

**DAMPAK PERMINTAAN DAN PENAWARAN PANGAN TERHADAP  
KETAHANAN PANGAN DI SUMATERA: PENDEKATAN PANEL KOINTEGRASI**

***IMPACT OF FOOD DEMAND AND SUPPLY ON FOOD SECURITY IN SUMATRA: A  
COINTEGRATION PANEL APPROACH***

**<sup>1</sup>Rizal Rahman H Teapon, <sup>2</sup>\*Nur Afni Evalia**

<sup>1</sup>Program Studi Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Khairun  
Email: rizal.teapon@unkhair.ac.id

<sup>2</sup>Departemen Sosial Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian Universitas Andalas

\*Penulis Korespondensi: nurafnievalia@gmail.com

**ABSTRACT**

*The purpose of this study is to examine how the relationship between food supply and demand for food security by using a cointegration panel analysis in 10 provinces in Sumatra during the 2011-2019 period. The cointegration panel approach in this study includes the Levin, Lin and Chu Panel Unit Root Test model, Kao Residual Cointegration Test, and Fully Modified OLS Cointegration Panel (FMOLS). The results showed that each variable used in this study had a long-term relationship to food security (food stability), on the other hand, only two variables had a short-term relationship to food security.*

**Keywords:** *Cointegration Panel Model, food demand, food supply, food security*

**ABSTRAK**

Tujuan penelitian ini adalah mengkaji bagaimana hubungan permintaan dan penawaran pangan terhadap ketahanan pangan dengan menggunakan analisis panel kointegrasi pada 10 Provinsi di Sumatera selama periode 2011-2019. Pendekatan panel kointegrasi dalam penelitian ini meliputi, model *Panel Unit Root Test* Levin, Lin dan Chu, *Kao Residual Cointegrasi Test*, dan *Panel Kointegrasi Fully Modified OLS* (FMOLS). Hasil penelitian menunjukkan bahwa setiap variabel yang digunakan dalam penelitian ini memiliki hubungan dalam jangka panjang terhadap ketahanan pangan (stabilitas pangan), sebaliknya hanya dua variabel yang memiliki hubungan jangka pendek terhadap ketahanan pangan.

**Kata kunci:** Model Panel Kointegrasi, permintaan pangan, penawaran pangan, ketahanan pangan

**PENDAHULUAN**

Ketahanan pangan merupakan salah satu program prioritas pemerintah yang dicanangkan dalam Agenda Pembangunan Nasional 2022-2024. Menurut Schroeder dan Meyers (2016) salah satu kunci dalam mewujudkan pertumbuhan ekonomi dan kestabilan politik sebuah negara adalah dengan memperbaiki sistem ketahanan pangan.

Ketahanan pangan didefinisikan sebagai situasi ketika tiap individu, mampu memenuhi kebutuhan serta preferensi makanan dengan memanfaatkan akses fisik, sosial dan ekonomi guna melakukan aktivitas kehidupan yang aktif dan sehat (Wang 2010; Peng dan Berry 2018).

Ketahanan pangan Indonesia sangat mengkhawatirkan bila dibandingkan dengan negara-negara Asia Tenggara lainnya. Alasannya karena hanya di tahun 2016-2019 perkembangan indeks ketahanan pangan Indonesia berada pada kondisi yang menjanjikan. Indonesia jauh tertinggal dengan negara-negara Asia Tenggara lainnya seperti Singapura, Brunei, Malaysia, Thailand dan bahkan Vietnam.

Schroeder dan Meyers (2016) melakukan riset di sejumlah negara menurut kelompok pendapatan yaitu *middle income (upper and lower middle income countries)* maupun *low income countries* dan menemukan bahwa rendahnya indeks ketahanan pangan di negara-negara tersebut disebabkan oleh rendahnya hasil dan produksi pangan. Sebagian besar negara-negara yang berada dalam lingkaran tersebut skor faktor ketahanan pangannya berada diantara -5 hingga 0 untuk negara-negara yang tergabung dalam *middle income countries* dan -1 hingga 0 untuk skor faktor pangan bagi negara-negara yang dikelompokkan dalam *low income countries*.

