

## RESPON PENAWARAN PETANI BAWANG PUTIH DI TENGAH PANDEMI COVID-19

Ahmad Zainuddin<sup>1\*</sup>, Intan Kartika Setyawati<sup>1</sup>, Illia Seldon Magfiroh<sup>1</sup>, Rena Yunita Rahman<sup>1</sup>, Dudi Septiadi<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Program Studi Agribisnis, Fakultas Pertanian, Universitas Jember  
Jl. Kalimantan 37 Kampus Tegal Boto, Jember 68121, Jawa Timur, Indonesia

<sup>2</sup>Program Studi Agribisnis, Fakultas Pertanian, Universitas Mataram  
Jl. Majapahit No.62, Gomong, Selaparang, Mataram 83126, Nusa Tenggara Barat, Indonesia

\*Corresponding author: [zainuddin91.faperta@unej.ac.id](mailto:zainuddin91.faperta@unej.ac.id)

**Abstract:** *Garlic is one of the main staples contributing to the biggest inflation in Indonesia because domestic prices tend to increase. On the other hand, imports of Indonesian garlic have an increasing trend even during the Covid-19 pandemic. This will certainly affect the supply of garlic farmers. The purpose of this study was to determine the response of garlic farmers to changes in domestic and import prices during the Covid-19 pandemic. This study was used secondary data in the form of annual time series data with a period of 30 series, from 1990 to 2020. In this study, an attempt has been made to examine the supply response of garlic farmers in Indonesia by using Error Correction Model (ECM). The results showed that the Covid-19 pandemic caused garlic farmers to be very responsive to domestic prices, but not responsive to import prices. Therefore, high prices are also an incentive for farmers to increase their income of garlic farmers.*

**Keywords:** *garlic, price, supply response*

**Abstrak:** Bawang putih menjadi salah satu bahan pokok penyumbang inflasi terbesar di Indonesia karena harga domestik cenderung meningkat. Di sisi lain, impor bawang putih Indonesia memiliki kecenderungan yang meningkat meskipun pada masa pandemi Covid-19. Impor bawang putih akan memengaruhi penawaran petani bawang putih. Tujuan penelitian ini untuk mengetahui respon petani bawang putih terhadap perubahan harga domestik dan impor di tengah pandemi Covid-19. Penelitian ini menggunakan data sekunder dalam bentuk data *time series* tahunan dengan periode waktu sebanyak 30 *series* yaitu dari tahun 1990 hingga tahun 2020. Metode analisis yang digunakan adalah analisis *Error Correction Model* (ECM). Hasil penelitian menunjukkan bahwa adanya pandemi Covid-19 menyebabkan petani bawang putih sangat responsif terhadap harga domestik, namun tidak responsif terhadap harga impor. Oleh karena itu, harga yang tinggi juga menjadi insentif bagi petani untuk meningkatkan pendapatan petani bawang putih.

**Kata kunci:** bawang putih, harga, respon penawaran

### PENDAHULUAN

Bawang putih merupakan salah satu komoditas penting bagi Indonesia. Jika dilihat dari segi ekonomi, harga bawang putih di Indonesia sering mengalami perubahan. Perubahan harga bawang putih juga menjadi salah satu

penyumbang laju inflasi di Indonesia. Jumlah penduduk Indonesia yang terus mengalami peningkatan juga menyebabkan, permintaan terhadap bawang putih cenderung mengalami peningkatan, namun kondisi penawaran bawang putih di Indonesia belum cukup untuk memenuhi kebutuhan dalam negeri. Hal

tersebut berimplikasi terhadap meningkatnya harga bawang putih dan mendorong adanya laju inflasi.

Peningkatan jumlah permintaan seiring peningkatan jumlah penduduk dengan kondisi produksi nasional yang belum bisa memenuhi kebutuhan konsumen menyebabkan kondisi ketidakseimbangan pasar bawang putih dalam negeri. Hal ini berdampak terhadap peningkatan harga domestik dan jumlah impor yang juga meningkat. Adanya peningkatan harga seharusnya direspon oleh petani dalam hal peningkatan produksi. Di sisi lain, ketidakseimbangan pasar juga menyebabkan banyaknya bawang putih impor yang masuk ke dalam negeri. Data Pusdatin Kementan, 2020 menunjukkan bahwa terjadi defisit ketersediaan bawang putih sebesar 393,65 ribu ton, dan diperkirakan akan meningkat pada tahun 2021 menjadi 408,02 ribu ton. Defisit tersebut tentunya akan dipenuhi melalui impor dari negara lain, seperti: Tiongkok, India, Taiwan, dan Amerika Serikat.

Adanya pandemi Covid-19 yang melanda Indonesia sejak tanggal 2 Maret 2020 juga berpengaruh terhadap keseimbangan pasar bawang putih di Indonesia. Harga bawang putih sempat mengalami peningkatan hingga mencapai Rp. 75.000 per kg di awal masa pandemi. Hal ini dikarenakan impor bawang putih yang sebagian besar berasal dari Tiongkok mengalami hambatan. Tiongkok menghentikan pasokannya terkait rekomendasi izin impor karena adanya wabah corona. Perubahan harga yang meningkat tersebut ternyata kurang direspon oleh petani di mana realisasi tanam bawang putih di Tahun 2020 juga mengalami penurunan dibandingkan tahun 2019. Target realisasi tanam bawang putih tahun 2020 sekitar 2.077 ha atau hanya 30 persen dari target realisasi tanam (Kompas, 2021). Hal ini mengindikasikan bahwa petani kurang responsif terhadap perubahan harga khususnya di masa pandemi ini.

