

PERBAIKAN ASUMSI AUTOKORELASI MENGGUNAKAN METODE COCHRANE-ORCUTT (STUDI APAKAH MINYAK DAN GAS MERUPAKAN BERKAH ATAU MUSIBAH)

(IMPROVEMENT OF AUTOCORRELATION ASSUMPTION USING THE COCHRANE-ORCUTT METHOD (A STUDY OF WHETHER OIL AND GAS A BLESSING OR A CURSE))

Ananto Wibowo

BPS Cianjur, ananto.wibowo@bps.go.id

Abstrak

Indonesia merupakan salah satu negara berkembang dengan potensi Sumber Daya Alam (SDA) yang melimpah. Namun, terdapat dugaan paradoks keberlimpahan dimana negara kaya akan SDA tidak selalu dapat dimanfaatkan dengan baik oleh daerah yang memilikinya. Studi ini bertujuan untuk mengetahui apakah kutukan minyak dan gas sedang terjadi di Indonesia dengan perbaikan asumsi autokorelasi pada model yang terbentuk menggunakan metode *Cochrane-Orcutt*. Sumber data berasal dari Badan Pusat Statistik (BPS) dengan series tahun 2000 triwulan 1 hingga 2019 triwulan 4. Hasil menunjukkan bahwa pelanggaran asumsi autokorelasi terjadi pada model sehingga dilakukan perbaikan menggunakan metode *Cochrane-Orcutt* sebanyak dua kali iterasi. *Share* migas justru memberikan efek negatif terhadap pertumbuhan PDB tanpa migas. Dengan kata lain, migas bukan merupakan berkah melainkan kutukan di dalam perekonomian Indonesia.

Kata kunci: Autokorelasi, Cochrane-Orcutt, Kutukan

Abstract

Indonesia is one of the developing countries with abundant natural resource potential. However, there is an alleged paradox of abundance where a country rich in natural resources cannot always giving an advantage to the regions that own it. This study aims to determine whether the oil and gas curse is happening in Indonesia by improving the assumption of autocorrelation in the model formed using the Cochrane-Orcutt method. The data source comes from the Central Statistics Agency (BPS) with time series from 2000 Q1 to 2019 Q4. The results show that violations of the assumption of autocorrelation occurred in the model so that improvements were made using Cochrane-Orcutt method with twice as many iterations. Besides, the share of oil and gas would hurt the GDP compared to GDP growth without oil and gas. In other words, oil and gas is not a blessing but a curse in the Indonesian economy.

Keywords: Autocorellation, Cochrane-Orcutt, Curse

PENDAHULUAN

Keberadaan Sumber Daya Alam (SDA) selayaknya dapat mengarah pada pertumbuhan dan perkembangan ekonomi yang berkelanjutan (Ploeg, 2011). Namun yang terjadi adalah paradoks keberlimpahan, dimana negara kaya akan SDA cenderung mengalami pertumbuhan ekonomi yang lambat. Hal ini diamini oleh Sachs dan Warner (1995) yang menemukan bahwa SDA bisa menghambat pertumbuhan karena kekayaan tidak selalu dapat dimanfaatkan dengan baik oleh daerah yang memilikinya. Padahal, ketersediaan SDA khususnya migas, dapat menjadi modal kuat dalam pembangunan (Fahriza dan Hartono, 2017).

Indonesia merupakan salah satu negara berkembang dengan potensi sumber daya alam yang melimpah. Selama ini, minyak dan gas merupakan SDA yang telah memberikan kontribusi besar terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) bahkan hampir lima persen. Oleh karena itu, cukup beralasan apabila PDB sektor migas seringkali dipisahkan dalam rilis hasil PDB untuk mengetahui besaran PDB non migas. Namun demikian, apakah *share* migas yang besar justru merupakan sebuah musibah atau berkah dalam perekonomian Indonesia. Hal ini bisa dijawab melalui analisis ekonomi menggunakan model statistik yang akurat.

Alat statistik populer yang digunakan untuk memodelkan hubungan antar variabel adalah analisis regresi linier. Regresi linier merupakan model studi yang menggambarkan hubungan antara variabel dependen Y dengan satu atau lebih variabel independent X . Dan disebut sebagai regresi linier sederhana apabila hanya terdapat satu variabel independent (Bangdiwala, 2018). Namun, ada beberapa hal yang membuat regresi linier sederhana menjadi tidak fleksibel karena asumsi yang harus dipenuhi seperti kenormalan, non autokorelasi, dan homoskedastisitas pada error model.