Usaha untuk mewujudkan ketahanan pangan melalui ketersediaan pangan baik itu dari aspek produksi pangan (*supply side*) maupun konsumsi pangan (*demand side*) merupakan tantangan tersendiri bagi bangsa Indonesia karena perbedaan karakteristik wilayah serta sebagai salah satu negara kepulauan terbesar di dunia.

Pulau Sumatera menjadi salah satu wilayah di Indonesia dengan permasalahan ketahanan pangan yang kompleks terutama dari aspek ketersediaan baik dari sisi *supply side* maupun *demand side*. Aspek produksi pangan (*supply side*) maupun konsumsi pangan (*demand side*) merupakan penopang salah satu pilar ketahanan pangan yaitu stabilitas pangan (FAO 2006).

Perubahan tingkat kerentanan terhadap ketahanan pangan di Pulau Sumatera dapat dilihat secara spesifik melalui peningkatan maupun penurunan prioritas ketahanan pangan. Pada tahun 2009-2015 terjadi penurunan prioritas hingga dua tingkat atau lebih khususnya pada kabupaten yang ada di provinsi Kepulauan Riau, kemudian di periode yang sama hampir semua kabupaten di pulau Sumatera mengalami penurunan prioritas sebanyak satu tingkat kecuali kabupaten yang ada di provinsi Riau, Bengkulu, Kepulauan Bangka Belitung dan Kepulauan Riau. Peningkatan prioritas 1 tingkat hanya dialami oleh 6 provinsi yang ada di pulau Sumatera sementara 4 provinsi lainnya tidak mengalami peningkatan prioritas (BKP Kementan 2019).

Tingkat ketahanan pangan di pulau Sumatera kembali mengalami penurunan di periode 2015-2018 dibandingkan dengan periode sebelumnya, dimana ada lima provinsi yang kabupatennya mengalami penurunan prioritas 2 tingkat atau lebih bahkan ada kabupaten di dua provinsi yaitu Kepulauan Bangka Belitung dan Kepulauan Riau yang penurunannya sangat signifikan yaitu 100 persen diikuti dengan sejumlah kabupaten di Provinsi Riau, Aceh dan Sumatera Utara yang masing-masing penurunannya sebesar 50 persen, 6 persen dan 4 persen (BKP Kementan 2019).

Terganggunya aspek ketersediaan pangan baik dari permintaan maupun penawaran berdampak pada stabilitas pangan dalam hal ini inflasi bahan pangan baik dalam jangka

panjang maupun dalam jangka pendek. Beberapa studi empiris menemukan bahwa produksi dan konsumsi pangan sangat berpengaruh terhadap ketahanan pangan terutama dimensi stabilitas pangan (Khan *et al.* 2012; Liu *et al.* 2013). Studi tentang ketahanan pangan di Sumatera sangat urgen dilakukan karena, *Pertama*, untuk melihat sejauh mana kointegrasi sisi permintaan dan penawaran pangan terhadap inflasi pangan yang memiliki dampak negatif pada ketahanan pangan. *Kedua*, komoditi yang digunakan dalam penelitian ini adalah komoditi pangan strategis yang berkontribusi pada pemenuhan karbohidrat dan energi dalam menjamin ketahanan pangan setiap individu. Penelitian ini bertujuan untuk mengkaji bagaimana hubungan permintaan dan penawaran pangan terhadap ketahanan pangan (stabilitas pangan) di Sumatera.

