

Permintaan Impor (*Import Demand*) Beras di Indonesia: Pendekatan Analisis

Times-Series – Vector Error Correction Model

HelmiNoviar¹, RollisJuliansyah²

¹Dosen Fakultas Ekonomi UniversitasTeuku Umar

helminoviar@utu.ac.id

²Dosen Fakultas Ekonomi UniversitasTeuku Umar

rollisjuliansyah@utu.ac.id

Abstract

This article aims to examine some of the components that affect rice imports in Indonesia in the short and long term through a time-series analysis method approach using the Vector Error Correction model as an approach of estimating commodity specific import demand models. Data series in the period 1975-2015 of variable domestic prices, international rice prices, exchange rates and GDP. Estimation results show only a one-way causality relationship between relative prices, exchange rates and income. While the long-term relationship is not found in this import demand model. Therefore, implications in further research especially in modeling time-series are the main recommendations in this article.

Kata kunci: *vector error correction, Import Demand,*

1. PENDAHULUAN

Setelah periode wasembada berdasarkan seiring dengan semakin meningkatnya permintaan beras domestik, tingkat ketergantungan Indonesia pada impor beras semakin meningkat (Eng, 1996). Perhatian utama pemerintah adalah kebijakan dan strategi penyediaan pangan yang cukup bagi masyarakat berupa strategi swasembada (*self-sufficiency*), ketahanan pangan (*food security*) dan pengendalian harga (*price stabilization*) (Simatupang & Timmer, 2008).

Perdebatan yang terjadi oleh para ahli adalah perdebatan tentang tingkat produksi dan konsumsi yang jika produksi kurang dari konsumsi maka impor beras dibenarkan (*justified*), dan jika dilihat dari pendapat (Rosner & McCulloch, 2008) data produksi beras Indonesia yang *over-estimated* 9-17% karena menggunakan kalkulasi dengan taksiran, sementara perhitungan tingkat konsumsi *under-estimated* sebab konsumsi rumah tangga yang mengkonsumsi di luar rumah tidak dihitung. Oleh karena itu, kesenjangan produksi dan konsumsi beras (*production-consumption gap*) menjadi indikator penting dalam memperhitungkan kuantitas impor yang tidak berdampak luar pada kesejahteraan petani.

Artikel ini bertujuan untuk mengkaji beberapa komponen yang berpengaruh terhadap impor beras di Indonesia dalam jangka pendek dan jangka panjang melalui pendekatan metode *time-series analysis* untuk mendapatkan kausalitas dan implikasi kebijakan yang perludilakukan pemerintah melalui Bulog dan Kementerian Pertanian dalam jangka pendek dan jangka panjang.

2. TINJAUAN PUSTAKA

Subjek analisis permintaan impor (import demand) biasanya dilakukan secara agregat dalam konteks makro, namun dalam perkembangannya beberapa penelitian telah melakukan analisis permintaan impor pada komoditi atau jasa tertentu (specific commodity) seperti yang pernah dilakukan oleh (Ferguson & Polasek, 1962) tentang elasticitas permintaan impor bahan pakaiannya wool di Amerika Serikat kemudian studi McCullough (1994) memperluas dengan menambahkan fungsi eksponsial impor secara simultan dalam menganalisis ketepatan elasticitas permintaan dan empatikian juga Rijal, Koshal, & Jung (2000) mengkaji tentang hal yang sama serta merekomendasikan fungsi permintaan impor log-linier lebih tepat untuk digunakan untuk mendapatkan kausalitas jangka pendek dan jangka panjang.

Walaupun demikian, pada literatur-literatur terdahulu lebih pada pendekatan tradisional terutama dari perspektif metodologi. Beberapa kajian terakhir, dengan ruang lingkup dan perspektif yang sama, pendekatan time-series mulai digunakan, namun masih sangat terbatas terutama dalam kasus import demand pada komoditi tertentu, beberapa studi empiris yang telah dilakukan misalnya kajian permintaan impor di kepulauan Fiji menggunakan *Autoregressive Distributed Lagged* (ARDL) (Narayan & Narayan, 2005); demikian juga Agbola & Damoense (2005) tentang permintaan impor untuk kelompok komoditi kacang-kacangan (*pulses*) yang menggunakan Stock-Watson Dynamic Ordinary Least Square (DOLS).

3. METODE PENELITIAN

3.1 Spesifikasi model

Fungsi permintaan impor pada umumnya dapat dituliskan:

$$M_t^d = f(Y_t, P_t^d, P_t^m, \dots) \quad (1)$$

Formulasi model permintaan impor (M_t^d) pada dasarnya masih menggunakan pendekatan mikro di mana Y_t , pendapatan (*income*) bertanda positif, sedangkan variabel berikutnya P_t^d harga domestik bertanda positif > 0 diasumsikan sebagai elastisitas harga silang (*cross-price elasticities*); dan P_t^m harga internasional bertanda negatif atau < 0 diasumsikan sebagai elastisitas harga sendiri (*owned price elasticities*), kemudian variabel demografi penduduk, berdasarkan studi Agbola & Damoense (2005) turut mempengaruhi perubahan komposisi konsumsi beras, namun demikian dalam artikel ini faktor penduduk dipakai dalam menentukan komposisi konsumsi domestik. Perbedaan yang dapat dilihat dari pendekatan persamaan (1) adalah pada elaborasi variabel-variabel dan metode yang digunakan. Bautista (1978); (Bautista & San, 1998) memasukkan elemen kurs (*exchange rate*) adalah harga internasional demikian juga Rijal, Koshal, & Jung (2000) yang mengkombinasikan teknik ekonometrik dengan time-series dengan model *partial adjustment model*. Studi (Narayan & Narayan, 2005) menggunakan pendekatan time series dengan model *autoregressive distributed lagged* (ARDL) yang jika perhatikan merupakan perluasan dari penelitian Rijal, Koshal, & Jung (2000). Walaupun demikian, studi permintaan impor dengan pendekatan analisis time-series masih relatif sedikit dalam literatur yang bisa diperoleh.

Jika persamaan (1) kita bagi dengan harga beras internasional maka akan diperoleh komponen-komponen variabel riil permintaan impor dengan asumsi fungsi permintaan homogen derajat nol dan menghindari *money illusion* (Narayan & Narayan, 2005) dengan menambahkan pengaruh kurs (*exchange rate*) dalam model sebagaimana yang dilakukan Bahmani-Oskooee & Kara (2005) maka persamaan (1) kita tulis kembali menjadi:

$$\frac{M_t^d}{P_t^m} = f\left(\frac{Y_t}{P_t^m}, \frac{P_t^d}{P_t^m}, \frac{P_t^m}{P_t^m}, ER_t\right)$$

sehingga:

$$m_t^d = (y_t, p_t, excr_t) \quad (2)$$

Di mana m_t^d adalah permintaan impor (*demand of import*), y_t merupakan pendapatan riil, dan p_t adalah rasio harga beras domestik terhadap beras impor, terakhir $excr_t$ adalah kurs rupiah terhadap dolar AS. Persamaan (2) dapat dituliskan dalam bentuk double log-linier berikut:

$$\ln m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln p_t + \alpha_3 \ln excr_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Model log-linier di atas berdasarkan landasan teori mikro setiap koefisiennya dapat diinterpretasikan sebagai nilai elastisitas dari masing-masing koefisien terutama pada variabel pendapatan dan rasio harga.

3.2 Vector Error Correction Model (VECM)

Untuk memperoleh hubungan kausalitas multivariate dari model permintaan impor beras di Indonesia akan menggunakan pendekatan time series dengan asumsi semua variabel dalam model (3) mengandung *unit root* tetapi berintegrasi. Oleh karena itu perlu dilakukan uji stasioneritas dalam hal ini digunakan Augmented Dickey-Fuller (ADF) test dan Phillip-Perron test. Untuk menentukan kriteria panjang lag yang dalam model digunakan Akaike Information Criteria (AIC) dan Schwarz (SC) (Majid & Mahrizal, 2007, p. 379). Dengan demikian berdasarkan (Majid & Mahrizal, 2007); Majid & Kassim (2015) pendekatan model *Vector error correction model (VECM)* dalam bentuk notasi matriks bisa dituliskan:

$$\Delta Z_t = \delta + \Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta Z_{t-k} + \Pi Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Di mana Z_t adalah vektor $\times 1$ dari variabel dan δ merupakan vektor konstanta berdimensi $n \times 1$. Dalam kasus impor demand variabel $Z_t = (m_t^d, y_t, p_t, excr_t)$ sedangkan Γ_i matriks koefisien dalam jangka pendek (*short run dynamics*) yang berdimensi $n \times n$, kemudian $\Pi = \alpha\beta'$ di mana α adalah vektor kolom $n \times 1$ yang mengindikasikan kecepatan penyesuaian dalam jangka pendek (*short run speed of adjustment*) sedangkan β' adalah vektor $1 \times n$ merupakan *white noise error term* dan terakhir order autoregression.

Pengujian statistik dilakukan dengan jumlah kuadrat daripada matriks koefisien Γ_i dan Π secara berurutan. Uji Wald dengan menghitung statistik F untuk mengujikausalitas multivariat berdasarkan statistik $H_0 \neq 0$ dari nilai $lagged$ himpunan koefisien Γ_i . Apabila hipotesis nol tidak dapat ditolak maka dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel bebas tidak berpengaruh atau penyebab (*cause*) dari variabel terikat demikian pula sebaliknya. Kemudian untuk matriks koefisien Π dikatakan signifikan (jika $H_0 \neq 0$), berdasarkan statistik t maka dapat disimpulkan bahwa kedua-dua variabel bebas dan variabel terikat mempunyai hubungan yang stabil dalam jangka panjang.

