

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

VOLUME 8, NOMOR 2, DESEMBER 2016 ISSN 2086 – 4132
AKREDITASI NOMOR: 747/Akred/P2MI-LIPI/04/2016

Efisiensi dan Kesenjangan Teknologi Usahatani Padi Sawah di Pulau Jawa

MOHAMMAD JUNAEDI, HENY K. S. DARYANTO, BONAR M. SINAGA dan SRI HARTOYO

Klasifikasi Emas Indonesia sebagai *Hedge* dan *Safe Haven Asset* terhadap Pasar Saham Domestik dan Luar Negeri serta Dolar Tahun 2008-2015

MARINI SYAFITRI dan AISYAH FITRI YUNIASIH

Faktor-Faktor yang Memengaruhi Komplikasi Persalinan Wanita Usia Subur di Indonesia Menggunakan Data SDKI 2012

(Aplikasi Analisis Regresi Logistik Biner Multilevel)

FAKHRI ALIYUDIN dan BUDYANRA

Metode Penanganan Multikolinieritas pada RLB:
Perbandingan *Partial Least Square* dengan *Ridge Regression*

YULIA ATMA PUTRI dan MARGARETHA ARI ANGGOROWATI

Pendugaan *Standard Error* dan *Confidence Interval* Koefisien Gini dengan Metode *Bootstrap*: Terapan pada Data Susenas Provinsi Papua Barat Tahun 2013

DWI INDRI ARIESKA dan NOVI HIDAYAT PUSPONEGORO

Developing Panel Data and Time Series Application (Delta) : Smoothing Module

NENSI FITRIA DELI dan SITI MARIYAH



UNIT PENELITIAN DAN PENGABDIAN KEPADA MASYARAKAT
SEKOLAH TINGGI ILMU STATISTIK
(UPPM-STIS)

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

Jurnal “Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik” memuat karya ilmiah hasil penelitian dan kajian teori statistik dan komputasi statistik yang diterapkan khususnya pada bidang ekonomi dan sosial kependudukan, serta teknologi informasi yang terbit dua kali dalam setahun setiap bulan Juni dan Desember.

Penanggung Jawab: Ketua Sekolah Tinggi Ilmu Statistik

Dewan Redaksi :

Ketua: Dr. Hardius Usman

Anggota: Dr. Nasrudin.

Dr. Ernawati Pasaribu

Mitra Bestari: Prof. Dr. Abuzar Asra

Prof. Dr. Irdam Ahmad

Prof. Nur Iriawan, Ph.D.

Dr. Hari Wijayanto

Setia Pramana, Ph.D.

Dr. Erni Tri Astuti

Pelaksana Redaksi: Dr. Budiasih

Dr. Subagio Dwijosumono

Dr. I Made Arcana

Dr. Thiodora Hadumaon S.

Dr. M. Ari Anggorowati

Novia Budi Parwanto, Ph.D.

Alamat Redaksi:

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik

Jl. Otto Iskandardinata 64C

Jakarta Timur 13330

Telp. 021-8191437

Redaksi menerima karya ilmiah atau artikel penelitian mengenai kajian teori statistik dan komputasi statistik pada bidang ekonomi dan sosial kependudukan, serta teknologi informasi. Redaksi berhak menyunting tulisan tanpa mengubah makna substansi tulisan. Isi Jurnal Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik dapat dikutip dengan menyebutkan sumbernya.

PENGANTAR REDAKSI

Syukur *Alhamdulillah*, di akhir tahun 2016 “Jurnal Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik” Volume 8, Nomor 2, Desember 2016 dapat diterbitkan. Jurnal kampus STIS ini dapat terwujud atas partisipasi Bapak/Ibu dosen di STIS beserta mahasiswa bimbingan skripsinya yang telah mengirimkan artikel kepada redaksi, serta peran dari para editor jurnal. Untuk atensi dan kerjasama yang baik guna keberlangsungan terbitnya jurnal ini redaksi mengucapkan terimakasih.

Semoga artikel dalam jurnal ini dapat menambah pengetahuan para pembaca tentang penggunaan metode statistika serta komputasi statistik pada berbagai jenis data. Redaksi terus menunggu artikel-artikel ilmiah selanjutnya dari Bapak/Ibu guna dapat menghasilkan publikasi yang menjadi salah satu sarana untuk memberikan sosialisasi statistika bagi masyarakat.

Jakarta, Desember 2016

Salam,

Hardius Usman

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

VOLUME 8, NOMOR 2, DESEMBER 2016
AKREDITASI NOMOR: 747/Akred/P2MI-LIPI/04/2016

DAFTAR ISI

Pengantar Redaksi	iii
Daftar Isi	iv
Abstrak	v-x
Efisiensi dan Kesenjangan Teknologi Usahatani Padi Sawah di Pulau Jawa Mohammad Junaedi, dkk.....	1-19
Klasifikasi Emas Indonesia sebagai Hedge dan Safe Haven Asset terhadap Pasar Saham Domestik dan Luar Negeri serta Dolar Tahun 2008-2015 Marini Syafitri, dkk.....	20-32
Faktor-Faktor yang Memengaruhi Komplikasi Persalinan Wanita Usia Subur di Indonesia Menggunakan Data SDKI 2012 (Aplikasi Analisis Regresi Logistik Biner Multilevel) Fakhri Aliyudin, dkk.....	33-46
Metode Penanganan Multikolinieritas pada RLB: Perbandingan Partial Least Square dengan Ridge Regression Yulia Atma Putri, dkk.....	47-56
Pendugaan Standard Error dan Confidence Interval Koefisien Gini dengan Metode Bootstrap: Terapan pada Data Susenas Provinsi Papua Barat Tahun 2013 Dwi Indri Arieska, dkk.....	57-66
Developing Panel Data and Time Series Application (Delta): Smoothing Module Nensi Fitria Deli, dkk.....	67-80

Kata kunci bersumber dari artikel. Lembar abstrak ini boleh diperbanyak tanpa izin dan biaya

DDC: 315.98

DDC: 315.98

Mohammad Junaedi, Heny K. S. Daryanto,
Bonar M. Sinaga dan Sri Hartoyo

Marini Syafitri dan Aisyah Fitri Yuniasih

Efisiensi dan Kesenjangan Teknologi
Usahatani Padi Sawah di Pulau Jawa

Klasifikasi Emas Indonesia sebagai *Hedge*
dan *Safe Haven Asset* terhadap Pasar
Saham Domestik dan Luar Negeri serta
Dolar Tahun 2008-2015

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi
Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember
2016, hal 1 – 19

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi
Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember
2016, hal 20 – 32

Abstrak

Karakteristik antarprovinsi yang berbeda menyebabkan kesenjangan penggunaan teknologi dalam usahatani padi sawah di Pulau Jawa yang mengakibatkan ukuran jumlah produksi maksimal (*frontier*) antarprovinsi tidak dapat diperbandingkan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor apa saja yang memengaruhi produksi, efisiensi dan bagaimana kesenjangan teknologi pada usahatani padi sawah di Pulau Jawa. Untuk membuktikan bahwa ukuran tingkat efisiensi di 4 provinsi sentra di Pulau Jawa tidak dapat diperbandingkan, maka pada penelitian ini digunakan analisis *meta-frontier*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa semua koefisien variabel fungsi produksi sesuai harapan bernilai positif. Penelitian ini juga menunjukkan bahwa penggunaan ukuran efisiensi teknis yang diukur berdasarkan *frontier* masing-masing provinsi akan menyebabkan kebijakan yang dihasilkan menjadi bias dan salah arah, sehingga dibutuhkan catatan khusus dalam analisisnya.

Kata kunci: efisiensi, kesenjangan teknologi, meta-frontier, usahatani, padi sawah

Abstrak

Emas seharusnya merupakan salah satu instrumen investasi yang menjanjikan karena sifatnya yang baik sebagai alat diversifikasi investasi (O'Byrne dan O'Brien (2013)). Namun, terjadi penurunan yang drastis pada total investasi emas Indonesia pada masa pascakrisis global yaitu pada tahun 2009. Penelitian ini bertujuan untuk mengklasifikasikan emas Indonesia sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar saham domestik dan luar negeri serta pasar dolar AS, pada kondisi secara umum dan kondisi *bullish* dan *bearish* periode 2008-2015. Penelitian ini menggunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dalam analisis *hedge* dan *safe haven* dari emas Indonesia. Penelitian ini menunjukkan bahwa emas Indonesia secara umum berperan sebagai sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham internasional, *strong hedge asset* dalam pasar dolar AS, *strong safe haven asset* baik dalam pasar saham domestik maupun internasional dan *weak safe haven* dalam pasar dolar AS.

Kata kunci: investasi, emas, resiko, Dolar AS, *hedge and safe haven*, ARDL

DDC: 315.98

Fakhri Aliyudin dan Budyanra

Faktor-Faktor yang Memengaruhi Komplikasi Persalinan Wanita Usia Subur di Indonesia Menggunakan Data SDKI 2012 (Aplikasi Analisis Regresi Logistik Biner Multilevel)

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 33 – 46

Abstrak

Maternal Mortality Rate (MMR) is still a crucial problem in Indonesia considering the incidence rate is still high enough that is about 359 per 100,000 births. The biggest cause of MMR in Indonesia is due to the high incidence of birth complications. This papers aims to determine the factors that affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia by using regression of logistic biner multilevel analysis. The data used are sourced from Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012). Based on the results of data processing, it is known that variables of parity, pregnancy complications, history of previous complications and ratio of health centers per 100,000 population are significantly affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia.

Keywords: the incidence of birth complications, Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012) and Regression of Logistic Biner Multilevel Analysis

DDC: 315.98

Yulia Atma Putri dan Margaretha Ari Anggorowati

Metode Penanganan Multikolinieritas pada RLB: Perbandingan *Partial Least Square* dengan *Ridge Regression*

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 47 – 56

Abstrak

Multikolinieritas antar variabel prediktor merupakan pelanggaran asumsi pada Regresi Linier Berganda (RLB) ketika estimasi dilakukan dengan menggunakan estimator *Ordinary Least Square* (OLS). *Ridge Regression* (RR) dan *Partial Least Square Regression* (PLSR) adalah metode yang umum digunakan untuk menangani masalah tersebut. RR memodifikasi metode OLS dengan menambahkan suatu konstanta bias yang bersifat subjektif, sedangkan PLSR menggeneralisasi dan mengkombinasikan metode Analisis Komponen Utama dengan metode RLB. Efisiensi kedua metode akan dibandingkan berdasarkan nilai RMSE. Data yang akan digunakan adalah data *generate* berdasarkan tingkat *multikolinieritas*, jumlah variabel, dan jumlah observasi. Perbandingan memberikan hasil bahwa secara keseluruhan kedua metode memiliki tingkat efisiensi yang sama.

Kata kunci: RLB, OLS, *Multikolinieritas*, RR, PLSR.

DDC: 315.98

Dwi Indri Arieska, dan Novi Hidayat Pusponegoro

Pendugaan *Standard Error* dan *Confidence Interval* Koefisien Gini dengan Metode *Bootstrap*: Terapan pada Data Susenas Provinsi Papua Barat Tahun 2013

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 57 – 66

Abstrak

Ketimpangan pendapatan merupakan salah satu indikator pembangunan ekonomi suatu negara. Salah satu ukuran ketimpangan pendapatan yang sering digunakan adalah koefisien gini. Namun, koefisien gini yang dipublikasikan merupakan estimasi titik yang memiliki kekurangan dalam fungsinya sebagai penduga dikarenakan tidak dipertimbangkannya peluang kebenaran dalam nilai tersebut. Sehingga, penduga titik saja tidak cukup untuk mengestimasi suatu parameter maka penduga interval menjadi penting karena merepresentasikan akurasi atau presisi dari sebuah estimasi. Penelitian ini menerapkan metode pendugaan terhadap standard error dan confidence interval koefisien gini dengan metode bootstrap guna memperoleh penduga selang nilai koefisien gini. Data yang dipergunakan dalam kajian ini adalah data Susenas Provinsi Papua Barat tahun 2013. Dengan mempergunakan nilai koefisien gini yang telah disesuaikan (koefisien gini bias-corrected) maka pendugaan standar error koefisien gini bias-corrected Provinsi Papua Barat tahun 2013 dilakukan dengan dua metode yaitu perhitungan sampel asli dan resample metode bootstrap nonparametrik. Temuan pada kajian ini adalah penduga selang koefisien gini yang

dihitung dengan menggunakan bootstrap merupakan confidence interval terbaik dari keseluruhan confidence interval yang terbentuk karena memiliki standard error kecil dan interval pendek.

Kata Kunci: *confidence interval*, koefisien gini *bias-corrected*, *bootstrap*

DDC: 315.98

Nensi Fitria Deli dan Siti Mariyah

Developing Panel Data and Time Series Application (Delta): Smoothing Module

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 67 – 80

Abstrak

Smoothing adalah salah satu metode yang umum digunakan untuk meramalkan data time series. Saat ini sudah banyak aplikasi pengolah data time series yang menyediakan fungsi smoothing, antara lain EViews, Minitab, Zaitun TS, dan R. Namun, aplikasi-aplikasi tersebut masih memiliki kekurangan, seperti tidak tersedianya fasilitas untuk membandingkan beberapa metode smoothing sekaligus. Oleh karena itu, dibangun sebuah aplikasi yang open source yaitu aplikasi DELTA modul smoothing yang menyediakan metode smoothing yang lengkap dan fasilitas untuk membandingkan beberapa metode sekaligus. Berdasarkan uji coba yang telah dilakukan, aplikasi yang dibangun telah sesuai dengan pengguna dan keluaran yang ditampilkan sesuai dengan teori yang dijadikan sebagai acuan.

Kata kunci: smoothing, peramalan, aplikasi time series, aplikasi data panel, eksponensial, rata-rata bergerak.

Kata kunci bersumber dari artikel. Lembar abstrak ini boleh diperbanyak tanpa izin dan biaya

DDC: 315.98

DDC: 315.98

Mohammad Junaedi, Heny K. S. Daryanto,
Bonar M. Sinaga dan Sri Hartoyo

Marini Syafitri dan Aisyah Fitri Yuniasih

Efisiensi dan Kesenjangan Teknologi
Usahatani Padi Sawah di Pulau Jawa

Klasifikasi Emas Indonesia sebagai *Hedge*
dan *Safe Haven Asset* terhadap Pasar
Saham Domestik dan Luar Negeri serta
Dolar Tahun 2008-2015

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi
Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember
2016, hal 1 – 19

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi
Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember
2016, hal 20 – 32

Abstract

The characteristics of different provinces led to the use of different technologies among wetland rice farming in Java. Such differences lead to the technology gap that resulted in incomparable frontier size among provinces. This study analysed the factors affected on the production, efficiency and how the technological gap in wetland rice farming. Meta-frontier analysis is applied in this article to prove that the measure of the technical efficiency level in four Java Island provinces cannot be compared among each other. All variable coefficients production function as expected is positive and significant. This study also shows that the utilization of technical efficiency (TE) were measured based on their respective frontier province could lead to biased and misleading policy decisions, so it needs to be given special notes in its analysis.

Keywords: efficiency, meta-frontier, technology gap, wetland rice farming

Abstract

Gold is supposed to be one of the promising investment instruments because it has good characteristics as a means for investment diversification (O'Byrne and O'Brien (2013)). However, during post-global crisis, especially in 2009, Indonesian gold investment was lower than before. This study aims to identify the classification of Indonesian gold in terms of its strength and its role in the domestic and foreign stock market as well as the US Dollar market, in both normal condition and bullish and bearish conditions in 2008-2015. This study uses the ARDL model in its analysis of hedge and safe haven of Indonesian gold. It indicates that the Indonesian gold, in general, act as a weak hedge asset in the international stock market, a strong hedge asset in the US Dollar market, a strong safe haven asset in the domestic and international stock market and a weak safe haven in the US Dollar market.

Keywords: investment, gold, risk, US Dollar, hedge and safe haven, ARDL

DDC: 315.98

Fakhri Aliyudin dan Budyanra

Faktor-Faktor yang Memengaruhi Komplikasi Persalinan Wanita Usia Subur di Indonesia Menggunakan Data SDKI 2012 (Aplikasi Analisis Regresi Logistik Biner Multilevel)

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 33 – 46

Abstract

Maternal Mortality Rate (MMR) is still a crucial problem in Indonesia considering the incidence rate is still high enough that is about 359 per 100,000 births. The biggest cause of MMR in Indonesia is due to the high incidence of birth complications. This papers aims to determine the factors that affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia by using regression of logistic biner multilevel analysis. The data used are sourced from Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012). Based on the results of data processing, it is known that variables of parity, pregnancy complications, history of previous complications and ratio of health centers per 100,000 population are significantly affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia.

Keywords: the incidence of birth complications, Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012) and Regression of Logistic Biner Multilevel Analysis

DDC: 315.98

Yulia Atma Putri dan Margaretha Ari Anggorowati

Metode Penanganan Multikolinieritas pada RLB: Perbandingan *Partial Least Square* dengan *Ridge Regression*

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 47 – 56

Abstract

Multicollinearity between variable predictor in multiple regression is assuming violation for ordinary least square estimator (OLS). Ridge Regression (RR) and Partial Least Square Regression (PLSR) were used to handle the multicollinearity problem. RR modify OLS by adding subjective bias constant, while PLSR, generalize and combine Principal Component Analysis and multiple regression. The efficiency of these two methods will be compared based on the value of RMSE. This study simulated generating data in different level of multicollinearity, the number of variable, and number of observation were controlled. This study results that, overall, both method equally efficient.

Keywords: RLB, OLS, Multikolinieritas, RR, PLSR

DDC: 315.98

Dwi Indri Arieska, dan Novi Hidayat Pusponogoro

Pendugaan *Standard Error* dan *Confidence Interval* Koefisien Gini dengan Metode *Bootstrap*: Terapan pada Data Susenas Provinsi Papua Barat Tahun 2013

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 57 – 66

Abstract

Income inequality is one of economic development indicators. As a kind of inequality indicators which is commonly used in Indonesia, gini coefficient is published as a point estimation. This estimation are lacking in its function as an estimator because it doesn't considerate the probability accuration of the estimate value. Thus, the confidence interval estimation is needed as a comprehensive estimator. The objective of this study is estimate the standard errors and confidence intervals Gini coefficients with the bootstrap method. This study used National Social Economics Household Survey for West Papua Province in 2013. The Gini coefficient that used is a bias-corrected gini coefficient as consideration the bias in the calculation. The standard error of bias-corrected gini coefficient in West Papua is carried out of two data, which are the original sample and resample nonparametric bootstrap method. This research found out that bootstrap-t confidence interval confidence interval is the best confidence interval since it has the smallest standard error and shortest interval.

Keywords: confidence interval, bias-corrected Gini coefficient, bootstrap

DDC: 315.98

Nensi Fitria Deli dan Siti Mariyah

Developing Panel Data and Time Series Application (Delta): Smoothing Module

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 8, Nomor 2, Desember 2016, hal 67 – 80

Abstract

Smoothing is commonly used methods to predict time series data. There are many applications that help in the processing of time series data that provide smoothing function such as EViews, Minitab, Zaitun TS, and R. However, these applications have some shortcomings such as the difficulty in comparing several methods. In this study, we build an open source application that provides more complete smoothing method and a facility for comparing several methods, namely smoothing module in DELTA application. Based on the tests, it can be proved that this application is suitable for users and the displayed output is consistent with the theory.

Keywords: smoothing, forecasting, time series application, panel data application, exponential, moving average

EFISIENSI DAN KESENJANGAN TEKNOLOGI USAHATANI PADI SAWAH DI PULAU JAWA

EFFICIENCY AND TECHNOLOGY GAP IN WETLAND RICE FARMING IN JAVA ISLAND

Mohammad Junaedi¹, Heny K. S. Daryanto², Bonar M. Sinaga², Sri Hartoyo²

¹Badan Pusat Statistik, email: best_703@yahoo.com

²Fakultas Ekonomi dan Manajemen, Institut Pertanian Bogor

Masuk tanggal : 2 Juni 2017, diterima untuk diterbitkan tanggal : 30 Agustus 2017

Abstrak

Karakteristik antarprovinsi yang berbeda menyebabkan kesenjangan penggunaan teknologi dalam usahatani padi sawah di Pulau Jawa yang mengakibatkan ukuran jumlah produksi maksimal (*frontier*) antarprovinsi tidak dapat diperbandingkan. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor apa saja yang memengaruhi produksi, efisiensi dan bagaimana kesenjangan teknologi pada usahatani padi sawah di Pulau Jawa. Untuk membuktikan bahwa ukuran tingkat efisiensi di 4 provinsi sentra di Pulau Jawa tidak dapat diperbandingkan, maka pada penelitian ini digunakan analisis *meta-frontier*. Hasil penelitian menunjukkan bahwa semua koefisien variabel fungsi produksi sesuai harapan bernilai positif. Penelitian ini juga menunjukkan bahwa penggunaan ukuran efisiensi teknis yang diukur berdasarkan *frontier* masing-masing provinsi akan menyebabkan kebijakan yang dihasilkan menjadi bias dan salah arah, sehingga dibutuhkan catatan khusus dalam analisisnya.

Kata kunci: efisiensi, kesenjangan teknologi, meta-frontier, usahatani, padi sawah

Abstract

The characteristics of different provinces led to the use of different technologies among wetland rice farming in Java. Such differences lead to the technology gap that resulted in incomparable frontier size among provinces. This study analysed the factors affected on the production, efficiency and how the technological gap in wetland rice farming. Meta-frontier analysis is applied in this article to prove that the measure of the technical efficiency level in four Java Island provinces can not be compared among each other. All variable coefficients production function as expected is positive and significant. This study also shows that the utilization of technical efficiency (TE) were measured based on their respective frontier province could lead to biased and misleading policy decisions, so it needs to be given special notes in its analysis.

Keywords: efficiency, meta-frontier, technology gap, wetland rice farming

PENDAHULUAN

Salah satu komoditas pangan utama yang menjadi sasaran program swasembada pangan di Indonesia adalah padi sebagai bahan baku yang akan diolah menjadi makanan pokok beras. Sebanyak 95 persen rakyat Indonesia mengkonsumsi beras sebagai makanan pokok, padahal Indonesia memiliki 77 bahan pangan yang memiliki kandungan karbohidrat sama atau lebih tinggi dibandingkan beras. Begitu pentingnya beras bagi rakyat Indonesia sehingga banyak yang menganggap beras sebagai komoditas ekonomi bahkan sebagai komoditas politik karena kelangkaan beras yang akan menyebabkan kenaikan harga beras yang tidak terkendali akan meresahkan seluruh rakyat Indonesia, karenanya pemerintah sangat kuat mengintervensi kebijakan terkait perberasan.

Indonesia bisa memenuhi ketersediaan berasnya melalui impor. Namun melihat pesatnya pertumbuhan jumlah penduduk dan besarnya konsumsi beras di Indonesia, sementara pasar beras internasional masih berupa *thin marke*¹, maka Indonesia tidak bisa mengandalkan pemenuhan kebutuhan beras dari pasokan impor. Dalam hal ini kebijakan swasembada pangan diiringi dengan diversifikasi pangan merupakan alternatif penting. Namun kebijakan swasembada pangan menghadapi tantangan berat karena fakta di lapangan menurut data Badan Pusat Statistik (BPS, 2015a) lahan pertanian tanaman pangan hanya meningkat dari 7,77 juta ha pada tahun 1986 menjadi 8 juta ha pada tahun 2012, dengan laju pertumbuhan hanya 2,9 persen. Sementara itu lahan perkebunan yang hanya dimiliki oleh segelintir orang luasnya meningkat dari 7,77 juta ha menjadi 21,41 juta ha, yang berarti meningkat sekitar 144 persen.

Pulau Jawa yang dijuluki sebagai lumbung pangan nasional, merupakan sentra produksi padi sawah di Indonesia.

Data dari BPS (2016) menunjukkan bahwa dari 75,36 juta ton produksi padi nasional, sebanyak 38,97 juta ton (51,71 persen) diproduksi di Pulau Jawa. Empat provinsi di Pulau Jawa yang tergolong sebagai provinsi sentra penghasil padi adalah Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Provinsi Banten. Tantangan untuk mempertahankan penggunaan lahan sawah di Pulau Jawa semakin berat karena penggunaan lahan sawah di Pulau Jawa bersaing dengan penggunaan lahan untuk komoditas pertanian lain yang relatif lebih menguntungkan. Misalnya petani yang rasional dan berpengetahuan akan lebih memilih menanam melon yang bisa menghasilkan 15 juta sampai dengan 20 juta rupiah per hektar. Tantangan semakin diperberat dengan terjadinya alih fungsi lahan sebagai tuntutan industrialisasi, modernisasi dan pertumbuhan jumlah penduduk. Ketersediaan pangan terutama beras tetap harus terpenuhi dan keberadaan lahan sawah juga tetap dibutuhkan di Pulau Jawa sebagai area penampungan air untuk ketersediaan sumber resapan air tawar dan air bersih bagi sumber penghidupan penduduk. Penambahan luas areal tanam baru (ekstensifikasi) dirasakan semakin sulit untuk dilakukan disebabkan biaya pembukaan lahan sawah baru dan pembuatan atau rehabilitasi jaringan irigasi yang mahal (Tinaprilla, 2012).

Salah satu alternatif untuk mengurangi ketergantungan akan bahan pangan beras adalah dengan diversifikasi (penganekaragaman) pangan selain beras, seperti singkong, jagung, kentang, ubi, talas, jewawut dan komoditas pangan pokok lainnya. Namun diversifikasi pangan juga bukanlah hal yang mudah untuk dilakukan selama rakyat Indonesia masih merasa “belum makan jika tidak pakai nasi”. Selama program diversifikasi pangan belum berhasil, maka kebutuhan akan ketersediaan beras sebagai bahan makanan pokok yang disukai rakyat Indonesia tetap merupakan hal yang krusial untuk dipenuhi. Solusi alternatif yang penting untuk diperhatikan agar tetap bisa menjamin ketersediaan beras adalah dengan meningkatkan produktivitas lahan sawah,

¹ Volume perdagangan beras di pasar internasional masih sedikit karena produksinya masih sedikit dan negara produsen beras juga merupakan negara konsumen beras

yaitu dengan kondisi luas lahan yang sama namun dapat meningkatkan produksi padi. Hal ini bisa dilakukan melalui intensifikasi, yaitu mengoptimalkan input-input yang tersedia dengan penggunaan teknologi usahatani yang lebih baik dan meningkatkan kualitas manajerial petani seperti mendorong untuk aktif dalam kelompok tani, aktif mengikuti penyuluhan dan aktif dalam mengadopsi teknologi pertanian yang baru, sehingga diharapkan dapat meningkatkan efisiensi usahatani padi.

Analisis efisiensi produksi usahatani padi sawah menjadi sangat penting dilakukan dalam mendukung program kebijakan swasembada pangan nasional khususnya swasembada beras. Swasembada beras yang berkelanjutan tentunya sangat memerlukan perbaikan dari sisi penawaran (*supply*) yaitu dengan meningkatkan produktivitas usahatani padi sawah. Proses produksi dikatakan secara teknis tidak efisien (inefisien) bila tidak berhasil mewujudkan produktivitas maksimum. Artinya penggunaan per unit paket input (*input bundle*) tidak dapat menghasilkan produksi maksimum (*frontier*). Masalah inefisiensi juga menyebabkan rendahnya pendapatan dan kesejahteraan petani, karena tingkat pencapaian efisiensi yang tinggi dalam usahatani sangat menentukan tingkat kesejahteraan petani (Saptana, 2012).

Penelitian dengan menggunakan analisis *meta-frontier* di Indonesia pernah dilakukan oleh Tinaprilla (2012) yang meneliti tentang produksi padi, efisiensi teknis dan faktor-faktor yang memengaruhinya dan bagaimana efisiensi alokasi dan efisiensi ekonomi usahatani padi. Penelitiannya dilakukan dengan menggunakan data PATANAS tahun 2010 dengan basis komoditas padi di 5 provinsi sentra dengan 592 observasi. Namun efisiensi teknis untuk *meta-frontier* (0.7116) yang diperoleh dari penelitian tersebut bernilai lebih kecil dibandingkan efisiensi teknis dari fungsi-fungsi *frontier* di beberapa provinsi, sehingga memungkinkan bahwa kesimpulan dan implikasi kebijakan yang diambil menjadi bias.

Penelitian terdahulu yang juga menggunakan analisis *meta-frontier* dilakukan oleh Junaedi et al. (2016) dengan menggunakan metode dan komoditas yang sama. Pada penelitian tersebut wilayah penelitian dikelompokkan menurut wilayah intensifikasi yang relatif sangat luas, yaitu Wilayah Sumatera, Jawa, Bali dan Wilayah Lainnya yang merupakan gabungan dari wilayah-wilayah di Indonesia selain Wilayah Sumatera, Jawa, dan Bali. Hasil penelitian tersebut menunjukkan betapa pentingnya mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi agar ukuran *frontier* masing-masing wilayah bisa saling diperbandingkan, sehingga pengambil kebijakan dapat menentukan urutan prioritas wilayah mana yang perlu diutamakan dalam peningkatan efisiensi teknis usahatani padi sawahnya. Namun karena luasnya wilayah, maka implikasi kebijakan yang dihasilkan dari penelitian tersebut belum bisa mengakomodir aspek spesifik lokasi yang unik dan berbeda-beda antarwilayah. Pada penelitian kali ini, penulis mencoba mengkaji lebih mendalam bagaimana efisiensi teknis dan kesenjangan teknologi khusus di pulau Jawa sebagai wilayah sentra produksi 51,71 persen padi sawah di Indonesia.

Petani-petani dari wilayah berbeda, provinsi berbeda, pulau berbeda ataupun negara yang berbeda akan menghadapi oportunitas produksi yang berbeda pula. Secara teknis petani sebagai Unit Pengambil Keputusan (*Decision Making Unit/DMU*) akan membuat pilihan dari sekumpulan kombinasi input-output yang berbeda atau sekumpulan teknologi yang berbeda (O'Donnell et al., 2008). Perbedaan kondisi tingkat kesuburan tanah, kondisi cuaca, curah hujan, serangan hama antarwilayah akan memberikan pengaruh efisiensi usahatani yang berbeda pula di masing-masing wilayah. Demikian juga tingkat perekonomian, sarana prasarana, kualitas SDM dan tingkat pendidikan petani yang dapat memengaruhi aksesibilitas dan penguasaan teknologi juga akan berpengaruh terhadap tingkat efisiensi usahatani tersebut (Chen dan Song, 2006).

Variasi antarwilayah yang berbeda dalam penggunaan input, teknik produksi, kondisi lingkungan dan faktor-faktor lain tersebut menyebabkan terjadinya kesenjangan teknologi atau *technology gap* (Villano et al., 2010). Variasi antarwilayah (provinsi) yang menyebabkan kesenjangan teknologi ini berimplikasi pada terjadinya ukuran produksi maksimum (*frontier*) antarprovinsi menjadi tidak dapat diperbandingkan satu sama lain karena masing-masing provinsi memiliki acuan (*benchmark*) yang berbeda-beda. Berdasarkan masing-masing *frontier* produksinya, maka masing-masing provinsi menjadi merasa sudah mencapai tingkat efisiensi yang tinggi, padahal jika dibandingkan dengan tingkat efisiensi di provinsi lain maka belum tentu provinsi tersebut sudah efisien. Hal ini akan memberikan hasil analisis dan kesimpulan yang bias, sehingga diperlukan sebuah metode yang bisa mengakomodir adanya kesenjangan teknologi antarprovinsi tersebut yaitu dengan aplikasi fungsi produksi *Meta-Frontier* (Battese dan Rao, 2002; Chen dan Song, 2006; Villano et al., 2010). Melihat kondisi dan fakta tersebut, maka sangat penting dilakukan penelitian tentang efisiensi usahatani padi sawah yang mempertimbangkan keterbandingan antarprovinsi.

Dalam melakukan analisis *meta-frontier*, beberapa permasalahan yang akan diselesaikan pada penelitian ini di antaranya adalah (1) faktor-faktor apa saja yang memengaruhi tingkat produksi dan efisiensi teknis usahatani padi sawah pada 4 provinsi sentra di Pulau Jawa?, (2) bagaimana potensi efisiensi teknis usahatani maksimum di Pulau Jawa?

Secara umum penelitian ini bertujuan untuk menganalisis kesenjangan teknologi usahatani padi sawah di Pulau Jawa dengan pendekatan fungsi produksi *Meta-Frontier*. Secara khusus penelitian ini bertujuan untuk:

1. mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi tingkat produksi dan

menganalisis efisiensi usahatani padi sawah di Pulau Jawa.

