INNOVATIVE: Journal Of Social Science Research
Volume 5 Nomor 3 Tahun 2024 Page 8375-8385
E-ISSN 2807-4238 and P-ISSN 2807-4246
Website: https://j-innovative.org/index.php/Innovative

Implementasi Metode Markov Chain Untuk Prediksi Laju Inflasi Di Sumatera Utara

Ade Naila Muthiah[1✉], Annisa Nurjannah[2], Ilmi Aulia[3], Nayla Yasyra Kanaya[4], Tri Annisya Aini Nasution[5], Sudianto Manullang[6], Alvi Sahrin Nasution[7]
Matematika, Universitas Negeri Medan
Email: triannisyaaininst@gmail.com[1✉]

Abstrak

Inflasi merupakan indikator penting dalam menilai kestabilan ekonomi suatu daerah. Di Sumatera Utara, fluktuasi laju inflasi dari tahun ke tahun menuntut adanya metode prediktif yang andal untuk mendukung pengambilan kebijakan. Penelitian ini bertujuan untuk memprediksi laju inflasi di Sumatera Utara dengan menggunakan metode Markov Chain, yang mengandalkan sifat transisi antar kondisi inflasi dari waktu ke waktu. Data historis inflasi dari tahun 2001 hingga 2020 diklasifikasikan ke dalam tiga kategori: rendah, sedang, dan tinggi. Berdasarkan data tersebut, dibentuk matriks transisi probabilitas yang kemudian digunakan untuk menghitung distribusi stasioner. Hasil analisis menunjukkan bahwa kondisi inflasi rendah memiliki peluang jangka panjang tertinggi, yaitu sebesar 84,2%. Tidak ditemukan transisi menuju inflasi tinggi, yang mengindikasikan kestabilan ekonomi regional. Temuan ini menunjukkan bahwa metode Markov Chain dapat memberikan gambaran prediktif yang kuat dan dapat dijadikan alat bantu dalam perencanaan kebijakan ekonomi daerah

Kata Kunci: *Laju Inflasi, Proses Stokastik, Markov Chain*

Abstract

Inflation is an important indicator in assessing the economic stability of a region. In North Sumatra, fluctuations in the inflation rate from year to year require a reliable predictive method to support policy making. This study aims to predict the inflation rate in North Sumatra using the Markov Chain method, which relies on the transitional nature between inflation conditions over time. Historical inflation data from 2001 to 2020 are classified into three categories: low, medium, and high. Based on these data, a probability transition matrix is formed which is then used to calculate the stationary distribution. The results of the analysis show that low inflation conditions have the highest long-term probability, which is 84.2%. No transition to high inflation was found, indicating regional economic stability. These findings indicate that the Markov Chain method can provide a strong predictive picture and can be used as a tool in regional economic policy planning.
Keywords: *Inflation Rate, Stochastic Process, Markov Chain*.

PENDAHULUAN

Inflasi merupakan salah satu indikator ekonomi makro yang penting karena mencerminkan tingkat kestabilan suatu perekonomian (Meiditambua et al., 2023). Di Indonesia, inflasi menjadi perhatian utama pemerintah dan Bank Indonesia karena memengaruhi daya beli masyarakat, stabilitas harga, dan arah kebijakan moneter (Rindika, 2024). Pemahaman yang akurat tentang pola inflasi penting untuk mendukung keputusan ekonomi yang tepat oleh pemerintah, pelaku pasar, dan masyarakat (Amelia, 2024).

Inflasi sendiri dapat diklasifikasikan menjadi beberapa jenis berdasarkan penyebabnya. Inflasi *demand-pull* terjadi ketika permintaan barang dan jasa meningkat melebihi kapasitas produksi (Haekalluthfi et al., 2024). *Inflasi cost-push* disebabkan oleh kenaikan biaya produksi seperti harga bahan baku atau upah (Tarigan, 2025), sementara *built-in inflation* muncul dari ekspektasi masyarakat terhadap inflasi itu sendiri, yang kemudian mendorong penyesuaian upah dan harga (Samsir et all., 2023). Memahami jenis-jenis inflasi ini penting untuk mengetahui akar penyebab serta strategi penanganan yang tepat.

