

Faktor-Faktor yang Memengaruhi Nilai Ekspor Riil Batu Bara Indonesia Tahun 2013-2019

Studi Kasus di Delapan Negara Tujuan

(Determinant of Coal Real Export Value Indonesia in Eight Destination Countries, 2013-2019)

Farda Zayana Majid^{1*}, Sukim²

^{1,2} Politeknik Statistika STIS

Jl. Otto Iskandardinata No.64C, RW.4, Bidara Cina, Kecamatan Jatinegara, Kota Jakarta Timur, DKI Jakarta 13330

E-mail: ¹211709686@stis.ac.id, ²sukim@stis.ac.id

ABSTRAK

Ekspor batu bara diharapkan meningkat seiring depresiasi mata uang rupiah terhadap dolar Amerika Serikat. Namun, ekspor batu bara Indonesia menurun di sebagian besar negara tujuan. Selain itu, adanya SDGs 7.2 yakni meningkatkan pasokan energi terbarukan diduga berpengaruh terhadap kinerja ekspor batu bara Indonesia. Oleh karenanya, penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor yang memengaruhi ekspor batu bara Indonesia di delapan negara tujuan dari tahun 2013 hingga 2019. Metode analisis yang digunakan adalah regresi data panel dengan negara tujuan yaitu India, Tiongkok, Jepang, Malaysia, Filipina, Korea Selatan, Thailand, dan Hongkong dalam periode 2013 hingga 2019. Hasil penelitian menunjukkan bahwa PDB riil per kapita importir dan tingkat perubahan nilai tukar riil berpengaruh signifikan secara positif terhadap nilai ekspor riil batu bara Indonesia, sedangkan jarak ekonomi serta pembangkit listrik energi terbarukan berpengaruh signifikan secara negatif terhadap nilai ekspor riil batu bara Indonesia.

Kata kunci: batu bara, ekspor, energi terbarukan, nilai tukar, panel

ABSTRACT

Coal exports are expected to increase along with the depreciation of the rupiah against the US dollar. However, Indonesia's coal exports declined in most of the destination countries. In addition, the SDGs 7.2, namely increasing the supply of renewable energy which affects the performance of Indonesia's coal exports. Therefore, this study aims to identify the factors that influence Indonesia's coal exports in eight destination countries from 2013 to 2019. The analysis method is panel data regression with destination countries namely India, China, Japan, Malaysia, Philippines, South Korea, Thailand, and Hongkong in the period 2013 to 2019. The results show that the real GDP per capita of importers and the real exchange rate have a significant positive effect on the real export value of Indonesian coal, while economic distance and renewable power plants have a significant negative effect.

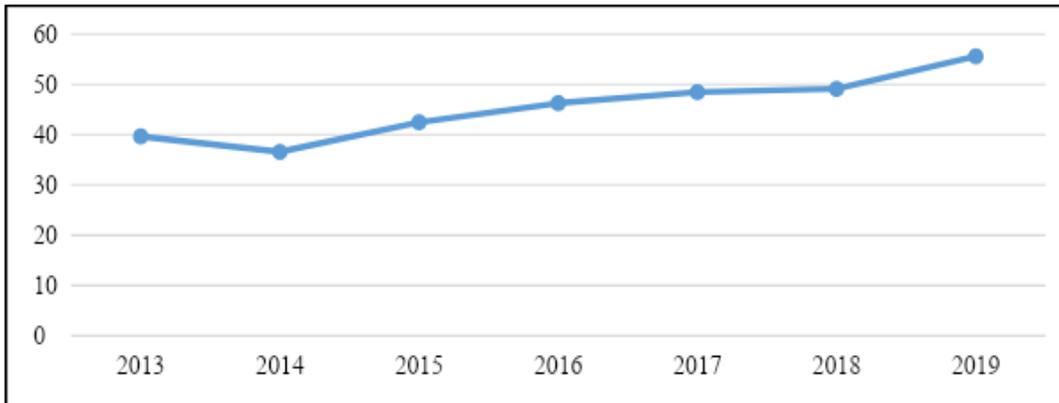
Keywords: coal, export, renewable energy, exchange rate, panel

PENDAHULUAN

Tiga komoditas non-migas menurut kode HS (*Harmonized System*) dua digit yang berperan penting terhadap total nilai ekspor Indonesia antara lain adalah bahan bakar mineral (HS 27), lemak dan minyak hewan/nabati (HS 15) serta mesin dan perlengkapan elektrik (HS 85). Komoditas bahan bakar mineral memberikan kontribusi paling besar dalam ekspor Indonesia yakni mencapai 20,34 persen di tahun 2019 berdasarkan data dari UN Comtrade. Bahan bakar mineral menyumbangkan nilai sebesar 34,11 miliar USD terhadap total nilai ekspor Indonesia yang bernilai 167,68 miliar USD di tahun tersebut. Dua kontributor setelahnya adalah komoditas lemak dan minyak hewan/nabati (HS 15) dan komoditas mesin dan perlengkapan elektrik (HS 85) dengan kontribusinya masing-masing sebesar 10,52 persen dan 5,37 persen di tahun yang sama.

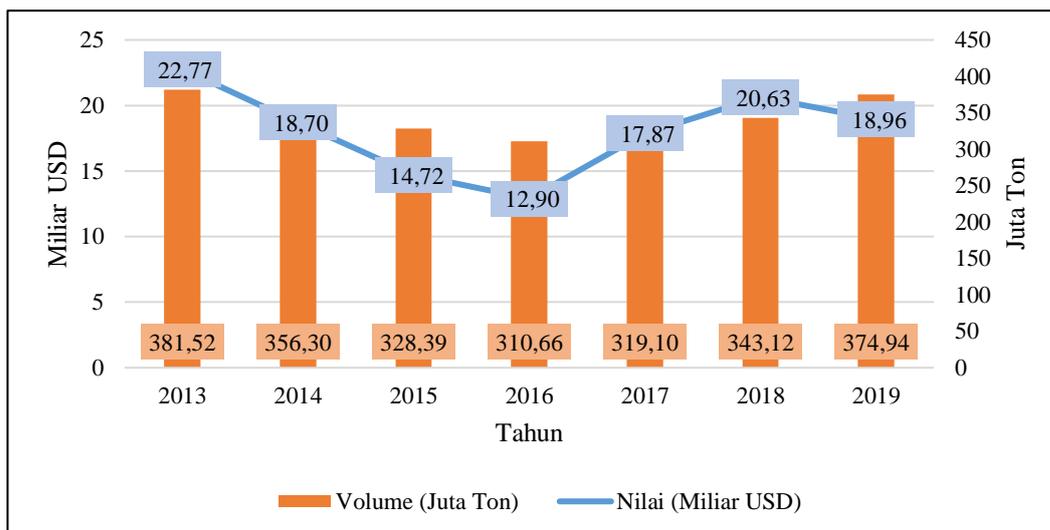
Komoditas batu bara (HS 2701) sebagai kontributor utama dalam ekspor bahan bakar mineral. Perkembangan kontribusi batu bara terhadap ekspor bahan bakar mineral cenderung meningkat dari tahun 2013 ke 2019 berdasarkan data UN Comtrade sesuai pada Gambar 1. Kontribusinya sebesar 39,67 persen di tahun 2013. Kemudian, kontribusinya sempat menurun menjadi 36,57 persen di tahun 2014. Kontribusinya terus meningkat di tahun-tahun berikutnya dengan kontribusi tertinggi sebesar 55,58 persen di tahun 2019 dalam periode tujuh tahun tersebut. Ini menunjukkan bahwa sebagian besar nilai ekspor bahan bakar mineral berasal dari ekspor komoditas batu bara.