## METODE PENELITIAN

Studi ini mengambil unit analisis di Sumatera dengan 10 provinsi yang menjadi objek penelitian yaitu Aceh, Sumatera Utara, Sumatera Barat, Riau, Jambi, Sumatera Selatan, Bengkulu, Lampung, Bangka Belitung, Kepulauan Riau dengan periode penelitian 2011-2019. Lingkup waktu penelitian tersebut digunakan dengan pertimbangan bahwa di tahun-tahun tersebut masalah ketahanan pangan di Sumatera paling urgen dibandingkan dengan daerah lain yang ada di Indonesia. Data Penelitian diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) dan Badan Ketahanan Pangan Kementerian Pertanian Republik Indonesia.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah dari sisi penawaran pangan yaitu, produksi padi (PRIC), produksi jagung (PMAI), produksi ubi kayu (PCAS), dan produksi ubi jalar (PSPO). Sedangkan dari sisi permintaan pangan yaitu, konsumsi beras (CRIC), konsumsi jagung (CMAI), konsumsi ubi kayu (CCAS), dan konsumsi ubi jalar (CSPO). Variabel inflasi harga pangan (CPIF) digunakan sebagai indikator stabilitas pangan yang merupakan salah satu pilar penting dari ketahanan pangan. Penelitian ini menggunakan metode analisis kuantitatif yang dikembangkan oleh Pedroni (1999) yaitu, metode pengujian panel *unit root* dan panel kointegrasi.

Menurut Hsiao (2003) beberapa keuntungan penggunaan panel data dalam analisis adalah (1) Mengurangi bias yang dihasilkan oleh individu karena *series* waktu lebih banyak; (2) Mengurangi dampak kolinearitas yang ditimbulkan antar variabel; (3) meningkatkan *degree of freedom* yang dapat meningkatkan efisiensi hasil penelitian; dan (4) Penggabungan dari data deret waktu dan *cross section* dapat menghasilkan observasi yang lebih besar. Terdapat tiga metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini yaitu (a) *Panel Unit Root Test* Levin, Lin dan Chu; (b) *Kao Residual Cointegrasi Test*; (c) *Panel Kointegrasi Fully Modified OLS* (FMOLS).

### ***Panel Unit Root Test* Levin, Lin dan Chu**

Model *Panel Unit Root Test* Levin, Lin dan Chu dalam penelitian ini mengikuti model yang dikembangkan oleh Breitung (2000), Hadri (2000), Levin *et al.* (2002), dan Im *et al.* (2003) melalui pengembangan dari model *panel-based unit root test* yang mirip

dengan pengujian pada data *time series*. Selain itu, pengujian panel unit root lebih kuat dan terpercaya dibandingkan uji unit root yang diaplikasikan pada data deret waktu karena informasi pada data deret waktu yang ada dilengkapi lagi oleh data cross section yang tersedia. Pertimbangan AR(1) menjadi dasar dari uji *unit root* untuk data panel:

$$y_{it} = \rho_i y_{it-1} + X_{it} \delta + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (1)$$

Metode Levin, Lin dan Chu (LLC) dan Breitung menganalisis unit root dengan persamaan sebagai berikut:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-1} + X_{it} \delta + v_{it} \dots\dots\dots (2)$$

dimana asumsi bahwa  $\alpha = 1 - \rho$  adapun hipotesis ditulis menjadi:  $H_0 : \alpha = 0$  dan  $H_1 : \alpha < 0$

**Uji Kointegrasi Kao Residual**

Penelitian ini menggunakan metode Uji kointegrasi Kao Residual untuk melihat ada atau tidaknya suatu hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang meski tidak stasioner tetapi kombinasi linier antar variabel tersebut dapat stasioner. Terdapat dua jenis uji kointegrasi yaitu uji *Dickey-Fuller* dan *Augmented Dickey-Fuller* yang dikembangkan oleh Kao dan Chiang (2000). Dalam kasus bivariat yang dikembangkan oleh Kao pada tahun 1999 formulasinya dapat di tulis sebagai berikut:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (3)$$

untuk  $y_{it} = y_{it-1} + \mu_{it}$  dan  $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$  Kemudian Kao mengoperasikan regresi *pooled auxiliary* lainnya yaitu:

$$e_{it} = \rho e_{it-1} + v_{it} \dots\dots\dots (4)$$

maupun spesifikasi regresi versi lain yaitu:

$$e_{it} = \tilde{\rho} e_{it-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta e_{it-j} + v_{it} \dots\dots\dots (5)$$

dengan menggunakan hipotesis nol bahwa tidak ada kointegrasi maka secara statistik Kao menjelaskan dengan menggunakan formulasi sebagai berikut:

$$DF_{\rho} = \frac{T\sqrt{N(\tilde{\rho}-1)+3\sqrt{N}}}{\sqrt{10.2}} \dots\dots\dots (6)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25t_{\rho}} + \sqrt{1.875N} \dots\dots\dots (7)$$

$$DF_{\rho}^* = \frac{T\sqrt{N(\widehat{\rho}-1)+3}\sqrt{N\widehat{\sigma}_v^2/\widehat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3+36\widehat{\sigma}_v^4/(5\widehat{\sigma}_{0v}^4)}} \dots\dots\dots (8)$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\rho}+\sqrt{6N}\widehat{\sigma}_v/(2\widehat{\sigma}_{0v})}{\frac{\sqrt{\widehat{\sigma}_{0v}^2}}{2\widehat{\sigma}_v^2}+3\widehat{\sigma}_{0v}^2/(10\widehat{\sigma}_{0v}^2)} \dots\dots\dots (9)$$

untuk  $\rho > 0$ , perhitungan yang dilakukan oleh Kao dan Chiang menghasilkan:

$$ADF = \frac{t_{\widehat{\rho}}+\sqrt{6N}\widehat{\sigma}_v/(2\widehat{\sigma}_{0v})}{\frac{\sqrt{\widehat{\sigma}_{0v}^2}}{2\widehat{\sigma}_v^2}+3\widehat{\sigma}_v^2/(10\widehat{\sigma}_{0v}^2)} \dots\dots\dots (10)$$

yang konvergen terhadap  $N(0,1)$  dimana  $\widehat{\sigma}_v^2 = \widehat{\sigma}_u^2 - \widehat{\sigma}_{u\epsilon}^2\widehat{\sigma}_{\epsilon}^{-2}$  dengan estimasi jangka panjang  $\widehat{\sigma}_{0v}^2 = \widehat{\sigma}_{0u}^2 - \widehat{\sigma}_{0u\epsilon}^2\widehat{\sigma}_{0\epsilon}^{-2}$ , sehingga dapat menghasilkan kovarian sebagai berikut:

$$w_{it} = \begin{bmatrix} u_{it} \\ \epsilon_{it} \end{bmatrix} \dots\dots\dots (11)$$

dengan esmitor jangka panjang sebagai berikut:

$$\hat{\epsilon} = \begin{bmatrix} \widehat{\sigma}_u^2 & \widehat{\sigma}_{u\epsilon} \\ \widehat{\sigma}_{u\epsilon} & \widehat{\sigma}_{\epsilon}^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \widehat{w}_{it} \widehat{w}_{it}' \sim N(0,1) \dots\dots\dots (12)$$

untuk estimator jangka panjang menggunakan *karnet estimator* dengan formulasi sebagai berikut:

$$\widehat{\hat{\eta}} = \begin{bmatrix} \widehat{\sigma}_{0u}^2 & \widehat{\sigma}_{0u\epsilon} \\ \widehat{\sigma}_{0u\epsilon} & \widehat{\sigma}_{0\epsilon}^2 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (13)$$

$$\widehat{\hat{\eta}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \widehat{w}_{it} \widehat{w}_{it}' + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{\infty} K\left(\frac{\tau}{b}\right) \sum_{t=\tau+1}^T (\widehat{w}_{it} \widehat{w}_{it-\tau}' + \widehat{w}_{it} - \tau \widehat{w}_{it}') \right] \dots\dots\dots (14)$$

**A. Panel Kointegrasi *Fully Modified OLS* (FMOLS)**

Deteksi adanya hubungan kointegrasi dalam model telah dikembangkan secara metodologi oleh Pedroni (1999). Pengembangan metode dalam pengolahan panel data telah mengalami kemajuan dari waktu ke waktu dengan tujuan untuk memperbaiki hasil estimasi agar lebih baik dan konsisten. Secara umum regresi panel kointegrasi dapat di tulis sebagai berikut:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{it} \dots\dots\dots (15)$$