Jika tidak terkendali, inflasi dapat menurunkan daya beli masyarakat, memengaruhi nilai tukar rupiah, dan menciptakan ketidakstabilan ekonomi secara umum (Gugun et al., 2025). Oleh karena itu, penting bagi pemerintah untuk memantau dan memprediksi inflasi secara cermat agar kebijakan fiskal dan moneter yang diterapkan tepat sasaran. Salah satu pendekatan kuantitatif yang digunakan dalam analisis perilaku inflasi adalah model *Markov Chain* atau rantai Markov (Riyono et al., 2022).

Model ini memanfaatkan konsep transisi probabilistik antar keadaan (*state*) dari waktu ke waktu. Dalam konteks inflasi, state tersebut bisa berupa kategori inflasi rendah, sedang, atau tinggi. Misalnya, jika data historis menunjukkan bahwa inflasi berada dalam kategori sedang pada bulan ini, maka Markov Chain menghitung kemungkinan inflasi bulan berikutnya tetap sedang, atau berubah menjadi rendah atau tinggi. Pendekatan ini relevan untuk memodelkan sistem ekonomi yang bersifat acak dan dinamis (Baqir et al., 2024).

Rantai Markov memiliki sifat *memoryless*, yaitu keadaan saat ini hanya bergantung pada keadaan sebelumnya, bukan pada keseluruhan sejarah pergerakan. Untuk menggambarkannya secara sederhana: jika inflasi Indonesia pada bulan Maret tergolong tinggi, maka probabilitas inflasi bulan April hanya dipengaruhi oleh kondisi Maret, bukan oleh Januari atau Februari. Sifat ini membuat model Markov cukup praktis dan efisien dalam konteks peramalan ekonomi (Gifari et al., 2023).

Penelitian sebelumnya telah menunjukkan hasil yang menjanjikan. Darmawan et al. (2020) memprediksi laju inflasi Indonesia dari Februari hingga Juli 2018 dengan hasil berturut-turut: 3,6022%, 3,3936%, 3,3251%, 3,3002%, 3,2899%, dan 3,2856%. Riyono et al. (2022) menunjukkan bahwa dalam jangka panjang, tingkat inflasi cenderung berada pada kondisi rendah dengan probabilitas sebesar 70,6%. Sementara itu, Fikri et al. (2023) menggunakan model Markov untuk memperkirakan bahwa inflasi Indonesia antara Februari hingga Mei 2023 akan mengalami peningkatan.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini akan menggunakan data laju inflasi di Sumatera Utara tahun 2001 sampai 2020. Data laju inflasi diperoleh melalui Badan Pusat Statistik (BPS). Data laju inflasi merupakan Rantai Markov dengan ruang keadaan diskrit karena datanya berbentuk perpindahan. Ruang keadaan (*state*) didefinisikan berdasarkan laju inflasi tiap tahun terhadap rentang yang telah ditentukan yaitu inflasi rendah, sedang, tinggi, atau hiperinflasi. Menurut (Riyono et all, 2022) Penggolongan inflasi menggunakan kategori berikut:

a. Inflasi disebut "ringan" ketika peningkatan harga barang berada di bawah 10 % per tahun.
b. Inflasi dikategorikan "sedang" jika peningkatan harga barang berkisar antara 10 % per tahun hingga 30 % per tahun.
c. Inflasi dinyatakan "tinggi" bila kenaikan harga barang berada dalam rentang 30 % per tahun sampai 100 % per tahun.
d. Inflasi disebut "Hiperinflasi" apabila peningkatan harga barang melebihi 100 % per tahun.

Ruang *state* pada penelitian ini mencakup tiga keadaan yaitu $\text{ringan} = 0, \text{sedang} = 1, \text{tinggi} = 2$. Penelitian dibatasi pada 3 keadaan karena di Indonesia belum pernah mengalmi keadaan “Hiperinflasi”. Penerapan Rantai Markov pada penelitian ini akan menjamin kekonvergenan nilai peluang jangka Panjang dari laju inflasi (Rantai Markov Ergodik).

Definisi 1: Keadaan i memiliki periode $d(i)$, jika $d(i)$ merupakan factor persekutuan terbesar dari n, untuk semua bilangan bulat $n \geq 1$, sehingga $p_{ii}^{n} > 0$.

$$d(i) = FPB\{n \geq 1 | p_{ii}^{n} > 0\}.$$

Jika $d(i) = 1$, keadaan i adalah aperiodic, dan jika hanya jika $d(i) > 1$, keadaan i adalah periodic.