Perkembangan volume dan nilai ekspor batu bara Indonesia berfluktuasi dari tahun 2013 ke 2019 seperti yang diilustrasikan pada Gambar 2. Ekspor batu bara mengalami penurunan dari tahun 2013 sampai 2016 baik secara volume maupun nilai. Volume ekspor batu bara turun dari 381,5 juta ton dengan nilai 22,8 miliar USD di tahun 2013 menjadi 310,7 juta ton dengan nilai 12,9 miliar USD di tahun 2016. Kemudian, ia mulai naik di tahun 2017 yakni menjadi 319,10 juta ton dengan nilai 17,9 miliar USD. Volume ekspor batu bara Indonesia terus meningkat hingga mencapai 374,9 juta ton di tahun 2019 atau tumbuh sebesar 9,27 persen dibandingkan tahun sebelumnya. Namun, nilai ekspor batu bara menurun menjadi 18,9 miliar USD di tahun 2019 atau turun sebesar 8,56 persen dibandingkan tahun sebelumnya yang bernilai 20,6 miliar USD.



Sumber: UN Comtrade, diolah.

Gambar 1. Kontribusi ekspor HS 2701 terhadap HS 27 Indonesia, 2013-2019



Sumber: UN Comtrade.

Gambar 2. Perkembangan volume dan nilai ekspor batu bara Indonesia, 2013-2019

Syahni (Arinaldo & Adiatma, 2019) mengemukakan bahwa alasan pemerintah melakukan eksploitasi batu bara adalah untuk meningkatkan pendapatan ekspor dan membantu menyeimbangkan defisit akibat perdagangan minyak dan gas. Akan tetapi, hal yang terjadi adalah nilai ekspor batu bara menurun di tahun 2019 sehingga Indonesia tidak mampu untuk menyeimbangkan defisit yang berasal dari perdagangan minyak dan gas di tahun 2019. Menurut data UN Comtrade, Indonesia mengalami defisit neraca perdagangan sebesar 3,59 miliar USD di tahun 2019.

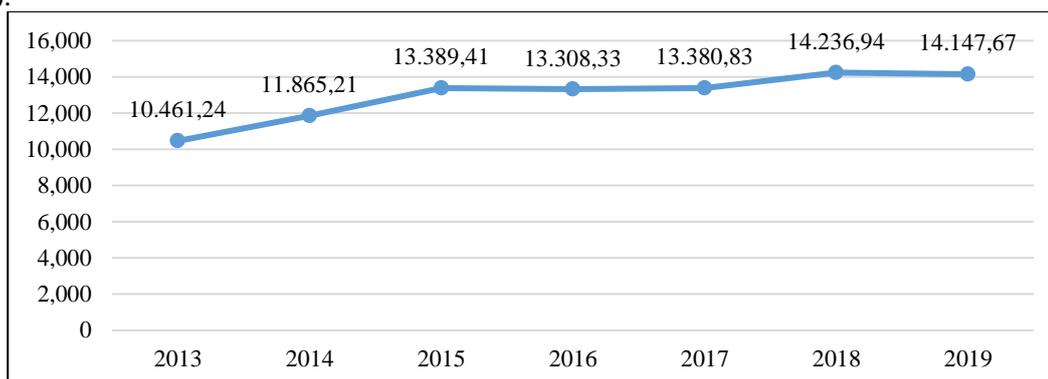
Penurunan ekspor batu bara menyebabkan nilai produk domestik bruto (PDB) menurun yang pada akhirnya ini menyebabkan penurunan pertumbuhan ekonomi (Setiawan et al., 2020). Data BPS menunjukkan bahwa Indonesia mengalami penurunan pertumbuhan ekonomi dari 5,17 persen di tahun 2018 menjadi 5,02 persen di tahun 2019. Ini menunjukkan pertumbuhan ekonomi Indonesia berkurang sebesar 0,15 persen pada tahun 2019 dibandingkan tahun sebelumnya.

Apabila nilai ekspor batu bara Indonesia terus menurun, maka komoditas batu bara tidak dapat diandalkan dalam menyeimbangkan defisit perdagangan migas. Selain itu, hal ini juga berdampak pada pengurangan nilai PDB yang diperoleh sehingga penurunan ekspor batu bara berpotensi dapat menurunkan pertumbuhan

ekonomi. Dengan demikian, penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi nilai ekspor riil batu bara Indonesia di delapan negara tujuan dari tahun 2013 hingga 2019.

Identifikasi Masalah

Gambar 3 memperlihatkan perkembangan nilai tukar rupiah terhadap US dollar dari tahun 2013 hingga 2019. Mata uang rupiah cenderung mengalami depresiasi selama periode 2013 hingga 2019. Mata uang rupiah melemah dari Rp10.461,24 per US dollar di tahun 2013 menjadi 14.147,67 per US dollar di tahun 2019. Depresiasi kurs rupiah terhadap US dollar memicu peningkatan ekspor, *ceteris paribus* (dengan asumsi hal lainnya konstan) (Mankiw, 2016; Pratama et al., 2016; Risma et al., 2018). Namun, ekspor batu bara malah mengalami penurunan dari tahun 2013 ke 2015 ketika rupiah terdepresiasi. Ekspor batu bara mulai meningkat pada tahun 2017. Rupiah sempat menguat terhadap US dollar di tahun 2016 dan 2019. Apresiasi kurs rupiah terhadap US dollar memicu penurunan ekspor, *ceteris paribus* (Mankiw, 2016; Pratama et al., 2016; Risma et al., 2018).



Sumber: International Financial Statistics.

Gambar 3. Perkembangan nilai tukar rupiah/usd, tahun 2013-2019

Selain hal tersebut, batu bara masih menjadi pusat perdebatan tentang energi dan kebijakan iklim. Kebijakan penggunaan energi terbarukan merupakan salah satu cara untuk beralih dari batu bara. Penghapusan pembangkit listrik tenaga batu bara sebagai tujuan utama kebijakan iklim di sebagian negara. Contohnya adalah Jepang dan Korea Selatan yang memiliki visi untuk mencapai netralitas karbon dengan melakukan pengurangan secara bertahap terhadap penggunaan batu bara. Kegiatan tersebut bersesuaian dengan tujuan pembangunan berkelanjutan yakni SDG's (Sustainable Development Goals) 7.2 yang menargetkan peningkatan secara substansial pangsa energi terbarukan dalam bauran energi global pada tahun 2030. Kasus ini menimbulkan tanya yakni bagaimana dampak kebijakan tersebut terhadap kinerja ekspor batu bara Indonesia.

Delapan negara tujuan ekspor batu bara Indonesia yang dilibatkan pada penelitian ini antara lain adalah India, Tiongkok, Jepang, Malaysia, Filipina, Korea Selatan, Thailand, dan Hongkong. Alasan pemilihan atas delapan negara tujuan ini yakni berdasarkan kontribusi mereka terhadap total ekspor batu bara Indonesia setelah mengurutkannya dimulai dari nilai kontribusi yang tertinggi di tahun 2019. Delapan negara tujuan ini berkontribusi sebesar 84,7 persen terhadap total nilai ekspor batu bara Indonesia di tahun 2019.

Tujuan Penelitian

1. Menjelaskan perkembangan ekspor batu bara Indonesia dari tahun 2013 hingga 2019 di delapan negara tujuan ekspor batu bara Indonesia.
2. Mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi nilai ekspor riil batu bara Indonesia dari tahun 2013 hingga 2019 di delapan negara tujuan ekspor batu bara Indonesia.