Penduga OLS memiliki beberapa kelemahan yaitu tidak konsisten dan cenderung bias, untuk itu digunakan pendekatan yang dapat menutupi kelemahan tersebut diantaranya dengan penggunaan metode *Fully Modified OLS* (FMOLS) dengan formulasi sebagai berikut:

$$\widehat{\beta}_{NT}^* - \beta = \left( \sum_{t=1}^N \widehat{L}_{22i}^{-2} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \widetilde{x}_{it})^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^N \widehat{L}_{11i}^{-1} \widehat{L}_{22i}^{-1} \sum_{t=1}^T (x_{it} - \widetilde{x}_i) \mu_{it}^* - T \widehat{\gamma}_i \dots (16)$$

dimana

$$\mu_{it}^* = \mu_{it} - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} \Delta x_{it}, \widehat{\gamma}_i \equiv \widehat{\tau}_{21i} + \cap_{21i}^0 - \frac{\widehat{L}_{21i}}{\widehat{L}_{22i}} (\widehat{\tau}_{22i} + \cap_{22i}^0) \dots (17)$$

### HASIL DAN PEMBAHASAN

Pengujian stasioner pada variabel-variabel yang digunakan merupakan tahapan pertama dalam analisis data panel. Salah satu tujuan utama dilakukannya pengujian stasioneritas adalah untuk mengetahui ada atau tidaknya *unit root* dalam variabel-variabel yang digunakan. Penelitian ini menggunakan uji stasioneritas Levin, Lin dan Chu (LLC).

Variabel yang stasioner memiliki nilai probabilitas kurang dari 5 persen begitu pun sebaliknya dikatakan tidak stasioner apabila nilai probabilitas lebih dari 5 persen. Hasil pengujian stasioneritas Levin, Lin dan Chu (LLC) menunjukkan bahwa variabel yang stasioner pada derajat level adalah inflasi harga pangan (CPIF), konsumsi beras (CRIC), konsumsi jagung (CSPO), konsumsi ubi kayu (CCAS), produksi jagung (PMAI), dan produksi ubi kayu (PCAS). Sementara itu beberapa variabel yang tidak stasioner pada derajat level seperti konsumsi jagung (CMAI), produksi padi (PRIC), dan produksi ubi jalar (PSPO) telah stasioner pada derajat *first difference* maupun *second difference*.

Tabel 1. Hasil Uji Stasioneritas Data Panel Levin, Lin dan Chu (LLC)

ADF	t-stat	Prob	
	-6,8070	0,0000	
Varians Residual (49,2216)			
Varians HAC (20,6041)			
Variabel	Koef.	t-stat	Prob
Resid (-1)	-1,8119	-11,9073	0,0000
D(Resid) (-1)	0,3823	4,0820	0,0001

Pengujian kointegrasi yang disajikan pada tabel 2 bertujuan untuk menunjukkan ada atau tidaknya suatu hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini meski variabel lain tidak stasioner pada derajat level tetapi kombinasi linier antar variabel tersebut dapat stasioner. Oleh karena itu uji kointegrasi dalam penelitian ini menggunakan metode *Kao Residual Cointegration Model*. Apabila nilai probabilitas kurang dari 5 persen maka dapat disimpulkan bahwa bahwa variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini terkointegrasi atau

memiliki keseimbangan dalam jangka panjang begitu pun sebaliknya apabila nilai probabilitas lebih dari 5 persen maka variabel-variabel tersebut tidak memiliki keseimbangan dalam jangka panjang.

Hasil uji kointegrasi *Kao Residual* yang menunjukkan adanya hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini yaitu, inflasi harga pangan (CPIF), konsumsi beras (CRIC), konsumsi jagung (CSPO), konsumsi ubi kayu (CCAS), produksi jagung (PMAI), dan produksi ubi kayu (PCAS), konsumsi jagung (CMAI), produksi padi (PRIC), dan produksi ubi jalar (PSPO). Hal ini ditandai dengan nilai probabilitas uji kointegrasi *Kao Residual* yang kurang dari 5 persen. Hasil uji Hasil uji kointegrasi *Kao Residual* antar variabel yang digunakan dalam penelitian di Sumatera disajikan pada tabel 2 berikut ini.

