi Kepulauan Bangka Belitung, Kabupaten Bangka Selatan merupakan kabupaten dengan peringkat kedua terendah untuk jumlah penduduk miskin di Provinsi Kepulauan Bangka Belitung sebesar 6.810 jiwa. Setiap tahun selama periode tahun 2010 sampai 2022, jumlah penduduk miskin di Kabupaten Bangka Selatan mengalami tren fluktuatif. Berdasarkan uraian di atas, maka penelitian ini dilakukan untuk menganalisis pengaruh angka harapan hidup dan kemiskinan terhadap indeks pembangunan manusia di Kabupaten Bangka Selatan.

2. METODE PENELITIAN

Pada penelitian ini penulis menjadikan Kabupaten Bangka Selatan Provinsi Kepulauan Bangka Belitung sebagai objek penelitian karena relevan dengan urgensi topik penelitian. Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data kuantitatif. Data kuantitatif pada penelitian ini bersumber dari data website Badan Pusat Statistik Kabupaten Bangka Selatan dan Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. Teknik pengumpulan data yang digunakan pada penelitian ini menggunakan teknik studi literatur atau teknik dokumentasi. Teknik analisis data yang digunakan pada penelitian ini adalah dengan menggunakan teknik analisis yang dilakukan dengan uji statistik yaitu menggunakan analisis regresi linear berganda. Adapun langkah-langkah yang dilakukan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Pengumpulan Data
2. Analisis Data. Data yang sudah terkumpul dikelompokkan sesuai topik penelitian ini kemudian di

analisis secara deskriptif guna mengetahui gambaran umum dari data variabel.

3. Analisa Algoritma/Code Program menggunakan *software* statistik
 1. Uji Asumsi Klasik
 1. Uji Normalitas
 2. Uji Multikolinearitas
 3. Uji Autokorelasi
 4. Uji Heteroskedastisitas
 2. Analisis Regresi Linear Berganda
 3. Uji secara Parsial (Uji t)
 4. Uji Koefisien Determinasi (R^2)
4. Evaluasi
5. Penarikan kesimpulan

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

3.1. Analisis Statistik Deskriptif

Dalam penelitian ini dilakukan analisis statistik deskriptif guna mengetahui gambaran umum dari data angka harapan hidup, jumlah penduduk miskin dan indeks pembangunan manusia seperti yang dapat dilihat pada tabel 1.

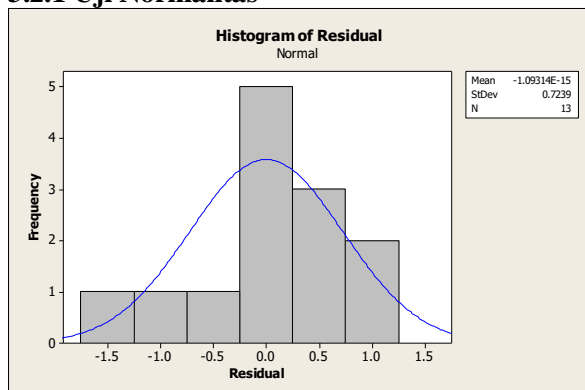
Tabel 1 Hasil Analisis Deskriptif

Analisis Deskriptif	IPM (Y)	AHH (X_1)	KMS (X_2)
Mean	64,315	67,194	7,705
Standar Deviasi	2,604	0,841	0,969
Varians	6,779	0,707	0,940
Sum	836,090	873,520	100,160
Minimum	59,980	66,190	6,810
Maksimum	67,950	68,680	10,700
Range	7,970	2,490	3,890