Penelitian Terkait

Penelitian yang berjudul *Analisis Daya Saing dan Faktor yang Memengaruhi Ekspor Batu Bara* oleh Carolina dan Aminata (2019) bertujuan untuk menganalisis daya saing dan faktor yang memengaruhi ekspor batu bara Indonesia pada delapan mitra dagang. Metode yang digunakan adalah CMSA (*Constant Market Share Analysis*) dan model gravitasi dengan data panel (*FEM analysis*). Hasil model gravitasi menunjukkan bahwa PDB per kapita negara eksportir dan importir serta jarak ekonomi signifikan memengaruhi ekspor batu

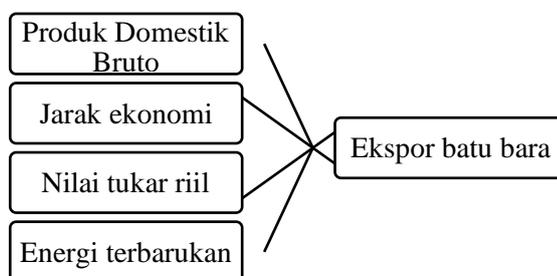
bara Indonesia, sedangkan nilai tukar dan harga ekspor tidak signifikan. Penelitian ini belum memperhatikan pengaruh dari faktor energi terbarukan terhadap ekspor batu bara.

Penelitian berjudul *Ekspor Karet Indonesia ke-15 Negara Tujuan Utama Setelah Pemberlakuan Kebijakan ACFTA* oleh Lembang dan Pratomo (2013) bertujuan untuk mengkaji faktor-faktor yang memengaruhi ekspor karet Indonesia pada 15 negara mitra dagang utama Indonesia setelah pemberlakuan kebijakan ACFTA. Penelitian ini mengaplikasikan Model Gravitasi Bergstrand (1985) dengan menggunakan 105 observasi untuk 15 negara selama tahun 2004-2010. Selanjutnya, model gravitasi tersebut diestimasi dengan menerapkan model efek acak. Hasil riset menunjukkan bahwa PDB per kapita negara mitra dagang utama Indonesia dan jarak berpengaruh signifikan terhadap ekspor karet Indonesia.

Penelitian yang berjudul *A Panel Data Analysis of Bangladesh's Trade: The Gravity Model Approach* oleh Rahman (2003) menggunakan model gravitasi untuk analisis perdagangan bilateral dan menerapkan model gravitasi umum untuk menganalisis perdagangan Bangladesh dengan mitra dagang utamanya menggunakan teknik estimasi data panel. Variabel nilai tukar, total permintaan impor negara mitra, dan keterbukaan ekonomi Bangladesh memengaruhi ekspor Bangladesh secara positif. Biaya transportasi ditemukan signifikan dalam memengaruhi perdagangan Bangladesh secara negatif. Efek spesifik negara menunjukkan bahwa Bangladesh akan lebih baik dengan berdagang lebih banyak dengan negara tetangganya.

Kerangka Pikir

Berikut kerangka pikir yang terbentuk pada penelitian ini di mana PDB per kapita negara importir, jarak ekonomi, tingkat perubahan nilai tukar riil, dan energi terbarukan berpengaruh terhadap nilai ekspor riil batu bara Indonesia.



Hipotesis Penelitian

1. PDB per kapita importir berpengaruh positif signifikan terhadap nilai ekspor riil batu bara.
2. Jarak ekonomi berpengaruh negatif signifikan terhadap nilai ekspor riil batu bara.
3. Tingkat perubahan nilai tukar riil berpengaruh positif signifikan terhadap nilai ekspor riil batu bara.
4. Energi terbarukan berpengaruh negatif signifikan terhadap nilai ekspor riil batu bara.
5. PDB per kapita importir, jarak ekonomi, tingkat perubahan nilai tukar riil, dan energi terbarukan berpengaruh signifikan secara bersama-sama terhadap nilai ekspor riil batu bara.

METODE

Model gravitasi merupakan pendekatan untuk memprediksi hubungan bilateral. Alasan penamaan model gravitasi adalah analogi dengan hukum gravitasi Newton yang ditemukan oleh Sir Isaac Newton di tahun 1687. Gaya tarik gravitasi antara dua benda sebanding dengan produk massa mereka dan berkurang dengan jarak, sedangkan perdagangan antara dua negara sebanding dengan PDB (Produk Domestik Bruto) mereka dan berkurang dengan jarak yang semakin jauh antar keduanya, dengan asumsi hal-hal lain sama (*ceteris paribus*). (Krugman et al., 2018; Telaumbanua, 2013)

Model ini pertama kali digunakan oleh Tinbergen pada tahun 1962. Model teoritis dasar untuk perdagangan antara dua negara (i dan j) berbentuk,

$$F_{ij} = G \frac{M_i M_j}{D_{ij}} \dots \dots \dots (1)$$

di mana F adalah arus perdagangan, M adalah massa ekonomi masing-masing negara, D adalah jarak dan G adalah konstanta.

Menurut model gravitasi, besarnya arus ekspor ditentukan oleh kondisi penawaran di negara asal dan kondisi permintaan di negara tujuan serta hambatan perdagangan. Kondisi penawaran pada model gravitasi diproksi dengan PDB negara eksportir, kondisi permintaan diproksi dengan PDB negara importir, dan faktor penghambat diproksi dengan jarak. (Asikin et al., 2016). Secara garis besar, negara-negara besar cenderung menghabiskan banyak uang untuk impor karena mereka memiliki pendapatan yang besar. Mereka juga

cenderung menarik sebagian besar pengeluaran negara lain karena mereka menghasilkan berbagai macam produk. Jadi, perdagangan antara dua ekonomi lebih besar, ekonomi keduanya lebih besar, dengan hal lain sama. Dengan demikian, koefisien variabel PDB diharapkan bernilai positif.

Krugman (1991) mempertimbangkan bahwa jarak dua mitra dagang menjadi determinan penting pola perdagangan secara geografis karena jarak akan meningkatkan biaya transportasi sehingga secara teori ekonomi, jarak berhubungan negatif dengan ekspor (Telaumbanua, 2013). Penggunaan jarak ekonomi dilakukan pada model ini untuk menghindari penggunaan *time-invariant variable* yakni nilai yang konstan dari jarak geografis negara eksportir dan negara tujuan ekspor tiap tahunnya. Apabila jarak antar negara relatif dekat, maka biaya transportasi dalam perdagangan dapat relatif lebih rendah sehingga ekspor akan semakin meningkat. Sebaliknya, apabila jarak antar negara relatif jauh, maka biaya transportasi yang dikeluarkan relatif lebih tinggi sehingga dapat menurunkan ekspor suatu negara. (Sari & Widyastutik, 2015)

Nilai tukar adalah harga mata uang suatu negara dalam hal mata uang negara lain. Para ekonom membedakan antara dua nilai tukar yakni nilai tukar nominal dan nilai tukar riil. Kurs nominal yaitu harga relatif mata uang domestik dan asing, sedangkan kurs riil yaitu harga relatif barang di dalam dan luar negeri. Nilai tukar riil berarti tingkat dimana suatu negara dapat menukar (*trade*) barangnya dengan barang negara lain. Jika e adalah kurs nominal, maka kurs riil sama dengan eP/P^* , di mana di mana P adalah tingkat harga domestik dan P^* adalah tingkat harga luar negeri. Mankiw (2016) menjelaskan nilai tukar dalam satuan mata uang asing per dolar. Jika nilai tukar riil tinggi (apresiasi dolar), maka barang asing relatif murah dan barang dalam negeri relatif mahal (yang menyebabkan ekspor AS turun dan impor naik), *ceteris paribus*. Jika nilai tukar riil rendah (depresiasi dolar), maka barang luar negeri relatif mahal dan barang dalam negeri relatif murah, *ceteris paribus*.

