



ANALISIS INDEKS HARGA KONSUMEN DI INDONESIA MELALUI PENDEKATAN KOINTEGRASI

ANALYSIS OF THE CONSUMER PRICE INDEX IN INDONESIA USING THE COINTEGRATION APPROACH

DOI: <http://dx.doi.org/10.31002/rep.v4i2.1753>

Muhamad Fathul Muin ¹✉

¹Badan Pusat Statistik Provinsi Papua

✉ muhamad.fathul.muin@gmail.com

Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis hubungan antara nilai tukar rupiah (NTR) dan jumlah uang beredar (M1) terhadap perkembangan indeks harga konsumen (IHK) di Indonesia. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data series bulanan dari Januari 2005 hingga Januari 2019. Hasil kajian empiris menunjukkan bahwa terdapat hubungan antara NTR dan M1 terhadap IHK dalam jangka panjang serta terdapat koreksi keseimbangan dalam jangka pendek (ECM) yang dipengaruhi oleh M1. Seluruh variabel tersebut signifikan pada $\alpha=5\%$ dan sebagian signifikan pada $\alpha=1\%$.

Kata kunci: kointegrasi; IHK; nilai tukar; uang beredar

Abstract

This study aims to analyze the relationship between the rupiah exchange rate (RER) and the money supply (M1) on the outgrowth of the consumer price index (CPI) in Indonesia. The data used in this study are monthly data series from January 2005 to January 2019. The results of this empirical study shows that there is a relationship between RER and M1 on CPI in the long term and there is a correction in the short term balance (ECM) which is influenced by M1. All of these variables are significant at $\alpha = 5\%$ and partly significant at $\alpha = 1\%$.

Keywords: cointegration; CPI; exchange rate; money supply

PENDAHULUAN

Keberadaan inflasi menjadi sangat strategis karena fungsinya sebagai *assessment tool* bagi perekonomian makro suatu negara (Mugge, 2015). Oleh karena itu banyak penelitian menggunakan berbagai pendekatan alternatif untuk memperoleh pemodelan inflasi paling akurat. Adapun akurasi model tersebut sangat bergantung kepada jenis variabel, jenis data dan metode yang digunakan.

Kajian secara teoritis menunjukkan bahwa variabel nilai tukar dan jumlah uang beredar cukup akurat dalam menjelaskan fenomena inflasi (Öniş & Özmucur, 1990). Hal serupa juga disampaikan oleh Sean, dkk (2019) yang berkesimpulan bahwa terdapat hubungan antara inflasi, nilai tukar dan jumlah uang beredar.

Beberapa riset di Indonesia yang mengkaji secara spesifik hubungan antara nilai tukar dan jumlah uang beredar terhadap indeks harga konsumen masih sangat terbatas. Penelitian sejenis namun bersifat parsial diantaranya dilakukan oleh Azalia (2018) yang mengkaji hubungan antara inflasi, jumlah uang beredar dan pertumbuhan ekonomi dengan data series dari tahun 1981-2015. Penelitian lainnya juga dilakukan oleh Atmaja, dkk (2015) yang mengkaji hubungan kointegrasi jumlah wisatawan, inflasi, dan nilai tukar terhadap PDRB dengan data series Januari 2004 hingga Juni 2014.

Adanya keterbatasan riset tersebut menjadi motivasi dilakukannya penelitian ini. Pendekatan model yang digunakan adalah persamaan jangka panjang dengan kointegrasi. Adapun untuk mengoreksi ketidakseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang menggunakan *error correction mechanism* (ECM). Variabel yang akan dianalisis keseimbangannya dalam jangka panjang maupun jangka pendek

adalah nilai tukar rupiah dan jumlah uang beredar terhadap indeks harga konsumen.

LANDASAN TEORI

Inflasi

Inflasi merupakan gejala kenaikan harga komoditas secara terus-menerus (Labonte, 2011) yang menyebabkan terjadinya penurunan nilai tukar riil mata uang terhadap barang dan jasa (Eyesight & Rao, 2015). Berbagai pendekatan yang digunakan dalam penghitungan inflasi diantaranya menggunakan deflator produk domestik bruto (Álvarez, 2015) serta indikator indeks harga lainnya, seperti: indeks harga produsen, indeks harga perdagangan besar dan indeks harga pedesaan (Badan Pusat Statistik, 2019). Walaupun demikian, indikator yang paling umum digunakan adalah indeks harga konsumen (Bank Indonesia, 2019).

