

# Pengaruh Swasembada Beras Terhadap Kesejahteraan Petani Di Indonesia: Pendekatan Data Panel Dinamis

*The Effect of Rice Self-Sufficiency on Farmers' Welfare in Indonesia: A Dynamic Panel Data Approach*

Yuris Trisman Zega<sup>1</sup>, Dedi Budiman Hakim<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Badan Pusat Statistik (BPS)

Jl. Dr. Sutomo 6-8 Jakarta 10710

<sup>2</sup>Departemen Ilmu Ekonomi, Fakultas Ekonomi dan Manajemen, IPB University

Jl. Agatis IPB Dramaga, Bogor 16680, Jawa Barat, Indonesia

\*Korespondensi: [yuris.tz@bps.go.id](mailto:yuris.tz@bps.go.id)

[diterima 15-02-2024; revisi 13-11-2024; diterbitkan 31-12-2024]

## ABSTRAK

Selama beberapa dekade, Indonesia telah menerapkan kebijakan swasembada beras yang bertujuan untuk meningkatkan produksi beras dalam negeri dan mengurangi impor. Namun, klaim bahwa swasembada beras akan menguntungkan petani masih dipertanyakan karena karakteristik petani tidak berubah secara signifikan selama 50 tahun terakhir. Penelitian ini bertujuan untuk mengevaluasi dampak pencapaian swasembada beras terhadap kesejahteraan petani dengan menggunakan regresi panel data dinamis. Metode estimasi dengan difference GMM yang mengakomodir potensi permasalahan endogeneity menjadi pilihan terbaik yang menjelaskan model. Hasil regresi menunjukkan bahwa satu-satunya variabel yang signifikan dalam model ini adalah harga gabah tingkat produsen. Namun demikian peningkatan harga gabah tidak dapat terjadi dengan mudah karena harga beras memiliki karakteristik asimetris dan inefisiensi dalam rantai pasok beras. Kebijakan pemerintah yang ada tidak cukup untuk meningkatkan kesejahteraan petani. Selain itu, budidaya padi tampaknya lebih menguntungkan tengkulak, pedagang besar, dan pedagang eceran, daripada petani kecil. Rasio antara margin perdagangan dan bagian petani di pasar beras selalu 30% untuk petani dan 70% untuk pedagang margin selama bertahun-tahun. Hasil ini juga didukung dari tingkat swasembada beras yang secara statistik tidak signifikan dalam meningkatkan nilai tukar petani sub sektor tanaman pangan. Peningkatan efisiensi dan produktivitas petani melalui subsidi dan adopsi teknologi menjadi solusi untuk meningkatkan kesejahteraan petani.

**Kata kunci:** kesejahteraan petani, swasembada beras, data panel dinamis.

**Klasifikasi JEL:** C50, O13, Q18

## ABSTRACT

*For decades, Indonesia has implemented a rice self-sufficiency policy aimed at increasing domestic rice production and reducing imports. However, claiming that rice self-sufficiency will benefit farmers is questionable because farmers' characteristics have not changed significantly over the past 50 years. This study aims to evaluate the effect of achieving rice self-sufficiency on farmers' welfare. The difference-GMM method of estimation, which accommodates potential endogeneity issues, is the best choice for explaining the model. Regression results show that the only significant variable in the model is the price producer variable. However, increasing the price cannot easily occur due to the asymmetric characteristics and inefficiencies in the rice supply chain. Therefore, government policy is insufficient to improve farmers' welfare. Furthermore, rice cultivation appears to benefit middlemen, wholesalers, and retailers, rather than small farmers. The ratio between trade margins and farmers' share in rice markets is always 30% for farmers and 70% for margin traders for many year. This result is also supported by the statistically insignificant level of rice self-sufficiency in improving the farmers' terms of trade in the food crop sub-sector. Increasing efficiency and productivity through subsidies and technology adoption by farmers become crucial solutions to improve farmer welfare.*

**Keywords:** farmers' welfare, rice self-sufficiency, dynamic panel data.

**JEL classification:** C50, O13, Q18

## PENDAHULUAN

Swasembada pangan secara historis telah diprioritaskan oleh banyak negara sebagai bentuk ketahanan pangan nasional (O'Hagan, 1976; FAO, 1996). Tingkat pasokan tertentu ditetapkan sebagai penyangga yang aman dari berbagai gangguan seperti perang, kekurangan pangan global, atau volatilitas harga di pasar pangan (Clapp, 2017). Diyakini juga bahwa mengamankan pasokan pangan dari produksi dalam negeri merupakan cara untuk memperkuat sektor pertanian dan meningkatkan pertumbuhan ekonomi secara keseluruhan, serta meningkatkan aktivitas ekonomi dan pendapatan pedesaan, terutama di negara-negara berkembang (O'Hagan, 1976).

Selama bertahun-tahun, beras telah menjadi lebih penting daripada makanan pokok lokal lainnya. Pada tahun 1954, beras menyumbang 54% dari konsumsi makanan pokok di Indonesia, sementara makanan pokok lainnya seperti singkong, jagung, dan kentang menyumbang 42%. Pada tahun 1987, angka tersebut meningkat secara signifikan menjadi 81%, sementara pada tahun 2010, pangsa non-beras hampir tidak ada (Hardono, 2016; Hutagaol, 2017). Saat ini, menurut BPS, 98.52% penduduk Indonesia memilih beras sebagai makanan pokok dibandingkan makanan lainnya (BPS, 2022). Tingginya permintaan terhadap beras juga terlihat dari rata-rata konsumsi beras per kapita per tahun dari tahun 2020 hingga 2022 mencapai 119 kg, sementara rata-rata konsumsi beras per kapita di dunia dan Asia masing-masing sekitar 52.1 kg dan 72.2 kg (OECD & FAO, 2019). Data tersebut menempatkan Indonesia sebagai negara dengan konsumsi beras per kapita tertinggi ketiga di dunia, sementara konsumsi jagung dan kentang per kapita per tahun hanya sebesar 2 kg (Arifin et al., 2018).

Sejak kemerdekaan di tahun 1945, Indonesia telah menerapkan kebijakan swasembada beras yang bertujuan untuk meningkatkan produksi beras dalam negeri dan mengurangi impor. Seiring berjalannya waktu, kebijakan ini diprioritaskan karena kekurangan beras dapat menyebabkan harga yang tidak terkendali, peningkatan angka kemiskinan, dan ketidakstabilan politik (Timmer, 2004; McCulloch & Timmer, 2008). Akan tetapi, permintaan beras yang terus meningkat, yang

didorong oleh pertumbuhan populasi dan peningkatan pendapatan, tidak selalu dapat dipenuhi oleh produksi dalam negeri (Khudori, 2022). Selain itu, konversi lahan sawah yang cepat menjadi perumahan, infrastruktur, dan sektor industri mengharuskan produksi beras meningkat setidaknya 3% setiap tahunnya (Mulyani et al., 2016; Khudori, 2022; Purbiyanti et al., 2015). Oleh karena itu, untuk menjaga ketahanan pangan, sejak tahun 1960-an, pemerintah telah memberikan mandat kepada Badan Urusan Logistik (Bulog) dan mengalokasikan setidaknya 84.4 triliun rupiah untuk subsidi pupuk, benih, sistem irigasi, dan infrastruktur pertanian setiap tahun dari 2014 hingga 2022 untuk mencapai RSS (Kemenkeu, 2023).

Beberapa studi telah dipublikasikan mengenai pentingnya pencapaian swasembada dalam kebijakan perberasan (Kumalasari et al, 2013; Mariyono, 2014; Krisnawati, et al., 2018; Isnaeni Fathonah & Mashilal, 2021). Karena pengeluaran konsumsi beras relatif besar pada masyarakat berpendapatan rendah, pemerintah harus mengendalikan harga beras untuk melindungi konsumen. Namun, dari sisi produsen, dampak swasembada beras terhadap kesejahteraan petani masih menjadi perdebatan. Banyak pihak yang menyatakan bahwa swasembada beras akan menguntungkan petani (Jayadi, 2012; Faillah, 2022). Swasembada beras juga dianggap sebagai langkah penting untuk membangun pertanian dan ketahanan pangan. Ketergantungan yang tinggi terhadap beras dinilai akan memberikan keuntungan kepada pemasok, sehingga memungkinkan petani untuk menjadi penentu harga, bukan penerima harga, serta mendorong mereka untuk terus meningkatkan produksi. (Suasih dan Yasa, 2017). Selain itu, kebijakan tersebut cenderung membatasi impor yang diklaim akan melindungi petani beras dari dumping beras impor murah di pasar. Selanjutnya, intervensi harga dari pemerintah, subsidi input, dan perbaikan infrastruktur, secara bersama-sama, akan menguntungkan petani.

Namun di sisi lain, karakteristik petani tidak berubah secara signifikan selama 50 tahun terakhir (Khudori, 2022). Pada tahun 1960-an hingga 1970-an, produsen beras berskala kecil, miskin, dan memiliki lahan kurang dari 0,5 hektar. Pada tahun 2018, sekitar 9.8 juta (75%) dari 13.1 juta

rumah tangga petani padi di Indonesia menggarap lahan kurang dari 0.5 hektar. Sekitar 14.38 juta penduduk miskin tinggal di daerah perdesaan pada tahun 2022, dan 67.57% di antaranya bekerja di sektor pertanian (BPS, 2022). Selain itu, keuntungan pertanian padi hanya sekitar 4.95 juta rupiah per hektar per musim atau empat bulan (BPS, 2018). Ini berarti pendapatan bulanan mereka hanya 1.24 juta rupiah, yang lebih rendah dari upah minimum di semua daerah di Indonesia (Khudori, 2022).

Untuk mencegah potensi kegagalan pasar, pemerintah melakukan intervensi harga melalui harga pembelian pemerintah (HPP) bagi petani untuk mengontrol harga gabah dan kebijakan harga eceran tertinggi (HET) bagi konsumen untuk mengontrol harga beras (Hermawan, 2016). Pemerintah memberikan mandat kepada Bulog untuk melindungi petani dari kerugian dengan membeli gabah petani pada musim panen. Selain itu, pemerintah juga memberikan subsidi input untuk mengurangi biaya produksi dan meningkatkan pasokan beras. Sebagai hasilnya, Indonesia telah menerima penghargaan dari International Rice Research Institute (IRRI) atas pencapaian swasembada beras selama 2019-2021. Produksi beras meningkat menjadi 31.31 juta ton pada 2019, 31.5 juta ton pada 2020, dan 31.36 juta ton pada 2021. Kementerian Pertanian mengklaim rasio swasembada beras mencapai 99.4%, yang berarti 99.4% kebutuhan beras dalam negeri dapat dipenuhi dari produksi dalam negeri. Namun, selama periode tersebut, Nilai Tukar Petani (NTP) subsektor tanaman pangan, yang merupakan indikator kesejahteraan petani, mengalami penurunan (BPS, 2021). Rata-rata NTP mengalami penurunan dari 101,72 pada tahun 2019 menjadi 101.43 pada tahun 2020 dan bahkan semakin menurun menjadi 98.21 pada tahun 2021. Ini berarti petani mengalami kerugian disaat swasembada beras tercapai.

Sayangnya, kebijakan beras yang sensitif secara politis terkadang mengaburkan fakta-fakta yang seharusnya menjadi dasar kebijakan yang efektif. Pihak-pihak yang mendukung penurunan harga beras dan liberalisasi perdagangan beras diklaim telah mengkhianati para petani Indonesia dan bekerja untuk kepentingan perusahaan-perusahaan asing. Sementara itu, mereka yang mendukung kenaikan harga beras dan pembatasan

impor dituduh memiliki kepentingan yang sempit. Menariknya, kedua kelompok ini mengklaim berada di pihak petani.

Berdasarkan latar belakang di atas, studi ini bertujuan untuk mengevaluasi dampak pencapaian swasembada beras terhadap kesejahteraan petani. Dibandingkan dengan penelitian-penelitian lain, penelitian ini memberikan dua kontribusi utama. Pertama, kami menggunakan data panel dinamis, dengan menggunakan data terbaru yang tersedia dari berbagai provinsi. Pendekatan ini memberikan pemahaman yang kritis mengenai dampak swasembada beras terhadap kesejahteraan petani. Kedua, kami memberikan argumen yang berbeda mengenai kebijakan perberasan.

