



ANALISIS FAKTOR-FAKTOR YANG MEMPENGARUHI IMPOR JAGUNG DI INDONESIA TAHUN 1982 – 2012

Lisa Revania[✉]

Universitas Negeri Semarang, Indonesia

Permalink/DOI: <http://dx.doi.org/10.15294/jejak.v7i2.3847>

Received: 3 Desember 2013; Accepted: 27 Desember 2013; Published: Maret 2014

Abstract

Total corn production is found to be larger than the consumption of maize. This implies that the imbalance condition between production and consumption of corn in nationwide level never happened. However, from 1982 to 2012, the imports of maize increased. In addition, the increase of GDP, the strengthening exchange rate, the increase of domestic price, and the falling import prices rise were alleged to affect on the volume of imports of maize in Indonesia. This study aims to analyze the factors affecting the **import** of maize in Indonesia. The variables that are used in this study is the production, exchange rate, GDP, industrial consumption, household consumption, price of domestic corn, and price of imported corn. Econometric analysis model used is Error Correction Model (ECM). This research reveals : (1) the data is stationary at first difference; (2) data used cointegrated means an association of long-term parameters; and (3) ECT coefficient is 0.612997 and is significant at $\alpha = 5\%$ meaning that the model used is valid. The conclusions of this study are: (1) In the short term, production, GDP, industrial consumption, and household consumption have a significant effect on the import of corn; (2) In the long term, production, exchange rate, GDP, industrial consumption, household consumption, and the price of domestic corn have a significant effect on maize imports in Indonesia.

Keywords: ECM, import, and corn.

Abstrak

Jumlah produksi jagung yang lebih besar dibandingkan dengan konsumsi jagung menunjukkan bahwa tidak pernah terjadi ketimpangan antara produksi dan konsumsi jagung secara nasional. Akan tetapi, selama kurun waktu 1982 - 2012 impor jagung Indonesia memiliki kecenderungan meningkat. Selain itu, kenaikan GDP, menguatnya kurs, kenaikan harga domestik, dan turunnya harga impor diduga berpengaruh terhadap kenaikan volume impor jagung di Indonesia. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi impor jagung di Indonesia. Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, harga jagung domestik, dan harga jagung impor. Model analisis ekonometrika yang digunakan dalam penelitian ini adalah *Error Correction Model* (ECM). Hasil penelitian menunjukkan bahwa: (1) data stasioner pada *first difference* (2) data yang digunakan terkointegrasi artinya adanya hubungan parameter jangka panjang (3) nilai koefisien ECT adalah 0,612997 dan signifikan pada $\alpha=5\%$, artinya model yang digunakan sudah sah atau valid. Kesimpulan penelitian ini adalah sebagai berikut: (1) Dalam jangka pendek, variabel produksi, GDP, konsumsi industri, dan konsumsi rumah tangga berpengaruh signifikan terhadap impor jagung (2) Dalam jangka panjang, produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga dan harga jagung impor, terbukti berpengaruh signifikan terhadap impor jagung di Indonesia.

Kata Kunci: ECM, impor, dan jagung

How to Cite: Revania, L. (2014). Analisis Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Impor Jagung di Indonesia Tahun 1982 – 2012. JEJAK Journal of Economics and Policy, 7 (1): 102-112 doi: 10.15294/jejak.v7i1.3847

PENDAHULUAN

Pembangunan pertanian memiliki peran yang strategis dalam perekonomian nasional. Rumusan Rencana Strategis (Renstra) Kementerian Pertanian Negara Republik Indonesia tahun 2010-2014 menjadi dasar pembangunan pertanian. Berdasarkan rumusan Renstra 2010-2014 target utama pembangunan pertanian di Indonesia, meliputi: Pencapaian Swasembada dan Swasembada Berkelanjutan, Peningkatan Diversifikasi Pangan, Peningkatan Nilai Tambah, Daya Saing, dan Ekspor, dan Peningkatan Kesejahteraan Petani (Kementerian Pertanian Republik Indonesia, 2009).

Dewasa ini, penelitian untuk diversifikasi jagung lebih intensif daripada untuk biji-bijian pakan lainnya. Pertanian bioteknologi digunakan untuk meningkatkan karakteristik dan kualitas jagung yang tahan serangga dan toleran terhadap herbisida. Varietas jagung ini diharapkan dapat meningkatkan lebih lanjut (Ratray, 2012).

Dalam rangka peningkatan produksi pertanian pada periode 2010-2014, Kementerian Pertanian akan lebih fokus pada peningkatan 39 komoditas unggulan nasional. Dari ke-39 komoditas unggulan nasional, ada 5 komoditas pangan utama yang dijadikan target swasembada, yaitu: padi, jagung, kedelai, gula dan daging sapi. Akan tetapi pola pengembangan sektor pertanian di Indonesia

masih cenderung bergantung pada ketersediaan sumber daya alam. Hal ini terlihat dengan tingginya ketergantungan komoditas pertanian pada faktor musim. Saptana (2009).

