

Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi ekspor udang Indonesia ke pasar Amerika Serikat tahun 1989 – 2018

Inzahra Alfadilatul Layna, Awan Setya Dewanta*

Jurusan Ilmu Ekonomi, Fakultas Bisnis dan Ekonomika, Universitas Islam Indonesia, Yogyakarta, Indonesia

*Corresponding author: adewanta@uui.ac.id

JEL Classification Code:

F1, F14, L66

Kata kunci:

Ekspor udang; nilai tukar; harga; ARDL.

Email penulis:

16313087@alumni.uui.ac.id

DOI:

10.20885/JKEK.vol1.iss1.art6

Abstract

Purpose – This study aims to analyze the factors that influence Indonesian shrimp exports to the United States.

Methods – This study is an empirical study using time series data for the period 1989-2018. This study uses integration testing with Bond Test and Autoregressive Distributed Lag (ARDL) models.

Findings – The results of this study are the Gross Domestic Product (GDP USA) variable, the rupiah exchange rate against the dollar, the domestic shrimp price (Indonesia), the price of competing country shrimp (India), and the international shrimp price together have a significant influence on the volume of Indonesian shrimp exports to the United States.

Implication – The implication of the results of this study is that the government and related agencies must be able to maintain and improve trade relations with export destination countries. Increase or expand the market share of shrimp to other countries in order to gain added value and create new superior products.

Originality – This study contributes to the analysis of the factors that affect Indonesian shrimp exports to the United States using the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach.

Abstrak

Tujuan – Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat.

Metode – Penelitian ini merupakan penelitian empiris menggunakan data time series untuk periode 1989-2018. Penelitian ini menggunakan pengujian kointegrasi dengan *Bond Test* dan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) model.

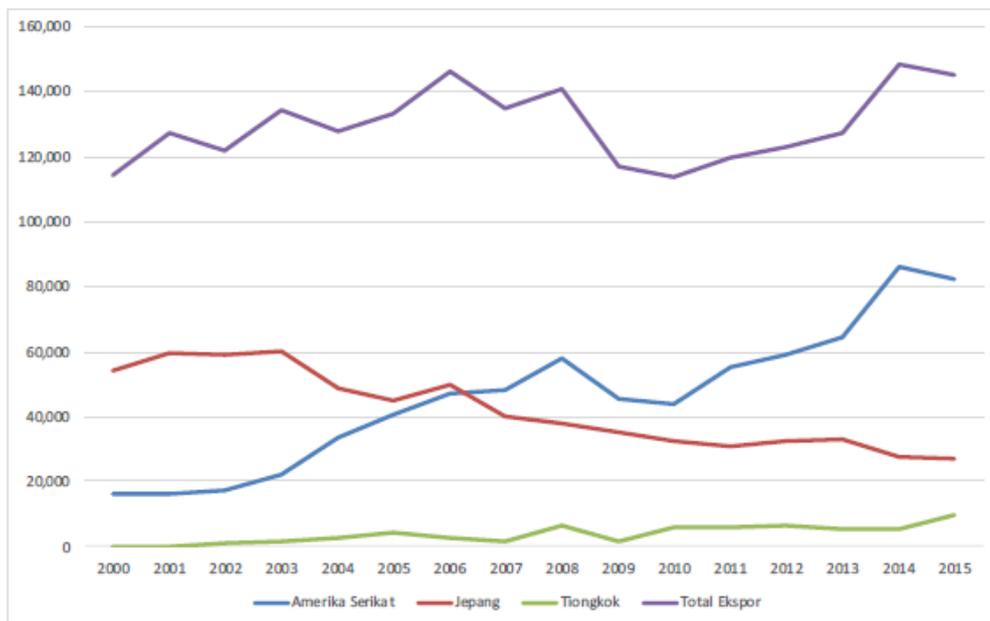
Temuan – Hasil penelitian ini adalah variabel *Gross Domestic Bruto* (GDP USA), kurs rupiah terhadap dolar, harga udang domestik (Indonesia), harga udang Negara Pesaing (India), dan harga udang Internasional secara bersama-sama memiliki pengaruh yang signifikan terhadap Volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat.

Implikasi – Implikasinya dari hasil penelitian ini adalah pemerintah dan instansi terkait harus bisa mempertahankan dan meningkatkan hubungan perdagangan dengan negara tujuan ekspor. Meningkatkan atau memperluas pangsa pasar udang ke Negara-negara lain agar dapat memperoleh nilai tambah dan menciptakan produk unggulan baru.

Orisinalitas – Penelitian ini berkontribusi terhadap analisis faktor-faktor yang mempengaruhi ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat dengan menggunakan pendekatan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL).

Pendahuluan

Udang merupakan salah satu komoditas unggulan ekspor non migas dari sektor kelautan dan perikanan yang sangat berpengaruh pada devisa Negara Indonesia. Selama tahun 2000-2015, volume ekspor udang Indonesia mempunyai tren meningkat sampai tahun 2008, dan kemudian menurun sampai tahun 2010. Setelah tahun 2010, terjadi peningkatan volume ekspor yang lebih tinggi dibandingkan periode sebelumnya. Peningkatan tersebut merupakan peningkatan volume ekspor udang ke negara Amerika Serikat, yang menempatkan sebagai pasar utama udang Indonesia. Pasar udang Amerika Serikat tersebut menggantikan pasar udang Jepang yang ditunjukkan pada gambar 1.