Tidak sedikit yang menyakini bahwa kebijakan swasembada beras adalah mahal dan tidak cukup untuk meningkatkan kesejahteraan petani. Kebijakan ini telah menempatkan Indonesia pada posisi yang sulit karena beras tidak hanya merupakan komoditas ekonomi tetapi juga komoditas politik. Tampaknya kebijakan yang diterapkan lebih memprioritaskan konsumen daripada petani padi. Selain itu, kebijakan swasembada beras telah menyebabkan kurangnya perhatian terhadap diversifikasi sumber pangan, sehingga semakin menyulitkan pangan lokal nonberas untuk memasuki pasar (Hutagaol, 2017). Akibatnya, hal ini mengurangi kesempatan petani untuk mendiversifikasi sumber pendapatan mereka ke budidaya tanaman bernilai tinggi lainnya.

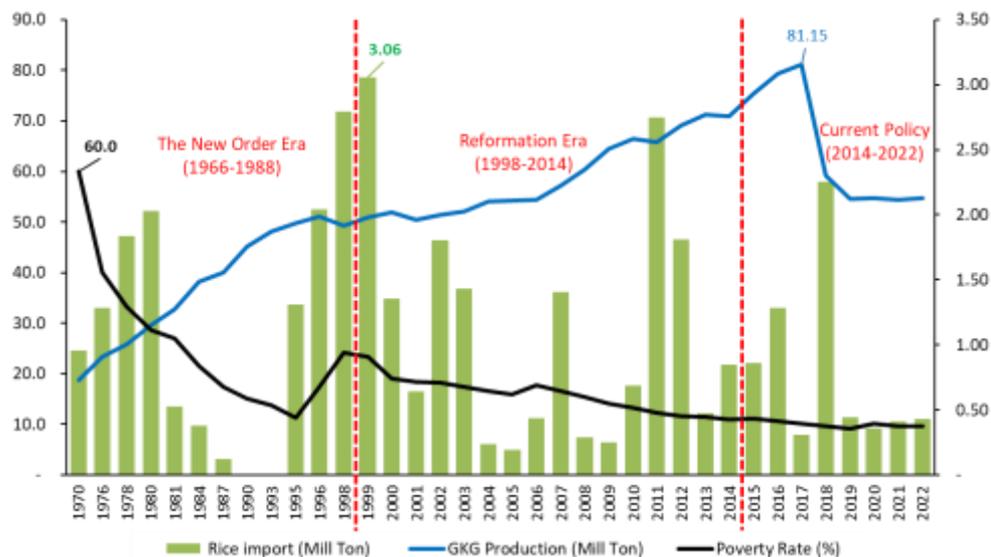
### **Kebijakan beras di Indonesia**

Kebijakan perberasan Indonesia sangat dinamis. Pada awal setelah kemerdekaan tahun 1945, alasan untuk mendorong swasembada beras mulai diperkenalkan, namun di saat yang sama pemerintah juga memiliki tantangan untuk menyatukan berbagai kelompok etnis yang ada di Indonesia (Mears, 1984). Pada tahun 1950-1960an, para akademisi dan pembuat kebijakan lebih memilih industrialisme sebagai sektor pertumbuhan utama dan berfokus pada infrastruktur daripada sektor pertanian (Kawagoe, 2004). Meskipun demikian, komoditas beras diperlakukan berbeda. Pada tahun 1959, program swasembada beras yang ambisius direncanakan untuk Pulau Jawa. Namun, karena kurangnya dana, logistik, dan pengalaman, proyek ini dapat

dikatakan tidak berhasil karena ditandai dengan peningkatan impor beras dan harga beras yang tidak stabil (Mears, 1984).

Pada periode berikutnya, selama era orde baru (1966-1998), pemerintah menargetkan untuk mencapai swasembada beras pada tahun 1974 (Iftina, 2019; Silalahi et al., 2019). Program ini didukung oleh keuntungan besar yang dihasilkan dari *oil boom* di tahun 1970-an. Hal ini mampu mengangkat kendala neraca pembayaran yang telah menghambat pertumbuhan ekonomi Indonesia sejak kemerdekaan (Arndt, 2000; McCawley, 2022). Pemerintah kemudian mendirikan Bulog pada tahun 1967 dan mengumumkan kebijakan harga dasar untuk pertama kalinya pada tahun 1969. Pada periode tersebut, investasi yang signifikan dilakukan pada

input bersubsidi, infrastruktur irigasi, dan penelitian, yang mengarah pada percepatan dalam produksi beras dan penurunan impor (Timmer, 2004; Silalahi et al., 2019). Akhirnya, pada tahun 1984, target swasembada beras tercapai, dengan produksi beras dan permintaan domestik masing-masing mencapai 27 juta ton dan 25 juta ton (Arifin, 2004). Terlepas dari pertumbuhan PDB yang tinggi secara konsisten di atas 7% selama hampir 30 tahun (Bank Dunia, 2006), alasan lain dari penurunan kemiskinan dari 40% pada tahun 1976 menjadi hanya 11% pada tahun 1996 adalah karena harga beras yang cukup stabil (McCulloch, 2008; McCawley, 2022). Gambar 1 menunjukkan tren produksi, impor, dan tingkat kemiskinan dari tahun 1970 hingga 2022.



Sumber: BPS, (2022)

**Gambar 1.** Produksi Padi, Impor Beras, dan Tingkat Kemiskinan di Indonesia, 1970-2022.

Namun, periode swasembada beras hanya berlangsung selama 5 tahun (1980-1985). Pada akhir masa *oil boom*, sektor beras tidak lagi dibiayai oleh pendapatan dari minyak bumi. Belum lagi meningkatnya kasus korupsi di Bulog telah memperburuk situasi. Hingga akhirnya, pada tahun 1989, subsidi pestisida dihapuskan, subsidi pupuk secara bertahap dikurangi, dan urea merupakan input bersubsidi terakhir pada tahun 1994. Pada tahun 1997-1998, badai kekeringan El Nino melanda bersamaan dengan krisis moneter dan ketidakstabilan politik, yang menyebabkan pertumbuhan produksi beras secara bertahap menurun dan kesenjangan yang semakin lebar

antara harga beras eceran dan harga gabah kering panen (Iftina, 2019).

Pada era reformasi (1998-2014), monopoli impor oleh Bulog dihapuskan dan stabilisasi harga dicapai melalui perdagangan swasta hingga tahun 2004. Pertanian dan sektor-sektor lain menghadapi kesulitan karena ketidakstabilan politik dan transisi ekonomi. Pada saat yang sama, penurunan harga beras dunia menyebabkan harga beras dalam negeri jauh lebih tinggi daripada harga beras internasional dan terjadi inflasi yang tinggi. Impor beras mencapai 2.7 juta ton pada tahun 1998 dan 3 juta ton pada tahun 1999 (BPS, 2022). Akibatnya, hampir 50% pendapatan riil petani jatuh di bawah

harga dasar yang mengindikasikan bahwa kebijakan HPP tidak lagi efektif. Meskipun kebijakan tarif impor diberlakukan untuk melindungi petani beras, banyak importir beras yang melakukan *underreported* yang menyebabkan disinsentif bagi petani beras untuk meningkatkan produksi dan produktivitasnya (Arifin, 2004). Karena HPP tidak efektif, pemerintah kemudian memperkenalkan harga pembelian pemerintah (HPP) pada tahun 2002, yang pada dasarnya merupakan sebuah transisi untuk melepaskan harga beras pada harga pasar (Kusumaningrum, 2008). Pada tahun 2004, pemerintah melarang impor beras dari perdagangan bebas dan mengembalikan Bulog sebagai pemegang monopoli impor beras. Beras dipromosikan untuk swasembada setelah pemilihan presiden dan kebijakan ini diklaim untuk mendukung para petani beras (Timmer, 2004). Akan tetapi, setelah impor beras dilarang, harga beras terus meningkat. Meskipun pemerintah mengklaim bahwa harga beras yang lebih tinggi akan meningkatkan pendapatan petani dan mengurangi kemiskinan, banyak penelitian menunjukkan bahwa harga beras yang lebih tinggi di Indonesia justru meningkatkan kemiskinan dan merugikan sebagian besar masyarakat (McCulloch, 2008; Ikhsan, 2005; Warr & Yusuf, 2014).

Kebijakan beras dari tahun 2014 hingga 2022 tidak banyak berbeda. Pemerintah berusaha mencapai swasembada beras dengan meningkatkan produksi. Setiap kali stok beras dalam negeri tidak mencukupi, Bulog mengimpor beras. Petani dilindungi selama musim panen dengan kebijakan harga pembelian pemerintah. Di bawah peraturan ini, para pembeli dilarang membeli gabah dari para petani dengan harga yang lebih rendah daripada harga yang ditetapkan. Di sisi lain, pemerintah telah memperkenalkan sebuah instrumen tambahan, yaitu harga eceran tertinggi (HET), untuk melindungi konsumen sejak tahun 2016. Program RASKIN diubah menjadi bantuan pangan nontunai pada tahun 2017. Akan tetapi, kebijakan ini telah menerima banyak kritik terkait implementasinya. Keterlibatan Bulog menyebabkan inefisiensi, perburuan rente, dan kegagalan pasar (Nuryanti et al., 2018). Impor monopoli oleh Bulog memakan biaya yang tinggi karena keputusan impor harus

mempertimbangkan proses birokrasi dan pertimbangan politik (Respatiadi & Nabila, 2017).

## METODE

### Data dan Sumber

Untuk memperkirakan hubungan antara dampak swasembada beras terhadap kesejahteraan petani, penelitian ini menggunakan data panel yang dikumpulkan dari 21 provinsi untuk tahun 2008-2022 di Indonesia. Kelebihan utama dari penggunaan panel data dibandingkan data *time series* atau *cross-sectional* adalah memungkinkan identifikasi parameter atau pertanyaan tertentu tanpa perlu membuat asumsi yang membatasi (Verbeek, 2017). Data panel tidak hanya sesuai untuk memodelkan atau menjelaskan mengapa unit individu berperilaku berbeda tetapi juga untuk memodelkan mengapa unit tertentu berperilaku berbeda pada periode waktu yang berbeda. Selain itu, data panel lebih mampu menggambarkan fenomena yang bersifat dinamis dibandingkan dengan data timeseries atau data cross-section (Baltagi 2005).

Variabel utama dalam studi ini adalah tingkat swasembada beras dan kesejahteraan petani yang diprosikan melalui variable nilai tukar petani subsektor tanaman pangan yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Sebagaimana didefinisikan oleh FAO, rasio swasembada adalah rasio dari ketersediaan supply beras (FAO, 2012). Oleh karena itu, tingkat swasembada beras dihitung dengan menggunakan dengan rumus sebagai berikut:

$$\text{Tingkat swasembada beras} = \frac{\text{Produksi beras}}{\text{Konsumsi beras}} \times 100$$

Produksi beras dihitung dengan menggunakan metode BPS, yang melibatkan konversi produksi gabah (GKP) menjadi beras, sementara konsumsi beras ditentukan dengan mengalikan jumlah penduduk dengan rata-rata konsumsi beras per kapita nasional. Faktor konversi dari gabah kering panen (GKP) ke gabah kering giling (GKG) dan dari GKG ke beras diperoleh dari survei yang dilakukan oleh BPS pada tahun 2018 di seluruh provinsi. Tingkat swasembada beras = 100 menunjukkan provinsi tersebut dapat menyediakan 100% beras bagi konsumsi

domestiknya. Selain itu, penelitian menggunakan proksi alternatif dalam menunjukkan pencapaian swasembada beras yaitu melalui variable produksi GKG. Semakin tinggi produksi GKG menggambarkan tingkat swasembada beras yang semakin tinggi.