3.2. Uji Asumsi Klasik

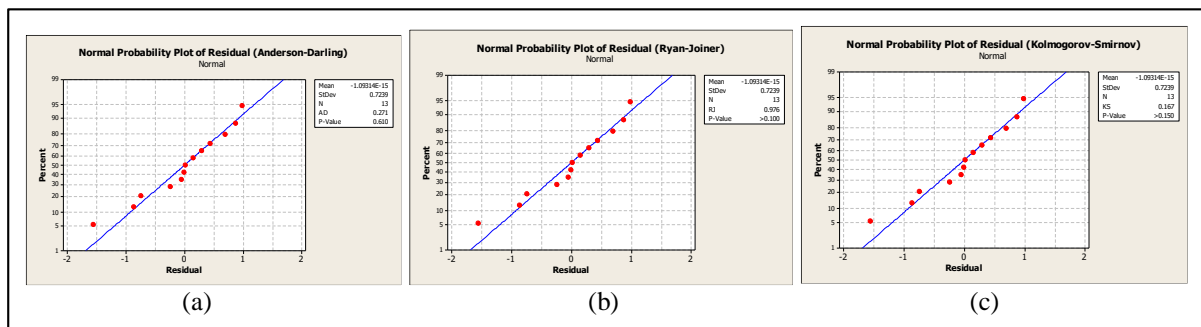
Uji asumsi klasik merupakan salah satu syarat yang harus dipenuhi dalam analisis regresi linear berganda. Uji asumsi klasik yang akan digunakan dalam penelitian ini yaitu uji normalitas, uji multikolin-earitas, uji autokorelasi dan uji heteroskedastisitas.

3.2.1 Uji Normalitas



Gambar 1 Grafik Histogram Uji Normalitas

Berdasarkan hasil grafik histogram uji normalitas yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada gambar 1 dapat dilihat bahwa grafik histogram menyerupai bentuk bel dan menghadap ke atas sehingga dapat disimpulkan bahwa data berdistribusi normal [6]. Pada penelitian ini dilakukan juga uji *normal probability plot* dengan tiga metode yaitu *Anderson-Darling*, *Ryan-Joiner (Shapiro Wilk)* dan *Kolmogorov-Smirnov*. Apabila probabilitas (*p-value*) yang diperoleh lebih besar dari taraf signifikansi penelitian (α) yaitu sebesar 0,05 maka data tersebut berdistribusi normal [7]. Adapun hasil uji masing-masing metode analisis statistik dapat dilihat pada gambar 2.



Gambar 2 Grafik *Normal Probability Plot* Metode (a) *Anderson-Darling* (b) *Ryan-Joiner (Shapiro Wilk)* dan (c) *Kolmogorov-Smirnov*

Berdasarkan hasil uji normalitas analisis grafik *normal probability plot* dengan ketiga metode yaitu *Anderson-Darling*, *Ryan-Joiner (Shapiro Wilk)* dan *Kolmogorov-Smirnov* yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada gambar 2 dapat dilihat bahwa penyebaran titik-titik (plot) mendekati garis diagonal. Selain itu, dapat dilihat bahwa nilai probabilitas (*p-value*) yang diperoleh dari ketiga grafik tersebut lebih besar dari taraf signifikansi penelitian (α) sebesar 0,05 yaitu AD: 0,271 dengan *p-value* 0,610 untuk uji normalitas metode *Anderson-Darling*, RJ: 0,976 dengan *p-value* > 0,100 untuk uji normalitas metode *Ryan-Joiner (Shapiro-Wilk)* dan KS: 0,167 dengan *p-value* > 0,150 untuk uji normalitas metode *Kolmogorov-Smirnov* sehingga dapat disimpulkan bahwa data berdistribusi normal.

3.2.2 Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas digunakan untuk melihat keadaan dimana pada model regresi ditemukan atau tidak suatu korelasi yang tinggi antara variabel independen. Pada model regresi yang baik seharusnya tidak terjadi korelasi yang tinggi karena hubungan antara variabel dependen dan independennya akan terganggu. Dalam [8] uji multikolinearitas dapat dilihat dari nilai *tolerance* dan *Variance Inflation Factor (VIF)* serta besaran korelasi antar variabel independen. Jika nilai VIF tidak lebih dari 10 dan angka *tolerance* tidak kurang dari 0,10 dalam model regresi maka hal ini menunjukkan bahwa tidak adanya gejala multikolinieritas. Adapun hasil pengujian multikolinieritas diperoleh sebagaimana terlihat pada tabel 2.