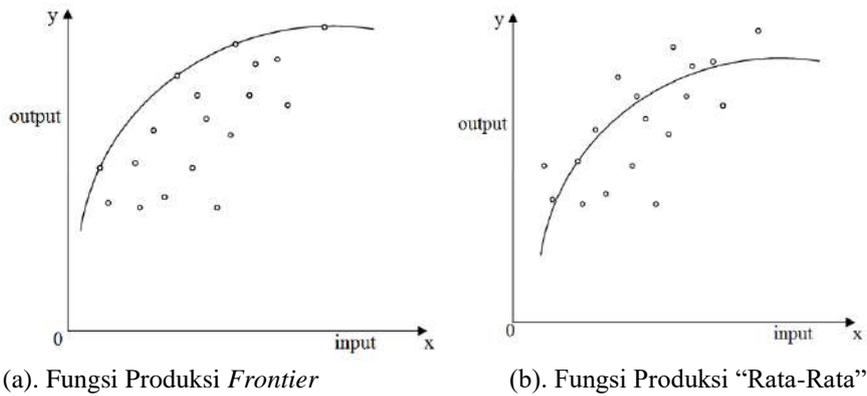
2. mengukur dan menganalisis kesenjangan teknologi usahatani padi sawah di 4 provinsi sentra produksi padi di Pulau Jawa.

METODOLOGI

Fungsi Produksi *Frontier* dan Efisiensi

Fungsi produksi *frontier* adalah fungsi produksi yang memberikan output maksimum pada tingkat input tertentu dengan tingkat teknologi yang ada. Farrell (1957) menyebut *frontier* sebagai *frontier* praktik terbaik (*best practice frontier*). *Frontier* praktik terbaik digunakan sebagai standar acuan efisiensi suatu usahatani. Tujuan dari pendekatan fungsi produksi *frontier* adalah untuk mengestimasi batas (*frontier*) dari estimasi fungsi produksi rata-rata.

Berdasarkan pengertian fungsi produksi *frontier* dari Gambar 1(a), maka petani yang berproduksi disepanjang kurva berarti telah berproduksi secara efisien, karena untuk sejumlah kombinasi input tertentu dapat diperoleh output yang maksimum, namun dalam pengertian rata-rata pada Gambar 1(b), petani yang berproduksi di sepanjang kurva belum tentu yang paling efisien. Untuk mengukur seberapa efisienkah suatu usahatani maka dianalisis dengan pendekatan fungsi produksi *frontier*. Fungsi produksi yang akan digunakan dalam penelitian ini menggunakan model fungsi produksi Cobb-Douglas. Beberapa alasan penggunaan fungsi produksi Cobb-Douglas adalah karena bentuknya relatif sederhana, dapat ditransformasi menjadi bentuk linier additif, dan jarang menimbulkan masalah. Banyak dari penelitian-penelitian terdahulu yang terkait dengan fungsi produksi stokastik *frontier* (*stochastic frontier production function*) yang merekomendasikan penggunaan bentuk fungsi produksi Cobb-Douglas.



Sumber: Tinaprilla (2012)

Gambar 1. Perbedaan fungsi produksi *Frontier* dengan rata-rata

Model fungsi produksi jenis fungsi Cobb-Douglas awalnya diajukan secara terpisah oleh Aigner et al. (1977) serta Meeusen dan van den Broeck (1977). Galat (*error term*) pada model mereka mengandung dua komponen, karenanya model ini oleh (Jondrow et al. (1982); Abedullah et al. (2007); Usman et al. (2013)) dan peneliti-peneliti lain sering disebut juga sebagai "*composed error model*". Bentuk umum model fungsi produksi Cobb-Douglas adalah sebagai berikut:

$$Y_i = f(x_i, \beta)e^{v_i - u_i} \equiv e^{x_i\beta + v_i - u_i}$$

atau dalam bentuk logaritma natural ditulis sebagai berikut:

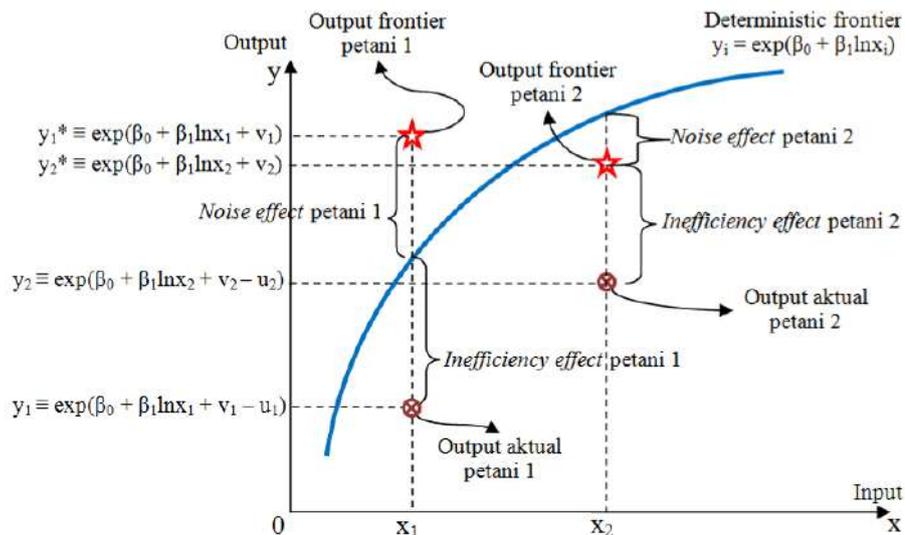
$$\ln y_i = x_i'\beta + v_i - u_i$$

dengan y_i = output yang dihasilkan oleh petani ke- i ; x_i = vektor yang berisi \ln dari input yang digunakan oleh petani ke- i ; β = vektor koefisien parameter yang tak diketahui; $v_i - u_i$ = galat (*error term*) dari model fungsi produksi usahatani petani ke- i . Galat pada fungsi stokastik *frontier* tersebut terdiri dari dua unsur yaitu v_i dan u_i . Unsur v_i adalah variasi output yang disebabkan oleh faktor-faktor eksternal (misal iklim, serangan hama, bencana alam, dll) yang tidak dapat dikendalikan oleh petani, sebarannya simetris dan menyebar normal $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$. Sedangkan u_i merefleksikan komponen inefisiensi yaitu komponen galat yang sifatnya internal

(dapat dikendalikan) dan biasanya berkaitan dengan kapabilitas managerial petani dalam mengelola usahatannya. Komponen ini sebarannya asimetris (*one sided*) yakni $u_i \geq 0$. Jika proses produksi berlangsung efisien (sempurna) maka output yang dihasilkan berimpit dengan potensi produksi maksimal (*frontier*) untuk *the best practice*. Dalam hal ini tidak terjadi inefisiensi yang berarti $u_i = 0$. Sebaliknya jika $u_i > 0$ berarti berada di bawah potensi tersebut, dan dikatakan terjadi inefisiensi dalam usahatani. Distribusinya menyebar setengah normal ($u \sim |N(0, \sigma_u^2)|$).

Fungsi produksi *frontier* merupakan jumlah output maksimum yang mungkin dicapai dari penggunaan input pada tingkat teknologi tertentu dan diasumsikan sudah efisien atau tidak terjadi inefisiensi ($u_i=0$). (1)

Gambar 2 menunjukkan ilustrasi komponen deterministik model *frontier* dari dua petani diwakili oleh petani 1 dan petani 2 dengan output aktual sebesar y_1 dan y_2 . Output *frontier* petani 1 (sebesar y_1^*) dan output *frontier* petani 2 (sebesar y_2^*) tidak dapat diamati atau diukur karena adanya *random error* (v_i) dari keduanya yang tidak teramati. Output *frontier* dari petani 1 berada di atas fungsi produksi deterministik *frontier* karena *noise effect*-nya bernilai positif dan lebih besar dari *inefficiency effect*-nya, $v_1 > 0$, sedangkan output *frontier* untuk petani 2 berada di bawah fungsi produksi deterministik *frontier* karena $v_2 < 0$. (2)



Sumber : Diadopsi dengan penyesuaian dari Coelli et al. (2005)

Gambar 2. Ilustrasi fungsi produksi *Deterministic Frontier*

Ukuran efisiensi teknis (TE_i) dihitung dari rasio output hasil observasi terhadap output maksimum (*frontier*) sebagai berikut (Battese dan Coelli, 1988; O'Donnell et al., 2008):

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) e^{v_i}} = e^{-u_i}, i = 1, 2, \dots, N$$

dengan nilai efisiensi teknis, $0 \leq TE_i \leq 1$. Efisiensi teknis berlawanan dengan inefisiensi teknis, sehingga nilai inefisiensi teknis besarnya $1 - TE_i$. Efisiensi petani didefinisikan sebagai produktivitas aktual seorang petani relatif terhadap produktivitas potensial maksimum (Farrell, 1957). Produktivitas potensial maksimum didefinisikan sebagai *frontier* produksi (juga dikenal sebagai *frontier* dari praktik terbaik). Pengukuran efisiensi melibatkan jarak suatu titik observasi dengan titik *frontier*-nya.

Fungsi Produksi Meta-Frontier dan Kesenjangan Teknologi

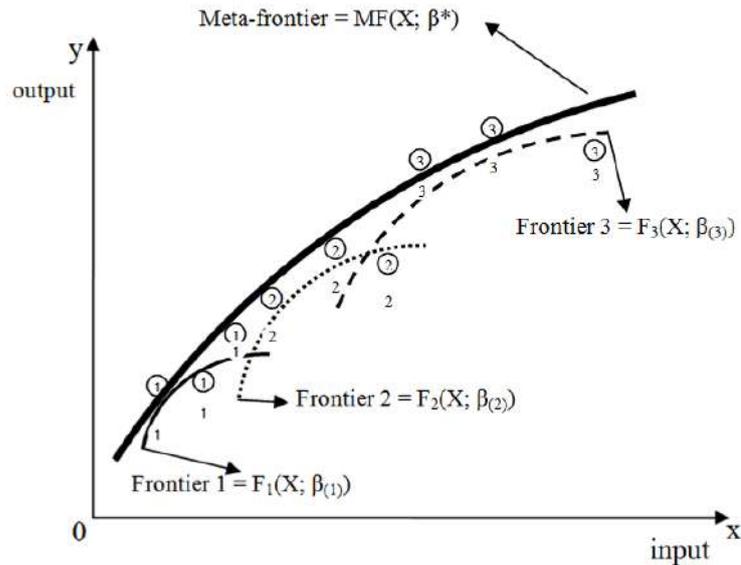
Penggunaan istilah *Meta-Frontier* digunakan pertama kali oleh Battese dan Rao (2002) didasarkan pada penelitian Hayami dan Ruttan (1969) yang menggunakan istilah *Meta-Production* sebagai istilah amplop (*envelope*) yang melingkupi semua fungsi produksi yang ada. Battese dan Rao (2002) menggunakan fungsi produksi *meta-frontier* untuk menyelidiki efisiensi teknis perusahaan dalam kelompok yang berbeda yang

dimungkinkan tidak memiliki teknologi yang sama. Terdapat beberapa pendekatan yang dapat digunakan untuk melakukan estimasi terkait dengan produksi *frontier*. Namun estimasi efisiensi dalam model *stochastic frontier* biasanya mengasumsikan bahwa teknologi produksi yang digunakan adalah sama untuk semua usahatani yang dilakukan oleh petani di semua wilayah, padahal karakteristik antarwilayah yang berbeda bisa jadi menyebabkan terjadinya penggunaan teknologi yang berbeda antarwilayah. Perbedaan teknologi yang tidak teramati (faktor random) dianggap tidak tepat sebagai faktor inefisiensi jika variasi dalam teknologi produksi tersebut tidak diperhitungkan (Villano et al., 2010).

Sejumlah metode dapat digunakan untuk mengatasi masalah perbedaan dan kesenjangan teknologi usahatani ini, diantaranya adalah metode *stochastic meta-frontier* (Battese dan Rao, 2002; Battese et al., 2004), *latent class models* (Greene, 2005), *random parameter model* (Greene, 2005), *switching regression model* (Sriboonchitta dan Wiboonpongse, 2005) dan *state-contingent frontier* (O'Donnell dan Griffiths, 2004). Dalam penelitian ini digunakan analisis *meta-frontier* adalah karena kemampuannya dalam melakukan estimasi rasio kesenjangan teknologi, di samping itu juga mempertimbangkan kemampuannya dalam melakukan estimasi

(3)

parameter-parameter dalam fungsi produksi *frontier* dan juga efisiensi teknis.



Sumber: Battese et al. (2004).

Gambar 3. Ilustrasi fungsi produksi *Meta-Frontier* dan *Individual Frontier*

Untuk mengatasi kesenjangan antarwilayah provinsi pada *frontier* produksi pertaniannya dan memperoleh efisiensi teknis masing-masing wilayah yang dapat diperbandingkan, maka dalam penelitian ini menggunakan analisis *meta-frontier* seperti yang digunakan Battese et al. (2004). Fungsi produksi *meta-frontier* adalah fungsi produksi *frontier* yang melingkupi seluruh fungsi produksi *frontier* dari masing-masing wilayah. Gambar 3 merupakan ilustrasi *meta-frontier* untuk kasus sederhana dengan satu input yang melingkupi fungsi produksi *frontier* dari 3 wilayah. Nilai-nilai hasil observasi ditunjukkan dengan angka-angka yang tidak dilingkari yang sesuai dengan nomor fungsi produksi *frontier* masing-masing, sedangkan nilai-nilai output stokastik *frontier* yang tidak terobservasi (*unobservable*) ditandai dengan angka di dalam lingkaran yang berada di atasnya. Nilai-nilai yang dilingkari yang bersesuaian dengan nomor kurva dapat dianggap sebagai rata-rata dari output potensial dari masing-masing fungsi *frontier* pada tingkat input yang digunakan.

Mengutip kalimat Battese et al. (2004):

“.....The metafrontier production function is thus defined as a deterministic parametric function (of specified functional form) such that its values are no smaller than the

deterministic components of the stochastic frontier production functions of the different groups involved, for all groups and time periods....”

yang menegaskan bahwa fungsi *meta-frontier* memiliki nilai-nilai yang tidak lebih kecil daripada nilai-nilai fungsi-fungsi deterministik *frontier* masing-masing wilayah. Karenanya nilai-nilai pada fungsi *meta-frontier*, digunakan sebagai acuan (*benchmark*) penghitungan efisiensi teknis bagi wilayah-wilayah di bawahnya. Jika ditemukan nilai efisiensi teknis *meta-frontier* yang lebih kecil dibandingkan nilai efisiensi teknis wilayah di bawahnya seperti halnya dalam penelitian Tinaprilla (2012), maka hal ini jelas bertentangan dengan penegasan tersebut.

Untuk suatu kumpulan input tertentu, rasio kesenjangan teknologi (*technology gap ratio/TGR*) didefinisikan sebagai output tertinggi yang mungkin dicapai (*frontier*) pada suatu wilayah dibagi dengan output tertinggi yang mungkin dicapai pada *meta-frontier*. *Meta-frontier* bisa diestimasi dengan menemukan fungsi yang terbaik dalam melingkupi komponen-komponen deterministik hasil estimasi *stochastic frontier* dari wilayah-wilayah yang berbeda. Sesuai dengan Battese et al. (2004), fungsi produksi *meta-frontier* adalah fungsi

frontier yang melingkupi semua *frontier* dari masing-masing wilayah seperti digambarkan pada Gambar 3 memiliki bentuk umum sebagai berikut:

$$Y_i^* = f(x_i, \beta^*) = e^{x_i \beta^*}, i = 1, 2, \dots, N$$

di mana β^* adalah vektor parameter untuk fungsi *meta-frontier* sedemikian rupa sehingga:

$$x_i \beta^* \geq x_i \beta_{(j)}, j = 1, 2, \dots, J$$

Perhatikan bahwa output untuk petani ke-*i* pada provinsi ke-*j* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y_i &= e^{x_i \beta_{(j)} + v_{i(j)} - u_{i(j)}} \\ &= e^{-u_{i(j)}} \cdot \frac{e^{x_i \beta_{(j)}}}{e^{x_i \beta^*}} \cdot e^{x_i \beta^* + v_{i(j)}} \end{aligned}$$

oleh karena itu, rasio kesenjangan teknologi (TGR) tersebut didefinisikan sebagai:

$$TGR_i = \frac{e^{x_i \beta_{(j)}}}{e^{x_i \beta^*}}$$

dan efisiensi teknis relatif terhadap *meta-frontier* adalah:

$$TE_i^* = TE_i \times TGR_i$$

Sumber Data dan Lingkup Penelitian

Penelitian ini menggunakan data sekunder hasil survei Struktur Ongkos Usahatani-Tanaman Pangan (SOUT-TP) tahun 2011 yang dilakukan oleh BPS yang dipublikasikan pada tahun 2011. Data yang diolah bersumber dari 1.788 responden petani padi sawah dari 74 kabupaten yang tersebar di 4 provinsi sentra produksi padi sawah di Pulau Jawa, yaitu Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Provinsi Banten. Jenis tanaman pangan yang dicakup dalam penelitian hanya padi sawah. Terkait dengan efisiensi dan kesenjangan teknologi usahatani padi sawah, variabel yang digunakan dalam penelitian adalah (1) Output berupa jumlah produksi padi sawah (ton); (2) Input: luas panen sebagai proksi luas lahan (ha), jumlah pupuk (kg), *dummy* benih, dan jumlah tenaga kerja (**hari orang kerja - hok**); (3) Karakteristik petani: jenis kelamin, umur (th), pendidikan; (4) Karakteristik usahatani: musim tanam (*sub-*

round), status kepemilikan lahan, akses pembiayaan (kredit), bantuan pemerintah, penggunaan alat bantu pengolahan lahan (penggunaan traktor); dan (5) Kelembagaan: penyuluhan, keanggotaan kelompok tani. Variabel (3), (4), dan (5) merupakan variabel sosial ekonomi.

Keterbatasan dalam penelitian ini adalah data yang digunakan berupa data sekunder, sehingga analisis yang dilakukan terbatas hanya pada variabel-variabel yang tersedia dari data hasil SOUT-TP Tahun 2011. Jenis komoditi yang diteliti hanya padi sawah. Pembahasan dibatasi pada hasil analisis produksi, efisiensi dan kesenjangan teknologi dengan pendekatan fungsi produksi *meta-frontier*.

Merujuk pada penelitian Battese et al. (2004), untuk sejumlah *N* petani pada suatu wilayah yang berusahatani padi sawah dengan menggunakan berbagai input, maka bentuk umum fungsi produksi *stochastic frontier* petani ke-*i* di provinsi ke-*j* adalah:

$$\begin{aligned} Y_i &= f(x_i, \beta_{(j)}) e^{v_{i(j)} - u_{i(j)}} \\ &\equiv e^{x_i \beta_{(j)} + v_{i(j)} - u_{i(j)}} \end{aligned}$$

dengan $i = 1, 2, \dots, N_j$ dan $j = 1, 2, \dots, 4$

Bentuk pada persamaan (9) mengasumsikan bahwa eksponen dari fungsi produksi *frontier* adalah linier dalam vektor parameter $\beta_{(j)}$, dan x_i adalah vektor (atau transformasinya) dari input-input petani ke-*i*.

Berdasarkan data input dan output usahatani padi sawah pada provinsi ke-*j*, bisa diperoleh estimasi parameter-parameter fungsi produksi *frontier*, baik estimasi dengan menggunakan metode *Ordinary Least Square* (OLS) maupun *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Menurut Greene (2002), metode pendugaan yang tidak bias adalah menggunakan MLE. Metode estimasi/pendugaan model *stochastic frontier* dilakukan melalui proses dua tahap. Untuk menjawab tujuan pertama pada penelitian ini, tahap pertama dengan bantuan aplikasi program pengolah data SPSS 22 dilakukan pendugaan menggunakan metode OLS untuk menduga parameter dari variabel-variabel yang menjadi input produksi atau faktor produksi

(β_i) dalam usahatani padi sawah, sehingga dapat ditetapkan variabel-variabel penjelas yang paling besar dalam memberikan pengaruh terhadap variabel respon agar diperoleh model yang paling pas. Setelah diperoleh variabel-variabel penjelas yang paling berpengaruh terhadap variabel respon, tahap kedua dengan bantuan aplikasi program FRONTIER 4.1 secara simultan dilakukan pendugaan menggunakan metode MLE untuk menduga keseluruhan parameter faktor produksi (β_i) dan pendugaan parameter fungsi inefisiensi (δ_i), serta varians dari kedua komponen galat v_i dan u_i (σ_v^2 dan σ_u^2).

Fungsi *stochastic frontier* dengan menggunakan empat variabel input untuk provinsi ke- j setelah ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma linier pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

$$\ln Y_i = \beta_{0(j)} + \beta_{1(j)} \ln X_{1i} + \beta_{2(j)} \ln X_{2i} + \beta_{3(j)} \ln X_{3i} + \beta_{4(j)} D + (v_{i(j)} - u_{i(j)})$$

dengan Y_i = jumlah produksi padi sawah (ton), X_{1i} = luas panen (ha), X_{2i} = jumlah tenaga kerja (hok), X_{3i} = jumlah pupuk (kg), D = *dummy* penggunaan benih (1-non-lokal, 0-lokal), β_0 = intersep, β_1 , β_2 , β_3 , dan β_4 adalah koefisien estimasi parameter, $v_i - u_i$ = *error term* (v_i adalah *random effect*, dan u_i adalah efek inefisiensi teknis dalam model), i = petani ke- i , j = wilayah ke- j . Sementara besarnya efisiensi teknis (*technical efficiency/TE*) petani ke- i pada provinsi ke- j , bisa dihitung dengan menggunakan persamaan (3). Besaran nilai efisiensi teknis berada pada kisaran nol dan satu, $0 \leq TE_i \leq 1$.

Bentuk fungsi inefisiensi teknis dengan menggunakan sepuluh variabel sosial ekonomi yang dianggap memengaruhi inefisiensi dalam usahatani padi sawah petani ke- i pada suatu provinsi dalam penelitian ini adalah:

$$u_i = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \delta_2 z_2 + \delta_3 z_3 + \delta_4 z_4 + \delta_5 z_5 + \delta_6 z_6 + \delta_7 z_7 + \delta_8 z_8 + \delta_9 z_9 + \delta_{10} z_{10} + w_i$$

dengan u_i = efek inefisiensi teknis, z_1 = *dummy* jenis kelamin petani (1-Laki-laki 0-Perempuan), z_2 = umur (tahun), z_3 = lama sekolah di-*proxy* dengan ijazah tertinggi

yang dimiliki (0-Tidak/belum SD, 6-SD, 9-SLTP, 12-SLTA, 14-D1/D2, 15-Akademi/D3, 17-D4/S1, 20-S2/S3), z_4 = *dummy* pengolahan lahan (1-Menggunakan traktor, 0-Tidak menggunakan traktor), z_5 = *dummy* akses kredit (1-mendapat kredit, 0-tidak mendapat kredit), z_6 = *dummy* menerima bantuan hibah atau subsidi (1-ya 0-tidak), z_7 = *dummy* memperoleh penyuluhan (1-ya, 0-tidak), z_8 = *dummy* keanggotaan kelompok tani (1-ya, 0-tidak), z_9 = *dummy* musim tanam/sub-round (1-Musim Hujan/MH (jan s.d. apr), 0-Musim Kemarau/MK (mei s.d. agt)), z_{10} = *dummy* status kepemilikan lahan (1-milik sendiri, 0-bukan milik sendiri), w_i = variabel acak, $\delta_1, \dots, \delta_{10}$ = parameter dugaan dari variabel inefisiensi. Penggunaan variabel-variabel ini didasarkan pada ketersediaan data sekunder dari hasil SOUT-TP tahun 2011 dan pemilihan variabelnya didasarkan pada hasil studi empiris penulis-penulis terdahulu seperti Daryanto (2000) dan Tinaprilla (2012). (10)

Merujuk pada penelitian Battese et al. (2004), model fungsi produksi *meta-frontier* seperti pada persamaan (4) merupakan fungsi yang melingkupi (*envelope function*) fungsi-fungsi *stochastic frontier* dari masing-masing provinsi yang dibangun dari data seluruh petani di 4 provinsi tersebut. Untuk menjawab tujuan kedua pada penelitian ini, pendugaan parameter fungsi produksi *meta-frontier* dan nilai-nilai rasio kesenjangan teknologi (TGR) diperoleh dengan menggunakan bantuan program aplikasi SHAZAM.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Hipotesis

Sebelum melakukan analisis, merujuk pada penelitian Kokkinou (2012) perlu dilakukan uji hipotesis apakah terdapat efek inefisiensi pada fungsi produksi stokastik *frontier* di setiap provinsi, dan apakah di setiap provinsi terdapat perbedaan teknologi. Hal ini diperlukan karena jika di semua provinsi tidak terdapat efek inefisiensi dan juga ternyata tidak terdapat perbedaan teknologi, maka analisis kesenjangan teknologi dengan analisis (11)

meta-frontier tidak perlu dilakukan. Berdasarkan hasil pengolahan seperti disajikan pada **Error! Reference source not found.**, semua provinsi dapat dikutsertakan dalam analisis, karena nilai LR *test of the one-sided error*-nya semuanya lebih besar dibandingkan nilai χ^2 yang diperoleh dari Tabel 1 Kodde dan Palm (1986) pada tingkat signifikansi $\alpha = 5$ persen. Sehingga hipotesis nol bahwa tidak ada efek inefisiensi dalam model stokastik frontier dapat ditolak yang artinya pada semua provinsi terdapat efek inefisiensi yang signifikan.

Merujuk pada O'Donnell et al. (2008), uji hipotesis selanjutnya adalah menguji apakah terdapat perbedaan teknologi antarprovinsi. Hipotesis ini diuji dengan menjumlahkan semua nilai *log likelihood function* $\ln[L(H_1)]$ setiap provinsi dan dibandingkan dengan $\ln[L(H_1)]$ dari fungsi produksi gabungan seluruh provinsi penelitian (*pooled*). Kriteria uji hipotesis akan menolak H_0 jika $\sum_{j=1}^4 \ln[L(H_1)]_j > \ln[L(H_1)]_{pooled}$. Hasilnya adalah penjumlahan nilai *log likelihood function* semua provinsi (-251.6) tersebut lebih besar daripada nilai gabungan/pool semua

provinsi (-316.9) yang berarti hipotesis nol bahwa tidak ada perbedaan teknologi pada masing-masing provinsi ditolak.

Hasil pengolahan seperti disajikan pada **Error! Reference source not found.** menunjukkan bahwa secara umum semua koefisien variabel fungsi produksi sesuai harapan bernilai positif. Variabel luas lahan dan pupuk berpengaruh signifikan di semua provinsi, variabel tenaga kerja berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur, dan variabel penggunaan benih non-lokal berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Timur dan Banten. Fungsi produksi gabungan (*pooled*) merupakan fungsi produksi rata-rata di Pulau Jawa seperti diilustrasikan pada **Gambar 1** (b), sehingga fungsi produksi ini tidak bisa digunakan sebagai acuan (*benchmark*) dalam analisis kesenjangan teknologi karena rata-rata nilai efisiensi teknisnya belum optimal (92,09 persen). Fungsi produksi *meta-frontier* merupakan fungsi produksi yang melingkupi semua fungsi produksi *frontier* masing-masing provinsi, sehingga fungsi produksi *meta-frontier* bisa digunakan sebagai acuan dalam analisis kesenjangan teknologi.

Salah satu karakteristik fungsi produksi *Cobb-Douglas* adalah bersifat *Constant Returns to Scale* yang ditunjukkan dengan hasil penjumlahan koefisien dugaan parameter-parameternya (dugaan parameter masing-masing input sekaligus merupakan nilai elastisitas input bersangkutan) sama dengan satu, $\sum \beta_i = 1$, yang artinya setiap penggandaan seluruh input dengan proporsi yang sama, maka akan menghasilkan penggandaan jumlah output sebesar proporsi tersebut. Walaupun hasil penjumlahan koefisien dugaan parameter-parameter fungsi produksi di masing-masing provinsi pada **Error! Reference source not found.** tidak persis sama dengan satu, namun hal ini bisa dibuktikan dengan melakukan uji hipotesis bahwa fungsi produksinya bersifat *Constant Returns to Scale*. Variabel Luas lahan di semua provinsi sangat dominan dan signifikan dalam memengaruhi produksi padi sawah. Hal ini ditunjukkan dengan nilai elastisitas yang rata-rata di atas 80 persen dibandingkan elastisitas penggunaan tenaga kerja dan pupuk yang rata-rata di bawah 20 persen. Bahkan di Provinsi Jawa Barat nilai elastisitasnya mencapai 94,8 persen, yang artinya jika luas lahan ditambah luasnya sebesar dua kali lipat (100 persen) maka produksi padi akan meningkat sebesar 94,8 persen. Dengan besarnya nilai elastisitas luas lahan di seluruh provinsi menunjukkan bahwa produksi padi sawah di seluruh provinsi cukup responsif terhadap penambahan luas lahan, dan kondisi tersebut lumrah karena pada umumnya semakin luas areal tanam akan semakin meningkatkan jumlah produksi padi sawah, sehingga jika pemerintah ingin membuat kebijakan peningkatan produksi padi sawah dengan asumsi tidak ada kendala

Tabel 1. Estimasi Fungsi Produksi dan Inefisiensi Wilayah, *Pooled* dan *Meta-Frontier* pada Usahatani Padi Sawah di 4 Provinsi di Pulau Jawa Tahun 2011

Variabel Input Produksi	Parameter	Jabar	Jateng	Jatim	Banten	Pooled	meta
Konstanta	β_0	1,463	0,841	0,720	0,905	0,911	1,4489
Luas lahan (ha)	β_1	0,948***	0,850***	0,803***	0,840***	0,875***	0,9403
Tenaga Kerja (hok)	β_2	0,024	0,122***	0,069**	0,033	0,064***	0,0226
Benih Non-Lokal	β_3	0,043	0,059	0,107*	0,094*	0,086***	0,0497
Pupuk (kg)	β_4	0,061***	0,043**	0,077***	0,059**	0,058***	0,0639
Variabel Sosial Ekonomi							
Petani Laki-laki	δ_1	0,060	0,066**	0,185**	0,061	0,075***	0,0000
Umur	δ_2	0,005***	0,004***	0,000	0,001	0,002***	0,0000
Pendidikan	δ_3	0,014***	-0,003	-0,005	-0,018**	0,000	0,0000
Penggunaan traktor	δ_4	-0,087**	-0,091***	-0,001	-0,046	-0,073***	0,0000
Menerima kredit	δ_5	-0,009	-0,014	0,067	-0,205**	-0,015	0,0000
Menerima bantuan	δ_6	0,148***	0,097***	0,037	0,037	0,062***	0,0000
Mendapat penyuluhan	δ_7	-0,156***	-0,013	0,056*	0,040	-0,029***	0,0000
Anggota kelompok tani	δ_8	-0,066*	-0,054**	-0,166***	-0,075	-0,066***	0,0000
Musim hujan	δ_9	-0,011	-0,043**	-0,048	0,019	-0,029*	0,0000
Lahan milik sendiri	δ_{10}	-0,042	0,000	0,105*	0,115*	0,021	0,0000
sigma-squared (σ^2)		0,0960	0,0828	0,0833	0,0756	0,0823	9,97E-27
gamma (γ)		0,7207	0,0000	0,0095	0,0141	0,0008	0,0500
$\Sigma\beta$		1,03	1,02	0,95	0,93	1,00	1,03
log likelihood function		-36,8273	-83,8787	-94,9657	-35,9290	-316,879	116209,4
LR test of the one-sided error		46,7743	37,3790	26,3213	25,5894	60,8123	63,4826
χ^2 Kodde & Palm $\alpha = 5\%$		19,0450	19,0450	19,0450	19,0450	19,0450	
Technical Efficiency (TE)		0,7297	0,8614	0,8721	0,9178	0,9209	1,0000

Sumber: data sekunder (diolah).

Keterangan: *** = sig. $\alpha = 1$ persen, ** = sig. $\alpha = 5$ persen, * = sig. $\alpha = 10$ persen.

penyediaan lahan, maka salah satu fokus utamanya adalah dengan menambah luas areal tanam. Beberapa hasil penelitian yang mendukung besarnya peranan luas lahan adalah penelitian yang dilakukan oleh Harianto dan Susila (2008), Kusnadi et al. (2011) dan Achmad et al. (2012). Variabel pupuk berpengaruh signifikan terhadap produksi padi sawah di semua provinsi walaupun nilainya relatif kecil. Sebagai contoh, elastisitas pupuk terbesar dari keempat provinsi adalah elastisitas pupuk di Provinsi Jawa Timur sebesar 7,7 persen yang berarti setiap penambahan jumlah pupuk sebesar 100 persen maka akan memberikan kontribusi penambahan jumlah produksi padi sawah sebesar 7,7 persen. Walaupun relatif kecil, namun informasi ini bisa membantu pemerintah dalam menyusun kebijakan pertanian seperti kebijakan pemberian subsidi pupuk.