Kemudian, pembangkit listrik energi terbarukan diasumsikan berhubungan negatif dengan nilai ekspor batu bara Indonesia karena penggunaan energi terbarukan dalam pembangkit listrik berarti menggantikan bahan bakar fosil sehingga konsumsi batu bara menurun. Energi terbarukan dapat menggantikan bahan bakar fosil atas dua alasan. Pertama atas alasan faktor lingkungan dengan tujuan untuk mengurangi emisi karbon dioksida. Kedua karena biaya pembangkitan listrik dengan energi terbarukan bersaing dengan biaya pembangkitan listrik dengan bahan bakar fosil. (Kåberger, 2018)

Ruang Lingkup Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan yakni variabel ekspor batu bara (HS 2701) Indonesia ke negara tujuan, variabel produk domestik bruto riil per kapita negara tujuan, variabel jarak ekonomi dari Indonesia ke negara tujuan, variabel nilai tukar riil rupiah terhadap satuan mata uang negara tujuan, serta pembangkit listrik energi terbarukan yang dihitung dari jumlah listrik energi terbarukan yang dihasilkan di negara tujuan. Negara tujuan yang tercakup pada penelitian ini antara lain adalah India, Tiongkok, Jepang, Malaysia, Filipina, Korea Selatan, Thailand, dan Hongkong. Periode data yang digunakan dari tahun 2013 hingga 2019.

Metode Analisis

Metode analisis yang digunakan adalah analisis deskriptif dan analisis inferensia. Analisis deskriptif bertujuan untuk menggambarkan variabel ekspor batu bara Indonesia dengan menggunakan grafik. Analisis inferensia bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi nilai ekspor riil batu bara Indonesia di delapan negara tujuan dari tahun 2013 hingga 2019 dengan menggunakan model regresi panel. Baldwin menyatakan fenomena perdagangan bukanlah fenomena nominal, maka model harus diregresikan pada nilai riil data (Kristjánssdóttir, 2005). Berikut model regresi yang dibentuk pada penelitian ini.

$$\ln(N)_{it} = \alpha + \ln(P)_{it} + \beta_2 \ln(J)_{it} + \beta_3 \ln \ln(R)_{it} + \beta_4 DEV_{it} + u_{it} \dots \dots \dots (2)$$

Keterangan:

$\ln(N)_{it}$ = logaritma natural nilai ekspor riil batu bara Indonesia di negara tujuan ke-i tahun ke-t (persen)

$\ln(P)_{it}$ = logaritma natural dari variabel PDB riil per kapita negara tujuan ke-i di tahun ke-t (persen)

$\ln(J)_{it}$ = logaritma natural jarak ekonomi antara Indonesia dan negara tujuan ke-i di tahun ke-t (persen)

$\ln(R)_{it}$ = logaritma natural pembangkit listrik energi terbarukan di negara tujuan ke-i di tahun ke-t (persen)

DEV_{it} = tingkat perubahan nilai tukar riil negara tujuan ke-i di tahun ke-t (persen)

Berikut prosedur analisis regresi data panel pada penelitian ini.

1. Pengestimasi model regresi data panel dibantu dengan software Eviews. Langkah pertama adalah menentukan model antara CEM, FEM, dan REM melalui uji pemilihan model yakni uji Chow, uji Hausman, dan uji Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (Baltagi, 2005; Greene, 2012).
 - o Uji Chow untuk menguji hipotesis nol bahwa ada tidaknya efek individu. Apabila gagal tolak hipotesis nol, maka CEM yang dipilih. Apabila tolak hipotesis nol, maka FEM yang dipilih.

$H_0: \alpha_i = \alpha$

H_1 : Minimal ada satu α yang berbeda

$$F_0 = \frac{(RRSS-URSS)/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K} \dots\dots\dots (3)$$

Tolak H_0 jika $F_0 > F_{(\alpha;7,44)}$

- o Jika CEM yang dipilih, selanjutnya adalah pengujian Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (BPLM) untuk memilih model antara REM dan CEM. Dengan hipotesis, (Greene, 2012)

$H_0: \sigma_\mu^2 = 0$

$H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$

Statistik uji sebagai berikut.

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n [\sum_{t=1}^T u_{it}]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T u_{it}^2} \right] \dots\dots\dots (4)$$

Di bawah hipotesis nol, BP mengikuti distribusi *chi-square* dengan df (*degree of freedom*) sebesar satu.

- o Jika FEM yang dipilih, selanjutnya adalah pengujian Hausman untuk memilih model antara REM dan FEM. Hipotesis nol yakni tidak ada korelasi antara *regressor* dengan *individual effect*. Jika gagal tolak hipotesis nol, maka REM yang dipilih. Apabila tolak hipotesis nol, FEM yang dipilih.

$H_0: E[X] = 0$

$H_1: E[X] \neq 0$

$$W = [b - \hat{\beta}]' \hat{\psi}^{-1} [b - \hat{\beta}] \sim \chi^2_{(\alpha;K)} \dots\dots\dots (5)$$

Tolak H_0 jika $W > \chi^2_{(\alpha;4)}$

2. Apabila model yang dipilih adalah CEM atau FEM, maka langkah kedua adalah pemeriksaan struktur varians-kovarians residual dengan uji LM untuk menguji homoskedastisitas dan uji λ_{LM} untuk menguji keberadaan *cross-sectional correlation* (Greene, 2012).

- o Jika hasil uji LM menunjukkan gagal tolak hipotesis nol yang berarti struktur varians-kovarians residual bersifat homoskedastis, maka metode estimasi yang digunakan adalah OLS. Namun, jika tolak hipotesis nol yang berarti terdapat masalah heteroskedastisitas, maka metode estimasi yang digunakan adalah WLS (Gujarati & Porter, 2009).

$H_0: \sigma_i^2 = \sigma^2$

$H_1: \sigma_i^2 \neq \sigma^2$

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \left(\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right)^2 \sim \chi^2_{(\alpha;N-1)} \dots\dots\dots (6)$$

Tolak H_0 jika $LM > \chi^2_{(\alpha;7)}$

- o Jika hasil uji λ_{LM} menunjukkan tolak hipotesis nol yang berarti terdapat *cross-sectional correlation*, maka metode estimasi yang digunakan adalah SUR (*seemingly unrelated regression model*) (Gujarati & Porter, 2009). Sebaliknya, apabila gagal tolak hipotesis nol mengartikan bahwa tidak ada *cross-sectional correlation*, maka metode estimasi yang digunakan adalah WLS.

$H_0: cov(u_{it}u_{jt}) = 0, i \neq j$

$H_1: cov(u_{it}u_{jt}) \neq 0$

$$\lambda_{LM} = T \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 \sim \chi^2_{(\alpha; \frac{N(N-1)}{2})} \dots\dots\dots (7)$$

Tolak H_0 jika $\lambda_{LM} > \chi^2_{(\alpha;28)}$

3. Langkah ketiga adalah melakukan uji asumsi klasik.

- o Normalitas dengan uji Jarque Berra.

$H_0: \varepsilon|X \sim N[0, \sigma^2 I]$

$H_1: \varepsilon|X \neq N[0, \sigma^2 I]$

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \dots\dots\dots (8)$$

di mana n adalah ukuran sampel (perkalian N dan T), S mewakili koefisien kemiringan, dan K mewakili koefisien kurtosis.