Tabel 2 Hasil Uji Multikolinearitas *Coefficients*

Variabel	VIF
Angka Harapan Hidup (X_1)	1,296
Jumlah Penduduk Miskin (X_2)	1,296

Berdasarkan hasil uji multikolinearitas *coefficients* yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada tabel 2 dapat dilihat bahwa nilai VIF dari kedua data variabel independen (X_1 dan X_2) adalah 1,296 yang berarti nilai VIF kedua data tersebut kurang dari (<) 10 sehingga dapat disimpulkan bahwa data X_1 dan X_2 tidak terjadi gejala multikolinearitas atau terbebas dari uji multikolinearitas.

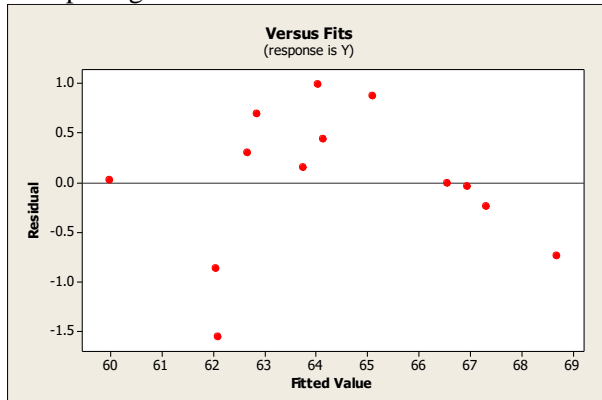
3.2.3 Uji Autokorelasi

Uji autokorelasi adalah untuk menguji apakah dalam model regresi ada korelasi antara residual pada periode t dengan residual pada periode sebelumnya ($t-1$). Model regresi yang baik adalah yang tidak terdapat masalah autokorelasi [8]. Adapun hasil pengujian autokorelasi *Durbin-Watson Statistic* diperoleh nilai sebesar 0,987910. Berdasarkan hasil uji autokorelasi yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik dari kedua data variabel independen (X_1 dan X_2) tersebut berada di antara -2 dan +2 yaitu sebesar 0,987910 sehingga dapat disimpulkan bahwa data tersebut tidak terjadi gejala autokorelasi atau terbebas dari uji autokorelasi.

3.2.4 Uji Heteroskedastisitas

Uji heteroskedastisitas digunakan untuk melihat suatu keadaan dimana dalam model regresi terjadi ketidaksamaan varians dari residual satu ke pengamatan ke pengamatan lainnya. Jika varians dari residual satu pengamatan ke pengamatan lain tetap, maka disebut homoskedastisitas, dan jika varians dari residual satu pengamatan ke pengamatan lain berbeda disebut heteroskedastisitas. Untuk mendeteksi

ada atau tidaknya gejala heteroskedastisitas dapat dilakukan dengan melihat grafik *scatterplot* atau dengan melakukan uji *glejser*. Dalam [8] menyatakan bahwa jika tidak ada pola yang jelas serta titik-titik menyebar di atas dan di bawah angka 0 pada sumbu Y atau nilai signifikansi $> 0,05$ maka tidak ada gejala heteroskedastisitas. Adapun hasil pengujian heteroskedastisitas diperoleh sebagaimana terlihat pada gambar 3.



Gambar 3 Grafik *Scatterplot* Uji Heteroskedastisitas

Berdasarkan hasil uji heteroskedastisitas yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada gambar 3 dapat dilihat bahwa penyebaran titik-titik (plot) pada grafik menyebar secara merata di atas dan di bawah angka 0 pada sumbu Y dan tidak adanya pola yang jelas sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi gejala heteroskedastisitas pada keseluruhan variabel dalam instrument penelitian.