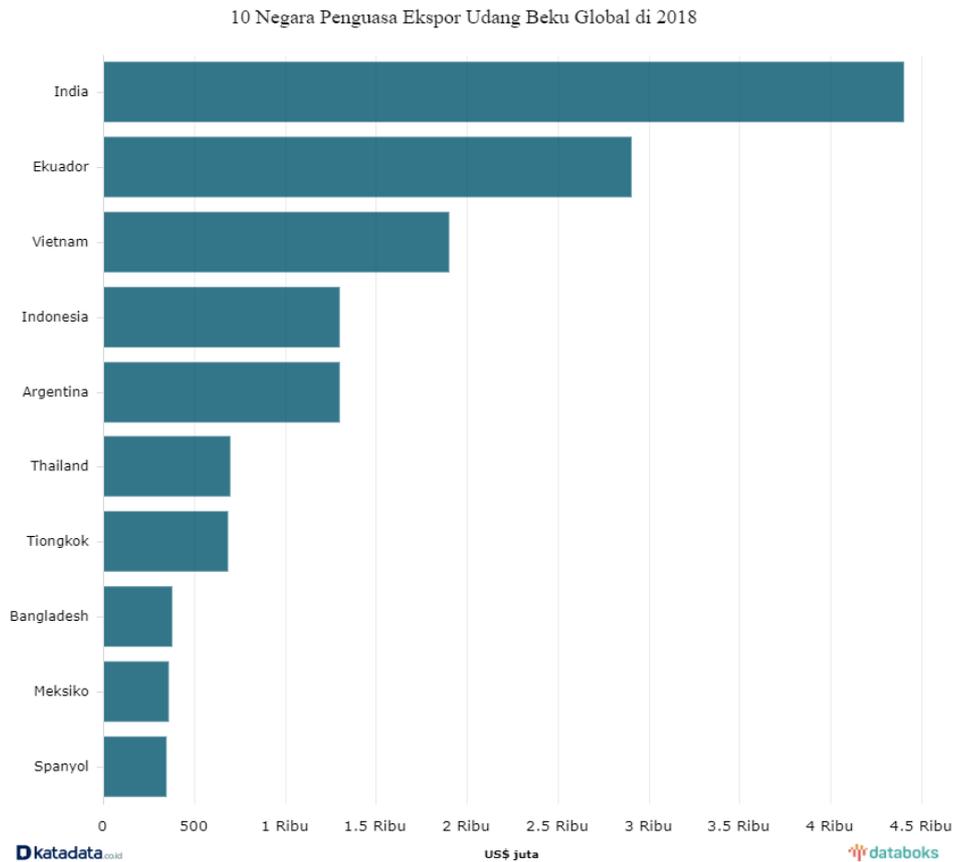


Sumber: BPS dan Kementerian Kelautan dan Perikanan.

Gambar 1. Perkembangan Volume Ekspor Udang ke Amerika Serikat, Jepang, dan Tiongkok, 2000-2015

Kondisi pasar udang global, volume ekspor udang beku Indonesia menempati peringkat ke 4 setelah India, Ekuador dan Vietnam. Menurut Worldtopexports.com nilai ekspor udang beku Indonesia tahun 2017 mencapai US\$ 1,3 miliar atau Rp 17,55 triliun. Ekspor udang beku Indonesia, yang memiliki pangsa pasar dunia 7,8%, antara lain ke Amerika Serikat, Jepang, dan negara-negara Uni Eropa. India, yang pangsa pasar udang beku India mencapai 25,4%, merupakan eksportir terbesar udang beku mencatat nilai ekspor US\$ 4,4 miliar atau Rp 59,4 triliun pada 2018. Ekuador merupakan eksportir udang beku yang tumbuh paling pesat sejak 2014. Tahun 2017, nilai ekspor udang beku asal negara Ekuador mencapai US\$ 2,9 miliar atau Rp 39,15 triliun dengan pangsa pasar 17%. Berdasarkan data Nations Marine Fisheries Service (NMFS, 2018), pangsa pasar Udang Indonesia di pasar Amerika Serikat berada pada ranking kedua setelah India. Jenis produk udang Indonesia yang dipasarkan di Amerika Serikat terdiri dari udang beku, udang segar dan udang olahan.

Permintaan udang memiliki elastisitas pendapatan sangat signifikan dan sangat bervariasi antar negara, sedangkan elastisitas harga paling sering tidak signifikan, dengan menggunakan data dari 15 negara OECD untuk periode 1951-66 (Houthakker dan Magee, 1969). Demikian pula, Bairam (1988), yang estimasi permintaan ekspor untuk 19 negara OECD, menemukan bahwa elastisitas pendapatan sangat signifikan, sedangkan elastisitas harga menunjukkan tidak signifikan. Selain permintaan dipengaruhi oleh harga dan pendapatan, permintaan juga dipengaruhi oleh daya saing non-harga, yang antara seperti perbedaan kualitas, merchandising, kualitas jaringan distribusi (McCombie dan Thirlwall, 1994).



Gambar 2. Penguasa Ekspor Udang Beku Global 2018

Araújo dan Lima (2007) mengatakan bahwa faktor penentu pertumbuhan ekspor adalah rata-rata tertimbang dari elastisitas sektor tertentu. Perubahan struktural, dengan mengubah bobot sektoral, dapat mengubah tingkat pertumbuhan ekspor suatu negara, meskipun elastisitas, harga relatif, dan pertumbuhan pendapatan dunia tetap tidak berubah. Dengan fungsi permintaan ekspor sektoral untuk berbagai kelompok industri, Gouvêa dan Lima (2013) menemukan bahwa manufaktur memiliki elastisitas pendapatan permintaan tertinggi, diikuti oleh manufaktur padat karya dan minyak bumi. Produk primer memiliki elastisitas pendapatan terendah, sedangkan nilai tukar riil, yang digunakan untuk mengukur harga relatif, adalah tidak signifikan pada sebagian besar regresi. Hasil penelitian Romero dan McCombie (2016) menunjukkan bahwa elastisitas pendapatan dari impor dan ekspor lebih tinggi untuk manufaktur berteknologi menengah dan tinggi, yang menunjukkan pentingnya peralihan dari produksi barang sederhana ke produksi barang dengan kandungan teknologi tinggi.

Feenstra dan Romalis (2014) menyatakan bahwa nilai satuan barang yang diperdagangkan secara internasional sangat dipengaruhi oleh kualitas. Bottega and Romero (2019) mengungkapkan teknologi, yang diukur dengan rasio stok paten dalam negeri dan luar negeri, adalah penentu ekspor. Daya saing teknologi dan pendapatan negara mitra memberikan pengaruh yang lebih besar kepada komoditas ekspor teknologi tinggi dibandingkan dengan komoditas ekspor teknologi rendah, sehingga daya harga daya saing menjadi lebih relevan untuk komoditas ekspor teknologi rendah, dan daya saing teknologi memberikan dampak yang sama pada ekspor semua kelompok negara, kecuali elastisitas pendapatan negara-negara Amerika Latin lebih tinggi. Pendapat Bottega and Romero (2019) tersebut berbeda dengan pendapat sebelumnya pada kasus ekspor produk listrik dan elektronik Korea Selatan yang mengalami peningkatan pangsa pasar ekspor. Elastisitas pendapatan dari permintaan ekspor Korea Selatan telah menurun tajam sementara itu elastisitas harga meningkat secara dramatis. Fenomena tersebut dijelaskan sebagai peningkatan kemampuan teknologi Korea Selatan (Cheng, 2004).

Dalam konteks komoditas udang, Rahmaddi dan Ichihashi (2011) membuktikan bahwa elastisitas harga dan pendapatan memainkan peran penting dalam menentukan permintaan dan penawaran untuk ekspor udang Indonesia. Baik elastisitas harga permintaan maupun penawaran bersifat elastis, sedangkan elastisitas harga permintaan bernilai negatif, dan elastisitas pendapatan bernilai positif. Untuk kasus udang India, dengan model CMS (*Constant Market Share*), Fathima, Biradar, and Salim (2006) menunjukkan bahwa udang India sangat kompetitif di semua pasar, terutama di pasar Jepang dengan nilai maksimal 747,24 persen, diikuti oleh Italia (266,13 persen), Amerika Serikat (203,31 persen) dan Hong Kong (194,14 persen), meskipun terjadi penurunan daya saing udang India dalam beberapa tahun terakhir. Dengan menggunakan Analisis Rantai Markov, Uni Eropa memiliki probabilitas retensi yang lebih tinggi (0,87) dibandingkan dengan wilayah lain, seperti probabilitas retensi Jepang (0,56) dan USA (0,83) selama dekade kedua (Chandrasekhar, et.al, 2020). Dengan metode ARDL dan data bulanan ekspor bilateral India selama 1993: Q1-2015: Q1, Dash, et.al. (2018) menemukan bahwa dalam jangka panjang dan pendek, ekspor riil lebih dipengaruhi oleh pendapatan luar negeri diikuti oleh harga relatif. Pendapatan luar negeri bertanda positif sementara itu harga relatif menunjukkan pengaruh negatif dalam jangka panjang. Nilai tukar nominal berdampak negatif yang signifikan secara statistik (baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang).