Pada penelitian *time series* (seperti yang melibatkan PDB), *error* model yang digunakan biasanya berkaitan antar waktu atau terjadi pelanggaran asumsi non autokorelasi. Sehingga perbaikan model atas pelanggaran asumsi ini harus dilakukan agar kesimpulan yang ditarik tidak menyesatkan peneliti. Perbaikan metode regresi linier yang cukup populer adalah metode *Cochrane-Orcutt*.

Studi ini bertujuan untuk melakukan pemodelan apakah kutukan migas sedang terjadi Indonesia. Penggunaan data *time series* dalam riset memungkinkan keberadaan autokorelasi di dalam model. Oleh karena itu, aplikasi metode *Cochrane-Orcutt* akan dilakukan untuk memperbaiki hasil pemodelan.

METODE

Regresi linier sederhana merupakan sebuah model yang meregresikan variabel y terhadap satu variabel x dalam suatu garis lurus. Model ini dapat ditulis dalam persamaan berikut:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + \varepsilon \quad (1)$$

dimana intersep β_0 dan slope β_1 diketahui konstan dengan ε merupakan komponen error random (Montgomery et al, 2008). Error diasumsikan memiliki rata-rata nol dan varians sebesar σ^2 . Misalnya, terdapat n pasangan data $(y_1, x_1), (y_2, x_2), \dots, (y_n, x_n)$, maka persamaan (1) menjadi:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

Parameter β_0 dan β_1 yang tidak diketahui harus diestimasi melalui sampel data dengan menjumlahkan kuadrat dari perbedaan antara y_i dengan garis lurus atau dikenal dengan *Ordinary Least Square* (Montgomery et al, 2008). Hasil *Ordinary Least Square* (OLS) didapat:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \quad (3)$$

dan

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{t=1}^n y_t x_t - \frac{\sum_{t=1}^n y_t \sum_{t=1}^n x_t}{n}}{\sum_{t=1}^n x_t^2 - \frac{(\sum_{t=1}^n x_t)^2}{n}} \quad (4)$$

dengan $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n y_t$ dan $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t$.

Untuk mengetahui apakah variabel independen memiliki pengaruh terhadap variabel respon dilakukan uji hipotesis melalui uji-t (Kutner et al, 2005). Pengujian dilakukan dengan $H_0: \beta_1 = 0$ dan $H_1: \beta_1 \neq 0$ serta uji-t sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\beta}_1}{se(\hat{\beta}_1)} \quad (5)$$

dengan $se(\hat{\beta}_1) = \sqrt{\frac{MSE}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}} = \sqrt{\frac{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}}$

Adapun penarikan kesimpulan hanya dapat dilakukan apabila asumsi regresi linier telah dipenuhi seperti normalitas, non autokorelasi, dan homoskedastik. Asumsi normalitas bisa dilakukan dengan uji Kolmogorov-Smirnov dengan formula (Hanusz dan Tarasinska, 2015) :

$$D = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \left| F(X_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right|, \left| F(X_{(i)}) - \frac{i}{n} \right| \right\}, \quad (6)$$

dimana:

$F(X_{(i)}) = \Phi\left(\frac{X_{(i)} - \mu}{\sigma}\right)$ untuk kasus 1 atau nilai σ dari parameter populasi diketahui;
 $F(X_{(i)}) = \Phi\left(\frac{X_{(i)} - \mu}{S_1}\right)$ untuk kasus 2 atau nilai s dari sampel diketahui; dengan Φ adalah distribusi kumulatif dari distribusi standar normal.

Pada penyelidikan asumsi non autokorelasi, dilakukan uji Durbin-Watson dengan formula:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2} \quad (7)$$

Nilai Durbin-Watson berada pada rentang 0 hingga 4. Semakin dekat dengan nilai 2 maka asumsi nonautokorelasi telah terpenuhi. Sebaliknya, apabila nilainya dekat ke angka 0 atau 4 terjadi autokorelasi baik positif ataupun negatif. Untuk lebih

meyakinkan peneliti dalam membuat kesimpulan maka batasan tolak H_0 yang berarti terjadi autokorelasi adalah membandingkan DW dengan tabel Durbin Watson sebagai berikut (Kutner et al, 2005):

Jika $DW > d_u$ maka H_0 tidak ditolak

Jika $DW < d_l$ maka H_0 ditolak

Jika $d_l \leq DW \leq d_u$ maka tidak bisa ditarik kesimpulan

dengan d_u adalah batas atas pada tabel Durbin Watson sedangkan d_l adalah batas bawah Durbin Watson.