Jagung sebagai salah satu komoditas pangan utama memiliki peranan sangat penting dalam mendukung ketersediaan pangan. Produksi jagung Negara Indonesia meningkat dari waktu ke waktu karena permintaan global yang terus meningkat. Jagung sedang digunakan untuk pangan, pakan, menggunakan industri dan produksi etanol, tetapi ada banyak faktor yang mempengaruhi tingkat global penawaran dan permintaan. Karena faktor-faktor ini, industri jagung telah berkembang beberapa dekade untuk memenuhi permintaan yang terus meningkat.

Pada Tabel 1 terlihat bahwa tahun 2008 - 2012 perkembangan produksi jagung di Indonesia menunjukkan kecenderungan yang meningkat. Tingkat produksi komoditas jagung yang tinggi di Indonesia diikuti pula oleh tingginya tingkat konsumsi secara total. Selain dikonsumsi langsung oleh rumah tangga, jagung juga digunakan sebagai makanan ternak dan bahan baku industri pakan.

Pertumbuhan produksi jagung di Indonesia telah mampu mencukupi konsumsi jagung secara nasional. Bahkan produksi jagung dapat dikatakan surplus. Akan tetapi

Tabel 1. Produksi, konsumsi Industri, Konsumsi Rumah Tangga, dan Impor Jagung di Indonesia Tahun 2008 – 2012

Tahun	Produksi (ton)	Konsumsi Industri (Ton)	Konsumsi Rumah Tangga (Ton)	Impor (Ton)
2008	16.317.000	2.713.000	822.226	264.665
2009	17.630.000	3.415.000	579.119	338.798
2010	18.328.000	4.432.000	469.826	1.527.516
2011	17.643.000	4.941.000	358.498	3.207.657
2012	18.962.000	6.473.000	341.000	1.120.152

Sumber: Pusdatin Kementerian Pertanian (2012)

selama kurun waktu tersebut impor jagung di Indonesia mengalami kecenderungan meningkat secara fluktuatif. Impor dapat diartikan sebagai pembelian barang dan jasa dari luar negeri ke dalam negeri dengan perjanjian kerjasama antara 2 negara atau lebih. Impor juga bisa dikatakan sebagai perdagangan dengan cara memasukkan barang dari luar negeri ke wilayah Indonesia dengan memenuhi ketentuan yang berlaku. Ghoshray (2011).

Indonesia merupakan salah satu dari 10 negara produsen jagung terbesar di dunia dengan *share* sebesar 1,94% dari total produksi jagung di dunia. Rata-rata produksi jagung di Indonesia mencapai 15,44 juta ton per tahun (Pusdatin, 2012). Secara agregat Indonesia adalah negara importir produk pertanian termasuk jagung yang cenderung mengalami peningkatan. Mahalnya harga jagung dalam negeri dan murahnya harga jagung impor diduga mengakibatkan produk jagung impor membanjiri pasar jagung dalam negeri. Semakin tingginya impor jagung juga diduga didukung oleh GDP. Perkembangan GDP meningkat riil di Indonesia memiliki kecenderungan meningkat sejalan dengan meningkatnya volume impor jagung. Selain GDP, kurs juga diduga memiliki keterkaitan dengan impor. Perkembangan GDP, Kurs, dan harga jagung dapat dilihat pada tabel 2.

Tabel 2. GDP, Kurs, Harga Jagung Domestik, dan Harga Jagung Impor di Indonesia Tahun 2008 – 2012

Th	GDP (Milyar Rupiah)	Kurs (Rupiah)	Harga Domestik (Rp/kg)	Harga Impor (Rp/kg)
2008	1.986.843	10.950	3.573	2.484
2009	2.094.358	9.400	3.952	1.581
2010	2.313.838	8.991	4.616	1.699
2011	2.464.676	9.078	5.336	1.412
2012	2.618.139	10.066	5.306	1.913

Sumber: BPS, Pusdatin Kementerian Pertanian, dan IMF

Kemampuan impor suatu negara juga ditentukan dari nilai kurs mata uang yang berlaku pada saat itu. Kurs merupakan salah satu harga yang lebih penting dalam perekonomian terbuka, karena ditentukan oleh adanya keseimbangan antara permintaan dan penawaran yang terjadi di pasar, mengingat pengaruhnya yang besar bagi neraca transaksi berjalan maupun bagi variabel-variabel makro ekonomi lainnya. Kurs dapat dijadikan alat untuk mengukur kondisi perekonomian suatu negara. Pertumbuhan nilai mata uang yang stabil menunjukkan bahwa negara tersebut memiliki kondisi ekonomi yang relatif baik atau stabil. Biedermann (2008).