Untuk merepresentasikan kesejahteraan petani padi, kami menggunakan nilai tukar petani subsektor tanaman pangan (NTPTP). Pengukuran NTPTP didasarkan pada premis bahwa petani adalah agen ekonomi yang memproduksi, menjual komoditas pertanian, mengonsumsi barang dan jasa sebagai bagian dari kehidupan sehari-hari, dan mengeluarkan biaya produksi untuk memproduksi komoditas pertanian. Dalam bentuk yang paling sederhana, NTPTP mengukur kemampuan petani untuk menukarkan komoditas pertanian dengan sejumlah barang dan jasa yang dibutuhkan untuk konsumsi rumah tangga dan biaya produksi. Petani sebagai produsen, NTPTP dihitung berdasarkan biaya produksi dan penambahan barang modal, sedangkan petani sebagai konsumen, NTPTP dihitung berdasarkan biaya konsumsi rumah tangga. Jika NTPTP lebih dari 100, hal ini mengindikasikan bahwa  $I_t > I_b$ , yang berarti petani lebih baik dibandingkan dengan ketika NTPTP di bawah 100 (BPS, 2022).

Penggunaan NTPTP sebagai proksi kesejahteraan petani memang telah mendapat kritik dari para akademisi (Simatupang, 2018;

Rachmat, 2013). Pengukuran  $I_t$  dan  $I_b$  tidak secara akurat mencerminkan penerimaan dan pengeluaran riil petani karena mengandalkan indeks Laspeyres. Oleh karena itu, studi ini mengakui keterbatasan NTPTP dalam merepresentasikan kesejahteraan petani. Namun, terlepas dari keterbatasan tersebut, studi ini tetap menggunakan variabel tersebut karena NTP masih digunakan secara resmi oleh pemerintah sebagai indikator kesejahteraan petani yang ditargetkan meningkat setiap tahunnya.

Selain itu, harga gabah dan produktivitas GKG juga dimasukkan ke dalam model ini sebagai variabel control dari NTTTP. Kenaikan harga gabah dan produktivitas GKG dapat menjadi insentif bagi petani untuk meningkatkan produksi mereka, yang pada akhirnya berujung pada peningkatan kesejahteraan petani (Hermawan 2016; Faillah 2022). Ketika harga beras lebih tinggi, petani berpotensi mendapatkan lebih banyak penghasilan dari hasil panen mereka, yang dapat berkontribusi pada kesejahteraan ekonomi mereka. Demikian pula, peningkatan produktivitas beras dapat menghasilkan hasil panen yang lebih tinggi dan penggunaan sumber daya yang lebih efisien, yang selanjutnya dapat meningkatkan pendapatan petani dan standar hidup mereka. Secara keseluruhan tabel 1 merangkum variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini.

**Tabel 1.** Variabel, satuan, dan sumber data

Variabel	Unit	Sumber	Definisi
NTPTP (Nilai tukar petani sub sektor tanaman pangan)	Indeks	BPS	Rasio antara indeks harga yang diterima petani padi ( $I_t$ ) dan indeks harga yang dibayarkan petani subsektor tanaman pangan ( $I_b$ ).
RSS (Tingkat swasembada beras)	%	BPS	Produksi beras dibagi dengan permintaan beras x 100
Produksi gabah (GKG)	Ton	BPS	Produksi gabah kering giling
Harga gabah kering panen(GKP)	Rp/kg	BPS	Harga rata-rata gabah kering panen yang dikeringkan
Produktivitas Gabah (GKG)	kuintal/ha	BPS	Jumlah GKG yang diproduksi per unit luas lahan.

**Model ekonometrika**

Banyak model ekonomi menyarankan bahwa perilaku di masa lalu memengaruhi perilaku saat ini dalam hubungan ekonomi karena adanya proses penyesuaian dinamis yang terjadi (Bun & Sarafidis, 2013; Verbeek 2017). Oleh karena itu, penelitian ini menggunakan data panel dinamis untuk mengestimasi model karena memungkinkan peneliti untuk lebih memahami bagaimana hubungan ini menyesuaikan dari waktu ke waktu (Baltagi, 2021). Selain itu, metode panel data dinamis dapat memperhitungkan potensi endogenitas dalam model regresi (Arellano dan Bond, 1991; Roodman, 2009; Verbeek, 2017; Kripfganz, 2019).

Penelitian ini mempertimbangkan untuk menerapkan transformasi log karena variabel yang dianalisis terdiri dari beberapa unit pengukuran. Transformasi log mengurangi perbedaan sepuluh kali lipat antara dua nilai menjadi perbedaan yang lebih kecil (Gujarati, 2009). Selain itu, transformasi ini lebih mudah untuk diinterpretasikan karena menjelaskan persentase perubahan yang diharapkan pada variabel dependen ketika variabel independen meningkat dengan persentase tertentu (Benoit, 2011).

Spesifikasi model dapat ditulis sebagai berikut:

$$\log NTPTP_{it} = \alpha + \gamma \log NTPTP_{it-1} + \beta_1 \log RSS_{it} + \beta_2 \log PGKP_{it} + \beta_3 \log Prodtv_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\log NTPTP_{it} = \alpha + \gamma \log NTPTP_{it-1} + \beta_1 \log Prod\_GKG_{it} + \beta_2 \log PGKP_{it} + \beta_3 \log Prodtv_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

dimana:

- $RSS_{it}$  : Tingkat Swasembada Beras untuk provinsi  $i$  pada tahun  $t$
- $Prod\_GKG_{it}$  : Produksi GKG untuk provinsi  $i$  pada tahun  $t$
- $PGKP_{it}$  : Harga GKP untuk provinsi  $i$  pada tahun  $t$
- $Prodtv_{it}$  : Rasio produktivitas GKG untuk provinsi  $i$  pada tahun  $t$
- $\mu_{it}$  : *error term*

Model data panel dinamis dapat diestimasi dengan berbagai metode (Bun & Sarafidis, 2013; Roodman, 2009; Verbeek, 2017; Kripfganz,

2019). Praktik yang umum dilakukan saat ini adalah menerapkan metode variabel instrumental (IV) dan Generalized Method of Moments (GMM) dalam model regresi untuk mengakomodasi potensi endogenitas. Pendekatan ini lebih disarankan karena tidak realistis untuk mengasumsikan bahwa variabel penjelas dalam suatu model bersifat eksogen atau bahwa error term diasumsikan tidak berkorelasi dengan variabel penjelas (Verbeek, 2017). Selain itu, perlu dicatat bahwa setiap metode memiliki kelebihan dan kekurangannya masing-masing. Adapun jenis estimator data panel dinamis lainnya: pooled, fixed effect, diff-GMM, dan sys-GMM. Oleh karena itu, untuk mencapai hasil terbaik, metode estimasi yang berbeda harus digunakan dan dievaluasi.

**Estimasi GMM panel dinamis**

Data panel yang digunakan dalam ekonometrika adalah data multidimensi yang berisi pengukuran *cross-sectional* dari sejumlah unit dari waktu ke waktu (perusahaan, individu, dll.) Misalkan kita memiliki  $n$  individu yang diamati pada  $T$  periode waktu, maka panel yang seimbang akan berisi  $nT$  pengamatan secara total ( $y_{it}, i = 1, 2, \dots, n; t = 1, 2, \dots, T$ ). Karena kita mempertimbangkan proses penyesuaian dinamis, model data panel dinamis linier berisi variabel *lag* dependen di sisi kanan.

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \alpha_i + \mu_{it} \dots (1)$$

di mana  $\alpha_i$  adalah *unobserved unit-specific heterogeneity* yang dapat dikorelasikan dengan regressor dan secara konstruksi berkorelasi dengan variabel dependen yang tertinggal. Karena situasi ini, penerapan metode kuadrat terkecil biasa (OLS) dan metode efek acak menjadi tidak konsisten. Hal ini disebabkan oleh adanya *idiosyncratic error terms*.  $\mu_{it}$  adalah *idiosyncratic error terms* yang diasumsikan sebagai IID  $(0, \sigma_u^2)$ . Selain itu, regressor mungkin juga memiliki korelasi dengan  $\mu_{it}$ . Dengan demikian  $x_{it}$  dapat diasumsikan sebagai eksogen ketat, eksogen lemah, dan endogen.

Dalam model statis, efek  $\alpha_i$  dapat dieliminasi dengan menerapkan model efek tetap (FE):

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma (y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}) + (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\mu_{it} - \bar{u}_i) \dots \dots \dots (2)$$

Namun, variabel *lagged dependent* yang ditransformasi ke dalam  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$  akan berkorelasi dengan within transformed error  $(\mu_{it} - \bar{u}_i)$  karena  $\bar{u}_i$  mengandung  $\mu_{i,t-1}$  yang berkorelasi dengan  $y_{i,t-1}$  bahkan jika  $\mu_{it}$  secara serial tidak berkorelasi. Oleh karena itu, menurut Nickell (1981), penerapan pendekatan FE menjadi bias dan tidak konsisten ketika jumlah *cross-section* N tidak terbatas, dan dimensi deret waktu T tetap.

Pendekatan lain untuk menghilangkan  $\alpha_i$  adalah dengan mempertimbangkan metode *first difference* (FD):

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x_{it} - x_{i,t-1})'\beta + (\mu_{it} - u_{i,t-1}) \dots (3)$$

$$\text{atau } \Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + \Delta x_{it}'\beta + \Delta \mu_{it}$$

Namun, dalam model ini, variabel *difference lagged dependent*  $\Delta y_{i,t-1}$  masih berkorelasi dengan *error*  $\Delta \mu_{it}$  atau  $E(\Delta y_{i,t-1} \Delta \mu_{it}) \neq 0$ . Menerapkan OLS dalam metode *first difference* dapat menjadi sangat bias (Verbeek, 2017). Oleh karena itu, Anderson dan Hsiao mengajukan alternatif dengan menggunakan variabel instrumen  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  dengan salah satu dari  $y_{i,t-2}$  atau  $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$  yang tidak berkorelasi dengan *error* tetapi berkorelasi dengan  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ . Jika disusun dari waktu ke waktu, maka kondisi momen yang dieksploitasi oleh estimasi variabel instrumen adalah  $E(y'_{i,-2} \Delta \mu_i) = 0$  (Das, 2019).

Namun, Arellano menunjukkan bahwa penggunaan *lagged differences* tidak efisien sebagai instrumen, karena semua kondisi ortogonalitas yang potensial tidak dipertimbangkan dalam metode IV model Anderson dan Hsiao, terutama ketika variabel eksogen dimasukkan. Selain itu, Arellano dan Bover menyatakan bahwa estimator metode IV dapat menghasilkan bias yang besar pada *standard error*, terutama ketika koefisien variabel *lagged dependent* mendekati satu. Oleh karena itu, Arellano dan Bond mengusulkan estimator GMM dengan mengambil lebih banyak instrumen yang tersedia. Mereka menggabungkan sejumlah instrumen yang valid dalam hal nilai lag variabel dependen, variabel yang telah ditentukan sebelumnya dan regressor endogen dengan menggunakan metode yang dikembangkan oleh

Holtz-Eakin. Pendekatan ini didasarkan pada metode momen Anderson dan Hsiao.

Jumlah kondisi momen akan bervariasi dengan  $t$ . Sebagai contoh, anggap tidak ada variabel eksogen yang dimasukkan ke dalam model. Ketika  $t = 2$ , persamaan (3) akan menjadi  $y_{i2} - y_{i1} = \gamma(y_{i1} - y_{i0}) + (\mu_{i2} - u_{i1})$ . Di sini, kita memiliki  $y_{i0}$  sebagai instrumen yang valid dan kondisi momen adalah  $E(y_{i0}(\mu_{i2} - u_{i1})) = 0$ . Ketika  $t = 3$ , persamaan (3) akan menjadi  $y_{i3} - y_{i2} = \gamma(y_{i2} - y_{i1}) + (\mu_{i3} - u_{i2})$ . Di sini, kita memiliki  $y_{i0}$  dan  $y_{i1}$  sebagai instrumen yang valid. Dengan demikian, kondisi momennya adalah  $E(y_{i0}(\mu_{i3} - u_{i2})) = 0$  dan  $E(y_{i1}(\mu_{i3} - u_{i2})) = 0$ . Ketika  $t = 4$ , persamaan (3) akan menjadi  $y_{i4} - y_{i3} = \gamma(y_{i3} - y_{i2}) + (\mu_{i4} - u_{i3})$ . Di sini, kita memiliki tiga instrumen yang valid  $y_{i0}$ ,  $y_{i1}$  dan  $y_{i2}$  dan memperoleh tiga kondisi momen  $E(y_{i0}(\mu_{i4} - u_{i3})) = 0$ ,  $E(y_{i1}(\mu_{i4} - u_{i3})) = 0$  dan  $E(y_{i2}(\mu_{i4} - u_{i3})) = 0$ . Oleh karena itu, ketika  $T = 4$  yang berarti  $t = 2, 3, 4$ , kita memiliki 6 kondisi momen yang dapat digunakan dalam kerangka kerja GMM.