Untuk kasus udang Vietnam, dengan data bulanan dikumpulkan dari 2002: 03 hingga 2011: 12, volume ekspor udang Vietnam tidak berpengaruh terhadap apresiasi nilai tukar mata uang Vietnam terhadap Dolar baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang (Chi, 2012). Namun, impor AS untuk udang Thailand, China dan Indonesia memiliki efek jangka pendek dan jangka panjang terhadap permintaan AS untuk udang Vietnam, sedangkan harga impor AS untuk udang India hanya berdampak jangka pendek. Pengaruh utama permintaan udang Vietnam adalah harga ekspor udang Thailand (-5,36) dan harga Indonesia (5,18) dalam jangka panjang. Konsumen terbesar udang Vietnam adalah Amerika Serikat, Jepang, dan Cina. Jones, et.al (2008) dan Tabarestani, et.al (2017) menyatakan bahwa elastisitas harga udang untuk semua negara pengekspor udang ke pasar Amerika adalah negatif dan tidak elastis, sedangkan elastisitas harga silang semua negara adalah positif dan signifikan. Sementara itu, untuk pasar udang Jepang, dengan menggunakan statistik bulanan dari Januari 1990 hingga Desember 1997, Traesupap, et.al, (1999) membuktikan bahwa elastisitas penawaran harga udang tidak elastis dan memiliki pengaruh yang kurang penting dibandingkan faktor stok awal. Permintaan udang di Jepang juga dianggap tidak elastis terhadap harga dan pendapatan. Kepemilikan stok awal lebih sensitif terhadap permintaan udang Jepang dibandingkan harga dan pendapatan. Pada analisis musiman menunjukkan bahwa permintaan udang Jepang juga bergantung pada faktor budaya (Traesupap, et.al, 1999).

Penelitian yang berkaitan dengan ekspor udang Indonesia pernah dilakukan oleh Alwafi (2014) meneliti tentang variabel pengaruh volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat, dengan menggunakan regresi linear berganda. Hasil regresi diperoleh bahwa terdapat pengaruh nilai tukar dan GDP negara Amerika Serikat berpengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat, sedangkan produksi udang tangkap di tempat pelelangan ikan tidak berpengaruh signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia di Amerika Serikat pada periode bulan Januari 2009 sampai dengan Desember 2014. Penelitian, yang dilakukan Pratiwi (2013), mengkaji faktor-faktor yang mempengaruhi ekspor udang di Indonesia dengan menggunakan metode deskriptif dan OLS. Temuan Pratiwi (2013) menunjukkan bahwa ekspor udang ke negara Jepang dipengaruhi oleh GNPT-(t-1), nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika, dan harga udang domestik, sedangkan ekspor udang ke negara Amerika dipengaruhi oleh harga udang dunia, GNPT-(t-1), dan harga udang domestik Indonesia, dan ekspor udang ke negara Uni Eropa ditentukan oleh variabel GNPT-(t-1), konsumsi, import, nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika, dan harga udang domestik Indonesia.

Penelitian Firman, Joni dan Anisya (2019) menggunakan *Revealed Comparative Advantage* (RCA) dan gravity model untuk mengetahui daya saing udang Indonesia di pasar ekspor pada periode 2004-2014. Variabel GDP Negara tujuan, nilai tukar riil, jarak ekonomi Indonesia terhadap Negara tujuan dan nilai ekspor udang tahun sebelumnya memiliki pengaruh signifikan pada nilai ekspor udang Indonesia. Syahfidi (2010) meneliti tentang permintaan udang beku Indonesia di pasar

Ekspor. Variabel yang digunakan adalah harga udang/udang beku Indonesia, harga udang pesaing (Vietnam dan Thailand), tingkat konsumsi per kapita, dan jumlah konsumen negara tujuan ekspor pilihan (Jepang dan Amerika). Dengan model OLS, harga udang/udang beku Indonesia berpengaruh negatif terhadap permintaan volume ekspor udang beku di kedua negara ekspor (Jepang dan Amerika). Variabel harga udang pesaing di negara Vietnam berpengaruh negatif terhadap permintaan volume udang beku di kedua negara Jepang, sedangkan variabel harga udang beku pesaing di negara Thailand berpengaruh positif terhadap permintaan volume udang beku negara Amerika.

Fitri (2018) meneliti tentang pengaruh GDP Amerika Serikat, harga udang domestik, harga udang pesaing, dan nilai tukar rupiah terhadap dollar terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika tahun 1992-2017 dengan menggunakan Error Corection Model (ECM). Hasil dalam penelitian ini, variabel GDP Amerika Serikat, harga udang pesaing berpengaruh positif, dan harga udang domestik berpengaruh negative, serta variabel kurs berpengaruh positif, sedangkan harga udang Indonesia berpengaruh negative terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka pendek. Melihat besarnya potensi ekspor perikanan Indonesia khususnya komoditas udang Indonesia di Amerika Serikat, penelitian akan mengkaji penguasaan pasar komoditas udang terutama pasar terbesar di Amerika Serikat maka perlu dilakukan suatu kajian empiris yang menganalisis faktor yang mempengaruhi ekspor udang ke Amerika Serikat.

Metode Penelitian

Sampel dalam penelitian ini adalah menggunakan UNComtrade dan World Bank, dengan menggunakan data tahunan, sample periode yang akan penulis gunakan adalah dari tahun 1989 hingga 2018 dengan periode pengamatan selama 29 tahun.

Variabel Dependen

Volume ekspor udang Indonesia ke Amerika

Volume ekspor udang ke Amerika diperoleh dari UN Comtrade dengan klasifikasi *crustaceans; shrimps and prawns, frozen (whether in shell or not, whether or not cooked by steaming or by boiling in water)* yang dinyatakan dengan Net Weight (kg) dengan code HS 030613 tahun 1989-2011, pada tahun 2012-2018 diperoleh dari penjumlahan code HS 030617 dengan klasifikasi *Crustaceans; frozen, cold-water shrimps and prawns (Pandalus spp, Crangon crangon), in shell or not, smoked, cooked or not before or during smoking in shell, cooked by boiling in water)* dan code HS 030617 dengan klasifikasi *Crustaceans; frozen, cold-water shrimps and prawns, excluding cold-water varieties, in shell or not, smoked, cooked, cooked or not before or during smoking, in shell, cooked by steaming or by boiling in water).*

Variabel Independen

Gross Domestic Product (GDP) Amerika Serikat

Gross Domestic Product atau Produk Domestik Bruto merupakan hasil penjumlahan suatu kegiatan perekonomian dalam negeri maupun kegiatan perekonomian Negara asing di dalam negeri. Data GDP Amerika diperoleh dari World Bank dari tahun 1989 sampai tahun 2018 yang dinyatakan dalam Triliun dollar Amerika Serikat.

