



Implikasi Kebijakan Perdagangan ACFTA pada Bawang Putih Impor di Indonesia: Model Permintaan Impor

Inggarani Ulfa Yovirizka^{1*}, Tri Haryanto²

^{1,2} Universitas Airlangga

Informasi Artikel

Sejarah artikel:
Diterima April 2020
Disetujui September 2020
Dipublikasikan Oktober 2020

ABSTRACT

Indonesia is the biggest importer of garlic in the world. Each country has a trade policy to control imports. The purpose of this study was to analyze the effect of the ACFTA trade policy on Indonesian garlic using the import demand model. The method in this study uses the Eagle-Granger cointegration test and error correction model (ECM). Stationary test results using Augmented Dickey-Fuller indicate that each stationary variable at the first difference level. The cointegration test shows that import variables, per capita income, relative prices, production and consumption ratios, and dummy have a long-term balance. The relative price, the ratio of production and consumption, and the dummy have a significant effect on the demand for imported garlic in the long run. In the short term, import demand is affected by the ratio of production and consumption, and dummy tariffs.

Keywords: *Garlic, Import, ACFTA, ECM*

ABSTRAK

Indonesia merupakan importir bawang putih terbesar di dunia. Setiap negara memiliki kebijakan perdagangan untuk mengontrol impor. Tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis pengaruh kebijakan perdagangan ACFTA terhadap bawang putih Indonesia dengan menggunakan model permintaan impor. Metode dalam penelitian ini menggunakan uji kointegrasi *Eagle-Granger* dan model koreksi kesalahan (ECM). Hasil uji stasioneritas menggunakan *Augmented Dickey-Fuller* menunjukkan bahwa setiap variabel stasioner berada pada tingkat perbedaan pertama. Uji kointegrasi menunjukkan bahwa variabel impor, pendapatan per kapita, harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan dummy memiliki keseimbangan jangka panjang. Harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, serta dummy berpengaruh signifikan terhadap permintaan bawang putih impor dalam jangka panjang. Dalam jangka pendek, permintaan impor dipengaruhi oleh rasio produksi dan konsumsi, serta dummy tariff.

Kata Kunci: Bawang Putih, Impor, ACFTA, ECM

Kode Klasifikasi JEL: B17; F13; R15

© 2020 MediaTrend

Penulis korespondensi:
E-mail: ulfarania18@gmail.com

DOI: <http://dx.doi.org/10.21107/mediatrend.v15i2.6984>
2460-7649 © 2020 MediaTrend. All rights reserved.

PENDAHULUAN

Impor bawang putih menjadi hal lumrah bagi Indonesia. Bawang putih impor memasok kebutuhan konsumen Indonesia mencapai 16 persen pertahunnya. Padahal, Indonesia merupakan produsen bawang putih. Melambatnya peningkatan produksi domestik dan meningkatnya konsumsi sebagai akibat dari peningkatan pendapatan menjadi permasalahan kurangnya ketersediaan bawang putih dari sisi produksi dalam negeri. Produksi domestik mengalami penurunan 2 persen dan konsumsi rata-rata meningkat sebesar 7 persen.

Indonesia tergolong dalam importir bawang putih terbesar didunia. Impor bawang putih yang setiap tahunnya menunjukkan jumlah yang meningkat. Hal ini dikarenakan rendahnya tingkat produksi bawang putih yang dihasilkan sementara tingkat konsumsi berbanding terbalik, artinya tingkat konsumsi yang lebih tinggi dari tingkat produksi yang dihasilkan yang mengakibatkan pemerintah melakukan impor bawang putih guna memenuhi kebutuhan dalam negeri. Pemerintah Indonesia menetapkan kebijakan impor yang salah satunya berupa tariff. Bawang putih impor termasuk ke dalam sektor pertanian yang dikenai tariff. Tariff sebagai bentuk kebijakan pemerintah dalam melindungi produk dalam negeri dari pesaing asing (Malau, 2017).

Indonesia tergabung dalam *ASEAN-China free trade area* (ACFTA) yang sepakat untuk bekerjasama dalam perdagangan bebas. Hal ini karena gencarnya liberalisasi perdagangan memberi dampak bagi negara pelakunya, baik dampak positif maupun negatif. Salah satu perjanjian liberalisasi yang ditakuti banyak pihak karena memberi dampak negatif adalah liberalisasi perdagangan ASEAN-China. Ketakutan tersebut muncul karena daya saing produk asal China sangat tinggi dibandingkan negara lain, khususnya terhadap produk Indonesia. Banyak pihak

merasa perlu menunda pelaksanaan liberalisasi dengan China untuk meningkatkan daya saing industri domestik terhadap produk China. Integrasi ekonomi regional seperti *ASEAN-China Free Trade Area* (ACFTA) diyakini memberi dampak positif yang besar, bukan hanya dari sisi ekonomi tetapi juga dari sisi lainnya. Pemberlakuan ACFTA untuk seluruh sektor tentu berpengaruh terhadap arus perdagangan pertanian antar negara, karena terkait dengan permintaan input (komoditas pertanian) serta perubahan pendapatan.