Dengan menggunakan pendekatan yang sama, jika kita memasukkan variabel eksogen ke dalam model seperti yang ditunjukkan pada persamaan (1), maka akan diperoleh set instrumen tambahan yang berbeda, tergantung pada asumsi yang kita buat tentang  $x_{it}$  (eksogen yang ketat, eksogen yang lemah, atau endogen). Singkatnya, kondisi momen untuk model GMM yang berbeda pertama adalah:

Untuk variabel dependen yang tertinggal:

$$E(y_{i,t-s} \Delta u_{it}) = 0, \quad s = 2, 3, \dots t \quad \dots(4)$$

Untuk regressor yang sangat eksogen:

$$E(x_{i,t-s} \Delta u_{it}) = 0, \quad t - s = 0, 1, \dots T \dots(5)$$

Untuk regressor yang telah ditentukan sebelumnya:

$$E(x_{i,t-s} \Delta u_{it}) = 0, \quad s = 1, 2, \dots t \quad \dots(6)$$

Untuk regressor endogen:

$$E(x_{i,t-s} \Delta u_{it}) = 0, \quad s = 2, 3 \dots t \quad \dots(7)$$

Dengan  $t = s, \dots T$

Dengan menggunakan instrumen ini, Arellano dan Bond menghitung estimator *one-step* dan *two-step* GMM. Ketika  $\mu_{it}$  tidak berkorelasi serial dan homoskedastik, GMM satu langkah lebih efisien

dibandingkan dengan estimator dua langkah, sedangkan ketika  $\mu_{it}$  heteroskedastik, penduga dua langkah lebih efisien tetapi bias pada sampel kecil.

Namun terkadang instrumen  $y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots$  merupakan instrumen yang lemah untuk variabel *lagged dependent* yang dibedakan pertama  $\Delta y_{i,t-1}$  terutama ketika  $\gamma$  mendekati 1 dan  $t$  kecil. Dalam kasus ini, estimasi dapat menjadi bias secara substansial (Verbeek, 2017; Kripfganz, 2019; Das, 2019). Oleh karena itu, metode *difference* GMM telah diperluas menjadi *system* GMM oleh Arellano dan Bover dan Blundell dan Bond dengan menggabungkan instrumen dari kedua level dan variabel perbedaan pertama. Validitas instrumen tambahan bergantung pada asumsi bahwa perubahan dalam  $y_{it}$  tidak berkorelasi dengan efek tetap. Kondisi momen tambahan untuk model level adalah sebagai berikut:

Untuk variabel dependen yang tertinggal:

$$E(\Delta y_{i,t-1}(\alpha_i + \mu_{it})) = 0, \quad t = 2, 3, \dots, T \quad \dots(8)$$

Untuk regressor yang benar-benar eksogen atau yang telah ditentukan sebelumnya:

$$E(\Delta x_{it}(\alpha_i + \mu_{it})) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \dots(9)$$

Untuk regressor endogen:

$$E(\Delta x_{i,t-1}(\alpha_i + \mu_{it})) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

Salah satu masalah utama yang terkait dengan estimasi GMM pada data panel dinamis adalah seringnya terjadi situasi dimana terdapat terlalu banyak instrumen. Dengan sampel yang kecil, penggunaan kondisi momen yang berlebihan dalam estimasi GMM menyebabkan peningkatan bias dan estimasi varian yang terlalu rendah (Roodman, 2009). Solusi untuk masalah ini diusulkan oleh Roodman (2009), yang mengusulkan untuk hanya menggunakan subset instrumen dan *collapsing* set instrumen. Ketika jumlah instrumen dikurangi, beberapa uji ketangguhan yang relevan dapat dilakukan sehubungan dengan estimasi koefisien, *standard errors*, dan uji spesifikasi.

Dalam implementasi praktis, koefisien  $\gamma$  dari variabel *lagged dependet* akan ditaksir terlalu tinggi oleh metode OLS, sementara estimator FE akan menaksir terlalu rendah (Verbeek, 2017). Oleh karena itu, koefisien  $\gamma$  yang sebenarnya harus

berada dalam kisaran estimasi OLS dan FE. Selain itu, ada dua uji spesifikasi untuk data panel dinamis. Pertama, validitas instrumen dievaluasi dengan uji korelasi serial Arellano-Bond. Arellano dan Bond menyarankan statistik uji berdistribusi  $N(0,1)$  asimtotik untuk hipotesis,  $H_0: \text{Corr}(\Delta \mu_{it}, \Delta \mu_{i,t-j}) = 0, j > 0$ . Dengan mengasumsikan *error term* dalam level tidak berkorelasi serial, hal ini mengimplikasikan *error term* dalam *first difference* memiliki korelasi serial orde pertama yang negatif (dengan koefisien korelasi -0.5) tetapi tidak ada korelasi serial orde kedua atau orde yang lebih tinggi. Oleh karena itu, hipotesis null yang menyatakan bahwa *first differences* tidak memiliki korelasi serial orde pertama harus ditolak. Di sisi lain, hipotesis null yang menyatakan bahwa perbedaan pertama tidak memiliki korelasi serial orde tinggi seharusnya tidak ditolak. Dengan kata lain, model lolos uji spesifikasi ini jika  $H_0$  ditolak untuk  $j=1$  dan tidak ditolak untuk  $j > 1$  (Kripfganz, 2019).

Kedua, uji *Sargan-Hansen* untuk *overidentifying restrictions* berdasarkan estimasi *one-step* atau *two-step* dengan  $H_0$ : *overidentifying restrictions* valid. Oleh karena itu, model lolos uji spesifikasi ini jika  $H_0$  gagal ditolak. Selain itu, untuk mengevaluasi instrumen tambahan yang digunakan dalam sistem GMM, maka diterapkan uji perbedaan Sargan-Hansen dengan  $H_0$ : batasan *overidentifying* tambahan valid. Kesimpulan *difference* GMM lebih baik dari *system* GMM jika uji spesifikasi adalah tolak hipotesis null.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Statistik ringkasan

Indonesia adalah negara kepulauan dengan 33 provinsi pada tahun 2008, dan menjadi 34 provinsi pada November 2022. Namun, karena tidak semua provinsi merupakan penghasil beras, studi ini berfokus pada 21 provinsi yang datanya tersedia. Secara rata-rata, nilai tukar petani untuk tanaman pangan (NTPTP) adalah 99.17, yang mengindikasikan bahwa petani secara umum mengalami defisit. NTPTP berkisar antara 83.58 dan 135.31, dengan NTPTP terendah terjadi di Sulawesi Tenggara pada tahun 2013 dan NTPTP tertinggi dialami petani di Lampung pada tahun 2012. Jika membandingkan wilayah barat dan timur, petani di wilayah barat memiliki kondisi

yang lebih baik dengan rata-rata NTPTP sebesar 101.03, sementara petani di wilayah timur memiliki rata-rata NTPTP hanya 97.12.

Meskipun rata-rata tingkat swasembada beras adalah 143.76%, angka ini berkisar antara 17.86% hingga 367.39%, dengan deviasi standar 70.08%. Statistik ini menunjukkan kesenjangan yang lebar dalam hal ketersediaan beras di seluruh provinsi. Produksi beras terkonsentrasi di Pulau Jawa,

dengan tiga wilayah (Jawa Timur, Jawa Barat, dan Jawa Tengah) menyumbang 51.72% dari total produksi beras pada tahun 2022. Produksi gabah kering giling (GKG) tertinggi yang tercatat adalah 13.6 juta ton di Jawa Timur pada tahun 2016, sedangkan produksi terendah di Riau pada tahun 2022. Jika membandingkan wilayah, terlihat bahwa wilayah barat menghasilkan lebih banyak beras daripada wilayah timur.

**Tabel 2.** Statistik ringkasan

Panel A: Semua sampel					
Variabel	N	Berarti	Std dev	min	maks
NTPTP	315	99.1707	6.900972	83.58	135.31
Tingkat RSS	315	143.76	70.08373	17.86	367.39
Produksi GKG	315	2818724	3487032	213557.2	213557.2
Produksi beras	315	1624443	2010594	122556.5	7872021
Harga GKP	315	4009.164	877.627	1791.67	6197.22
Produktivitas	315	47.5039	8.562841	25.41	62.14
Panel B: Area Barat					
Variabel	N	Berarti	Std dev	min	max
NTPTP	165	101.0338	6.900972	83.58	135.31
Tingkat RSS	165	131.9662	70.08373	17.86	367.39
Produksi GKG	165	4184211	3487032	213557.2	213557.2
Produksi beras	165	2410040	2010594	122556.5	7872021
Harga GKP	165	4077.454	877.627	1791.67	6197.22
Produktivitas	165	50.90952	6.579477	33.44	61.88
Panel C: Wilayah Timur					
Variabel	N	Berarti	Std dev	min	max
NTPTP	150	97.12147	5.546156	83.58	112.04
Tingkat RSS	150	156.7381	80.0788	35.77	367.39
Produksi GKG	150	1316689	1396171	232884.8	6196737
Produksi beras	150	760285.8	802054.5	130858.2	3556191
Harga GKP	150	3934.045	938.3128	1791.67	6197.22
Produktivitas	150	43.75773	8.938618	25.41	62.14

Petani memproduksi gabah dalam bentuk gabah kering giling (GKP) atau gabah kering panen (GKG). Dalam penelitian ini, kami mengamati harga GKG. Rata-rata harga GKG adalah sekitar Rp 4.000, dengan kisaran antara Rp

1.791 hingga Rp 6.197 dan standar deviasi Rp 877. Wilayah Timur dan Barat memiliki kisaran harga GKG yang hampir sama. Variabel penentu lainnya adalah produktivitas GKG, dengan rata-rata produksi 4.7 ton/ha. Ketika membandingkan

wilayah, wilayah Barat menunjukkan produktivitas yang lebih tinggi, yaitu 50.9 ton/ha, sementara wilayah Timur hanya mencapai 43.7 ton/ha. Tabel 2 memberikan ringkasan statistik lengkap dari semua variabel yang digunakan dalam analisis empiris.

### Hasil estimasi

Bagian ini menguraikan hasil dari estimasi data panel dinamis. Tabel 3 menunjukkan estimasi pengaruh tingkat swasembada beras terhadap nilai tukar petani subsektor tanaman pangan. Proksi pencapaian swasembada beras diwakili dengan menggunakan tingkat RSS pada model pertama (kolom 1-4), produksi GKG sebagai proksi alternatif swasembada beras pada model kedua (kolom 5-8).

Estimasi menerapkan *robust standard errors* dalam semua estimasi karena diasumsikan bahwa *idiosyncratic errors* mungkin memiliki heteroskedastisitas, autokorelasi, atau kombinasi keduanya. Menggunakan *robust standard errors* dapat membantu mengakomodir masalah-masalah ini (Baltagi, 2015; Verbeek, 2017).

Semua estimasi secara konsisten menunjukkan koefisien yang sangat signifikan untuk variabel dependen yang tertinggal ( $\gamma$ ), yang mengindikasikan kesesuaian pemodelan data panel dinamis. Estimasi metode OLS menunjukkan bahwa tingkat RSS tidak signifikan, sementara harga GKP dan produktivitas GKG signifikan secara statistik yang menunjukkan hubungan positif dengan NTPTP. Namun,  $\gamma$  diperkirakan akan *overestimated* dengan estimasi OLS karena metode ini tidak membahas masalah heterogenitas yang tidak teramati yang mungkin berkorelasi dengan variabel lagged dependent dan regressor. Pada kolom 2, metode FE memberikan hasil yang serupa, dengan tingkat RSS yang tidak signifikan. Satu-satunya variabel yang signifikan adalah harga GKP, sementara produktivitas GKG tidak signifikan dalam model. Namun, meskipun pendekatan ini mengurangi heterogenitas yang tidak teramati melalui transformasi dalam model, pendekatan ini tetap bias karena adanya korelasi antara *error term* dan variabel *lagged dependent*. Akibatnya, koefisien  $\gamma$  dalam metode FE diperkirakan akan *underestimated*.