Berdasarkan model VECM (4) dapat pula dilakukan pengujian hubungan kausalitas antar variabel lag bebas dengan uji Granger. Di samping itu hubungan penyesuaian dan variabel terikat keterhadap deviasi dari $lagged$ yang terdapat pada $lag Vector Error Correction Term$ (ECT- $_1$). ECT- $_1$ signifikan maka terjadi kointegrasi yaitu variabel terikat kaitan menuju kesimbangan dalam jangka panjang. Berdasarkan Granger test, maka akan terdapat tempat kemungkinan yang akan terjadi dari hasil uji tersebut (Majid & Kassim, 2015), yaitu:

1. Hubungan kausalitas satu arah (*Uni directional causality*) dari variabel x dengan variabel lainnya, misalnya, y .
2. Hubungan kausalitas satu arah (*uni directional causality*) dari y terhadap x ;
3. Hubungan kausalitas dua arah (*bi directional causality*) antara y terhadap x ;

4. Hubungan kausalitas bebas (*independent causality*) x dan y ;

3.3 Impulse Response Function (IRF's) dan Variance Decompositions (VDC's)

Untuk menganalisis dampak dari goncangan suatu variabel dengan variabel lainnya dalam sistem VAR digunakan *Variance Decompositions* yang mengindikasikan dampak relatif satu variabel dengan variabel lainnya. VDCs merupakan pengukuran persentase dari varians error prediksi (*forecast error variance*) dari suatu variabel yang dijelaskan dari variabel lainnya. Informasi yang tersedia dari VDCs ini bagaimana respon satu variabel terhadap goncangan atau inovasi yang terjadi pada variabel lainnya.

Ilustrasi dari VDCs dapat dilihat dengan menggunakan Impulse response function (IRFs) dari masing-masing komponen variabel terhadap variabel lainnya. Dengan IRFs ini dapat diperoleh arah (*direction*), besaran (*magnitude*) dan faktor penentu dari perubahan suatu variabel akibat dari inovasi atau goncangan pada variabel lainnya.

4 HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

4.1. Data

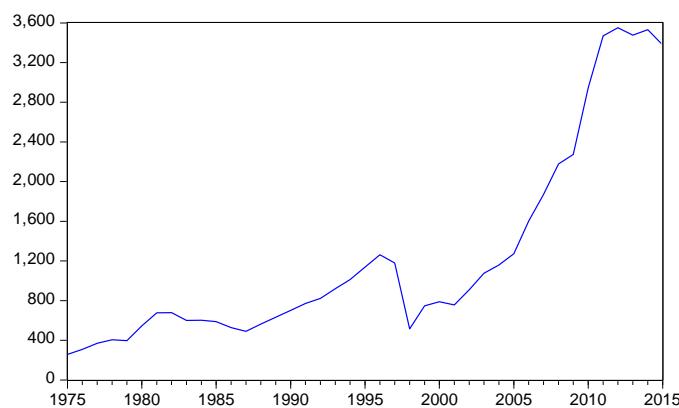
Pergerakan harga beras internasional yang diproksi dari harga beras kualitas medium Thailand cukup berfluktuatif setiap tahunnya, sementara itu harga beras domestik kualitas medium menunjukkan trend meningkat yang cukup tajam terutama dalam periode 2010-2015, demikian pula halnya dengan produk domestik bruto yang trendnya serupa dengan trend harga beras domestik. Harga beras impor dalam dalam tahun 2010 terlihat turun cukup signifikan US\$ 212,2, artinya dengan harga beras domestik yang meningkat maka kecenderungan untuk mengimpor akan semakin tinggi oleh karena adanya perbedaan harga yang bisa memberikan keuntungan pada importir (lihat: LAMPIRAN 1.).

TABEL 1. Statistik Deskriptif

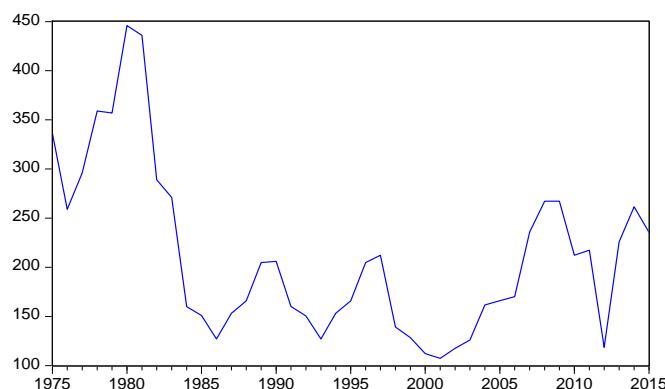
	MD	PD/PM	PDB	EXCR
Mean	552196,5	13,4995	1242,7320	5177,098
Median	250473,2	5,8747	789,0000	2308,000
Maximum	2818630.	72,93671	3551,000	13795,00
Minimum	11.5000	0,1786	258,0000	415,0000
Std. Dev.	758017,2	15,9902	1012,061	4455,038
Skewness	1,669455	1,6555	1,3608	0,373005
Kurtosis	4,955718	6,0240	3,4772	1,498283
Jarque-Bera	25,5791	34,3498	13,0422	4,803295
Probability	(0,0000)	0,0000	(0,0014)	(0,0905)
Sum	22640057	553,4805	50952,00	212261,0
Sum Sq. Dev.	2,30E+13	10227,57	40970706	7,94E+08

Gambaranum data-data yang digunakan dapat dilihat pada TABEL 1. sampel yang digunakan sebanyak 41, yaitu dari 1975-2015. Hampir seluruh variabel terlihat distribusinya asimetri yang dapat dilihat dari nilai kurtosis dengan memiliki distribusi data tidak normal, kecuali variabel nilai tukar (exchange rate). Walaupun memiliki hasil uji Jarque-Bera hampir seluruh variabel dapat menjelaskan secara maksimum dari minimum faktor dari model yang digunakan.