Selain variabel luas lahan dan pupuk, di Provinsi Jawa Timur variabel tenaga kerja dan benih juga berpengaruh signifikan. Sementara variabel selain luas lahan dan pupuk yang juga berpengaruh signifikan di provinsi Jawa Tengah adalah variabel tenaga kerja, dan di provinsi Banten yang juga berpengaruh signifikan adalah variabel penggunaan benih non-lokal. Salah satu alasan mengapa variabel tenaga kerja berpengaruh tidak signifikan adalah karena dengan rata-rata luas lahan yang sempit dimana sebagian besar petani adalah petani gurem, maka penambahan tenaga kerja justru dirasakan tidak efektif karena penambahan tenaga kerja dengan luas lahan sempit dianggap tidak dapat menambah jumlah produksi. Demikian halnya dengan mengapa variabel penggunaan benih non-lokal berpengaruh tidak signifikan karena umumnya petani

sudah menggunakan benih non-lokal yang sudah banyak tersedia dan bisa diperoleh dengan mudah, sehingga yang lebih dibutuhkan petani dalam meningkatkan produksinya adalah penggunaan teknologi yang lain selain teknologi varietas benih.

Hasil pengolahan juga menunjukkan bahwa kesepuluh variabel sosial ekonomi berpengaruh beragam terhadap inefisiensi usahatani padi di setiap provinsi. Secara umum tingkat pendidikan, penggunaan traktor, memperoleh kredit, memperoleh penyuluhan, menjadi anggota kelompok tani dan musim hujan berpengaruh negatif terhadap inefisiensi atau diinterpretasikan sebaliknya bahwa faktor-faktor ini memberikan pengaruh positif terhadap tingkat efisiensi usahatani padi sawah. Sebaliknya, jenis kelamin petani, umur, memperoleh bantuan, dan status kepemilikan lahan secara umum berpengaruh positif terhadap inefisiensi, artinya faktor-faktor ini justru membuat usahatani padi sawah menjadi tidak efisien.

Petani laki-laki berpengaruh positif terhadap inefisiensi usahatani padi sawah di seluruh provinsi dan signifikan di Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur. Hasil yang sama diperoleh pada penelitian (Oladeebo dan Fajuyigbe, 2007) yang meneliti efisiensi teknis produksi padi ladang pada 100 petani laki-laki dan perempuan di Osun State-Nigeria. Hal ini menunjukkan bahwa secara umum petani perempuan relatif lebih banyak berkontribusi dalam meningkatkan efisiensi usahatani, karena petani perempuan dianggap relatif lebih tekun dan teliti dalam bekerja dibandingkan petani laki-laki yang cenderung mengandalkan kekuatan tenaganya.

Umur petani berpengaruh positif terhadap inefisiensi usahatani padi sawah di seluruh provinsi dan signifikan di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Tengah. Hal ini menunjukkan bahwa semakin tua usia petani, semakin mengurangi tingkat efisiensi usahatannya, karena terkait dengan kekuatan fisik petani yang semakin berkurang dibandingkan petani-petani yang relatif lebih muda. Hasil ini sejalan dengan hasil penelitian Tinaprilla (2012) di

Provinsi Sumatera Utara, Jawa Barat dan Jawa Timur.

Pendidikan petani berpengaruh negatif terhadap inefisiensi usahatani padi sawah di Provinsi Jawa Tengah, Jawa Timur dan Banten, namun hanya berpengaruh signifikan di Provinsi Banten. Artinya semakin tinggi tingkat pendidikan petani, akan semakin efisien dalam usahatannya. Hal ini sejalan dengan penelitian Asadullah dan Rahman (2005) serta penelitian Abedullah et al. (2007). Pendidikan dapat meningkatkan kemampuan petani untuk mencari, memperoleh dan menginterpretasikan informasi yang berguna tentang penggunaan input-input produksi. Berarti semakin tinggi tingkat pendidikan akan berdampak pada kemauan dan kemampuan petani dalam mengakses informasi tentang penggunaan faktor produksi. Peningkatan pendidikan baik formal maupun non formal dapat meningkatkan kualitas pengelolaan usahatani karena dengan peningkatan pendidikan akan terjadi peningkatan pengetahuan, wawasan, keterampilan, sikap positif, logis dalam berfikir, adaptif, inisiatif, lebih *risk taker*, serta meningkatkan rasa ingin tahu dan mencoba hal-hal yang baru.

Penggunaan traktor berpengaruh negatif terhadap inefisiensi, atau berpengaruh positif dalam meningkatkan efisiensi usahatani di seluruh provinsi dan berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Tengah. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian Abedullah et al. (2007) bahwa pada batas tertentu penggunaan teknologi mekanisasi akan lebih mempercepat dalam proses pengolahan lahan, sehingga hal ini dapat meningkatkan efisiensi.

Variabel menerima kredit sebagian besar berpengaruh negatif terhadap inefisiensi usahatani dan berpengaruh signifikan di Provinsi Banten. Hal ini menunjukkan bahwa kredit yang diberikan kepada petani dapat dimanfaatkan untuk pembiayaan dan pembelian input secara lebih baik sehingga dapat meningkatkan efisiensi usahatani. Dukungan peranan lembaga-lembaga dalam meningkatkan

efisiensi juga diteliti oleh Oduol et al. (2006) di Kenya, Idiong (2007) di Nigeria.

Variabel menerima bantuan usaha berupa hibah atau subsidi berpengaruh positif terhadap inefisiensi di semua provinsi dan berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Tengah, artinya pemberian bantuan berupa hibah atau subsidi yang diharapkan dapat meningkatkan efisiensi usahatani, justru mengurangi efisiensi usahatani. Ini mengindikasikan bahwa bantuan yang diberikan tidak tepat sasaran atau salah dalam penggunaan yang seharusnya bantuan digunakan untuk usahatani namun sebaliknya digunakan untuk kebutuhan konsumtif.

Variabel memperoleh penyuluhan/bimbingan terkait usahatani berpengaruh negatif terhadap inefisiensi di Provinsi Jawa Barat dan Jawa Tengah dan berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Barat. Sebaliknya Variabel memperoleh penyuluhan terkait usahatani berpengaruh positif terhadap inefisiensi di Provinsi Jawa Timur dan Banten. Perbedaan pengaruh penyuluhan terhadap efisiensi usahatani banyak dipengaruhi oleh keefektifan penyuluhan dan kemanfaatan yang diharapkan dari penyuluhan tersebut, disamping juga dipengaruhi oleh seberapa kuat kemauan dan kemampuan petani dalam mengadopsi dan mengadaptasi pengetahuan dan informasi baru dalam usahatani.

Keanggotaan dalam kelompok tani berpengaruh negatif terhadap inefisiensi usahatani di semua provinsi dan berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Barat, Jawa Tengah dan Jawa Timur. Keanggotaan dalam kelompok tani akan dirasakan kemanfaatannya sangat bergantung kepada seberapa aktif petani anggota dalam kelompok tersebut. Pengaruh negatif terhadap inefisiensi usahatani mengindikasikan bahwa keberadaan kelompok tani masih diperlukan dalam usahatani, karena dengan bekerja bersama dan saling mendukung dalam sebuah kelompok akan meningkatkan efisiensi usahatani.

Musim hujan secara umum berpengaruh negatif terhadap inefisiensi dan signifikan di Provinsi Jawa Tengah. Hal ini mengindikasikan bahwa bercocok tanam di musim hujan akan berpeluang lebih efisien dibandingkan saat musim kemarau, ditambah lagi jika kondisi jaringan irigasi yang kurang memadai, maka kondisi musim hujan akan sangat mendukung pengairan usahatani padi sawah. Hal ini menginformasikan betapa pentingnya keberadaan saluran irigasi yang terawat dengan baik dalam mendukung usahatani padi sawah.

Status lahan milik sendiri secara umum berpengaruh positif terhadap inefisiensi usahatani padi sawah dan berpengaruh signifikan di Provinsi Jawa Timur dan Banten. Hal ini menunjukkan bahwa petani penyewa lahan berpeluang lebih efisien dibandingkan petani yang memiliki lahan sendiri. Petani penyewa lahan menanggung risiko lebih besar jika gagal panen, karena harus menanggung kerugian biaya sewa lahan dan kerugian gagal panen, karenanya petani penyewa lahan cenderung lebih optimal dalam pemanfaat lahan dan bahkan cenderung *over use* dalam penggunaan input usahatannya karena berharap akan mendapatkan keuntungan yang lebih besar untuk menutupi biaya sewa lahannya.

Sampai saat ini belum ditemukan ketentuan terkait batasan minimal nilai efisiensi yang dapat diacu untuk menentukan suatu usaha produksi dikatakan telah efisien. Beberapa penelitian seperti yang dilakukan Kusnadi et al. (2011) dan Tinaprilla (2012) menggunakan angka 80 persen sebagai batasan suatu usahatani dikatakan telah efisien, sementara peneliti yang lain menggunakan batasan yang berbeda. Masing-masing peneliti bisa menentukan batasan minimal sesuai dengan hasil yang diperoleh dan disesuaikan dengan tujuan penelitiannya. Dalam usahatani padi, target kementerian pertanian selalu didasarkan pada nilai produktivitas terutama produktivitas lahan sebagai ukuran pencapaian, bukan nilai efisiensi teknis.

Tabel 2. Efisiensi Teknis dan Kesenjangan Teknologi Usahatani Padi Sawah menurut Provinsi Sentra di Pulau Jawa Tahun 2011

Wilayah	Jumlah Obs.	Rata-rata	Min.	Maks.	Std. Dev.	Varians
Efisiensi teknis berdasarkan fungsi produksi stokastik <i>frontier</i> (TE)						
Jawa Barat	522	0,7297	0,4362	0,9456	0,1219	0,0149
Jawa Tengah	485	0,8614	0,6466	1,0000	0,0688	0,0047
Jawa Timur	473	0,8721	0,6857	0,9967	0,0703	0,0049
Banten	308	0,9178	0,7410	1,0000	0,0723	0,0052
Kesenjangan teknologi (TGR)						
Jawa Barat	522	0,9861	0,9686	1,0000	0,0053	0,0000
Jawa Tengah	485	0,7987	0,5650	0,9724	0,0469	0,0022
Jawa Timur	473	0,7776	0,6147	1,0000	0,0582	0,0034
Banten	308	0,7161	0,5459	0,9317	0,0569	0,0032
Efisiensi teknis berdasarkan fungsi produksi <i>meta-frontier</i> (TE*)						
Jawa Barat	522	0,7196	0,4286	0,9400	0,1205	0,0145
Jawa Tengah	485	0,6878	0,5133	0,9235	0,0664	0,0044
Jawa Timur	473	0,6831	0,5155	0,9049	0,0709	0,0050
Banten	308	0,6568	0,4869	0,9164	0,0697	0,0049

Sumber: data sekunder (diolah).

Nilai efisiensi teknis (TE) pada setiap provinsi seperti tersaji pada **Tabel 3** menunjukkan bahwa di semua wilayah bisa dianggap efisien jika menggunakan batasan minimal 70 persen, namun jika digunakan batas minimal 80 persen maka hanya Provinsi Jawa Barat yang belum efisien dalam usahatani. Dengan menggunakan *frontier* lokal masing-masing provinsi sebagai acuan, secara rata-rata Provinsi Banten merupakan provinsi paling efisien dengan nilai efisiensi teknis sebesar 91,78 persen dan di Provinsi Jawa Barat merupakan provinsi paling tidak efisien dengan nilai efisiensi sebesar 72,97 persen. Berdasarkan pada acuan (*benchmark*) pada masing-masing *frontier* provinsi, dengan menggunakan batas minimal efisiensi 70 persen maka kondisi yang sudah efisien ini berimplikasi pada masing-masing provinsi akan merasa cukup puas dengan capaian efisiensi usahatani padi sawahnya, karena tidak banyak lagi peluang untuk dapat mencapai kondisi efisiensi teknis yang sempurna. Provinsi Banten tentunya akan bangga dengan capaian prestasi efisiensi tertinggi sebesar 91,78 persen, yang artinya tinggal 8 persen lagi peluang untuk mencapai tingkat efisiensi yang sempurna.

Kesenjangan teknologi suatu *frontier* provinsi terhadap *meta-frontier* bisa diukur dengan melihat besaran ukuran *Technology Gap Ratio* (TGR) di **Tabel 3**, dimana ukuran TGR ini bisa digunakan untuk mengukur peluang suatu wilayah dalam meningkatkan produksinya untuk mencapai produksi potensial (Battese et al., 2004). Nilai rata-rata TGR beragam, mulai dari 0,7161 (Provinsi Banten) hingga 0,9861 (Provinsi Jawa Barat). Berdasarkan rata-rata ukuran TGR di **Tabel 3** bisa dilihat bahwa Provinsi Jawa Barat kesenjangan teknologinya paling kecil dengan nilai TGR = 98,61 persen atau dengan kondisi teknologi yang tersedia rata-rata produksi padi di Jawa Barat sudah 98,61 persen dari produksi potensial yang bisa dicapai di Pulau Jawa. Seperti digambarkan dalam ilustrasi pada **Gambar 3** maka fungsi produksi *frontier* Provinsi Jawa Barat bisa digambarkan paling rapat mendekati fungsi produksi *meta-frontier*. Hal ini berarti penggunaan teknologi di Jawa Barat relatif lebih baik dibandingkan provinsi lain.

Berdasarkan nilai-nilai TGR tersebut maka efisiensi teknis (TE) dari masing-masing provinsi bisa dikoreksi dan bisa diperbandingkan, karena sudah mempertimbangkan aspek kesenjangan

teknologi sehingga diperoleh nilai-nilai efisiensi teknis yang baru (TE*). Terlihat bahwa nilai efisiensi teknis di semua provinsi setelah mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi nilainya menjadi lebih rendah dibandingkan nilai efisiensi teknis dengan acuan *frontier* masing-masing provinsi. Nilai TE* tertinggi adalah Provinsi Jawa Barat (71,96 persen) dan nilai TE* terendah adalah Provinsi Banten (65,68 persen). Hal ini berimplikasi pada kebijakan pembangunan pertanian di Pulau Jawa yang didasarkan pada ukuran efisiensi teknis lokal (tanpa mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi) bisa menjadi bias dan salah arah, karena ternyata faktanya jika menggunakan batas minimal 70 persen seperti yang ditentukan sebelumnya, maka dari nilai TE* semua provinsi, hanya Provinsi Jawa Barat yang sudah efisien. Provinsi-provinsi lain selain Provinsi Jawa Barat yang tadinya luput dari perhatian karena dianggap sudah efisien (dengan batas minimal efisien 70 persen), justru seharusnya mendapat perhatian khusus karena ternyata belum efisien, karena dengan mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi efisiensi teknis di Provinsi Jawa Tengah, Jawa Timur dan Provinsi Banten justru belum efisien (kurang dari 70 persen). Berdasarkan analisis tersebut, berarti masih terdapat peluang bagi Provinsi Jawa Tengah, Jawa

Timur dan Provinsi Banten untuk bisa meningkatkan efisiensi teknisnya sebesar 30 persen lebih.

Berdasarkan urutan nilai-nilai efisiensi teknis pada **Tabel 4**, bisa diketahui juga bahwa yang mulanya Provinsi Jawa Barat dianggap provinsi paling tidak efisien, justru sebenarnya setelah mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi, Provinsi Jawa Barat berada di urutan pertama paling efisien. Sebaliknya Provinsi Banten yang tadinya berada di urutan pertama provinsi paling efisien, ternyata setelah mempertimbangkan aspek kesenjangan teknologi menjadi provinsi yang seharusnya mendapat perhatian terbesar dalam peningkatan efisiensi teknisnya, karena ternyata Provinsi Banten berada di urutan terakhir. Hal ini terjadi karena kesenjangan teknologi di Provinsi Banten paling besar dibandingkan provinsi lain, sehingga fungsi produksi *frontier* Provinsi Banten berada paling jauh dari fungsi produksi *meta-frontier*, sehingga jika menggunakan acuan *frontier* di Provinsi Banten maka efisiensinya tinggi, namun ketika menggunakan acuan *meta-frontier* efisiensinya menjadi jauh berkurang. Kesenjangan ini menunjukkan bahwa masih banyak faktor pendukung peningkatan produksi (sering disebut sebagai teknologi) yang belum secara optimal digunakan.

Tabel 3 Urutan TE dan TE* Usahatani Padi Sawah menurut Provinsi Sentra Usahatani Padi Sawah di Pulau Jawa Tahun 2011

Urutan TE			Urutan TE*		
1	Banten	0,91775	1	Jawa Barat	0,71958
2	Jawa Timur	0,87207	2	Jawa Tengah	0,68783
3	Jawa Tengah	0,86140	3	Jawa Timur	0,68306
4	Jawa Barat	0,72971	4	Banten	0,65678

Sumber: data sekunder (diolah).

KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan hasil pengolahan yang diperoleh dan hasil analisis pada bagian pembahasan, maka dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Seluruh variabel input (luas lahan, tenaga kerja, penggunaan benih non-lokal dan pupuk) berpengaruh positif

terhadap produksi padi sawah, namun hanya variabel luas lahan dan pupuk yang berpengaruh signifikan terhadap produksi padi sawah di semua provinsi terpilih di Pulau Jawa, sementara variabel tenaga kerja hanya signifikan di Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur, dan variabel penggunaan benih non-

lokal signifikan di Provinsi Jawa Timur dan Banten. Hasil penelitian juga menunjukkan bahwa variabel luas lahan paling dominan berpengaruh terhadap produksi padi sawah.

2. Berbagai variabel sosial ekonomi memberikan pengaruh yang beragam terhadap inefisiensi teknis. Jika digunakan batas minimal 70%, secara umum berdasarkan ukuran frontier masing-masing provinsi yang tidak mempertimbangkan adanya kesenjangan teknologi, maka seluruh provinsi sentra produksi padi sawah di Pulau Jawa secara teknis sudah efisien, namun sebaliknya dengan mempertimbangkan adanya aspek kesenjangan teknologi maka sebenarnya hanya Provinsi Jawa Barat yang relatif efisien.
3. Provinsi Jawa Barat memiliki kesenjangan teknologi terkecil. Kesenjangan teknologi terbesar terhadap *meta-frontier* terjadi di Provinsi Banten, diikuti oleh Provinsi Jawa Timur dan Jawa Tengah, ini menunjukkan bahwa provinsi-provinsi tersebut masih terbuka banyak peluang untuk meningkatkan efisiensi usahatani padi sawah dan perlu menjadi pertimbangan sebagai prioritas dalam kebijakan intensifikasi dengan meningkatkan produktivitas dan efisiensi teknisnya.

Berdasarkan kesimpulan yang diperoleh, beberapa saran yang bisa diberikan di antaranya adalah sebagai berikut:

1. Untuk implikasi kebijakan di suatu provinsi terkait ukuran efisiensi teknis usahatani padi sawah perlu diberikan penjelasan khusus bahwa penggunaan angka efisiensi tersebut tidak dapat diperbandingkan dengan provinsi lain, sebagai contoh efisiensi usahatani padi sawah di Provinsi Banten sebesar 91.78 persen belum bisa dikatakan sudah efisien atau lebih efisien dibandingkan dengan provinsi lain, karena angka ini hanya didasarkan pada acuan (*benchmark*) *frontier* di Provinsi Banten sendiri. Dengan demikian pengambilan

keputusan skala prioritas pembangunan pertanian khususnya usahatani padi sawah yang didasarkan pada ukuran efisiensi teknis sebaiknya didasarkan pada pertimbangan aspek kesenjangan teknologi. Jika mempertimbangkan adanya aspek kesenjangan teknologi, maka kebijakan intensifikasi usahatani padi sawah bisa dibuat skala prioritas dimulai dari provinsi-provinsi yang masih terbuka banyak peluang dalam memperkecil kesenjangan teknologi dan meningkatkan efisiensi usahatani. Berdasarkan penelitian ini, maka urutan prioritas untuk provinsi-provinsi di Pulau Jawa yang perlu mendapatkan perhatian dalam kebijakan intensifikasi dimulai dari Provinsi Banten, Provinsi Jawa Timur, Provinsi Jawa Tengah, dan prioritas terakhir adalah Provinsi Jawa Barat.

2. Berdasarkan faktor-faktor inefisiensinya, maka Provinsi Banten sebagai provinsi yang paling tidak efisien perlu mendorong peningkatan pendidikan formal dan informal kepada calon petani ataupun petani mudanya. Demikian juga dengan pemberian kredit dan akses kemudahan terhadap kredit untuk usahatani bisa semakin ditingkatkan untuk mendorong tingkat efisiensinya, serta meningkatkan pemahaman tentang pentingnya rasa memiliki bagi petani pemilik lahan sendiri agar lebih efisien dalam berusahatani.
3. Provinsi Jawa Timur memiliki potensi dalam peningkatan kapasitas petani perempuan, karenanya pemerintah perlu meningkatkan perlindungan kepada petani perempuan dan meningkatkan peranan petani laki-laki agar lebih efisien dalam berusahatani. Perbaikan lembaga penyuluhan perlu mendapat perhatian karena lembaga ini dianggap tidak meningkatkan efisiensi usahatani di Jawa Timur, namun keberadaan dan keaktifan kelompok tani justru perlu mendapat dorongan dan perlindungan.
4. Seperti halnya Provinsi Jawa Timur, Provinsi Jawa Tengah juga memiliki potensi dalam peningkatan kapasitas

petani perempuan. Pembinaan kepada calon petani dan petani muda sebagai generasi penerus petani tua juga perlu ditingkatkan. Penggunaan traktor relatif dapat meningkatkan efisiensi, sehingga pemerintah perlu memberikan fasilitasi atau kemudahan dalam kepemilikan traktor seperti melalui peningkatan kebijakan pemberian bantuan hibah atau subsidi. Pembinaan keanggotaan kelompok tani perlu dipertahankan dan ditingkatkan untuk menambah efisiensi dalam usahatani. Dan pemerintah perlu memperhatikan infrastruktur irigasi agar dapat berfungsi dengan baik ketika musim kemarau, sehingga petani tidak hanya bergantung pada hujan.

5. Provinsi Jawa Barat sebagai provinsi paling efisien tentunya juga tetap harus mempertahankan prestasinya. Diantara faktor yang perlu mendapat perhatian adalah penyiapan calon petani dan pembinaan petani muda, peningkatan kapasitas dan pendidikannya, kemudahan dan fasilitasi penggunaan traktor, pemberian bantuan dan hibah, serta peningkatan kualitas penyuluhan dan pembinaan kelompok taninya.

Pada akhirnya, jika semua provinsi mampu meningkatkan efisiensi usahatani, maka kurva produksi *meta-frontier* di pulau Jawa akan bergeser semakin tinggi yang mengindikasikan tingginya produktivitas padi sawah. Jika produktivitas yang tinggi bisa dicapai, berarti dengan ketersediaan input yang ada petani telah menghasilkan produksi padi yang lebih banyak, sehingga diharapkan kesejahteraan petani akan semakin meningkat dan pada saat bersamaan tujuan kebijakan swasembada pangan beras di pulau Jawa sebagai lumbung pangan nasional bisa tercapai.

DAFTAR PUSTAKA

- Abedullah, Kouser S, Mushtaq K. 2007. Analysis of technical efficiency of rice production in Punjab (Pakistan): implications for future investment strategies. *Pakistan Economic and Social Review*. 45(2):231-244
- Achmad M, Hartoyo S, Mangkuprawira TS, Kusnadi N. 2012. Pengaruh Aksesibilitas Penyuluhan dan Kredit terhadap Efisiensi Usahatani Padi di Jawa. *Trikonomika*. 11(1):69–80
- Aigner DJ, Lovell CAK, Schmidt P. 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*. 6:21-37
- Asadullah MN, Rahman S (2005). Farm productivity and efficiency in rural Bangladesh: the role of education revisited, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford. 2005.
- Battese GE, Coelli TJ. 1988. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometric*. 38(1988):387-399
- Battese GE, Rao DSP. 2002. Technology gap, efficiency, and a stochastic metafrontier function. *International Journal of Business and Economics*. 1(2):87-93
- Battese GE, Rao DSP, O'Donnell CJ. 2004. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies. *Journal of Productivity Analysis*. 21(1):91-103
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2015a. *Analisis ST2013 Tematik Subsektor: Estimasi Parameter dan Pemetaan Efisiensi Produksi Pangan di Indonesia*. Jakarta (ID). Badan Pusat Statistik
- [BPS] Badan Pusat Statistik. 2016. *Produksi Padi di Indonesia menurut Provinsi Tahun 1993 - 2015*. [diunduh 2016 Apr 29]. Tersedia pada <http://bps.go.id>
- Chen Z, Song S. 2006. Efficiency and technological gap in China's agriculture: a regional meta-frontier analysis. Nevada, University of Nevada. 06: 1-28.
- Coelli TJ, Rao DSP, O'Donnell CJ, Battese GE. 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*: Springer Science-i-Business Media.
- Daryanto HKS. 2000. Analysis of the technical efficiency of rice production in West Java Province, Indonesia: a stochastic frontier production function approach [Dissertation]. New South Wales (AU): University of New England.
- Farrell MJ. 1957. The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*. 120(3):253-290

- Greene WH. 2002. *Econometric Analysis*. New Jersey (US): Pearson Education, Inc.
- Greene WH. 2005. Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*. 126(2005):269-303. doi:10.1016/j.jeconom.2004.05.003.
- Hariato, Susila DAB. 2008. Miskin tapi efisien? Suatu telaah terhadap fungsi produksi padi. *Jurnal Agribisnis dan Ekonomi Pertanian*. 2(1):29-38
- Hayami Y, Ruttan VW. 1969. Sources of Agricultural Productivity Differences among Countries Resource Accumulation, Technical Inputs and Human Capital. University of Minnesota. P69.
- Idiong IC. 2007. Estimation of farm level technical efficiency in smallscale swamp rice production in Cross River State of Nigeria: a stochastic frontier approach. *World Journal of Agricultural Sciences*. 3(5):653-658
- Jondrow J, Lovell CAK, Materov IS, Schmidt P. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*. 19 (1982):233-238
- Junaedi M, Daryanto HKS, Sinaga BM, Hartoyo S. 2016. Technical efficiency and the technology gap of wetland rice farming in Indonesia: a meta-frontier analysis. *International Journal of Food and Agricultural Economics* 4(2):39-50
- Kodde DA, Palm FC. 1986. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*. 54(5):1243-1248
- Kokkinou A. 2012. An industry and country analysis of Technical Efficiency in the European Union, 1980-2005 [Dissertation]. Glasgow: University of Glasgow.
- Kusnadi N, Tinaprilla N, Susilowati SH, Purwoto A. 2011. Analisis efisiensi usaha tani padi di beberapa sentra produksi padi di Indonesia. *Jurnal Agro Ekonomi*. 29(1):25 – 48
- Meeusen W, van den Broeck J. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*. 18(2):435-444
- O'Donnell CJ, Griffiths WE. 2004. Estimating state-contingent production frontiers. St. Lucia, Qld. (AU), Centre for Efficiency and Productivity Analysis. 2004 (July).
- O'Donnell CJ, Rao DSP, Battese GE. 2008. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. *Empirical Economics*. 34(2008):231–255. doi:10.1007/s00181-007-0119-4.
- Oduol JBA, Hotta K, Shinkai S, Tsuji M. 2006. Farm size and productive efficiency: Lessons from smallholder farms in Embu District, Kenya. *Journal of the Faculty of Agriculture*. 2006(2006-10-27):449-458
- Oladeebo JO, Fajuyigbe AA. 2007. Technical efficiency of men and women upland rice farmers in Osun State, Nigeria. *Journal of Humanities and Ecology*. 22(2):93-100
- Saptana. 2012. Konsep Efisiensi Usahatani Pangan dan Implikasinya Bagi Peningkatan Produktivitas. *Forum Penelitian Agro Ekonomi*. 30(2):109-128
- Sriboonchitta S, Wiboonpongse A. 2005. On estimation of stochastic production-frontiers with self-selectivity jasmine and non-jasmine rice in thailand. *Chiang Mai University Journal*. 4(1):105-124
- Tinaprilla N. 2012. Efisiensi usahatani padi antar wilayah sentra produksi di Indonesia: pendekatan stochastic metafrontier production function [Disertasi]. Bogor (ID): Institut Pertanian Bogor.
- Usman S, Ily IY, Sa'adatu BA. 2013. Improving farmers' efficiency in rice production in Nigeria: the relevance of agricultural extension. *Journal of Agricultural Extension*. 17(2 (2013 Des)):159-166
- Villano R, Boshraadi HM, Fleming E. 2010. When is metafrontier analysis appropriate? An example of varietal differences in pistachio production in Iran. *Journal of Agricultural Science and Technology*. 12(2010):379-389

KLASIFIKASI EMAS INDONESIA SEBAGAI *HEDGE* DAN *SAFE HAVEN ASSET* TERHADAP PASAR SAHAM DOMESTIK DAN LUAR NEGERI SERTA DOLAR TAHUN 2008-2015

Marini Syafitri dan Aisyah Fitri Yuniasih

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, Jakarta

Masuk tanggal : 20 Desember 2016, diterima untuk diterbitkan tanggal : 10 Juli 2017

Abstrak

Emas seharusnya merupakan salah satu instrumen investasi yang menjanjikan karena sifatnya yang baik sebagai alat diversifikasi investasi (O'Byrne dan O'Brien (2013)). Namun, terjadi penurunan yang drastis pada total investasi emas Indonesia pada masa pascakrisis global yaitu pada tahun 2009. Penelitian ini bertujuan untuk mengklasifikasikan emas Indonesia sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar saham domestik dan luar negeri serta pasar dolar AS, pada kondisi secara umum dan kondisi *bullish* dan *bearish* periode 2008-2015. Penelitian ini menggunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dalam analisis *hedge* dan *safe haven* dari emas Indonesia. Penelitian ini menunjukkan bahwa emas Indonesia secara umum berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham internasional, *strong hedge asset* dalam pasar dolar AS, *strong safe haven asset* baik dalam pasar saham domestik maupun internasional dan *weak safe haven* dalam pasar dolar AS.

Kata kunci: investasi, emas, resiko, Dolar AS, *hedge and safe haven*, ARDL

Abstract

Gold is supposed to be one of the promising investment instruments because it has good characteristics as a means for investment diversification (O'Byrne and O'Brien (2013)). However, during post-global crisis, especially in 2009, Indonesian gold investment was lower than before. This study aims to identify the classification of Indonesian gold in terms of its strength and its role in the domestic and foreign stock market as well as the US Dollar market, in both normal condition and *bullish* and *bearish* conditions in 2008-2015. This study uses the ARDL model in its analysis of *hedge* and *safe haven* of Indonesian gold. It indicates that the Indonesian gold, in general, act as a *weak hedge asset* in the international stock market, a *strong hedge asset* in the US Dollar market, a *strong safe haven asset* in the domestic and international stock market and a *weak safe haven* in the US Dollar market.

Keywords: investment, gold, risk, US Dollar, *hedge and safe haven*, ARDL

PENDAHULUAN

Teori portofolio yang dikemukakan Markowitz dalam Tandelilin (2010) menyatakan bahwa untuk menurunkan risiko investasi, investor perlu melakukan diversifikasi yaitu membentuk portofolio dengan pemilihan kombinasi sejumlah aset yang dipertimbangkan karakteristiknya, sehingga risiko dapat diminimalkan tanpa mengurangi *return* harapan. Brealey (2001) menyatakan bahwa diversifikasi terbaik adalah ketika *return* antara aset tersebut berkorelasi negatif, dalam hal ini apabila suatu aset memberikan *return* yang buruk, aset yang lainnya memberikan *return* yang baik sehingga dapat mengimbangi *return* tersebut sehingga kerugian tidak begitu besar.

Baur dan Lucey (2009) mendefinisikan aset yang tidak berkorelasi atau berkorelasi negatif dengan aset atau portofolio lainnya tergolong *hedge asset* apabila pada kondisi rata-rata (normal) dan dikatakan *safe haven asset* apabila pada kondisi pasar yang ekstrim (terjadi ketidakpastian pasar dan tekanan ekonomi).

Emas merupakan komoditas yang disukai investor karena merupakan pelindung nilai dalam kondisi normal (*hedging*) maupun dalam keadaan pasar ekstrim (*safe haven*) (Baur dan McDermott, 2009). O'Byrne dan O'Brien (2013) mengemukakan bahwa emas merupakan pelindung dari inflasi dan penyimpan nilai, aset yang aman ketika terjadi ketidakpastian pasar dan tekanan ekonomi, serta pelindung dari risiko mata uang.

Dengan demikian, emas merupakan aset yang sangat baik untuk diversifikasi investasi karena merupakan salah satu instrumen investasi yang dapat mengurangi risiko atau melindungi investor dari risiko tersebut. Karena risiko merupakan salah satu pertimbangan investor dalam berinvestasi dan emas merupakan salah satu aset yang dapat melindungi investor dari risiko, maka risiko memengaruhi permintaan investor terhadap emas (Baur dan McDermott, 2009).

Secara internasional, studi yang menyangkut peran emas sebagai aset yang

bersifat *hedging* dan *safe haven* telah banyak dilakukan, Namun, di Indonesia, studi seperti itu belum banyak dilakukan.