Tabel 2. Hasil Uji *Kao Residual Cointegration Model*

Uji Akar Unit pada derajat Level		
Variabel	Prob	Keterangan
CPIF	0,0000	Signifikan pada level
CRIC	0,0000	Signifikan pada level
CSPO	0,0006	Signifikan pada level
CCAS	0,0008	Signifikan pada level
PMAI	0,0000	Signifikan pada level
PCAS	0,0005	Signifikan pada level
Uji Akar Unit pada derajat <i>1st difference</i>		
Variabel	Prob	Keterangan
CMAI	0,0000	Signifikan pada <i>1st difference</i>
PRIC	0,0008	Signifikan pada <i>1st difference</i>
Uji Akar Unit pada derajat <i>2nd difference</i>		
Variabel	Prob	Keterangan
PSPO	0,0143	Signifikan pada <i>2nd difference</i>

Penelitian yang dilakukan di Sumatera ini sejalan dengan temuan penelitian yang dilakukan di beberapa negara, diantaranya, Penelitian yang dilakukan oleh Culas dan Tek (2016) di Kamboja menemukan produksi tanaman pangan strategis seperti padi, jagung, dan umbi-umbian dalam jangka panjang sangat berpengaruh dalam meningkatkan ketahanan pangan melalui pilar stabilitas pangan. Produksi pangan pangan yang melimpah akan menurunkan harga pangan di tingkat konsumen. Sebaliknya, menurunnya produksi pangan strategis dalam jangka panjang menjadi pemicu melambungnya harga pangan sehingga mengancam stabilitas pangan penduduk.

Studi lain yang memperkuat hasil temuan penelitian ini adalah Li *et al.* (2016) yang menemukan bahwa produksi pangan dalam jangka panjang berpengaruh terhadap stabilitas pangan di Cina. Tingginya produksi pangan strategis dari tahun ke tahun mampu menekan inflasi harga pangan di negara tersebut sehingga stabilitas pangan penduduknya dapat terpenuhi. Riset yang dilakukan oleh Headey dan Martin (2016) di 31 negara terutama wilayah pedesaan, menemukan bahwa terdapat hubungan

kointegrasi dalam jangka panjang antara produksi pangan dan stabilitas pangan. Aktivitas produksi pangan yang tinggi mampu memicu turunnya inflasi harga pangan dan bahkan dapat menurunkan tingkat kemiskinan pedesaan karena membuka peluang lapangan kerja dan peningkatan upah.

Pada bagian lain konsumsi pangan memiliki kointegrasi jangka panjang dengan inflasi pangan di Sumatera. Hal ini didukung juga oleh beberapa studi sebelumnya yang menemukan hal yang sama di tempat yang berbeda. McGranahan (2008) melakukan studi di Amerika Serikat menemukan bahwa kointegrasi jangka panjang antara konsumsi dengan inflasi pangan sangat erat. Ini terjadi karena desakan permintaan pangan (*demand side*) untuk konsumsi mampu meningkatkan inflasi pangan sebesar 6,0 persen sehingga rumah tangga sangat bergantung pada *saving* anggaran yang telah dilakukan sebagai motif berjaga-jaga jika sewaktu-waktu terjadi kenaikan harga pangan yang tinggi. Penelitian di negara yang sama juga menemukan bahwa bukan saja harga komoditas pertanian yang mengalami kenaikan tetapi biaya energi juga melonjak tajam. Ini disebabkan karena permintaan jagung yang begitu tinggi untuk konsumsi dan pakan diikuti dengan rendahnya pasokan pangan strategis lainnya. Kenaikan ini berlangsung dalam jangka panjang dari 4 persen di tahun 2017 hingga 3,5-4,5 persen pada tahun 2008 (Capehart dan Richardson 2008).

Hasil analisis yang terakhir adalah Panel *Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)*. Analisis data panel ini digunakan untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi stabilitas pangan dalam hal ini inflasi harga pangan. Dari tabel 3 yang ditampilkan terlihat jelas bahwa dari beberapa variabel penelitian, hanya variabel konsumsi dan produksi jagung memiliki nilai signifikansi kurang dari 5 persen sementara variabel lainnya lebih dari 5 persen. Ini artinya kedua variabel tersebut yaitu konsumsi dan produksi jagung berkointegrasi dalam jangka pendek dengan stabilitas pangan di Sumatera sementara variabel lainnya seperti konsumsi beras, konsumsi ubi kayu, konsumsi ubi jalar, produksi beras, produksi ubi kayu, dan produksi ubi jalar tidak signifikan atau tidak memiliki hubungan dalam jangka pendek tetapi berkointegrasi dalam jangka panjang seperti temuan pada hasil sebelumnya.