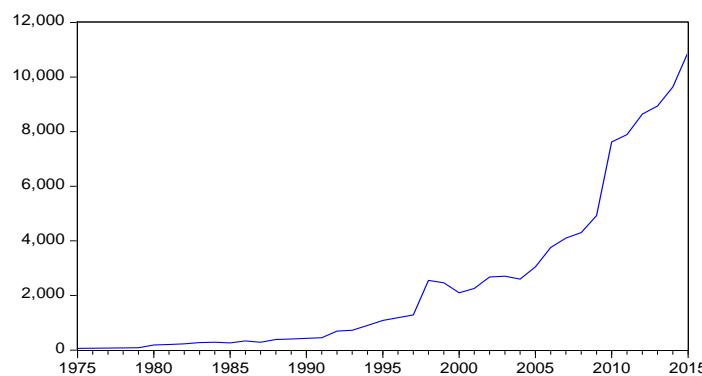
GAMBAR 1. Produk Domestik Bruto Indonesia (1975-2015)
PDB



GAMBAR 2. Rata-rata harga beras impor (1975-2015)
PM



GAMBAR 3. Rata-rata harga beras domestik (1975-2015)
PD



4.2 Uji stasioner dan kointegrasi

Untuk mendapatkan keakuratan hasil empiris dari model analisis regresi data-data dalam kondisi stasioner. Untuk tujuan ini maka digunakan uji stasioner Augmented Dickey-Fuller dan Phillips-Perron dengan menggunakan trend. Hasil uji ini akan dievaluasi apakah terdapat unit-root atau data tidak stasioner atau sebaliknya. Tabel berikut menampilkan hasil uji tersebut. Dari TABEL 2. dapat dilihat bahwa seluruh variabel memiliki unit root pada data level, sehingga perlu dilakukan difrens sehingga hampir seluruh varibel stasioner dengan signifikansi 1% kecuali EXCR 5%, seperti yang pernah ditemukan sen-Liew, Bahrumshah, & Chong (2004) dalam kasus real-exchange rate di beberapa negara Asia.

4.2 Uji stasioner dan kointegrasi

Untuk mendapatkan keakuratan hasil empiris dari model analisis regresi data-data dalam kondisi stasioner. Untuk tujuan ini maka digunakan uji stasioner Augmented Dickey-Fuller dan Phillips-Perron dengan menggunakan trend. Hasil uji ini akan dievaluasi apakah terdapat unit-root atau data tidak stasioner atau sebaliknya. Tabel berikut menampilkan hasil uji tersebut. Dari TABEL 2. dapat dilihat bahwa seluruh variabel memiliki unit root pada data level, sehingga perlu dilakukan difrens sehingga hampir seluruh varibel stasioner dengan signifikansi 1% kecuali EXCR 5%, seperti yang pernah ditemukan sen-Liew, Bahrumshah, & Chong (2004) dalam kasus real-exchange rate di beberapa negara Asia.

TABEL 2. Uji Unit Root dan Kointegrasi

Variabel	Level		First Difference ADF
	ADF	PP	
In MD	0.2484	-1.681430	-8.3918 ***
In EXCR	3.1173	-1.126207	-2.0727 **
In PDB	2.1152	0.6894	-5.9991 ***
In PD/PM	0.6894	2.1345	-5.6584 ***

Keterangan: Siginifikan 1% ***, 5%**, 10%*

Panjang lagged variable dapat dilihat pada tabel berikut:

TABEL 3. Kriteria Panjang Lagged Variable

Lag	LogL	AIC	SC	HQ
0	-185.096	9.95241	10.1248	10.0137
1	-35.8773	2.94091	3.80270*	3.24756*
2	-15.9901	2.73632*	4.28772	3.28820
3	-4.73048	2.98581	5.22672	3.78311

Keterangan: * kriteria panjang lag yang optimal

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Kriteria untuk menentukan panjang lag variabel dari model digunakan AIC model untuk sampel yang relatif kecil dengan nilai yang relatif lebih kecil dibandingkan SC dan HQ, oleh sebab itulah panjang lag yang digunakan di sini adalah dua lagged variable.

Pada tabel dibawah ini memperlihatkan pengujian kointegrasi dilakukan dengan uji Johansen untuk mendapatkan kemungkinan terjadinya hubungan kointegrasi pada variabel dalam model permintaan impor dengan menguji hipotesis $H_0 (r - 1)$ terhadap $H_1 (r)$ (Johansen, 1991), dengan kata lain jika dua atau lebih antar variabel berkointegrasi maka kemungkinan akan terdapat keimbangan dalam jangka panjang (Agbola & Damoense, 2005). Dengan membandingkan nilai *Max Eigen* dengan nilai *trace*-nya dan jika nilai trace lebih besar dari nilai kritis pada 1% dan 5% maka data terkointegrasi. Pada TABEL 3 diperoleh nilai trace statistik lebih kecil dari nilai kritis 5% dengan demikian dapat disimpulkan bahwa data tidak terkointegrasi. Berbeda dengan hasil empiris Agbola & Damoense (2005) di mana datanya berkoidegrasi. Oleh karena itu maka digunakan model Vector Error Correction Model dengan pada data *first difference*.