Ketidakstabilan nilai tukar ini mempengaruhi arus modal atau investasi dan perdagangan Internasional. Indonesia sebagai negara yang banyak mengimpor bahan baku industri mengalami dampak dan ketidakstabilan kurs ini, yang dapat dilihat dari melonjaknya biaya produksi sehingga menyebabkan harga barang-barang milik Indonesia mengalami peningkatan. Dengan melemahnya rupiah menyebabkan perekonomian Indonesia menjadi goyah dan dilanda krisis ekonomi dan kepercayaan terhadap mata uang dalam negeri.

METODE PENELITIAN

PDB mencerminkan kesejahteraan masyarakat dalam suatu negara, PDB yang meningkat menunjukkan bahwa pendapatan masyarakat meningkat. Ketika pendapatan mengalami peningkatan berarti daya beli masyarakat meningkat, namun ketika pasar dalam negeri *supply* barang lebih kecil daripada *demand*, maka untuk memenuhi kebutuhan dalam negeri pemerintah akan meng-eksport barang baik barang konsumsi maupun bahan baku untuk meningkatkan produksi dalam negeri. Biasanya kebutuhan

impor barang konsumsi melalui kebijakan pemerintah sedangkan bahan produksi melalui mekanisme pasar. Linnemann (2008).

Penelitian tentang analisis impor jagung di Indonesia diarahkan untuk mengkaji tentang faktor-faktor yang mempengaruhi impor jagung di Indonesia. Data yang digunakan adalah data *time series* selama 31 tahun (1982-2012) yang diperoleh dari berbagai sumber diantaranya; Pusdatin, Kementerian Pertanian, BPS, dan IMF.

Pendekatan yang digunakan dalam penelitian ini adalah pendekatan *Error Correction Model*. *Error Correction Model* (ECM). Model ECM dikatakan valid jika tanda koefisien koreksi kesalahan ini bertanda positif dan signifikan secara statistik (Widarjono, 2009). Penelitian ini menggunakan model ECM Domowitz Elbadawi. Adapun bentuk ECM dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} D(\text{IMPOR})_t = & \beta_0 + \beta_1 D(\text{PROD})_t \\ & + \beta_2 D(\text{KURS})_t + \beta_3 D(\text{GDP})_t + \beta_4 (\text{KIND})_t \\ & + \beta_5 D(\text{KRT})_t + \beta_6 D(\text{PD})_t + \beta_7 D(\text{PM})_t \\ & + \beta_8 \text{PROD}_{t-1} + \beta_9 \text{KURS}_{t-1} + \beta_{10} \text{GDP}_{t-1} \\ & + \beta_{11} \text{KIND}_{t-1} + \beta_{12} \text{KRT}_{t-1} + \beta_{13} \text{PD}_{t-1} + \beta_{14} \text{PM}_{t-1} \\ & + \beta_{15} \text{ECT} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

Melihat fenomena yang terjadi maka penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi impor komoditas jagung di Indonesia selama periode tahun 1982-2012.

Dari persamaan 1 dapat pula diestimasi koefisien regresi jangka panjang seperti yang pada persamaan 2 dibawah ini:

$$\begin{aligned} \text{IMP}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{PROD}_t + \beta_2 \text{KURS}_t + \beta_3 \text{GDP}_t \\ & + \beta_4 \text{KIND}_t + \beta_5 \text{KRT}_t + \beta_6 \text{PD}_t \\ & + \beta_7 \text{PM}_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Stasioneritas

Dalam analisis data *time series* sangat penting untuk melihat stasioneritas data. Apabila tidak dilakukan uji stasioneritas maka kemungkinan besar data akan menjadi semu. Uji Stasioneritas data dalam penelitian ini dilakukan dengan Uji Philip Peron (PP). Jika Nilai absolut statistik PP > nilai kritisnya maka data yang diamati menunjukkan stasioner, dan sebaliknya jika nilai absolut statistik PP < nilai kritisnya maka data yang diamati tidak stasioner (Widarjono, 2009). Setelah dilakukan olah data dengan menggunakan E views 7, hasil uji stasioneritasnya terlihat pada tabel 3.

Tabel 3. Hasil Uji Akar Unit dengan Metode PP pada Tingkat Level

Variabel	Nilai Statistik PP	Keterangan
IMPOR	-2,646486	Tidak Stasioner
PROD	1,146438	Tidak Stasioner
KURS	-0,728775	Tidak Stasioner
GDP	1,030224	Tidak Stasioner
KIND	-2,413461	Tidak Stasioner
KRT	-1,967197	Tidak Stasioner
PD	2,889068	Tidak Stasioner
PM	0,124668	Tidak Stasioner
Nilai Kritis $\alpha=5\%$	-2,963972	

Berdasarkan hasil uji stasioneritas pada tabel 3 semua variabel tidak signifikan pada $\alpha=5\%$ Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa semua variabel yang digunakan belum stasioner pada tingkat level.

Uji Derajat Integrasi

Uji derajat integrasi merupakan kelanjutan dari uji *unit root* sebagai konsekuensi dari tidak terpenuhinya asumsi stasioneritas pada derajat nol. Uji derajat integrasi dilakukan untuk mengukur pada tingkat diferensi ke berapa semua variabel stasioner.