Analisis respon penawaran komoditas pertanian dapat dilakukan dengan dua pendekatan yaitu pendekatan output atau luas areal yang dikaitkan dengan perubahan harga. Pada penelitian ini akan dianalisis respon penawaran bawang putih dengan menggunakan dua pendekatan tersebut yaitu dengan pendekatan produktivitas dan luas lahan. Hal ini dikarenakan luas lahan dan produktivitas

merupakan variabel yang mudah dikontrol atau dikendalikan oleh petani (Nerlove, 1956). Sebagian besar penelitian respon penawaran sebelumnya berfokus pada harga dan efeknya pada respon penawaran komoditas pertanian. Benmehaia (2021), Kareem et al. (2014), Oladejo dan Ladipo (2012), Usman et al. (2013), mengukur respons penawaran dikaitkan dengan harga sendiri dan harga silang komoditas sereal di Ethiopia. Leaver (2004) mengestimasi responsivitas output pertanian petani Ukraina dan Zimbabwe terhadap harga tetapi tidak mempertimbangkan faktor pasar. Sebagian besar studi respon penawaran di masa lalu telah didasarkan pada model penyesuaian Nerlove (1958) dan penyesuaian output parsial Oladejo dan Ladipo (2012). Namun, model ini telah banyak dikritik karena asumsi-asumsi tambahannya dan kemungkinan menimbulkan regresi palsu sebagai akibat dari penggunaan seri waktu non-stasioner. Oleh karena itu, penelitian ini menggunakan metode kointegrasi dan *Error Correction Model* (ECM) untuk mengatasi masalah yang biasanya dihadapi dengan penggunaan model Nerlovian tradisional (Awotide, 2012).

Hasil Penelitian (Agustian dan Hartoyo, 2012; Awotide, 2012; Siregar, 2009; Sitingjak, 2015) menunjukkan bahwa respon penawaran jagung dengan pendekatan luas lahan dipengaruhi oleh harga jagung, harga kedelai, harga ubi kayu, curah hujan per tahun, nilai konversi lahan, suku bunga dan pertumbuhan lahan irigasi. Adapun respon penawaran dengan pendekatan produktivitas dipengaruhi oleh harga jagung, produktivitas tahun sebelumnya, upah tenaga kerja, harga pupuk urea, dan harga benih. Hasil penelitian (Siregar, 2009) menunjukkan bahwa elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung bersifat inelastis dan positif dalam jangka pendek, dan bersifat elastis dalam jangka panjang.

Penelitian respon penawaran bawang putih pernah dilakukan oleh Guo et al. (2019) dan Hariwibowo et al. (2014) dengan menggunakan model *nerlove*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa respon areal dipengaruhi oleh curah hujan, harga pupuk urea, dan harga gabah, sedangkan respon produktivitas dipengaruhi oleh produktivitas tahun sebelumnya, dan harga pupuk urea. Hal ini menunjukkan bahwa petani bawang putih tidak

responsif terhadap perubahan harga. (Hariwibowo et al., 2015) juga menambahkan bahwa impor bawang akan memengaruhi penawaran bawang putih di Indonesia. Melalui penelitian ini didapatkan hasil analisis yang dapat memberikan gambaran respon petani bawang putih terhadap perubahan harga, baik harga domestik maupun harga impor di tengah pandemi Covid-19. Penelitian ini berbeda dengan penelitian terdahulu (Hariwibowo et al., 2014) yang lebih membahas mengenai respon penawaran bawang putih pada kondisi sebelum pandemi Covid-19. Kebaharuan penelitian ini menyorot pada variabel penting yang berpengaruh terhadap respon penawaran bawang putih khususnya variabel harga domestik, harga impor bawang putih, curah hujan, harga pupuk, upah tenaga kerja dan *dummy* Covid-19. Adapun tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis respon penawaran petani bawang putih dengan pendekatan luas areal panen dan produktivitas.

#### METODE PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder dalam bentuk data deret waktu (*time series*) tahunan dengan periode waktu 30 *series* yaitu dimulai tahun 1991 sampai dengan tahun 2020. Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini berupa data produksi bawang putih, produktivitas bawang putih, luas panen bawang putih, harga domestik bawang putih, harga impor bawang putih, harga pupuk, upah tenaga kerja, dan rata-rata curah hujan. Data-data tersebut diperoleh dari Pusat

Data dan Sistem Informasi Pertanian Kementerian Pertanian, Kementerian Perdagangan Republik Indonesia, dan Badan Pusat Statistik.

Metode analisis yang digunakan dalam analisis respon penawaran petani terhadap perubahan harga bawang putih di tengah pandemi adalah menggunakan metode *Error Correction Model* (ECM). Tahap analisis *Error Correction Model* (ECM) sebagai berikut:

#### 1. Uji Stationeritas atau Uji Akar Unit

Tahapan yang penting dilakukan untuk menganalisis variabel yang berupa data deret waktu (*time series*) adalah melakukan uji stationeritas data. Data deret waktu harus bersifat stationer untuk mencegah adanya regresi palsu (*spurious regression*). Data dapat dikatakan stationer jika memiliki rata-rata (*mean*), varians (*variance*), dan kovarian (*covariance*) yang bersifat konstan dan tidak memiliki akar unit (*unit root*). Pengujian stationeritas data dilakukan dengan menggunakan kriteria *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Penggunaan uji ADF ini adalah untuk mengetahui ada tidaknya tren dalam data yang digunakan (Widarjono, 2012). Adapun uji ADF ini dapat dirumuskan dalam persamaan 1,2,3.

Persamaan 1 dengan persamaan lainnya memiliki perbedaan yaitu pada persamaan 1 tidak terdapat konstanta dan *trend* waktu. Sedangkan pada persamaan 2 terdapat konstanta namun tidak terdapat *trend* dan pada persamaan 3 terdapat konstanta dan *trend*.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \beta_i \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Di mana

$\Delta Y_t$  = Selisih variabel ( $Y_t - Y_{t-1}$ )

$\gamma$  =  $(\rho-1)$

$\alpha_0, \alpha_1, \gamma, \beta_i$  = Koefisien

$t$  = *Trend* waktu

$Y$  = Variabel yang diuji stasioneritasnya (variabel produktivitas bawang putih (Ton/Ha), luas panen bawang putih (Ha), harga bawang putih domestik (Rp/kg), harga bawang putih impor (Rp/kg), harga pupuk urea (Rp/kg), upah tenaga kerja (Rp), dan rata-rata curah hujan (mm/tahun).