Teorema 1: Jika $i \rightarrow j$ maka $d(i) = d(j)$

Bukti:

Terdapat bilangan bulat m dan n sedemikian sehingga $p_{ji}^{m} > 0 \text{ dan } p_{ji}^{n} > 0, \text{jika } p_{ii}^{s} > 0$, maka

$$p_{jj}^{n+m} \geq p_{ji}^{n} p_{ij}^{m} > 0$$
$$p_{jj}^{n+s+m} \geq p_{ji}^{n} p_{ii}^{s} p_{ij}^{m} > 0$$

Dari definisi diatas, $d(j)$ membagi $n + m$ dan $n + s + m$, serta $n + s + m - (n + m) = s$. Dimana $p_{ii}^{s} > 0$. Karena $d(i)$ membagi s maka $d(j)$ membagi $d(i)$. Dengan argument yang sama dapat ditunjukkan bahwa $d(i)$ membagi $d(j)$. Jadi $d(i) = d(j)$.

Definisi 2: Misalkan suatu peluang keadaan i ke keadaan j pertama kali dalam langkah n langkah didefinisikan sebagai berikut:

$$f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij^n} = f_{ij^1} + f_{ij^2} + \cdots \rightarrow f_n \neq f_{ij^1}$$

$f_{ij^n} = P\{(n) = j, (r) \neq j, r = 1,2,3, \ldots, n-1 | X(0) = i\}$ dimana $f_{ij^0} = 0$ dan $f_{ij^1} = P_{ij}$ dan peluang transisi keadaan j dicapai dari keadaan i didefinisikan:

$$f_{ij} = \sum_{n=1}^{\infty} f_{ij^n} = f_{ij^1} + f_{ij^2} + \cdots \rightarrow f_n \neq f_{ij^1}$$

Definisi 3: Jika $f_{ii} = 1$, maka keadaan i disebut *recurrent*. Jika $f_{ii} < 1$, maka keadaan i disebut *transient*.

Teorema 2: keadaan i dikatakan *recurrent* jika dan hanya jika $\sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{n} = \infty$. Keadaan i dikatakan *transient* jika dan hanya jika $\sum_{n=1}^{\infty} P_{ij}^{n} < \infty$.

Bukti:

Misalkan M adalah banyaknya proses kembali ke keadaan i yaitu

$$M = \sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{n} = \infty$$

Dimana

$$1\{X_n = i\} = \begin{cases} 1, & X_n = i \\ 0, & X_n \neq i \end{cases}$$

- Misalkan i adalah keadaan transient. Maka $f_{ii} < 1$ dan $E\{M | X_0 = i\} < \infty$. Maka

$$\infty > E\{M|X_0 = i\} = E\left(\sum_{n=1}^{\infty}\{1\{X_n = i\}|X_0 = i\}\right)$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} E\{1\{X_n = i\}|X_0 = i\}$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} 1 \cdot P\{X_n = i|X_0 = i\} + 0 \cdot \{X_n \neq i|X_0 = i\}$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} P\{X_n = i|X_0 = i\}$$

$$= \sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{n}$$

Jadi terbukti

$$\sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{n} < \infty$$

Teorema 3: Jika keadaan j adalah *recurrent* dan *aperiodic*, maka $P_{jj^n} \to \frac{1}{\mu_j}$, untuk $0 = n \to \infty$. Artinya, jika dengan teorema 3 ini diperoleh nilai dari P_{jj^n} untuk $n \to \infty$, maka nilai dari μ_j dapat dihitung, yaitu untuk $n \to \infty$ maka $P_{jj^n} \to \frac{1}{\mu_j}$ artinya $P_{jj^n} \cong \frac{1}{\mu_j}$ atau $\mu_j \cong \frac{1}{P_{jj^n}}$.

Bukti:

Misalkan keadaan i adalah *recurrent*, maka

$$\sum_{n=1}^{\infty} P_{ii}^{(n)} = \infty$$

Karena i juga *aperiodic*, maka terdapat bilangan bulat N sehingga

$$P_{ii}^{(n)} > 0 \text{ untuk semua } n \geq N$$

Oleh karena itu, urutan $P_{ii}^{(n)}$ tidak hanya bernilai positif tetapi juga stabil setelah N, dan karena total probabilitas kembali tak hingga, maka limit dari $P_{ii}^{(n)}$ menuju nilai positif. Maka:

$$\lim_{n\to\infty} P_{ii}^{(n)} = \frac{1}{\mu_i} > 0$$

Maka terbukti

Teorema 4: Jika suatu rantai Markov adalah *ergodic*, maka terdapat limit peluang $\lim_{n\to\infty} P_{ij}^{(n)} = \pi_j, i, j = 0,1,2, \ldots$

Yang tidak tergantung pada keadaan awal i, dimana $\{\pi_j, j = 0,1,2, \ldots\}$ adalah distrubusi stasioner dari rantai Markov solusi unik dan positif, $\pi_j = \sum_{i=0}^{\infty} \pi_i P_{ij}, j = 0,1,2, \ldots$ dengan $\sum_{j=0}^{\infty} \pi_j = 1$.