Keberadaan autokorelasi ini akan menyebabkan estimasi parameter OLS menjadi tidak *Best, Linier* dan *Unbiased Estimator* (BLUE). Hal ini disebabkan bahwa parameter yang terbentuk tidak mempunyai variansi yang minimum diantara penaksir yang lain, sehingga menyebabkan hasil penaksiran interval dan pengujian parameter model regresi OLS menjadi tidak benar dan tidak dapat digunakan untuk evaluasi hasil regresi (Gujarati, 2004) .

Untuk menghindari masalah autokorelasi maka dilakukan metode *Cochrane-Orcutt* dengan langkah-langkah sebagai berikut (Kutner et al, 2005):

1. Estimasi nilai ρ pada persamaan $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \mu_t$ dengan ρ adalah koefisien regresi yang terbentuk.
2. Melakukan transformasi model regresi yang didapatkan adalah $y'_t = \beta'_0 + \beta'_1 x'_t + \varepsilon'_t$, dimana:
$$y'_t = y_t - \rho y_{t-1};$$
$$x'_t = x_t - \rho x_{t-1};$$
$$\beta'_0 = \beta_0(1 - \rho)$$
$$\beta'_1 = \beta_1$$
3. Selanjutnya perlu dicek apakah estimasi parameter tersebut masih terdapat pelanggaran asumsi autokorelasi atau tidak. Apabila masih terdapat autokorelasi maka dilakukan pengulangan langkah 1 hingga asumsi tersebut telah terpenuhi.

Sumber Data

Sumber data pada penelitian ini berasal dari Badan Pusat Statistik (BPS) Republik Indonesia dengan meregresikan logaritma natural dari PDB lapangan usaha tanpa migas sebagai variabel dependen dengan kontribusi minyak dan gas perkapita terhadap PDB sebagai variabel independen. Jumlah observasi penelitian sebanyak 80 amatan dari tahun 2000 triwulan 1 hingga 2019 triwulan 4. PDB yang digunakan atas dasar harga konstan berdasarkan tahun dasar 2010.

Pada akhirnya akan diketahui apakah kontribusi minyak dan gas berpengaruh signifikan terhadap PDB lapangan usaha tanpa migas. Hal ini senada dengan Fahriza dan Hartono (2017) yang telah meneliti hal serupa namun kajiannya lebih ditekankan pada analisis makro ekonomi dengan regresi data panel level provinsi. Kajian yang dilakukan olehnya juga tidak fokus terhadap perbaikan asumsi yang dilanggar.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada tahap awal dilakukan pemodelan OLS untuk data original hingga didapat model sebagai berikut:

$$\ln(PDB_t) = 14,24 - 0.128 MG_t + \varepsilon_t$$

dengan $\ln(PDB_t)$ adalah logaritma natural dari PDB lapangan usaha tanpa migas pada waktu ke- t dan MG_t merupakan kontribusi minyak dan gas perkapita terhadap PDB sebagai variabel independen. Berdasarkan hasil pemeriksaan terhadap asumsi autokorelasi didapatkan nilai Durbin-Watson yang sangat kecil dan mendekati nol yakni 0,214. Ini menandakan bahwa autokorelasi terjadi sangat positif karena berbeda hasil test Durbin-Watson yang kurang dari $d_l = 1,6114$. Oleh karena itu diperlukan metode *Cochrane-Orcutt* pada iterasi pertama.

Didapatkan nilai pada transformasi ρ pada iterasi pertama persamaan $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + \mu_t$ sebesar 0,885. Nilai ini akan dipakai untuk persamaan:

$$\ln(PDB'_t) = \beta'_0 - \beta'_1 MG'_t + \varepsilon'_t$$

dimana:

$$\ln(PDB'_t) = \ln(PDB_t) - 0,885 \ln(PDB_{t-1});$$

$$x'_t = x_t - 0,885x_{t-1};$$

$$\beta'_0 = \beta_0(1 - 0,885);$$

$$\beta'_1 = \beta_1.$$

Pada iterasi ini didapatkan model sebagai berikut:

$$\ln(PDB'_t) = 1,55 - 0.27 MG'_t + \varepsilon'_t$$

Hasil yang sama juga terjadi pada persamaan $\ln(PDB'_t) = 1,55 - 0.27 MG'_t + \varepsilon'_t$ dimana pemeriksaan terhadap asumsi autokorelasi didapatkan nilai Durbin-Watson yang sangat kecil dan mendekati nol yakni 0,790. Ini menandakan bahwa autokorelasi terjadi masih positif di dalam model. Oleh karena itu diperlukan metode *Cochrane-Orcutt* pada iterasi kedua.