Tabel 3. Hasil Estimasi Model *Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)*

Variabel	Koefisien	Keterangan
CRIC	0,2332	Tidak signifikan
CMAI	-36,5350	Signifikan <sup>1)</sup>
CSPO	-0,2562	Tidak signifikan
CCAS	-4,1704	Tidak signifikan
PMAI	-0,0018	Signifikan <sup>2)</sup>
PRIC	0,0028	Tidak signifikan
PSPO	-0,0008	Tidak signifikan
PCAS	-0,0002	Tidak signifikan

Ket: <sup>1)</sup>prob = 0,0000

<sup>2)</sup>prob = 0,0000



Berdasarkan tampilan Tabel 3 produksi dan konsumsi jagung dalam jangka pendek berkointegrasi dengan inflasi harga pangan dengan arah yang negatif. Menurut laporan Badan Ketahanan Pangan (2019) melimpahnya ketersediaan jagung untuk konsumsi dalam jangka pendek terutama di tahun 2018-2019 mampu memenuhi permintaan jagung di tahun tersebut sehingga dapat meredam gejolak inflasi harga pangan khususnya yang disumbangkan oleh komoditi jagung. Disamping itu, permintaan jagung untuk konsumsi pangan di Sumatera lebih didominasi oleh permintaan untuk pakan ternak dimana ada 4 provinsi di Sumatera yang turut berkontribusi sebesar 89,4 persen (atau 2,23 juta ton) disamping 6 provinsi lain yang tersebar di Indonesia. inilah yang menjadi alasan mengapa konsumsi jagung dalam jangka pendek berkointegrasi dengan inflasi harga pangan. Produksi pangan dalam jangka pendek juga berkointegrasi dengan inflasi harga pangan dengan probabilitas kurang dari 5 persen serta memiliki nilai koefisien negatif. Laporan Badan Pusat Statistik (2019) menyebutkan bahwa produksi jagung sebagian besar daerah di Indonesia mengalami peningkatan yang signifikan termasuk di Sumatera, sehingga di tahun 2018 total impor Indonesia hanya pada kisaran 503 ribu ton atau senilai US\$ 109,9 juta jauh di bawah nilai impor tahun-tahun sebelumnya. Kondisi produksi jagung yang terjamin dan dapat diakses baik untuk pakan maupun pangan mampu menekan inflasi harga pangan dalam jangka pendek yang disumbangkan oleh komoditi pangan khususnya jagung.

## KESIMPULAN DAN SARAN

### Kesimpulan

Berdasarkan pembahasan dan analisis dapat disimpulkan bahwa: *Pertama*, tingkat stasioneritas variabel yang digunakan dalam penelitian ini berbeda-beda sesuai dengan tingkat fluktuasi data yang dimiliki masing-masing variabel dari tahun ke tahun; *Kedua*, variabel penelitian yang digunakan yaitu, inflasi harga pangan, produksi padi, produksi jagung, produksi ubi kayu, produksi ubi jalar, konsumsi beras, konsumsi jagung, konsumsi ubi kayu dan konsumsi ubi jalar masing-masing memiliki hubungan jangka panjang (kointegrasi) antar variabel; dan *Ketiga*, variabel produksi dan konsumsi jagung memiliki hubungan kointegrasi yang kuat dalam jangka pendek terhadap inflasi harga pangan dibandingkan dengan variabel lainnya dengan arah koefisien yang negatif.