Dengan menggunakan produksi GKG sebagai alternatif proksi swasembada beras, hasil estimasi OLS dan FE menunjukkan pola yang sama, Dimana produksi GKG tetap tidak signifikan sementara harga adalah satu-satunya variabel signifikan yang mempengaruhi NTPTP. Temuan kami menunjukkan bahwa koefisien  $\gamma$  yang sebenarnya seharusnya berada di kisaran 0,67 hingga 0.77 untuk kedua proksi RSS.

Estimator *difference* GMM (Diff-GMM) dan *system* GMM (Sys-GMM) merupakan pendekatan yang potensial untuk estimasi data panel dinamis. Kolom 3 dan 4 pada model pertama menyajikan hasil estimasi dari kedua estimator ini. Meskipun koefisien variabel *lagged dependent* sangat signifikan pada kedua estimasi, terdapat perbedaan yang cukup besar antara hasil Diff-GMM dan Sys-GMM. Koefisien Diff-GMM untuk  $\gamma$  pada model pertama adalah 0.759, berada dalam kisaran antara koefisien OLS dan FE, sedangkan koefisien Sys-GMM untuk  $\gamma$  adalah 0.828, yang berada di luar kisaran ini. Hal ini menunjukkan bahwa Diff-GMM memberikan estimasi yang lebih baik dibandingkan dengan Sys-GMM. Kesimpulan ini didukung lebih lanjut oleh hasil uji *Difference-in-Hansen* yang ditolak pada tingkat signifikansi 10%. Hal ini mengindikasikan bahwa instrumen tambahan pada Sys-GMM tidak valid. Koefisien Diff-GMM pada lagged NTPTP sebesar 0.760 mengimplikasikan bahwa konvergensi kecepatan NTPTP di seluruh provinsi untuk menutup kesenjangan hanyalah 27.62% dalam waktu satu tahun. Selain itu, hasil estimasi dari *dummy* waktu tahunan menunjukkan koefisien yang signifikan serta menurun seiring waktu. Hal ini menunjukkan variabel NTPTP menurun dari waktu ke waktu jika dibandingkan dengan tahun dasar 2010.

Meskipun Diff-GMM terlihat sebagai model yang lebih baik, kedua estimasi tersebut memberikan hasil yang serupa dengan metode OLS dan FE, di mana tingkat RSS tetap tidak signifikan dalam pengaruhnya terhadap NTPTP. Pada metode Diff-GMM, satu-satunya variabel yang signifikan adalah variabel harga, dengan koefisien sebesar 0.30, sementara produktivitas GKG juga tidak signifikan.

**Tabel 3.** Hasil estimasi regresi data panel dinamis

Dep. Var: <i>logNTPTP</i>	OLS	FE	Diff- GMM	Sys- GMM	OLS	FE	Diff- GMM	Sys- GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>logNTPTP</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.772*** (0.0744)	0.671*** (0.0418)	0.759*** (0.0562)	0.828*** (0.0583)	0.771*** (0.0737)	0.671*** (0.0416)	0.748*** (0.0555)	0.834*** (0.0500)
<i>logRSS</i>	-0.00152 (0.00462)	-0.0113 (0.0244)	-0.0407 (0.0314)	-0.0307 (0.0234)				
<i>logProd_GKG</i>					0.00127 (0.00223)	-0.0113 (0.0250)	-0.0364 (0.0421)	-0.0177 (0.0171)
<i>logPGKP</i>	0.0538** (0.0256)	0.153** (0.0565)	0.306*** (0.107)	0.177*** (0.0662)	0.0482** (0.0242)	0.153** (0.0567)	0.466*** (0.120)	0.157*** (0.0590)
<i>logProdtv</i>	0.0195** (0.00965)	-0.0579 (0.0467)	0.0126 (0.222)	0.0252 (0.106)	0.0141 (0.0116)	-0.0568 (0.0473)	0.161 (0.220)	0.0433 (0.0854)
<i>Year</i> 2010	0.0165 (0.0135)	0.00546 (0.00986)	-0.0115 (0.0119)	0.00283 (0.0110)	0.0170 (0.0135)	0.00577 (0.00967)	-0.0282* (0.0157)	0.00547 (0.0104)
2011	0.0150 (0.0148)	-0.00553 (0.0165)	-0.0448* (0.0264)	-0.0158 (0.0179)	0.0164 (0.0146)	-0.00500 (0.0164)	-0.0815** (0.0325)	-0.0103 (0.0161)
2012	-0.00336 (0.0149)	-0.0300 (0.0205)	-0.0882** (0.0410)	-0.0479** (0.0238)	-0.00140 (0.0147)	-0.0293 (0.0203)	-0.143*** (0.0477)	-0.0406** (0.0204)
2013	-0.0251* (0.0149)	-0.0510** (0.0213)	-0.112** (0.0444)	-0.071*** (0.0262)	-0.0230 (0.0147)	-0.0501** (0.0211)	-0.171*** (0.0506)	-0.063*** (0.0216)
2014	-0.0412* (0.0240)	-0.0751* (0.0365)	-0.146** (0.0601)	-0.0954** (0.0416)	-0.0387* (0.0232)	-0.0741* (0.0360)	-0.217*** (0.0693)	-0.086** (0.0387)
2015	-0.0151 (0.0172)	-0.0605* (0.0329)	-0.147** (0.0679)	-0.0807** (0.0411)	-0.0120 (0.0167)	-0.0593* (0.0324)	-0.237*** (0.0784)	-0.069** (0.0348)
2016	-0.0288* (0.0165)	-0.0735** (0.0314)	-0.158** (0.0623)	-0.0935** (0.0374)	-0.0259 (0.0160)	-0.0722** (0.0310)	-0.243*** (0.0730)	-0.082** (0.0326)
2017	-0.0419** (0.0167)	-0.085*** (0.0297)	-0.166*** (0.0607)	-0.103*** (0.0355)	-0.0393** (0.0164)	-0.084*** (0.0295)	-0.250*** (0.0733)	-0.093*** (0.0320)
2018	-0.0115 (0.0197)	-0.0691* (0.0350)	-0.170** (0.0668)	-0.0927** (0.0449)	-0.00729 (0.0185)	-0.0681* (0.0342)	-0.261*** (0.0721)	-0.075** (0.0342)
2019	-0.0113 (0.0219)	-0.0687 (0.0433)	-0.170** (0.0670)	-0.0941* (0.0493)	-0.00713 (0.0209)	-0.0679 (0.0428)	-0.256*** (0.0716)	-0.076* (0.0403)
2020	-0.0310* (0.0179)	-0.0861** (0.0395)	-0.189*** (0.0647)	-0.114** (0.0461)	-0.0268 (0.0170)	-0.0853** (0.0389)	-0.275*** (0.0680)	-0.09*** (0.0357)
2021	-0.050*** (0.0171)	-0.0981** (0.0352)	-0.191*** (0.0607)	-0.126*** (0.0430)	-0.046*** (0.0160)	-0.0971** (0.0343)	-0.268*** (0.0636)	-0.11*** (0.0324)
2022	-0.0374** (0.0184)	-0.0946** (0.0379)	-0.197*** (0.0661)	-0.120** (0.0471)	-0.0330* (0.0171)	-0.0935** (0.0368)	-0.286*** (0.0695)	-0.102*** (0.0353)
N	294	294	294	294	294	294	294	294
R <sup>2</sup>	0.671	0.563			0.671	0.563		
Uji Arellano-Bond untuk autokorelasi	AR (1)		-3.0212 (p= 0.002)	-3.1739 (p= 0.001)			-2.9746 (p=0.002)	-3.2628 (p= 0.001)
	AR (2)		1.4599 (p= 0.144)	1.6443 (p= 0.100)			1.1325 (p= 0.257)	1.6414 (p= 0.100)
Tes Sargan-Hansen			16.2346 (p= 0.576)	24.4034 (p=0.3264)			15.4117 (p= 0.3506)	30.7288 (p= 0.101)
Uji perbedaan dalam Hansen				8.1688 (p=0.085)			15.3171 (p=0.053)	

*standard errors* dalam tanda kurung

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Selain itu, ketika menggunakan produksi GKG sebagai proksi RSS alternatif, kolom 7 dan 8 secara konsisten menunjukkan hasil di mana koefisien produksi GKG tidak signifikan, sementara harga GKG sangat signifikan, dengan koefisien 0,46. Dalam model-model ini, koefisien Diff-GMM lebih menjanjikan karena berada di antara estimator FE dan OLS. Sebaliknya, meskipun koefisien untuk variabel dependen yang tertinggal signifikan, estimator Sys-GMM secara konsisten memberikan hasil yang lebih tinggi daripada estimator OLS.

Dalam metode Diff-GMM, kami melakukan uji spesifikasi untuk menilai validitas dan konsistensi estimator dengan menggunakan uji Arellano-Bond dan uji Sargan-Hansen. Validitas kondisi momen yang digunakan dalam metode Diff-GMM bergantung pada tidak adanya korelasi serial pada kesalahan idiosinkratik, dan asumsi ini dapat diverifikasi melalui uji Arellano-Bond. Hasilnya menunjukkan bahwa uji Arellano-Bond untuk orde pertama menolak hipotesis nol,

sedangkan orde kedua tidak menolaknya. Hal ini mengindikasikan, seperti yang diharapkan, adanya autokorelasi tingkat pertama yang tinggi tetapi tidak ada autokorelasi tingkat kedua. Selanjutnya, model Diff-GMM dengan variabel produksi GKG pada kolom 7 juga memberikan kesimpulan yang sama. Hasil ini menunjukkan bahwa model Diff-GMM lolos dari uji ketiadaan korelasi serial pada kesalahan idiosinkratik.

Untuk memastikan konsistensi dari estimator Diff-GMM, kami menerapkan uji Sargan-Hansen untuk memeriksa validitas dari kondisi overidentifying moment. Uji ini menghasilkan statistik uji yang tidak signifikan sebesar 16.23, yang mengindikasikan bahwa hipotesis nol tidak ditolak. Hasil yang sama diperoleh pada model kedua, yang menunjukkan bahwa instrumen-instrumen tersebut valid secara bersama-sama. Secara keseluruhan, pengujian ini memberikan dukungan yang kuat untuk validitas estimasi Diff-GMM kami.

**Tabel 4.** Model Indonesia bagian barat

Dep. Variabel: <i>logNTPTP</i>	OLS (1)	FE (2)	Diff-GMM (3)	Sys-GMM (4)
<i>logNTPTP<sub>t-1</sub></i>	0.776*** (0.108)	0.657*** (0.0609)	0.763*** (0.0981)	0.828*** (0.0583)
<i>logRSS</i>	-0.0066 (0.0099)	0.0152 (0.0252)	0.0622 (0.0393)	-0.0307 (0.0234)
<i>logPGKP</i>	0.0710 (0.0558)	0.279* (0.131)	0.742*** (0.262)	0.177*** (0.0662)
<i>logProdtv</i>	0.0260 (0.0347)	-0.0406 (0.0835)	-0.251 (0.230)	0.0252 (0.106)
N	154	154	154	154
R <sup>2</sup>	0.689	0.637		
Tes Arellano-Bond		AR (1)	-2.4154 p= 0.0157	-2.4564 p= 0.0140
		AR (2)	1.2324 p= 0.2178	1.0795 p= 0.2804
Tes Sargan-Hansen			9.7585 p= 0.1352	41.0074 p= 0.0009
Uji perbedaan dalam Hansen				31.2489 p= 0.0010

Kesalahan standar dalam tanda kurung

\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

#### **Robustness checks**

Sebagai pengujian *robustness*, dilakukan estimasi tambahan. Sampel dibagi menjadi dua

wilayah: Indonesia bagian barat (terdiri dari 11 provinsi) dan Indonesia bagian timur (terdiri dari 10 provinsi). Estimasi ulang menggunakan model dengan sampel yang berbeda dan diharapkan hasil

estimasi akan menghasilkan kesimpulan yang serupa.