Kurs Indonesia terhadap dollar Amerika Serikat

Kurs atau nilai tukar merupakan perolehan data Kurs Indonesia terhadap dollar Amerika didapat dari World Bank dari tahun 1989 sampai tahun 2018 yang dinyatakan dalam satuan Rupiah.

Harga Udang Indonesia

Harga udang Indonesia atau harga udang domestik merupakan harga yang ditentukan di dalam negeri. Perolehan harga udang dari *value* atau nilai ekspor yang dibagi volume ekspor atau *Net Weight* (kg). Data Harga udang Indonesia diperoleh dari UN Comtrade dengan klasifikasi *crustaceans; shrimps*

and prawns, frozen (whether in shell or not, whether or not cooked by steaming or by boiling in water) yang dinyatakan dengan *Net Weight* (kg) dengan code HS 030613 tahun 1989-2011, pada tahun 2012-2018 diperoleh dari penjumlahan code HS 030617 dengan klasifikasi *Crustaceans; frozen, cold-water shrimps and prawns, excluding cold-water varieties, in shell or not, smoked, cooked, cooked or not before or during smoking, in shell, cooked by steaming or by boiling in water*).

Harga Udang India

Harga udang pesaing, atau harga udang India merupakan rata-rata harga udang yang dijual di India. harga udang India diperoleh dari nilai udang India yang dibagi dengan volume ekspor udang India. Data harga udang India diperoleh dari UN Comtrade dengan klasifikasi *crustaceans; shrimps and prawns, frozen (whether in shell or not, whether or not cooked by steaming or by boiling in water)* yang dinyatakan dengan *Net Weight* (kg) dengan code HS 030613 tahun 1989-2011, pada tahun 2012-2018 diperoleh dari penjumlahan code HS 030617 dengan klasifikasi *Crustaceans; frozen, cold-water shrimps and prawns, excluding cold-water varieties, in shell or not, smoked, cooked, cooked or not before or during smoking, in shell, cooked by steaming or by boiling in water*).

Harga Udang Dunia

Harga udang dunia merupakan harga rata-rata udang yang dijual di dunia. Harga udang dunia diperoleh dari World Bank (Commodities, www.worldbank.org).

Penelitian ini menggunakan model estimasi fungsi permintaan ekspor Wilson dan Takacs (1979) dan Bahmani-Oskooee (1986). Model ini memisahkan respon antara perubahan harga relatif dan nilai tukar. Model dasar penelitian ini ditunjukkan pada persamaan berikut:

$$EX_t = \beta_0 + \beta_1 GDP_AS_t + \beta_2 Kurs_t + \beta_3 HU_In_t + \beta_4 HU_Ind_t + \beta_4 HU_D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

dimana EX adalah volume ekspor udang ke Amerika, GDP_AS adalah GDP Amerika Serikat, $Kurs$ adalah nilai tukar rupiah terhadap dollar US, HU_In adalah harga udang di Indonesia, HU_Ind adalah harga udang di India, dan HU_D adalah harga udang di dunia.

Secara metodologi, penelitian ini bertujuan untuk mengukur seberapa besar pengaruh *Gross Domestic Bruto* (GDP), kurs atau nilai tukar Indonesia terhadap dollar Amerika Serikat, harga udang pesaing, harga udang Indonesia, dan harga udang Dunia terhadap volume atau nilai ekspor udang Indonesia ke Pasar Amerika Serikat. Analisis yang digunakan pada penelitian ini adalah metode *Auto Regressive Distributed Lag* (ARDL) dengan data time series (runtun waktu). Data time series dapat menentukan tidak stasioner sehingga akan menyebabkan regresi lancung (*spurious regression*). Hasil data yang tidak stasioner seringkali menunjukkan suatu hubungan yang tidak seimbang pada jangka pendek tetapi cenderung memiliki hubungan yang seimbang pada jangka panjang (Widarjono, 2013).

Uji stasioneritas dapat menentukan hasil apakah menunjukkan hasil yang stasioner atau tidak. Dalam melihat stasioner atau tidak, harus di uji menggunakan langkah pertama yaitu Uji Akar Unit atau *Unit Root Test*, apabila hasil yang diperoleh menunjukkan hasil yang stasioner pada tingkat level atau 1st different atau maka, pengujian menggunakan model analisis ARDL dapat diteruskan jika hasil regresi tidak menunjukkan hasil yang stasioner, maka dapat dikatakan data bersifat autokoelasi atau heterokedastisitas yang mana dapat berakibat pada estimasi data yang kurang baik, sehingga perlu dilakukan Uji akar unit merupakan metode yang digunakan untuk melihat suatu data time series dalam mendeteksi stasioneritas. Apabila suatu data time series tidak stasioner maka dapat dikatakan bahwa data tersebut mengalami suatu permasalahan akar unit. Permasalahan tersebut dapat diketahui dengan membandingkan nilai t-statistik dari hasil regresi dengan nilai Philips-Perron.

Metode Uji Kointegrasi dengan *Bound Test* merupakan solusi untuk data time series yang belum dinyatakan stasioner. Uji kointegrasi bertujuan untuk mencari kointegrasi pada antar variabel dan pada uji kointegrasi dapat menunjukkan adakah terdapat hubungan jangka panjang antar variabel. Dalam penelitian ini, uji yang digunakan adalah uji kointegrasi *Bound Test* yakni uji tersebut dilakukan dengan membandingkan nilai F-statistic Value dengan nilai Bound Test. Apabila nilai F-statistic Value lebih kecil dibandingkan nilai Bound Test (I_0) maka tidak ada kointegrasi dan apabila

nilai F-statistic Value lebih besar dibandingkan nilai Bound Test maka terdapat adanya kointegrasi Pesaran, et al, 2001).

Autoregressive Distributed lag (ARDL) merupakan model regresi bertujuan untuk mengatasi data atau variabel yang memiliki tingkat stasioner yang berbeda. Bilamana terdapat variabel yang stasioner ditingkat level, dan variabel lainnya menunjukkan stasioner di tingkat 1st difference maka hal tersebut menunjukkan hasil yang meyakinkan atau disebut dengan regresi lancung merupakan kondisi ketika nilai koefisien regresi signifikan dan koefisien determinasi (R²) tinggi akan menyebabkan antar variabel tidak saling berhubungan (Widarjono, 2009). Menurut Gujarati (1995) model ARDL mampu membuat teori ekonomi yang bersifat statis menjadi dinamis dengan memperhitungkan peranan waktu secara eksplisit. Model ARDL dapat membedakan respon jangka Panjang dan jangka pendek dari variabel terikat terhadap satu unit perubahan dalam nilai variabel penjelas. Uji ARDL juga digunakan untuk mengetahui hubungan nagk apanjang jika variabel dependen tidak stasioner. Ketergantungan antar variabel independen terhadap variabel dependen tidak sering terjadi pada kondisi konstan dan variabel independen sering untuk merespon variabel dependen dengan menggunakan jarak waktu yakni tingkat kelambanan atau lag.