Salah satu hasil kesepakatan dari perjanjian ACFTA yaitu penurunan tariff produk pertanian menjadi 0 persen (Permenkeu, 2005). Sebelum adanya perjanjian ACFTA, bawang putih (kode HS: 0703.10.2) ditetapkan tariff bea masuknya sebesar 5 persen dan mulai 2006 tariff bea masuk bawang putih diturunkan menjadi 0 persen. Tarif bea masuk bawang putih impor 0 persen diterapkan karena pasokannya sebagian besar berasal dari Cina. Mulai diterapkannya kebijakan ACFTA tren kuantitas bawang putih impor berfluktuatif. Kenaikan tertinggi sejak berlakunya ACFTA terjadi pada tahun 2008 dimana bawang putih impor naik 25 persen dari tahun sebelumnya. Menurut Nasrudin dkk., (2015) ekspor yang lebih rendah daripada impornya sebagai dampak negatif penerapan kebijakan ACFTA. Neraca perdagangan Indonesia sebelum diberlakukannya ACFTA dimana barang dari Cina diberlakukan tariff sudah mengalami defisit dan ditakutkan pule ACFTA berpengaruh pada kinerja sektor-sektor lokal yang tidak bersaing secara sehat (Adam & Negara, 2010).

Penelitian mengenali fungsi permintaan impor menjadi penting terkait perhatian para pembuat kebijakan dalam membuat rancangan kebijakan perdagangan yang efektif. Estimasi fungsi permintaan impor berdasarkan teori per-

mintaan impor yang menunjukkan jumlah impor yang diminta terhadap pendapatan dan harga relatif (Hameed dkk., 2016). Harga relatif merupakan rasio harga barang impor dibagi dengan harga domestik, harga relatif menjadi penting untuk memperbaiki ketidakseimbangan perdagangan.

Lee dkk., (2019) berpendapat bahwa penghapusan tariff juga tidak mungkin dilakukan karena akan meningkatkan impor dan produsen di negara pengekspor akan lebih diuntungkan. Karaman dan Tezel (2016) memperkirakan model permintaan impor untuk kapas dengan menggunakan ARDL. Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa permintaan impor kapas dalam jangka panjang dipengaruhi oleh pendapatan, harga relatif, dummy tarif sedangkan dalam jangka pendek dipengaruhi oleh pendapatan, harga relatif, rasio produksi/konsumsi, dan dummy tarif.

Shofiyah dan Sugiarti (2020) melakukan penelitian tentang impor bawang putih. Tujuan dari penelitian Shofiyah dan Sugiarti (2020) adalah :(1) mengetahui tren volume impor bawang putih di Indonesia tahun 2019-2023, dan (2) mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi volume impor bawang putih di Indonesia. Metode analisis yang digunakan ialah analisis tren dan regresi linier berganda. Hasilnya, tren volume impor bawang putih cenderung naik dengan rata-rata 7,40%. Secara parsial, jumlah produksi domestik dan konsumsi domestik berpengaruh signifikan terhadap volume impor bawang putih.

METODE PENELITIAN

Jenis data dalam penelitian ini adalah data sekunder dengan bentuk time series dengan yaitu tahun 1985 hingga tahun 2016. Data bersumber dari *World Bank*, FAO, Peraturan Menteri Keuangan, dan BPS. Teknik analisis data yang digunakan adalah teknik kuantitatif.

Metode dalam penelitian ini menggunakan uji kointegrasi *Eagle-Granger* dan *error correction model* (ECM). Teknik analisis data dilakukan dalam beberapa tahap diantaranya adalah uji stasioneritas data, uji kointegrasi, regresi model *error correction model* (ECM). Uji stasioneritas data dilakukan dengan metode *Augmented Dickey Fuller* (ADF) melalui uji akar unit pada komponen residual. Nilai *t-statistics* hasil estimasi akan dibandingkan dengan nilai kritis McKinnon pada titik kritis 5 persen. Hipotesis nol akan ditolak jika nilai *t-statistics* lebih besar dari nilai kritis McKinnon dan dapat dikatakan bahwa data stasioner. Hasil regresi yang tidak stasioner ditingkat level maka harus diuji ke tingkat *first difference* hingga mencapai stasioneritas data.