Nilai Tukar

Nilai tukar mata uang merupakan nilai mata uang suatu negara yang dinyatakan dalam mata uang negara lain (Aprileven, 2015). Dalam teori *Purchasing Power Parity*, nilai tukar merupakan *adjustment factor* antara perbedaan inflasi dalam negeri dan luar negeri (Waluyo & Siswanto, 1998). Oleh karenanya, fluktuasi yang terjadi pada nilai tukar akan berpengaruh terhadap fluktuasi harga barang domestik (Dornbusch, 1976). Hal itu disebabkan oleh dampak penguatan mata uang secara langsung terhadap penurunan harga komoditas maupun sebaliknya.

Uang Beredar

Jumlah dana yang dimiliki oleh masyarakat akan mempengaruhi jumlah permintaan masyarakat terhadap barang dan jasa (Aprileven, 2015). Ketika permintaan tersebut melebihi jumlah output yang tersedia, maka akan terjadi *inflationary gap* yang berdampak terhadap kenaikan harga-

harga (Atmadja, 1999). Oleh karena itu, dalam teori kuantitas, kenaikan jumlah uang beredar tanpa diimbangi oleh peningkatan output berakibat terhadap penurunan nilai tukar riil, sehingga harga barang dan jasa mengalami kenaikan (Amassoma, Onyedikachi, & Sunday, 2018).

METODE PENELITIAN

Pengumpulan Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini terdiri atas indeks harga konsumen (IHK), nilai tukar rupiah (NTR) dan jumlah uang beredar (M_1). Secara terpisah data IHK diperoleh melalui publikasi *on-line* IMF, sedangkan NTR dan M_1 diperoleh dari data *on-line* Kementerian Perdagangan Republik Indonesia. Adapun series data yang digunakan yaitu dari Januari 2005 hingga Januari 2019.

Definisi variabel

- Indeks Harga Konsumen (IHK) merupakan indeksasi harga komoditas yang dikonsumsi oleh masyarakat di Indonesia secara umum dengan penggunaan tahun dasar 2012=100.
- Jumlah uang beredar (M_1) merupakan jumlah uang beredar dalam arti sempit yang terdiri atas uang kartal dan uang giral dalam satuan puluhan milyar rupiah.
- Nilai tukar rupiah (NTR) merupakan nilai tukar mata uang rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dalam satuan ratusan rupiah.

Transformasi Data

Umumnya data *time series* selalu mengalami permasalahan terkait autokorelasi dan stasioneritas. Oleh karenanya, diperlukan sebuah *treatment* dengan melakukan transformasi data (Park, 2003). Adapun transformasi yang dilakukan dalam

penelitian ini menggunakan metode Cochran-Orcutt (Dufour, Gaudry, & Liem, 1980). Selanjutnya seluruh variabel ditransformasi dengan rumus $X^* = X - (\rho \cdot \text{Lag}(X))$ dengan nilai koefisien ρ yang digunakan adalah 0,906.

Tabel 1. Hasil Penghitungan Koefisien Rho

Koefisien	Std. Error	t-stat	Prob.
0.906	0.030	30.719	0.000

Uji Stasioneritas (Unit Root)

Salah satu asumsi dasar dalam analisis *time series* adalah stasioneritas data (Cho, 2016). Oleh karenanya diperlukan pengujian keberadaan *unit root* menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dengan hasil sebagaimana pada tabel 2 (Dickey, Hasza, & Fuller, 1984). Adapun metodologi eksak yang digunakan adalah model intersep dan *trend* (Seddighi, Lawler, & Katos, 2000).

Tabel 2. Hasil Uji Unit Root (Kelompok)

Metode	Statistik	Prob.
Levin, Lin & Chu	13.070	0.000

Dari tabel 2 menunjukkan bahwa kombinasi variabel IHK, NTR dan M_1 adalah stasioner. Namun demikian, tampak pada tabel 3 bahwa secara individu tidak seluruh variabel tersebut stasioner. Diketahui bahwa variabel M_1 tidak stasioner pada level, melainkan stasioner pada *difference* 1.