Hasil dan Pembahasan

Secara dekriptif, variabel independen dan dependen yang digunakan dalam penelitian dapat ditunjukkan melalui tabel 1.

Tabel 1. Hasil Statistik Deskriptif

Variabel	N	Minimum	Maksimum	Mean	St. Dev.
Volume Ekspor	30	3722562	103338656	36298695.3	30596609.94
GDP USA	30	5658	20500	12175.4	4453.0971
KURS	30	1795	15192	8005.33	4182.49
Harga Uang Indonesia	30	1.0627	12.8455	8.1800	2.5323
Harga Uang Pesaing (India)	30	3.1478	12.9910	6.2995	2.4908
Harga Uang Dunia	30	8.9182	17.7944	12.0161	1.9329

Pengujian data time series dimaksudkan untuk mengetahui data yang diuji menunjukan stasioner atau tidak, sehingga perlu dilakukan uji root test dengan metode Philips Perron (PP). Apabila hasil yang diperoleh menunjukkan hasil yang tidak stasioner, dapat dikatakan hasil regresi palsu. Hipotesis dalam pengujian regresi ini yakni Hipotesis nol adalah terdapat *unit root* (data tidak stasioner) dan Hipotesis alternatif adalah tidak terdapat *unit root* (data stasioner). Uji akar unit merupakan pengujian untuk menganalisis tingkat stasioneritas pada varabel Voleme Ekspor Uang ke Amerika, GDP US, Kurs, Harga Uang Indonesia, Harga Uang India dan Harga Uang Dunia yang berdasarkan data time series. Apabila nilai Philips- Perron (PP) lebih besar dari nilai kritisnya, maka data tersebut tidak stasioner pada tingkat level.

Tabel 2. Hasil Pengujian Unit Root Menggunakan Philips-Perron

Variabel	Level	1st Different
	Probabilitas	Probabilitas
Volume Ekspor Uang ke Amerika	0.9997	0.0002
KURS	0.3081	0.0423
GDP US	0.0996	0.0000
Harga Uang Indonesia	0.3270	0.0001
Harga Uang India	0.1012	0.0000
Harga Uang Dunia	0.8810	0.0002

Berdasarkan tabel 2 pengujian unit root test, dapat dilihat bahwa nilai probabilitas pada tingkat signifikansi masing-masing vaariabel berbeda-beda. Apabila nilai probabilitas lebih besar dari α ($> 1\%$, 5% , 10%) artinya menolak H_0 sehingga menunjukkan bahwa variabel dalam peneitian tersebut tidak stasioner. Pada tabel 2 menunjukkan bahwa Volume Ekspor Uang Amerika, kurs, GDP USA, Haga Uang Indonesia, Harga Uang India bersifat tidak stasioner di tingkat level,

tetapi variabel harga udang Dunia menunjukkan stasioner pada tingkat level. Sehingga, untuk mengatasi permasalahan variabel yang belum menunjukkan stasioner maka diperlukan uji derajat integrasi.

Pada tabel 2 dapat diketahui bahwa berdasarkan uji stasioneritas pada 1st difference seluruh variabel sudah menunjukkan stasioner pada tingkat signifikansi 5%. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa seluruh variabel yang diteliti terdapat satu variabel ditingkat level dan variabel lainnya ditingkat 1st difference atau pada variabel-variabel memiliki tingkat stasioner yang berbeda, sehingga model analisis yang tepat adalah metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL).

Pada Uji Kointegrasi bertujuan untuk menganalisa hubungan jangka panjang antara pada variabel dependen dan variabel independen, pengujian penelitian menggunakan uji Bound Test, yaitu dengan membandingkan nilai F-statistic value dengan nilai Bound Test. Jika nilai F statistic lebih rendah dari nilai kritis bawah, maka tidak terdapat hubungan antar variabel dan sebaliknya, jika nilai F statistic lebih besar dari nilai F statistic maka terdapat hubungan antar variabel.

Tabel 3. Pengujian Kointegrasi dengan Bond Test

F-statistic	70.03608	
Signifikan	I ₀	I ₁
10%	2.08	3
5%	2.39	3.38
2.5%	2.70	3.73
1%	3.06	4.15

Berdasarkan pada tabel 3, hasil uji kointegrasi Bound Test diatas menunjukkan bahwa nilai F-statistic berdasarkan nilai I₀ dan I₁ dengan signifikansi $\alpha=10\%$ atau 0.1 dilihat pada nilai F-statistic lebih besar dibandingkan nilai I₀ dan I₁ dengan nilai sebesar $70.03608 > 3$ yang artinya menolak H₀ maka variabel terdapat kointegrasi jangka panjang. Variabel independen GDP Amerika Serikat, nilai tukar, harga udang Indonesia, harga udang India dan harga udang Dunia memiliki pengaruh terhadap variabel dependen yaitu volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat.

Estimasi dilanjutkan dengan menggunakan metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) karena pada pengujian sebelumnya menghasilkan kesimpulan bahwa terdapat lima variabel yang stasioner di tingkat level yaitu harga udang domestic, sedangkan variabel lainnya yakni Gross Domestic Bruto Amerika Serikat (GDP US), Kurs rupiah terhadap dolar, harga using Negara pesaing (India), dan harga udang Internasional pada tingkat 1st difference. Pemilihan model ARDL terbaik dengan kombinasi lag optimal menggunakan *Akaike Information Criteria* (AIC) dan dalam menggunakan metode ARDL dilakukan jika hasil uji stasioneritas Philips-Perron (PP) menyatakan variabel yang stasioner ditingkat level dan derajat pertama (1st difference) serta hasil kointegrasi Bound Test terdapat hubungan jangka panjang antar variabel. Selain itu, uji ARDL juga digunakan untuk menganalisis hubungan jangka pendek antar variabel pada penelitian ini. Sementara itu, uji ARDL juga dapat menganalisis konsistensi hubungan jangka pendek dengan hubungan jangka panjang, variabel independen yakni *Gross Domestic Bruto of* Amerika Serikat (GDP US), nilai tukar Rupiah terhadap Dolar, harga udang Indonesia, harga udang India, harga udang Dunia terhadap variabel dependen volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat.

Sangat penting untuk pemilihan model yang terbaik dan menentukan panjang lag optimum, maka untuk menentukan lag optimum dilakukan pendekatan Akaike Information Criteria (AIC). Pada penelitian ini, memiliki lag maksimum 3 lag pada pengujian ARDL, maka setelah diuji hasil estimasi yang menunjukkan hasil spesifikasi berdasarkan Akaike Information Criteria (AIC) yakni (3, 3, 3, 3, 3, 3).