Tolak H_0 jika $JB > \chi^2_{(\alpha;2)}$

- o Non-multikolinieritas dengan VIF.

Salah satu cara untuk mendeteksi keberadaan multikolinieritas adalah melalui VIF. Jika VIF suatu variabel melebihi 10, ada indikasi masalah multikolinieritas (Gujarati & Porter, 2009).

$$VIF_j = \frac{1}{(1-R_j^2)} \dots\dots\dots(9)$$

- o Non serial correlation dengan uji Durbin Watson.

$$H_0: cov(u_{it}u_{is}) = 0, s = t - 1$$

$$H_1: cov(u_{it}u_{is}) \neq 0$$

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=7} (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{t=7} \hat{u}_t^2} \dots\dots\dots(10)$$

Gagal tolak H₀ jika $dU < d < 4 - dU$

- o Jika metode estimasi yang digunakan adalah GLS atau SUR, maka uji asumsi klasik yang harus dilakukan adalah normalitas dan non-multikolinearitas dengan alasan GLS/SUR dapat mengatasi masalah autokorelasi dan heteroskedastisitas (Baltagi, 2005; Gujarati & Porter, 2009).

4. Langkah keempat adalah mengevaluasi model melalui uji F, uji t, dan *adjusted R-squared*.

- o Uji F untuk menguji signifikansi parameter secara bersama-sama.

$$H_0: \beta_1 = \dots = \beta_3 = 0$$

$$H_1: \text{Minimal satu } \beta_k \neq 0$$

$$F = \frac{SSR/(N+K-1)}{SSE/(NT-N-K)} = \frac{MSR}{MSE} \dots\dots\dots(11)$$

Tolak H₀ jika $F > F_{(\alpha;11;44)}$

Apabila tolak hipotesis nol berarti pada tingkat signifikansi α , variabel independen signifikan memengaruhi variabel dependen secara bersama-sama. Keterangan: (Gujarati & Porter, 2009)

- o SSR (*sum square of regression*) = variasi nilai estimasi terhadap nilai rata-rata.
- o SSE (*sum square of error*) = jumlah kuadrat selisih antara nilai sebenarnya dan nilai estimasi.
- o MSR = *mean square regression*
- o MSE = *mean square error*
- o Uji t untuk menguji signifikansi parameter secara parsial. Berikut uji satu arah (kanan) untuk parameter pada variabel PDB riil per kapita importir dan variabel nilai tukar riil. Kemudian, berikut merupakan uji satu arah (kiri) untuk parameter pada variabel jarak ekonomi dan energi terbarukan.

$$H_0: \beta_k = 0, k = 1,4$$

$$H_1: \beta_k > 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_k}{se(\hat{\beta}_k)}$$

Tolak H₀ jika $t > t_{(\alpha;44)}$

$$H_0: \beta_k = 0, k = 2,3$$

$$H_1: \beta_k < 0$$

$$t = \frac{\hat{\beta}_k}{se(\hat{\beta}_k)}$$

Tolak H₀ jika $t < -t_{(\alpha;44)}$

Apabila tolak hipotesis nol berarti pada tingkat signifikansi α , variabel independen ke-k signifikan memengaruhi variabel dependen secara parsial, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

- o Koefisien determinasi

$$\underline{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{NT-1}{NT-N-K} \dots\dots\dots(13)$$

Secara verbal, *adjusted R²* mengukur proporsi atau persentase dari total variasi Y yang dijelaskan oleh model regresi (Gujarati & Porter, 2009).

5. Langkah kelima adalah melakukan interpretasi model yang telah diestimasi.

Data dan Sumber Data

Tabel 1. Sumber data dan definisi operasional variabel

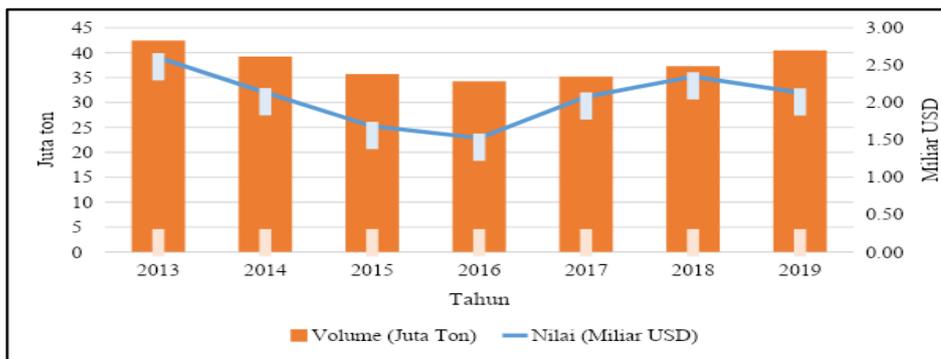
Variabel (1)	Definisi Operasional (2)	Sumber Data (3)
Nilai ekspor riil batu bara PDB riil per kapita	= Nilai ekspor batu bara : indeks harga ekspor = PDB riil : jumlah penduduk (importir)	UNComtrade; UNCTAD World Bank
Jarak ekonomi	$JE_{ij} = \frac{JG_{ij} \times PDB_j}{\sum_{j=1}^8 PDB_j}$	CEPII; World Bank
Nilai tukar riil	= Nilai tukar nominal * (IHK _j /IHK _i)	IFS
Deviasi nilai tukar riil	= ln(nilai tukar riil ke t) – ln(nilai tukar riil ke t-1)	-
Energi terbarukan	Pembangkit listrik energi terbarukan (TWh)	bp Statistical Review of World Energy June 2020

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Deskriptif

Gambar 4 menunjukkan rata-rata nilai dan volume ekspor batu bara Indonesia ke delapan negara tujuan yakni India, Tiongkok, Jepang, Malaysia, Filipina, Korea Selatan, Thailand, dan Hongkong dari tahun 2013 hingga 2019. Perkembangan rata-rata ekspor batu bara Indonesia berfluktuasi di mana penurunannya terjadi di tahun 2013 hingga 2016, yaitu dari 42,4 juta ton dengan nilai sebesar 2,5 miliar USD turun menjadi 34,3 juta ton dengan nilai sebesar 1,4 miliar USD. Kemudian, rata-rata ekspor batu bara Indonesia mulai naik di tahun 2017 menjadi 35,15 juta ton dengan nilai sebesar 1,95 miliar USD. Kendati demikian, rata-rata nilai ekspornya turun kembali di tahun 2019 dibandingkan setahun sebelumnya, yaitu dari 2,2 miliar USD turun menjadi 2,01 miliar USD dengan rata-rata volume ekspornya yang meningkat dari 37,25 juta ton menjadi 40,5 juta ton.