TABEL 4. Uji Kointegrasi

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob. ^{a)}
None	0.3562	36.1649	47.8561	0.3881
At most 1	0.2766	18.9906	29.7971	0.4936
At most 2	0.1082	6.3646	15.4947	0.6524
At most 3	0.0475	1.8974	3.8415	0.1684

Ket: Trace test mengindikasikan tidak terjadikointegrasi pada tingkat 0.05

* menandakan tidak hipotesis nol pada tingkat 0.05

a) MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Pengujian kointegrasi dilakukan dengan uji Johansen untuk mendapatkan kemungkinan terjadinya hubungan kointegrasi pada variabel dalam model permintaan impor dengan menguji hipotesis $H_0 (r - 1)$ terhadap $H_1 (r)$ (Johansen, 1991), dengan kata lain jika dua atau lebih antar variabel berkointegrasi maka kemungkinan akan terdapat keimbangan dalam jangka panjang (Agbola & Damoense, 2005). Dengan membandingkan nilai *Max Eigen* dengan nilai *trace*-nya dan jika nilai trace lebih besar dari nilai kritis pada 1% dan 5% maka data terkointegrasi. Pada TABEL 3 diperoleh nilai trace statistik lebih kecil dari nilai kritis 5% dengan demikian dapat disimpulkan bahwa data tidak terkointegrasi. Berbeda dengan hasil empiris Agbola & Damoense (2005) di mana datanya berkoidegrasi. Oleh karena itu maka digunakan model Vector Error Correction Model dengan pada data *first difference*. Pada tabel di bawah ini multivariat kausalitas antar variabel dalam model *import demand* berdasarkan model VECM. Dalam analisis untuk kausalitas jangka pendek adalah dengan melihat nilai *F* statistik, untuk jangka panjang melalui *t* statistik (Majid & Kassim, 2015).

TABEL 5. Multivarite VECM Kausalitas

Hubungan jangka pendek dan jangka panjang dapat dilihat dari nilai koefisien *lagged error correction term* (ECT-1) apabila tanda koefisien ECT-1 negatif maka terdapat hubungan jangka panjang atau variabel variabel yang mempengaruhi permintaan impor beras akan mencapai

keseimbangan dalam jangka panjang (*long run equilibrium*) dan sebaliknya jika positif maka tidak terdapat hubungan jangka panjang.

Dependent Variable	Independent Variable				
	$\Delta LNMD$	$\Delta LNEXCR$	$\Delta LNPD/PM$	$\Delta LNPDB$	ECT-1
$\Delta LNMD$	-	1.4262 (0.6083)	0.5479 (0.4059)	0.9601 (0.4334)	-0.165108 (-0.5064)
$\Delta LNEXCR$	-0.0028 (-0.2152)	-	-0.0241 (-0.2683)	0.1378 (0.8297)	0.1434 (0.6163)
$\Delta LNPD/PM$	-0.0039 (-0.1263)	0.1260 (0.2555)	-	0.0242 (-0.4527)	0.0304 (0.1012)
$\Delta LNPDB$	0.0097 (0.5437)	-0.1277 (-0.5968)	0.0585 (0.5119)	-	0.0488 (0.2148)

Ket: tanda () t statistik

Hasil estimasi model VECM permintaan impor beras ternyata tidak terdapat tidak terjadi keseimbangan dalam jangka panjang secara metodologi sudah terbukti dari uji kointegrasi pada bagian sebelumnya. Faktor lain yang dapat menjadi alasan penyebab tidak diperolehnya hubungan jangka panjang adalah pengaruh faktor di luar model yang belum diakomodasi misalnya kondisi cuaca (*weather*), penggunaan teknologi terutama dalam input pertanian yang dapat mengubah keadaan dalam waktu cepat (*shock/inovation*). Peran teknologi dalam pertanian dapat meningkatkan produksi domestik misalnya penggunaan pestisida, pupuk dan lain sebagainya menyebabkan produksi padi dapat meningkat secara signifikan oleh karena itu permintaan impor beras sangat *volatile* dan sebaliknya kondisi berubah atau berbanding terbalik akibat gagal panen dan faktor lainnya maka impor beras harus segera dilakukan untuk mengatasi kebutuhan beras nasional dalam waktu singkat sebab beras merupakan bahan makanan pokok (*staple food*) bagi masyarakat Indonesia.

Hubungan kausalitas antara EXCR, PD/PM dan PDB dengan permintaan impor (MD) signifikan (TABEL 5.) dengan kata lain hubungan timbal balik antara variabel terikat dengan variabel bebas tidak terjadi. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa yang terjadi hanyalah hubungan satu arah antara variabel bebas dengan variabel terikat (MD).