Tabel 3. Hasil Uji Unit Root (Individu)

Variabel	Prob.	Lag	Lag Maks.	Observasi
M_1	0.750	11	13	156
IHK	0.000	1	13	166
NTR	0.000	0	13	167

Kointegrasi

Sebuah model dikatakan terkointegrasi apabila kombinasi linear antar variabel bersifat stasioner. Walaupun masing-masing variabel secara terpisah memiliki unit *root*, akan tetapi dalam jangka panjang seluruh variabel tersebut akan mengalami *equilibrium* (Engle & Granger, 1987).

Error Correction Mechanism (ECM)

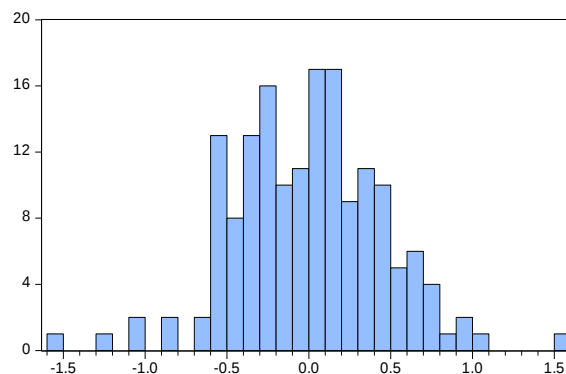
Karena model yang terbentuk bersifat jangka panjang, maka dalam jangka pendek model tersebut akan mengalami ketidakseimbangan. Hal itu menyebabkan perlu penambahan model koreksi yang dapat diestimasi melalui model *error correction mechanism* (Pallis & Katsouli, 2003).

Deteksi Outlier

Sering kali keberadaan *outlier* akan mengganggu proses estimasi parameter, sehingga deteksi *outlier* menjadi cukup penting. Dari hasil diagnosa, sebanyak 4 unit observasi dihilangkan dari pemodelan, yaitu: Oktober 2005, Juli 2013, Januari 2015, Desember 2014.

Uji Normalitas

Dalam berbagai analisis statistik parametrik selalu memerlukan asumsi normalitas, salah satunya dalam analisis regresi (Ghasemi & Zahediasl, 2012). Adapun metode pengujian yang dilakukan dalam penelitian ini menggunakan uji Jarque-Bera (Jarque & Bera, 1987). Hasil pengujian menunjukkan bahwa skor Jarque-Bera sebesar 5,451 (prob. 0,066) dengan visualisasi sebagaimana pada Gambar 1. Dari pengujian tersebut dapat disimpulkan bahwa data berdistribusi normal.



Gambar 1. Histogram Hasil Uji Normalitas

Uji Multikolinearitas

Dalam pemodelan regresi, korelasi yang dibutuhkan hanya antara variabel bebas dan variabel terikat. Namun demikian sering kali antar variabel bebas tersebut terjadi korelasi satu sama lain. Hal ini menyebabkan variabel bebas yang seharusnya signifikan dalam model menjadi tidak signifikan (Daoud, 2017). Oleh karena itu, diperlukan uji statistik menggunakan *variance inflation factor* (VIF) yang mengukur kenaikan varian pada parameter (Kutner, Nachtsheim, & Neter, 2004). Hasil pengujian pada tabel 4 menunjukkan bahwa data tersebut tidak mengalami multikolinearitas.

Tabel 4. Hasil Uji Multikolinearitas

Variabel	Koef. Varians	Uncentered VIF	Centered VIF
C	0.0013	1.0081	NA
D(M1)	0.0001	1.3313	1.3312
RESIDU	0.0010	1.3387	1.3312
AL(-1)			

Uji Autokorelasi

Asumsi lain dalam pemodelan regresi *time series* adalah ketiadaan autokorelasi dalam variabel tersebut (Gujarati, 2004). Autokorelasi dimaknai sebagai adanya ketergantungan perubahan nilai suatu variabel yang diakibatkan oleh *series* waktu (Hanson & Yang, 2008). Adapun pengujian yang dilakukan menggunakan pendekatan *lagrange multiplier* (Breusch, 1978). Hasil dari

uji asumsi sebagaimana tabel 5 mengindikasikan bahwa tidak terdapat autokorelasi dalam set data tersebut.