$P$  = Panjang lag yang digunakan dalam model;

$\varepsilon$  = peubah *error*

Hipotesis dari uji stationeritas ini adalah jika  $H_0$  dan  $\gamma = 0$  maka data deret waktu yang digunakan memiliki akar unit atau bersifat tidak stationer, namun jika  $H_0$  dan  $\gamma = 1$  maka data bersifat stationer.

Uji stationeritas dapat dilakukan dengan menggunakan aplikasi Eviews 7 yaitu dengan membandingkan nilai ADF statistik dengan nilai kritis *Mackinnon*. Data dikatakan stationer jika nilai ADF statistik yang dihasilkan lebih besar dari nilai kritis *Mackinnon*, sebaliknya data dikatakan tidak stationer dan mengandung akar unit jika nilai *ADF statistic* yang dihasilkan lebih kecil dari nilai kritis *Mackinnon* (Ajija, Setianto, Setianto, & Primanti, 2012).

## 2. Error Correction Model (ECM)

*Error Correction Model* (ECM) memiliki kelebihan yaitu dapat diketahuinya nilai elastisitas jangka pendek dan jangka panjang. Hal ini menjadikan model ECM sebagai model yang dapat menjelaskan variabel independen dengan baik. Persamaan ECM untuk mengestimasi persamaan luas areal panen bawang putih adalah :

$$D\ln LBP_t = \alpha + \beta_1 \ln PBP_t + \beta_2 \ln PMBP_t + \beta_3 \ln CHJ_t + \beta_4 DCOV_t + \gamma \ln LBP_{t-1} + e_t \quad (4)$$

$-1 < \gamma < 0$

Di mana :

- $D\ln LBP_t$  = perbedaan pertama luas areal panen bawang putih (Ha)
- $\ln PBP_t$  = harga bawang putih domestik (Rp/kg)
- $\ln PMBP_t$  = harga impor bawang putih (Rp/kg)
- $DCOV_t$  = Dummy Adanya Covid-19 (nilai 1 jika Ada Covid-19, nilai 0 jika tidak ada Covid-19)
- $\ln CHJ_t$  = rata-rata curah hujan tahunan (mm/tahun)
- $\ln LBP_{t-1}$  = luas areal panen bawang putih periode sebelumnya (Ha)
- $\gamma$  = *error correction term*

Adapun fungsi respon penawaran dengan pendekatan produktivitas diketahui sebagai berikut:

$$D\ln YBP_t = \alpha + \beta_1 \ln PBP_t + \beta_2 \ln PUR_t + \beta_3 \ln UTK_t + \beta_4 \ln PMBP_t + \beta_4 \ln CHJ_t + \beta_4 DCOV_t + \gamma \ln YBP_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$-1 < \gamma < 0$

Di mana :

- $D\ln YBP_t$  = perbedaan pertama produktivitas bawang putih (Ton/Ha)
- $\ln PBP_t$  = harga bawang putih domestik (Rp/kg)
- $\ln PUR_t$  = harga pupuk urea (Rp/kg)
- $\ln UTK_t$  = upah tenaga kerja (Rp)
- $\ln PMBP_t$  = harga impor bawang putih (Rp/kg)
- $\ln CHJ_t$  = curah hujan (mm/tahun)
- $DCOV_t$  = Dummy Adanya Covid-19 (nilai 1 jika Ada Covid-19, nilai 0 jika tidak ada Covid-19)
- $\ln LYBP_{t-1}$  = produktivitas bawang putih periode sebelumnya (Ton/Ha)
- $\gamma$  = *error correction term*

Model ECM dikatakan valid jika nilai koefisien *Error Correction Term* (ECT) signifikan.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Respon penawaran bawang putih terhadap perubahan harga domestik dan harga impor di masa pandemi Covid-19 dilakukan dengan menggunakan dua pendekatan yaitu pendekatan luas areal dan pendekatan produktivitas. Hasil estimasi model dengan menggunakan analisis *Error Correction Model* (ECM) menghasilkan model yang terbaik dengan didasarkan pada kriteria ekonomi atau ekonometrika.

### Respon Penawaran Bawang Putih dengan Pendekatan Luas Areal Panen

Respon penawaran bawang putih dengan pendekatan luas areal menggunakan model *Error Correction Model* (ECM). Sebelum melakukan analisis *Error Correction Model* (ECM) terlebih dahulu dilakukan analisis stationeritas. Pengujian stationeritas digunakan untuk menganalisis pergerakan data *time series* dan melihat hubungan antar variabel dalam model. Pengujian ini untuk melihat konsistensi pergerakan data *time series* serta mencegah

adanya *spurious regression* (hubungan regresi palsu). Hasil analisis stationeritas dengan menggunakan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) pada kondisi level dan *first difference*. Kondisi diterima atau ditolaknya hipotesis nol berdasarkan nilai kritis *McKinnon* dengan nilai ADF statistiknya. Data stationer apabila nilai ADF statistik dari masing-masing variabel lebih kecil secara absolut dari nilai kritis *McKinnon*. Begitu pula sebaliknya jika nilai ADF statistiknya lebih besar secara absolut dari nilai kritis *McKinnon* maka data tersebut tidak stationer. Hasil uji stationeritas dapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1 menunjukkan bahwa semua data yang digunakan dalam penelitian ini tidak stationer pada level atau orde nol. Kesimpulan tersebut diperoleh dari nilai ADF statistik dari masing-masing variabel (luas areal, harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, dan curah hujan) lebih besar secara absolut dari nilai kritis *McKinnon* pada saat dilakukan uji stationeritas. Kemudian pengujian dilanjutkan dengan pengujian *unit root* pada *first difference*. Hasil uji menunjukkan bahwa semua variabel (luas areal, harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, dan curah hujan) telah stationer pada *first difference*. pada taraf signifikan 1%, 5% dan 10%, semua variabel atau data yang dipergunakan sudah stationer pada *first difference*, karena nilai ADF statistiknya lebih kecil secara absolut jika dibandingkan dengan nilai kritis *McKinnon*. Setelah dilakukan analisis stationeritas, kemudian dilakukan uji kointegrasi. Uji kointegrasi digunakan untuk melihat ada

tidaknya hubungan jangka panjang diantara variabel-variabel yang diamati. Variabel yang diamati dikatakan terkointegrasi jika residual dari kombinasi linear (nilai *Error Correction Term/ECT*) stationer. Hasil uji stationer terhadap nilai ECT dapat dilihat pada Tabel 2.