Uji kointegrasi menunjukkan terdapatnya suatu hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel yang mensyaratkan bahwa masing-masing variabel harus stasioner terlebih dahulu. Uji kointegrasi memiliki dua tahap, pertama dengan meregresikan persamaan jangka panjang. Persamaan model jangka panjang adalah sebagai berikut:

$$\ln MG_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PDB_t + \alpha_2 \ln HR_t + \alpha_3 \ln RPK_t + \alpha_4 DUMMY_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dimana: *MG* adalah kuantitas bawang putih impor, *PDB* adalah PDB perkapita, *HR* adalah harga relatif, *RPK* adalah rasio produksi domestik dan konsumsi, *DUMMY* adalah *dummy* untuk kebijakan ACFTA bawang putih (*DUMMY* =1 setelah ACFTA, *DUMMY* =0 sebelum ACFTA), ε adalah *error term*.

Harga relatif merupakan rasio harga impor dan harga domestik yang banyak digunakan dalam estimasi permintaan impor (Hameed dkk., 2016). Harga dinyatakan dalam harga relatif karena barang domestik dan barang impor merupakan substitusi yang tidak sempurna (Aliyu&Ismail, 2017). Penelitian

ini menambahkan variabel rasio produksi domestik dan konsumsi (*RPK*) sebagai rasio penetrasi impor (Gazanfer, 2004).

Kedua, dari hasil regresi jangka panjang didapatkan hasil residual yaitu *error correction term* (ECT). Uji ADF diterapkan pada ECT dan harus stasioner pada tingkat level yang mengindikasikan bahwa terdapat kointegrasi. Uji kointegrasi *Eagle-Granger* menyatakan bahwa jika antar variabel terkointegrasi maka dapat dinyatakan bahwa terdapat adanya *error correction model* (Gujarati dan Porter, 2009). Ketidakseimbangan dalam jangka panjang dapat mengikat perilaku jangka pendek dengan mekanisme ECM.

negatif dengan probabilitas lebih kecil dari signifikansi $\alpha=5$ persen. Hal itu menunjukkan validitas dari hubungan keseimbangan jangka panjang diantara variabel dalam persamaan.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Berdasarkan tabel 1 dapat dilihat bahwa semua variabel tidak stasioner pada tingkat level. Nilai kritis yang lebih besar dari nilai *ADF t-stat* dan probabilitas lebih dari $\alpha=5$ persen. Maka pada tingkat level tidak memenuhi syarat stasioneritas. Variabel harus stasioner oleh karena itu, uji *unit root* harus ditingkatkan menjadi tingkat *first difference*.

Tabel 1
Hasil Uji Unit Root pada Tingkat Level

Variabel	Level			Kesimpulan
	ADF t-stat	T-stat 5%	Prob	
LOG MG	-0.897046	-3.661661	0.7757	Tidak stasioner
LOG PDB	-0.285886	-2.960411	0.9161	Tidak stasioner
LOG HR	-0.908529	-2.960411	0.7720	Tidak stasioner
LOG RPK	-0.404364	-2.960411	0.8965	Tidak stasioner
DUMMY	-0.683917	-2.960411	0.8364	Tidak stasioner

Sumber: Data diolah, 2020

Secara matematis model persamaan jangka pendek adalah sebagai berikut:

$$\Delta \ln MG_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PDB_t + \alpha_2 \ln HR_t + \alpha_3 \ln RPK_t + \alpha_4 DUMMY_t + ECT_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

Dimana: *MG* adalah kuantitas bawang putih impor, *PDB* adalah PDB perkapita, *HR* adalah harga relatif, *RPK* adalah rasio produksi domestik dan konsumsi, *DUMMY* adalah *dummy* untuk kebijakan ACFTA bawang putih (*DUMMY* =1 setelah ACFTA, *DUMMY* =0 sebelum ACFTA), ECT adalah *error correction term*, dan ϵ adalah *error term*.

Persamaan jangka pendek dengan menggunakan ECM menghasilkan koefisien *error correction term* (ECT). Nilai koefisien ECT harus bertanda

Uji unit root dilakukan pada tingkat *first difference* untuk mendapai ke-stasioneran. Hasil uji unit root pada tingkat *first difference* dipaparkan pada tabel 2. Nilai kritis yang lebih besar dari nilai *ADF t-stat* dan probabilitasnya lebih dari $\alpha=5$ persen maka dapat disimpulkan bahwa variabel stasioner.