Hasil estimasi menggunakan ARDL ditunjukkan pada tabel 4. Pada tabel 4 dapat diketahui pada nilai R squared yaitu senilai 0.999885 atau semakin mendekati 1(satu). Sehingga dapat disimpulkan bahwa nilai R- squared sebesar 0.999885 artinya bahwa 99,98% variabel volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat mampu dijelaskan variabel GDP US, nilai tukar, harga udang Indonesia, harga udang India, harga udang Dunia dan sisanya 0.02% dijelaskan oleh variabel lain diluar model penelitian. Uji F-statistik dilakukan untuk mengetahui apakah variabel independen

GDP US, nilai tukar, harga uang Indonesia, harga uang India, harga uang Dunia serentak akan berpengaruh terhadap tingkat volume ekspor uang Indonesia ke Amerika Serikat. Pada tabel 4 menunjukkan bahwa nilai probabilitas F-statistik dengan signifikansi $\alpha = 5\%$ sebesar $0.000037 < \alpha$ (0.05) yang artinya menolak H_0 maka dapat dikatakan bahwa secara bersama-sama, variabel independen GDP US, nilai tukar, harga uang Indonesia, harga uang India, harga uang dunia berpengaruh terhadap volume ekspor uang Indonesia ke Amerika Serikat.

Tabel 4. Hasil Estimasi *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
EX(-1)	-1.247574	0.178852	-6.9755	0.0060
EX(-2)	0.664771	0.101584	6.5441	0.0073
EX(-3)	2.828553	0.339558	8.3301	0.0036
GDP_US	1.11E+08	26231045	4.2478	0.0239
GDP_US (-1)	2.44E+08	54529880	4.4810	0.0207
GDP_US (-2)	3.09E+08	81876423	3.7696	0.0327
GDP_US (-3)	-6.05E+08	83320883	-7.2640	0.0054
HU_DUNIA	2655940	484825	5.4781	0.0120
HU_DUNIA(-1)	3999281	673666.5	5.9366	0.0096
HU_DUNIA(-2)	547108.2	626670.9	0.8730	0.4469
HU_DUNIA(-3)	379054.1	535098.9	0.7084	0.5298
HU_INDIA	-12100874	1027311	-11.7792	0.0013
HU_INDIA(-1)	-12979932	1584344	-8.1926	0.0038
HU_INDIA(-2)	6252158	977316.7	6.3973	0.0077
HU_INDIA(-3)	12653679	1895413	6.6759	0.0069
HU_INDO	-6753087	638288.6	-10.5800	0.0018
HU_INDO(-1)	-12071831	1262420	-9.5625	0.0024
HU_INDO(-2)	2352965	478823.7	4.9141	0.0161
HU_INDO(-3)	3293152	751823.1	4.3802	0.0220
KURS	8764.09	931.57	9.4078	0.0025
KURS(-1)	-5997.84	672.15	-8.9233	0.0030
KURS(-2)	-8466.35	899.61	-9.4111	0.0025
KURS(-3)	-2858.37	596.02	-4.7957	0.0172
R-squared		0.997178	F-statistic	46.09002
Adjusted R-squared		0.975543	Prob(F-statistic)	0.004460

Tabel 5. Hasil Uji ARDL Jangka Pendek

Variabel	Coefficient	Prob.	Keterangan
GDP _{US}	111425198.00	0.0000	Positif dan Signifikan
HU _{DUNIA}	2655939.70	0.0012	Positif dan Signifikan
HUD _{INDIA}	-12100874.00	0.0001	Negatif dan Signifikan
HUD _{INDONESIA}	-6753087.00	0.0001	Negatif dan Signifikan
KURS	8764.09	0.0001	Positif dan Signifikan
C	1.25	0.0000	Positif dan Signifikan

Uji T-statistic memiliki kegunaan untuk mengetahui seberapa besar kebenaran dan kesalahan dalam hipotesis nol (H_0) (Widarjono,2013). Pada estimasi jangka pendek variabel GDP US berpengaruh positif dan memiliki nilai probabilitas 0.0000, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari $\alpha=5\%$ yakni berarti menolak H_0 sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel GDP US berpengaruh positif terhadap volume ekspor uang Indonesia ke Amerika dalam jangka pendek. Variabel harga uang dunia memiliki pengaruh positif dengan nilai probabilitas 0.0012, nilai tersebut kurang dari $\alpha=5\%$ sehingga menolak H_0 yang artinya variabel harga uang Dunia memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap variabel volume ekspor uang Indonesia ke Amerika dalam jangka pendek. Pada estimasi jangka pendek variabel harga uang pesaing (India) memiliki pengaruh negatif dengan nilai probabilitas sebesar 0.0001, nilai tersebut lebih dari $\alpha=5\%$ sehingga menerima H_0 yang artinya variabel Harga Uang Pesaing (India) berpengaruh negative dan signifikan terhadap volume ekspor uang Indonesia ke Amerika dalam jangka pendek. Variabel

harga udang domestik (Indonesia) memiliki pengaruh negative dengan probabilitas sebesar 0.0001, nilai tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yang artinya variabel harga udang Indonesia memiliki pengaruh negative dan signifikan terhadap volume ekspor udang ke Amerika dalam jangka pendek. Pada estimasi jangka pendek variabel kurs rupiah terhadap dolar memiliki pengaruh positif dengan probabilitas sebesar 0.0001, nilai tersebut kurang dari $\alpha=5\%$ sehingga menolak H_0 yang artinya variabel nilai tukar memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap variabel volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka pendek.

Tabel 6. Hasil Estimasi Jangka Panjang

Variable	Coefficient	Prob.	Keterangan
GDP _{US}	-47501961.03	0.0048	Negatif dan Signifikan
HU _{DUNIA}	-6085795.87	0.0074	Negatif dan Signifikan
HU _{INDIA}	4956827.33	0.0272	Positif dan Signifikan
HU _{INDONESIA}	10579005.21	0.0007	Positif dan Signifikan
KURS	6870.13	0.0025	Positif dan Signifikan
C	396420308.90	0.0055	Positif dan Signifikan

Pada tabel 6 memiliki hasil estimasi jangka panjang pada uji ARDL menunjukkan nilai koefisien dan nilai probabilitas pada setiap variabelnya. Variabel GDP US memiliki pengaruh negatif dengan nilai probabilitas sebesar 0.0048, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yakni memiliki arti bahwa variabel GDP US berpengaruh negative dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka panjang. Variabel harga udang Dunia memiliki pengaruh negative dengan nilai probabilitas sebesar 0.0074, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yakni memiliki arti bahwa variabel GDP US berpengaruh negative dan signifikan terhadap dependen (volume ekspor udang Indonesia ke Amerika) dalam jangka panjang. Pada estimasi variabel harga udang pesaing (India) memiliki pengaruh positif dengan nilai probabilitas 0.0272, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yakni memiliki arti bahwa variabel harga udang India berpengaruh positif dan signifikan terhadap variabel Volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka panjang. Pada estimasi variabel Harga Udang Indonesia memiliki pengaruh positif dengan nilai probabilitas sebesar 0.0007, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yakni memiliki arti bahwa variabel harga udang Indonesia berpengaruh positif dan signifikan terhadap variabel volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka panjang. Pada estimasi variabel nilai tukar memiliki pengaruh positif dengan nilai probabilitas sebesar 0.0025, maka nilai probabilitas tersebut kurang dari alpha 5% sehingga menolak H_0 yakni memiliki arti bahwa variabel kurs berpengaruh positif dan signifikan terhadap variabel Volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka panjang.