Hasil iterasi kedua didapat nilai ρ sebesar 0,595. Dengan konsep yang sama maka pemodelan terhadap iterasi ketiga didapatkan sebagai berikut:

$$\ln(PDB''_t) = 0,626 - 0.016 MG''_t + \varepsilon''_t$$

Pemeriksaan terhadap asumsi autokorelasi didapatkan nilai Durbin-Watson yang sangat baik dan mendekati angka dua yakni 2,218. Ini menandakan bahwa autokorelasi sudah tidak terjadi lagi dalam pemodelan karena nilainya berada di antara $d_u = 1,6620$ dengan $4 - d_u$. Oleh karena itu, metode *Cochrane-Orcutt* tidak diperlukan pada iterasi selanjutnya.

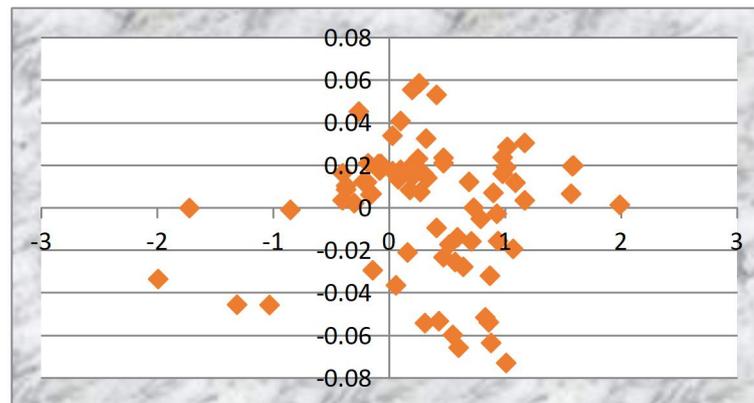
Namun demikian, hasil pemodelan ini masih terkendala pada asumsi kenormalan. Berdasarkan uji Kolmogorov-Smirnov untuk pengujian error pada iterasi kedua nilai statistik uji berada kurang dari 0,05 yakni 0,041. Oleh karena itu, kesimpulan yang didapat adalah tolak hipotesis nol atau error tidak berdistribusi normal. Asumsi kenormalan yang telah dilanggar ini tentu mengakibatkan uji-F dan uji-t pada langkah selanjutnya menjadi tidak valid dilakukan. Dengan demikian, kesimpulan yang dihasilkan menjadi kurang tepat.

Untuk mengidentifikasi model parameter yang paling baik, maka data-data outlier harus dideteksi dengan cara menghilangkan pengaruh outlier maupun menghilangkan data outlier tersebut (Aulia & Atok, 2017). Pada studi ini, peneliti memilih untuk menghapus data outlier karena tujuan penelitian juga hanya ingin mengetahui apakah kutukan migas sedang terjadi. Pada kajian terhadap residual ada 2 data yang telah memenuhi kriteria outlier sesuai dengan Osborne & Overbay

(2004) dimana nilai residual dari $z = \frac{e_i - \bar{e}}{s}$ kurang dari atau lebih dari -3 dan 3. sehingga terjadi perubahan jumlah sampel data dari sebanyak 78 menjadi hanya 76. Selanjutnya dilakukan pemodelan kembali dengan data baru dan didapat hasil sebagai berikut:

$$\ln(PDB''_t) = 0,627 - 0.013 MG''_t + \varepsilon_t$$

Pada hasil ini asumsi normalitas dan nonautokorelasi telah terpenuhi. Sedangkan pengecekan asumsi homoskedastik pada error term dilakukan melalui grafik. Persyaratan grafik antara residual dengan variabel independen haruslah acak dan tidak memiliki pola tertentu. Grafik tersebut ditunjukkan pada Gambar 1.



Gambar 1. Plot Residual dengan Variabel X

Berdasarkan Gambar 1, terlihat bahwa terjadi pola acak antara nilai residual dengan variabel independen. Hasil ini menunjukkan bahwa asumsi homoskedastik juga terpenuhi. Dengan demikian, pemodelan dapat dilanjutkan dengan uji-F serta uji-t.

Tabel 1. Analisis Varians Model Regresi

No	Model	Sum Of Squares	Derajat Bebas	F	Signifikansi
1.	Regression	0,006	1	6.962	0.010
2.	Residual	0,067	74		
3.	Total	0,073	75		

Hasil uji-F ditunjukkan pada Tabel 1. Berdasarkan nilai signifikansi yang didapatkan maka disimpulkan bahwa kesimpulan hasil uji adalah tolak H_0 karena kurang dari 0,05 atau minimal terdapat salah satu parameter β yang signifikan di dalam model.