Tabel 5. Hasil Uji Autokorelasi

Variabel	Koef.	Std. Error	t-stat	Prob.
C	0.006	0.036	0.154	0.878
D(M ₁)	-0.014	0.013	-1.034	0.303
RESIDU AL(-1)	0.054	0.041	1.318	0.189
RESID (-1)	-0.243	0.096	-2.523	0.013
RESID (-2)	-0.059	0.091	-0.654	0.514

Uji Homoskedastisitas

Selain itu, asumsi lain yang perlu dipenuhi sebelum pemodelan ECM adalah homoskedastisitas (Gerrard & Godfrey, 1998). Homoskedastisitas berarti varian dari *error* bersifat konstan (Mokosolang, Prang, & Mananohas, 2015). Metode yang digunakan untuk menguji asumsi ini adalah menghitung residual yang terbentuk akibat OLS dengan uji Geljser (Hickman & Long, 1980). Hasil dari uji statistik menunjukkan bahwa data yang digunakan bersifat homoskedastis.

Tabel 6. Hasil Uji Homoskedastis

Variabel	Koef.	Std. Error	t-stat	Prob.
C	0.359	0.022	16.177	0.000
M ₁	-0.002	0.007	-0.230	0.818
NTR	0.005	0.020	0.276	0.783

Tahapan Pembentukan Model

Tahapan yang perlu dilakukan dalam pembentukan persamaan regresi adalah sebagai berikut:

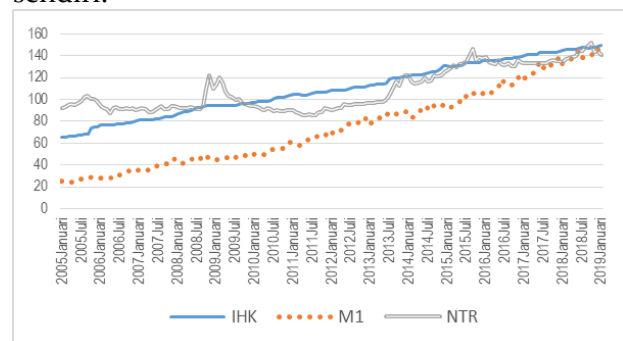
1. Melakukan uji stasioneritas data
2. Melakukan transformasi Cochran-Orcutt untuk memperoleh kombinasi data yang stasioner pada level (o)

3. Dilakukan uji stasioneritas pada model (*over all*) dan masing-masing variabel (individu)
4. Pembentukan model jangka panjang
5. Pembentukan model jangka pendek (ECM) dengan disertai uji asumsi klasik regresi
6. Perbaikan model jangka panjang maupun jangka pendek

HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

Analisis Deskriptif

Sejak Januari 2005 hingga Januari 2019 terlihat bahwa perkembangan harga konsumen di Indonesia memiliki tren yang positif. Di berbagai titik dapat diketahui adanya fenomena penurunan IHK (deflasi) maupun kenaikan IHK (inflasi). Hanya saja agregasi kenaikan IHK tersebut lebih tinggi dibandingkan dengan penurunan IHK itu sendiri.



Gambar 2. Series Indeks Harga Konsumen, Nilai Tukar Rupiah dan Jumlah Uang Beredar

Sama halnya dengan perkembangan jumlah uang beredar (M₁) yang ada di Indonesia. Dari awal Januari 2005 jumlah uang yang beredar di masyarakat secara kumulatif terus mengalami kenaikan. Bahkan dari perbandingan grafik tersebut dapat diduga secara pasti bahwa *slope* kenaikan jumlah uang beredar lebih tinggi dibandingkan *slope* kenaikan IHK.

Berbeda halnya dengan *trend* perkembangan nilai tukar rupiah (NTR),

walaupun pola yang terbentuk positif namun terdapat pergerakan yang lebih fluktuatif dibandingkan dengan kedua variabel lainnya. Dari Januari 2005 tercatat nilai tukar terus bergejolak. Bahkan pada beberapa bulan tertentu rupiah mengalami depresiasi yang cukup besar, yaitu pada Agustus 2005, Oktober 2008, September 2013, Agustus 2015, September 2015, November 2016 dan Oktober 2018.

Walaupun ketiga variabel tersebut memiliki pola pergerakan data yang berbeda, namun secara umum ketiganya memiliki *trend* yang searah. Fakta ini sesuai dengan temuan berbagai peneliti ekonomi yang menunjukkan bahwa ketiga variabel tersebut memiliki hubungan positif satu sama lain.