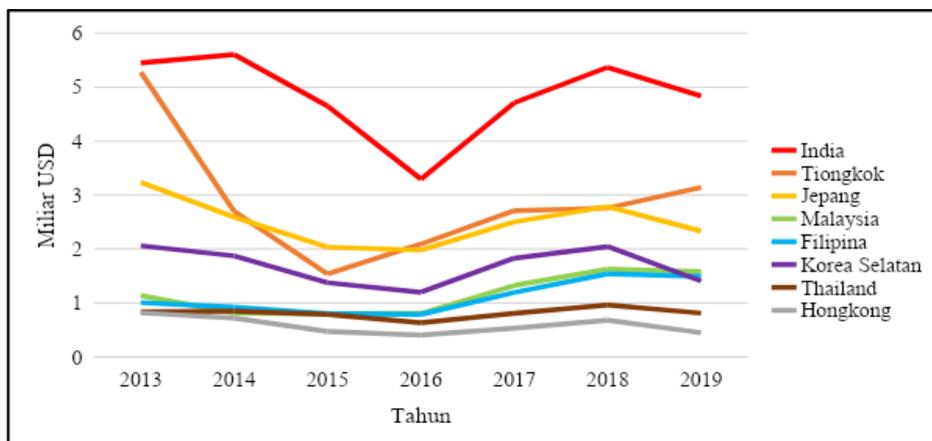
Gambar 5 menunjukkan perkembangan nilai ekspor batu bara Indonesia ke delapan negara tujuan dari tahun 2013 hingga 2017 dalam satuan miliar USD. Secara umum, perkembangan nilai ekspor batu bara Indonesia ke delapan negara importir berfluktuasi selama periode tersebut. Nilai ekspor batu bara Indonesia menurun dari tahun 2013 hingga 2016, kemudian ia naik di tahun 2017 dan turun kembali di tahun 2019 pada sebagian besar negara tujuan.



Sumber: UN Comtrade, diolah.

Gambar 4. Rata-rata ekspor batu bara Indonesia di delapan negara tujuan, 2013-2019

Sebagian besar pertumbuhan nilai ekspor batu bara Indonesia yang paling tinggi terjadi di tahun 2017 selama kurun waktu tujuh tahun tersebut kecuali Tiongkok. Pertumbuhan nilai ekspor batu bara Indonesia ke Tiongkok yang tertinggi terjadi di tahun 2016 yakni sebesar 36 persen, dari 1,5 miliar USD menjadi 2,1 miliar USD (y-on-y), sedangkan pertumbuhannya di tahun 2017 sebesar 30 persen (y-on-y). Angka pertumbuhan nilai ekspor batu bara Indonesia ke tujuh negara tujuan lainnya di tahun 2017 adalah India sebesar 43 persen, Jepang sebesar 26 persen, Korea Selatan sebesar 53 persen, Malaysia sebesar 64 persen, Filipina sebesar 52 persen, Thailand sebesar 27 persen, dan Hongkong sebesar 32 persen (y-on-y).



Sumber: UN Comtrade.

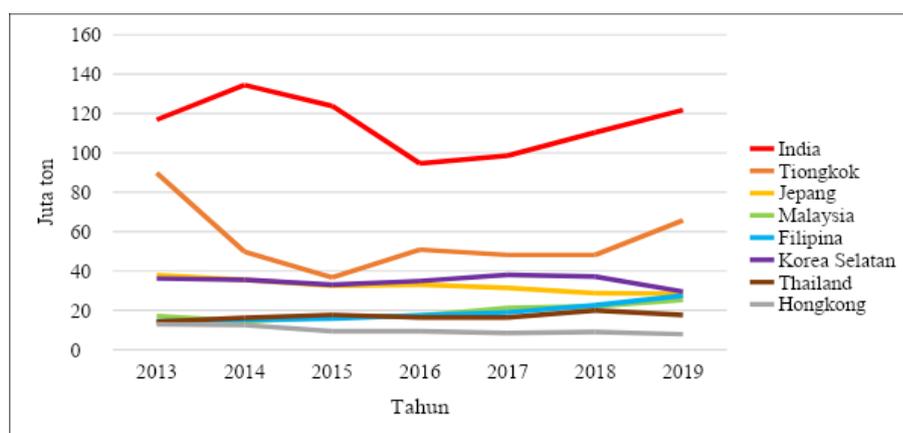
Gambar 5. Nilai ekspor batu bara Indonesia ke delapan negara tujuan, 2013-2019

Data menunjukkan bahwa nilai ekspor batu bara Indonesia ke Tiongkok (1,5 miliar USD) sempat lebih rendah dibandingkan ke Jepang (2,03 miliar USD) di tahun 2015. Selain itu, nilai ekspor batu bara Indonesia

ke Tiongkok tidak mengalami penurunan di tahun 2019, sedangkan nilai ekspor batu bara Indonesia ke tujuh negara tujuan lainnya menurun. Dengan kata lain, nilai ekspor batu bara Indonesia ke Tiongkok di tahun tersebut menjadi satu-satunya yang mengalami pertumbuhan yakni sebesar 14 persen (y-on-y).

Perkembangan nilai ekspor batu bara Indonesia ke Malaysia dan Filipina hampir sama selama tujuh tahun tersebut. Selain itu, pola perkembangan nilai ekspor batu bara Indonesia ke Thailand dan Hongkong hampir serupa. Hanya saja nilai ekspor batu bara Indonesia ke Thailand sedikit lebih tinggi dibandingkan nilainya ke Hongkong selama periode tersebut.

Gambar 6 menerangkan perkembangan volume ekspor batu bara Indonesia ke delapan negara tujuan dari tahun 2013 hingga 2019 dalam satuan juta ton. India dan Tiongkok sebagai dua negara importir terbesar batu bara di Indonesia. Perkembangan volume ekspor batu bara Indonesia ke India cenderung berfluktuasi. Ia menurun pada tahun 2015 hingga 2016 yang kemudian meningkat dari tahun 2017 sampai 2019 dengan rata-rata volume ekspornya sebesar 114,3 juta ton per tahun selama periode tersebut. Kemudian, rata-rata volume ekspor batu bara Indonesia ke Tiongkok sebesar 55,6 juta ton per tahun selama periode tersebut. Perkembangan volume ekspor batu bara Indonesia ke Tiongkok cenderung menurun.



Sumber: UN Comtrade.

Gambar 6. Volume ekspor batu bara Indonesia ke delapan importir, 2013-2019

Selanjutnya, ekspor batu bara Indonesia ke Korea Selatan dan Jepang hampir mirip secara jumlah volume ekspor pada dua negara ini dengan rata-rata volume ekspornya per tahun secara berturut-turut sebesar 34,9 juta ton dan 32,5 juta ton selama periode tersebut. Volume ekspor batu bara Indonesia ke Korea Selatan sedikit lebih tinggi daripada ke Jepang dari tahun 2017 ke 2019. Tidak seperti Jepang dan Korea Selatan, perkembangan volume ekspor batu bara Indonesia ke Malaysia, Filipina, dan Thailand cenderung meningkat selama periode tersebut dengan rata-rata ekspornya per tahun secara berturut-turut sebesar 19,1 juta ton, 18,8 juta ton, dan 16,9 juta ton. Volume ekspor batu bara Indonesia ke Filipina merupakan satu-satunya yang mengalami peningkatan tiap tahunnya selama periode tersebut. Dari delapan negara importir ini, Hongkong merupakan negara importir dengan volume ekspor batu bara Indonesia terendah di mana rata-rata ekspornya per tahun sebesar 9,9 juta ton selama periode tersebut. Perkembangan volume ekspor batu bara Indonesia ke Hongkong menurun.

Analisis Inferensia

Tahap pertama adalah memilih model antara CEM, FEM, dan REM melalui uji pemilihan model. Uji Chow dilakukan terlebih dahulu untuk memilih model antara CEM dan FEM. Nilai statistik hitung F_0 sebesar 27,6345 dengan nilai tabel $F_{(0,05;7,44)}$ adalah 2,23. Nilai statistik hitung F_0 lebih tinggi daripada nilai tabel $F_{(0,05;7,44)}$ yakni $27,63 > 2,23$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa adanya efek individu maka FEM yang dipilih.