3.3 Analisis Regresi Linear Berganda

Dengan menggunakan analisis regresi linear berganda, pengaruh antara variabel dependen dengan sejumlah faktor independen dapat dijelaskan [9]. Regresi linear berganda adalah untuk meramalkan pengaruh dua variabel prediktor atau lebih terhadap satu variabel kriterium untuk membuktikan ada atau tidaknya hubungan fungsional antara dua variabel bebas (X) atau lebih dengan sebuah variabel terikat (Y) [10]. Berikut merupakan rumus persamaan regresi linear berganda :

$$Y = a + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_nX_n \quad (1)$$

Dimana variabel Y adalah variabel dependen, a merupakan konstanta regresi, X merupakan variabel independen dan b merupakan koefisien regresi pada masing-masing variabel independen [11]. Adapun hasil pengujian analisis regresi linear berganda adalah

$$Y = -105 + 2.59 X_1 - 0.584 X_2$$

Berdasarkan persamaan regresi di atas yang didapat menggunakan bantuan *software* statistik, maka dapat diinterpretasikan sebagai berikut:

1. Nilai konstanta (a) memiliki nilai negatif sebesar -105 yang menunjukkan adanya pengaruh yang berlawanan arah antara variabel independen dan variabel dependen. Jika nilai angka harapan hidup dan kemiskinan bernilai 0, maka nilai indeks pembangunan manusia akan bernilai -105.
2. Nilai koefisien untuk variabel X_1 (Angka Harapan Hidup) memiliki nilai positif yakni sebesar 2,59 yang menunjukkan adanya pengaruh yang searah antara variabel independen dan variabel dependen. Jadi, setiap kenaikan 1% dari variabel angka harapan hidup maka indeks pembangunan manusia akan naik sebesar 2,59 dengan asumsi bahwa variabel independen lainnya adalah konstan.
3. Nilai koefisien untuk variabel X_2 (Kemiskinan) memiliki nilai negatif yakni sebesar -0,584 yang menunjukkan adanya pengaruh yang berlawanan arah antara variabel independen dan variabel dependen. Jadi, setiap kenaikan 1% dari variabel kemiskinan maka indeks pembangunan manusia akan turun sebesar 0,584 dengan asumsi bahwa variabel independen lainnya adalah konstan.

3.4 Uji secara Parsial (Uji t)

Dalam [8] uji t dilakukan untuk mengetahui apakah variabel X independen berpengaruh terhadap variabel dependen Y . Pengujian dilakukan untuk melihat kondisi keberartian dari masing-masing variabel secara terpisah terhadap variabel dependen. Menurut Sanusi [8] uji t dilakukan dengan cara membandingkan nilai t hitung dengan t tabel dengan kriteria sebagai berikut :

1. Jika t hitung $>$ t tabel dengan tingkat signifikansi sebesar 5%, maka H_0 ditolak dan H_a diterima yang berarti bahwa secara parsial variabel independen X berpengaruh nyata terhadap variabel dependen Y .
2. Jika t hitung $<$ t tabel dengan tingkat signifikansi sebesar 5%, maka H_0 diterima dan H_a ditolak yang berarti bahwa secara parsial variabel independen X tidak berpengaruh nyata terhadap variabel dependen Y .

Berikut disajikan hasil uji secara parsial (uji t) sebagaimana pada tabel 3.

Tabel 3 Hasil Uji secara Parsial (Uji t)

	α	p -value	t hitung	$</>$	t tabel	Keputusan
X_1	0,05	0,000	8,37	$>$	$T_{tabel(\alpha/2, n-k)}$	H_0 ditolak
X_2		0,055	-2,17	$<$	$T_{tabel(0,025, 10)} = 2,228$	H_0 diterima

Hipotesis:

Angka Harapan Hidup (X_1)

$H_0 : B_1 = 0$ (AHH tidak ada pengaruh terhadap IPM).

$H_a : B_1 \neq 0$ (AHH ada pengaruh terhadap IPM).

Jumlah Penduduk Miskin (X_2)

$H_0 : B_2 = 0$ (KMS tidak ada pengaruh terhadap IPM).

$H_a : B_2 \neq 0$ (KMS ada pengaruh terhadap IPM).

Berdasarkan hasil uji t yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada tabel 3 dapat dilihat bahwa nilai p -value dari variabel X_1 kurang dari ($<$) 0,05 dan t hitung (8,37) $>$ t tabel (2,228) maka H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel X_1 berpengaruh secara nyata terhadap variabel Y dan nilai p -value dari variabel X_2 lebih dari ($>$) 0,05 dan t hitung (-2,17) $<$ t tabel (2,228) maka H_0 diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel X_2 tidak ada pengaruh secara nyata terhadap variabel Y .