➤ Wald Test

Untuk menguji restriksi koefisien variabel *lag* dari model VECM permintaan impor yang telah diestimasi digunakan uji Wald dengan hipotesis:

- Model $\Delta LNMD$ $H_0 : C(2)=C(4)=C(5)=C(7)=C(8)=C(10)=C(11)=0$
- Model $\Delta LNEXCR$ $H_0 : C(2)=(1)+C(5)=C(6)=C(7)=C(8)=C(10)=C(11)=0$
- Model $\Delta LNPD/PM$ $H_0 : C(2)=C(4)=C(6)=C(8)=C(9)=0$
- Model $\Delta LNPDB$ $H_0 : C(2)=C(3)=C(4)=C(6)=C(8)=C(9)=0$

Dengan membandingkan F statistik dengan nilai kritis F di mana F statistik lebih besar dari nilai kritis maka H_0 tidak dapat diterima dan sebaliknya. Hasil uji Wald untuk empat model permintaan impor beras dapat dilihat pada TABEL 6. berikut.

TABEL 6. Hasil Uji Wald

Model	F Statistik	Probability
$\Delta Ln MD$	3,1594	0,0156
$\Delta LNEXCR$	1295,7040	0,0000

$\Delta \text{LNPD}/\text{PM}$	5,0659	0,0020
$\Delta \text{LNPD}/\text{B}$	16,3517	0,0000

Dapat disimpulkan dari TABEL 6. bahwa hipotesis nol (H_0) tidak dapat diterima dengan kata lain seluruh koefisien variabel lag dalam model VECM permintaan impor beras tidak terjadi pengulangan (*redundant*) yang signifikan menentukan variabel tidak bebas (*dependent variable*).

➤ *Variance Decompositions (VDCs)*

Analisis VDCs untuk mendapatkan interaksi dinamis dari permintaan impor beras dengan variabel-variabel yang menjadi indikator dalam menentukan jumlah impor beras di Indonesia dalam periode 1975-2015. Dengan menggunakan 10 periode analisis VDCs berdasarkan hasil nilai dari tabel berikut. TABEL 8. menjelaskan seberapa besar variabel EXCR PD/PM dan PDB mempengaruhi MD. Permintaan impor pada periode pertama 0% oleh ketiga variabel tersebut, tetapi pada periode kedua sampai periode ke sepuluh terus meningkat, tetapi hanya nilai tukar yang paling besar pengaruhnya secara dinamis terhadap permintaan impor beras walaupun belum signifikan yaitu masih di bawah 10%.

TABEL 7. Variance Decompositions DLNMD

Periode (tahunan)	S.E.	DLNMD	DLNEXCR	DLNPD/PM	DLNPDB
1	1.991425	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	2.361705	99.55141	0.437290	0.011246	5.71E-05
3	2.506554	98.81263	1.175144	0.011553	0.000669
4	2.573766	97.99083	1.991911	0.013861	0.003401
5	2.609841	97.20463	2.753704	0.030706	0.010957
6	2.631952	96.50739	3.402761	0.063284	0.026566
7	2.647048	95.91290	3.928204	0.105727	0.053171
8	2.658209	95.41477	4.341480	0.150877	0.092872
9	2.666954	94.99843	4.661550	0.193321	0.146704
10	2.674122	94.64759	4.907661	0.230060	0.214688

TABEL 8. Variance Decompositions DLNEXCR

Periode (tahunan)	S.E.	DLNMD	DLNEXCR	DLNPD_PM	DLNPDB
1	0.163218	1.257186	98.74281	0.000000	0.000000
2	0.209053	0.774995	98.01325	1.143536	0.068215
3	0.236503	0.945049	96.15689	2.614481	0.283576
4	0.255510	1.477256	93.95948	3.881051	0.682214
5	0.269735	2.202025	91.71539	4.811200	1.271381
6	0.280988	3.024218	89.50960	5.428530	2.037656
7	0.290301	3.889260	87.35588	5.799894	2.954968
8	0.298309	4.764310	85.25183	5.992705	3.991155
9	0.305417	5.628695	83.19635	6.062112	5.112842
10	0.311882	6.469093	81.19277	6.049442	6.288697

TABEL 9. Variance Decompositions DLNPD/PM

Periode (tahunan)	S.E.	DLNMD	DLNEXCR	DLNPD_PM	DLNPDB

1	0.305622	0.118875	1.322674	98.55845	0.000000
2	0.364558	0.299263	2.703878	96.55375	0.443107
3	0.390903	0.672827	4.154696	93.75465	1.417831
4	0.406806	1.264016	5.461124	90.47375	2.801110
5	0.418943	2.043382	6.529927	86.98696	4.439731
6	0.429597	2.953115	7.351535	83.49451	6.200844
7	0.439568	3.932435	7.956841	80.12217	7.988558
8	0.449127	4.931286	8.388693	76.93865	9.741375
9	0.458355	5.914092	8.687994	73.97438	11.42353
10	0.467269	6.858359	8.888756	71.23638	13.01651