Selanjutnya, pelaksanaan uji Hausman untuk memilih model antara FEM dan REM. Nilai statistik hitung W sebesar 19,4992 dengan nilai peluangnya sebesar 0,0006. Nilai tabel $\chi^2_{(0,05;4)}$ adalah 9,4877. Nilai statistik hitung W lebih tinggi daripada nilai tabel $\chi^2_{(0,05;4)}$ yakni $19,5 > 9,5$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa terdapat korelasi antara efek individu dan *regressornya* maka FEM lebih baik daripada REM.

Berdasarkan kedua uji tersebut, uji Chow dan uji Hausman, FEM dipilih sebagai model terbaik pada penelitian ini. Selanjutnya, tahap kedua adalah memeriksa struktur varians-kovarians residual dengan uji LM dan uji λ_{LM} . Uji LM dilakukan untuk menguji homoskedastisitas. Statistik hitung LM menghasilkan nilai

sebesar 26,0868 di mana nilai tabel $\chi^2_{(0,05;7)}$ adalah 14,0671. Nilai statistik hitung LM lebih tinggi daripada nilai tabel $\chi^2_{(0,05;7)}$ yakni $26,09 > 14,07$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa struktur varians-kovarians bersifat heteroskedastis, error memiliki varians yang berbeda.

Selanjutnya, uji λ_{LM} untuk menguji keberadaan *cross-section correlation*. Statistik hitung λ_{LM} menghasilkan nilai sebesar 37,1177 dengan nilai peluangnya sebesar 0,1163. Nilai tabel $\chi^2_{(0,05;28)}$ adalah 41,3371. Nilai statistik hitung λ_{LM} lebih tinggi daripada nilai tabel $\chi^2_{(0,05;28)}$ yakni $37,1 > 41,3$. Oleh karena itu, keputusannya adalah gagal tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa tidak adanya *cross-sectional correlation*, antar error tidak berkorelasi. Berdasarkan kedua uji tersebut, uji LM dan uji λ_{LM} , yang menunjukkan adanya heteroskedastisitas dan tidak ada *cross-sectional correlation*, maka metode estimasi yang tepat adalah WLS.

Setelah mengestimasi model dengan metode WLS di Eviews, tahap ketiga adalah memeriksa terpenuhinya asumsi klasik antara lain adalah normalitas dan multikolinieritas. Uji normalitas menggunakan uji Jarque-Bera. Statistik hitung JB menghasilkan nilai sebesar 3,61231 dengan nilai peluangnya sebesar 0,1643. Nilai tabel $\chi^2_{(0,05;2)}$ adalah 5,9915. Nilai statistik hitung JB lebih rendah daripada nilai tabel $\chi^2_{(0,05;2)}$ yakni $3,6 < 5,9$. Oleh karena itu, keputusannya adalah gagal tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa asumsi normalitas terpenuhi, error berdistribusi normal.

Selanjutnya, pemeriksaan untuk non-multikolinieritas menggunakan VIF. Nilai VIF di bawah 10 menandakan bahwa multikolinieritas tidak terdeteksi. Hasil menunjukkan bahwa nilai VIF yang diperoleh berada di bawah 10 (lihat Tabel 2). Ini berarti tidak ada indikasi masalah multikolinieritas pada model penelitian ini.

Tabel 2. Variance Inflation Factor (VIF)

Variabel	I.NP	I.NJ	I.NR	DEV
VIF	3.3082	1.2182	3.1853	1.1667

Statistik hitung F menghasilkan nilai sebesar 196,1847. Nilai tabel $F_{(0,05;11,44)}$ adalah 2,01. Nilai statistik hitung F lebih tinggi daripada nilai tabel $F_{(0,05;11,44)}$ yakni $196,18 > 2,01$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa keempat variabel independen tersebut yaitu variabel PDB riil per kapita importir, jarak ekonomi, energi terbarukan, dan tingkat perubahan nilai tukar riil signifikan memengaruhi nilai ekspor riil batu bara secara bersama-sama.

Statistik hitung t untuk variabel PDB riil per kapita menghasilkan nilai sebesar 5,0150. Nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ adalah 1,6802. Nilai statistik hitung t lebih tinggi daripada nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ yakni $5,02 > 1,68$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa PDB riil per kapita importir signifikan secara parsial berpengaruh positif terhadap nilai ekspor riil batu bara, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

Kemudian, statistik hitung t untuk variabel jarak ekonomi menghasilkan nilai sebesar -3,7726. Nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ adalah 1,6802. Nilai statistik hitung t lebih rendah daripada nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ yakni $-3,77 < -1,68$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa jarak ekonomi signifikan secara parsial berpengaruh negatif terhadap nilai ekspor riil batu bara, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

Lalu, statistik hitung t untuk variabel energi terbarukan menghasilkan nilai sebesar -3,3501. Nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ adalah 1,6802. Nilai statistik hitung t lebih rendah daripada nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ yakni $-3,35 < -1,68$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa energi terbarukan signifikan secara parsial berpengaruh negatif terhadap nilai ekspor riil batu bara, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

Terakhir, statistik hitung t untuk variabel tingkat perubahan nilai tukar riil menghasilkan nilai sebesar 4,4059. Nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ adalah 1,6802. Nilai statistik hitung t lebih tinggi daripada nilai tabel $t_{(0,05;44)}$ yakni $4,41 > 1,68$. Oleh karena itu, keputusannya adalah tolak hipotesis nol. Ini berarti pada tingkat signifikansi lima persen, terdapat cukup bukti bahwa tingkat perubahan nilai tukar riil signifikan secara parsial berpengaruh positif terhadap nilai ekspor riil batu bara, dengan asumsi variabel lainnya konstan.

Adjusted R-squared menghasilkan nilai sebesar 0,9750. Ini berarti variasi variabel nilai ekspor riil batu bara Indonesia yang dapat dijelaskan oleh variabel PDB riil per kapita importir, jarak ekonomi, energi

terbarukan, dan tingkat perubahan nilai tukar riil adalah 97,5 persen, sisanya oleh faktor lain yang tidak tercakup dalam model.

Hasil estimasi model diperoleh sebagai berikut, *signifikan $\alpha = 5\%$

$$\ln(\widehat{N})_{it} = (7,69 + \widehat{\mu}_i) + 1,75 \ln(P)_{it}^* - 1,3 \ln(J)_{it}^* - 0,24 \ln(R)_{it}^* + 1,26 DEV_{it}^*$$

s.e. (2,905881) (0,348706) (0,34394) (0,072913) (0,284954)

Koefisien kemiringan untuk variabel PDB riil per kapita sebesar 1,748777. Ini artinya jika PDB riil per kapita importir naik sebesar satu persen, maka rata-rata nilai ekspor riil batu bara Indonesia ke importir akan bertambah sebesar 1,75 persen, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Meningkatnya pendapatan per kapita negara importir memengaruhi peningkatan nilai ekspor riil batu bara Indonesia karena pertumbuhan ekonomi akan meningkatkan permintaan listrik dan produksi industri sehingga mendorong permintaan batu bara (International Energy Agency, 2020). Selain itu, Li dan Li (2011) menemukan adanya kausalitas searah dari PDB ke konsumsi batu bara ada di Tiongkok. Kausalitas searah dari PDB ke konsumsi batu bara di Tiongkok menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan telah menghasilkan peningkatan terus menerus dalam konsumsi batu bara yang secara fundamental didorong oleh PDB.