3.5 Uji Simultan (Uji f)

Dalam [12] uji f dilakukan untuk mengetahui apakah variabel X independen yang dimasukkan dalam variabel penelitian secara bersama-sama (simultan) berpengaruh terhadap variabel dependen Y . Hasil uji f ini dapat diketahui dari uji *Analysis of Variance* (ANOVA) dengan taraf signifikansi (α) sebesar 5% dan derajat kebebasan atau *degree of freedom* (df) sebesar $n-k$ dengan n adalah jumlah sampel dan k adalah jumlah variabel. Dalam [13] menyatakan bahwa apabila nilai signifikansi $>$ 0,05 maka variabel independen secara bersama-sama (simultan) tidak berpengaruh terhadap variabel dependen dan apabila nilai signifikansi $<$ 0,05 maka variabel independen secara bersama-sama (simultan) berpengaruh terhadap variabel dependen. Uji f juga dapat dilakukan dengan cara membandingkan nilai f hitung dengan f tabel dengan kriteria sebagai berikut :

1. Jika f hitung $>$ f tabel dengan tingkat signifikansi sebesar 5%, maka variabel independen X secara bersama-sama (simultan) dan signifikan berpengaruh terhadap variabel dependen Y .
2. Jika f hitung $<$ f tabel dengan tingkat signifikansi sebesar 5%, maka variabel independen X secara bersama-sama (simultan) dan signifikan berpengaruh terhadap variabel dependen Y .

Tabel 4 Hasil Uji Simultan (Uji f)

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	75.054	37.527	59.67	0.000
Residual Error	10	6.289	0.629		
Total	12	81.342			

Untuk menentukan nilai f tabel adalah dengan cara melihat keseluruhan variabel penelitian (k) yaitu 3 dan jumlah sampel penelitian (n) sebanyak 13, maka dapat ditentukan nilai f tabel sebagai berikut :

$$f \text{ tabel} = f(k, n-k) = f(3, 13-3) = f(3, 10) \text{ maka } f \text{ tabel} = 3,71$$

Berdasarkan hasil uji f yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik sebagaimana ditunjukkan pada tabel 4 dapat dilihat bahwa nilai p -value kurang dari ($<$) 0,05 dan f hitung (59,67) $>$ f tabel (3,71) maka dapat disimpulkan bahwa variabel independen X secara bersama-sama (simultan) dan signifikan berpengaruh terhadap variabel dependen Y .

3.6 Koefisien Determinasi (R^2)

Menurut Sanusi koefisien determinasi adalah suatu angka yang menunjukkan tingkat kontribusi pengaruh antara variabel independen dengan variabel dependen [8]. Semakin besar nilai (R^2) atau mendekati 1, maka hal tersebut berarti pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara serentak dianggap kuat dan apabila (R^2) mendekati 0, maka hal tersebut berarti pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara serentak dianggap lemah [8]. Adapun hasil koefisien determinasi (R^2) pada penelitian ini adalah 90,7 % atau 0,907.

$s = 0.793007$	$R-Sq = 92.3\%$	$R-Sq(adj) = 90.7\%$
----------------	-----------------	----------------------

Gambar 4 Hasil Koefisien Determinasi (R^2)

Berdasarkan hasil koefisien determinasi yang dilakukan menggunakan bantuan *software* statistik dapat disimpulkan bahwa variabel X_1 dan X_2 mampu menjelaskan variabel Y sebesar 90,7 % sedangkan 9,3 % dijelaskan oleh variabel-variabel lainnya yang tidak dimasukkan ke dalam penelitian ini. Selain itu, dapat dilihat juga bahwa nilai R^2 sebesar 0,907 atau dapat dikatakan mendekati 1, maka hal tersebut menandakan bahwa pengaruh variabel independen terhadap variabel dependen secara bersama-sama dianggap kuat.