Uji derajat integrasi dilakukan melalui uji Philip Pheron (PP) pada tingkat *first difference*. Data dikatakan stasioner apabila nilai PP > nilai kritisnya. Sebaliknya data tidak stasioner jika nilai hitung PP < nilai kritis distribusi t statistik. Tabel 4 merupakan hasil dari uji derajat integrasi.

Tabel 4. Hasil Uji Unit dengan Metode PP pada Tingkat *First Difference*

Variabel	Nilai Statistik PP	Keterangan
IMPOR	-12,93621	Stasioner
PROD	-7,213234	Stasioner
KURS	-5,217705	Stasioner
GDP	-5,210672	Stasioner
KIND	-9,034253	Stasioner
KRT	-8,222168	Stasioner
PD	-5,043863	Stasioner
PM	-11,23629	Stasioner
Nilai Kritis $\alpha=5\%$	-2,967767	

Setelah dilakukan uji derajat integrasi dengan derajat integrasi 5%, diperoleh hasil bahwa nilai PP semua variabel berada dia tas nilai kritisnya (Tabel 4). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa semua variabel yang digunakan sudah stasioner.

Uji Kointegrasi

Dalam penelitian ini, uji kointegrasi yang dilakukan adalah dengan menggunakan metode Durbin-Watson (CRDW). Tahapan pertama adalah melakukan estimasi model regresi, kemudian mendapatkan nilai DW. Kemudian dari nilai DW tersebut dibandingkan dengan $\alpha=1\%$, $\alpha=5\%$, $\alpha=10\%$, yang masing-masing besarnya 0,511; 0,386; dan 0,322. Jika nilai hitung d lebih besar dari nilai kritisnya, maka data terkointegrasi (Widarjono, 2009).

Pada Tabel 5 terlihat bahwa nilai CRDW hitung lebih besar dari nilai kritis mutlak pada $\alpha=5\%$ (2,419758 > 0,386). Dengan demikian dapat diambil kesimpulan

bahwa data terkointegrasi atau dengan kata lain terdapat keseimbangan dalam jangka panjang.

Tabel 5. Hasil Uji *Cointegration Regression Durbin Watson* (CRDW)

Persamaan Regresi	CRDW Hitung	Nilai Kritis $\alpha=5\%$
IMPOR=PROD, KURS, GDP, KIND, KRT, PD, PM	2,419758	0,386

Error Correction Model (ECM)

ECM merupakan teknik untuk mengoreksi ketidakseimbangan jangka pendek menuju pada keseimbangan jangka panjang. Model ECM dikatakan valid jika tanda koefisien koreksi kesalahan ini bertanda positif dan signifikan secara statistik (Widarjono, 2009). Tabel 6 merupakan hasil estimasi ECM model Domowitz Elbadawi.

Tabel 6. Hasil Estimasi *Error Correction Model*

Variabel	Koefisien	t-statistik	Prob
C	3,24E+09	2,239963	0,0432
D(PROD)	-0,341243	-4,342480	0,0008
D(KURS)	-24362,27	-0,358696	0,7256
D(GDP)	523,4934	2,628964	0,0073
D(KIND)	0,222640	4,461875	0,0006
D(KRT)	-0,691902	-1,922870	0,0767
D(PD)	242560,7	0,604474	0,5559
D(PM)	330188,8	0,927077	0,3708
PROD(-1)	-1,019700	-2,607040	0,0217
KURS(-1)	126176,2	2,235788	0,0435
GDP(-1)	57,05487	2,168523	0,0088
KIND(-1)	-0,462219	-1,795908	0,0958
KRT(-1)	-1,159815	-2,064554	0,0595
PD(-1)	1486402,	5,472635	0,0001
PM(-1)	32742,69	0,070128	0,9452
ECT	0,612997	2,328049	0,0367
R ²	= 0,940771		
Ajd R ²	= 0,872429		
F-statistik	= 13,76576		
DW Statistik	= 2,220057		
t-tabel	= 1,717		

Sumber: Data diolah

Keterangan: Signifikan pada level 5%

Berdasarkan tabel 6, hasil ECM nya terlihat bahwa nilai koefisien ECT sebesar 0,612997 menunjukkan bahwa ketidakseimbangan dalam jangka pendek akan disesuaikan dalam waktu 6 tahun 1 bulan. Model ECM dikatakan valid jika tanda koefisien koreksi kesalahan ini bertanda positif dan signifikan secara statistik (Widarjono, 2009).