Koefisien kemiringan untuk variabel jarak ekonomi sebesar -1,297531. Ini artinya jika jarak ekonomi bertambah sebesar satu persen, maka rata-rata nilai ekspor riil batu bara Indonesia ke importir akan berkurang sebesar 1,3 persen, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Jarak ekonomi sebagai pendekatan untuk biaya transportasi dari Indonesia ke importir. Semakin besar jarak ekonomi antar kedua negara, semakin besar biaya transportasinya. Biaya transportasi yang tinggi cenderung mengurangi nilai ekspor batu bara Indonesia. Penelitian terdahulu telah menyatakan bahwa jarak ekonomi berpengaruh negatif terhadap ekspor seperti jarak Tiongkok dengan negara mitra dagangnya signifikan berpengaruh negatif terhadap ekspornya (Gu, 2008).

Koefisien kemiringan untuk variabel tingkat perubahan nilai tukar riil rupiah terhadap satuan mata uang asing negara importir sebesar 1,255478. Ini artinya jika deviasi nilai tukar riil naik sebesar satu persen, maka rata-rata nilai ekspor riil batu bara Indonesia ke importir akan bertambah sebesar 1,26 persen, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Mankiw (2016) menjelaskan bahwa apabila nilai tukar mata uang domestik terdepresiasi terhadap mata uang asing, ini akan memberikan kecenderungan nilai ekspor yang meningkat karena harga barang domestik dinilai relatif murah dibandingkan harga barang asing. Hasil ini didukung dengan penelitian terdahulu. Sugema (2005) meneliti determinan neraca perdagangan yang membawa hasil bahwa depresiasi nilai tukar riil signifikan berpengaruh positif terhadap nilai ekspor riil non-minyak Indonesia. Penelitian Rahman (2003) menghasilkan koefisien positif dari nilai tukar yang menyiratkan bahwa ekspor Bangladesh bergantung pada devaluasi mata uangnya.

Koefisien kemiringan untuk variabel energi terbarukan sebesar -0,244266. Ini artinya jika pembangkit listrik dengan energi terbarukan tumbuh sebesar satu persen, maka rata-rata nilai ekspor riil batu bara Indonesia ke importir akan turun sebesar 0,24 persen, dengan asumsi variabel lainnya konstan. Ini menunjukkan hubungan negatif antara variabel energi terbarukan dan variabel nilai ekspor riil batu bara Indonesia. Kaberger (2018) menerangkan bahwa listrik terbarukan yang menggantikan sumber listrik yang tidak terbarukan terjadi karena penurunan biaya listrik terbarukan telah membuat listrik kompetitif dengan bahan bakar per unit energi.

KESIMPULAN

1. Ekspor batu bara Indonesia berfluktuatif selama periode 2013 hingga 2019, di mana ekspornya cenderung menurun di Jepang, Korea Selatan, serta Hongkong dan meningkat di Malaysia, Filipina, serta Thailand.
2. PDB riil per kapita negara importir, jarak ekonomi, pembangkit listrik energi terbarukan, serta tingkat perubahan nilai tukar riil signifikan memengaruhi nilai ekspor riil batu bara Indonesia secara bersama-sama, di mana PDB riil per kapita importir dan nilai tukar riil berpengaruh positif sedangkan jarak ekonomi dan energi terbarukan berpengaruh negatif.

DAFTAR PUSTAKA

- Arinaldo, D., & Adiatma, J. C. (2019). *Dinamika batu bara Indonesia: Menuju transisi yang adil* (F. Tumiwa, Ed.; 1st ed.). Jakarta, Indonesia: Institute for Essential Services Reform. <http://iesr.or.id/wp-content/uploads/2019/04/SPM-bahasa-lowres.pdf>
- Asikin, Z., Daryanto, A., & Anggraeni, L. (2016). Pengaruh infrastruktur dan kelembagaan terhadap kinerja ekspor agregat dan sektoral Indonesia. *Jurnal Manajemen Dan Agribisnis*, 13(2), 145–156. <https://doi.org/10.17358/jma.13.2.145>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3rd ed.). Chichester, England: John Wiley & Sons, Ltd.

- Bhattacharya, M., Lean, H. H., & Bhattacharya, S. (2014). Economic growth, coal demand, carbon dioxide emissions: Empirical findings from India with policy implications. In *Social Science Association*. <http://planningcommission.nic.in/>
- Cleary, M. (2012). *International trade*. Delhi, India: Learning Press. <http://e-resources.perpusnas.go.id:2150/ehost/detail/detail?vid=4&sid=f6935b70-c29b-4998-b060-c86912343458%40sessionmgr101&bdata=JnNpdGU9ZWVhc3QtbGl2ZQ%3d%3d#AN=447184&db=nlebk>
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). Harlow, England: Prentice Hall.
- Gu, J. (2008). *A Gravity Analysis of China's Export Growth*. www.lib.sfu.ca
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- International Energy Agency. (2020). *Coal 2020: Analysis and forecast to 2025*. https://iea.blob.core.windows.net/assets/00abf3d2-4599-4353-977c-8f80e9085420/Coal_2020.pdf
- International Renewable Energy Agency. (2020). *Renewable Power Generation Costs in 2019*. www.irena.org
- Kåberger, T. (2018). Progress of renewable electricity replacing fossil fuels. *Global Energy Interconnection*, 1(1), 48–52. <https://doi.org/10.14171/j.2096-5117.gei.2018.01.006>
- Karlinda, F. (2012). *Analisis daya saing dan faktor-faktor yang memengaruhi permintaan ekspor mutiara Indonesia*. <https://docplayer.info/66744301-Analisis-daya-saing-dan-faktor-faktor-yang-memengaruhi-permintaan-ekspor-mutiara-indonesia-oleh-fitri-karlinda-h.html>
- Kristjánisdóttir, H. (2005). *A gravity model for exports from Iceland*. <http://www.econ.ku.dk/CAM/>
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018). *International economics, theory and policy, global edition* (11th ed.). Harlow, United Kingdom: Pearson Education.
- Mankiw, G. N. (2016). *Macroeconomics* (9th ed.). New York, NY: Worth Publishers.
- Pratama, D., Suharyono, & Yulianto, E. (2016). Analisis nilai tukar rupiah, produksi batu bara, permintaan batu bara dalam negeri dan harga batu bara acuan terhadap volume ekspor batu bara Indonesia. *Jurnal Administrasi Bisnis*, 33(2), 145–153. administrasibisnis.studentjournal.ub.ac.id
- Risma, O. R., Zulham, T., & Dawood, T. C. (2018). Pengaruh suku bunga, produk domestik bruto dan nilai tukar terhadap ekspor di Indonesia. *Jurnal Perspektif Ekonomi Darussalam*, 4(2), 300–317. <http://www.jurnal.unsyiah.ac.id/JPED/article/view/13027>
- Sari, K. R., & Widyastutik. (2015). Faktor yang mempengaruhi dan estimasi tarif ekuivalen NTB ekspor kayu lapis Indonesia. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 9(1), 95–108. <http://jurnal.kemendag.go.id/index.php/bilp/article/view/18>
- Setiawan, A., Wibowo, A., & Rosyid, F. (2020). Analisis pengaruh ekspor dan konsumsi batu bara terhadap pertumbuhan ekonomi Indonesia. *Jurnal Teknologi Mineral Dan Batu bara*, 16(2), 109–124. <https://doi.org/10.30556/jtmb.Vol16.No2.2020.1081>
- Telaumbanua, E. (2013). Analisis determinan ekspor provinsi Sumatera Utara: Pendekatan gravity model. *QE Journal*, 2(2), 35–52. <https://jurnal.unimed.ac.id/2012/index.php/qe/article/view/17431>
- Wahyudi, S. T., & Anggita, R. S. (2015). The gravity model of Indonesian bilateral trade. *International Journal of Social and Local Economic Governance*, 1(2), 153–156. <https://ijleg.ub.ac.id/index.php/ijleg/article/view/22>