Model Jangka Panjang (Kointegrasi)

Hasil pengujian stasioneritas yang dilakukan memperlihatkan bahwa kombinasi data tersebut bersifat stasioner. Namun demikian hasil pengujian stasioneritas pada masing-masing variabel menunjukkan hal yang berbeda, dimana terdapat ketidakstasioneran data pada variabel jumlah uang beredar (M_1). Hal itu mengindikasikan bahwa dalam fenomena moneter tersebut terjadi adanya kointegrasi dalam pemodelan fenomena IHK.

Tabel 7. Hasil Estimasi Koefisien Regresi Jangka Panjang

Variabel	Koef.	Std. Error	Prob.	Adj. R ²
C	6.918	0.344	0.000	0.624
M1	0.410	0.030	0.000	
NTR	0.069	0.035	0.050	

Hasil olah data pada tabel 7 memperlihatkan bahwa dalam jangka panjang variabel jumlah uang beredar (M_1) dan nilai tukar rupiah (NTR) berpengaruh

secara signifikan terhadap indeks harga konsumen. Nilai adjusted R-squared sebesar 0,624 menunjukkan bahwa model tersebut mampu menjelaskan sebesar 62,4% terhadap estimasi IHK. Selebihnya sebesar 37,6% IHK dipengaruhi oleh variabel lain di luar model.

Secara umum pemodelan jangka panjang IHK adalah sebagai berikut,

$$IHK_t = 6.918 + 0.410 M_{1t} + 0.069 NTR_t + (0.906 \varepsilon_{t-1} + u_t) \dots \text{(model 1)}$$

$$IHK_t = 73.594 + 0.410 M_{1t} + 0.069 NTR_t + (0.906 \varepsilon_{t-1} + u_t) \dots \text{(model 2)}$$

Dari kedua model tersebut dapat disimpulkan bahwa NTR maupun M_1 berpengaruh positif terhadap IHK. Hal ini menjelaskan bahwa penambahan jumlah uang beredar di masyarakat sebanyak 10 milyar rupiah (kondisi *ceteris paribus*) dalam jangka panjang akan berpengaruh terhadap kenaikan IHK sebesar 0,41 poin. Demikian halnya dengan perkembangan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat. Setiap depresiasi yang dialami oleh rupiah sebesar 100 poin (kondisi *ceteris paribus*) dalam jangka panjang akan berpengaruh terhadap kenaikan IHK sebesar 0,069 poin.

Model yang terbentuk terdiri atas 2 jenis, dimana model 1 merupakan hasil olah data yang telah ditransformasi. Adapun model 2 merupakan pengembalian model 1 ke bentuk awal. Sehingga model yang paling sesuai untuk menggambarkan fenomena IHK di Indonesia adalah model 2. Walaupun dalam model tersebut terdapat *intercept*, namun tidak dapat diinterpretasikan secara terpisah. Hal itu disebabkan bahwa untuk menjelaskan fenomena inflasi diperlukan stok uang beredar dalam perekonomian (M_1 dan NTR tidak boleh bernilai nol).

Model Jangka Pendek (ECM)

Penggunaan model 2 tersebut sudah sesuai untuk peramalan kondisi IHK dimasa mendatang dengan penambahan variabel

eksogen. Namun demikian, model tersebut tidak valid untuk digunakan dalam peramalan jangka pendek. Sehingga diperlukan adanya model koreksi dengan penggunaan *error correction mechanism* (ECM).

Hasil olah data melalui *eviews* diperoleh bahwa konstanta tidak signifikan berpengaruh dalam model. Sehingga dapat dipastikan bahwa model ECM yang terbentuk tidak memiliki *intercept*. Sama halnya dengan variabel *difference* nilai tukar (ΔNTR) tidak cukup signifikan untuk menjelaskan model. Adapun variabel *difference* jumlah uang beredar (ΔM_1) cukup signifikan pada $\alpha=5\%$ untuk menjelaskan *difference* IHK dalam jangka pendek.

Tabel 8. Hasil Estimasi Koefisien Regresi Jangka Pendek

Variabel	Koef.	Std. Error	Prob.	Adj. R ²
C	0.030	0.036	0.405	0.211
M1	0.027	0.012	0.022	
NTR	0.008	0.009	0.338	
RESIDUAL (-1)	-0.218	0.032	0.000	

Hasil estimasi ECM memperlihatkan bahwa dalam jangka pendek hanya variabel jumlah uang beredar (M_1) yang berpengaruh secara signifikan terhadap indeks harga konsumen. Nilai *adjusted R-squared* sebesar 0,211 menunjukkan bahwa model tersebut mampu menjelaskan sebesar 21,1% terhadap estimasi IHK yang hanya dipengaruhi oleh variabel jumlah uang beredar (M_1). Adapun 78,9% sisanya IHK dipengaruhi oleh variabel lain di luar model.