Elisa (2013) menyatakan bahwa emas dan perak tidak berperilaku sebagai *hedging* tetapi berperan sebagai *safe haven* di pasar saham. Bahkan Fithriana (2013) menjelaskan bahwa emas tidak berperan sebagai *hedge* dan *safe haven* di Indonesia dan Malaysia. Emas berperan sebagai *hedge* dan *safe haven* di Singapura, Filipina dan Thailand. Sebaliknya, Vesiania (2014) mengemukakan bahwa emas merupakan *safe haven asset* bagi saham dan dolar AS di Indonesia. Akan tetapi, emas di Indonesia bukan merupakan *hedge asset* bagi nilai tukar rupiah terhadap dolar. Emas Indonesia hanya menjadi *hedge asset* bagi saham Indonesia.

Berdasarkan uraian di atas, dapat disimpulkan bahwa terdapat perbedaan hasil penelitian yaitu Elisa dan Fithriana menyatakan bahwa emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* di pasar saham sedangkan Vesiania mengemukakan bahwa emas merupakan *hedge asset* di pasar saham. Di samping itu, Elisa dan Vesiania menyatakan emas Indonesia berperan sebagai *safe haven asset* di pasar saham sedangkan menurut Fithriana emas Indonesia tidak berperan sebagai *safe haven asset* di pasar saham. Adanya perbedaan hasil penelitian tersebut mendorong dilakukannya penelitian ini. Emas seharusnya merupakan salah satu instrumen investasi yang menjanjikan. Namun, terjadi penurunan yang drastis pada total investasi emas di dunia dan di Indonesia pada masa pascakrisis global yaitu tahun 2009 bahkan di Indonesia mencapai -6 ton. Penurunan total investasi emas juga terjadi pada tahun 2014 dengan salah satu penyebabnya adalah respon investor terhadap ekspektasi kenaikan suku bunga The Fed (*World Gold Council*, 2014).

Dilihat dari sisi pertumbuhan, pertumbuhan total investasi emas di dunia dan di Indonesia menurun drastis pascakrisis global 2008 tepatnya tahun 2009, bahkan di Indonesia mencapai -306,9 persen. Hal ini tidak sesuai dengan sifat-sifat emas menurut O'Byrne dan O'Brien

(2013) di mana seharusnya total investasi emas tetap meningkat pada fase ini.

Selain itu, total investasi emas Indonesia pada periode 2008-2015 cenderung bergerak searah dengan pergerakan nilai beli saham Indonesia (Lampiran 1). Hal ini berarti bahwa total investasi emas Indonesia oleh para investor tidak meningkat ketika pembelian saham turun. Dalam hal ini, peran emas Indonesia sebagai aset yang bersifat *hedging* dan *safe haven* terhadap saham pada periode tersebut patut dipertanyakan.

Di sisi lain, pergerakan total investasi emas Indonesia pada periode 2008-2015 cenderung bergerak berlawanan arah dengan pergerakan dolar. Ketika rupiah mengalami apresiasi dengan implikasi dolar AS terdepresiasi, permintaan emas investasi meningkat karena harga emas dalam rupiah turun. Hal ini menunjukkan bahwa emas Indonesia diminati investor untuk mengurangi kerugiannya dalam berinvestasi dolar.

Berdasarkan penjelasan di atas, perlu dilakukan penelitian yang menganalisis peran emas sebagai aset yang bersifat *hedge* dan *safe haven* terhadap pasar saham serta dolar. Penelitian ini tidak hanya menganalisis peran emas terhadap pasar saham domestik, tetapi juga terhadap pasar saham luar negeri. Hal ini disebabkan oleh peningkatan nilai aset ekuitas sektor swasta dari 298 juta USD pada tahun 2008 menjadi 604 juta USD pada 2015 (Neraca Pembayaran Indonesia, Bank Indonesia). Hal tersebut menunjukkan bahwa semakin banyak investor yang berinvestasi di pasar saham luar negeri.

Secara lebih spesifik, diperlukan pengklasifikasian apakah emas Indonesia merupakan aset investasi yang bersifat *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven* pada kondisi secara umum serta kondisi pasar *bullish* dan *bearish* periode 2008-2015 sehingga dapat menjadi pertimbangan investor dalam berinvestasi emas. *Bullish* merupakan kondisi dari pasar keuangan (finansial) yang harganya meningkat atau dicirikan dengan optimisme yaitu investor percaya bahwa harga akan terus meningkat (Investopedia). Sebaliknya, kondisi pasar

yang harganya turun merupakan kondisi pasar *bearish*. Lama periode dari masing-masing fase *bullish* dan *bearish* menggunakan tren primer yang merupakan tren terpanjang yaitu setidaknya selama sembilan bulan (Pring, 2014). Selain itu, perlu dilakukan analisis bagaimana pengaruh risiko pasar saham domestik dan luar negeri serta nilai tukar dolar Amerika Serikat terhadap rupiah, terhadap *return* emas Indonesia pascakrisis global 2008.

Dengan demikian, tujuan penelitian ini adalah mengklasifikasikan emas Indonesia sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* terhadap pasar saham domestik, pasar saham luar negeri, serta pasar dolar AS terhadap rupiah, pada kondisi secara umum dan kondisi *bullish* dan *bearish* periode 2008-2015.

Perbedaan penelitian yang dilakukan oleh Elisa, Fithriana, dan Vesiania dengan penelitian ini adalah penelitian Elisa dan Fithriana tidak mempertimbangkan masalah heteroskedastisitas dan autokorelasi. Selain itu, penelitian Vesiania tidak melakukan analisis peran emas pada kondisi pasar *bullish* dan *bearish* serta tidak mengklasifikasikan kuat lemahnya peran emas sebagai *hedge* dan *safe haven asset*.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini hanya mencakup emas batangan PT Antam 24 karat yang disebut juga logam mulia Antam yang biasanya dipilih investor untuk berinvestasi. Hal ini disebabkan oleh emas batangan PT Antam mempunyai keunggulan kualitas dibanding emas lainnya yaitu bersifat likuid karena telah mendapat sertifikat yang diakui secara internasional London Bullion Market Association (Unit Bisnis Pengolahan dan Pemurnian Logam Mulia PT ANTAM Tbk.). Periode penelitian yang digunakan adalah periode 2008-2015 agar dapat mencakup masa krisis global hingga terjadi penurunan yang drastis pada total investasi emas di Indonesia pada masa pascakrisis global. Kondisi pasar *bullish* dan *bearish* dalam penelitian ini menggunakan tren pergerakan IHSG. Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder

berupa data *time series* harian sejak 2 Januari 2008 hingga 31 Desember 2015 sebanyak 1950 observasi yang diperoleh dari PT Antam Tbk, *Yahoo Finance*, dan Bank Indonesia. Data-data tersebut di antaranya adalah harga emas Indonesia, Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG), indeks *Dow Jones Industrial Average* (DJIA), dan nilai tukar nominal dolar AS terhadap rupiah.

Metode analisis yang digunakan adalah analisis deskriptif dan inferensia. Analisis deskriptif dilakukan untuk mengetahui gambaran pergerakan harga dan *return* emas Indonesia, IHSG, indeks DJIA, dan nilai tukar dolar AS terhadap rupiah periode 2008-2015. Analisis inferensia digunakan untuk menganalisis pengaruh risiko pasar saham Indonesia, risiko pasar saham luar negeri, dan nilai tukar dolar AS terhadap *return* emas Indonesia serta mengklasifikasi emas Indonesia sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* pada kondisi pasar secara umum serta pada kondisi *bullish* dan *bearish*. Model yang digunakan adalah model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang digunakan oleh Baur dan Lucey (2009).

$$r_{emas,t} = a + \sum b_{0(i)}r_{emas,t-i} + \sum b_{1(i)}r_{ihsg,t-i} + \sum b_{2(i)}r_{ihsg,t-i(q)} + \sum c_{1(i)}r_{djia,t-i} + \sum c_{2(i)}r_{djia,t-i(q)} + \sum d_{1(i)}r_{kurs,t-i} + \sum d_{2(i)}r_{kurs,t-i(q)} + e_t \quad (1)$$

Keterangan:

- r_{emas} = *return* emas
- r_{ihsg} = *return* IHSG
- r_{djia} = *return* indeks DJIA
- r_{kurs} = *return* nilai tukar dolar AS terhadap rupiah
- $r_{ihsg(q)}$ = nilai ekstrim negatif *return* IHSG
- $r_{djia(q)}$ = nilai ekstrim negatif *return* indeks DJIA

$r_{kurs(q)}$ = nilai ekstrim negatif *return* nilai tukar dolar AS terhadap rupiah

Variabel kuantil dari *return* IHSG, *return* DJIA, dan *return* kurs dolar AS terhadap rupiah, disimbolkan dengan RIHSGQ, RDJIAQ, dan RKURSQ. Variabel kuantil ini merupakan nilai ekstrim negatif dari variabel *return* tersebut yang didapatkan dengan menggunakan *cut-off return* (Jorion, 2007). Kondisi ekstrim yang digunakan dalam penelitian ini adalah kondisi ekstrim 1% agar dapat merepresentasikan kondisi yang paling ekstrim.

$$r_{t-i(q)} = R^* = \alpha \sigma + \mu \quad (2)$$

Keterangan:

- R^* = *cut-off return*
- α = persentase kuantil dari *return* (1%)
- σ = standar deviasi dari *return*
- μ = rata-rata dari *return*

Baur dan McDermott (2009) mengelompokkan emas sebagai aset yang bersifat *hedging* dan *safe haven* menjadi empat kelompok, yaitu sebagai:

- a. *Strong hedge*, apabila koefisien dari variabel *return* bernilai negatif dan signifikan.
- b. *Weak hedge*, apabila koefisien dari variabel *return* bernilai negatif tetapi tidak signifikan.
- c. *Strong safe haven*, apabila jumlah dari koefisien variabel *return* dan nilai ekstrim negatif *return* atau *return esktrim negatif* bernilai negatif dan koefisien dari variabel *return* ekstrim negatif tersebut signifikan.
- d. *Weak safe haven*, apabila jumlah dari koefisien variabel *return* dan nilai ekstrim negatif *return* atau *return esktrim negatif* bernilai negatif tetapi koefisien dari variabel *return* ekstrim negatif tersebut tidak signifikan.

Estimasi model ARDL dilakukan dengan metode OLS dengan asumsi *error term* bersifat *white noise* serta variabel bebas dan *lag* variabel bersifat acak atau setidaknya tidak berkorelasi dengan *error term*. Hadirnya heteroskedastisitas dalam

suatu data *time series* membuat analisis tidak dapat dilakukan dengan metode OLS karena akan menghasilkan estimator yang tidak mempunyai varian minimum lagi yang disebut dengan *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE). Hal ini dapat diatasi melalui penggunaan model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) dengan menggunakan metode estimasi *Maximum Likelihood* sehingga dapat menghasilkan estimator yang efisien.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Deskriptif

Sejak tahun 2008 sampai akhir 2015, harga emas Indonesia mengalami peningkatan sekitar 98 persen (Lampiran 2). Oleh karena itu, investasi emas terlihat memberikan keuntungan yang relatif besar dalam jangka panjang.

Peningkatan harga emas Indonesia sangat terlihat pada periode 2008-2011 sedangkan periode selanjutnya (2012-2015) harga emas cenderung stabil. Peningkatan harga emas tersebut disebabkan pada 2008 kondisi perekonomian global sedang bergejolak sehingga para investor mencari aset yang dapat mengurangi kerugiannya yaitu emas sebagai aset relatif aman (Vesiana, 2014). *Return* emas Indonesia bergerak cukup berfluktuasi pada periode 2008-2015 terutama pada periode 2008-2011. Pada periode 2012-2015 *return* emas Indonesia cenderung stabil.

Dalam periode 2008-2015 IHSG secara umum meningkat, walau pun terjadi beberapa kali penurunan (Lampiran 3). Penurunan IHSG yang signifikan terjadi pada tahun 2008 hingga Januari 2009 yang merupakan akibat resesi global (Gustia, 2008). Penurunan IHSG yang terjadi pada tahun 2008 adalah sebesar 50,34 persen. Hal ini menunjukkan kurang baiknya iklim investasi di Indonesia selama masa tersebut.

IHSG mengalami peningkatan sejak Februari 2009 hingga akhirnya mencapai level tertingginya pada 7 April 2015 kemudian turun kembali pada 28 September 2015 dengan penurunan sekitar 25,4 persen dalam waktu lima bulan. Penurunan ini terimbas pelemahan yang terjadi pada bursa

global akibat kekhawatiran para investor global terhadap pelemahan ekonomi Tiongkok dan ketidakpastian kenaikan suku bunga AS (Situmorang, 2015).

Indeks DJIA periode 2008-2015 cenderung meningkat menunjukkan bahwa perekonomian Amerika Serikat semakin membaik (Lampiran 4). Penurunan yang relatif signifikan terjadi pada awal 2008 hingga awal 2009 yaitu sekitar 39,82 persen yang merupakan efek domino dari krisis *subprime mortgage* (Amadeo, 2016).

Lampiran 5 menunjukkan bahwa rupiah mengalami depresiasi yang tinggi pada akhir 2008 hingga awal 2009. Depresiasi rupiah pada masa krisis global ini disebabkan oleh *supply* dolar AS yang relatif menurun karena menurunnya likuiditas global (Purna dkk, 2009). Rupiah mulai menguat pada Februari 2009 ketika Bank Indonesia terus menurunkan *BI rate* (Sadewa, 2013). Rupiah kembali melemah sejak pertengahan 2011 dengan pelemahan terkuat terjadi pada semester kedua 2013 yang disebabkan oleh defisit neraca transaksi berjalan dan kekhawatiran terhadap *tapering off* yaitu penarikan stimulus moneter dari The Fed (Anggraini, 2013).

Depresiasi di atas terus berlanjut hingga mencapai puncaknya di tahun 2015. Depresiasi di tahun 2015 disebabkan oleh faktor eksternal yaitu spekulasi kenaikan suku bunga di AS dan devaluasi mata uang China (Renminbi) (Artharini, 2015).

Berdasarkan uraian di atas, penurunan IHSG, penurunan indeks DJIA, dan depresiasi rupiah disebabkan oleh gejolak yang terjadi dalam perekonomian. Sementara itu, gejolak perekonomian tersebut menyebabkan investor mencari aset yang dapat mengurangi kerugiannya yaitu emas Indonesia sebagai aset yang relatif aman sehingga memacu peningkatan harga emas Indonesia.

Analisis Inferensia

Estimasi model rata-rata (Lampiran 6) menunjukkan bahwa *return* ekstrim negatif IHSG, *return* ekstrim negatif indeks DJIA dan *return* nilai tukar dolar AS berpengaruh negatif dan signifikan secara statistik

terhadap *return* emas Indonesia. *Return* ekstrim negatif indeks DJIA berpengaruh negatif dan signifikan terhadap *return* emas Indonesia pada periode berikutnya. *Return* emas Indonesia, *return* ekstrim negatif IHSG, *return* indeks DJIA dan *return* nilai tukar dolar AS terhadap rupiah berpengaruh negatif dan signifikan terhadap *return* emas Indonesia pada dua periode berikutnya.

Hasil di atas menunjukkan bahwa, dalam kondisi ekstrim, kenaikan *return* emas Indonesia dipengaruhi oleh peningkatan risiko pasar saham domestik. Peningkatan risiko pasar saham domestik akan mendorong para investor untuk mencari aset yang aman agar dapat melindungi kekayaan mereka. Salah satu dari aset tersebut adalah emas. Peningkatan permintaan emas akan mendorong harga emas sehingga *return* emas meningkat.

Hal yang sama juga terjadi pada pasar saham luar negeri. Kenaikan *return* emas Indonesia dipengaruhi oleh peningkatan risiko pasar saham luar negeri. *Return* ekstrim negatif indeks DJIA ternyata berpengaruh negatif terhadap *return* emas Indonesia. Ini menunjukkan bahwa peningkatan risiko pasar saham luar negeri dalam kondisi ekstrim akan mendorong permintaan investor terhadap emas sehingga harga dan *return* emas Indonesia akan meningkat.

Pada periode yang sama, *return* nilai tukar dolar AS terhadap rupiah berpengaruh negatif dan signifikan terhadap *return* emas. Ini berarti penurunan kenaikan harga rupiah akan meningkatkan *return* emas Indonesia.

Hal ini berarti bahwa pelemahan dolar akan meningkatkan *return* emas Indonesia karena depresiasi dolar menyebabkan investor beralih mencari emas dalam kondisi pasar normal sehingga harga emas dalam dolar AS meningkat.. Peningkatan harga emas dalam dolar tersebut menyebabkan harga emas Indonesia juga meningkat mengikuti harga di pasar internasional dan *return* emas Indonesia akan meningkat.

Variabel lag kedua *return* ekstrim negatif IHSG ternyata memengaruhi *return* emas Indonesia, yang mencerminkan bahwa

dalam kondisi ekstrim, pasar saham domestik merupakan pasar efisien bentuk lemah¹ terhadap emas Indonesia. Hasil ini sejalandengan hasil penelitian Fahmi (2015). Variabel lag pertama *return* ekstrim negatif indeks DJIA juga ternyata memengaruhi *return* emas Indonesia, yang menggambarkan bahwa dalam kondisi ekstrim, pasar saham luar negeri merupakan pasar efisien bentuk lemah terhadap emas Indonesia.

Selanjutnya, variabel lag kedua *return* indeks DJIA berpengaruh terhadap *return* emas Indonesia. Ini menunjukkan bahwa dalam kondisi normal pasar saham luar negeri juga merupakan pasar efisien bentuk lemah terhadap emas Indonesia. Di samping itu, variabel lag kedua *return* nilai tukar dolar AS terhadap rupiah juga memengaruhi *return* emas Indonesia, yang mencerminkan bahwa dalam kondisi normal, pasar dolar AS juga merupakan pasar efisien bentuk lemah terhadap emas Indonesia. Pasar emas Indonesia sendiri juga merupakan pasar efisien lemah yang ditunjukkan oleh pengaruh dari variabel lag kedua *return* emas.

Tidak berpengaruhnya *return* IHSG secara negatif dan signifikan disebabkan oleh pergerakan harga emas yang cenderung tidak berlawanan arah dengan IHSG dalam kondisi normal. Hal ini terlihat dari pergerakan harga emas Indonesia yang cenderung naik ketika IHSG cenderung mengalami tren meningkat (Februari 2009 – pertengahan Mei 2013) dan cenderung stabil ketika IHSG meningkat (2014 – Maret 2015). Hasil ini sejalan dengan Wibowo (2010), yang menyatakan bahwa peningkatan harga emas yang terjadi cenderung disebabkan oleh peningkatan harga emas internasional karena meningkatnya permintaan dan penurunan nilai tukar dolar terhadap sejumlah mata uang dunia.

¹ Pasar efisien bentuk lemah adalah pasar dengan harga yang mencerminkan semua informasi yang ada pada catatan harga waktu yang lalu tetapi tidak mencerminkan informasi yang dipublikasikan dan informasi yang hanya dimiliki oleh segelintir individu saja.

Return pasar saham luar negeri berpengaruh negatif terhadap *return* emas tetapi tidak secara signifikan. Secara umum indeks DJIA cenderung meningkat pascakrisis 2008 (Lampiran 4) sedangkan harga emas Indonesia berfluktuasi (Lampiran 2), yang mengindikasikan bahwa harga emas Indonesia tidak berkaitan dengan indeks DJIA.

Return ekstrim negatif nilai tukar berpengaruh negatif, walaupun tidak signifikan secara statistik, terhadap *return* emas Indonesia. Hasil ini menunjukkan bahwa dalam kondisi ekstrim, apresiasi rupiah tidak disertai dengan penurunan harga emas Indonesia secara signifikan. Keadaan ini berbeda dengan pandangan secara teori yaitu pergerakan harga emas Indonesia adalah berbeda arah dengan pergerakan rupiah.

Data yang ada menunjukkan bahwa pada periode Februari 2009 hingga pertengahan 2011 dan awal 2014 rupiah cenderung mengalami apresiasi secara perlahan (Lampiran 5) sementara harga emas Indonesia cenderung meningkat dan stabil (Lampiran 2). Penguatan rupiah ini disebabkan oleh prospek pertumbuhan ekonomi yang lebih baik sehingga sentimen investor menjadi positif (Sadewa, 2013). Pelemahan dolar AS sebagai implikasi dari penguatan rupiah menyebabkan pengguna dolar AS mengalihkan dananya atau menggunakan sebagian kekayaannya dengan membeli emas guna mengurangi kerugiannya bermain dengan dolar sehingga harga emas meningkat secara perlahan.

Persamaan *conditional variance* (Lampiran 6) menunjukkan bahwa keragaman residual dipengaruhi oleh residual satu periode yang lalu, residual dua periode yang lalu, residual tiga periode yang lalu, secara signifikan, dengan kata lain residual sekarang dan residual periode berikutnya memengaruhi keragaman residual tiga periode yang akan datang.

Hal ini menunjukkan bahwa keragaman kesalahan pada tiga periode yang akan datang dipengaruhi oleh kesalahan masa sekarang, kesalahan di satu dan dua periode berikutnya. Kesalahan

yang terjadi merupakan perbedaan dari *return* emas Indonesia yang terjadi dengan yang diharapkan yang menggambarkan risiko berinvestasi emas Indonesia.

Keadaan tersebut di atas menunjukkan bahwa risiko berinvestasi emas Indonesia yang dipengaruhi oleh informasi risiko pasar saham domestik dan luar negeri serta risiko nilai tukar dolar AS terhadap rupiah memengaruhi keragaman risiko berinvestasi emas Indonesia yang akan datang. Semakin meningkat risiko berinvestasi emas Indonesia maka semakin tinggi keragaman risiko berinvestasi emas Indonesia yang akan datang.

Klasifikasi Emas Indonesia sebagai Aset yang Bersifat *Hedging* dan *Safe Haven* pada Kondisi Pasar secara umum (normal) dan pada Kondisi *Bullish* dan *Bearish* Periode 2008-2015

Peran emas sebagai aset yang bersifat pelindung dalam keadaan normal dan ketika terjadi guncangan yang kuat atau tekanan secara spesifik dapat dilihat melalui koefisien pada Lampiran 7 berdasarkan kriteria yang digunakan oleh Baur dan McDermott (2009).

Emas Indonesia ternyata tidak berperan sebagai *hedge asset* dalam pasar saham domestik. Akan tetapi, emas Indonesia berperan sebagai *strong safe haven asset* dalam pasar saham domestik yang berarti emas Indonesia tidak dapat mengurangi kerugian investor yang berinvestasi di pasar saham domestik dalam kondisi normal tetapi merupakan aset yang sangat baik untuk diversifikasi portofolio saham domestik karena dapat mengurangi kerugian investor dalam kondisi pasar ekstrim. Hal ini sesuai hasil penelitian yang dilakukan oleh Elisa (2013) yang menyatakan bahwa emas tidak berperan sebagai *hedge asset* tetapi berperan sebagai *safe haven asset* di pasar saham domestik.

Di sisi lain, emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge* dan *strong safe haven asset* dalam pasar saham luar negeriyang berarti emas Indonesia dapat mengurangi kerugian investor yang berinvestasi di pasar saham luar negeri dalam kondisi normal dan merupakan aset yang sangat baik untuk

diversifikasi portofolio saham luar negeri karena dapat mengurangi kerugian investor dalam kondisi pasar ekstrim.

Emas Indonesia juga merupakan *strong hedge asset* dalam pasar dolar AS yang berarti emas Indonesia dapat mengurangi kerugian investor dalam berinvestasi menggunakan dolar AS pada kondisi normal. Hal ini berbeda dengan hasil penelitian Vesiania (2014) yang menyatakan bahwa emas Indonesia tidak bersifat *hedging* terhadap dolar tetapi sesuai dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Capie, Mills, dan Wood (2005) yang menyatakan bahwa emas telah berperan sebagai *hedge asset* selama tiga puluh tahun. Selain itu, emas Indonesia juga berperan sebagai *weak safe haven* dalam dolar AS yang berarti emas merupakan aset yang sangat baik untuk diversifikasi portofolio dolar AS karena dapat mengurangi kerugian investor dalam kondisi pasar ekstrim.

Dugaan sebelumnya mengenai emas yang tidak berperan sebagai *hedge asset* dalam pasar saham domestik tetapi berperan sebagai *hedge* dan *safe haven* dalam pasar dolar AS yang terlihat dari Lampiran 1 terbukti dalam penelitian ini.

Selain itu, emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* dalam pasar saham domestik, pasar saham luar negeri, dan pasar dolar AS pada satu periode berikutnya. Akan tetapi, emas Indonesia berperan sebagai *weak safe haven asset* dalam pasar saham domestik dan *strong safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri pada satu periode berikutnya. Namun demikian, emas Indonesia tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia juga berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham domestik dan *strong hedge asset* dalam pasar saham luar negeri serta dolar AS, dan *strong safe haven asset* dalam pasar saham domestik serta *weak safe haven asset* bagi pasar saham luar negeri namun tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada dua periode berikutnya.

Uraian di atas menunjukkan bahwa dalam kondisi normal, emas Indonesia berperan sebagai pelindung nilai yang lemah bagi investor yang bermain di pasar saham domestik, pelindung nilai yang kuat bagi investor yang bermain di pasar saham luar negeri dan bagi investor yang bermain dengan dolar dua periode berikutnya. Dalam keadaan ekstrim, emas Indonesia berperan sebagai pelindung nilai yang lemah bagi investor yang memegang saham di pasar domestik serta pelindung yang kuat bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri pada periode berikutnya dan pelindung yang kuat bagi investor yang memegang saham di pasar domestik serta lemah bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri pada dua periode berikutnya.

Bearish Januari 2008 – Februari 2009

Emas Indonesia ternyata tidak berperan sebagai *hedge asset* dalam pasar saham domestik tetapi berperan sebagai *weak safe haven* bagi pasar saham domestik (Lampiran 8). Hal ini berbeda dengan Baur dan Lucey (2009) yang menyatakan bahwa emas berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar saham pada periode *bearish*. Perbedaan hasil penelitian ini disebabkan oleh penurunan harga emas yang terjadi pada awal 2008 dan pada bulan Februari 2009 sementara IHSG juga menurun pada masa tersebut.

Emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* tetapi tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri dan pasar dolar AS. Emas Indonesia tidak berperan sebagai *safe haven* dalam pasar saham luar negeri dan pasar dolar AS karena uang tunai dalam rupiah dan deposito yang dianggap sebagai investasi paling aman pada masa tersebut (Gustia 2008).

Selain itu, emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* dalam pasar saham domestik tetapi berperan sebagai *strong safe haven asset* dalam pasar saham domestik pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dan *weak safe haven asset* dalam saham luar negeri tetapi tidak

berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* tetapi berperan sebagai *weak safe haven asset* dalam pasar saham domestik pada dua periode berikutnya. Emas Indonesia berperan sebagai *strong hedge asset* tetapi tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri pada dua periode berikutnya. Emas Indonesia berperan tidak sebagai *hedge asset* tetapi berperan sebagai *weak safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri pada dua periode berikutnya.

Uraian di atas menunjukkan bahwa dalam keadaan normal, emas Indonesia berperan sebagai pelindung nilai yang lemah bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri dan yang memegang dolar AS pada periode yang sama. Emas Indonesia juga berperan sebagai pelindung nilai yang lemah bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri pada satu periode berikutnya serta merupakan pelindung nilai yang kuat pada dua periode berikutnya bagi investor pemilik saham di pasar luar negeri. Dalam keadaan ekstrim atau terjadi guncangan yang kuat, emas Indonesia berperan sebagai aset yang relatif aman bagi investor yang memegang saham di pasar domestik pada periode yang sama. Emas Indonesia berperan sebagai aset yang sangat aman bagi investor yang memegang saham di pasar domestik dan merupakan aset yang relatif aman bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri pada satu periode berikutnya. Selain itu, emas Indonesia berperan sebagai aset yang relatif aman bagi investor pemegang saham di pasar domestik dan dolar AS pada dua periode berikutnya.

***Bullish* Maret 2009 – Februari 2015**

Emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* tetapi berperan sebagai *strong safe haven asset* dalam pasar saham domestik (Lampiran 8). Emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* tetapi tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri. Emas Indonesia berperan sebagai *strong hedge*

asset dan *weak safe haven asset* dalam pasar dolar AS.

Hal ini berbeda dengan Baur dan Lucey (2009) yang menyatakan bahwa emas cenderung tidak berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* pada periode *bullish*. Perbedaan hasil penelitian ini salah satunya disebabkan oleh perbedaan golongan negara yang dianalisis yang mana negara yang diteliti oleh Baur dan Lucey merupakan negara-negara maju. Indonesia merupakan negara berkembang yang masih sangat tergantung pada negara lain sehingga mudah terpengaruh oleh perubahan-perubahan global. Oleh sebab itu, emas Indonesia masih berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* meski dalam kondisi pasar *bullish*.

Selain itu, emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dan *weak safe haven asset* dalam pasar saham domestik pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge asset* tetapi berperan sebagai *weak safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri pada satu periode berikutnya. Namun demikian, emas Indonesia tidak berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia juga berperan sebagai *weak hedge asset* dan *weak safe haven asset* dalam bagi pasar saham domestik maupun luar negeri pada dua periode berikutnya. Emas Indonesia pun berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar dolar AS meski tidak berperan sebagai *safe haven asset* pada dua periode berikutnya.

Uraian di atas menunjukkan bahwa dalam keadaan normal, emas Indonesia berperan sebagai pelindung nilai yang kuat bagi investor yang memegang dolar AS dan lemah bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri dalam periode yang sama, pelindung nilai yang lemah pada satu periode berikutnya bagi investor yang bermain di pasar saham domestik, dan merupakan pelindung nilai yang lemah pada dua periode berikutnya baik bagi investor pemilik saham domestik maupun luar negeri dan investor pemegang dolar AS. Dalam keadaan ekstrim atau terjadi

guncangan yang kuat, emas Indonesia berperan sebagai aset yang sangat aman bagi investor yang memegang saham domestik dan relatif aman bagi investor yang memegang dolar pada periode yang sama. Selain itu, emas Indonesia juga berperan sebagai aset yang relatif aman bagi investor yang memegang saham baik di pasar domestik maupun luar negeri pada satu periode berikutnya dan dua periode berikutnya.

Bearish Maret – Desember 2015

Emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* tetapi tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar saham domestik (Lampiran 8). Emas Indonesia juga berperan sebagai *weak hedge asset* dan *strong safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri. Emas Indonesia berperan sebagai *strong hedge asset* dalam pasar dolar AS. Hal ini berbeda dengan Baur dan Lucey (2009) yang menyatakan bahwa emas berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar saham pada periode *bearish*. Perbedaan hasil penelitian ini yaitu emas Indonesia tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar saham domestik disebabkan oleh penurunan harga emas yang terjadi pada Agustus dan November 2015 sementara dolar juga mengalami depresiasi pada masa tersebut.

Selain itu, emas Indonesia berperan sebagai *strong hedge asset* dan *weak safe haven asset* dalam pasar saham domestik, *weak hedge asset* dan *weak hedge asset* dalam pasar saham luar negeri tetapi tidak berperan sebagai *hedge* dan *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada satu periode berikutnya. Emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dan *weak safe haven asset* dalam pasar saham domestik tetapi tidak berperan sebagai *hedge* dan *safe haven* dalam pasar saham luar negeri pada dua periode berikutnya. Emas Indonesia juga berperan sebagai *weak hedge asset* tetapi tidak berperan sebagai *safe haven asset* dalam pasar dolar AS pada dua periode berikutnya.

Uraian di atas menunjukkan bahwa dalam keadaan normal, emas Indonesia berperan sebagai pelindung nilai yang

lemah bagi investor yang memegang saham di pasar baik domestik maupun luar negeri pada periode yang sama, pelindung nilai yang kuat bagi investor yang memegang dolar AS pada periode yang sama, pelindung nilai yang kuat bagi investor yang bermain di pasar saham domestik dan lemah bagi investor yang bermain di pasar saham luar negeri pada satu periode berikutnya, serta merupakan pelindung nilai yang lemah pada dua periode berikutnya bagi investor pemilik saham di pasar domestik dan dolar. Dalam keadaan ekstrim atau terjadi guncangan yang kuat, emas Indonesia berperan sebagai aset yang aman, secara kuat bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri dan lemah bagi pemegang dolar pada periode yang sama, lemah bagi investor yang memegang saham baik di pasar domestik maupun luar negeri pada satu periode berikutnya, dan lemah bagi investor pemegang saham di pasar domestik pada dua periode berikutnya.

Dari Lampiran 8, terlihat bahwa pada kondisi pasar *bearish* Maret-Desember 2015 emas Indonesia lebih berperan sebagai aset yang bersifat *hedging* dan *safe haven* dibandingkan pada kondisi pasar *bullish* Maret 2009 – Februari 2015. Hal ini sesuai dengan hasil penelitian Baur dan Lucey (2009) yang menyatakan bahwa emas lebih bersifat *hedging* dan *safe haven* pada kondisi pasar *bearish* karena investor lebih membutuhkan aset yang dapat melindungi kekayaannya atau setidaknya dapat meminimalkan kerugiannya pada saat tren harga saham turun yang mana salah satu dari aset tersebut adalah emas.