Tabel 2. Uji Parsial

No	Model	Parameter	Standar Error	T	Signifikansi	
1.		β_0	0.627	.004	164.221	0.000
2.		β_1	-0.013	.005	-2.639	0.010

Selanjutnya, hasil uji-t pada Tabel 2 didapatkan bahwa β_0 dan β_1 memiliki nilai yang berada pada rentang kurang dari 0,05. Hal ini menandakan bahwa H_0 ditolak atau kedua parameter tersebut signifikan di dalam model. Apabila dilakukan

interpretasi secara matematis, maka setiap kenaikan kontribusi minyak gas perkapita satu persen akan menurunkan pertumbuhan PDB lapangan usaha tanpa migas sebesar 1,3 persen. Selain itu, hasil R^2 dengan besaran 0,293 dapat dibaca sebagai variasi dari PDB lapangan usaha tanpa migas mampu dijelaskan 29,3 persen oleh variasi kontribusi minyak dan gas perkapita terhadap PDB sedangkan 71,7 persen lainnya dapat dijelaskan oleh variabel lain di luar model.

Berbeda dengan hasil penelitian Fahriza dan Hartono (2017) yang menyimpulkan bahwa *share* migas adalah berkah, sedangkan analisis pada penelitian ini menunjukkan bahwa *share* migas justru memberikan efek negatif terhadap pertumbuhan PDB lapangan usaha tanpa migas. Dengan kata lain, kutukan migas terjadi di negara Indonesia. *Share* migas yang besar merupakan sebuah kutukan bukan berkah dalam perekonomian. Oleh karena itu, pemerintah perlu menyiapkan suatu strategi agar ketergantungan terhadap migas tidak terus menerus terjadi.

KESIMPULAN DAN SARAN

Model menunjukkan bahwa pelanggaran asumsi nonautokorelasi telah terjadi sehingga perlu dilakukan perbaikan menggunakan *Cochrane-Orcutt* sebanyak dua kali iterasi. *Share* migas justru memberikan efek negatif terhadap pertumbuhan PDB tanpa migas. Dengan kata lain, sumber daya migas bukan merupakan berkah melainkan sebuah musibah didalam perekonomian Indonesia.

Sebagai saran, strategi hilirisasi perlu dilakukan oleh pemerintah pusat dimana hasil alam digunakan sebagai input industri atau pertanian. Hilirisasi merupakan strategi yang baik terutama bagi negara-negara yang mempunyai sumber daya alam berlimpah dan menggunakan bahan migas sebagai input industri. Melalui strategi ini, sektor migas diharapkan memberikan nilai tambah untuk seluruh sektor tanpa terjadi musibah migas.

DAFTAR RUJUKAN

- Aulia, R. S. & Atok, R. M. (2017). Penentuan Panjang Optimal Data Deret Waktu Bebas Outlier dengan Menggunakan Metode *Window Time*. *Jurnal Sains Dan Seni ITS* Vol. 6, No. 1, (2017).
- Bangdiwala, S.I. (2018). Regression: Simple linear. *International Journal of Injury Control & Safety Promotion*, 25(1), 113–115.
- Fahriza, Ahmad & Hartono, Djoni (2017). Pengaruh Minyak Dan Gas Terhadap Kinerja Pertumbuhan Ekonomi Regional: Sebuah Kutukan Atau Anugerah? *Ekuitas: Jurnal Ekonomi dan Keuangan*.
- Gujarati, D. (2004) *Basic Econometrics*, 4th edition, MacMillan, New York
- Hanusz, Zofia & Tarasinska Joanna. (2015). Normalization of The Kolmogorov-Smirnov and Shapiro-Wilk Test of Normality. *Biometrical Letters* Vol. 52 (2015), No. 2, 85 - 93.
- Kutner, M.H et al. 2005. *Applied Linear Regression Models*. 5th ed. New York: McGraw-Hill Companies, Inc.
- Montgomery, D.C., C. L. Jennings, and M. Kulahci [2008], *Introduction to Time Series and Forecasting*, Wiley, Hoboken, N.J.

- Osborne, J. W., & Overbay, A. (2004). The Power of Outliers (and Why Researchers Should Always Check for Them). *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9.
- Sachs, J. D. dan A. M Warner. 1995. Natural Resource Abundance and Economic Growth. NBER Working Paper 5398
- Ploeg, Frederick Van Der. 2011. "Natural Resources: Curse or Blessing?" *Journal of Economic Literature*, 49 (2): 366