Secara umum, model ECM yang terbentuk adalah sebagai berikut,

$$\Delta \text{IHK}_t = 0.027 \Delta M_{1t} - 0.218 \text{ECT} + u_t$$

Dari model ECM tersebut dapat diketahui bahwa dalam jangka pendek,

perubahan nilai *difference* jumlah uang beredar (kondisi *ceteris paribus*) sebesar 10 milyar rupiah akan berpengaruh terhadap kenaikan *difference* IHK sebesar 0.027 poin. Adapun koefisien ECT yang terbentuk merupakan *speed of adjustment* IHK jangka pendek menuju IHK keseimbangan jangka panjang. Nilai koefisien ECT sebesar 0,218 menunjukkan bahwa perbedaan antara IHK dengan nilai keseimbangannya sebesar 21,8% yang akan disesuaikan dalam waktu satu bulan. Selain itu, tanda negatif dari koefisien ECT juga memperlihatkan bahwa IHK jangka pendek berada di atas IHK jangka panjang, sehingga IHK akan dilakukan koreksi setiap bulannya sebesar 21,8% hingga mencapai keseimbangan jangka panjang.

SIMPULAN DAN SARAN

Simpulan

Kajian secara empiris terhadap data indeks harga konsumen (IHK), nilai tukar rupiah (NTR) dan jumlah uang beredar (M_1) menunjukkan bahwa kedua variabel NTR dan M_1 memiliki pengaruh yang signifikan terhadap perkembangan IHK. Hasil dari penelitian ini juga sejalan dengan kesimpulan berbagai penelitian sejenis lainnya.

Dari model yang terbentuk memberikan konklusi bahwa dalam jangka panjang maupun jangka pendek, kebijakan moneter terkait pengaturan jumlah uang beredar di masyarakat menjadi sangat penting. Besarnya *slope* yang terbentuk dalam variabel M_1 juga menunjukkan bahwa jumlah uang beredar menjadi faktor dominan dalam menjaga stabilitas harga domestik. Oleh karenanya, *monetary policy* masih menjadi kunci utama pengendalian inflasi.

Demikian pula dengan stabilitas nilai tukar rupiah yang perlu dijaga fluktuasinya. Walaupun dalam jangka pendek nilai tukar tersebut tidak berpengaruh secara berarti, namun dalam jangka panjang nilai tukar memiliki andil untuk turut serta

memengaruhi perkembangan harga komoditas domestik.

Saran

Saran untuk penelitian selanjutnya, perlu dilakukan komparasi model terbaik dengan menggunakan metode ARIMAX, fungsi transfer, *neural network* maupun uji kausalitas. Disisi lain perlu mempertimbangkan penambahan variabel relevan agar koefisien determinasi model lebih maksimal, sehingga fenomena indeks harga konsumen dapat dimodelkan secara utuh.

DAFTAR PUSTAKA

- Álvarez, J. M. (2015). *Analysis of the Differences Between the Rates of Inflation Associated with Two Aggregate Price Level*. Cienfuegos: Facultad de Ciencias Economicas Y Empresariales.
- Amassoma, D., Onyedikachi, E.-E., & Sunday, K. (2018). The Influence of Money Supply on Inflation in Nigeria. *Journal of Economics and Management*, 31(1), 5-23.
- Aprileven, H. P. (2015). Economics Development Analysis Journal. *Pengaruh Faktor Ekonomi Terhadap Inflasi yang Dimediasi oleh Jumlah Uang Beredar*, 32-41.
- Atmadja, A. S. (1999). Inflasi di Indonesia: Sumber-sumber Penyebab dan Pengendaliannya. *Jurnal Akuntansi dan Keuangan*, 54-67.
- Atmaja, M. A., Kencana, I. P., & Gandhiadi, G. (2015). Analisis Kointegrasi Jumlah Wisatawan, Inflasi dan Nilai Tukar terhadap Domestik Regional Bruto (PDRB) Provinsi Bali. *E-Jurnal Matematika*, 83-89.
- Azalia, D. (2018). *Analisis Hubungan Kausalitas dan Kointegrasi antara Inflasi, Jumlah Uang Beredar dan Pertumbuhan Ekonomi di Indonesia*

Tahun 1981-2015. Surakarta: Universitas Muhammadiyah Surakarta.