Sementara itu, emas Indonesia lebih berperan sebagai aset yang bersifat *hedging* dan *safe haven* pada kondisi pasar *bullish* Maret 2009 – Februari 2015 dibandingkan pada kondisi pasar *bearish* Januari 2008 – Februari 2009. Hal ini disebabkan pada kondisi pasar *bearish* Januari 2008 – Februari 2009 uang tunai dalam rupiah dan deposito yang dianggap sebagai investasi paling aman pada masa tersebut (Gustia, 2008).

Klasifikasi emas Indonesia sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* pada kondisi secara umum serta

kondisi pasar *bullish* dan *bearish* periode 2008-2015 secara ringkas terlampir pada Lampiran 9.

KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan, dapat ditarik kesimpulan bahwa secara umum emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham internasional, *strong hedge asset* dalam pasar dolar AS, *strong safe haven asset* baik dalam pasar saham domestik maupun internasional dan *weak safe haven* dalam pasar dolar AS. Pada periode pasar *bearish* Januari 2008 – Februari 2009, emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham luar negeri dan pasar dolar AS, serta *weak safe haven asset* hanya dalam pasar saham domestik. Pada periode pasar *bullish* Maret 2009 – Februari 2015, emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham luar negeri dan *strong hedge* dalam pasar dolar AS serta *strong safe haven asset* dalam pasar saham domestik dan *weak safe haven* dalam pasar dolar AS. Pada periode pasar *bearish* Maret – Desember 2015, emas Indonesia berperan sebagai *weak hedge asset* dalam pasar saham domestik, luar negeri, dan dolar AS, serta *strong safe haven asset* dalam pasar saham luar negeri dan lemah dalam pasar dolar AS.

Berdasarkan kesimpulan, ada beberapa saran yang diberikan. Sebaiknya, investor yang memegang saham di pasar domestik memiliki emas Indonesia ketika harga saham mengalami kenaikan (periode *bullish*). Hal ini karena pada periode *bullish*, emas merupakan aset yang sangat aman dan dapat mengurangi kerugian investor atau setidaknya dapat meminimalkan risiko dari berinvestasi terutama ketika terjadi ketidakpastian pasar atau tekanan ekonomi. Bagi investor yang memegang saham di pasar luar negeri, sebaiknya memiliki emas ketika harga saham domestik mengalami penurunan (periode *bearish*). Hal ini disebabkan pada periode *bearish*, emas Indonesia merupakan aset yang sangat aman dan dapat mengurangi kerugian investor atau setidaknya dapat meminimalkan risiko dari

berinvestasi terutama ketika terjadi ketidakpastian pasar atau tekanan ekonomi. Bagi investor yang memegang dolar AS, sebaiknya memiliki emas Indonesia ketika harga saham domestik mengalami kenaikan (periode *bullish*) karena emas Indonesia merupakan pelindung nilai yang kuat pada kondisi normal dan merupakan aset yang sangat aman dan dapat mengurangi kerugian investor atau setidaknya dapat meminimalkan risiko dari berinvestasi terutama ketika terjadi ketidakpastian pasar atau tekanan ekonomi. Selain itu, pemerintah melalui PT Antam, Tbk. dapat meningkatkan sosialisasi kepada investor secara lebih luas ke seluruh provinsi di Indonesia mengenai keunggulan investasi emas sehingga investor dapat lebih mengerti dan yakin tentang manfaat dari diversifikasi investasi dengan menggunakan emas. Dengan hal ini, investor dari wilayah mana pun dapat mengurangi kecemasannya terhadap fluktuasi pasar di Indonesia dan permintaan emas akan tetap meningkat serta iklim investasi Indonesia menjadi tetap kondusif.

Saran bagi penelitian selanjutnya adalah dapat dilakukan analisis lebih lanjut terhadap aset lainnya untuk mengetahui aset yang bersifat *strong hedge* dan atau *strong safe haven* ketika emas Indonesia bersifat *weak hedge* dan atau *weak safe haven*. Penelitian yang dengan analisis *hedging* dan *safe haven* terhadap bentuk investasi emas lainnya seperti dinar juga dapat dilakukan. Selain itu, dapat memperlebar periode penelitian sehingga periode *bearish* menjadi lebih panjang untuk dianalisis dan dapat dianalisis peran emas sebagai *strong* atau *weak hedge* dan *safe haven asset* pada masa prakrisis, masa krisis, dan masa pascakrisis.

REFERENSI

Amadeo, Kimberly. 2016. *Stock Market Crash of 2008. USEconomy*. Diakses pada 18 Juli 2016 melalui <http://useconomy.about.com/od/Financial-Crisis/a/Stock-Market-Crash-2008.htm>

- Andersen, Torben G. dkk. (2009). *Handbook of Financial Time Series*. New York: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Anggraini, Yenny. (30 November 2013). Faktor Penyebab Melemahnya Rupiah. *Kompasiana*. Diakses pada 18 Juli 2016 dalam <http://www.kompasiana.com/writerpreuneur.blogspot.com/faktor-penyebab-melemahnya-rupiah-55206caea33311764646cf86>
- Bank Indonesia. (Berbagai Edisi). *Neraca Pembayaran Indonesia*. Jakarta: Bank Indonesia.
- Baur, Dirk G. dan Brian M. Lucey. (2009). Is Gold a Hedge or a Safe Haven? An Analysis of Stocks, Bonds and Gold. *Financial Review*, February 1, 2009. Diakses pada 10 Maret 2016 melalui http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=952289&download=yes
- Baur, Dirk G. dan Thomas K. McDermott. (2009). Is Gold a Safe Haven? International Evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886-1898.
- Brealey, Richard A. et al.. (2001). *Fundamentals of Corporate Finance, Third Edition, Alternate Edition*. New York: McGraw-Hill Education.
- Capie, Forrest dkk.. (2005). Gold as A Hedge Against The Dollar. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 343-352.
- Elisa, Dewi Martha. (2013). *Analisis Logam Mulia sebagai Hedging dan Safe Haven di Pasar Saham*. [Skripsi]. Depok: Universitas Indonesia.
- Fahmi, Irham. (2015). *Pengantar Teori Portofolio dan Analisis Investasi*. Bandung: Alfabeta.
- Fithriana F.S., Gina. (2013). *Analisis Emas sebagai Hedge dan Safe Haven Asset: Kasus Negara Indonesia, Malaysia, Filipina, Singapura, dan Thailand Periode 1996-2012*. [Skripsi]. Depok: Universitas Indonesia.
- Gustia, Irna. (30 Desember 2008). IHSG 2008 Antiklimaks. *Detik*. Diakses pada 15 Juli 2016 melalui <http://finance.detik.com/read/2008/12/30/171707/1061020/6/ihsg-2008-antiklimaks>
- Investopedia. *Bear Market*. Diakses pada 29 April 2016 melalui <http://www.investopedia.com/terms/b/bearmarket.asp>
- *Bull Market*. Diakses pada 29 April 2016 melalui <http://www.investopedia.com/terms/b/bullmarket.asp>
- Jorion, Phillippe. (2007). *Value at Risk, The New Benchmark for Managing Financial Risk, Third Edition*. New York: McGraw-Hill.
- O'Byrne, Mark dan Michael O'Brien. (2013). *The Essential Family Office to Investing in Gold*. Dublin: Gold Core.
- Pring, Martin J.. (2014). *Technical Analysis Explained: The Successful Investor's Guide to Spotting Investment Trends and Turning Point, Fifth Edition*. New York: McGraw-Hill Education.
- Sadewa, Purbaya Yudhi. (22 Juli 2013). Solusi untuk Menjaga Rupiah. *Bisnis*. Diakses pada 19 Juli 2016 melalui <http://koran.bisnis.com/read/20130722/251/152239/analisis-purbaya-yudhi-sadewa-bunga-tinggi-bukan-solusi-untuk-menjaga-rupiah>
- Situmorang, Asido. (28 September 2015). IHSG 28 September Dibuka Melemah, Terpengaruh Kekhawatiran Ekonomi Global. *Vibiznews*. Diakses pada 15 Juli 2016 melalui <http://vibiznews.com/2015/09/28/ihsg-28-september-dibuka-melemah-terpengaruh-kekuatiran-ekonomi-global/>
- Tandelilin, Eduardus. (2010). *Portofolio dan Investasi: Teori dan Aplikasi, Edisi Pertama*. Yogyakarta: Kanisius.
- [Unit Bisnis Pengolahan dan Pemurnian Logam Mulia PT ANTAM \(Persero\) Tbk. *Minted Bars*](http://www.logammulia.com/minted-bars-id). Diakses pada 28 Januari 2016 melalui <http://www.logammulia.com/minted-bars-id>
- Vesiania, Juli, dkk.. (2014). Karakteristik Emas sebagai *Safe Haven* dan *Hedge*

Asset terhadap Saham dan Dolar di Indonesia. *Finesta*, 2(1), 67-70.

Wibowo, Arinto Tri. (30 September 2010). Harga Melejit, Antam Buru Tambang Emas Baru. *VIVA*. Diakses pada 19 Juli 2016 melalui <http://bisnis.news.viva.co.id/news/read/180396-emas-melambung-untungkah-perusahaan-tambang>

World Gold Council. (2014). *Investment Commentary: 2013 Review and 2014 Outlook*. London: World Gold Council.

FAKTOR-FAKTOR YANG MEMENGARUHI KOMPLIKASI PERSALINAN WANITA USIA SUBUR DI INDONESIA MENGUNAKAN DATA SDKI 2012 (APLIKASI ANALISIS REGRESI LOGISTIK BINER MULTILEVEL)

Fakhri Aliyudin¹ dan Budyandra²

¹Staf Badan Pusat Statistik

²Dosen Sekolah Tinggi Ilmu Statistik

Masuk tanggal : 30 November 2016, diterima untuk diterbitkan tanggal : 20 Juni 2017

Abstract

Maternal Mortality Rate (MMR) is still a crucial problem in Indonesia considering the incidence rate is still high enough that is about 359 per 100,000 births. The biggest cause of MMR in Indonesia is due to the high incidence of birth complications. This papers aims to determine the factors that affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia by using regression of logistic biner multilevel analysis. The data used are sourced from Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012). Based on the results of data processing, it is known that variables of parity, pregnancy complications, history of previous complications and ratio of health centers per 100,000 population are significantly affect the incidence of birth complications in women of childbearing age in Indonesia.

Keywords: *the incidence of birth complications , Indonesia Demographic and Health Survey 2012 (SDKI-2012) and Regression of Logistic Biner Multilevel Analysis*

PENDAHULUAN

Kesehatan ibu merupakan salah satu isu yang menjadi perhatian di seluruh dunia, mengingat kesehatan ibu merupakan tolak ukur dalam melihat pencapaian dalam pembangunan kesehatan di suatu Negara. Semakin baik kualitas kesehatan ibu di suatu Negara, maka semakin baik pula kualitas pembangunan kesehatan di Negara tersebut. Untuk menentukan derajat kesehatan ibu atau perempuan secara umum maka diperlukan suatu indikator yang tepat dan salah satunya adalah Angka Kematian Ibu (AKI). *World Health Organization* (WHO) mendefinisikan kematian ibu sebagai kematian perempuan pada saat hamil atau kematian dalam kurun waktu 42 hari sejak terminasi kehamilan tanpa memandang lamanya kehamilan atau tempat persalinan, yakni kematian yang disebabkan karena kehamilannya atau pengelolaannya, tetapi bukan karena sebab-sebab lain seperti kecelakaan atau penyebab insidental (*World Health Organization*, 1996).

Berdasarkan hasil publikasi profil kesehatan Indonesia tahun 2012 oleh Kementerian Kesehatan (Kementerian Kesehatan RI, 2013), AKI di Indonesia memang cenderung menurun dari tahun 2002 sebesar 307 kematian per 100.000 kelahiran hidup menjadi 228 kematian ibu pada tahun 2007. Namun AKI tersebut justru naik di tahun 2012 menjadi 359 kematian ibu per 100.000 kelahiran hidup (Kementerian Kesehatan RI, 2013). Selain itu jika dibandingkan dengan negara-negara lainnya sekawasan, khususnya *the Association of Southeast Asian Nations* (ASEAN), AKI Indonesia pada tahun 2010 masih berada di urutan keempat terbesar bersama Kamboja, Timur Leste dan Laos (*World Health Organization*, 2010). Negara tetangga seperti Thailand, Malaysia, Brunei Darussalam dan Singapura memiliki AKI yang jauh dibawah Indonesia, yaitu berturut turut hanya sebesar 48, 29, 24 dan 9 kematian ibu per 100.000 kelahiran hidup. Bahkan Indonesia masih kalah dengan Vietnam dan Filipina yang masing-masing hanya memiliki angka kematian ibu

sebesar 59 dan 99 per 100.000 kelahiran hidup.

Sebagian besar kematian ibu sebenarnya dapat dicegah, menurut *World Health Organization* (2005) pencegahan kematian ibu dapat dilakukan dengan perawatan kesehatan sebelum, saat dan setelah kehamilan. Kementerian Kesehatan Republik Indonesia (Kemenkes RI) memberlakukan tiga jenis area intervensi yang dilakukan untuk menurunkan angka kematian dan kesakitan ibu dan neonatal yaitu melalui : 1) peningkatan pelayanan antenatal yang mampu mendeteksi dan menangani kasus risiko tinggi secara memadai; 2) pertolongan persalinan yang bersih dan aman oleh tenaga kesehatan terampil, pelayanan pasca persalinan dan kelahiran; serta 3) pelayanan emergensi obstetrik dan neonatal dasar (PONED) dan komprehensif (PONEK) yang dapat dijangkau. Salah satu capaiannya dapat diketahui melalui indikator penanganan komplikasi maternal. Indikator ini mengukur kemampuan negara dalam menyelenggarakan pelayanan kesehatan secara profesional kepada ibu (hamil, bersalin, nifas) dengan komplikasi.

Resiko kematian ibu maternal dapat terjadi sejak awal kehamilan hingga pasca persalinan/nifas dengan risiko paling tinggi terjadi pada periode persalinan (Departemen Kesehatan, 2001). Kematian ibu yang tinggi mengindikasikan kejadian komplikasi kelahiran yang tinggi pula. Berdasarkan Laporan Rutin Program Kesehatan Ibu Dinas Kesehatan Provinsi Tahun 2012, penyebab kematian ibu di Indonesia masih didominasi oleh komplikasi persalinan berupa pendarahan (32%) dan hipertensi dalam kehamilan (25%), diikuti oleh infeksi (5%), partus lama (5%), dan abortus (1%). Selain penyebab obstetrik, kematian ibu juga disebabkan oleh penyebab lain-lain (non obstetrik) sebesar 32% (Kementerian Kesehatan RI, 2013).

Mengingat bahwa komplikasi pada saat persalinan merupakan penyebab terbesar resiko kematian ibu, maka penelitian ini bertujuan untuk mengetahui faktor-faktor yang memengaruhi kejadian

komplikasi persalinan pada wanita usia subur (WUS).

Komplikasi persalinan dapat dipengaruhi oleh beberapa faktor. Dalam penelitian Armagustini (2010), komplikasi persalinan dipengaruhi oleh beberapa faktor individu seperti status reproduksi, akses dan pemanfaatan pelayanan kesehatan. Keragaman wilayah, karakteristik demografi dan sumber daya antar wilayah dapat memengaruhi keefektifan suatu program pemerintah seperti penurunan kematian ibu ataupun penyebab langsungnya yaitu komplikasi persalinan (Aeni N, 2013).

Adanya perbedaan kejadian komplikasi antar provinsi perlu dikaitkan dengan faktor kontekstual tiap-tiap provinsi karena tiap provinsi memiliki keragaman karakteristik dari berbagai aspek yang memengaruhi kejadian komplikasi, kondisi yang seperti ini yang disebut kondisi data berhierarki. Artinya, unit-unit pada data berstruktur hierarki yang diobservasi pada kelompok yang sama umumnya memiliki karakteristik yang hampir sama dibandingkan dengan unit-unit lain yang diobservasi pada kelompok yang berbeda. Sehingga korelasi antar unit-unit dalam kelompok yang sama akan kuat, atau dengan kata lain dapat dikatakan bahwa data berstruktur hierarki tidak sepenuhnya independen. Pada keadaan data yang dianalisis ternyata memiliki bentuk hierarki, maka penggunaan metode regresi logistik biner menjadi tidak tepat untuk digunakan (Hox, 2010). Goldstein (1995) memperkenalkan model regresi multilevel yang bertujuan untuk mengatasi masalah pada data yang berstruktur hierarki.

Berdasarkan paparan masalah diatas, maka makalah ini bertujuan untuk mengetahui faktor-faktor yang memengaruhi komplikasi persalinan pada wanita usia subur di Indonesia dilihat dari kontekstual maupun individualnya menggunakan analisis regresi logistik biner multilevel.

KAJIAN PUSTAKA

Analisis Regresi Logistik

Menurut Gujarati (2002) analisis regresi dapat menggunakan beberapa model, antara lain yaitu analisis regresi linier dan analisis regresi nonlinear. Karena analisis regresi linier hanya dapat digunakan apabila variabel respons berjenis kuantitatif, maka timbul permasalahan dalam analisis apabila variabel respons yang dimiliki berskala kualitatif atau kategorik. Kondisi ini dapat diatasi dengan penggunaan analisis regresi logistik. Regresi logistik merupakan model regresi yang digunakan apabila variabel respons bersifat dikotomi (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Perbedaan antara analisis regresi linear dan analisis regresi logistik terletak pada distribusi yang digunakan. Pada analisis regresi linear, *error* diasumsikan berdistribusi normal. Sementara itu, pada analisis regresi logistik variabel respons Y mengikuti sebaran Bernouli (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

Dalam buku yang ditulis Goldstein (2010) Banyak jenis data yang didapat dari penelitian sosial atau biologi memiliki struktur data hirarki, bersarang atau berkerumun. Sebagai contoh seorang individu berinteraksi dengan konteks sosial dimana mereka berada, individu tersebut dipengaruhi oleh kelompok sosial atau konteks dimana mereka berada, dan sebaliknya kelompok sosial tersebut juga dipengaruhi oleh individu-individu yang membuat kelompok tersebut. Individual dan kelompok sosial dikonsepsikan sebagai sistem hirarki dengan individual dan kelompok didefinisikan pada level yang berbeda (Hox, 2010).

Model multilevel mulai diperkenalkan oleh Goldstein (1995) yang disebutkan dapat mengatasi semua masalah yang muncul dari data yang diperoleh dari survei yang dilakukan dengan menggunakan penarikan contoh acak bertahap atau data dengan struktur data hierarki. Dalam model multilevel, tingkatan dalam struktur hierarki didefinisikan sebagai level.

Regresi Logistik Biner Multilevel

Analisis regresi logistik biner multilevel digunakan karena variabel

respons dibagi menjadi dua kategori yaitu mengalami komplikasi persalinan dan tidak mengalami komplikasi persalinan dengan variabel penjelasnya berstruktur hierarki. Interpretasi parameter pada analisis regresi logistik biner multilevel tidak berbeda dengan analisis regresi logistik biner satu level. Namun, dalam analisis regresi logistik biner multilevel dilakukan estimasi terhadap komponen varian. Varian antarkelompok menunjukkan adanya efek dari unit-unit pada level 2 terhadap unit level 1. Efek ini disebut sebagai efek acak (random effect).

Penelitian multilevel membagi modelnya menjadi dua yaitu *null model* dan *conditional model*. *Null model* merupakan kondisi dimana variabel penjelas belum dimasukkan ke dalam model, baik variabel penjelas pada level 1 maupun pada level 2. Sementara itu, *conditional model* merupakan kondisi dimana variabel penjelas, baik variabel penjelas pada level 1 maupun pada level 2, sudah dimasukkan ke dalam model. Sehingga pada kondisi inilah model dapat juga disebut dengan model regresi logistik biner multilevel.

Hox (2010) menyebutkan bahwa model regresi multilevel dapat digolongkan menjadi dua bentuk dasar, yaitu:

1. Model multilevel dengan *random intercept*

Model ini merupakan model dimana *intercept* dimodelkan sebagai *random effect* dari variabel pada level 2 dengan asumsi bahwa setiap kelompok memiliki *intercept* yang berbeda-beda (tidak *fixed* seperti regresi biasa), namun memiliki kemiringan atau *slope* yang sama sehingga pengaruh setiap variabel penjelas terhadap variabel respons sama untuk tiap-tiap kelompok.

2. Model multilevel dengan *random slope*

Model ini merupakan model dimana koefisien variabel-variabel penjelas pada level yang lebih rendah dimodelkan sebagai *random effect* dari variabel pada level 2 dengan asumsi bahwa tiap kelompok memiliki kemiringan atau *slope* yang berbeda-beda (tidak *fixed* seperti regresi biasa) sehingga memungkinkan pengaruh variabel

penjelas terhadap variabel respons berbeda-beda untuk tiap kelompok.

Pada makalah ini, model yang digunakan adalah model multilevel dengan *random intercept* karena mengasumsikan pengaruh setiap variabel penjelas terhadap variabel respons adalah sama untuk setiap kelompok.

Definisi Persalinan

Menurut Departemen Kesehatan (1997), persalinan adalah serangkaian kejadian pada ibu hamil yang berakhir dengan pengeluaran bayi cukup bulan atau hampir cukup bulan, disusul dengan pengeluaran plasenta atau selaput janin dari tubuh ibu. Persalinan adalah proses pengeluaran hasil konsepsi (janin dan urine) yang telah cukup bulan atau dapat hidup di luar kandungan melalui jalan lahir atau jalan lain, dengan bantuan atau tanpa bantuan (kekuatan sendiri) (Manuaba, 1998).

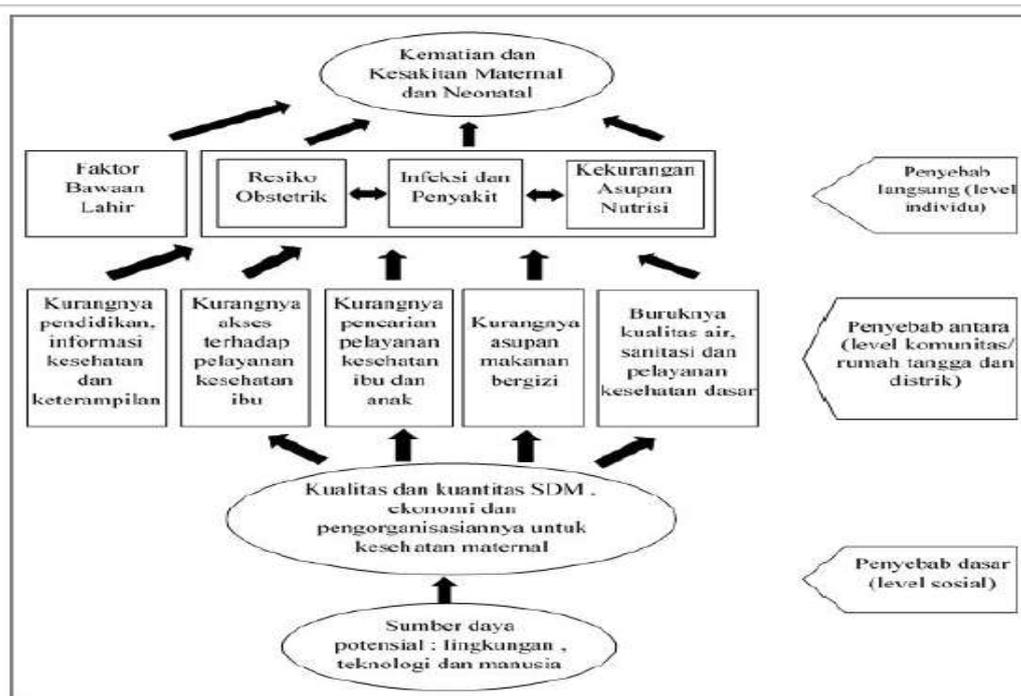
Komplikasi Persalinan

Menurut Departemen Kesehatan (1997) komplikasi persalinan adalah keadaan yang mengancam jiwa ibu ataupun janin karena gangguan sebagai akibat langsung dari kehamilan atau persalinan misalnya perdarahan, infeksi, preeklamsi/eklamsi, partus lama/macet, abortus, rupture uteri yang membutuhkan manajemen tanpa ada perencanaan sebelumnya (Armagustini, 2010).

Komplikasi Persalinan dalam Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia (SDKI) 2012

Komplikasi persalinan dalam SDKI tahun 2012 ditunjukkan dengan beberapa indikator yang ditanyakan kepada responden (wanita usia subur), yaitu apakah pada saat responden responden mengalami salah satu atau bersama-sama gejala:

1. Mulas yang kuat dan teratur.
2. Pendarahan lebih banyak.
3. Suhu badan tinggi dan atau mengeluarkan lendir yang berbau.
4. Kejang dan pingsan
5. Ketuban pecah dini



Gambar 1. Kerangka Kerja UNICEF Tentang Penyebab Morbiditas dan Mortalitas Maternal dan Neonatal

Dalam kerangka konsep UNICEF (2009), penyebab kematian (mortalitas) dan kesakitan (morbiditas) pada ibu (maternal) dan bayi (neonatal) disebabkan oleh beberapa factor yang saling berhubungan. Faktor penyebab ini dibedakan menjadi tiga level yaitu penyebab langsung (*direct*) pada level individu, penyebab antara (*intermediate*) pada level rumah tangga, komunitas atau distrik, dan penyebab dasar pada level sosial. Berdasarkan kerangka konsep UNICEF ini maka faktor-faktor yang memengaruhi terjadinya komplikasi persalinan adalah sebagai berikut:

Faktor Individual

Faktor individual merupakan karakteristik atau perilaku individu yang berpengaruh terhadap terjadinya komplikasi persalinan pada wanita usia subur (WUS). Faktor individual yang digunakan dalam penelitian ini menggunakan variabel pendidikan ibu, paritas, komplikasi kehamilan, riwayat komplikasi persalinan

sebelumnya dan masalah dalam mendapatkan pelayanan kesehatan.

Pendidikan Ibu

Tingkat pendidikan formal umumnya mencerminkan kemampuan seseorang untuk memahami berbagai aspek pengetahuan. Huda et al (2012) dalam penelitiannya di Bangladesh menyimpulkan bahwa proporsi wanita dengan kejadian komplikasi sangat berhubungan dengan tingkat pendidikan. Dalam penelitiannya wanita dengan pendidikan paling tidak sepuluh tahun lebih jarang terkena komplikasi pada persalinan dengan operasi caesar. Semakin tinggi tingkat pendidikan seseorang, maka akses terhadap media massa (koran, internet, media massa) juga semakin tinggi yang berarti peluang ibu dalam mengakses informasi pencegahan komplikasi seperti pemeriksaan ke pusat kesehatan masyarakat juga semakin tinggi.

Paritas

Paritas adalah banyaknya kelahiran hidup yang dipunyai oleh seorang wanita. Wanita dengan paritas yang tinggi cenderung mengabaikan perawatan obstetrik atau kehamilan. Paritas yang tinggi juga dikaitkan dengan kemungkinan peningkatan presentasi janin abnormal dan perdarahan obstetrik (James, 2010). Wanita yang melahirkan sama dengan atau lebih dari lima kali disebut grand multipara. Penelitian di Kroasia menunjukkan grand multipara lebih cenderung terjadi pada wanita yang lebih tua, kurang pendidikan, kurang mendapatkan layanan antenatal. Wanita grand multipara juga cenderung lebih mengalami komplikasi persalinan seperti persalinan lama (*prolonged labor*) dibandingkan dengan wanita dengan kelahiran tiga sampai empat kali (Severinski et al, 2009).

Komplikasi Kehamilan

Komplikasi kehamilan adalah kegawat daruratan obstetrik yang dapat menyebabkan kematian pada ibu dan bayi (Prawirohardjo, 1999). Kehamilan resiko tinggi adalah suatu kehamilan yang disertai adanya kondisi yang meningkatkan resiko terjadinya kelainan atau ancaman bahaya pada janin. Komplikasi kehamilan berhubungan erat dengan kejadian komplikasi persalinan (Armagustini, 2010). Ibu hamil dengan komplikasi dianggap akan menimbulkan ancaman keselamatan baik untuk ibu maupun janinnya termasuk pada saat persalinan nanti (Muslihatun, 2009)

Riwayat Komplikasi Persalinan Sebelumnya

Ibu yang pernah mengalami komplikasi pada waktu kehamilan, persalinan dan nifas sebelumnya akan menghadapi risiko tinggi pada kehamilan dan persalinan berikutnya. Dalam penelitiannya di Indonesia, Djaja dan Suwandono (2000) berkesimpulan bahwa ibu yang mengalami komplikasi dan keguguran pada kehamilan terdahulu berisiko 14 kali mengalami komplikasi dan keguguran pada kehamilan berikutnya dibandingkan ibu yang belum pernah

mengalami komplikasi pada kehamilan dahulu.

Masalah dalam Mendapatkan Layanan Kesehatan

Seorang ibu sangat penting untuk mendapatkan layanan kesehatan sebelum, selama dan sesudah kehamilan. Kematian bayi yang sebagian besar disebabkan oleh komplikasi seperti hemoragi (perdarahan) sebenarnya dapat dicegah dengan diagnosis dan manajemen yang tepat, salah satunya seperti pemeriksaan antenatal yang cukup (Khan et al, 2006). Pencegahan malaria, anemia dan kekurangan gizi sangat perlu dilakukan karena hal tersebut sangat berhubungan dengan komplikasi maternal dan kematian ibu yang mana tingkat prevalensi (angka kejadian) kondisi tersebut cukup tinggi (The Partnership for Maternal, Newborn and Child Health, 2006). Dalam penelitian lain, Armagustini (2010) juga menemukan bahwa masalah dalam mendapatkan layanan kesehatan dapat meningkatkan resiko untuk mengalami komplikasi pada saat persalinan dibandingkan dengan ibu yang tidak mengalami masalah dalam mendapatkan layanan kesehatan.

Faktor Kontekstual

Selain faktor individual, kejadian komplikasi persalinan juga dapat dipengaruhi oleh konteks masyarakat atau komunitas dimana individu tersebut menetap. Faktor kontekstual yang digunakan dalam penelitian ini meliputi Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) Perkapita tiap provinsi dan rasio puskesmas per 100.000 penduduk di tiap provinsi. Penggunaan PDRB perkapita sebagai faktor kontekstual karena variabel ini bisa menggambarkan kuantitas dan kondisi perekonomian masyarakat di suatu daerah, sedangkan rasio puskesmas per 100.000 penduduk dianggap bisa mewakili kondisi masyarakat dalam kemudahan mengakses fasilitas kesehatan disuatu wilayah.

Produk Domestik Regional Bruto Per Kapita

Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) merupakan salah satu indikator penting untuk mengetahui kondisi ekonomi di suatu daerah dalam suatu periode tertentu, baik atas dasar harga berlaku maupun atas dasar harga konstan. PDRB perkapita merupakan pembagian nilai PDRB di suatu wilayah dengan jumlah penduduk pertengahan tahun di wilayah tersebut. PDRB perkapita bisa merefleksikan pendapatan secara rata-rata setiap penduduk di suatu wilayah sehingga bisa juga dianggap sebagai indikator kuantitas ekonomi penduduk di suatu wilayah. Dalam kerangka kerja UNICEF (2009), kualitas dan kuantitas ekonomi suatu wilayah dan alokasinya untuk kesehatan maternal merupakan faktor dasar yang dapat memengaruhi kematian dan kesakitan ibu.

Pelayanan Puskesmas (Rasio Puskesmas per 100.000 Penduduk)

Dalam keputusan Menteri Kesehatan Republik Indonesia Nomor 128/Menkes/SK/II/2004 menyatakan bahwa puskesmas adalah unit pelaksana teknis dinas kesehatan kabupaten/kota yang bertanggungjawab menyelenggarakan pembangunan kesehatan di suatu wilayah kerja. Salah satu fungsi puskesmas adalah sebagai pusat pelayanan kesehatan strata pertama secara menyeluruh, terpadu dan berkesinambungan.

Peningkatan pelayanan kesehatan seperti puskesmas tentunya dapat meningkatkan pelayanan antenatal dan peningkatan bidan terlatih (Koblinsky, 2000). Pemanfaatan yang tepat terhadap pelayanan kesehatan ibu dan anak juga dapat meningkatkan kelangsungan hidup dan kualitas hidup bagi ibu dan anak tersebut (Chakraborty et al, 2006). Dengan kata lain, semakin tinggi rasio puskesmas per 100.000 penduduk maka akan menurunkan jumlah penderita komplikasi persalinan.

METODOLOGI

Ruang Lingkup Penelitian

Penelitian mencakup 33 provinsi di seluruh wilayah Indonesia dan mengkaji risiko komplikasi kelahiran yang terjadi pada Wanita Usia Subur (WUS) berstatus kawin dalam jangka waktu lima tahun selama periode tahun 2007 hingga tahun 2012. Data penelitian diperoleh dari Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia Tahun 2012.