Hasil estimasi untuk wilayah Indonesia bagian barat disajikan pada tabel 4. Dengan menggunakan pendekatan yang sama, Diff-GMM terlihat sebagai model yang lebih baik daripada estimasi lain dalam model ini. Model ini memenuhi semua uji spesifikasi. Dibandingkan dengan Sys-GMM, uji Difference-in-Hansen menunjukkan tolak hipotesis null yang menyimpulkan bahwa instrumen tambahan pada Sys-GMM tidak valid. Selain itu, ditemukan bahwa sampel Indonesia bagian Barat memberikan hasil yang konsisten. Pada semua model estimasi, koefisien dari variabel *lagged dependent* adalah signifikan. Namun variabel tingkat swasembada beras ditemukan tidak signifikan, yang mengindikasikan bahwa tidak cukup bukti variabel untuk

mengatakan tingkat swasembada beras berpengaruh signifikan terhadap NTPTP. Peningkatan NTPTP lebih dipengaruhi oleh peningkatan harga GKP, dengan besaran yang lebih besar dibandingkan dengan sampel total. Selain itu, produktivitas GKG juga ditemukan tidak signifikan.

Model dengan sampel wilayah Indonesia Timur memberikan kesimpulan yang sama (tabel 5). Model estimasi Diff-GMM menunjukkan tidak ada bukti bahwa tingkat RSS mempengaruhi NTPTP secara statistik pada sampel ini. Selain itu, variabel harga signifikan mempengaruhi NTPTP meskipun dengan nilai yang lebih kecil dibandingkan dengan sampel Indonesia bagian Barat. Hasil ini berbeda karena produksi beras sebagian besar terkonsentrasi di Indonesia bagian Barat, khususnya di Pulau Jawa.

**Tabel 5.** Model Indonesia Timur

Dep. Variabel: <i>logNTPTP</i>	OLS	FE	Diff-GMM	Sys-GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>logNTPTP<sub>t-1</sub></i>	0.783*** (0.0822)	0.727*** (0.0480)	0.776*** (0.0605)	0.982*** (0.0723)
<i>logRSS</i>	0.00434 (0.00589)	-0.0223 (0.0288)	-0.0514 (0.0313)	-0.0286 (0.0182)
<i>logPGKP</i>	0.0306 (0.0307)	0.0568 (0.0440)	0.142** (0.0715)	0.104* (0.0610)
<i>logProdtv</i>	0.00988 (0.0105)	-0.0875 (0.0504)	-0.170 (0.142)	0.0183 (0.0809)
N	140	140	140	140
R <sup>2</sup>	0.703	0.629		
Tes Arellano-Bond		AR (1)	-2.6195 p=0.0088	-2.6461 p=0.0081
		AR (2)	0.2904 p=0.7715	0.8823 p= 0.3776
Tes Sargan-Hansen			10.0000 p= 0.9999	11.9173 p = 0.5344
Uji perbedaan dalam Hansen				32.6144 p= 0.0266

Kesalahan standar dalam tanda kurung

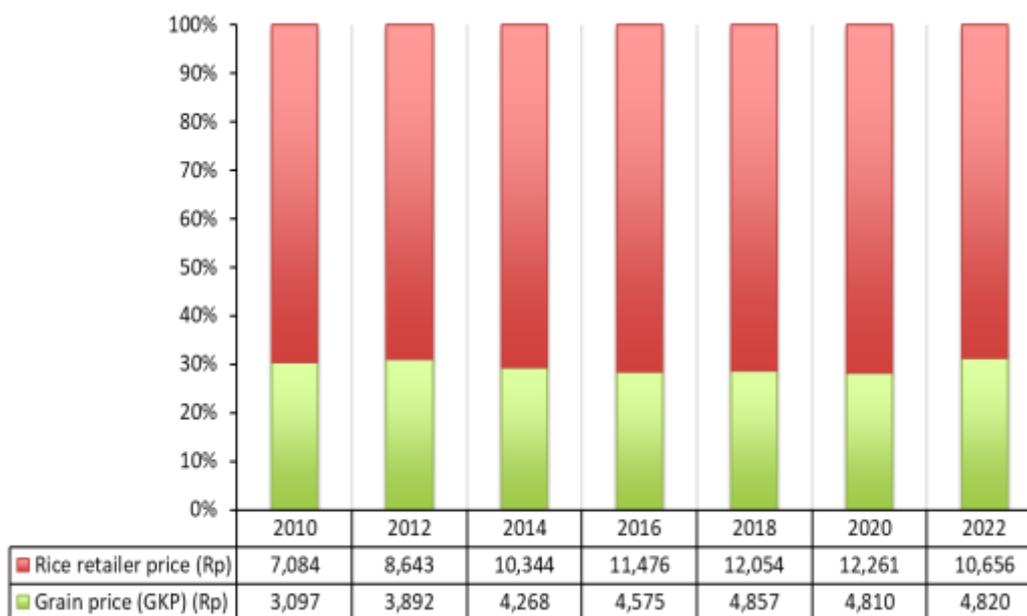
\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

Hasil regresi menunjukkan bahwa faktor harga dari tingkat produsen merupakan variabel utama yang memengaruhi peningkatan NTPTP. Hal ini juga terkonfirmasi dari beberapa penelitian lain

dimana semakin tinggi harga GKP maka nilai tukar petani sub sektor tanaman pangan akan semakin tinggi (Putri et al., (2013); Faillah, (2022); Krisnawati et al., (2018).

Meskipun demikian, banyak literatur menunjukkan bahwa harga beras memiliki karakteristik yang asimetris di tingkat konsumen dan produsen (Hermawan, 2016; Firdaus, 2018; Galuh, 2021; Khudori, 2022). Kenaikan harga beras di tingkat konsumen ditransmisikan secara tidak sempurna dan lambat ke harga di tingkat petani, sedangkan penurunan harga beras ditransmisikan secara sempurna dan cepat ke harga di tingkat petani. Sebaliknya, kenaikan harga gabah petani ditransmisikan dengan cepat dan sempurna ke harga beras konsumen,

sedangkan penurunan harga gabah petani tertunda dan ditransmisikan secara tidak sempurna. Oleh karena itu, fluktuasi harga beras atau gabah merugikan petani dan konsumen, tetapi menguntungkan pedagang. Pertukaran ini selalu menjadi beban bagi pemerintah ketika mencoba menaikkan harga dasar gabah. Hanya sedikit penyesuaian yang dilakukan terhadap HPP gabah sejak 2008-2022, sementara biaya produksi terus meningkat. Akibatnya, petani hanya menerima harga gabah yang rendah dan terus menurun dari tahun ke tahun (Sawit, 2022).



Sumber: Badan Pusat Statistik (2022)

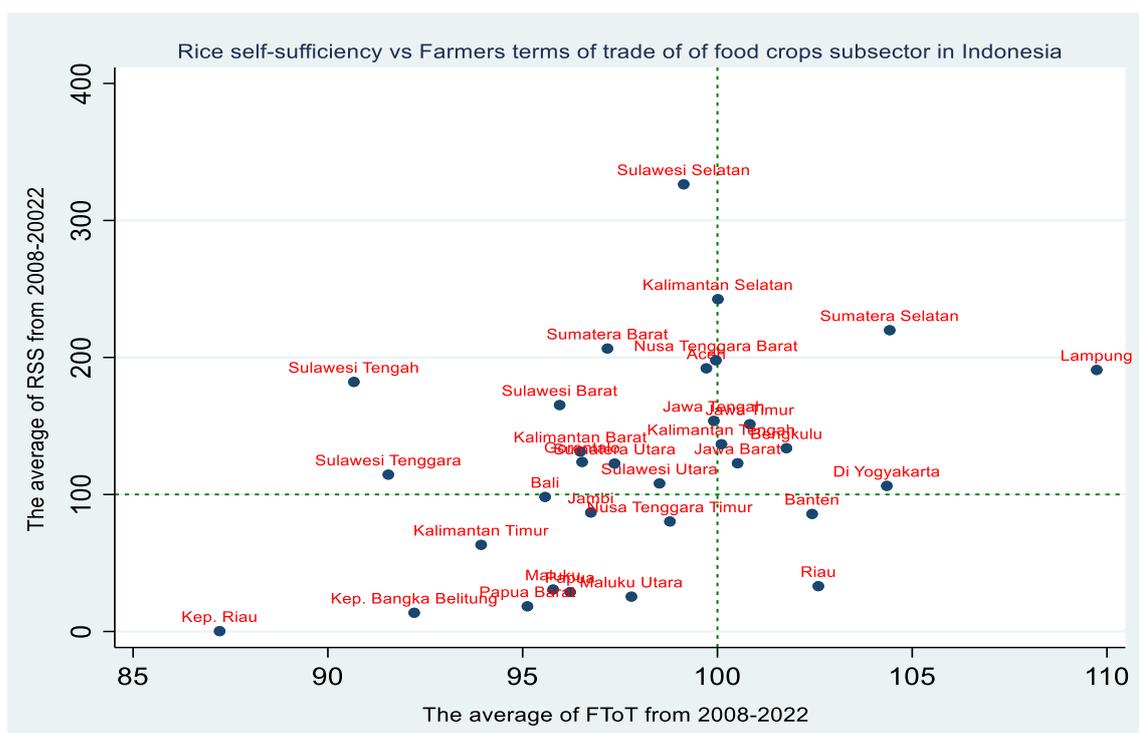
**Gambar 2.** Harga beras eceran dan harga gabah (GKP) 2010-2022.

Selain itu, rasio antara margin perdagangan dan pangsa petani di pasar beras tidak berubah selama satu dekade terakhir. Dari tahun 2010 hingga 2022, harga grosir beras dan gabah kering panen terus meningkat. Namun, bagian petani hanya mencapai 30%, sementara pedagang marjin menerima 70% (Gambar 2).

Terlepas dari upaya Indonesia untuk mencapai swasembada beras, hasil regresi menunjukkan bahwa masih belum cukup bukti secara statistik untuk menyimpulkan bahwa swasembada beras mempengaruhi nilai tukar petani subsektor tanaman pangan. Hasil penelitian ini sejalan dengan Krisnawat et al., (2018). Temuan mereka menunjukkan adanya pengaruh yang tidak signifikan dari produksi beras terhadap kesejahteraan petani, baik di bagian barat maupun timur Indonesia. Mereka berpendapat bahwa

peningkatan produksi beras tanpa diiringi dengan efisiensi biaya produksi tidak akan berdampak pada pendapatan petani. Selain itu, hubungan antara tingkat swasembada beras dan NTPTP di Indonesia (Gambar 3) menunjukkan bahwa provinsi yang mengalami NTPTP yang rendah, meskipun mengalami surplus dalam hal ketersediaan beras selama tahun 2008-2022.

Meskipun demikian, hasil penelitian ini berbeda dengan beberapa studi yang menemukan dampak positif dari produksi beras terhadap nilai tukar petani (Widodo, 2015; Faillah, 2022). Namun, perbedaan hasil tersebut berasal dari perbedaan pendekatan dan sampel. Widodo (2005) menggunakan metode data panel dengan metode OLS, sedangkan Faillah (2022) menggunakan data bulanan runtun waktu dari tahun 2018 hingga 2020 di provinsi Jawa Barat saja.