Temuan GDP negara pengimpor, yang berpengaruh terhadap volume ekspor udang Indonesia Serikat, juga mendukung temuan Sukadana & Wiharani (2020), dan Sanny, et al (2021). Pada penelitian ini juga menemukan perbedaan pengaruh GDP US terhadap volume ekspor udang Indonesia dalam jangka panjang dan jangka pendek. Peningkatan GDP US, yang sebesar \$ 1 trilyun, akan meningkatkan volume ekspor sebesar 111 ribu ton (dalam jangka pendek) dan menurunkan 47 ribu ton udang (dalam jangka panjang). Pada asumsi keseimbangan, penawaran ekspor Indonesia akan sama dengan permintaan impor Amerika Serikat. Hal ini dapat diartikan bahwa, dalam jangka pendek, temuan ini sejalan dengan teori permintaan barang normal bahwa peningkatan pendapatan akan meningkatkan permintaan. Dalam jangka pendek, peningkatan pendapatan penduduk Amerika Serikat akan meningkatkan permintaan udang Indonesia. Sementara itu, pada jangka panjang, temuan penelitian menunjukkan bahwa peningkatan pendapatan penduduk Amerika Serikat telah menurunkan permintaan udang Indonesia. Secara teori permintaan, hal tersebut menunjukkan bahwa komoditas udang Indonesia menjadi barang inferior bagi penduduk Amerika Serikat. Hal tersebut mengidentifikasikan bahwa udang Indonesia semakin mudah disubstitusikan oleh udang pesaing. Dalam jangka panjang, negara pesaing udang Indonesia telah mampu

meningkatkan efisiensi produksi dan juga meningkatkan kualitas udang sehingga menjadi komoditas udang Indonesia menjadi barang inferior.

Pada faktor harga udang pesaing, dalam jangka pendek, peningkatan 1 unit harga udang pesaing akan menurunkan volume ekspor udang sebesar 12,10 ribu ton, dan dalam jangka panjang, peningkatan 1 unit harga pesaing akan meningkatkan volume ekspor udang sebesar 4,96 ribu ton. Temuan ini tidak sepenuhnya mendukung Fitri (2018) yang menemukan bahwa pengaruh harga udang pesaing bersifat positif dalam jangka pendek dan dalam jangka panjang. Pada temuan penelitian ini mungkin dapat menjelaskan bahwa terjadi substitusi antara udang Indonesia dan udang negara pesaing. Ketika kedua komoditas adalah barang substitusi, maka konsumen menurunkan konsumsi udang domestik dan meningkatkan konsumsi udang negara pesaing ketika harga udang Indonesia mengalami peningkatan. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa udang Indonesia dan udang India adalah barang substitusi dalam jangka panjang. Jadi udang India menjadi pesaing berat bagi udang Indonesia dalam jangka panjang.

Variabel harga udang Dunia terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika dalam jangka panjang memiliki pengaruh negatif dan signifikan, sedangkan dalam jangka pendek, memiliki pengaruh positif dan signifikan. Setiap 1 unit peningkatan harga udang dunia menurunkan volume ekspor udang sebesar 12,1 ribu ton dalam jangka pendek, dan meningkatkan volume ekspor udang sebesar 4,96 ribu ton dalam jangka panjang. Dalam jangka pendek, peningkatan harga dunia udang menurunkan permintaan impor udang, dan penurunan impor udang ini akan mengakibatkan penurunan ekspor udang negara-negara penghasil udang. Namun dalam jangka panjang, setelah harga melakukan penyesuaian, peningkatan harga dunia udang menaikkan ekspor udang negara-negara penghasil udang. Hal ini dikarenakan komoditas udang adalah produk pertanian yang inelastisitas. Permintaan udang dalam jangka panjang terus meningkat yang mungkin sejalan dengan pertumbuhan penduduk dan peningkatan pendapatan.

Harga udang Indonesia berpengaruh negatif dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat dalam jangka pendek, namun dalam jangka panjang harga udang Indonesia berpengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat. Pada jangka pendek, temuan penelitian ini mendukung penelitian Kholifin (2013). Kholifin (2013) menemukan bahwa pengaruh harga riil ekspor udang beku Indonesia ke Uni Eropa terhadap permintaan ekspor udang beku Indonesia ke Uni Eropa bersifat negatif dan signifikan. Hal ini berarti bahwa semakin rendah harga riil ekspor udang Indonesia ke Uni Eropa, maka permintaan ekspor udang beku Indonesia ke Uni Eropa akan mengalami kenaikan dan sebaliknya. Temuan ini juga tidak sejalan dengan penelitian Saman et al (2021), yang menunjukkan pengaruh negatif harga udang Indonesia di Pasar Jepang dan Uni Eropa dalam jangka pendek dan jangka panjang.

Faktor nilai tukar atau kurs rupiah terhadap dollar dalam jangka panjang dan jangka pendek memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia. Pada jangka pendek, setiap peningkatan nilai tukar 1 unit nilai tukar akan meningkatkan volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat sebesar 8764 kg dalam jangka pendek dan 6870 kg dalam jangka panjang. Temuan ini juga tidak mendukung temuan Tran (2012), yang menjelaskan apresiasi mata uang Vietnam tidak mempengaruhi volume ekspor udang Vietnam, dan Putra (2018) yang mengungkapkan bahwa nilai tukar tidak berpengaruh terhadap volume ekspor udang ke Jepang. Namun, temuan penelitian ini menunjukkan depresiasi mata uang Rupiah terhadap Dolar telah menjadikan biaya produksi udang Indonesia semakin murah sehingga daya saing komoditas udang Indonesia mengalami peningkatan. Peningkatan daya saing akan meningkatkan ekspor udang.

Kesimpulan dan Implikasi

Berdasarkan dari hasil pengelolaan data pada uji *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang telah dilakukan dan diuraikan, hubungan antara variabel independen terhadap variabel dependen pada jangka pendek untuk variabel Gross Domestic Bruto Amerika Serikat, kurs rupiah terhadap dolar, harga udang domestik (Indonesia), harga udang negara pesaing (India), dan harga udang Internasional secara bersama-sama memiliki pengaruh yang signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke Amerika Serikat. Dalam jangka panjang, variabel GDP Amerika Serikat dan harga udang Dunia bersifat negative dan signifikan terhadap volume ekspor udang Indonesia ke

Amerika, sedangkan variabel hargaudang pesaing (India), harga udang Indonesia bersifat positif dan signifikan.