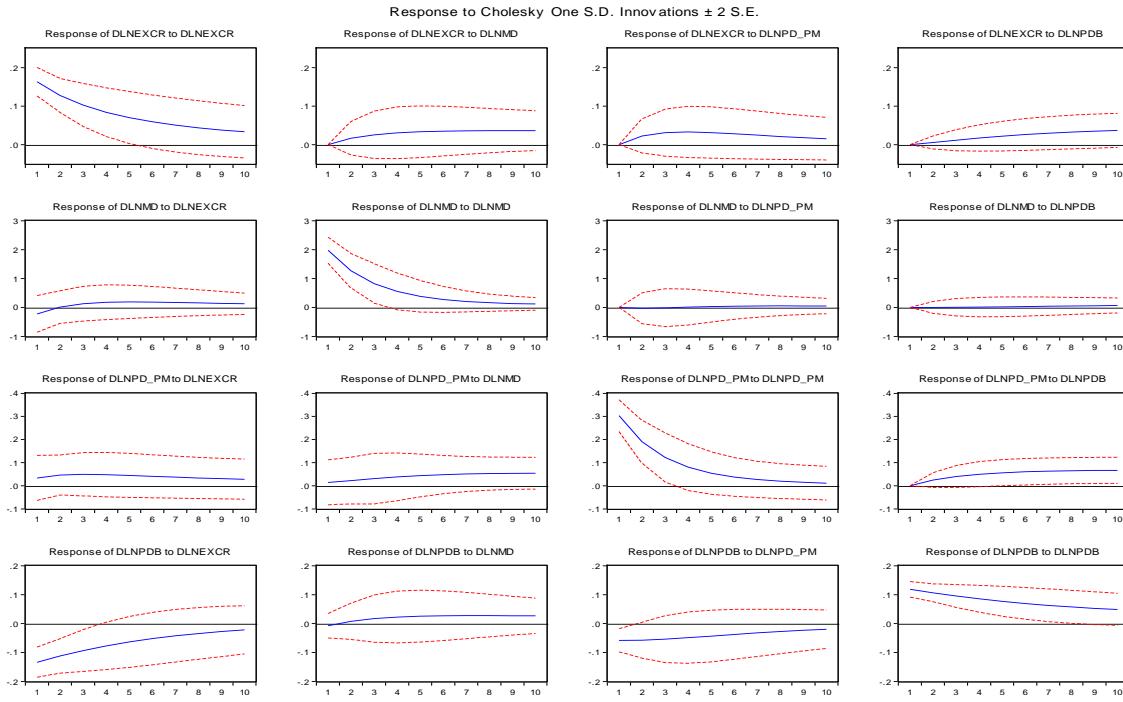
TABEL 10. Variance Decompositions DLNPDB

Periode (tahunan)	S.E.	DLNMD	DLNEXCR	DLNPD_PM	DLNPDB
1	0.187998	0.156788	50.49680	9.523094	39.82331
2	0.250179	0.743773	47.99835	10.68898	40.56890
3	0.289117	1.454500	45.80695	11.49808	41.24047
4	0.315851	2.182318	43.91228	12.03014	41.87526
5	0.335019	2.878866	42.28168	12.35637	42.48308
6	0.349157	3.524796	40.87858	12.53425	43.06237
7	0.359828	4.114823	39.66905	12.60793	43.60819
8	0.368058	4.650209	38.62362	12.61032	44.11586
9	0.374543	5.135026	37.71722	12.56542	44.58234
10	0.379767	5.574308	36.92872	12.49040	45.00657

➤ *Impulse Response Functions (IRFs)*

Untuk melihat respon permintaan impor beras terhadap shock harga, pendapatan dan nilai tukar dapat digunakan IRFs. Periode waktu yang digunakan dari simulasi IRFs adalah 10 tahun (sumbu horizontal) terhadap ukuran standar deviasi pada sumbu vertikal. Respon EXCR (nilai tukar) terhadap permintaan impor (MD) pada tahun pertama sampai tahun ketiga merespon secara positif terhadap shock variabel EXCR sampai periode keempat secara signifikan kemudian kembali stabil sampai pada periode 10.

GAMBAR 4. Impulse Response Functions



Respon yang sama juga terjadi pada variabel pendapatan (PDB) yang pada awalnya mendapat respon yang positif dengan peningkatan yang relatif cepat. Hanya saja periode saja sedikit lebih lambat dibandingkan EXCR karena respon dimulai pada periode tahun kedua sampai tahun keempat kemudian kembali stabil sampai tahun ke-10. Perubahan atau *shock* variabel harga relatif PD/PM direspon dari periode pertama yang secara terus menerus meningkat sampai periode ke-10 tetapi nilai standar deviasinya masih di bawah EXCR dan PDB dalam merespon permintaan impor terhadap komoditi beras.

5 KESIMPULAN DAN SARAN

Ada dua pertimbangan yang dapat diambil yaitu pertimbangan pemodelan, dan metode estimasi dari hasil kajian model permintaan impor (*import demand*) pada komoditi tertentu: i) merupakan perluasan studi kajian dengan pendekatan *time series analysis*; ii) penggunaan VECM dalam mengestimasi fungsi permintaan impor belum berhasil mendapatkan *long run equilibrium* dan restriksi dari fungsi permintaan; oleh karena itu rekomendasi ke depan adalah spesifikasi model time series yang lebih mendekati teori permintaan dapat dilakukan kembali.