Sumber: Badan Pusat Statistik (2022)

**Gambar 2.** Rata-rata tingkat swasembada beras dan NTP subsektor tanaman pangan (2008-2022)

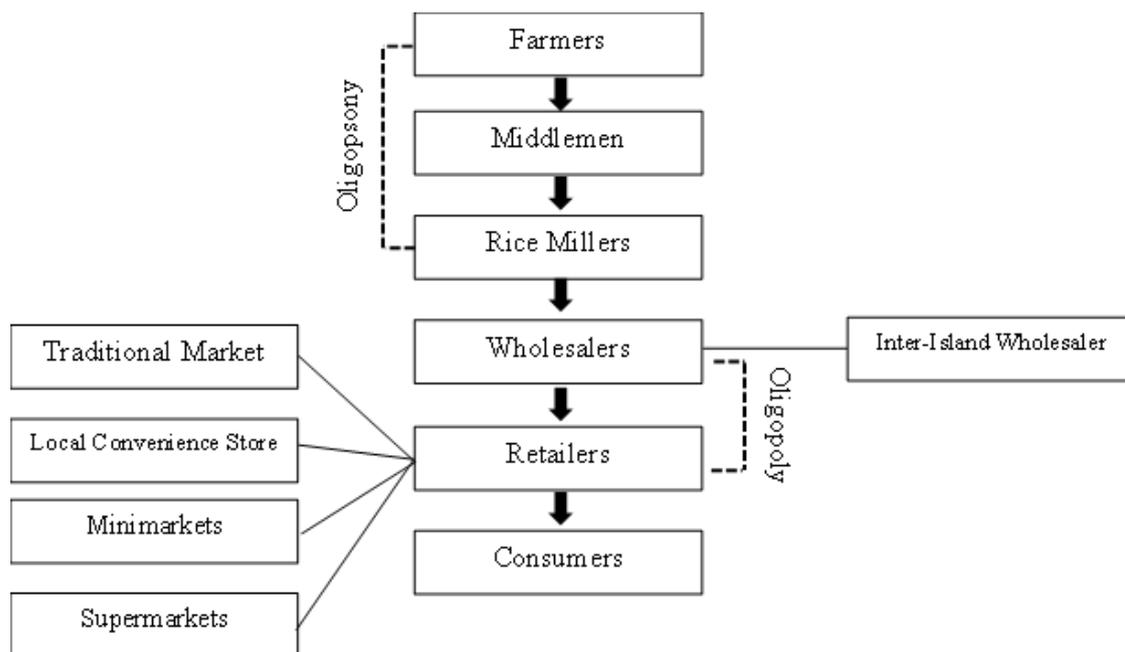
Meskipun pemerintah memberikan mandat kepada Bulog untuk membeli gabah petani pada saat panen, kebijakan ini tidak selalu efektif karena beberapa faktor. Pertama, struktur oligopsoni di pasar gabah dan oligopoli di pasar beras diklaim telah menyebabkan kerugian yang signifikan bagi petani (gambar 4). Dalam banyak kasus, petani kecil masih memilih untuk menjual gabah ke tengkulak karena kebutuhan mendesak atau kekhawatiran akan harga gabah yang akan jatuh di masa depan. Tengkulak bahkan sering mengambil keuntungan melalui sistem *tebasan*, dimana hasil produksi dijual sebelum masa panen karena kebutuhan uang untuk musim tanam berikutnya (Nugrahapsari & Hutagaol, 2021). Akibatnya, tengkulak memiliki kekuatan yang lebih besar daripada Bulog, dan petani tidak memiliki kekuatan tawar-menawar untuk menegosiasikan harga (Ayyuby, 2016). Kedua, sejak Bulog menjadi perusahaan *profit oriented* pada tahun 2003, perusahaan tersebut tidak dapat menyerap gabah secara efektif. Bulog hanya menerima gabah dengan kualitas tertentu atau membeli gabah dengan kualitas rendah dengan harga yang lebih rendah daripada HPP. Sebaliknya, Bulog juga menghadapi kesulitan ketika harga gabah berada di atas HPP di tingkat petani. Padahal, harga yang wajar sangat penting untuk

keberlangsungan usaha tani dan kesejahteraan petani (Putri et al., 2013). Ketiga, sejak program subsidi beras (RASKIN) diubah menjadi program nontunai pada tahun 2017, Bulog tidak lagi mendistribusikan beras bersubsidi. Hal ini berarti Bulog tidak lagi relevan untuk menyerap beras dalam jumlah besar yang diproduksi oleh petani dalam negeri setiap tahunnya (Iftina, 2019). Akibatnya, jumlah gabah yang diserap selama musim panen tidak cukup untuk mengakomodasi surplus. Hal ini juga dibuktikan dari data jumlah kasus telah harga gabah jatuh di bawah HPP yang semakin tinggi (BPS, 2022).

Pengaruh yang tidak signifikan dari produktivitas GKG terhadap NTPTP dalam model dapat disebabkan oleh beberapa alasan. Pertama, meskipun produktivitas GKG Indonesia secara rata-rata relatif tinggi, berkisar antara 5.1-5.2 ton per hektar, sedikit lebih rendah daripada produktivitas Vietnam yang mencapai 5.82 ton per hektar (BPS, 2023), produksi beras Indonesia tidak efisien. Biaya produksi Indonesia lebih tinggi dibandingkan negara-negara lain, tidak hanya di Asia Tenggara tetapi juga di seluruh Asia. Biaya tenaga kerja, jasa pertanian, sewa lahan, dan pupuk merupakan komponen terbesar dari biaya produksi (BPS, 2017). Selain itu, pemrosesan pascapanen padi, termasuk pengeringan dan penggilingan,

tidak efektif. Sebagian besar petani mengandalkan pengeringan dengan sinar matahari, yang telah terbukti memakan waktu dan bergantung pada kondisi cuaca serta mengakibatkan penurunan kualitas gabah (Figiaro, 2012). Sekitar 80% beras digiling di penggilingan kecil yang dilengkapi dengan mesin-mesin tua dan berkualitas rendah, sehingga menghasilkan beras berkualitas rendah (Sawit, 2013). Akibatnya, harga beras Indonesia lebih mahal daripada beras dari Filipina, Cina, India, Thailand, dan Vietnam (World Bank, 2022).

Meskipun Vietnam, Jepang, dan Korea merupakan negara-negara Asia yang mengonsumsi beras dalam jumlah yang signifikan, mereka telah membuat kemajuan besar dalam merenovasi dan membangun kembali infrastruktur perberasan mereka (Sanny, 2010). Kedua, mayoritas petani padi memiliki kurang dari 0.5 hektar lahan. Oleh karena itu, peningkatan produktivitas beras tidak serta merta meningkatkan kesejahteraan petani karena terbatasnya lahan yang tersedia untuk berproduksi.



Sumber: CIPS, 2021

**Gambar 4.** Rantai Pasokan Beras Indonesia Rantai Pasokan Beras Indonesia

Implikasi kebijakan Indonesia tampaknya belum cukup mensejahterakan petani. Petani tidak hanya menderita akibat *trade-off* antara konsumen dan produsen, tetapi juga antara produsen dan pedagang. Karena petani beras adalah *netto consumer* (mengonsumsi lebih banyak beras daripada yang mereka hasilkan), sebagian besar petani mengalami kerugian akibat kenaikan harga beras. Harga yang lebih tinggi akibat pembatasan impor hanya menguntungkan produsen besar yang memiliki lebih banyak lahan dan pedagang (McCulloch, 2008; Warr, 2011). Sebaliknya, sebagai akibat dari perdagangan bebas beras, konsumen dan pedagang diuntungkan dengan harga yang lebih rendah, tetapi petani beras menderita akibat keunggulan kompetitif dari beras murah yang diimpor dari luar negeri. Oleh karena itu, kompleksitas permasalahan petani membuat

kebijakan yang ada belum cukup mengatasi akar permasalahan. Pembatasan impor beras untuk mencapai swasembada pangan tidak sejalan dengan peningkatan efisiensi produksi beras (Hermawan, 2016). Alhasil, tampaknya petani padi kecil yang kekurangan modal terpaksa harus memproduksi beras hanya untuk sekedar bertahan hidup.

## SIMPULAN

Selama beberapa dekade, Indonesia telah mengimplementasikan program swasembada beras dengan tujuan untuk meningkatkan produksi beras dalam negeri dan mengurangi impor. Namun, kebijakan ini telah menempatkan Indonesia pada posisi yang sulit karena beras bukan hanya sebuah komoditas ekonomi, tetapi juga komoditas politik. tampaknya kebijakan ini lebih memprioritaskan konsumen daripada petani

padi. Estimasi data panel dinamis menunjukkan bahwa faktor harga produsen satu-satunya variabel yang signifikan mempengaruhi nilai tukar petani subsektor tanaman pangan. Meskipun demikian upaya untuk meningkatkan harga produsen terkendala karena kompleksitas permasalahan perberasan Indonesia. Temuan lain adalah tingkat swasembada beras secara statistik tidak signifikan dalam mempengaruhi NTPTP subsektor tanaman pangan. Hal ini menunjukkan bahwa tidak ada bukti yang cukup untuk mengatakan bahwa peningkatan produksi beras dan pencapaian swasembada beras akan menguntungkan petani padi. Meskipun produktivitas padi per hektar di Indonesia cukup tinggi, permasalahan dari sisi efisiensi produksi akibat biaya input tinggi, produktivitas petani yang masih rendah karena masih dengan pertanian tradisional, dan pengolahan hasil panen yang tidak efektif.

Beberapa implikasi kebijakan yang dapat diambil diantaranya: pertama, peningkatan efisiensi pertanian padi dari sisi produksi dan pengolahan pasca panen. Hal ini dapat dilakukan melalui subsidi biaya input seperti pupuk dan pembangunan infrastruktur irigasi. Adopsi teknologi dalam hal pengolahan pasca panen sangat diharapkan untuk membantu menjaga kualitas beras yang dihasilkan serta meningkatkan nilai tambah hasil pertanian. Kedua, penguatan terhadap Bulog dalam hal menyerap gabah petani untuk mengurangi pengaruh besar para tengkulak. Selain itu, akibat dari kebijakan swasembada beras perhatian pada diversifikasi sumber pangan semakin berkurang. Ketergantungan tinggi pada beras telah penurunan pada produk lokal non-beras dan membuat petani tidak dapat mendiversifikasi pendapatan mereka. Oleh karena itu pemerintah sebaiknya fokus dalam memperkuat Bulog tidak hanya menyerap gabah saja tetapi juga bahan makanan pokok strategis lainnya sehingga para petani secara tidak langsung dapat mendiversifikasi pendapatannya.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Aji, J. M. M. 2012. Rantai Pasokan Beras di Indonesia: Bagaimana Cara Kerjanya? <https://jurnal.unej.ac.id/index.php/prosiding/article/view/7097>
- Amran, S. A., Kasdi, S., Deciyanto, S., & Suci, W. 2018. Kebijakan Penyelamat Swasembada Pangan. <http://ppid.pertanian.go.id/doc/1/Buku%20Seri/Kebijakan%20Penyelamat%20Swasembada%20Pangan.pdf>
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. 1981. Estimasi Model Dinamis dengan Komponen Galat. *Journal of the American Statistical Association*. 76(375):598–606. <https://doi.org/10.2307/2287517>
- Arellano, M., & Bond, S. 1991. Beberapa Uji Spesifikasi untuk Data Panel: Bukti Monte Carlo dan Aplikasi pada Persamaan Ketenagakerjaan. *The Review of Economic Studies*. 58(2):277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M. 1989. Sebuah catatan tentang estimator Anderson-Hsiao untuk data panel. *Economics Letters*. 31(4): 337–341. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(89\)90025-6](https://doi.org/10.1016/0165-1765(89)90025-6)
- Arellano, M., & Bover, O. 1995. Pandangan lain terhadap estimasi variabel instrumental dari model komponen kesalahan. *Jurnal Ekonometrika*. 68(1): 29–51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Arifin, B., Achsani, N. A., Martianto, D., Sari, L. K., & Firdaus, A. H. 2018. Memodelkan Masa Depan Konsumsi Pangan Indonesia. <https://docs.wfp.org/api/documents/WFP-0000073760/download/>
- Arifin, B. 2004. Analisis ekonomi pertanian Indonesia. Buku Kompas. <https://opac.perpusnas.go.id/DetailOpac.aspx?id=542993#>
- Arndt, H. W. 2000. *Perekonomian Indonesia* (edisi ke-2). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511818189>
- Baltagi, B. H. 2021. Analisis ekonometrika data panel (Edisi keenam). <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Benoit, K. 2011. Model Regresi Linier dengan Transformasi Logaritma. London School of Economics. [https://kenbenoit.net/assets/courses/me104/lo\\_gmodels2.pdf](https://kenbenoit.net/assets/courses/me104/lo_gmodels2.pdf)
- Badan Pusat Statistik Indonesia. 2022. Pengeluaran Konsumsi Penduduk Indonesia