$$\begin{aligned}
 D(\text{IMPOR}) = & 3240000000,0 - 0,341243 D(\text{PROD})_t \\
 & - 24362,27 D(\text{KURS})_t + 523,4934 D(\text{GDP})_t \\
 & + 0,222640 (\text{KIND})_t - 0,691902 D(\text{KRT})_t \\
 & + 242560,7 D(\text{PD})_t + 330188,8 D(\text{PM})_t \\
 & - 1,019700 \text{PROD}_{t-1} + 126176,2 \text{KURS}_{t-1} \\
 & + 57,05487 \text{GDP}_{t-1} - 0,462219 \text{KIND}_{t-1} \\
 & - 1,159815 \text{KRT}_{t-1} + 1486402 \text{PD}_{t-1} \\
 & + 32742,69 \text{PM}_{t-1} + 0,612997 \text{ECT} + \epsilon_t \quad (3)
 \end{aligned}$$

Hasil Estimasi ECM pada tabel 6 menunjukkan nilai koefisien ECT sebesar 0,612997 menunjukkan bahwa model koreksi kesalahan ini valid dan dapat digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi impor komoditas jagung di Indonesia, antara lain produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, harga jagung domestik, dan harga jagung impor.

Uji Asumsi Klasik

Multikolinieritas

Multikolinieritas berarti adanya hubungan yang linier atau pasti, diantara beberapa atau semua variabel yang menjelaskan dari model regresi. Untuk melakukan uji multikolinieritas digunakan metode Klein. Jika R^2 regresi *auxiliary* < R^2 model utamanya maka model terbebas dari multikolinieritas, dan sebaliknya (Sumodiningrat, 1996).

Selain dapat menjelaskan perubahan variabel bebas terhadap variabel terikat dalam jangka pendek, ECM dapat menjelaskan

perubahan dalam jangka panjang. Nilai koefisien jangka panjang diperoleh dengan cara nilai koefisien lag jangka pendek dijumlahkan dengan nilai koefisien ECT kemudian dibagi dengan ECT. Berdasarkan perhitungan nilai koefisien jangka panjang maka diperoleh model jangka panjang sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \text{IMPOR}_t = & 5285507106 - 0,96786 \text{PROD}_t + \\
 & 205835,9 \text{KURS}_t + 94,0752 \text{GDP}_t + \\
 & 0,24596 \text{KIND}_t - 0,89204 \text{KRT}_t + \\
 & 2424812,2 \text{PD}_{t-1} + 53415,11 \text{PM}_t + \\
 & 0,612997 \text{ECT} + \epsilon_t \quad (4)
 \end{aligned}$$

Dari perhitungan tersebut akan diperoleh nilai koefisien jangka panjang. Tabel 7 menunjukkan nilai koefisien jangka pendek dan jangka panjang.

Tabel 7. Nilai Koefisien Regresi Jangka Pendek dan Jangka Panjang

Variabel	Jangka Pendek	Jangka Panjang
C	3,24E+09	5,28E+07
PROD	-0,341243	-0,96786
KURS	-24362,27	205835,9
GDP	523,4934	94,0752
KIND	0,222640	0,24596
KRT	-0,691902	-0,89204
PD	242560,7	2424812,2
PM	330188,8	53415,11

Berdasarkan hasil uji pada tabel 8 dapat diketahui bahwa dalam jangka pendek model bebas dari multikolinieritas, sedangkan dalam jangka panjang terdapat permasalahan multikolinieritas di dalam model. Namun, menurut Sumodiningrat (1996), multikolinieritas terjadi karena penggunaan nilai kelambanan (*lagged value*) dari variabel bebas tertentu dalam model regresi atau model empiris. Dengan demikian masalah multikolinieritas dalam model ECM dapat diabaikan

Tabel 8. Hasil Estimasi *Error Correction Model*

Variabel	R ₂	r ₂	Kesimpulan
D(PROD)	0,940771	0,763660	Bebas Multikolinieritas
D(KURS)	0,940771	0,652055	Bebas Multikolinieritas
D(GDP)	0,940771	0,576948	Bebas Multikolinieritas
D(KIND)	0,940771	0,744197	Bebas Multikolinieritas
D(KRT)	0,940771	0,695828	Bebas Multikolinieritas
D(PD)	0,940771	0,842730	Bebas Multikolinieritas
D(PM)	0,940771	0,815809	Bebas Multikolinieritas
PROD(-1)	0,940771	0,999199	Multikolinieritas
KURS(-1)	0,940771	0,961000	Multikolinieritas
GDP(-1)	0,940771	0,976202	Multikolinieritas
KIND(-1)	0,940771	0,990689	Multikolinieritas
KRT(-1)	0,940771	0,986365	Multikolinieritas
PD(-1)	0,940771	0,984810	Multikolinieritas
PM(-1)	0,940771	0,977809	Multikolinieritas

Sumber: Data diolah

Keterangan: Signifikan pada level 5%

Heteroskedastisitas

Untuk membuktikan ada tidaknya heteroskedastisitas dalam suatu model, maka dapat dilakukan melalui Uji *White*. Berdasarkan hasil pengolahan data pada model ECM diperoleh hasil nilai *prob Chi-Squared* sebesar $0,7290 > 0,05$. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa dalam model ECM tidak terjadi heteroskedastisitas.