Implikasinya dari hasil penelitian ini adalah pemerintah dan pemangku kepentingan industri udang untuk terus meningkatkan efisiensi (dengan menggunakan teknologi dan produktivitas) dan kualitas produksi udang karena udang India menjadi pesaing utama udang Indonesia dalam jangka panjang. Dalam jangka panjang, peluang ekspor udang masih terbuka di pasar Amerika Serikat, yang dindikasikan oleh (1) peningkatan harga udang domestik tetap memberikan keuntungan eksportir udang dalam jangka panjang; (2) peningkatan harga udang Dunia meningkatkan volume ekspor udang Indonesia dalam jangka panjang.

Daftar Pustaka

- Alwafi, R. (2014). Analisis Variabel Yang Mempengaruhi Volume Ekspor Udang Indonesia di Amerika Serikat. Skripsi Sarjana Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Brawijaya, 5(2)
- Araújo, R. A. and Lima, G. T. (2007). A structural economic dynamics approach to balance-of-payments-constrained growth. *Cambridge Journal of Economics*, 31(5), 755– 774.
- Bahmani-Oskooee, M. (1986). Determinants of International Trade Flows: The Case of Developing Countries, *Journal of Development Economics*, 20: 107-123.
- Bairam, E. (1988). Balance of payments, the Harrod foreign trade multiplier and economic growth: the European and North American experience, 1970–85. *Applied Economics*, 20(12), 1635–1642.
- Bottega, A. C., and Romero, J. P. (2019). *Innovation, Export Performance and Trade Elasticities Across Different Sectors and Countries*. CCEPP WP04-19. Cambridge Centre for Economic and Public Policy, Department of Land Economy, University of Cambridge.
- Chandrasekhar, V., Paramasivam, P., Jayanthi, C., Sathy, R., Nikita Gopal and Mani, K. (2020) Analysis of Marine Products Export from India using Markov-Chain Analysis. *Fish. Technol.* 57 (1) : 59–68.
- Cheng, K.C. (2004). A Reexamination of Korea's Trade Flows: What Has Changed and What Explains These Changes? IMF Working Paper: WP/04/145. IMF: Asia and Pacific Department.
- Chi, T. T. (2012). *The Effect of Exchange Rate on Shrimp Export from Vietnam to The U.S. Master Thesis in Fisheries and Aquaculture Management and Economics FSK-3911* (30 ECTS). The Norwegian College of Fishery Science University of Tromso, Norway & Nha Trang University, Vietnam.
- Dash, A.K., Dutta, S. and Paital, R.R. (2018). Bilateral Export Demand Function of India: An Empirical Analysis. *Theoretical Economics Letters*, 8, 2330- 2344.
- Fathima, K.B., Biradar, R.S., and Salim, S.S. (2006). Growth Pattern and Competitiveness of Indian Shrimp Export Trade. *Fishery Technology*, 43(1): 99-106
- Feenstra, R. C. and J. Romalis. (2014). International Prices and Endogenous Quality. *Quarterly Journal of Economics*, 129 (2), 477-527.
- Fitri, F. (2018). Analisis Faktor Yang Mempengaruhi Ekspor Udang Indonesia ke Amerika Tahun 1992-2017 (Skripsi – Fakultas Ekonomi Universitas Islam Indonesia).
- Gouvêa, R. R. and Lima, G. T. (2013). Balance-of-payments-constrained growth in a multisectoral framework: a panel data investigation. *Journal of Economic Studies*, 40(2), 240–254.
- Houthakker, H. S. and Magee, S. P. (1969). Income and price elasticities in world trade. *Review of Economics and Statistics*, 111–125.
- Jones, K., et.al. (2008). U.S. Demand for Source–Differentiated Shrimp: A Differential Approach. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40 (2):609–621

- Kholifin, M. B. (2013). Determinan Permintaan Ekspor Udang Beku Indonesia ke Uni Eropa. (under graduates thesis - Universitas Negeri Semarang).
- McCombie, J. S. and Thirlwall, A. (1994). *Economic Growth and the Balance-of- Payments Constraint*, Macmillan Press Ltd, London.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289- 326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Putra, A. E. (2018). Factors Affecting Indonesian Shrimp Export to Japan. *Jurnal Ilmiah Mahasiswa FEB*, 7(1).
- Rahmaddi, R., and Ichihashi, M. (2011). The Demand and Supply of Exports: An Econometric Investigation of Exports Behavior in Indonesia. Conference: *The Singapore Economic Review Conference (SERC)*
- Romero, J. P. and McCombie, J. S. (2016). The multi-sectoral Thirlwall's law: evidence from 14 developed European countries using product-level data. *International Review of Applied Economics*, 30(3), 301–325.
- Saman, A., Luhur, E., Suryawati, S., & Arthatiani, F. (2021). Model Permintaan Ekspor Udang Segar Indonesia oleh Pasar Jepang, Amerika Serikat, dan Uni Eropa. *Jurnal Penyuluhan Perikanan dan Kelautan*, 15(2), 169-188. doi:<https://doi.org/10.33378/jppik.v15i2.220>
- Sanny, L., Kusuma, D.K., & Willyanto, M.E. (2021). Competitiveness of Indonesian Shrimp Export to the United States. *Binus Business Review*.
- Sukadana, I. W., & Wiharani, I. G. A. D, (2020). Pengaruh Gdp, Harga Ekspor, Kurs Dollar Terhadap Volume Ekspor Udang Indonesia ke Amerika Serikat Tahun 1990-2019. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan Universitas Udayana*, [S.l.], v. 10, n. 3, p. 1014 – 1040.
- Tabarestani, M., Keithly, W. R., & Marzoughi-Ardakani, H. (2017). An Analysis of the US Shrimp Market: A Mixed Demand Approach. *Marine Resource Economics*, 32(4), 411-429. doi:10.1086/693360
- The World Bank. (2018). *World Bank Group*. Retreves from <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?locations=US>,
- The World Bank.(2019). Retreves from <https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>. UN Comtrade. (2018). Retrieved from <https://comtrade.un.org/data/>
- Traesupap, S., Matsuda, Y., & Shima, H. (1999). An econometric estimation of Japanese shrimp supply and demand during the 1990s, *Aquaculture Economics & Management*, 3:3, 215-221, DOI: 10.1080/13657309909380248
- Tran, T. C. (2012). *The effect of exchange rate on shrimp export from Vietnam to the US* (Master's thesis, Universitetet i Tromsø).
- Widarjono, Agus (2013). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Ekonisia, Yogyakarta.
- Wilson, j. F. and W. E. Takacs. (1976). Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in the Foreign Trade of Selected Industrial Countries, *The Review of Economics and Statistics*, 61: 267-279.