Hasil pengujian pada Tabel 2 menunjukkan bahwa residual pada persamaan respon penawaran dengan pendekatan luas areal adalah stationer pada level dengan selang kepercayaan 1 persen. Hal ini dilihat dari nilai statistik ADF yang lebih kecil dari nilai kritis *McKinnon*, sehingga disimpulkan bahwa variabel-variabel yang digunakan terdapat kointegrasi. Respon penawaran bawang putih yang dilakukan dengan pendekatan luas areal panen dilakukan dengan menggunakan beberapa faktor sebagai determinan seperti harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, curah hujan, dummy Covid-19, dan luas areal panen tahun sebelumnya. Hasil estimasi model respon penawaran bawang putih dengan menggunakan pendekatan luas areal dapat dilihat pada Tabel 3.

Tabel 3 menunjukkan bahwa model respon penawaran bawang putih Indonesia di masa pandemi Covid-19 memiliki nilai koefisien determinasi ( $Adj R^2$ ) sebesar 0,811. Artinya sebesar 81,1 persen variasi variabel luas areal panen dipengaruhi oleh variabel harga bawang putih domestik, harga impor, curah hujan, dummy Covid-19 dan luas areal periode sebelumnya), sisanya sebesar 18,9 persen dipengaruhi oleh variabel lain di luar model. Nilai koefisien determinasi tersebut yang

Tabel 1. Hasil pengujian akar unit variabel yang diamati

Variabel	Diferensiasi	Nilai ADF test Statistic	Nilai Kritis <i>McKinnon</i>			Kesimpulan
			1%	5%	10%	
Luas areal	I (0)	1,816	-3,578	-2,925	-2,601	Tidak Stationer
	I (1)	-5,365	-3,581	-2,927	-2,601	Stationer
Harga bawang putih domestik	I (0)	-2,011	-3,578	-2,925	-2,601	Tidak Stationer
	I (1)	-5,265	-3,581	-2,927	-2,601	Stationer
Harga impor bawang putih	I (0)	1,002	-3,578	-2,925	-2,601	Tidak Stationer
	I (1)	-5,782	-3,581	-2,927	-2,601	Stationer
Curah hujan	I (0)	-1,650	-3,578	-2,925	-2,601	Tidak Stationer
	I (1)	-5,719	-3,581	-2,927	-2,601	Stationer

Tabel 2. Uji akar unit terhadap residual persamaan (Nilai ECT)

Variabel	Nilai ADF test Statistic	Nilai Kritis <i>McKinnon</i>			Kesimpulan
		1%	5%	10%	
ECT	-3,876	-3,578	-2,925	-2,601	Stationer

Tabel 3. Hasil estimasi model respon penawaran bawang putih dengan pendekatan luas areal panen

Variabel	Koefisien	Nilai t-hitung
Konstanta	2,223	3,781***
Harga bawang putih domestik	0,719	3,347***
Harga impor bawang putih	0,082	2,295*
Curah hujan	-0,190	-1,323
Dummy Covid-19	-0,403	-2,899***
Luas Areal Panen periode sebelumnya	0,536	1,485
ECT	-0,247	-2,873***
<i>Adjusted R<sup>2</sup></i>	0,811	F hitung =7,846
Nilai <i>Durbin Watson</i>	1,938	Prob. F hitung=0,000

Keterangan: \*signifikan pada  $\alpha=0,1$ , \*\* signifikan pada  $\alpha=0,05$  dan \*\*\* signifikan pada  $\alpha=0,01$

relatif tinggi mengimplikasikan bahwa model persamaan yang dibangun untuk mengestimasi respon penawaran tergolong cukup baik. Berdasarkan hasil analisis model ECM pada Tabel 3. diketahui bahwa terdapat beberapa variabel yang berpengaruh signifikan terhadap luas areal bawang putih yaitu harga bawang putih domestik, harga impor, dummy Covid-19, dan luas areal pada tahun sebelumnya. Sedangkan variabel curah hujan tidak berpengaruh signifikan terhadap luas areal bawang putih.

Variabel harga bawang putih domestik memiliki tanda yang positif dan signifikan terhadap luas areal bawang putih pada taraf kesalahan 1%. Nilai koefisien sebesar 0,719. Nilai tersebut menunjukkan bahwa jika terjadi peningkatan harga bawang putih dalam negeri sebesar 10 persen, maka akan direspon oleh petani dengan meningkatkan areal panen sebesar 7,19 persen (*ceteris paribus*). Harga bawang putih domestik khususnya harga bawang putih tingkat konsumen akan menjadi sinyal bagi petani untuk menambah areal tanam bawang putih. Jika harga mengalami peningkatan, petani akan merespon dengan meningkatkan luas arealnya, sehingga akan berimplikasi terhadap pendapatan petani. Hal ini sesuai dengan Agustian dan Hartoyo (2012), Madlul et al. (2017), Siregar (2009) dan Sitinjak (2015) yang menyatakan bahwa harga komoditas menjadi patokan bagi petani untuk meningkatkan lahannya. Namun penelitian ini bertolak belakang dengan Leaver (2004) dan Martoyo et al. (1986) yang mengemukakan bahwa harga komoditas tidak berpengaruh terhadap peningkatan luas lahan.

Harga impor bawang putih memiliki pengaruh yang signifikan terhadap luas areal bawang putih. Harga bawang putih menunjukkan pengaruh yang positif sebesar

0,082. Artinya jika harga impor mengalami peningkatan sebesar 10%, maka luas areal bawang putih akan mengalami peningkatan sebesar 0,82% (*ceteris paribus*). Nilai harga impor bawang putih bersifat inelastis karena harga impor tidak secara langsung direspon oleh petani melainkan ditransmisikan terlebih dahulu dengan kenaikan harga bawang putih ditingkat pedagang yang kemudian disalurkan kepada petani. Hasil ini sesuai dengan Hariwibowo et al. (2014) yang menunjukkan bahwa petani kurang responsif terhadap perubahan harga impor bawang putih karena harga impor tidak langsung ditransmisikan kepada petani.