Otokorelasi

Untuk mendeteksi adanya otokorelasi dengan melakukan Uji LM (*Bruesch Godfrey*). Berdasarkan hasil pengolahan data dengan Uji L-M diketahui besarnya *Obs* R-squared* sebesar $3,687284 < \text{nilai } \chi^2 \text{ tabel}$ dengan $\alpha = 5\%$ yaitu sebesar $32,6705$. Dengan demikian model empirik yang digunakan bebas dari masalah otokorelasi.

Linieritas

Uji Linieritas digunakan untuk melihat apakah model mempunyai hubungan linier atau tidak. Berdasarkan hasil Ramsey Reset Test diketahui bahwa nilai Prob F sebesar

$0,5464 > 0,05$ maka dapat disimpulkan bahwa model yang digunakan berbentuk linier.

Normalitas

Uji normalitas dimaksudkan untuk menguji apakah nilai residual yang telah distandardisasi pada model regresi berdistribusi normal atau tidak (Suliyanto 2011: 69). Metode yang digunakan adalah menggunakan uji Jarque Berra (JB Test). Berdasarkan hasil pengolahan data pada model diperoleh bahwa nilai Jarque-Bera (JB) $1,007051 < \chi^2 \text{ tabel}$ sebesar $32,6705$. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa residual berdistribusi normal.

Uji t-Statistik

Uji t digunakan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel bebas terhadap variabel terikatnya. Dalam penelitian ini digunakan uji t dengan satu sisi. Jika t statistik $> t \text{ tabel}$ maka variabel independen berpengaruh terhadap variabel dependen, dan sebaliknya. Tabel 9 merupakan hasil uji t.

Tabel 9. Hasil Uji-t

Variabel	Jangka Pendek	Jangka Panjang
PROD	Berpengaruh	Berpengaruh
KURS	Tidak berpengaruh	Berpengaruh
GDP	Berpengaruh	Berpengaruh
KIND	Berpengaruh	Berpengaruh
KRT	Berpengaruh	Berpengaruh
PD	Tidak berpengaruh	Berpengaruh
PM	Tidak berpengaruh	Tdk berpengaruh

Sumber: Data diolah

Keterangan: Signifikan pada level 5%

Berdasarkan tabel 9, hasil uji-t menunjukkan dalam jangka pendek variabel yang berpengaruh terhadap impor jagung di Indonesia adalah variabel produksi, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga. Sedangkan dalam jangka panjang variabel produksi, Kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, dan harga jagung domestik berpengaruh terhadap impor jagung di Indonesia.

Uji F-statistik

Uji F digunakan untuk mengetahui pengaruh secara bersama-sama variabel bebas terhadap variabel terikatnya. Berdasarkan hasil estimasi ECM menunjukkan F-statistik sebesar $13,76576 > F$ tabel dengan tingkat signifikan 5% sebesar 2,40, maka H_0 ditolak dan H_a diterima, yang berarti bahwa variabel produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, harga jagung domestik, dan harga jagung impor berpengaruh secara bersama-sama terhadap impor komoditas jagung di Indonesia.

Adjusted R-squared (R^2)

Berdasarkan hasil estimasi ECM diketahui nilai Adjusted R-square adalah 0,872429. Nilai ini menunjukkan bahwa variabel produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, harga jagung domestik, dan harga jagung impor dapat menjelaskan

variasi perubahan impor komoditas jagung di Indonesia sebesar 87%, sedangkan sisanya sebesar 13% dijelaskan oleh variabel lain di luar model.

PEMBAHASAN

Pada tingkat signifikan $\alpha=5\%$ Variabel PROD (Produksi) berpengaruh signifikan terhadap impor jagung. Variabel PROD (Produksi) memiliki koefisien -0,341243, artinya impor jagung akan menurun sebesar 0,341243 kg jika produksi meningkat sebesar 1 kg dalam jangka pendek.. Koefisien variabel produksi dalam jangka panjang sebesar -1,019700 dengan t-statistik sebesar -2,607040 $>$ t-tabel ($\alpha=5\%$) sebesar -1,717. Hal ini menunjukkan bahwa produksi jagung di Indonesia mempunyai pengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia baik dalam jangka panjang maupun dalam jangka pendek. Tinggi rendahnya produksi dipengaruhi oleh produktivitas dan luas panen. Salah satu hal yang hal yang menyebabkan adanya surplus produksi jagung, namun impor jagung di Indonesia semakin tinggi yaitu kurangnya pasokan jagung gigi kuda (*Zea mays indentata*) yang digunakan sebagai bahan baku industri pakan sedangkan di Indonesia, sebagian besar petani lebih banyak menanam jagung lokal.