Setelah masing-masing variabel stasioner maka dilakukan uji kointegrasi. Berdasarkan hasil uji kointegrasi pada tabel 3 dapat dilihat bahwa nilai *ADF t-stat* lebih besar dari nilai t-stat dengan nilai probabilitas sebesar 0.0004 dan lebih kecil dari $\alpha=5$ persen. Dapat disimpulkan bahwa variabel impor, pendapatan per kapita, harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* memiliki keseimbangan jangka panjang.

Tabel 2
Hasil Uji Unit Root pada Tingkat *First Difference*

Variabel	<i>First Difference</i>			
	ADF t-stat	T-stat 5%	Prob	Kesimpulan
LOG MG	-6.242985	-2.963972	0.0000	stasioner
LOG PDB	-3.997818	-2.963972	0.0045	stasioner
LOG HR	-5.953386	-2.963972	0.0000	stasioner
LOG RPK	-4.613019	-2.963972	0.0009	stasioner
DUMMY	-5.477226	-2.963972	0.0001	stasioner

Sumber: Data diolah, 2020

Tabel 3
Hasil Uji Kointegrasi *Eagle-Granger*

Variabel	<i>Level</i>			
	ADF t-stat	T-stat 5%	Prob	Signifikansi
ect	-4.864015	-2.960411	0.0004	stasioner

Sumber: Data diolah, 2020

Hasil regresi persamaan jangka panjang:

$$\begin{aligned}
 MG_t = & 6.695829 + 0.690167PDB_t \\
 & + 0.562806HR_t^* - 0.509020RPK_t^* - \\
 & 0.899961DUMMY_t^* \quad (3)
 \end{aligned}$$

Harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* berpengaruh signifikan terhadap permintaan bawang putih impor. Harga relatif menunjukkan hubungan positif terhadap impor bawang putih. Kenaikan harga relatif akan meningkatkan impor sebesar 0,56 persen. Hal ini sejalan dengan penelitian (Aliyu & Ismail, 2017) bahwa dalam jangka panjang bahwa harga relatif memiliki dampak positif terhadap volume impor. Harga bawang putih yang murah dari Cina membuat impor mengalami kenaikan. Harga bawang putih domestik lebih mahal yang lebih melambung tinggi menjadikan konsumen lebih memilih bawang putih impor, oleh karenanya seiring dengan naiknya harga relatif, impor juga mengalami peningkatan.

Rasio produksi/konsumsi memiliki hubungan yang negatif terhadap bawang

putih impor. Naiknya produksi/konsumsi sebesar 1 ton maka akan menurunkan impor sebesar 0,50 persen. Sejalan dengan penelitian Karaman & Tezel (2016) bahwa dalam jangka panjang permintaan impor dipengaruhi oleh rasio produksi/konsumsi. Ketika produksi dalam negeri tidak dapat memenuhi konsumsi, maka rasio cakupan produksi/konsumsi menurun. Produksi bawang putih domestik melambat sedangkan konsumsinya terus mengalami peningkatan.

Dummy tarif merupakan faktor yang paling berpengaruh dalam jangka panjang. *Dummy* tariff memiliki hubungan yang negatif terhadap bawang putih impor. Kenaikan tariff maka akan menurunkan impor sebesar 0,89 ton. Sejak diterapkannya ACFTA, penurunan pasokan bawang putih impor tertinggi adalah tahun 2010 yaitu sebesar 11 persen dari tahun sebelumnya. Penurunan ini diakibatkan oleh pengurangan impor dari negara asal (Cina) karena kebutuhan di negaranya meningkat. ACFTA membuat negara-negara yang tergabung menjadi takut akan ketidakmampuan berdaya saing

tetapi hal ini merupakan tantangan jika memaksimalkan efisiensi produksi maka akan berubah menjadi peluang yang potensial (Ibrahim dkk., 2010). Impor memang tidak dapat dihapuskan tetapi impor bisa ditekan. Pemerintah Indonesia saat ini sedang menggalakkan program swasembada bawang putih yang dimulai sejak tahun 2016.