Adapun adanya Covid-19 juga memengaruhi luas areal bawang putih. Koefisien *dummy* Covid-19 berpengaruh signifikan pada taraf 1% dan memiliki tanda yang negatif. Adanya Covid-19 memberikan pengaruh terhadap penurunan luas areal bawang putih sebesar 0,403 persen (*ceteris paribus*). Pada masa awal pandemi Covid-19, harga bawang putih sempat mengalami peningkatan yang sangat tinggi hingga mencapai 75.000 per kg, namun demikian adanya peningkatan harga di masa pandemi tersebut tidak disertai dengan peningkatan luas areal tanam bawang putih. Hal ini dapat disebabkan oleh adanya kebijakan Pembatasan Sosial Berskala Besar (PSBB) di beberapa wilayah di Indonesia yang berimplikasi terhadap berkurangnya minat petani untuk membudidayakan bawang putih. Hal ini diperkuat dengan data bawah realisasi areal tanam bawang putih pada tahun 2020 hanya mencapai 30 persen dari luas areal yang ditargetkan. Variabel curah hujan dan luas areal bawang putih tahun sebelumnya tidak berpengaruh signifikan terhadap luas areal bawang putih. Hal ini dapat disebabkan oleh

kondisi curah hujan yang cenderung berubah setiap musimnya dan luas areal bawang putih yang juga cenderung berfluktuasi. Selain itu, bawang putih juga merupakan tanaman musiman yang dapat bersaing dengan komoditas lainnya terkait luas areal tanam. Pada usahatani bawang putih, luas areal tanam sebelumnya juga bukan merupakan patokan bagi petani untuk menentukan luas areal pada musim tanam berikutnya. Penelitian ini berkesesuaian dengan penelitian (Martoyo et al., 1986) yang menunjukkan bahwa luas tanam pada musim sebelumnya tidak memengaruhi penawaran komoditas karena adanya kecenderungan peningkatan luas areal tanam.

### Respon Penawaran Bawang Putih Dengan Pendekatan Produktivitas

Analisis respon penawaran bawang putih juga dilakukan dengan pendekatan produktivitas. Sebelum melakukan estimasi persamaan penawaran, dilakukan uji stationeritas terlebih dahulu. Hasil analisis stationeritas dapat dilihat pada Tabel 4. Semua data yang digunakan dalam analisis respon penawaran dengan pendekatan produktivitas tidak stationer pada level atau orde nol. Kesimpulan tersebut diperoleh dari nilai ADF statistik dari masing-masing variabel (produktivitas bawang putih, harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, harga pupuk urea, upah tenaga kerja, dan curah hujan) lebih besar secara

absolut dari nilai kritis *McKinnon* pada saat dilakukan uji stationeritas. Kemudian pengujian dilanjutkan dengan pengujian *unit root* pada *first difference*. Hasil uji menunjukkan bahwa semua variabel (produktivitas bawang putih, harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, harga pupuk urea, upah tenaga kerja, dan curah hujan) telah stationer pada *first difference*. Pada taraf signifikansi sebesar 1%, 5% dan 10%, semua variabel atau data yang dipergunakan sudah stationer pada *first difference*, karena nilai ADF statistiknya lebih kecil secara absolut jika dibandingkan dengan nilai kritis *McKinnon*.

Guna melihat hubungan variabel dalam jangka panjang, maka dilakukan uji kointegrasi. Variabel yang diamati dikatakan terkointegrasi jika residual dari kombinasi linear (nilai *Error Correction Term/ECT*) berada pada kondisi stationer. Hasil uji stationer terhadap nilai ECT pada model respon penawaran bawang putih dengan pendekatan produktivitas yang disajikan pada Tabel 5.

Hasil pengujian menunjukkan bahwa residual pada persamaan respon penawaran dengan pendekatan produktivitas adalah stationer pada level dengan selang kepercayaan 1%. Hal ini dilihat dari nilai statistik ADF yang lebih kecil dari nilai *McKinnon*, sehingga disimpulkan bahwa variabel-variabel yang digunakan terdapat kointegrasi. Respon penawaran bawang putih yang dilakukan

Tabel 4. Hasil pengujian akar unit variabel yang diamati

Variabel	Diferensiasi	Nilai <i>ADF test</i> <i>Statistic</i>	Nilai Kritis <i>McKinnon</i>			Kesimpulan
			1%	5%	10%	
Produktivitas pawang putih	I (0)	-0,445	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-6,417	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer
Harga bawang putih domestik	I (0)	-1,013	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-6,265	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer
Harga impor bawang putih	I (0)	1,202	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-5,722	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer
Curah hujan	I (0)	-0,650	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-6,728	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer
Harga pupuk urea	I (0)	-2,933	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-5,592	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer
Upah tenaga kerja	I (0)	0,072	-3,524	-3,508	-2,873	Tidak Stationer
	I (1)	-5,871	-3,712	-3,511	-2,982	Stationer

Tabel 5. Uji akar unit terhadap residual persamaan (Nilai ECT)

Variabel	Nilai <i>ADF test</i> <i>Statistic</i>	Nilai Kritis <i>McKinnon</i>			Kesimpulan
		1%	5%	10%	
ECT	-3,876	-3,578	-2,925	-2,601	Stationer

Tabel 6. Hasil analisis model respon penawaran bawang putih dengan pendekatan produktivitas

Variabel	Koefisien	Nilai t-hitung
Konstanta	2,531	2,309**
Harga bawang putih domestik	1,012	4,381***
Harga impor bawang putih	0,125	1,307
Harga pupuk urea	-0,043	-1,094
Upah tenaga kerja	-0,434	-2,461**
Curah hujan	-0,211	-1,917*
Dummy Covid-19	-0,023	-2,776**
Produktivitas bawang putih periode sebelumnya	0,074	3,402***
ECT	-0,727	-4,077***
Adjusted R <sup>2</sup>	0,825	F-hitung=8,972
Nilai Durbin Watson	2,005	Prob. F hitung=0,000***

Keterangan: \*signifikan pada  $\alpha=0,1$ , \*\* signifikan pada  $\alpha=0,05$  dan \*\*\* signifikan pada  $\alpha=0,01$

dengan pendekatan produktivitas dilakukan dengan menggunakan beberapa faktor sebagai determinan seperti harga bawang putih domestik, harga impor bawang putih, harga pupuk urea, upah tenaga kerja, curah hujan, dan produktivitas bawang putih tahun sebelumnya.