### Saran

Rekomendasi kebijakan terkait hasil kesimpulan diantaranya: (i) dalam mempertahankan produksi pangan (*supply side*) jangka panjang pemerintah perlu meningkatkan efisiensi faktor-faktor produksi diantaranya, benih, pupuk, pestisida, teknologi pengolahan lahan dan pengendalian hama. Upaya mitigasi dan adaptasi terhadap perubahan iklim yang mengancam produksi dalam jangka panjang perlu juga dilakukan dengan cara, (i) adopsi teknologi dan penemuan benih/varietas unggul yang tahan terhadap perubahan iklim serta (ii) melakukan pendampingan, penyuluhan, monitoring, dan evaluasi. Pemerintah juga harus menjamin ketersediaan pangan untuk konsumsi (*demand side*) dengan memperhatikan stok/ketersediaan,

optimalisasi sistem resi gudang untuk mengantisipasi lonjakan harga pangan, serta menjamin efisiensi distribusi logistik pangan strategis masing-masing daerah.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Badan Ketahanan Pangan Kementerian Pertanian. (2019). Peta ketahanan dan kerentanan pangan. Kementerian Pertanian Republik Indonesia.
- BPS. (2019). Statistik Indonesia 2019. Publication Number: 03220.2007. Catalog: 1101001. Badan Pusat Statistik.
- BPS. (2020). Statistik Indonesia 2020. Publication Number: 03220.2007. Catalog: 1101001. Badan Pusat Statistik.
- Breitung, J. (2000). The Local Power of some Unit Root Tests For Panel Data. *Advances in Economics*. 15 (2002) :161-177.
- Capenhart, T & Richardson, J. (2008). Food Price Inflation: Causes and Impacts. CSR Report for Congress. USA.
- Culas, R. J., & Tek, K. (2016). Food security in Cambodia : trends and policy objectives. *International Journal of Development Issues*, 15(3), 306–327. <https://doi.org/10.1108/IJDI-06-2016-0033>.
- FAO. (2006). *Policy Brief Food Security*.
- Hadri, K. (2000). Testing For Stacionerity in Heterogeneous Panel Data. *Econometrics Jurnal*. 3(2000):148-161.
- Headey, D. D., & Martin, W. J. (2016). The impact of food prices on poverty and food security. *The Annual Review of Resource Economics*, 8(2016), 1–25. doi:10.1146/annurev-resource-100815-095303.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge : Cambridge University Press.
- Im, K.S., M.H. Paseran, Y. Shin. (2003). Testing For Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 115(2003) :53-74.
- Kao C, Chiang. (2000). On the Estimation and Interference of Cointegrated Regression in Panel Data. *Journal of Advances in Econometrics*. 15 (2000) : 179-222.
- Khan, R. E. A., Azid, T., & Tossef, M. U. (2012). Determinants of food security in rural areas of Pakistan. *International Journal of Social Economics*, 39(12), 951–964. doi:10.1108/03068291211269082.
- Levin, A., Lin, C.F., Chu, C. (2002). Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*. 108 (2002):1-25.
- Li, X., Liu, N., You, L., Ke, X., Liu, H., Huang, M., & Waddington, S. R. (2016). Patterns of Cereal Yield Growth across China from 1980 to 2010 and Their Implications for Food Production and Food Security. *PLoS ONE*, 11(7), 1–19. doi:10.1371/journal.pone.0159061.
- Liu, X., Filler, G., & Odening, M. (2013). Testing for speculative bubbles in agricultural commodity prices: A regime switching approach. *Agricultural Finance Review*, 73(1), 179–200. doi:10.1108/00021461311321384.
- McGranahan, L. (2008). Food inflation and the consumption patterns of U.S. households. The Federal Reserve Bank. Essays on Issues No. 255 October 2008.

- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61:653-678.
- Peng, W & Berry E.M (2018). The concept of food security. *Encyclopedia of food security and sustainability*. Vol. 2, 1-7.
- Schroeder, K. G., & Meyers, W. H. (2016). The Status and Challenges of Food Security in Europe and Central Asia. *Frontiers of Economics and Globalization*, 16(6), 85–103. doi:10.1108/S1574-871520150000016003
- Wang, J. (2010). Food Security , Food Prices and Climate Change in China : a Dynamic Panel Data Analysis, 1(December 2009), 321–324. doi:10.1016/j.aaspro.2010.09.040