Bukti:

Karena rantai Markov bersifat *ergodic*, maka:

- Rantai bersifat *irreducible*, artinya setiap keadaan dapat dicapai dari keadaan lainnya dalam sejumlah langkah tertentu.
- Semua keadaan bersifat *recurrent* positif, artinya rata-rata waktu kembali ke keadaan tersebut bersifat hingga.
- Semua keadaan bersifat *aperiodic*, sehingga tidak terdapat pola waktu tetap dalam proses kembali ke suatu keadaan.

Dengan sifat-sifat tersebut, maka peluang transisi dari suatu keadaan i ke keadaan j akan menjadi stabil seiring waktu. Artinya,

$$\lim_{n\to\infty} P_{ij}^{(n)} = \pi_j$$

Yang merupakan peluang jangka panjang bahwa proses berada dalam keadaan j, tidak tergantung dari keadaan awal i.

Distribusi π yang memenuhi limit tersebut disebut distribusi stasioner, dan dalam kasus *ergodic*, distribusi ini dijamin unik, memiliki nilai positif, serta memenuhi:

$$\pi P = \pi \text{ dan } \textstyle\sum_j \pi_j = 1$$

Dengan demikian, terbukti bahwa rantai Markov *ergodic* memiliki distribusi stasioner yang konstan dalam jangka panjang.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Data tingkat inflasi di Sumatera Utara tahun 2001 sampai tahun 2020 diperoleh dari website Badan Pusat Statistik seperti terlihat di Tabel 1 berikut ini:

Tabel 1. Data Tingkat Inflasi Sumatera Utara Tahun 2001 sampai tahun 2020 (%)

No	Periode	Data Inflasi
1	2001	14,79%
2	2002	9,59%
3	2003	4,23%
4	2004	6,80%
5	2005	22,41%
6	2006	6,11%
7	2007	6,60%
8	2008	10,72%
9	2009	2.61 %
10	2010	8%
11	2011	3,67%
12	2012	3,86%

13	2013	10,18%
14	2014	8,17%
15	2015	3,24%
16	2016	6,34%
17	2017	3,20%
18	2018	1,23%
19	2019	2,33%
20	2020	1,96%

a. Transisi rendah ke transisi rendah terjadi pada:
   2002→2003; 2003→2004; 2006→2007; 2009→2010; 2010→2011; 2011→2012; 2014→2015; 2015→2016; 2016→2017; 2017→2018; 2018→2019; 2019→2020. Total ada 12 transisi.
b. Transisi rendah ke transisi sedang terjadi pada:
   2004→2005; 2007→2008; 2012→2013. Total ada 3 transisi.
c. Transisi rendah ke transisi tinggi terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.
d. Transisi sedang ke transisi rendah terjadi pada:
   2001→2002; 2005→2006; 2008→2009; 2013→2014. Total ada 4 transisi.
e. Transisi sedang ke transisi sedang terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.
f. Transisi sedang ke transisi tinggi terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.
g. Transisi tinggi ke transisi rendah terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.
h. Transisi tinggi ke transisi sedang terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.
i. Transisi tinggi ke transisi tinggi terjadi pada:
   Tidak pernah terjadi. Total ada 0 transisi.