4. KESIMPULAN DAN SARAN

4.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil penelitian yang telah dilakukan dengan menggunakan analisis regresi linear berganda maka dapat disimpulkan bahwa angka harapan hidup dan kemiskinan secara bersama-sama (simultan) dan signifikan ada pengaruh terhadap indeks pembangunan manusia di Kabupaten Bangka Selatan. Model regresi linear berganda $Y = -105 + 2.59 X_1 - 0.584 X_2$ dapat menjelaskan bahwa nilai koefisien yang bertanda negatif akan menunjukkan adanya pengaruh yang berlawanan arah antara variabel independen dan variabel dependen. Sebaliknya, jika nilai koefisien bertanda positif akan menunjukkan adanya pengaruh yang searah antara variabel independen dan variabel dependen.

Jika nilai angka harapan hidup dan kemiskinan bernilai 0, maka nilai indeks pembangunan manusia akan bernilai -105. Jika terjadi kenaikan sebesar 1% pada variabel angka harapan hidup, maka indeks pembangunan manusia akan naik sebesar 2,59 dengan asumsi bahwa variabel independen lainnya adalah konstan. Sedangkan jika terjadi kenaikan sebesar 1% pada variabel kemiskinan, maka indeks pembangunan manusia akan turun sebesar 0,584 dengan asumsi bahwa variabel independen lainnya adalah konstan. Artinya dapat diinterpretasikan jika angka harapan hidup naik dan kemiskinan turun maka nilai IPM akan meningkat, sebaliknya jika angka harapan hidup turun dan kemiskinan naik maka nilai IPM akan menurun.

4.2 Saran

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, saran yang dapat penulis berikan kepada Dinas Kesehatan, Pengendalian Penduduk dan Keluarga Berencana Bangka Selatan diharapkan agar dapat menjadi acuan untuk lebih memperhatikan kualitas penduduk di daerahnya sebagai upaya untuk meningkatkan Indeks Pembangunan Manusia. Selain itu, saran kepada Dinas Tenaga Kerja dan transmigrasi Bangka Selatan dapat merumuskan kebijakan, menyusun program, pengendalian dan evaluasi terkait lapangan pekerjaan yang dapat memberikan pengaruh terhadap pemerataan pendapatan sehingga dapat mengurangi persentase kemiskinan serta kepada peneliti selanjutnya diharapkan agar dapat memperbanyak variabel-variabel bebas lainnya yang dianggap berpengaruh terhadap indeks pembangunan manusia atau menambah jumlah sampel serta menggunakan metode analisis yang berbeda sehingga mampu menjelaskan permasalahan dengan lebih baik lagi.

5. UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih kepada Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknik Universitas Bangka Belitung karena telah memberi wadah dalam publikasi artikel ilmiah ini. Terima kasih juga kepada dosen pengampu mata kuliah Metodologi Penelitian yang telah membantu dalam pembimbingan pembuatan artikel ilmiah ini dan kepada Badan Pusat Statistik Kabupaten Bangka Selatan dan Provinsi Kepulauan Bangka Belitung atas penyediaan data secara terbuka.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] D. Fadilah, “Pengaruh Kemiskinan, Pertumbuhan Ekonomi dan Pengangguran terhadap Indeks Pembangunan Manusia di Provinsi-Provinsi Indonesia Timur Periode Tahun 2015-2022,” Skripsi, Jurusan Ekonomi Syariah, fakultas Ekonomi dan Bisnis Islam, Institut Agama Islam Negeri Ponorogo, Ponorogo, 2023.
- [2] M. Z. Yusuf, N. Hidayati, M. G. Wibowo dan N. Khusniati, “Pengaruh Pendidikan dan IPM terhadap Pertumbuhan Ekonomi di Daerah Istimewa Yogyakarta,” pada *Jurnal Ekonomi dan Pendidikan*, 2022. [Online]. Available: <https://journal.uny.ac.id/index.php/jep/article/download/47963/pdf>
- [3] C. D. Pratama dan S. Gischa. “Indeks Pembangunan Manusia: Konsep dan Dimensinya.” Kompas.com. <https://www.kompas.com/skola/read/2020/12/08/150314969/indeks-pembangunan-manusia-konsep-dan-dimensinya> (Diakses 25 November, 2023).
- [4] D. R. Mandey, D. S. M. Engka, dan H. F. D. Siwu, “Analisis Pengaruh Produk Domestik Regional Bruto, Rata-rata Lama Sekolah, dan Indeks Pembangunan Manusia terhadap Kemiskinan di Kabupaten Kepulauan Talaud,” pada *Jurnal Berkala Ilmiah Efisiensi*, 2023. [Online]. Available: <https://ejournal.unsrat.ac.id/v3/index.php/jbie/article/view/44339>
- [5] Badan Pusat Statistik Provinsi Kepulauan Bangka Belitung. “Indeks Pembangunan Manusia.” <https://babel.bps.go.id> (Diakses 26 Oktober, 2023).
- [6] Tabrani Education. “Uji Asumsi Klasik Regresi Berganda Data Time Series dengan Minitab 16,” Youtube. Available: https://youtu.be/IC8TqTRxdIA?si=8XE3sa_sszblqqj (Diakses 28 November, 2023).
- [7] A. Febiola, R. A. Lusya, Y. S. Jaya dan R. Amelia, “Pengaruh Rata-rata Lama Sekolah dan Angka Stunting terhadap Tingkat Harapan Hidup pada Kabupaten Bangka Barat” pada *Proceedings of National Colloquium Research and Community Service*, Desember 2022, pp. 75-79.
- [8] Setiawati, “Analisis Pengaruh Kebijakan Deviden terhadap Nilai Perusahaan Pada Perusahaan Farmasi di BEI,” pada *Jurnal Inovasi Penelitian*, 2021. [Online]. Available: <https://stp-mataram.e-journal.id/JIP/article/view/308/261>
- [9] Y. K. B. Tukan, V. R. B. Kurniawan dan D. A. Susanti, “Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Produktivitas Karyawan dengan Metode Work Sampling dan Regresi Linear Berganda di PT Graha Nusa Pratama,” pada Al-Kharaj: *Jurnal Ekonomi, Keuangan dan Bisnis Syariah*, 2023. [Online]. Available: <https://journal.laaroiba.ac.id/index.php/alkharaj/article/view/2901/2214>
- [10] R. Andrianto dan F. Irawan., “Implementasi Metode Regresi Linear Berganda Pada Sistem Prediksi Jumlah Tonase Kelapa Sawit di PT. Paluta Inti Sawit,” pada *Jurnal Pendidikan Tambusai*, 2023. [Online]. Available: <https://jptam.org/index.php/jptam/article/view/5658/4751>
- [11] A. N. Latifah, M. Sulistiyono, A. Sidauruk, B. Satria dan M. T. Nurcholis, “Prediksi Curah Hujan Menggunakan Algoritma Regresi Linear Berganda,” pada *Jurnal Ict: Information Communication & Technology*, 2023. [Online]. Available: <https://ejournal.ikmi.ac.id/index.php/jict-ikmi/article/view/89>
- [12] D. Ramadani dan R. Rasyid , “Pengaruh Perputaran Kas, Perputaran Piutang dan Perputaran Persediaan terhadap Profitabilitas pada Perusahaan Makanan dan Minuman yang Terdaftar di Bursa Efek Indonesia Periode 2013-2017),” pada *Jurnal Kajian Manajemen dan Wirausaha*, 2019. [Online]. Available: <https://ejournal.unp.ac.id/students/index.php/mnj/article/view/5433/2806>
- [13] M. Susanti dan A. Samara, “Pengaruh Penjualan, Total Hutang, Ukuran Perusahaan, Persediaan terhadap Laba Bersih (Studi Kasus Perusahaan Manufaktur Sektor Aneka Industri, Sub Sektor Alas Kaki yang Terdaftar di Bursa Efek Indonesia)” pada *Jurnal Ilmu Akuntansi dan Teknologi*, 2022. [Online]. Available: <https://jurnal.ubd.ac.id/index.php/akunto/article/view/1441/8>