Hasil estimasi jangka pendek menunjukkan variabel kurs memiliki nilai koefisien regresi sebesar -24362,27 dengan t-statistik sebesar -0,358696. Berdasarkan ketentuan statistik, maka dapat diketahui variabel kurs tidak berpengaruh signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Hal ini terlihat dari nilai statistik sebesar $-0,358696 <$ t-tabel $\alpha=5\%$ sebesar 1,717. Dalam jangka panjang koefisien regresi sebesar 126176,2 dengan t-statistik sebesar 2,235788 yang menunjukkan bahwa dalam jangka panjang variabel kurs berpe-

ngaruh positif signifikan terhadap impor jagung di Indonesia.

Hasil estimasi jangka pendek menunjukkan variabel GDP riil Indonesia memiliki nilai koefisien regresi sebesar 523,4934 dengan t-statistik sebesar 2,628964. Dalam ketentuan statistik pengaruh GDP terhadap impor komoditas jagung di Indonesia dapat dibuktikan yang ditandai dengan nilai t-statistik sebesar $2,628964 > \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar 1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa variabel GDP berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor di Indonesia. Impor jagung akan meningkat sebesar 523,4934 kg jika GDP mengalami kenaikan sebesar 1 miliar rupiah. Dalam jangka panjang variabel GDP riil Indonesia memiliki nilai koefisien regresi sebesar 57,05487 dengan t-statistik sebesar 2,168523. Dalam ketentuan statistik pengaruh GDP terhadap impor komoditas jagung di Indonesia dapat dibuktikan yang ditandai dengan nilai t-statistik sebesar $2,168523 > \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar 1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang variabel GDP berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor di Indonesia. GDP sangat berpengaruh terhadap impor karena GDP merupakan sumber pembiayaan impor. Semakin besar GDP (pendapatan nasional) di Indonesia, maka impor jagung semakin besar.

Hasil estimasi jangka pendek menunjukkan variabel konsumsi industri memiliki nilai koefisien regresi sebesar 0,222640 dengan t-statistik sebesar 4,461875. Dalam ketentuan statistik pengaruh konsumsi industri terhadap impor komoditas jagung di Indonesia dapat dibuktikan yang ditandai dengan nilai t-statistik sebesar $4,461875 > \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar 1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa variabel konsumsi industri berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Impor

jagung akan meningkat sebesar 0,222640 kg jika konsumsi industri mengalami kenaikan sebesar 1 kg. Dalam jangka panjang nilai koefisien sebesar -0,462219 dan nilai t-statistik sebesar -1,795908 $> \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar 1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa variabel konsumsi industri berpengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia dalam jangka panjang. Ada beberapa alasan mengapa industri pakan melakukan impor jagung: (1) Terdapat perbedaan jenis jagung yang dibutuhkan. (2) Buruknya sistem pemasaran (3) Efisiensi, artinya pengusaha (industri pakan) dalam mengimpor jagung akan berurusan hanya dengan satu eksportir dari negara asal. Namun, jika menggunakan jagung lokal harus mengumpulkan sedikit demi sedikit dari petani lokal yang tersebar di berbagai daerah.

Hasil estimasi jangka pendek menunjukkan variabel konsumsi rumah tangga memiliki nilai koefisien regresi sebesar -0,691902 dengan t-statistik sebesar -1,922870. Dalam ketentuan statistik konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan yang ditandai dengan nilai t-statistik sebesar $-1,922870 > \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar -1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa variabel konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Impor jagung akan turun sebesar 0,691902 kg jika konsumsi rumah tangga mengalami kenaikan sebesar 1 kg. Dalam jangka panjang variabel konsumsi rumah tangga memiliki nilai koefisien regresi sebesar -1,159815 dengan t-statistik sebesar -2,064554. Nilai t-statistik sebesar $-2,064554 > \text{nilai } t\text{-tabel } \alpha = 5\%$ sebesar -1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang variabel konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan terhadap impor di Indonesia. Impor jagung akan menurun

sebesar 1,159815 kg jika konsumsi rumah tangga mengalami kenaikan sebesar 1 kg.

Variabel PD (Harga Domestik) dalam jangka pendek memiliki koefisien 242560,7. Pada tingkat signifikan $\alpha=5\%$ harga domestik tidak berpengaruh terhadap impor yang dilihat melalui nilai *t*-statistik sebesar $0,604474 < t\text{-tabel}$ sebesar 1,717. Dalam jangka panjang koefisien variabel harga domestik sebesar 1486402 dengan *t*-statistik sebesar $5,472635 > t\text{-tabel}$ ($\alpha = 5\%$) sebesar -1,717. Hal ini menunjukkan bahwa dalam jangka panjang harga jagung domestik di Indonesia mempunyai pengaruh positif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Menurut Pusdatin (2012), kenaikan harga domestik merupakan dampak meningkatnya biaya transportasi secara signifikan akibat kualitas jalan yang rusak, atau sarana jalan yang semakin tidak seimbang dengan pertumbuhan jumlah kendaraan sehingga mengganggu setem distribusi. Artinya, harga jagung domestik akan semakin mahal dengan bertambahnya biaya-biaya. Tingginya harga domestik inilah yang memicu impor

Hasil estimasi jangka pendek menunjukkan variabel PM (Harga Impor) memiliki nilai koefisien regresi sebesar 330188,8 dengan *t*-statistik sebesar $0,927077 < \text{nilai } t\text{-tabel}$ $\alpha = 5\%$ sebesar 1,717. Hasil ini menunjukkan bahwa dalam jangka pendek variabel harga impor tidak berpengaruh terhadap impor jagung di Indonesia. Dalam jangka panjang variabel harga jagung impor memiliki nilai koefisien regresi sebesar 32742,69 dengan *t*-statistik sebesar $0,070128 < \text{nilai } t\text{-tabel}$ $\alpha=5\%$ sebesar 1,717.