Tabel 2. Jumlah Transisi dari Keadaan i ke Keadaan i dari Data Tingkat Inflasi di Sumatera Utara

f(t)	Rendah	Sedang	Tinggi	Jumlah
Rendah	12	3	0	15
Sedang	4	0	0	4
Tinggi	0	0	0	0

Jumlah	16	3	0	19

Dari tabel 2 diperoleh matriks peluang transisi sebagai berikut:

$$P = [P_{ij}] = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} & P_{02} \\ P_{10} & P_{11} & P_{12} \\ P_{20} & P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{12}{15} & \frac{3}{15} & \frac{0}{15} \\ \frac{4}{4} & \frac{0}{4} & \frac{0}{4} \\ \frac{0}{0} & \frac{0}{0} & \frac{0}{0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.2 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} = A$$

$$A^3 = \begin{bmatrix} 0.832 & 0.168 & 0 \\ 0.84 & 0.16 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^4 = \begin{bmatrix} 0.8336 & 0.1664 & 0 \\ 0.832 & 0.168 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^5 = \begin{bmatrix} 0.83328 & 0.16672 & 0 \\ 0.8336 & 0.1664 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^{20} = \begin{bmatrix} 0.833333333333336 & 0.166666666666665 & 0 \\ 0.833333333333325 & 0.166666666666676 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^{21} = \begin{bmatrix} 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0.833333333333336 & 0.166666666666665 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^{22} = \begin{bmatrix} 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^{23} = \begin{bmatrix} 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$A^{24} = \begin{bmatrix} 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Dari matriks peluang transisi didapat matriks A^n konvergen ke:

$$\begin{bmatrix} 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0.833333333333334 & 0.166666666666667 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Sehingga, diperoleh nilai distribusi stasioner (peluang jangka panjang) sebagai berikut:

a. $\lim_{n\to\infty} P_{00}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{10}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{20}^{(n)} = \pi_0 = 0{,}833333333333334$

b. $\lim_{n\to\infty} P_{01}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{11}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{21}^{(n)} = \pi_1 = 0.166666666666667$

c. $\lim_{n\to\infty} P_{02}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{12}^{(n)} = \lim_{n\to\infty} P_{22}^{(n)} = \pi_2 = 0$

Dinotasikan dalam bentuk matriks berikut:

$$\pi_j(A) = [0{,}833333333333334\ 0.166666666666667\ 0]$$

Dihitung menggunakan alat bantuan matlab didapatkan output seperti di bawah ini:

```
Matriks Transisi A:
   0.800000000000000   0.200000000000000                   0
   1.000000000000000                   0                   0
                   0                   0                   0

Steady State Probabilities:
   0.833333333333333   0.166666666666667   0.000000000000000

Matriks Steady State Akhir (A^22):
   0.833333333333334   0.166666666666667                   0
   0.833333333333334   0.166666666666667                   0
                   0                   0                   0
```

SIMPULAN

Berdasarkan hasil penelitian ini, dapat disimpulkan bahwa metode Markov Chain efektif dalam memodelkan dan memprediksi laju inflasi di Sumatera Utara. Dengan mengklasifikasikan data historis inflasi ke dalam tiga kategori keadaan yaitu rendah, sedang dan tinggi. Analisis ini berhasil menggambarkan pola transisi antar kondisi inflasi dari tahun ke tahun secara probabilistik. Hasil matriks transisi menunjukkan bahwa inflasi di Sumatera Utara cenderung berada pada kategori rendah, yang didukung oleh distribusi stasioner dengan probabilitas jangka panjang sebesar 8,34% untuk keadaan inflasi rendah.

Tidak ditemukan transisi menuju kondisi inflasi tinggi, yang mengindikasikan kestabilan ekonomi daerah dalam dua dekade terakhir dan absennya gejala hiperinflasi. *Output* MATLAB menunjukkan hasil yang sama dengan penyelesaian secara manual, yang semakin menguatkan validitas perhitungan yang diperoleh. Oleh karena itu, metode ini sangat relevan digunakan sebagai alat bantu dalam perencanaan kebijakan ekonomi dan pengendalian inflasi di tingkat daerah karena mampu memberikan gambaran probabilistik yang kuat dan berbasis data historis.

DAFTAR PUSTAKA

AMELIA, E. S. (2024). PENGARUH HARGA SAHAM YANG TERINDEX DI JII TERHADAP PENGAMBILAN KEPUTUSAN INVESTASI DENGAN LAJU INFLASI SEBAGAI VARIABEL MODERASI (Pada Tahun 2017-2022) (*Doctoral dissertation*, UIN RADEN INTAN LAMPUNG).

Baqir, M., Dika, Y., Nabila, F., & Baitul, R. Prediksi Perubahan PDRB Kabupaten Sleman dengan Menggunakan Metode Markov Berdasarkan Data BPS Tahun 2021–2023. *Sunan Kalijaga: Islamic Economics Journal*, 3(2).