Variabel respon yaitu kejadian komplikasi persalinan. Kejadian komplikasi persalinan yang digunakan dalam penelitian ini adalah WUS yang mengalami kelahiran baik itu lahir mati atau lahir hidup selama periode 2007 – 2012 dan pernah mengalami komplikasi persalinan berupa : (1) mulas yang kuat dan teratur lebih dari sehari semalam, (2) perdarahan lebih banyak dibandingkan dengan biasanya (lebih dari 3 kain), (3) suhu badan tinggi dan atau keluar lendir berbau dari jalan lahir, (4) kejang-kejang dan pingsan, (5) keluar air ketuban lebih dari 6 jam sebelum anak lahir dan (6) kesulitan atau komplikasi lainnya.

Metode Analisis

Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui faktor kontekstual dan faktor individual yang memengaruhi kecenderungan terjadinya komplikasi persalinan pada wanita usia subur di Indonesia, dimana data yang digunakan merupakan data yang berstruktur hierarki. Karena data yang digunakan berstruktur hierarki maka digunakan analisis regresi logistik biner multilevel. Model yang digunakan adalah model multilevel dengan *random intercept* karena mengasumsikan pengaruh setiap variabel penjelas terhadap variabel respons adalah sama untuk setiap kelompok. Pada proses pengolahan data menggunakan bantuan program Microsoft excel, SPSS dan STATA.

Tahapan dalam Regresi Logistik Biner Multilevel

1. Pengujian Signifikansi *Random Effect* (*Likelihood Ratio Test*)

Prosedur *maximum likelihood estimator* mampu menghasilkan suatu statistik yang disebut *deviance* yang mampu mengindikasikan seberapa cocok model

dengan data (Hox, 2010). Model dengan *deviance* yang lebih rendah akan lebih *fit* dibandingkan dengan model yang *deviance*-nya lebih tinggi. Pada model bersarang (berhierarki), tes *deviance* dapat digunakan untuk mengetahui apakah model yang lebih umum lebih baik digunakan daripada model sederhana atau apakah model dengan efek *random* lebih baik daripada model tanpa efek *random*. Pengujian *deviance* membandingkan nilai $-2 \log \text{likelihood}$ yang diperoleh dari setiap model yang diestimasi yaitu model tanpa efek *random* dan model dengan efek *random* dimana efek *random* yang dimaksud merupakan efek yang disebabkan variasi antarkelompok (level 2). Perbedaan varians atau ragam untuk dua model bersarang memiliki distribusi chi-kuadrat, dengan derajat kebebasan sama dengan perbedaan jumlah parameter koefisien regresi yang diestimasi dalam dua model.

Pengujian dilakukan dengan hipotesis :

$H_0 : \sigma_{u0}^2 = 0$ (efek *random* tidak signifikan)

$H_1 : \sigma_{u0}^2 \neq 0$ (efek *random* signifikan)

Statistik uji :

$$LR = -2 \ln \left(\frac{L^{(0)}}{L^{(r)}} \right)$$

dengan $L^{(0)}$ adalah *Likelihood* model logistik tanpa efek *random* dan $L^{(r)}$ adalah *Likelihood* model logistik dengan efek *random*.

Dengan menggunakan $\alpha=5\%$, maka tolak H_0 jika $LR > \chi_{(\alpha,v)}^2$ dimana v adalah selisih jumlah parameter dari kedua model. H_0 ditolak maka dapat disimpulkan bahwa efek *random* signifikan. Artinya terdapat keragaman atau variasi variabel respons yang signifikan antarkelompok sehingga model multilevel lebih baik dalam menjelaskan data daripada model logistik biasa.

2. Estimasi Parameter

Metode estimasi parameter yang digunakan untuk *generalized linear model* adalah *maximum likelihood estimation (MLE)* dimana metode ini biasanya menghasilkan estimasi yang efisien dan konsisten. *MLE* mempunyai prinsip memaksimalkan fungsi *likelihood* dengan

menggunakan *inverse* dari *link function* untuk memprediksi variabel respons. Keuntungan penggunaan *maximum likelihood estimator* adalah menghasilkan estimasi yang lebih efisien dan konsisten (Agresti,2002). Prosedur *MLE* dalam pemodelan multilevel dihasilkan dari proses iterasi yang dimulai dengan nilai parameter perkiraan yang akan meningkat dalam setiap iterasi berturut-turut sehingga nilai parameter akan berubah selama proses iterasi.

3. Pengujian Signifikansi Parameter secara Simultan (Uji G^2)

G -test adalah pengujian signifikansi seluruh variabel penjelas di dalam model secara bersama-sama. G -test dikenal juga sebagai *likelihood ratio test*, *log-likelihood ratio test*, atau Uji G^2 (McDonald, 2014). Hipotesis yang diuji adalah :

$H_0 : \gamma_{10} = \gamma_{20} = \dots = \gamma_{p0} = \gamma_{01} = \dots = \gamma_{0q} = 0$

(tidak ada pengaruh variabel penjelas terhadap variabel respons)

$H_1 : \text{minimal ada } \gamma \neq 0$

(minimal ada satu variabel penjelas yang berpengaruh terhadap variabel respons)

Statistik uji :

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{L(\text{null model})}{L(\text{conditional model})} \right)$$

dengan $L(\text{null model})$ adalah *Likelihood* tanpa variabel penjelas dan $L(\text{conditional model})$ adalah *Likelihood* dengan variabel penjelas.

G^2 berdistribusi $\chi_{(\alpha,r)}^2$ dimana derajat bebas r adalah jumlah parameter di level 1 dan level 2. H_0 ditolak apabila $G^2 > \chi_{(\alpha,r)}^2$. Ketika H_0 ditolak, maka dapat disimpulkan bahwa model dengan variabel penjelas (*conditional model*) fit pada tingkat signifikansi α , atau dengan kata lain pada tingkat kepercayaan $(1 - \alpha)$ persen paling tidak terdapat satu variabel penjelas yang memengaruhi variabel respons.

4. Pengujian Signifikansi Parameter secara Parsial (Uji *Wald*)

Uji *Wald* digunakan untuk menguji pengaruh masing-masing parameter yang terdapat dalam model dengan menggunakan

hipotesis (Hox, 2010). Hipotesis yang diuji adalah :

H_0 : $\gamma = 0$ (tidak ada pengaruh variabel penjelas ke- j terhadap variabel respons)

H_1 : $\gamma \neq 0$ (terdapat pengaruh variabel penjelas ke- j terhadap variabel respons)

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$W = \left[\frac{\hat{\gamma}}{Se(\hat{\gamma})} \right]$$

W berdistribusi normal, sehingga H_0 ditolak jika $|W| > Z_{tabel}$ atau $p\text{-value} < \alpha$. Apabila H_0 ditolak, dapat disimpulkan bahwa variabel penjelas signifikan berpengaruh terhadap variabel respons.

5. Penghitungan Odds Ratio

Interpretasi parameter dilakukan dengan menggunakan nilai *odds ratio*. *Odds ratio* adalah perbandingan risiko terjadinya suatu *event* dari suatu kelompok/kategori yang satu terhadap kelompok /kategori yang lain. *Odds ratio* memperkirakan bagaimana kecenderungan terjadinya suatu kejadian sukses antara observasi $x = 1$ dibandingkan dengan observasi $x = 2$ (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Persamaan *odds ratio* adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} \widehat{OR} &= \frac{\pi(1)/[1-\pi(1)]}{\pi(0)/[1-\pi(0)]} \\ &= \frac{\frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_j)}{1 + \exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_j)}}{\frac{1}{1 + \exp(\hat{\beta}_0)}} \times \frac{1}{\frac{\exp(\hat{\beta}_0)}{1 + \exp(\hat{\beta}_0)}} \\ &= \frac{\exp(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_j)}{\exp(\hat{\beta}_0)} = \exp(\hat{\beta}_j) \end{aligned}$$

Interpretasi dari \widehat{OR} adalah resiko kecenderungan terjadinya peristiwa $y = 1$ adalah sebesar $\exp(\hat{\beta}_j)$ kali resiko atau kecenderungan terjadinya peristiwa $y = 1$ pada kategori $x = 0$ (Nachrowi dan Usman, 2002)

6. Interclass Correlation (ICC)

Interclass Correlation digunakan untuk mengukur variasi (keragaman) variabel respons yang dapat dijelaskan oleh adanya perbedaan karakteristik antarkelompok atau melihat korelasi unit-unit di dalam kelompok yang sama (Hox,2010). Semakin besar nilai *ICC*, maka antarunit level 1 akan semakin homogen

sedangkan antarunit level 2 akan semakin heterogen.

Dalam model dua level, model yang digunakan untuk mengestimasi *intra class correlation* adalah model yang tidak mengandung variabel penjelas, yaitu model *intercept only*. Model menguraikan varians menjadi dua komponen independen, yaitu $\hat{\sigma}_e^2$ yang merupakan varians pada *error level* terendah e_{ij} yang bernilai *fixed* sebesar $\pi^2/3 \approx 3,29$ dan $\hat{\sigma}_{u_0}^2$ yang merupakan varians pada *error level* tertinggi u_{0j} . Dengan menggunakan model ini, *intra class correlation* dapat didefinisikan sebagai :

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_{u_0}^2}{\hat{\sigma}_{u_0}^2 + \hat{\sigma}_e^2}$$

ICC di atas 0,05 atau 5% mengindikasikan bahwa variasi antar kelompok lebih besar daripada yang diharapkan dan mengimplikasikan bahwa penyarangan pada kelompok-kelompok memiliki efek pada respons yang diberikan oleh individu-individu di dalamnya sehingga analisis multilevel diperlukan (Sorra dan Dyer, 2010)

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil Pengujian Signifikansi Efek Random

Untuk mengetahui data yang digunakan berstruktur hierarki dan sesuai dengan analisis multilevel maka dilakukan uji signifikansi efek random. Berdasarkan output STATA diperoleh $p\text{-value}$ sebesar 0,0000 dengan $\alpha = 5$ persen ($p\text{-value} < \alpha$) dan nilai Likelihood Ratio sebesar 544,09 serta nilai $\chi_{(0,05,1)} = 3,84$. Karena nilai $LR >$ nilai $\chi_{(0,05,1)}$ sehingga diperoleh keputusan tolak H_0 . Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa pada tingkat kepercayaan 95 persen terdapat efek random yang signifikan pada kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia. Signifikansi ini memberikan makna bahwa model multilevel logistik biner lebih baik dibandingkan dengan regresi logistik biasa (satu level) dalam memodelkan data yang ada.

1. Hasil Pengujian Parameter Secara Simultan (Uji G^2)

Untuk melihat pengaruh secara bersama-sama seluruh variabel penjelas terhadap variabel respons digunakan uji statistik G² (Likelihood Ratio Test). Berdasarkan output STATA, maka dapat dihitung nilai G² :

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{L(\text{null model})}{L(\text{conditional model})} \right)$$

$$G^2 = -2 (-10025,316 + 9591,7118)$$

$$= 867,2084$$

Dari penghitungan, diperoleh nilai Likelihood Ratio sebesar 867,2084, sedangkan nilai $\chi_{(0,05,7)}$ adalah 14,067.

Karena nilai LR > nilai $\chi_{(0,05,7)}$ sehingga dapat diputuskan untuk menolak H₀. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa dengan tingkat kepercayaan 95% terdapat minimal satu variabel penjelas yang memengaruhi kejadian komplikasi persalinan pada WUS di Indonesia.

2. Pengujian Parameter Koefisien Regresi Secara Parsial (Uji Wald)

Uji Wald digunakan untuk melihat variabel penjelas mana saja yang memengaruhi komplikasi persalinan pada WUS di Indonesia. Keputusan tolak H₀ jika nilai Wald lebih dari nilai z-tabel atau p-value kurang dari 0,05 sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel penjelas yang diuji signifikan memengaruhi komplikasi persalinan pada WUS di Indonesia. Hasil pengujian masing-masing variabel penjelas dalam model multilevel logistik biner terdapat pada tabel 1.

Berdasarkan hasil uji Wald pada tabel 1 tersebut dapat diketahui bahwa variabel yang signifikan memengaruhi komplikasi persalinan WUS di Indonesia adalah paritas, komplikasi kehamilan, riwayat komplikasi sebelumnya, dan rasio puskesmas per 100.000 penduduk per provinsi.

Dengan demikian, persamaan regresi logistik biner multilevel (*random intercept*) yang terbentuk adalah :

$$\ln \left(\frac{\pi_{ij}}{1-\pi_{ij}} \right) = -0,367 - 0,0177 \text{Pendidikan_Ibu}_{ij}$$

$$+ 0,3733 \text{Kelahiran}_{ij}^*$$

$$+ 0,9234 \text{Kompl_Hamil}_{ij}^*$$

$$+ 1,7448 \text{Riwayat_Kompl}_{ij}^*$$

$$+ 0,0378 \text{Mslh_Layanan}_{ij}^*$$

$$+ 0,0015 \text{PDRB}_j$$

$$- 0,1024 \text{R_Puskesmas}_j^*$$

Ket : *) adalah signifikan pada $\alpha = 0,05$.

Tabel 1. Hasil pengujian parameter koefisien regresi secara parsial.

Variabel	Koefisien	Standard Error	Wald	P-Value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Faktor Individual				
Pendidikan Ibu Lebih dari SMP (<i>ref</i>) Kurang dari SMP	-0.0177	0.0524	-0.34	0.735
Paritas >1 dan ≤ 4 (<i>ref</i>) 1 atau ≥ 5	0.3733	0.0353	10.56*	0.000
Komplikasi Kehamilan Tidak (<i>ref</i>) Pernah	0.9234	0.0521	17.72*	0.000
Riwayat komplikasi persalinan sebelumnya Belum pernah (<i>ref</i>) Pernah	1.7448	0.0886	19.69*	0.000
Masalah dalam mendapatkan layanan kesehatan Tidak ada masalah (<i>ref</i>) Ada masalah	0.0378	0.0376	1.00	0.315
Faktor Kontekstual				
PDRB	0.0015	0.0009	1.65	0.099
Rasio Puskesmas/100.000 Penduduk	-0.1024	0.0224	-4.57*	0.000

Sumber : SDKI 2012 (diolah) Ket : *) adalah signifikan pada $\alpha = 0,05$; (*ref*) merupakan kategori acuan

3. Interpretasi Model Multilevel Logistik Biner dengan *Random Intercept*

Pada penelitian ini, model yang digunakan adalah model multilevel dengan *random intercept* karena mengasumsikan pengaruh setiap variabel penjelas terhadap variabel respons adalah sama untuk setiap kelompok Untuk mengetahui seberapa

besar pengaruh (kecenderungan) masing-masing variabel penjelas terhadap kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia maka digunakan *odds ratio*. Nilai *odds ratio* dapat dilihat dari tabel di bawah

Tabel 2. Nilai odds ratio.

Variabel	Odds Ratio	P-Value
(1)	(2)	(3)
Faktor Individual		
Pendidikan Ibu Lebih dari SMP (<i>ref</i>) Kurang dari SMP	0.9824	0.735
Paritas >1 dan ≤ 4 (<i>ref</i>) 1 atau ≥ 5	1.4526	0.000*
Komplikasi Kehamilan Tidak (<i>ref</i>) Pernah	2.5178	0.000*
Riwayat komplikasi persalinan sebelumnya Belum pernah (<i>ref</i>) Pernah	5.725	0.000*
Masalah dalam mendapatkan layanan kesehatan Tidak ada masalah (<i>ref</i>) Ada masalah	1.0385	0.315
Faktor Kontekstual		
PDRB	1.0015	0.099
Rasio Puskesmas/100.000 Penduduk	0.9027	0.000*

Sumber : SDKI 2012 (diolah) Ket : *) adalah signifikan pada $\alpha = 0,05$;
(*ref*) merupakan kategori acuan

Pengaruh Faktor Individual terhadap Kejadian Komplikasi Persalinan WUS di Indonesia

Uji parameter secara parsial menunjukkan bahwa faktor individual yang berpengaruh signifikan terhadap kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia adalah paritas, komplikasi kehamilan dan riwayat komplikasi sebelumnya. Sementara itu, pendidikan ibu dan masalah dalam layanan kesehatan tidak berpengaruh signifikan terhadap kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia. Pendidikan terakhir ibu tidak berpengaruh signifikan terhadap kejadian komplikasi persalinan pada WUS artinya baik WUS yang saat melahirkan berpendidikan kurang dari SMP maupun lebih tinggi dari SMP tidak

memiliki perbedaan dalam memengaruhi kejadian komplikasi persalinan.

Selain itu, masalah dalam layanan kesehatan juga tidak berpengaruh signifikan terhadap komplikasi persalinan pada WUS. Hal ini menunjukkan tidak adanya perbedaan dalam kejadian komplikasi persalinan pada WUS yang terdapat masalah dalam layanan kesehatan maupun yang tidak terdapat masalah. Kemudahan dalam akses pelayanan kesehatan harus diimbangi dengan pemanfaatannya.

Paritas

Hasil uji parsial menunjukkan bahwa paritas berpengaruh signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia dengan nilai koefisien sebesar 0,3733. Hal ini berarti bahwa Ibu yang memiliki paritas satu atau lebih dari lima anak memiliki kecenderungan untuk mengalami komplikasi persalinan sebesar 1,4526 kali dibanding ibu yang memiliki paritas dua sampai empat anak dengan asumsi semua variabel konstan. Hal ini sejalan dengan penelitian James (2010) dan Severinski (2009) yang menyebutkan bahwa kelahiran pertama dan paritas lebih besar dari lima lebih beresiko untuk mengalami komplikasi persalinan.

Komplikasi Kehamilan

Hasil uji parsial menunjukkan bahwa komplikasi kehamilan berpengaruh signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia dengan nilai koefisien sebesar 0,9234. Hal ini berarti bahwa Ibu yang pernah mengalami komplikasi kehamilan memiliki kecenderungan untuk mengalami komplikasi persalinan sebesar 2,5178 kali dibanding ibu yang tidak mengalami komplikasi kehamilan dengan asumsi semua variabel lain konstan. Dengan kata lain ibu yang mengalami komplikasi pada saat kehamilannya lebih beresiko untuk mengalami komplikasi pada saat persalinan dibanding ibu yang tidak mengalami komplikasi pada saat kehamilan.

Riwayat Komplikasi Persalinan Sebelumnya

Hasil uji parsial menunjukkan bahwa riwayat komplikasi persalinan sebelumnya berpengaruh signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia dengan nilai koefisien sebesar 1,7448. Hal ini berarti bahwa Ibu yang pernah mengalami komplikasi dalam persalinan sebelumnya memiliki kecenderungan untuk mengalami komplikasi persalinan sebesar 5,725 kali dibanding ibu yang tidak pernah mengalami komplikasi pada persalinan sebelumnya.

Pengaruh Faktor Kontekstual terhadap Kejadian Komplikasi Persalinan WUS di Indonesia

Faktor penentu kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia tidak hanya dilihat dari faktor individual saja, tetapi juga dilihat dari faktor kontekstual. Faktor kontekstual mencerminkan keragaman karakteristik antarprovinsi di Indonesia yang turut berperan dalam memengaruhi kejadian komplikasi persalinan WUS. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa rasio puskesmas per 100.000 penduduk berpengaruh signifikan pada komplikasi persalinan WUS di Indonesia. Sementara itu PDRB tidak berpengaruh signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia. Hasil penelitian menunjukkan bahwa PDRB per kapita belum mampu untuk mengurangi kejadian komplikasi persalinan. Meskipun PDRB mampu menggambarkan tingkat ekonomi di suatu daerah namun perlu dikaji lagi seberapa besar total pengeluaran kesehatan per wilayahnya. Indonesia sendiri dalam pembelanjaan untuk sektor kesehatan masih tergolong rendah yaitu kurang dari 3 persen, padahal negara-negara lainnya yang memiliki pendapatan per kapita yang sama atau lebih rendah, membelanjakan sedikitnya 3 hingga 4 persen dari PDB untuk sektor kesehatan (Bank Dunia, 2008).

Rasio Puskesmas per 100000 Penduduk

Rasio puskesmas berpengaruh signifikan dan negatif terhadap kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia dengan nilai koefisien sebesar -0,1024. Artinya ketika rasio puskesmas per 100.000 penduduk bertambah satu, maka

kecenderungan ibu untuk mengalami komplikasi menjadi 0,9027 kali dengan asumsi semua variabel lain konstan. Dengan kata lain, semakin banyak puskesmas per 100.000 penduduk, maka semakin kecil kecenderungan ibu untuk mengalami komplikasi persalinan.

Interpretasi Intraclass Correlation (ICC)

Besarnya kejadian komplikasi persalinan WUS antarprovinsi dapat dilihat dari nilai Intraclass Correlation (ICC). Hox (2010) menyatakan bahwa null model dapat digunakan untuk memberikan perkiraan nilai *Intraclass Correlation (ICC)*. Dari hasil pengolahan data nilai estimasi varians null model diperoleh nilai *ICC* sebesar:

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_{u0}^2}{\hat{\sigma}_{u0}^2 + 3.29} = \frac{0.1769}{0.1769 + 3.29} = 0.0510$$

Artinya sebesar 5,10 persen keragaman kejadian komplikasi persalinan WUS di Indonesia disebabkan oleh perbedaan karakteristik antarprovinsi. Menurut Sorra dan Dyer (2010) *ICC* di atas 5% sudah dapat mengimplikasikan bahwa perbedaan karakteristik kelompok memiliki efek pada respons yang diberikan oleh individu-individu di dalamnya sehingga analisis multilevel diperlukan.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan penelitian, maka dapat ditarik kesimpulan sebagai berikut :

1. Faktor individual yang memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia adalah jumlah kelahiran (paritas), komplikasi kehamilan dan riwayat komplikasi sebelumnya. Sedangkan faktor kontekstual berupa rasio puskesmas per 100.000 penduduk memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap komplikasi persalinan WUS di Indonesia. Sementara itu pendidikan ibu, masalah dalam mendapatkan layanan kesehatan dan PDRB per kapita tidak memengaruhi secara signifikan komplikasi persalinan WUS di Indonesia.
2. Sebesar 5,1 persen keragaman dari komplikasi persalinan pada WUS di

Indonesia dipengaruhi oleh adanya perbedaan karakteristik antarprovinsi.

Saran

Berdasarkan kesimpulan, maka saran yang dapat disampaikan adalah sebagai berikut :

1. Masyarakat terutama wanita usia subur yang mengalami komplikasi kehamilan dan yang pernah mengalami komplikasi di persalinan sebelumnya agar lebih optimalkan lagi dalam perawatan sebelum dan saat kehamilan sehingga dapat mencegah terjadinya komplikasi lagi saat persalinan.
2. Kementerian kesehatan dan instansi terkait agar lebih gencar lagi melakukan penyuluhan dan sosialisasi pentingnya program Keluarga Berencana (KB) ke semua lapisan masyarakat terutama pada wanita usia subur, sehingga frekuensi kehamilan yang terlalu sering bisa dicegah.
3. Perlu perhatian lebih dari pemerintah untuk meningkatkan jumlah fasilitas kesehatan terutama jumlah puskesmas yang mampu memberikan pelayanan untuk menanggulangi kasus kegawatdaruratan ibu hamil.
4. Untuk penelitian selanjutnya bisa mempertimbangkan menggunakan metode regresi logistik multilevel biner dengan *random slope* jika diasumsikan pengaruh variabel penjelas terhadap variabel respons tidak sama untuk setiap kelompok.
5. Karena keterbatasan penggunaan data dimana dalam penelitian ini hanya dapat membagi wilayah ke tingkat provinsi, sehingga untuk penelitian lebih lanjut diharapkan dapat membagi wilayah sampai ke tingkat kabupaten atau kota yang ada di Indonesia.

DAFTAR PUSTAKA

- Aeni, N. (2013). Faktor Risiko Kematian Ibu. *Jurnal Kesmas Vol. 7 No. 10 Mei 2013*. Diakses tanggal 19 Agustus 2016 melalui <http://jurnalkesmas.ui.ac.id/kesmasphi>
- Agresti, Alan. (2002). *Categorical Data Analysis (2nd Edition)*. New Jersey : John Wiley and Sons.
- Armagustini, Y. (2010). *Determinan Kejadian Komplikasi Persalinan di Indonesia* [Tesis]. Depok : Universitas Indonesia.
- Bank Dunia. (2008). *Berinvestasi dalam Sektor Kesehatan Indonesia: Tantangan dan Peluang untuk Pengeluaran Publik di Masa Depan*. Jakarta : Bank Dunia.
- Chakraborty, N., et al. (2006). Delivery complications and healthcare-seeking behaviour: the Bangladesh Demographic Health Survey, 1999–2000. *Health and Social Care in the Community Journal*. Diakses tanggal 5 Mei 2016 melalui <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17444989>
- Departemen Kesehatan RI. (1997). *Deteksi Dini Penatalaksanaan Kehamilan Risiko Tinggi*. Jakarta: Pendidikan dan Latihan Pegawai Departemen Kesehatan Republik Indonesia.
- Departemen Kesehatan. (2001). *Rencana Strategis Nasional Making Pregnancy Safer (MPS) di Indonesia 2001-2010*. Jakarta : Depkes RI.
- Djaja, Sarimawar. dan Suwandono, Agus., (2000). The Determinants of Maternal Morbidity in Indonesia. *Regional Health Forum WHO South-East Asia Region Volume 4*, WHO. Diakses tanggal 27 Juni 2016 melalui <http://apps.who.int/iris/handle/10665/205788>
- Djalal, Nachrowi dan Usman, Hardius. (2002). *Penggunaan Teknik Ekonometri*. Jakarta: PT Raja Grafindo Persada.
- Goldstein, Harvey. (1995). *Multilevel Statistical Models*. London: Edward Arnold.
- Goldstein, Harvey. (2010). *Multilevel Statistical Models 4th Edition*. London: John Wiley & Sons.
- Gujarati, Damodar. (2002). *Basic Econometrics 4th Edition*. New York: McGraw-Hill.
- Hosmer, D.W dan Lemeshow, S. (2000). *Applied Logistic Regression Second Edition*. New York: John Wiley & Sons.

- Hox, Joop. (2010). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Huda, F. A., et al. (2012). Profile of Maternal and Foetal Complications during Labour and Delivery among Women Giving Birth in Hospitals in Matlab and Chandpur, Bangladesh. *Journal of Health, Population and Nutrition*, 30(2), 131-42. Diakses pada tanggal 28 Maret 2016 melalui <http://search.proquest.com/docview/1026589611?accountid=25704>
- James et al. (2010). *High Risk Pregnancy: Management Options - Expert Consult*. (p. 14). St. Louis: Elsevier Health Sciences.
- Kementerian Kesehatan RI. (2010). *Pedoman Pelayanan Antenatal Terpadu*. Jakarta : Kementerian Kesehatan RI.
- Kementerian Kesehatan RI. (2013). *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2013*. Jakarta : Kementerian Kesehatan RI.
- Khan, K.S., et al. (2006). WHO analysis of causes of maternal death: a systematic review. *Lancet* 2006; 367:1066-1074. Diakses tanggal 29 Maret 2016 melalui <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16581405>
- Koblinsky, Marge., et al. *Issues in Programming for Safe Motherhood*. USAID: Washington DC.
- Manuaba, I, B, G. (1998). *Ilmu Kebidanan Kandungan dan KB*. Jakarta: EGC.
- Muslihatun. (2009). *Dokumentasi Kebidanan*. Yogyakarta: Nuha Medika.
- Prawirohardjo, Sarwono. (1999). *Ilmu Kandungan*. Jakarta: Yayasan Bina Pustaka.
- Severinski, N.S., et al. (2009). Maternal and Fetal Outcomes in Grand Multiparous Women. *International journal of gynaecology and obstetrics: the official organ of the International Federation of Gynaecology and Obstetrics*, pp. 63-64. Diakses pada tanggal 26 Juni 2016 melalui <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/19539289>
- Sorra, J.S. & Dyer, N. (2010). Multilevel psychometric properties of the AHRQ hospital survey on patient safety culture. *BMC Health Services Research* 2010, 10:19.
- The Partnership for Maternal, Newborn and Child Health. (2006). *Opportunities for Africa's newborns*. WHO: 2006
- UNICEF. (2009). *Conceptual Framework on Maternal Morbidity and Mortality*. Diakses pada tanggal 19 Agustus 2016 melalui www.unicef.org
- World Health Organization (WHO). (1996). *Safe Motherhood, Modul Dasar: Bidan di Masyarakat-Materi Pendidikan Kebidanan*. Jakarta: EGC
- World Health Organization (WHO). (2005). *Make Every Mother and Child Count. The World Health Report*. Geneva: World Health Organization.
- World Health Organization (WHO). (2010). *Trends in Maternal Mortality 1990 to 2010*. Geneva: World Health Organization.

METODE PENANGANAN MULTIKOLINIERITAS PADA RLB: PERBANDINGAN *PARTIAL LEAST SQUARE* DENGAN *RIDGE REGRESSION*

Yulia Atma Putri¹, Margaretha Ari Anggorowati²

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik
e-mail :¹yulia.atma@bps.go.id, ²m.ari@stis.ac.id

Masuk tanggal : 10 April 2017, diterima untuk diterbitkan tanggal : 20 Juli 2017

Abstrak

Multikolinieritas antar variabel prediktor merupakan pelanggaran asumsi pada Regresi Linier Berganda (RLB) ketika estimasi dilakukan dengan menggunakan estimator *Ordinary Least Square* (OLS). *Ridge Regression* (RR) dan *Partial Least Square Regression* (PLSR) adalah metode yang umum digunakan untuk menangani masalah tersebut. RR memodifikasi metode OLS dengan menambahkan suatu konstanta bias yang bersifat subjektif, sedangkan PLSR menggeneralisasi dan mengkombinasikan metode Analisis Komponen Utama dengan metode RLB. Efisiensi kedua metode akan dibandingkan berdasarkan nilai RMSE. Data yang akan digunakan adalah data *generate* berdasarkan tingkat *multikolinieritas*, jumlah variabel, dan jumlah observasi. Perbandingan memberikan hasil bahwa secara keseluruhan kedua metode memiliki tingkat efisiensi yang sama.

Kata kunci: RLB, OLS, *Multikolinieritas*, RR, PLSR.

Abstract

Multicollinearity between variable predictor in multiple regression is assuming violation for ordinary least square estimator (OLS). *Ridge Regression* (RR) and *Partial Least Square Regression* (PLSR) were used to handle the multicollinearity problem. RR modify OLS by adding subjective bias constant, while PLSR, generalize and combine Principal Component Analysis and multiple regression. The efficiency of these two methods will be compared based on the value of RMSE. This study simulated generating data in different level of multicollinearity, the number of variable, and number of observation were controlled. This study results that, overall, both method equally efficient.

Keywords: RLB, OLS, *Multicollinearity*, RR, PLSR.

PENDAHULUAN

Menurut Netter (1998), analisis regresi adalah alat analisis statistik yang memanfaatkan hubungan antara dua atau lebih variabel kuantitatif sehingga suatu variabel dapat diprediksi berdasarkan variabel lainnya. Pada analisis Regresi Linier Berganda (RLB), satu variabel respon dijelaskan oleh beberapa variabel prediktor dengan menggunakan model berbentuk linier. Sebagai alat analisis statistik, regresi banyak digunakan untuk, mendeskripsikan hubungan antar variabel, mengontrol hasil observasi sesuai dengan nilai estimasinya, dan memprediksi suatu variabel berdasarkan variabel lain.

Berdasarkan teori Gauss Markov, *Ordinary Least Square* (OLS) merupakan estimator yang baik untuk mengestimasi parameter regresi. Hal ini dikarenakan estimator tersebut memiliki sifat *Best Linier Unbias Estimator* (BLUE) yaitu estimator yang tidak bias dan memiliki *variance* minimum sehingga presisi estimator ini lebih baik dari estimator lainnya. Bowerman and O'Connell (1990), menyatakan bahwa *multikolinieritas* adalah masalah pada analisis regresi yang terjadi ketika variabel prediktor saling berhubungan dan saling mempengaruhi satu sama lain. Permasalahan ini sering terjadi terutama pada data yang berkaitan dengan variabel bisnis, ekonomi dan sosial.

Beberapa masalah yang muncul karena adanya *multikolinieritas* yaitu: (1) *Multikolinieritas* sempurna menyebabkan koefisien regresi tidak unik sedangkan *multikolinieritas* yang mendekati sempurna menyebabkan metode OLS tidak minimum *variance* walaupun tetap *unbias*, hal ini akan menyebabkan selang kepercayaan pendugaan parameter melebar. (2) Koefisien regresi tidak lagi signifikan jika diuji secara individu meskipun terdapat hubungan antara variabel respon dengan seluruh variabel prediktor. Dengan kata lain, terjadi kontradiksi antara hasil pengujian hipotesis parameter regresi secara individu menggunakan uji t dengan hasil pengujian secara serentak menggunakan uji F. (3) Interpretasi

koefisien regresi sebagai perubahan variabel respon ketika salah satu variabel prediktor berubah satu satuan dan variabel prediktor yang lain dianggap konstan, tidak lagi dapat diterapkan.