- Badan Pusat Statistik. (2019, April 29). *Badan Pusat Statistik*. Diambil kembali dari Badan Pusat Statistik: <https://www.bps.go.id/subject/36/harga-produsen.html#subjekViewTab1>; <https://sirusa.bps.go.id/index.php?r=indikator/view&id=2>; <https://sirusa.bps.go.id/index.php?r=indikator/view&id=1071>
- Bank Indonesia. (2019, April 29). *Bank Indonesia: Bank Sentral Republik Indonesia*. Diambil kembali dari Introduction to Inflation: <https://www.bi.go.id/en/moneter/inflasi/pengenalan/Contents/Default.aspx>
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic papers*, 17(31), 334-355.
- Cho, H. (2016). A Test for Second-Order Stationarity of Time Series Based on Unsystematic Sub-Samples. *Stat*, 1-17.
- Daoud, J. I. (2017). Multicollinearity and Regression Analysis . *Journal of Physics: Conference Series*, 1-6.
- Dickey, D. A., Hasza, D. P., & Fuller, W. A. (1984). Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 79(386), 355-367.
- Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Dufour, J.-M., Gaudry, M. J., & Liem, T. C. (1980). The Cochran-Orcutt Procedure Numerical Examples of Multiple Admissible Minima. *Economics Letters*, 43-48.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Eyesight, A., & Rao, N. (2015). A Co-integration Analysis of Money Supply and Price in Ethiopia. *International Journal of Recent Scientific Research*, 3972-3979.
- Gerrard, W. J., & Godfrey, L. G. (1998). Diagnostic Check for Single Equation Error-Correction and Autoregressive Distributed Lag Models. *The Manchester School*, 66(2), 222-237.
- Ghasemi, A., & Zahediasl, S. (2012). Normality Tests for Statistical Analysis: A Guide for Non-Statisticians. *International Journal of Endocrinology Metabolism*, 486-489.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition. New York: McGraw Hill.
- Hanson, J. A., & Yang, H. (2008). A General Statistical Test for Correlations in A Finite-Length Time Series. *The Journal of Chemical Physics*, 128(21).
- Hickman, E. P., & Long, C. S. (1980). A Note on Glejser's Test for Heteroscedasticity. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 9(12), 1209-1220.
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., & Neter, J. (2004). *Applied Linear regression Models - 4th Edition*. New York: McGraw-Hill Education.
- Labonte, M. (2011). Inflation: Causes, Costs, and Current Status. *Congressional Research Service* (hal. 1-13). Congressional Research Service.
- Mokosolang, C. A., Prang, J. D., & Mananohas, M. L. (2015). Analisis Heteroskedastisitas Pada Data Cross Section dengan White Heteroscedasticity Test dan Weighted Least Squares. *Jurnal de Cartesian*, 4(2), 172-179.
- Mugge, D. (2015). Studying Macroeconomic Indicators as Powerful Ideas. *Journal of European Public Policy*, 1-18.
- Öniş, Z., & Özmucur, S. (1990). Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: Testing the Vicious Circle Hypothesis. *Journal of Development Economics*, 32(1), 133-154.
- Pallis, D., & Katsouli, E. (2003). Linking Consumer Prices to Wholesale Prices and to Money Supply: some Cointegration Experiments for the Case of Greece. *SPOUDAI Journal of Economics and Business*, 53(1), 65-83.
- Park, J. Y. (2003). Nonstationary Nonlinearity: An Outlook for New Opportunities. *Working papers*.
- Sean, M., Pastpipatkul, P., & Boonyakunakorn, P. (2019). Money Supply, Inflation and Exchange Rate Movement: the Case of Cambodia by Bayesian VAR Approach. *Journal of Management, Economics, and Industrial Organization*, 3(1), 63-81.
- Seddighi, H., Lawler, K. A., & Katos, A. V. (2000). *Econometrics : A Practical Approach*. New York: Routledge.
- Waluyo, D. B., & Siswanto, B. (1998). Peranan Kebijakan Nilai Tukar Dalam Era deregulasi Dan Globalisasi. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 1-38.