Hasil analisis respon penawaran bawang putih dengan pendekatan produktivitas disajikan pada Tabel 6 yang menjelaskan bahwa model yang dibangun memiliki *goodness of fit* yang relatif baik di mana model tersebut tidak terjadi multikolinearitas dan autokorelasi. Selain itu nilai koefisien determinasi sebesar 0,825 menunjukkan bahwa sebesar 82,5% keragaman variabel dependen dipengaruhi oleh variabel independen yang digunakan yaitu harga domestik, harga impor, upah tenaga kerja, harga pupuk, curah hujan, *dummy* Covid-19, dan produktivitas tahun sebelumnya, sisanya sebesar 17,5% keragaman dependen disebabkan oleh variabel lain di luar model. Adapun variabel yang memengaruhi secara signifikan terhadap produktivitas bawang putih adalah harga bawang putih domestik, upah tenaga kerja, curah hujan, dan *dummy* Covid-19, serta produktivitas bawang putih tahun sebelumnya. Sedangkan variabel harga impor, harga pupuk urea tidak berpengaruh secara signifikan.

Variabel harga bawang putih domestik berpengaruh signifikan terhadap produktivitas bawang putih Indonesia pada taraf kesalahan 1 persen. Nilai koefisien harga domestik sebesar 1,012 yang menunjukkan bahwa jika terdapat peningkatan harga bawang putih sebesar 10%, maka petani akan merespon terhadap peningkatan produktivitas bawang putih sebesar 10,12% (*ceteris paribus*). Hasil penelitian ini sejalan dengan teori yang

menyebutkan bahwa peningkatan harga akan direspon oleh petani dengan meningkatkan produksinya guna memperoleh insentif dari kenaikan harga bawang putih tersebut. Elastisitas harga terhadap produktivitas bawang putih bersifat elastis, yang berarti bahwa jika harga berubah, maka petani akan merespon terhadap peningkatan produktivitas yang lebih tinggi. Hasil ini sesuai dengan Agustian dan Hartoyo (2012) serta Onono et al. (2013) yang menunjukkan bahwa elastisitas penawaran terhadap harga sendiri bersifat elastis. Hal ini berarti petani sangat responsif terhadap perubahan harga untuk meningkatkan penawaran. Namun, hasil ini berlawanan dengan Leaver (2004) yang menyatakan bahwa petani sangat tidak responsif terhadap perubahan harga. Suryani et al. (2015) justru menunjukkan bahwa elastisitas komoditas padi lebih tinggi dari komoditas lainnya karena terdapat kebijakan harga dari pemerintah, sedangkan untuk komoditas lainnya mengikuti harga pasar sehingga petani tidak responsif terhadap perubahan harga.

Upah tenaga kerja memiliki tanda yang negatif dan berpengaruh signifikan pada taraf kepercayaan 95 persen. Nilai koefisien upah tenaga kerja sebesar -0,434, berarti jika terjadi peningkatan upah tenaga kerja sebesar 10%, maka petani akan merespon dengan mengurangi jumlah tenaga kerja yang digunakan dalam budidaya bawang putih, sehingga berakibat pada penurunan tingkat produktivitas bawang putih yang dibudidayakan sebesar 4,34%. Hasil penelitian ini sesuai dengan Pangestika et al. (2015), Siregar (2009) dan Sitinjak (2015), dimana peningkatan upah akan menurunkan produktivitas suatu komoditas.



Curah hujan juga berpengaruh signifikan terhadap produktivitas bawang putih dengan nilai koefisien sebesar -0,211. Jika terjadi peningkatan curah hujan sebesar 10% akan mengurangi produktivitas bawang putih sebesar 2,11% (*ceteris paribus*). Bawang putih merupakan tanaman yang berasal dari Asia Timur yang menghendaki iklim kering dan suhu tidak terlalu tinggi agar membentuk umbi. Hal ini mengakibatkan bawang putih cenderung tidak menyukai curah hujan tinggi yang menyebabkan pertumbuhan umbi dapat terganggu dan kebusukan pada umbi bawang putih. Tanda koefisien yang negatif juga berarti bahwa jika terjadi peningkatan curah hujan pada musim tanam maka petani akan merespon dengan menunda untuk menanam bawang putih dan menunggu curah hujan yang ideal, sedangkan petani yang sudah menanam akan mengalami penurunan produksi bahkan dapat menyebabkan kegagalan panen. Hasil ini sejalan dengan penelitian (Hariwibowo et al., 2014) yang menunjukkan bahwa curah hujan dalam jangka pendek berpengaruh terhadap produktivitas bawang putih. Hasil ini juga sesuai dengan penelitian Siregar (2009), bahwa variabel iklim memengaruhi penawaran komoditas palawija di Indonesia. Hal ini juga sesuai dengan Blanc (2013) serta Ibitoye dan Shaibu (2014) yang menunjukkan bahwa variabel iklim seperti curah hujan dan suhu berpengaruh pada penawaran komoditas. Leaver (2004) menyebutkan bahwa curah hujan tinggi akan menyebabkan penawaran menjadi berkurang karena komoditas pertanian sangat peka terhadap cuaca yang dapat menyebabkan kuantitas dan kualitasnya menurun