Menurut B.M Golam Kibria (2003), ada beberapa metode yang dapat digunakan untuk mengatasi masalah *multikolinieritas*. *Ridge regression* (RR) adalah metode yang paling populer dan banyak digunakan dilapangan. RR menangani masalah *multikolinieritas* dengan cara memodifikasi metode OLS, yakni menambahkan persamaan estimator OLS dengan suatu konstanta bias sehingga dihasilkan koefisien yang stabil dengan *variance* yang minimum. Paul H. Garthwate (1994) memperkenalkan *Partial Least Square Regression* (PLSR) sebagai metode yang juga dapat mengatasi masalah *multikolinieritas*. Dari penelitian yang dilakukannya disimpulkan bahwa PLSR memiliki akurasi yang lebih baik dari metode lain. Selain itu, metode ini juga dapat digunakan pada kondisi data dengan jumlah observasi terbatas. PLSR merupakan kombinasi metode Analisis Komponen Utama (AKU) dengan metode RLB.

Penelitian ini bertujuan membandingkan efisiensi metode PLSR dengan metode RR dalam mengatasi *multikolinieritas* berdasarkan nilai RMSE yang dihasilkan. Untuk membantu proses simulasi akan dibuat suatu aplikasi dengan menggunakan *software R*.

METODOLOGI

TINJAUAN REFERENSI

Ridge Regression

RR memodifikasi metode OLS dengan menambahkan matriks $(X'X)$ dengan suatu konstanta bias sehingga dihasilkan koefisien regresi *ridge* yang bias dengan *variance* yang minimum. Meskipun koefisien regresi *ridge* bias, tetapi koefisien ini lebih stabil dan memiliki presisi lebih tinggi daripada koefisien regresi *unbias* pada metode *least square*. Estimator *ridge* adalah sebagai berikut

$$b^R = (X'X + cI)^{-1} X'y \quad (1)$$

$$VIF_c = (X'X + cI)^{-1} X' X (X'X + cI)^{-1} \quad (2)$$

b^R = vektor koefisien regresi ridge

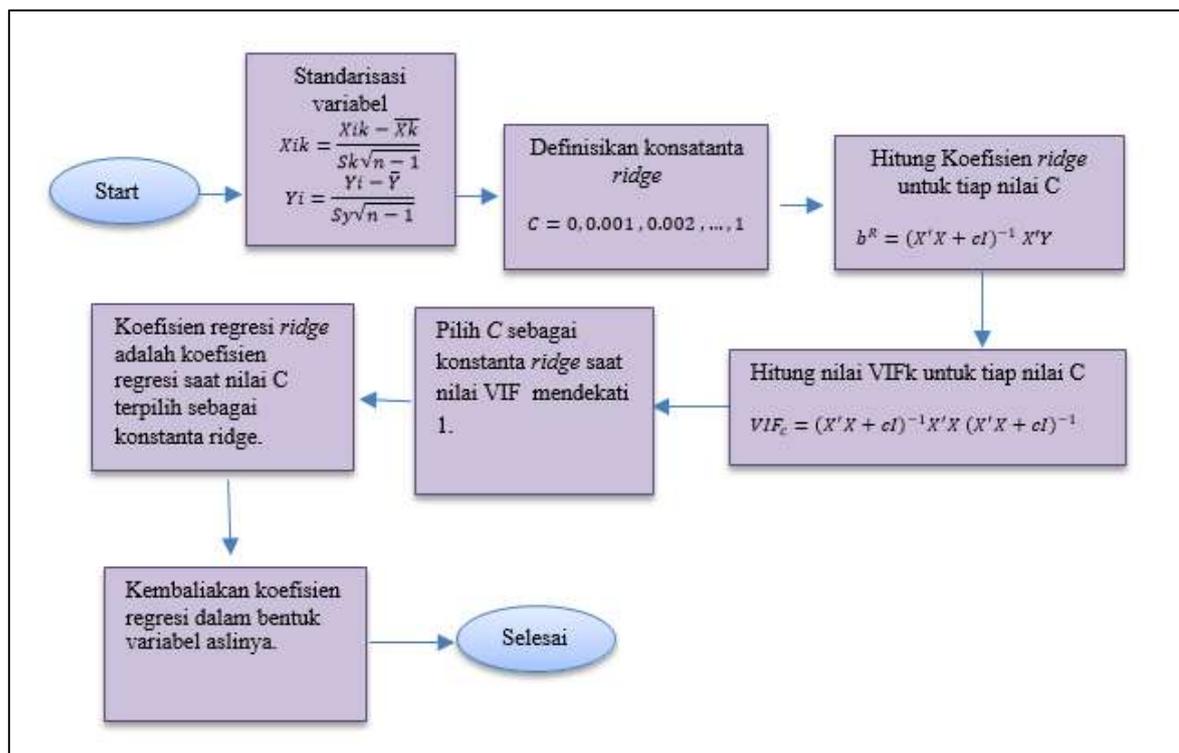
c = konstanta ridge

I = matrik identitas $(p-1) \times (p-1)$

Metode yang digunakan untuk menentukan konstanta *ridge* menurut John Netter dalam bukunya *Applied Linear Regression Models* didasarkan pada *ridge trace* dan VIF. *Ridge trace* adalah plot secara simultan $(p-1)$ koefisien regresi ridge (b^R) untuk setiap nilai konstanta (c) yang berbeda dengan nilai c yang terletak antara nol dan satu. VIF adalah nilai *variance inflation factor* untuk setiap nilai c . Adapun rumus VIF yang digunakan pada metode ini adalah:

Nilai c yang terpilih sebagai konstanta *ridge* adalah nilai c terkecil ketika b^R pertama kali dianggap menjadi stabil pada *ridge trace* dan nilai VIF pada c yang bersesuaian mendekati satu. Kemudian, koefisien regresi *ridge* adalah koefisien regresi pada saat c terpilih sebagai konstanta *ridge*. Namun, dengan cara ini koefisien regresi *ridge* yang terpilih masih bersifat subjektif. Kemungkinan akan terdapat perbedaan penentuan nilai c untuk setiap peneliti yang berbeda, sehingga akan berdampak pula pada perbedaan nilai koefisien regresi yang dihasilkan.

Adapun *pseudocode* dari metode RR digambarkan sebagai berikut:



Gambar 4. Pseudocode metode RR

Partial Least Square

PLSR adalah teknik yang menggeneralisasi dan mengkombinasikan AKU dengan RLB dengan tujuan untuk memprediksi atau menganalisis variabel respon berdasarkan sekumpulan variabel prediktor (Herve Abdi, 2007). Pada metode analisis komponen utama, dibentuk beberapa komponen yang merupakan kombinasi linier dari variabel prediktor kemudian dipilih beberapa komponen awal yang mampu secara maksimal menjelaskan variabilitas dari variabel prediktor. Kelemahan dari metode ini adalah komponen yang terpilih merupakan komponen yang menjelaskan variabel prediktor saja tetapi tidak ada jaminan komponen tersebut juga relevan dengan variabel respon. PLS membentuk komponen dari variabel prediktor (X) yang juga relevan dengan variabel respon (Y). Komponen yang terbentuk tersebut menampilkan secara simultan dekomposisi dari variabel X dan Y, dan semaksimal mungkin mampu menjelaskan *covariance* dari variabel X dan Y. Tahap ini disebut tahap generalisasi komponen utama. Kemudian, RLB diterapkan untuk membentuk model regresi yang dapat digunakan untuk memprediksi Y.

Secara garis besar, PLSR mencari sekumpulan w (bobot variabel X) dan c (bobot variabel Y) untuk membuat kombinasi linier dari X dan Y sehingga menghasilkan *covariance* X Y yang maksimal. Secara spesifik, tujuannya adalah untuk memperoleh komponen pertama $t = Xw$ dan $u = Yc$ dimana $w'w = I$, $c'c = I$ dan $t'u$ menjadi maksimal. Kemudian komponen tersebut dikurangi dari variabel X dan Y.

Algoritma yang digunakan untuk menghasilkan koefisien regresi PLSR adalah sebagai berikut:

1. Data variabel X dan Y distandarisasi.
2. Herve Abdi (2007) memberikan beberapa langkah algoritma PLSR, yakni sbb:

(\propto berarti normalisasi)

Langkah 1: $w \propto X'u$ (estimasi weight X)

Langkah 2: $t \propto Xw$ (estimasi score X / komponen)

Langkah 3: $c \propto Y't$ (estimasi loading Y)

Langkah 4: $u = Yc$ (estimasi score Y)

3. Hitung $b = t' u$ untuk memprediksi Y dari t, dan juga hitung nilai $p = X't$ sebagai vector loading dari X.
4. Selanjutnya kurangkan efek dari komponen t pada X dan Y
 $X = X - tp'$
 $Y = Y - tbc'$
5. Nilai dari vector t, u, w, c, dan p disimpan pada matrix T, U, W, C, dan P dan nilai b disimpan sebagai elemen diagonal matriks B.
6. Ulangi langkah pada point 2 – 5 hingga matrix X dan Y mendekati 0.
7. Untuk menentukan banyak komponen yang cukup untuk menjelaskan variasi dari X dan Y, digunakan indikator $\frac{p'p}{P'P}$.
Jika $\frac{p'p}{P'P} \geq 80\%$, banyaknya komponen sudah cukup untuk menjelaskan variasi dari variabel X dan Y.

Abdi, Valentin, dan Edelman (1999) menerangkan bahwa algoritma iteratif diatas sama dengan metode mencari *eigenvectors*. PLSR terkait erat dengan *eigen* dan *singular value decompositions*, sehingga setelah didekomposisi didapatkan bahwa t adalah *eigenvector* pertama dari $XX'YY'$.

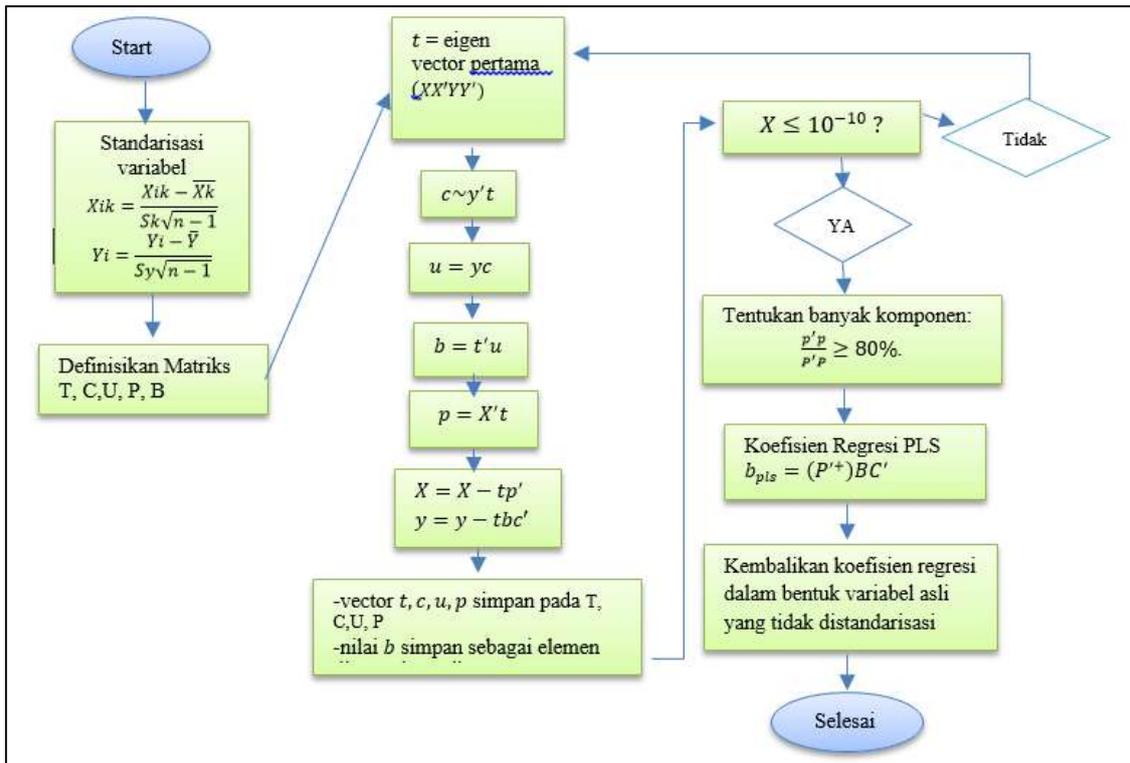
Tahap selanjutnya untuk mendapatkan koefisien regresi PLS adalah menghitung koefisien regresi PLS sesuai banyak komponen yang digunakan.

$$b_{pls} = (P'^+)BC' \quad (3)$$

(P'^+) = Moore-Penrose pseudo-invers of P' dan model regresi yang dihasilkan adalah

$$\hat{y}_{pls} = X b_{pls} \quad (4)$$

Berdasarkan penjelasan diatas, adapun langkah-langkah algoritma PLSR untuk mendapatkan koefisien regresi digambarkan oleh pseudocode berikut ini:



Gambar 5. Pseudocode metode PLSR

Ukuran Perbandingan Metode

Root Mean square error (RMSE) merupakan akar dari rata-rata jumlah kuadrat penyimpangan antara nilai observasi dengan nilai estimasinya. Nilai ini menggambarkan seberapa dekat nilai observasi dengan nilai estimasinya. Adapun rumusnya adalah sebagai berikut:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2}{n}} \quad (5)$$

Jika nilai RMSE yang dihasilkan semakin kecil, maka nilai prediksi yang dihasilkan metode tersebut semakin mirip dengan nilai observasinya.

METODE ANALISIS

Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data hasil *generate software* R yang diatur skenarionya berdasarkan tingkat *multikolinieritas* (*multikolinieritas* sedang, tinggi, sangat tinggi, dan *multikolinieritas* mendekati sempurna), jumlah variabel (2, 3, 5), dan jumlah observasi (10, 50, 100, 500). Terdapat empat skenario data. Skenario I:

dengan tingkat *multikolinieritas* sedang (koefisien korelasi 0,15), skenario II: dengan tingkat *multikolinieritas* tinggi (koefisien korelasi =0,5), skenario III: dengan tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi (0,8), dan skenario IV: tingkat *multikolinieritas* mendekati sempurna (koefisien korelasi 0,95). Kemudian dari tiap skenario tersebut di-*generate* data dengan jumlah variabel 2, 3, 5 dan jumlah observasi 10, 50, 100, 500.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Membandingkan efisiensi metode PLSR dengan metode RR dilihat berdasarkan nilai RMSE. Metode yang lebih efisien adalah metode yang memiliki nilai RMSE lebih kecil dari metode lain. Perbandingan tingkat efisiensi metode penanganan *multikolinieritas* ini dilakukan dengan simulasi data yang terdiri dari empat skenario berbeda yaitu skenario tingkat *multikolinieritas* sedang, tinggi, sangat tinggi, dan *multikolinieritas* mendekati sempurna. Untuk tiap skenarionya, data yang di-*generate* adalah

data dengan kombinasi jumlah variabel 2, 3, 5 dan jumlah observasi 10, 50, 100, 500. Rincian hasil simulasi dari tiap skenario terdapat pada penjelasan berikut ini.

Pada skenario dengan tingkat *multikolinieritas* sedang, nilai RMSE yang dihasilkan dari masing-masing metode berdasarkan jumlah variabel dan jumlah observasi adalah sebagai berikut:

Skenario I : Tingkat *Multikolinieritas* Sedang

Tabel 1. Nilai RMSE kedua metode pada tingkat multikolinieritas sedang

p	Multiko sedang							
	PLSR				RR			
	n=10	n=50	n=100	n=500	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2	0.209	0.068	0.045	0.024	0.209	0.068	0.045	0.024
3	0.156	0.054	0.039	0.019	0.156	0.054	0.039	0.019
5	0.039	0.031	0.024	0.012	0.042	0.031	0.024	0.012

Tabel 2. Kesimpulan metode yang lebih efisien berdasarkan nilai RMSE pada tingkat multikolinieritas sedang

	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
p=2	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=3	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=5	PLSR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR

Berdasarkan nilai RMSE pada Tabel 1 dan kesimpulannya pada Tabel 2, untuk semua kondisi dengan tingkat multikolinieritas sedang, baik yang berdasarkan jumlah variabel maupun berdasarkan jumlah observasi, metode PLSR memiliki tingkat efisiensi yang sama kuat dengan metode RR. PLSR terlihat lebih efisien ketika data yang disimulasikan terdiri dari 5 variabel prediktor dan 10 observasi.

Jika efisiensi metode RR dan PLSR dibandingkan dengan metode OLS sebagai estimator pembentuk koefisien regresi saat terjadi *multikolinieritas* sedang, nilai RMSE metode OLS pada Tabel 3 menunjukkan nilai yang lebih besar daripada metode RR dan PLSR pada Tabel 1, hal ini membuktikan untuk data dengan tingkat *multikolinieritas* sedang, masalah *multikolinieritas* tetap harus ditangani dengan menggunakan metode PLSR atau RR.

Tabel 3. Nilai RMSE metode OLS pada tingkat multikolinieritas sedang

RMSE				
	n=10	n=50	n=100	n=500
p=2	0.742	1.115	0.973	1.014

p=3	0.808	0.913	1.104	1.006
p=5	0.389	0.835	0.973	0.935

Skenario II : Tingkat Multikolinieritas Tinggi

Pada skenario dengan tingkat *multikolinieritas* tinggi, nilai RMSE yang

dihasilkan dari masing-masing metode berdasarkan jumlah variabel dan jumlah observasi adalah sebagai berikut:

Tabel 4. Nilai RMSE kedua metode pada tingkat multikolinieritas tinggi

	Multiko tinggi							
	PLSR				RR			
	n=10	n=50	n=100	n=500	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2	0.169	0.061	0.039	0.020	0.167	0.062	0.038	0.020
3	0.148	0.033	0.024	0.013	0.138	0.034	0.025	0.013
5	0.062	0.022	0.012	0.006	0.058	0.022	0.012	0.007

Tabel 5. Kesimpulan metode yang lebih efisien berdasarkan nilai RMSE pada tingkat multikolinieritas tinggi

	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
p=2	RR	PLSR	RR	PLSR=RR
p=3	RR	PLSR	PLSR	PLSR=RR
p=5	RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR

Bersadarkan nilai RMSE pada Tabel 4 dan kesimpulannya pada Tabel 5, untuk kondisi 2 variabel prediktor, saat data yang disimulasikan sebanyak 10 observasi dan 100 observasi, nilai RMSE yang dihasilkan metode PLSR lebih besar daripada metode RR, ini menunjukkan bahwa metode RR lebih efisien. Ketika data yang disimulasikan sebanyak 50 observasi, PLSR memiliki nilai RMSE yang lebih kecil sehingga lebih efisien. Kemudian ketika data yang digunakan sebanyak 500 observasi, kedua metode menunjukkan tingkat efisiensi yang sama dalam menangani *multikolinieritas*. Selanjutnya, simulasi data dengan kondisi 3 variabel prediktor menunjukkan metode RR lebih efisien untuk data sebanyak 10 observasi, untuk data dengan 50 dan 100 observasi efisiensi yang lebih baik diberikan oleh metode PLSR, dan untuk data dengan 500 observasi kedua metode memberikan RMSE yang sama besar sehingga sama

efisiennya. Berlanjut untuk simulasi data dengan 5 variabel prediktor, RR lebih efisien untuk jumlah observasi 10, untuk 50 dan 100 observasi kedua metode sama efisiennya, dan untuk observasi 500 PLSR lebih efisien.

Dengan demikian, dapat disimpulkan untuk tingkat *multikolinieritas* tinggi, dengan berbagai kondisi data yang disimulasikan memberikan kesimpulan bahwa sebagian besar kondisi menunjukkan metode PLSR lebih efisien. Terdapat pula sebagian kondisi lain yang menunjukkan metode RR lebih efisien. Namun, perbedaan efisiensi berdasarkan nilai RMSE yang terdapat pada Tabel 4 tersebut tidak jauh berbeda.

Jika dibandingkan efisiensi metode RR dan PLSR dengan metode OLS sebagai estimator pembentuk koefisien regresi ketika terdapat *multikolinieritas* tinggi, nilai RMSE metode OLS pada Tabel 6 menunjukkan nilai yang lebih besar daripada

metode RR dan PLSR pada Tabel 4, hal ini membuktikan untuk data dengan tingkat *multikolinieritas* tinggi, masalah

multikolinieritas tetap harus ditangani dengan menggunakan metode PLSR atau RR.

Tabel 6. Nilai RMSE metode OLS pada tingkat *multikolinieritas* tinggi

RMSE				
	n=10	n=50	n=100	n=500
p=2	0.932	0.919	0.953	1.001
p=3	1.037	0.829	0.959	0.979
p=5	0.894	1.028	0.836	0.951

Skenario III : Tingkat *Multikolinieritas* Sangat Tinggi

Pada skenario dengan tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi, nilai RMSE

yang dihasilkan dari masing-masing metode berdasarkan jumlah variabel dan jumlah observasi adalah sebagai berikut:

Tabel 7. Nilai RMSE kedua metode pada tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi

		Mutiko = 0,8							
		PLSR				RR			
		n=10	n=50	n=100	n=500	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
2	0.082	0.056	0.032	0.017	0.079	0.057	0.032	0.017	
3	0.104	0.027	0.020	0.010	0.091	0.027	0.020	0.010	
5	0.027	0.016	0.009	0.004	0.026	0.016	0.009	0.005	

Tabel 8. Kesimpulan metode yang lebih efisien berdasarkan nilai RMSE pada tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi

	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
p=2	RR	PLSR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=3	RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=5	RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR

Berdasarkan nilai RMSE pada Tabel 7 dan kesimpulannya pada Tabel 8, untuk kondisi 2 variabel prediktor, metode RR lebih efisien untuk data dengan 10 observasi, PLSR lebih efisien saat jumlah data sebanyak 50 observasi, dan efisiensi kedua metode sama untuk data dengan observasi 100 dan 500. Ketika kondisi 3 variabel prediktor, metode RR lebih efisien untuk data dengan 10 observasi, untuk jumlah observasi lainnya kedua metode

memiliki tingkat efisiensi yang sama. Begitu pula untuk data dengan variabel prediktor sebanyak 5, RR efisien untuk observasi sebanyak 10, tingkat efisiensi kedua metode sama saat observasi sebanyak 50 dan 100, dan PLSR lebih unggul untuk observasi 500.

Dari rincian tabel diatas dapat disimpulkan bahwa untuk tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi, dengan berbagai kondisi data yang disimulasikan

beberapa kondisi menunjukkan metode PLSR lebih efisien. Sebagian kondisi lainnya menunjukkan metode RR yang lebih efisien. Namun, sebagian besar kondisi menunjukkan kedua metode memiliki tingkat efisiensi yang sama kuat. Meskipun demikian, perbedaan efisiensi berdasarkan nilai RMSE yang terdapat pada tabel diatas tidak jauh berbeda.

Jika dibandingkan efisiensi metode RR dan PLSR dengan metode OLS sebagai

estimator pembentuk koefisien regresi ketika *multikolinieritas* sangat tinggi, maka berdasarkan nilai RMSE yang ditunjukkan oleh Tabel 9, metode OLS menghasilkan nilai RMSE yang lebih besar, hal ini membuktikan buntut data dengan tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi, masalah *multikolinieritas* tetap harus ditangani dengan menggunakan metode PLSR atau RR.

Tabel 9. Nilai RMSE metode OLS pada tingkat *multikolinieritas* sangat tinggi

RMSE				
	n=10	n=50	n=100	n=500
p=2	0,539	1,154	0,984	1,010
p=3	0,578	0,904	0,994	1,028
p=5	0,467	0,999	0,944	0,967

Skenario IV: *Multikolinieritas Mendekati Sempurna*

Pada skenario dengan tingkat *multikolinieritas* yang mendekati sempurna,

nilai RMSE yang dihasilkan dari masing-masing metode berdasarkan jumlah variabel dan jumlah observasi adalah sebagai berikut:

Tabel 10. Nilai RMSE kedua metode pada tingkat *multikolinieritas* mendekati sempurna

p	Mutiko = 0,95							
	PLSR				RR			
	n=10	n=50	n=100	n=500	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
2	0.134	0.052	0.030	0.015	0.134	0.052	0.030	0.015
3	0.090	0.024	0.016	0.009	0.090	0.024	0.016	0.009
5	0.029	0.014	0.008	0.004	0.029	0.014	0.008	0.004

Tabel 11. Kesimpulan metode yang lebih efisien berdasarkan nilai RMSE pada tingkat *multikolinieritas* mendekati sempurna

	n=10	n=50	n=100	n=500
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
p=2	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=3	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR
p=5	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR	PLSR=RR

Berdasarkan nilai RMSE pada Tabel 10 dan kesimpulan pada Tabel 11, metode PLSR memiliki nilai RMSE yang sama besar dengan metode RR untuk semua kondisi data yang disimulasikan. Dengan demikian, ketika terjadi *multikolinieritas* yang

mendekati sempurna, baik metode PLSR maupun metode RR sama efisiennya.

Jika dibandingkan efisiensi metode RR dan PLSR dengan metode OLS sebagai estimator pembentuk koefisien regresi ketika *multikolinieritas* mendekati sempurna, nilai RMSE metode OLS lebih

besar daripada metode RR dan PLSR seperti yang ditunjukkan oleh Tabel 12, hal ini membuktikan untuk data dengan tingkat *multikolinieritas* mendekati sempurna, masalah *multikolinieritas* tetap harus ditangani dengan menggunakan metode PLSR atau RR.

Tabel 12. Nilai RMSE metode OLS pada tingkat multikolinieritas sangat tinggi

	RMSE			
	n=10	n=50	n=100	n=500
p=2	0,978	1,105	0,921	0,941
p=3	0,838	0,902	0,847	1,024
p=5	0,639	1,003	0,943	0,977

KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan simulasi yang telah dilakukan, untuk tingkat *multikolinieritas* sedang, tinggi, dan sangat tinggi, beberapa kondisi menunjukkan salah satu metode lebih efisien dan sebagian besar kondisi lainnya menunjukkan tingkat efisien yang sama untuk kedua metode. Sedangkan tingkat *multikolinieritas* mendekati sempurna, hasil simulasi menunjukkan kedua metode sama efisien untuk semua kondisi data. Meskipun untuk beberapa kondisi salah satu metode lebih efisien, tetapi selisih perbedaan nilai RMSE dari kedua metode tidak berbeda jauh, sehingga dapat dikatakan kedua metode memiliki tingkat efisiensi yang sama. Jika kompleksitas dari metode penanganan multikolinieritas tidak diperhatikan dalam perhitungan koefisien regresi, metode PLSR lebih baik digunakan karena merupakan metode yang tidak bias.

Untuk penelitian lebih lanjut, metode penanganan *multikolinieritas* yang lain dapat dikaji tingkat efisiensinya dengan metode PLSR dan RR untuk menemukan metode lain yang mungkin lebih efisien dalam mengatasi masalah *multikolinieritas* pada RLB. Selain itu, proses simulasi data dapat dikembangkan untuk mencari *cutting*

point atau nilai batas sehingga suatu metode dikatakan lebih efisien dari metode lainnya.

DAFTAR PUSTAKA

- Abdi, H. 2007. Partial Least Square Regression (PLS-Regression). *Encyclopedia of Measurement and Statistics*, 1-13. <http://plstools.googlecode.com/svn-history/r13/trunk/Documentation/Abdi-PLSR2007-pretty.pdf> (Diakses 21 Maret, 2015).
- Adnan, N., Ahmad, M. H., dan Adnan, R. 2006. A Comparative Study On Some Methods For Handling Multicollinearity Problems. *Journal of Mathematics*, Vol. 22 No. 2, 109-119. <http://www.matematika.utm.my/index.php/matematika/article/viewFile/179/174>. (Diakses 19 Maret, 2015).
- Garthwaite, P. H. 1994. An Interpretation of Partial Least Squares. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89 No. 425, 122-127. <http://amstat.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1994.10476452>. (Diakses, 20 Maret 2015).
- Kibria, B. M. 2003. Performance of Some New Ridge Regression Estimators. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, Vol. 32 No. 2, 419-435. <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1081/SAC-120017499>. (Diakses, 24 Maret 2015).
- Netter, J., Wasserman, W., dan H.Kutner, M. 1989. *Applied Linear Regression Model (2th ed)*. Homewood: IRWIN Book Team.
- Gujarati, D. N. 2010. *Dasar-Dasar Ekonometrika*. Jakarta: Salemba Empat.
- Soemartini. 2008. *Penyelesaian Multikolinieritas Melalui Metode Ridge Regression [Skripsi]*. Jatinangor: Universitas Padjadjaran.

PENDUGAAN *STANDARD ERROR* DAN *CONFIDENCE INTERVAL* KOEFISIEN GINI DENGAN METODE *BOOTSTRAP*: TERAPAN PADA DATA SUSENAS PROVINSI PAPUA BARAT TAHUN 2013

¹Dwi Indri Arieska, dan ²Novi Hidayat Puspongoro

¹Aparatur Sipil Negara –Badan Pusat Statistik, Kabupaten Lamandau

²Dosen Jurusan Statistika –Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, Jakarta

e-mail : ¹ dwi.indri@bps.go.id, ² novie@stis.ac.id

Masuk tanggal : 12 Agustus 2016, diterima untuk diterbitkan tanggal : 9 Januari 2017

Abstrak

Ketimpangan pendapatan merupakan salah satu indikator pembangunan ekonomi suatu negara. Salah satu ukuran ketimpangan pendapatan yang sering digunakan adalah koefisien gini. Namun, koefisien gini yang dipublikasikan merupakan estimasi titik yang memiliki kekurangan dalam fungsinya sebagai penduga dikarenakan tidak dipertimbangkannya peluang kebenaran dalam nilai tersebut. Sehingga, penduga titik saja tidak cukup untuk mengestimasi suatu parameter maka penduga interval menjadi penting karena merepresentasikan akurasi atau presisi dari sebuah estimasi. Penelitian ini menerapkan metode pendugaan terhadap standard error dan confidence interval koefisien gini dengan metode bootstrap guna memperoleh penduga selang nilai koefisien gini. Data yang dipergunakan dalam kajian ini adalah data Susenas Provinsi Papua Barat tahun 2013. Dengan mempergunakan nilai koefisien gini yang telah disesuaikan (koefisien gini bias-corrected) maka pendugaan standar error koefisien gini bias-corrected Provinsi Papua Barat tahun 2013 dilakukan dengan dua metode yaitu perhitungan sampel asli dan resample metode bootstrap nonparametrik. Temuan pada kajian ini adalah penduga selang koefisien gini yang dihitung dengan menggunakan bootstrap-t merupakan confidence interval terbaik dari keseluruhan confidence interval yang terbentuk karena memiliki standard error kecil dan interval pendek.

Kata Kunci: *confidence interval*, koefisien gini *bias-corrected*, *bootstrap*

Abstract

Income inequality is one of economic development indicators. As a kind of inequality indicators which is commonly used in Indonesia, gini coefficient is published as a point estimation. This estimation are lacking in its function as an estimator because it doesn't considerate the probability accuration of the estimate value. Thus, the confidence interval estimation is needed as a comprehensive estimator. The objective of this study is estimate the standard errors and confidence intervals Gini coefficients with the bootstrap method. This study used National Social Economics Household Survey for West Papua Province in 2013. The Gini coefficient that used is a bias-corrected gini coefficient as consideration the bias in the calculation. The standard error of bias-corrected gini coefficient in West Papua is carried out of two data, which are the original sample and resample nonparametric bootstrap method. This research found out that bootstrap-t confidence interval confidence interval is the best confidence interval since it has the smallest standard error and shortest interval.

Keywords: *confidence interval*, *bias-corrected Gini coefficient*, *bootstrap*

PENDAHULUAN

Penanggulangan kemiskinan dan ketimpangan distribusi pendapatan merupakan inti dan tujuan utama kebijakan pembangunan berkelanjutan di semua negara (Todaro dan Smith, 2004). Untuk mencapai tujuan ini, haruslah dilakukan upaya untuk mendorong pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan, inklusif dan adil secara bersama oleh semua negara di dunia yang dirumuskan dalam *Millenium Development Goals (MDGs)* dan diteruskan dalam *Sustainable Development Goals (SDGs)*. *SDGs* mulai direalisasikan pada 1 Januari 2016 dan harus diselesaikan pada tahun 2030. Dalam *SDGs* pengentasan kemiskinan dan ketimpangan distribusi pendapatan dinyatakan dalam tujuan pertama serta kesepuluh yaitu pengentasan kemiskinan dalam segala bentuk dan dimanapun serta mengurangi ketimpangan di dalam dan antar negara.

Menurut Seers dalam Asra (2013), terdapat empat indikator untuk mengukur pembangunan ekonomi, yaitu pertumbuhan ekonomi, tingkat kemiskinan, tingkat ketimpangan pendapatan, dan tingkat pengangguran. Ketimpangan merupakan salah satu masalah yang serius dalam pembangunan ekonomi suatu negara. Banyak negara di dunia mengalami perkembangan yang pesat dalam pertumbuhan ekonomi. Namun, distribusi pendapatan masyarakatnya justru memburuk, misalnya Amerika Serikat dan China (World Bank, 2016).