Kesimpulan yang dapat diambil adalah baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek variabel harga jagung impor tidak berpengaruh terhadap impor jagung di Indonesia.

KESIMPULAN

Produksi, kurs, GDP, konsumsi industri, konsumsi rumah tangga, harga jagung domestik, dan harga jagung impor berpengaruh secara bersama-sama terhadap impor komoditas jagung di Indonesia. Untuk variabel produksi jagung di Indonesia mempunyai pengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.

Kurs terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap impor jagung di Indonesia dalam jangka pendek. Dalam jangka panjang, kurs berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor di Indonesia GDP riil berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.

Konsumsi industri berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia dalam jangka pendek. Sedangkan, dalam jangka panjang variabel konsumsi industri berpengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Sedangkan konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia baik dalam jangka pendek maupun dalam jangka panjang.

Harga jagung domestik terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap impor jagung di Indonesia dalam jangka pendek. Dalam jangka panjang variabel harga jagung domestik berpengaruh positif dan signifikan terhadap impor jagung di Indonesia. Begitu juga dengan harga jagung impor tidak berpengaruh terhadap impor jagung di Indonesia

baik dalam jangka panjang maupun jangka pendek.

Berdasarkan hasil penelitian, maka Kebijakan pemerintah dalam memacu produksi jagung hendaknya lebih ditingkatkan melalui perluasan penggunaan benih hibrida. Kebijakan pemerintah sebaiknya juga diarahkan untuk peningkatan kualitas sumber daya manusia (petani) melalui pendidikan dan pelatihan teknis budidaya jagung melalui kemitraan dengan lembaga terkait seperti BPTP. Pemerintah juga sebaiknya terus meningkatkan pengadaan peralatan penanganan pasca- panen bagi petani. Sedangkan bagi industri pakan perlu membangun sistem kemitraan yang terstruktur dengan petani jagung agar lebih mudah memperoleh jagung sebagai bahan baku industri pakan.

DAFTAR PUSTAKA

- Badan Pusat Statistik. (1983). *Statistik Indonesia 1983-2012*. Jakarta: BPS.
- Biedermann, Daniel. (2008). A Life-cycle Approach to the Intemporal Elasticity of Substitution. *Journal of Macroeconomics*. 30 (2008): 481-498
- Ghoshray, Atanu. (2011). Underlying Trends and International Price Transmission of Agricultural Commodities. ADB Economic Paper Series No.257.
- IMF. (2014). *World Economic Outlook (WEO) data*. Website: <http://www.econstats.com/weo/V091.htm> diakses pada tanggal 26 Februari 2014
- Kementrian Pertanian Republik Indonesia. (2009). *Rencana Strategis Kementrian Pertanian Tahun 2010-2014*. website: <http://www.deptan.go.id/rebnsngtan/rancangan%20renstra%20deptan%202010-2014%20lengkap.pdf>. di akses pada Tanggal 10 Januari 2014.
- Linnemann, Ludger. (2008). *Balanced Budget Rules and Macroeconomics Stability with non Separable Utility*. *Journal of Macroeconomics*. 30 (2008) : 199-215
- Pusat Data dan Sistem Informasi Pertanian (Pusdatin) Kementrian Pertanian Negara Republik Indonesia. (2012). *Outlook Komoditas Pertanian Tanaman Pangan Jagung*. Jakarta: Kementrian Pertanian.
- Rattray, Jennifer. (2012). The Implications of The Increasing Global Demand for Corn. *UW-L Journal of Undergraduate Research XV*.
- Ribeiro, Marcos. (2008). The Political Economy of Structural Reforms Under a Deficit Restriction. *Journal of Macroeconomics*: 30: 2008
- Saptana, Ashari. (2009). Pembangunan Pertanian Berkelanjutan Melalui Kemitraan Usaha. *Jurnal Litbang Pertanian*. 26(4)
- Suliyanto. (2011). *Ekonometrika Terapan : Teori dan Aplikasi dengan SPSS*. Yogyakarta: Andi offset.
- Sumodiningrat, Gunawan. (1996). *Ekonometrika Pengantar*. Yogyakarta: BPFE.
- Widarjono, Agus. (2009). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Yogyakarta: Ekonisia.