Adanya pandemi Covid-19 juga berpengaruh signifikan terhadap produktivitas bawang putih di Indonesia. Nilai parameter variabel *dummy* adanya Covid-19 bertanda negatif sebesar -0,023. Hasil ini mengindikasikan bahwa pada saat pandemi Covid-19, petani akan merespon dengan mengurangi produksinya dan berimplikasi

terhadap penurunan produktivitas (*ceteris paribus*). Hasil ini dapat terjadi karena pada masa pandemi ini, importasi bawang putih dari luar negeri masih dilakukan untuk memenuhi kebutuhan dalam negeri meskipun pada awal pandemi sempat terkendala karena China menutup ekspor bawang putih ke Indonesia dan terjadi *panic buying* di masa awal pandemi. Namun, setelah itu jumlah impor bawang putih dapat dikatakan stabil, sehingga petani tidak merespon dengan meningkatkan produktivitas bawang putih yang ditanamnya. Kebijakan pembatasan sosial berskala besar (PSBB) yang diterapkan di beberapa wilayah menyebabkan distribusi bawang putih dari petani sempat mengalami hambatan, sehingga petani merespon dengan tidak meningkatkan produksinya.

Harga impor bawang putih tidak berpengaruh terhadap penawaran karena harga impor tidak langsung ditransmisikan kepada petani melainkan melalui pedagang. Harga pupuk juga tidak berpengaruh terhadap penawaran bawang putih karena fakta di lapangan menunjukkan bahwa harga pupuk bukan merupakan acuan petani dalam berproduksi. Petani lebih mementingkan ketersediaan pupuk dibandingkan dengan harga. Meski terjadi peningkatan harga, petani tetap akan membeli pupuk sesuai dengan kebutuhan petani. Hal ini sesuai dengan Magfiroh et al. (2018), bahwa harga urea relatif tinggi dengan ketersediaan yang langka. Kondisi ini membuat petani mengurangi penggunaan urea karena dapat mengakibatkan penurunan produktivitas. Guna menganalisis lebih jauh mengenai respon penawaran bawang putih di tengah pandemi ini, maka terlebih dahulu perlu dihitung elastisitas penawaran bawang putih yang terdiri atas elastisitas jangka panjang dan jangka pendek yang disajikan pada Tabel 7. Elastisitas areal panen dan produktivitas bawang putih terhadap harga domestik pada jangka panjang dan jangka pendek memiliki tanda yang positif.

Tabel 7. Elastisitas jangka pendek dan jangka panjang penawaran bawang putih terhadap perubahan harga pada masa pandemi Covid-19 di Indonesia

Keterangan	Respon Luas Lahan Bawang Putih ( <i>eAP</i> )	Respon Produktivitas Bawang Putih ( <i>eYP</i> )	Respon Penawaran Bawang Putih ( <i>eQP</i> )
Elastisitas jangka pendek	0,719	1,012	1,731
Elastisitas jangka panjang	1,549	1,093	2,642

Keterangan :  $eAP + eYP = eQP$

Hal ini berarti bahwa kenaikan harga bawang putih akan meningkatkan luas areal panen dan produktivitas bawang putih dalam jangka pendek dan panjang.

Nilai elastisitas jangka panjang cenderung bersifat elastis dibandingkan dengan elastisitas jangka pendeknya. Petani bawang putih memiliki peluang untuk melakukan berbagai penyesuaian terkait produksinya, sehingga dalam jangka panjang sangat responsif terhadap perubahan harga. Meskipun pada masa pandemi Covid-19, petani cenderung responsif terhadap perubahan harga. Harga bawang putih diprediksi akan terus mengalami peningkatan ke depannya karena peningkatan jumlah penduduk yang menyebabkan konsumsi bawang putih juga mengalami peningkatan. Berdasarkan nilai elastisitas tersebut, dapat disimpulkan bahwa peningkatan penawaran bawang putih di Indonesia khususnya pada masa pandemi Covid-19 ini dapat dilakukan dengan dua usaha yaitu dengan melakukan ekstensifikasi usahatani bawang putih atau peningkatan produktivitas usahatani bawang putih (intensifikasi).

Implikasi kebijakan dan manajemen dapat dilakukan dengan upaya sebagai berikut:

1. Jaminan Harga Bawang Putih  
Hasil penelitian menunjukkan bahwa petani bersifat responsif terhadap perubahan harga bawang putih domestik. Oleh karena itu, diperlukan stimulus harga kepada petani untuk meningkatkan produksinya dan diperlukan perlindungan harga pada saat panen raya agar petani terlindungi dari kerugian akibat perubahan harga setiap musimnya.
2. Peningkatan Produktivitas Bawang Putih  
Nilai elastisitas respon produktivitas terhadap perubahan harga memiliki tanda yang positif. Hasil ini menjadi indikator bagi petani untuk meningkatkan produktivitasnya. Upaya peningkatan produktivitas dapat dilakukan dengan melakukan GAP (*Good Agricultural Practices*) dalam budidaya bawang putih sehingga dihasilkan produktivitas yang tinggi.
3. Ekstensifikasi usahatani bawang putih  
Elastisitas respon luas lahan bawang putih terhadap harga juga bernilai positif baik dalam jangka pendek maupun jangka

panjang. Hasil ini mengindikasikan bahwa upaya peningkatan luas areal atau ekstensifikasi merupakan upaya yang efektif untuk meningkatkan produksi bawang putih. Perluasan areal dapat dilakukan dengan mengoptimalkan luas lahan sawah dan memanfaatkan lahan yang sub-optimal dan marjinal baik yang berada di Jawa maupun di luar Jawa.