Pendapatan perkapita tidak berpengaruh signifikan terhadap bawang putih impor. Hubungan antara pendapatan perkapita dengan impor adalah positif. Pendapatan perkapita yang naik \$1 akan meningkatkan impor sebesar 0,69 persen. Pendapatan yang meningkat akan menyebabkan konsumen mengeluarkan pendapatannya untuk membeli dengan jumlah yang lebih (Lee dkk., 2019). Selain itu bawang putih adalah jenis barang yang dikategorikan sebagai kebutuhan. R-squared sebesar 0,95 menunjukkan bahwa 95 persen permintaan bawang putih impor dipengaruhi oleh pendapatan perkapita, harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* tariff. Sedangkan 5 persen dipengaruhi oleh variabel lain diluar model. Hasil regresi persamaan jangka pendek:

$$MG_t = 0.128193 - 2.232699PDB_t^* - 0.083614HR_t - 0.740814RPK_t^* - 0.263031DUMMY_t - 0.493398ECT_{t-1}^* \quad (4)$$

Pendapatan perkapita merupakan faktor yang paling berpengaruh dalam menentukan bawang putih impor di Indonesia. Kecepatan penyesuaian bawang putih impor, pendapatan per kapita, harga relatif, rasio produksi/konsumsi, dan variabel *dummy* tariff selama setengah tahun. ECT sebesar 0,05 berarti penyesuaian kebijakan dalam menuju keseimbangannya paling pendek membutuhkan waktu setengah tahun. Nilai koefisien ECT yang bertanda negatif dengan probabilitas lebih kecil dari signifikansi $\alpha = 5$ persen menunjuk-

kan validitas dari hubungan keseimbangan jangka panjang diantara variabel dalam persamaan. Variabel *dummy* yang menggambarkan liberalisasi kebijakan sebelum dan sesudah ACFTA tidak signifikan pada $\alpha = 5$ persen yang mengindikasikan penurunan impor.

PENUTUP

Uji unit root menggunakan uji *Eagle-Granger* menunjukkan bahwa masing-masing variabel stasioner pada tingkat *first difference*. Uji kointegrasi menunjukkan bahwa variabel impor, pendapatan perkapita, harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* memiliki keseimbangan jangka panjang. Nilai koefisien ECT yang bertanda negatif dengan probabilitas lebih kecil dari signifikansi menunjukkan validitas dari hubungan keseimbangan jangka panjang diantara variabel dalam persamaan. Harga relatif, rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* tariff berpengaruh signifikan terhadap permintaan bawang putih impor dalam jangka panjang. Dalam jangka pendek permintaan impor dipengaruhi oleh rasio produksi dan konsumsi, dan *dummy* tariff. Baik dalam jangka panjang atau jangka pendek tariff memiliki hubungan yang negatif terhadap impor.

Dalam jangka pendek, pendapatan perkapita merupakan faktor yang memengaruhi dalam impor bawang putih dan bersifat elastis. Sedangkan dalam jangka panjang *dummy* tariff merupakan faktor yang paling berpengaruh dalam impor bawang putih dan bersifat elastis. Kenaikan tariff impor akan menyebabkan harga komoditas impor menjadi relatif lebih mahal dan mengurangi permintaan. Tariff dalam jangka panjang dan jangka pendek harus diterapkan, impor tidak bisa dihilangkan karena terikat dengan kesepakatan perjanjian ACFTA. Kenaikan tariff dan turunnya permintaan impor memberikan intensif agar produksi dalam

negeri dapat ditingkatkan. Pemerintah harus mengupayakan peningkatan produksi agar dapat mencapai swasembada bawang putih dan impor dapat ditekan.

DAFTAR PUSTAKA

- Adam, L., & Negara, S. D. (2017). ASEAN-China Free Trade Agreement: Tantangan dan Peluang Bagi Indonesia. *Masyarakat Indonesia*, 36(2), 1-24.
- Aliyu, A. J., Ismail, N. W., & Malaysia, P. (2017). Food Imports and Exchange Rate: The Application of Dynamic Cointegration Framework. *Malaysian Journal Of Mathematical Sciences*, 11(2), 101-14.
- Hameed, A. A. A., Arshad, F. M., & Alias, E. F. (2016). Assessing Dynamics of Palm Oil Import Demand: The Case of Six Asian Countries. *Journal of Food Products Marketing*, 22(8), 949-966.
- Hariwibowo, P. A., & Anindita, R. (2015). The Evaluation of Indonesia Import Policies of Garlic. *Greener Journal of Business and Management Studies*, 5(1), 016-030.
- Karaman, S., & tezel, G. (2016). Estimation of Turkey's Import Demand Elasticity for Lint Cotton: An ARDL Bounds Testing Approach. *KSÜ Doğa Bilimleri Dergisi*, 19(1), 66-71.
- Lee, K., Gallardo, R. K., & Giacinti, M. (2020). The Indian Demand for Imported Fresh Apples: Effects of Tariff Reductions. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 52(1), 30-46.
- Malau, H. (2017). An Analysis of The Indonesian Balance of Trade Before and After Implementation of The ASEAN China Free Trade Area (ACFTA). *Human Behavior, Development and Society*, 15(1), 98-107.