Darmawan, D. D., Firdaniza, & Parmikanti, K. (2020). Penerapan Rantai Markov Terboboti untuk memprediksi Tingkat Inflasi di Indonesia. *SisInfo – Jurnal Sistem Informasi Dan Informatika*, *2*(01), 26–34.

Fikri, I., Admi Salma, Dodi Vionanda, & Zilrahmi. (2023). Comparison of Fuzzy Time Series Markov Chain and Fuzzy Time Series Cheng to Predict Inflation in Indonesia. *UNP Journal of Statistics and Data Science*, *1*(4), 306–312. https://doi.org/10.24036/ujsds/vol1-iss4/76

Fitriani, N., Mukhtar, N., Arman, A., & Laome, L. (2022). Metode Rantai Markov Untuk Memprediksi Perkembangan Produksi Dan Konsumsi Beras Di Sulawesi Tenggara. Jurnal Matematika Komputasi Dan Statistika, 2(3), 176–180. https://doi.org/10.33772/jmks.v2i3.22

Gifari, F. A., Maulana, M. A., & Maulana, S. (2022). Analisis Rantai Markov Untuk Mengetahui Peluang Perpindahan Konsumen Merek Laptop Pada Mahasiswa Teknik Industri Universitas Indraprasta PGRI. *Bulletin of Applied Industrial* Engineering *Theory*, 3(1).

Gugun, G., Azkiya, F. B., Putri, N. A., Putri, N., Nabilah, A., & Syahwildan, M. (2025). Analisis Teori Paritas Daya Beli Bahan Pokok:(Studi Kasus pada Pengaruh Dampak Nilai Tukar, Kebijakan Moneter, dan Inflasi di Indonesia). *Jurnal Maneksi (Management Ekonomi Dan Akuntansi)*, 14(1), 67-73.

Haekalluthfi, M., Sihab, H. M., Islami, A. A. F., & Salsabila, S. A. M. (2024). MOMENTUM IDUL FITRI: DAMPAKNYA TERHADAP INFLASI. *Indonesian Journal of Studies on Humanities, Social Sciences and Education*, *1*(3), 61-69.

Hamirsa, M. H., & Rumita, R. (2022). Usulan Perencanaan Peramalan (Forecating) dan Safety Stock Persediaan Spare Part Busi Champion Type RA7YC-2 (EV-01/EW-01/2) Menggunakan metode Time Series Pada PT Triangle Motorindo Semarang. Industrial Engineering Online Journal, 11(1), 1–10. https://ejournal3.undip.ac.id/index.php/ieoj/article/view/34373

Meiditambua, M. H., Centauri, S. A., & Fahlevi, M. R. (2023). Pengaruh inflasi terhadap pertumbuhan ekonomi: perspektif Indonesia. *Jurnal Acitya Ardana*, 3(1), 17-26.

Pujadi, A. (2022). Inflasi: Teori Dan Kebijakan. Jurnal Manajemen Diversitas, 2(2), 73–77.

Putri, T. F. (2024). Pengaruh Inflasi terhadap Pertumbuhan Ekonomi di Indonesia. JIIC: Jurnal Intelek Insan Cendikia, 1(7), 2508–2518.

Rindika, S. M. (2024). Dampak Variabel Makroekonomi terhadap Pergerakan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) selama Pandemi COVID-19 di Indonesia The Impacts of Macroeconomic Variables on the Movement of Composite Stock Price Index (CSPI) during COVID-19. *Berkala Akuntansi dan Keuangan Indonesia*. Vol. 9, 2.

Riyono, J., Pujiastuti, C. E., & Putri, A. L. R. (2022). Forecasting Laju Inflasi Indonesia Menggunakan Rantai Markov. *Jurnal Sains Matematika dan Statistika*, 8(1), 1-10.

Rizki, F., Santoso, H. B., & Prasetyo, D. (2022). Analisis Risiko Kredit pada Lembaga Keuangan Mikro dengan Model Rantai Markov. Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia, 37(1), 45-56.

Samsir, M. S., Khalid, Z., Attan, N., Chen, G. K., & Shafii, H. (2023). A Study on Inflation: Reason Behind Rising Price of Construction Materials in Johor Bahru. *Research in Management of Technology and Business*, *4*(1), 1203-1220.

TARIGAN, J. S. (2025). Analisis Dampak Inflasi terhadap Daya Beli Masyarakat Perkotaan. *Circle Archive*, 1 (7).