## KESIMPULAN

Harga bawang putih berpengaruh signifikan dan bernilai positif terhadap penawaran luas areal dan produktivitas. Ini menunjukkan bahwa harga bawang putih menjadi suatu sinyal atau patokan bagi petani untuk meningkatkan luas areal maupun produktivitas. Harga yang relatif tinggi tentu akan menjadi insentif bagi petani untuk meningkatkan pendapatannya. Harga impor bawang putih cenderung bersifat inelastis karena harga impor tidak langsung ditransmisikan kepada petani melainkan melalui pedagang terlebih dahulu. Pada masa pandemi Covid-19, petani cenderung tidak responsif terhadap luas areal maupun produktivitas bawang putih. Hal ini dapat terjadi karena pada masa pandemi ini, importasi bawang putih dari luar negeri masih dilakukan untuk memenuhi kebutuhan dalam negeri meskipun di awal pandemi sempat terkendala karena Tiongkok menutup ekspor bawang putih ke Indonesia dan terjadi *panic buying* di masa awal pandemi ini. Namun, setelah itu jumlah impor bawang putih dapat dikatakan stabil pada masa pandemi ini, sehingga petani tidak merespon dengan meningkatkan produktivitas bawang putih yang ditanamnya. Kebijakan pembatasan sosial berskala besar (PSBB) yang diterapkan di beberapa wilayah menyebabkan distribusi bawang putih dari petani sempat mengalami hambatan, sehingga petani merespon dengan tidak meningkatkan produksinya. Oleh karena itu, untuk meningkatkan luas areal maupun produktivitas bawang putih diperlukan suatu kebijakan harga agar petani dapat memperoleh insentif dari peningkatan harga tersebut.

## DAFTAR PUSTAKA

- Agustian, A., & Hartoyo, S. (2012). Pendugaan elastisitas penawaran output dan

- permintaan input usahatani jagung. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 13(2), 247–259.
- Ajija, S., Setianto, D., Setianto, R., & Primanti, M. (2012). *Cara Cerdas Menguasai Eviews*. Jakarta: Salemba Empat.
- Amine M. Benmehaia. (2021). Aggregate supply response in Algerian agriculture: the error correction model applied to selected crops. *New Medit*, 20(1), 85–96. <https://doi.org/10.30682/nm2101f>.
- Awotide, D. O. (2012). Supply response of maize, millet and sorghum in nigeria: an error correction model approach. *Nigerian Journal of Agricultural Economics (NJAE)*, 3(1), 19–27.
- Blanc, E. (2013). Food crop supply in sub-saharan africa and climate change. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 5(9), 337–350.
- Guo, F., Liu, P., Zhang, C., Chen, W., Han, W., Ren, W., & Ding, J. (2019). Research on the law of garlic price based on big data. *Computers, Materials and Continua*, 58(3), 795–808. <https://doi.org/10.32604/cmc.2019.03795>.
- Hariwibowo, P. A., Anindita, R., & Suhartini. (2014). Penawaran bawang putih di indonesia. *AGRIMETA: Jurnal Pertanian Berbasis Keseimbangan Ekosistem*, 4(8), 1262–1265.
- Hariwibowo, P. A., Anindita, R., & Suhartini, S. (2015). The evaluation of indonesia import policies of garlic. *Greener Journal of Business and Management Studies*, 5(1), 016–030. <https://doi.org/10.15580/gjbms.2015.1.081414329>.
- Ibitoye, S. J., & Shaibu, U. M. (2014). The effect of rainfall and temperature on maize yields in Kogi State, Nigeria. *Asian Journal of Basic and Applied Sciences*, 1(2), 37–43. <https://doi.org/10.2307/1229773>.
- Kareem, R., Ayinde, I., Bakare H.A, & Bashir, N. (2014). Determinants of aggregate agricultural supply response in Nigeria. *Nigerian Journal of Agricultural Economics (NJAE)*, 4(1), 44–57.
- Leaver, R. (2004). Measuring the supply response function of tobacco in Zimbabwe. *Agrekon*, 43(1), 114–131.
- Madlul, N. S., Bakar, R., & Lubis, Z. (2017). The influence of price and non-price factors on maize supply in Iraq: An econometrical analysis. *Imperial Journal of Interdisciplinary Research (IJIR)*, 3(7), 592–605. <https://doi.org/10.32861/jac.53.38.42>.
- Magfiroh, I. S., Zainuddin, A., & Setyawati, I. K. (2018). Maize supply response in Indonesia. *Buletin Ilmiah Litbang Perdagangan*, 12(1), 47–72.
- Nerlove, M. (1956). Estimates of the elasticities of supply selected agricultural commodities. *Journal Farm Econ*, 38(2), 496–506.
- Oladejo, J. A., & Ladipo, O. O. (2012). Supply analysis for maize in Oyo and Osun States of Nigeria. *International Journal of Life Science & Pharma Research*, 2(2), 8–18. Retrieved from [http://ijlpr.com/admin/php/uploads/60\\_pdf.pdf](http://ijlpr.com/admin/php/uploads/60_pdf.pdf)
- Onono, P. A., Wawire, N. W. H., & Ombuki, C. (2013). The response of maize production in Kenya to economic incentives. *International Journal of Development and Sustainability*, 2(2), 530–543.
- Pangestika, V. B., Syafrial, & Suhartini. (2015). Terhadap kinerja ekonomi jagung di Indonesia the simulation of corn import tarif policy toward the productivity of corn economy in Indonesia. *Habitat*, 26(2), 100–107.
- Siregar, G. S. (2009). *Analisis respon penawaran jagung dalam rangka mencapai swasembada jagung di*

- Indonesia [Skripsi]. Institut Pertanian Bogor, Bogor. 33(2), 91–106. <https://doi.org/10.21082/jae.v33n2.2015.91-106>.
- Sitinjak, W. (2015). *Analisis faktor-faktor yang memengaruhi permintaan dan penawaran jagung di Provinsi Sumatera Utara* [Skripsi]. Universitas Sumatera Utara, Medan.
- Usman, B. A., Adefila, J. O., & Musa, I. J. (2013). Impact of rural road transport on agricultural production in Kwara State , Nigeria. *Nigerian Journal of Agriculture, Food and Environment*, 9(2), 20–25.
- Suryani, E., Hartoyo, S., Sinaga, B. M., & Sumaryanto, N. (2015). Pendugaan elastisitas penawaran output dan permintaan input pada usaha tani padi dan jagung: pendekatan multiinput-multioutput. *Jurnal Agro Ekonomi*, Widarjono, A. (2012). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Yogyakarta: Ekonisia.