- Berdasarkan Susenas September 2022. <https://www.bps.go.id/publication/2023/06/23/ff7dcfef2c72cc9979b8b971/pengeluaran-untuk-konsumsi-penduduk-indonesia-september-2022.html>
- Badan Pusat Statistik Indonesia. 2022. Penghitungan dan Analisis Kemiskinan Makro Indonesia Tahun 2022. <https://www.bps.go.id/publication/2022/11/30/041b11a57ce8fe671631f684/penghitungan-dan-analisis-kemiskinan-makro-indonesia-tahun-2022.html>
- Badan Pusat Statistik Indonesia. 2018. Hasil Survei Struktur Ongkos Usaha Tanaman Padi 2017. <https://www.bps.go.id/publication/2017/12/26/07ca064175333cd9f796c183/hasil-survei-struktur-ongkos-usaha-tanaman-padi-2017.html>
- Badan Pusat Statistik Indonesia. 2021. Statistik Nilai Tukar Petani 2021. <https://www.bps.go.id/publication/2023/06/23/ff7dcfef2c72cc9979b8b971/pengeluaran-untuk-konsumsi-penduduk-indonesia-september-2022.html>
- Badan Pusat Statistik Indonesia. 2023. Luas Panen dan Produksi Padi di Indonesia 2022. Dipetik Oktober 24, 2023, dari <https://www.bps.go.id/publication/2023/08/03/a78164ccd3ad09bdc88e70a2/luas-panen-dan-produksi-padi-di-indonesia-2022.html>
- Clapp, J. 2017. Swasembada pangan: Memahaminya, dan kapan hal itu masuk akal. *Food Policy*. 66:88–96. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2016.12.001>
- FAO. 2016. Pangan dan perdagangan internasional. Dokumen latar belakang teknis. <https://www.fao.org/3/w2612e/w2612e12.htm>
- FAO. 2012. Buku Saku Statistik FAO 2012. di: <http://www.fao.org/docrep/016/i2493e/i2493e.pdf>
- Faillah, F. 2022. Pengaruh Harga Gabah Kering Giling Terhadap Nilai Tukar Petani: Aplikasi Autoregressive Distributed Of Lag (ARDL). *Jurnal Ekonomi Pertanian Dan Agribisnis (JEPA)*. 6(3). <https://jepa.ub.ac.id/index.php/jepa/article/download/1228/516>
- Firdaus, M. 2018. Rantai Nilai Dan Kebijakan Harga Beras Di Indonesia. Platform Kebijakan Pertanian FFTC. <https://ap.ffc.org.tw/article/1300>
- Hardono, G. S. 2016. Strategi Pengembangan Diversifikasi Pangan Lokal. *Analisis Kebijakan Pertanian*.12(1). <https://doi.org/10.21082/akp.v12n1.2014.1-17>
- Galuh, O. 2021. Peran Pemerintah dalam rantai pasok beras Indonesia. *Makalah Kebijakan*, 32. [www.cips-indonesia.org](http://www.cips-indonesia.org)
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. 2009. *Ekonometrika dasar* (5. ed). McGraw-Hill Irwin.
- Hutagaol, M. P. 2017. Dari ketergantungan pada beras menuju diversifikasi pangan: Menjadikan produksi pangan bukan lagi beban ekonomi, tapi modal pembangunan nasional. Orasi Ilmiah Guru Besar IPB.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. 1988. Mengestimasi Vector Autoregressions dengan Data Panel. *Econometrica*. 56(6):1371. <https://doi.org/10.2307/1913103>
- Iftina, Hafizha Dea. 2019. Analisis Kebijakan Beras di Indonesia: Dulu dan Sekarang. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.25616.84482>
- Ikhsan Mohamad. 2005. Penyesuaian harga beras dan dampaknya terhadap masyarakat miskin. *Ekonomi dan Keuangan di Indonesia*. 53(1):61-98
- Isnaeni Fathonah, F. & Mashilal. 2021. Analisis Produksi Padi dalam Mencerminkan Swasembada Beras di Indonesia. *E3S Web of Conferences*. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202131602041>
- Jayadi. 2012. Analisis Dinamika Laju Inflasi dan Kesejahteraan Petani dalam Rangka Pengentasan Kemiskinan Pedesaan di Indonesia. Institute of Social Studies. Den Haag, Belanda.
- Kawagoe, Toshihiko. 2004. Ekonomi politik pembangunan perdesaan di Indonesia. <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/f2714e49-ed64-5ed7-93b4-aeb5936def0e/content>
- Kemenkeu. 2023. Kementerian Keuangan-Portal Data APBN. <https://data->

- [apbn.kemenkeu.go.id/lang/id/post/19/alokasi-anggaran-keaulatan-pangan](http://apbn.kemenkeu.go.id/lang/id/post/19/alokasi-anggaran-keaulatan-pangan)
- Khomsan Ali. 2015. Ancaman Kegagalan Diversifikasi Pangan. <https://repository.ipb.ac.id/bitstream/handle/123456789/>
- Khudori. 2022. BULOG dan Politik Perberasan. Yayasan Pustaka Obor Indonesia. <https://obor.or.id/bulog-dan-politik-perberasan>
- Kripfganz, S. 2019. Metode generalisasi estimasi momen dari model data panel dinamis linier. Prosiding Konferensi Stata London 2019. [http://repec.org/usug2019/Kripfganz\\_uk19.pdf](http://repec.org/usug2019/Kripfganz_uk19.pdf)
- Krisnawati, E., Suman, A., Mahardika, P., & Saputra, A. 2018. Kajian Pengaruh Program Nasional Upaya Khusus Peningkatan Produksi Padi Terhadap Kemiskinan Perdesaan Di Wilayah Barat Dan Timur Indonesia. 18(1). <https://jurnal.uns.ac.id/jiep/article/download/17550/23460>
- Maurice J.G. Bun & Sarafidis, V. 2013. "Dynamic Panel Data Models," UvA-Econometrics Working Papers 13-01, Universiteit van Amsterdam, Dept. of Econometrics. [https://pure.uva.nl/ws/files/1760487/131812\\_1310fulltext.pdf](https://pure.uva.nl/ws/files/1760487/131812_1310fulltext.pdf)
- Mariyono, J. 2014. Produksi beras di Indonesia: Kebijakan dan kinerja. *Asia Pacific Journal of Public Administration* 36(2):123-134. <https://doi.org/10.1080/23276665.2014.911489>
- McCawley, P. 2022. Indonesia and the Asian Development Bank: Fifty Years of Partnership. Asian Development Bank. <https://doi.org/10.22617/SGP200146-2>
- McCulloch, N., & Peter Timmer, C. 2008. Kebijakan Perberasan di Indonesia: Sebuah Edisi Khusus. *Buletin Studi Ekonomi Indonesia*. 44(1):33-44. <https://doi.org/10.1080/00074910802001561>
- McCulloch, N. 2008. Harga Beras Dan Kemiskinan Di Indonesia. *Buletin Studi Ekonomi Indonesia*. 44(1): 45-64. <https://doi.org/10.1080/00074910802001579>
- Mears, L. A. (1984). Beras dan Swasembada Pangan di Indonesia. *Buletin Studi Ekonomi Indonesia*, 20(2), 122-138. <https://doi.org/10.1080/00074918412331334642>
- Mulyani, A., Kuncoro, D., & Nursyamsi, D. 2016. Analisis Konversi Lahan Sawah: Penggunaan Data Spasial Resolusi Tinggi Memperlihatkan Laju Konversi yang Mengkhawatirkan. 40(2). <https://media.neliti.com/media/publications/133680-ID-konversi-lahan-sawah-indonesia-sebagai-a.pdf>
- Nainggolan, L. B., & Soetjipto, W. 2016. Analisis Efektivitas Kebijakan Harga Pembelian Pemerintah (HPP) Beras. *Jurnal Kebijakan Ekonomi*, 11(2).
- Nickell, S. 1981. Bias dalam Model Dinamis dengan Efek Tetap. *Econometrica*. 49(6): 1417-1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Nuryanti, S., Hakim, D. B., Siregar, H., & Sawit, M. H. 2018. Analisis Ekonomi Politik Swasembada Beras Di Indonesia. *Jurnal Ilmu-Ilmu Pertanian Indonesia*. 18(2): 77. <https://doi.org/10.21082/ijas.v18n2.2017.p77-86>
- O'Hagan, J. P. 1976. Swasembada pangan nasional. *Food Policy*. 1(5): 355-366. [https://doi.org/10.1016/0306-9192\(76\)90071-3](https://doi.org/10.1016/0306-9192(76)90071-3)
- OECD & FAO. 2019. Outlook Pertanian OECD-FAO 2019-2028. OECD. [https://doi.org/10.1787/agr\\_outlook-2019-en](https://doi.org/10.1787/agr_outlook-2019-en)
- Purbiyanti, E., Yazid, M., & Januarti, I. 2017. Konversi Lahan Sawah di Indonesia dan Pengaruhnya Terhadap Kebijakan Harga Pembelian Pemerintah (HPP) Gabah/Beras. *Jurnal Manajemen Dan Agribisnis*. <https://doi.org/10.17358/jma.14.3.209>
- Putri, E. I. K., Novindra, N., & Nuva, N. 2013. Dampak Kebijakan Harga Pembelian Petani Gabah terhadap Kesejahteraan Petani: Suatu Simulasi. *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, 13(2), 125-142. <https://doi.org/10.21002/jepi.v13i2.490>
- Rachmat, M. 2013. Nilai Tukar Petani: Konsep, Pengukuran dan Relevansinya sebagai Indikator Kesejahteraan Petani. *Forum penelitian Agro Ekonomi*. 31(2): 111. <https://doi.org/10.21082/fae.v31n2.2013.111-122>

- Respatiadi & Nabila. 2017. Reformasi Kebijakan Beras: Menghapus Pembatasan Perdagangan Beras di Indonesia. Makalah Kebijakan No.11. <https://www.cips-indonesia.org/publications/reformasi-kebijakan-beras%3A-menghapuskan-pembatasan-perdagangan-beras-di-indonesia?lang=id>
- Rohmat Figiarto, Sheila Luvi Galvani, & M. Djaeni. 2012. Peningkatan Kualitas Gabah dengan Proses Pengeringan Menggunakan Zeolit Alam pada Unggun Terfluidisasi. *Jurnal Teknologi Kimia Dan Industri*. 1(1): 206-212.
- Roodman, D. 2009. Bagaimana melakukan xtabond2: Pengantar perbedaan dan sistem GMM dalam Stata. *Jurnal Stata*. 9(1): 86–122. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X0900900106>
- Sawit, M. H. 2013. Kebijakan Swasembada Beras: Keinginan Besar tapi Kehilangan Fokus. Badan Litbang Pertanian, <https://www.jurnalpangan.com/index.php/pangan/article/view/85/72>
- Silalahi, N. H., Yudha, R. O., Dwiyantri, E. I., Zulvianita, D., Feranti, S. N., & Yustiana, Y. 2019. Government policy statements related to rice problems in Indonesia: Review. *3BIO: Journal of Biological Science, Technology and Management*, 1(1),35. <https://doi.org/10.5614/3bio.2019.1.1.6>
- Simatupang, P. 2018. Konsep, Pengukuran, Dan Makna Nilai Tukar Petani. IAARD Press.
- Suasih, N. N. R., & Yasa, I. N. M. 2017. Orang Indonesia Makan Nasi, Tapi Mengapa Petani Miskin? Seri Makalah Ilmiah Manajemen, Rekayasa Ekonomi Pertanian dan Pembangunan Pedesaan. 17(3). [https://managementjournal.usamv.ro/pdf/vol.17\\_3/Art58.pdf](https://managementjournal.usamv.ro/pdf/vol.17_3/Art58.pdf)
- Timmer, C. P. 2004. Jalan menuju pertumbuhan yang berpihak pada kaum miskin: Pengalaman Indonesia dalam perspektif regional. *Buletin Studi Ekonomi Indonesia*. 40(2): 177–207. <https://doi.org/10.1080/0007491042000205277>
- Verbeek, M. 2017. *A Guide to Modern Econometrics*, edisi ke-5, Wiley, New Jersey, 2017, hal. 520. *Ekonomski Pregled*. 70(1): 133-141.
- Warr, P., & Yusuf, A. A. (2014). Harga pangan dunia dan kemiskinan di Indonesia. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. 58(1): 1–21. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.12015>
- Warr, P. G. (2011). Ketahanan Pangan vs Swasembada Pangan: Kasus Indonesia. *Jurnal Elektronik SSRN*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1910356>
- Bank Dunia. 2022. Perdagangan untuk Pertumbuhan dan Transformasi Ekonomi. <https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/1d262981-8d96-5695-96bc-64c9b24d609f/content>