DAFTAR PUSTAKA

- Agbola, F. W., & Damoense, M. Y. (2005). Time-series estimation of import demand functions for pulses in India. *Journal of Economic Studies*, 32(2), 146-157.
- Bahmani-Oskooee, M., & Kara, O. (2005). Income and price elasticities of trade: some new estimates. *The International Trade*, 19(2), 165-178.
- Bautista, R. M. (1978). Import Demand in a Small Country with Trade Restrictions. *Oxford Economic Papers*, 30(2), 199-216.
- Bautista, R. M., & San, N. N. (1998). Modeling the price competitiveness of Indonesian crops. *Journal of Asian Economics*, 9(3), 425-443.

- Eng, P. v. (1996). *Agricultural Growth in Indonesia: Productivity Change and Policy Impact since 1880*. London: Palgrave macmillan.
- Ferguson, C. E., & Polasek, M. (1962). The elasticity of import demand for raw apparel wool int the United States. *Econometrica*, 30(4). Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1909320>
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Majid, M. S., & Kassim, S. H. (2015). Assesing the contributor of Islmaic finance to economic growth: Empirical evidence from Malaysia. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 6(2), 292-310.
- Majid, M. S., & Mahrizal. (2007). Does financial development cause economic growth. *Savings and Development*, 31(4), 369-398.
- Narayan, S., & Narayan, P. K. (2005). An empirical analysis of Fiji's import demand function. *Journal of Economic Studies*, 32(2), 146-157.
- Rijal, A., Koshal, R. K., & Jung, C. (2000). Determinants of Nepalese import. *Journal of Asian Economics*, 11, 347-354.
- Rosner, P. L., & McCulloch, N. (2008). A Note on Rice Production, Consumption and Import Data in Indonesia. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 44(1), 81-91.
- sen-Liew, V. K., Bahrumshah, A. Z., & Chong, T. T.-L. (2004). Are Asian real exchange rate stationary? *Economics Letters*, 83, 313-316.
- Simatupang, P., & Timmer, P. C. (2008). Indonesian Rice Production: Policies and Realities. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 44(1), 65-79.
- Vinod, H. D., & McCullough, B. D. (1994). Bootstrapping demand and supply elasticities: the Indian case. *Journal of Asian Economics*, 5(3), 367-379.

LAMPIRAN 1.Data-data untuk estimasi

Year	MD	PM	PD	Populasi	PDB	PD/PM	EXCR
1975	771	336	60	120458	258	0.178571	415
1976	670	259	70	121670	307	0.27027	445
1977	1508	296	74	125790	370	0.25	551
1978	2308	359	77	139940	405	0.214485	600
1979	1266	357	85	142739	396	0.238095	605
1980	2579	446	186	145594	545	0.41704	625
1981	1213	436	205	148506	677	0.470183	634
1982	437	289	226	151476	679	0.782007	668
1983	505	271	275	154506	600	1.01476	913
1984	414.3	160	286	161580	603	1.7875	1036
1985	33.8	151	264	164630	588	1.748344	1116
1986	27.8	127	333	168350	528	2.622047	1382
1987	55	153.2	288	172010	491	1.879896	1648

1988	11.5	165.8	387	175590	564	2.334138	1696
1989	268321	204.8	404	179140	632	1.972656	1777
1990	49577	206	430	179480	701	2.087379	1858
1991	170994	160.2	452	181380	771	2.821473	1961
1992	611697	150.5	696	184490	823	4.624585	2037
1993	24317	127	722	187600	920	5.685039	2094
1994	633048	153.2	900	190680	1012	5.874674	2171
1995	1807875	165.8	1087	193750	1139	6.556092	2308
1996	2149758	204.8	1185	195525	1262	5.786133	2383
1997	203132	212.2	1285	198676	1179	6.055608	4650
1998	1403996	139.2	2552	201538	515	18.33333	8025
1999	2818630	128.4	2461	194755	747	19.16667	7100
2000	489203	112.2	2099	198261	789	18.70766	9595
2001	449336	107.3	2256	205411	757	21.02516	10400
2002	679570	117.5	2678	208548	910	22.79149	8940
2003	710185	125.9	2704	211728	1076	21.47736	8465
2004	177023	161.6	2600	215116	1160	16.08911	9018
2005	189617	166	3046	218558	1273	18.3494	10310
2006	438108.5	170.2	3757	224074	1601	22.07403	9020
2007	1406848	235.9	4100	227659	1871	17.38025	9137
2008	289689.6	267.3	4300	231302	2178	16.08679	10950
2009	250473.2	267.3	4926	237641	2273	18.42873	11575
2010	667581.5	212.2	7618	237641	2947	35.90009	8991
2011	2750476	217.4	7890	242641	3469	36.29255	9068
2012	1810372	118.5	8643	245541	3551	72.93671	9670
2013	472664.7	225.9	8941	248641	3476	39.57946	12189
2014	844163.7	261.6	9638	252241	3532	36.84251	12440
2015	861601	235.5	10915	254241	3377	46.3482	13795

Sumber: Data BPS, *Statistik Indonesia* (berbagai terbitan), dan FAO Stat.