Umumnya, ukuran ketimpangan distribusi pendapatan antar penduduk dalam suatu wilayah dinyatakan dengan Rasio Gini. Todaro (2004) menyatakan bahwa koefisien gini memiliki empat kriteria yang sangat dicari dalam suatu ukuran yaitu: prinsip anonimitas, independensi skala, independensi populasi, dan transfer, sehingga koefisien ini merupakan ukuran yang sesuai dalam menjelaskan suatu kondisi ketimpangan. Ukuran ini memiliki jangkauan nilai 0 sampai dengan 1 dengan interpretasi pemerataan pendapatan yang sempurna jika bernilai 0 yaitu jika setiap orang

memiliki pendapatan yang tepat sama, dan ketimpangan sempurna jika bernilai 1 yaitu jika satu orang memiliki semua pendapatan sementara orang lain memiliki pendapatan nol. Namun, pemerataan dan ketimpangan sempurna merupakan hal yang mustahil.

Di Indonesia, perhitungan koefisien gini dipublikasikan oleh BPS berdasarkan data pengeluaran rumah tangga hasil dari Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS). Koefisien gini yang dipublikasikan merupakan estimasi titik yang memiliki kekurangan dalam fungsinya sebagai penduga dikarenakan tidak dipertimbangkannya peluang kebenaran dalam nilai tersebut. Sehingga, penduga titik saja tidak cukup untuk mengestimasi suatu parameter maka penduga interval menjadi penting karena merepresentasikan akurasi atau presisi dari sebuah estimasi.

Standard error dan penduga interval merupakan komponen penting dalam pendugaan suatu nilai parameter. *Standard error* (SE) adalah standar deviasi dari distribusi sampling suatu statistik. *Standard error* merujuk kepada perkiraan standar deviasi dari sampel tertentu yang digunakan untuk menghitung suatu nilai estimator. Namun dalam pendugaan ukuran ketimpangan pendapatan penduduk, nilai *standard error* masih jarang dilaporkan. Hal ini dikarenakan sebagian besar formulasi *standard error* yang diusulkan dalam literatur memiliki perhitungan kompleks dan rumit secara matematis atau memerlukan teknik komputasi tertentu untuk menghitung *standard error* tersebut. (Hoeffding, 1948).

Karagiannis dan Kovacevic (2000) serta Ogowang (2000) melakukan penelitian terkait penghitungan *standard error* koefisien gini. Penelitian-penelitian tersebut membahas cara-cara agar beban komputasi terkait perhitungan varian koefisien gini dapat diminimalisir dengan pendekatan metode *jackknife*. Salah satunya adalah dengan penggunaan sampel data yang lebih besar. Hal ini pada awalnya menjadi suatu masalah. Akan tetapi, sekarang sudah dapat diatasi dengan metode *bootstrap* untuk membentuk

penduga selang nilai parameter koefisien gini.

Davidson (2009) menyajikan prosedur untuk menghitung *asimptotically correct standard error* koefisien gini dengan teknik yang relatif sederhana. Davidson menghasilkan rumus estimator *bias-corrected* koefisien gini, pendugaan *standard error* koefisien gini dan menggambarkan penggunaan metode *bootstrap* untuk menghasilkan kesimpulan estimasi koefisien gini yang reliabel.

METODOLOGI

Efron dan Tibshirani (1998) mendefinisikan *bootstrap* sebagai metode simulasi berbasis data yang dapat digunakan untuk statistika inferensia. Istilah *bootstrap* didapat dari sebuah frase “untuk menarik seseorang keatas dengan menggunakan satu tali sepatu (*bootstrap*)” yang diperoleh dari sebuah buku pada abad ke-18 yang berjudul “*Adventure of Baron Munchausen*” karya Rudolph Erich Raspe. Untuk selanjutnya, *Bootstrap* banyak dikembangkan oleh Efron dan banyak diaplikasikan dalam bidang statistika karena memiliki banyak keunggulan.

Bootstrap adalah metode statistika inferensia yang berbasis computer. Prosedur statistika yang digunakan dalam *bootstrap* adalah *sampling* dari sebuah populasi yang dilakukan dengan *resample*. Metode *bootstrap* adalah metode berbasis *resampling* data sampel dengan syarat pengembalian pada data dalam mendapatkan ukuran statistik suatu sampel yang mewakili data populasi. Keterwakilan data populasi di dapatkan dari ukuran *resampling* yang diambil secara ribuan kali.

Bootstrap memungkinkan seseorang untuk melakukan inferensia terhadap parameter tanpa membuat asumsi awal mengenai distribusi nilai data yang kuat dan tidak memerlukan formulasi analitis untuk distribusi *sampling* suatu estimator. Oleh karena itu, *bootstrap* menggunakan distribusi empiris untuk mengestimasi distribusi *sampling*. Jika parameter dapat dinyatakan sebagai sebuah fungsi dari distribusi yang tidak diketahui, fungsi

distribusi estimator *bootstrap* sama dengan fungsi distribusi empiris. Salah satu yang merupakan daya tarik dari metode ini adalah secara langsung dapat memberikan nilai pendugaan *varians, bias, coverage* dan fenomena probabilita lain.

Ada beberapa batasan dalam metode *bootstrap*. Pertama sampel harus cukup besar dan diambil secara random sehingga dapat mewakili keseluruhan populasi. Sampel yang dimaksud disini mengikuti kaidah teorema limit pusat yaitu lebih dari atau sama dengan 30, karena metode *bootstrap* tidak dapat mengatasi beberapa bias untuk sampel yang tidak mewakili dan dalam beberapa kasus akan memperumit masalah. Kedua, metode parametrik lebih baik dalam banyak kasus untuk membuat pendugaan titik. Jadi, prosedur *bootstrap* dapat parametrik dapat menyediakan estimasi yang lebih akurat melalui pendugaan selang dengan pada suatu tingkat kepercayaan.

Langkah-langkah perhitungan dengan metode *bootstrap* adalah sebagai berikut:

1. Sampel pada data x didefinisikan sebagai data sampel berukuran n yang terdiri dari $x_i = x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ dengan x_i sebagai vektor data pengamatan.
2. Sampel data x diambil secara acak berukuran n dengan pengembalian. Kemudian, diperoleh data sampel baru yang didefinisikan sebagai x^* . Sampel data x^* terdiri dari anggota data asli, akan tetapi mungkin sebagian data tidak akan muncul, atau muncul hanya sekali atau dua kali semuanya tergantung kepada randomisasi.
3. Langkah kedua dilakukan beberapa kali sebanyak B , sehingga mendapatkan himpunan data *bootstrap* $(x^{*1}, x^{*2}, \dots, x^{*B})$ dengan setiap sampel *bootstrap* merupakan sampel acak yang saling independen. Dalam menentukan besarnya nilai B akan sangat bervariasi, karena besar kecilnya nilai B dapat memberikan hasil yang berbeda-beda bagi setiap tahapan dalam analisis.
4. Replikasi *bootstrap* $(x^{*1}, x^{*2}, \dots, x^{*B})$ didapatkan dengan cara menghitung nilai $s(x)$ pada masing-masing sampel

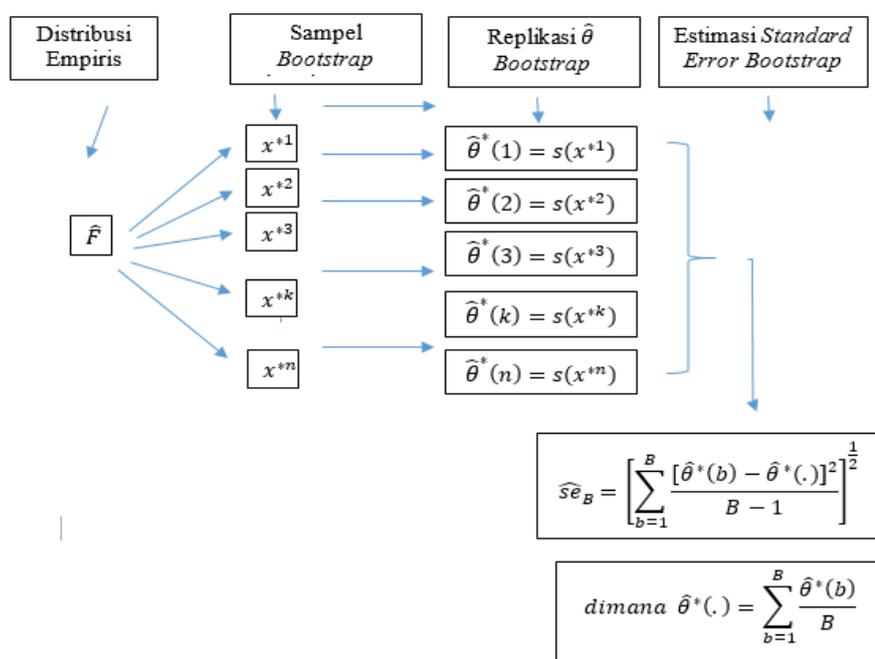
bootstrap. Nilai $s(x)$ merupakan suatu nilai taksiran statistik dari masing-masing sampel *bootstrap*. Proses ini menggunakan prinsip Monte Carlo untuk mendapatkan *standard error bootstrap*. *Standard error bootstrap* dapat dihitung dengan rumus sebagai berikut :

$$\widehat{se}_B = \left[\sum_{b=1}^B \frac{[\hat{\theta}^*(b) - \hat{\theta}^*(.)]^2}{B-1} \right]^{\frac{1}{2}} \quad [1]$$

5. Selanjutnya setelah didapatkan *standard error bias-corrected* parameter dan *standard error*

bootstrap, *confidence interval* dapat terbentuk. *Standard error bias-corrected* parameter digunakan untuk menghitung *confidence interval* normal standar. *Standard error bootstrap* dapat digunakan untuk menghitung *confidence interval* normal standar dan *bootstrap-t*.

Gambar di bawah ini merupakan gambar algoritma perhitungan *standard error bootstrap*. Sampel *bootstrap* adalah sampel independen berukuran n dari distribusi empiris suatu dugaan parameter \hat{F} .



Sumber: Efron dan Tibshirani (1986)

Gambar 1. Cara Mengestimasi Standard Error Bootstrap secara Umum

Beberapa *Confidence Interval Bootstrap*

Berikut disajikan beberapa penduga selang (*confidence interval*) parameter yang dihasilkan oleh metode *bootstrap*. Untuk selanjutnya, *confidence interval* tersebut dipilih yang terbaik yaitu yang memiliki peluang besar dengan panjang interval yang relatif pendek.

Confidence Interval Normal Standar N (0, 1)

Pembentukan *confidence interval* normal standar adalah pembentukan *confidence*

interval dengan metode frekuentis yang sering digunakan, yaitu berdasarkan:

$$(1 - \alpha) = P \left[\hat{\theta} - z_{\alpha} \cdot \frac{\widehat{SE}_{\hat{\theta}}}{2}, \hat{\theta} + z_{\alpha} \cdot \frac{\widehat{SE}_{\hat{\theta}}}{2} \right] \\ \left[\hat{\theta} - z_{\alpha/2} \cdot \widehat{SE}_{\hat{\theta}}, \hat{\theta} + z_{\alpha/2} \cdot \widehat{SE}_{\hat{\theta}} \right] \quad [2]$$

dengan:

- $\widehat{SE}_{\hat{\theta}}$: *Standard error bias-corrected* dari estimator $\hat{\theta}$ (koefisien gini *bias-corrected*).
- $\hat{\theta}$: nilai estimasi parameter θ

Confidence Interval Standar Bootstrap

Perhitungan *confidence interval* standar *bootstrap bias-corrected* dengan simulasi

bootstrap dapat dilakukan dengan rumus sebagai berikut:

$$[\hat{\theta} - z_{\alpha/2} \cdot \widehat{SE}_{Boot}, \hat{\theta} + z_{\alpha/2} \cdot \widehat{SE}_{Boot}]$$

\widehat{SE}_{Boot} adalah *standard error* dari estimator *bias-corrected* yang diestimasi dari metode simulasi *bootstrap*.

Confidence Interval Bootstrap-t

Misalkan $\hat{\theta}$ pendekatan distribusi normal dengan mean θ dan varians $se(\hat{\theta})^2$. Selanjutnya diberikan $\widehat{se}(\hat{\theta})$ adalah estimator untuk $se(\hat{\theta})$ berdasarkan sampel asli. X . Dari sampel *bootstrap* $X^{*(b)}$, kemudian dapat dihitung:

$$T^{*(b)} = \frac{\hat{\theta}^{*(b)} - \hat{\theta}}{\widehat{se}(\hat{\theta})} \quad [4]$$

Berdasarkan nilai $T^{*(b)}$, dapat diestimasi nilai kritis $t_{1-\alpha/2}$ dan $t_{\alpha/2}$ dari $\hat{t}_{1-\alpha/2}$ dan $\hat{t}_{\alpha/2}$, masing-masing sebagai berikut:

$$\frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1\{T^{*(b)} \leq \hat{t}_{1-\alpha/2}\} \approx \frac{\alpha}{2} \quad \text{dan} \\ \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1\{T^{*(b)} \geq \hat{t}_{\alpha/2}\} \approx \frac{\alpha}{2}$$

Kemudian dapat dirumuskan *confidence interval bootstrap-t* sebagai berikut:

$$(1 - \alpha) = P\{\hat{\theta} - \hat{t}_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \widehat{se}(\hat{\theta}) \leq \theta$$

$$\leq \hat{\theta} - \hat{t}_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \widehat{se}(\hat{\theta})\} \\ [\hat{\theta} - \hat{t}_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \widehat{se}(\hat{\theta}), \hat{\theta} - \hat{t}_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \widehat{se}(\hat{\theta})] \quad [5]$$

Perhitungan koefisien gini yang digunakan dalam penelitian adalah koefisien gini yang disarankan oleh Davidson (2009). Perhitungan koefisien gini tersebut merupakan inferensia yang reliabel untuk estimasi koefisien gini. Selain itu, perhitungan gini tersebut juga memberikan *standard error* yang reliabel, simpel dan efektif. Perhitungan koefisien gini tersebut dilakukan dengan rumus sebagai berikut:

$$\hat{G} = \left(\frac{2}{\hat{\mu}^2} \sum_{i=1}^n y(i) \left(i - \frac{1}{2} \right) \right) - 1 \quad [6]$$

dengan:

- \hat{G} : koefisien gini
- $\hat{\mu}$: estimasi rata-rata pendapatan
- $y(i)$: pendapatan ke- i yang sudah diurutkan dari kecil ke besar

- i : series dari order statistik pendapatan,
 $i = 1, 2, \dots, n$
- n : jumlah data pendapatan [3]

Davidson (2009) menyatakan sebuah pendekatan untuk bias \hat{G} dari estimator *bias-corrected* koefisien gini yang dinotasikan dengan \tilde{G} .

$$\tilde{G} = \frac{n}{n-1} \hat{G} \quad [7]$$

dengan:

\hat{G} : estimator *bias-corrected* koefisien gini

N : jumlah data pendapatan

Estimator \tilde{G} tetap memiliki bias, tetapi bias tersebut lebih kecil dari $n - 1$. Persamaan dari estimator diatas dapat digunakan untuk menghitung sebuah estimasi *standard error* \tilde{G} . Rumus yang digunakan yaitu:

$$\tilde{Z}_i = -(\tilde{G} + 1)y_{(i)} + 2(w_i - v_i) \quad [8]$$

dengan:

$$w_i = (2i - 1)y_{(i)} / (2n)$$

$$v_i = n^{-1} \sum_{j=1}^i y_{(j)}$$

Kemudian, *standard error* koefisien gini *bias-corrected* dapat dihitung dengan:

$$SE(\tilde{G}) = \sqrt{\frac{1}{(n\hat{\mu})^2} \sum_{i=1}^n (\tilde{Z}_i - \bar{Z})^2} \quad [9]$$

Dengan:

$SE(\tilde{G})$: *standard error* koefisien gini *bias-corrected*

$\hat{\mu}$: estimasi rata-rata pendapatan

\bar{Z} : rata-rata \tilde{Z}_i

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tilde{Z}_i$$

n : jumlah data pendapatan

Davidson (2009) menunjukkan melalui percobaan simulasi distribusi asimptotik koefisien gini reliabel untuk sampel berukuran sekitar 100 observasi. Akan tetapi, pada kasus distribusi pendapatan yang mengikuti distribusi *lognormal* dengan varians besar atau ketika distribusi memiliki ekor yang panjang, inferensi yang reliabel dapat diperoleh melalui aplikasi metode *bootstrap*. Ukuran kemencengan (*skewness*) dan bentuk histogram dapat digunakan untuk mengetahui keadaan ekor suatu distribusi.

Perhitungan kemencengan dapat dilakukan dengan rumus berikut:

$$G_1 = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \cdot \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^3 \quad [10]$$

dengan:

- G_1 : ukuran tingkat kemencengan
- n : jumlah observasi
- x_i : pendapatan per kapita ke- i
- \bar{x} : rata-rata pendapatan per kapita
- s : standar deviasi

Menurut Bulmer (1967), dalam buku yang berjudul “*Principles of Statistics*” ukuran tingkat kemencengan dapat dikelompokkan sebagai berikut:

- Jika ukuran tingkat kemencengan kurang dari -1 atau lebih dari $+1$ maka masuk ke dalam kelompok dengan kemencengan tinggi,
- Jika ukuran tingkat kemencengan antara -1 dan $-\frac{1}{2}$ atau antara $+\frac{1}{2}$ dan $+1$ maka masuk ke dalam kelompok dengan kemencengan menengah,
- Jika ukuran tingkat kemencengan antara $-\frac{1}{2}$ dan $+\frac{1}{2}$ maka masuk ke dalam kelompok mendekati simetris.

Jika hasil perhitungan ukuran tingkat kemencengan menyatakan bahwa data menceng kanan atau kiri, dapat dilanjutkan perhitungan *standard error* dan *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected*.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari bagian diseminasi Badan Pusat Statistik (BPS). Penelitian ini menggunakan variabel pendapatan per kapita Provinsi Papua Barat pada tahun 2013 yang diperoleh dari hasil Survei Sosial dan Ekonomi Nasional (Susenas) tahun 2013. Data sampel pendapatan per kapita Provinsi Papua Barat berukuran 3790 rumah tangga. Berdasarkan *resample* yang dilakukan sebanyak 9999 kali diperoleh nilai *standard error* dan *confidence interval* koefisien gini Provinsi Papua Barat tahun 2013.

Berdasarkan perhitungan nilai koefisien gini Davidson (2009)

menggunakan formula [6] dan [7], diperoleh nilai koefisien gini sebesar 0,3818 dan nilai koefisien gini *bias-corrected* di Provinsi Papua Barat pada tahun 2013 adalah 0,3819. Nilai estimasi tersebut lebih rendah dibandingkan koefisien gini yang dihitung tanpa *resample* yaitu 0,41 (BPS, 2014). Berdasarkan koefisien gini *bias-corrected* tersebut diketahui bahwa tingkat ketimpangan pendapatan di Provinsi Papua Barat tahun 2013 dapat dinyatakan cukup merata dan masuk dalam kategori ketimpangan sedang.

Selanjutnya berdasarkan formula [9] dilakukan perhitungan nilai *standard error* koefisien gini *bias-corrected* dan diperoleh nilai sebesar 0,0084. Nilai *standard error* tersebut menunjukkan bahwa perkiraan sampel yang digunakan untuk menghitung estimasi koefisien gini cukup tepat sebagai akibat adanya koreksi terhadap bias estimasi nilai koefisien gininya.

Davidson (2009) menunjukkan melalui percobaan simulasi distribusi asimptotik koefisien gini reliabel untuk sampel berukuran sekitar 100 observasi. Akan tetapi, pada kasus distribusi pendapatan yang mengikuti distribusi *log-normal* dengan varian besar atau ketika distribusi memiliki ekor yang panjang, inferensi yang reliabel dapat diperoleh melalui aplikasi metode *bootstrap*. Informasi mengenai ukuran kemencengan (*skewness*) dan bentuk histogram dapat digunakan untuk mengetahui keadaan ekor suatu distribusi. Perhitungan kemencengan dilakukan dengan formula [10]. Berdasarkan perhitungan tersebut didapatkan ukuran tingkat kemencengan 5,5664 yang berarti data pendapatan per kapita Provinsi Papua Barat tahun 2013 termasuk ke dalam kelompok dengan kemencengan tinggi. Tingkat kemencengan yang positif mengindikasikan arah ekor yang menjulur ke kanan. Oleh karena data pendapatan per kapita Provinsi Papua Barat memiliki ekor yang berat (memiliki kemencengan tinggi), perlu dilakukan simulasi metode *bootstrap* untuk mendapatkan *standard error* dan *confidence interval* yang reliabel.

Davidson dan MacKinnon (1999) menyatakan bahwa metode *bootstrap* nonparametrik merupakan metode yang sesuai dalam memperoleh nilai *standard error* data dengan tingkat kemencengan yang tinggi. Penelitian ini menggunakan *resample* yang dilakukan menggunakan data bangkitan yang berukuran 3790 seperti jumlah sampel awal sebanyak 9999 kali *resample* dengan bantuan *software R*. Proses *resample* menghasilkan 9999 set data sampel yang kemudian setiap set data sample di hitung koefisien gini *bias-corrected* masing-masing sebagai parameter. Kemudian, dari 9999 koefisien gini *bias-corrected* dapat dihitung *standard error bootstrap* menggunakan formula [1] sebagai berikut:

$$\widehat{se}_B = \left[\sum_{b=1}^B \frac{[\hat{\theta}^*(b) - \hat{\theta}^*(.)]^2}{B-1} \right]^{\frac{1}{2}} = 0,0064$$

Berdasarkan perhitungan didapatkan *standard error bootstrap* sebesar 0,0064. *Standard error* koefisien gini *bias-corrected* yang dihasilkan dengan metode *bootstrap* lebih kecil daripada nilai *standard error* yang dihasilkan dengan data sampel asli. Hal tersebut membuktikan bahwa pendugaan dengan metode *bootstrap* lebih akurat daripada menggunakan data asli untuk kasus koefisien gini *bias-corrected* di Provinsi Papua Barat tahun 2013.

Tahapan selanjutnya adalah menghitung *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* Provinsi Papua Barat tahun 2013 dengan *standard error* yang tersedia dapat dihitung. *Standard error* koefisien gini *bias-corrected* sampel asli dapat digunakan untuk menghitung *confidence interval* normal standar koefisien gini *bias-corrected*. Berdasarkan perhitungan *confidence interval* yang dilakukan maka dapat disusun tabel *confidence interval* sebagai berikut:

Tabel 1. *Confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* dengan berbagai metode *bootstrap* di Provinsi Papua Barat tahun 2013

Metode	Standard Error	Batas Bawah	Batas Atas	Panjang Interval
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Normal (0,1)	0,0084	0.3654	0.3984	0.0331
Standar	0,0064	0.3696	0,3946	0.0250
Bootstrap-t	0,0064	0.3694	0.3941	0.0247

Sumber : Hasil Pengolahan *Software R* dan *Microsoft Excel* dengan alfa 5 %

Dengan tingkat kepercayaan 95%, berdasarkan tabel *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* Provinsi Papua Barat tahun 2013 diatas, diketahui *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* yang terbentuk dengan metode *bootstrap* memiliki panjang interval yang lebih pendek daripada menggunakan perhitungan dari sampel asli. Selain itu, dapat dilihat bahwa *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* yang terbentuk dengan berbagai metode *bootstrap* memiliki panjang interval yang pendek yaitu 0,0250 pada *confidence interval* normal standar *bootstrap* dan

0,0247 pada *confidence interval bootstrap-t*. *Standard error* yang dihasilkan dengan metode *bootstrap* juga memiliki nilai yang lebih kecil daripada *standard error* yang dihasilkan perhitungan sampel asli. Secara keseluruhan *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* Provinsi Papua Barat tahun 2013 terbaik adalah *bootstrap-t* karena memiliki *standard error* yang kecil dan panjang interval yang pendek. Hal tersebut menunjukkan bahwa akurasi dari *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* yang terbentuk dari metode *bootstrap-t* lebih tinggi daripada metode lain.

KESIMPULAN

Dari penelitian ini dapat disimpulkan bahwa penghitungan nilai koefisien gini yang dihitung dengan metode Davidson lebih kecil dibandingkan metode yang biasa. Penghitungan *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* yang terbentuk dengan metode *bootstrap* memiliki panjang interval yang lebih pendek daripada menggunakan perhitungan dari sampel asli. *Standard error* yang dihasilkan dengan metode *bootstrap* juga memiliki nilai yang lebih kecil daripada *standard error* yang dihasilkan perhitungan sampel asli. Hal tersebut menunjukkan bahwa pendugaan dengan metode *bootstrap* lebih baik untuk pendugaan *standard error* dan *confidence interval* koefisien gini *bias corrected* Provinsi Papua Barat tahun 2013. Secara keseluruhan *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* Provinsi Papua Barat tahun 2013 terbaik adalah *confidence interval* koefisien gini *bias-corrected* yang terbentuk dari metode *bootstrap-t* karena memiliki *standard error* yang kecil dan panjang interval yang pendek.

DAFTAR PUSTAKA

- Asra, Abuzar. (2013). Pembangunan dan Kemiskinan dari Perspektif Islam. Jakarta. Jurnal Pradigma Islam di Bidang Keuangan, Ekonomi dan Pembangunan, Vol.1, No.1 Tahun 2013
- Asra, Abuzar. (2014). *Esensi Statistik Bagi Kebijakan Publik*. Jakarta : InMedia
- Asra, Abuzar. (2015). *Cerdas Menggunakan Statistik Edisi Perdana*. Jakarta : In Media.
- Asra, Abuzar dan Slamet Sutomo. (2014). *Pengantar Statistika II Panduan Bagi Pengajar dan Mahasiswa*. Jakarta : Rajagrafindo Persada.
- Badan Pusat Statistik. (2008). Analisis Kemiskinan 2008. Jakarta : Badan Pusat Statistik
- Badan Pusat Statistik. (2014). Perhitungan dan Analisis kemiskinan Makro Indonesia Tahun 2014. Jakarta : Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Papua Barat. (2014). Jumlah Penduduk Miskin, Persentase Penduduk Miskin, Garis Kemiskinan, Indeks Kedalaman Kemiskinan dan Indeks Keparahan Kemiskinan 2007–2014. Manokwari : Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik Provinsi Papua Barat. (2014). Pengeluaran Per Kapita Per Bulan Menurut Kabupaten/Kota 2006-2013. Manokwari : Badan Pusat Statistik.
- Bain, Lee J. dan Max Engelhart. (2000). *Introduction to Probability and Mathematical Statistics*. Boston : Duxbury.
- Banks, D. L. (1988). Histospline Smoothing The Bayesian Bootstrap. *Biometrika* 75, hlm. 673-684.
- Bickel, P. J., Gotze, F., dan van Zwet, W. R. (1997). Resampling Fewer Than n Observations, Gains, Losses, and Remedies for Losses. *Statist. Sin.* 7, hlm. 1-32.
- Bulmer, M. G. (1967). *Principles of Statistics*. New York : Dover Publications, Inc
- Chernick, Michael R. (2008). *Bootstrap Methods: A Gide for Practitioners and Researchers Second Edition*. Hoboken, New Jersey : John Wiley and Sons.
- Davidson, Russell. (2008). *Reliable Inference for The Gini Index*. Canada. Chair in Economics : McGill University.
- Davison, A. C., Hinkley, D. V. (1997). *Bootstrap Methods and Their Application*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Dudewicz, E. J. (1992). The Generalized Bootstrap. In *Bootstrapping And Related Techniques, Proceedings, Trier, FRG*. (K.-H. Jockel, G. Rothe, and W. Sendler, editors), *Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems*, Vol.376, hlm. 31-37. Springer-Verlag, Berlin.

- Efron, B. (1982a). *The Jackknife, The Bootstrap, and Other Resampling Plans*. SIAM, Philadelphia.
- Efron, B. (1986). How Biased is The Apparent Error Rate of A Prediction Rule? *J. Am. Statist. Assoc.* 81, hlm. 461-470.
- Efron, Bradley dan Tibshirani, Robert J. (1993). *Monographs on Statistics and Applied Probability 57 : An Introduction to the Bootstrap*. Great Britain, London SE1 8HN. Chapman and Hall
- Efron, B. dan Tibshirani, R. (1998). The Problem of Region . *Ann. Statist.* 26, hlm. 1687-1718.
- Gamboa, Luis et al. (2009). *Statistical Inference for Testing Gini Coefficients: An Application for Columbia*. Columbia. Working Paper, No.65.
- Giles, D. (2004). Calculating A Standard Error for The Gini Coefficient: Some Further Results. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66, 425-433.
- Hair, Joseph F. et al. (1998). *Multivariate Data Analysis*. New Jersey : Prentice-Hall, Inc.
- Hall, P. (1992a). *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Springer-Verlag, New York.
- Karagiannis, E. and Kovacevic, M. (2000). "A Method to Calculate the Jackknife Variance Estimator for the Gini Coefficient", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, pp. 119-22.
- Mangahas, Mahar. (1973). A Note on "Income Inequality and Economic Growth : The Postwar Experience of Asian Countries". Institute of Economic Development and research Discussion Paper No. 72-27.
- Mills, J. A. and S. Zandvakili. (1997). "Statistical inference via bootstrapping for measures of inequality", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, 133-150.
- Rubin, D. B. (1981). The Bayesian Bootstrap. *Ann. Statistik.* 9, hlm. 130-134.
- Sun, L. dan Muller Schwarze, D. (1996). *Statistical Resampling Methods in Biology: A Case Study of Beaver Dispersal Patterns*. *Am. J. Math. Manage. Sci.* 16, hlm. 463-502.
- Supranto, J. (2008). *Statistik Teori dan Aplikasi Edisi Ketujuh*. Jakarta : Erlangga
- Supranto, J. (2009). *The Power of Statistics untuk Pemecahan Masalah*. Jakarta : Salemba Empat
- Todaro, Michael P. dan Stephen C. Smith. (2004). *Pembangunan Ekonomi di Dunia Ketiga Edisi Kedelapan*. Jakarta.: Erlangga.
- Ogwang, T. (2000). 'A Convenient Method of Computing the Gini Index and Its Standard Error', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 62, pp. 123-29.
- Wada, R. O. (1975). *Impacts of Economic Growth of Size Distribution of Income: The Postwar Experience of Japan*, disertasi Ph.D yang belum dipublikasikan, University of Hawaii.
- Walpole, Ronald E. (1995). *Pengantar Statistik Edisi Ketiga*. Jakarta : PT. Gramedia Pustaka Utama

LAMPIRAN

Lampiran 1. Syntax pembentukan data pendapatan per kapita individu dari data pendapatan per kapita rumah tangga di software R

```
myData <- as.data.frame(papua)
yj <- myData$yj
art <- myData$art
datapapua <- matrix(yj[1], nrow=art[1])
for (i in 2:902)
```

```
{
  datapapua2 <- matrix(yj[i], nrow=art[i])
  datapapua <- rbind(datapapua, datapapua2)
}
datapapua
write.csv(datapapua, file = "pauadata.csv")
```

Lampiran 2. Syntax perhitungan vi di software R

```
myData <- as.data.frame(papua)
hasil <- numeric(3790)
yj <- myData$yj
```

```

hasil[1] <- myData$yj[1]

for(i in 2:3790)
{
  hasil[i] <- hasil[i-1]+yj[i]
}
hasilAkhir <- numeric(3790)
for(i in 1:3790)
{
  hasilAkhir[i] <- hasil[myData$i[i]]
}
hasilAkhir
viFix <- hasilAkhir/3790
write.csv(viFix, file = "vipapadata.csv")

```

```

term1 <- 2/(mu[i]*(nrObs^2))
yitemp <- numeric(3790)

for(j in 1:3790)
{
  yitemp[j] <- dataBase[j,i]*(j-0.5)
}
term2 <- sum(yitemp)
result <- term1*term2
gini[i-1] <- result-1
}
gini
##proses perhitungan koefisien gini bias-corrected
setiap set resampel
bcgini <- (3790/3789)*gini

```

Lampiran 3. Syntax resampel, perhitungan standard error dan confidence interval bootstrap di software R

```

myData <- as.data.frame(papua)
yi <- data.frame(myData$yi)

ginibiascorrected<- 0.38189164
nrObs<- dim(yi)[1]
data<-numeric(nrObs)

dataBase <- yi
#proses resampel
for (i in 1:9999)
{
  data <- sample(myData$yi, replace = T)
  dataBase <- cbind(dataBase, data)
}
mu <- colMeans(dataBase)

#proses sorting data pendapatan setiap set
resampel
for(i in 2:10000)
{
  dataBase[,i] <-sort(dataBase[,i])
}

#proses perhitungan koefisien gini setiap set
resampel
gini <- numeric(9999)
for(i in 2:10000)
{

```

```

#proses sorting koefisien gini bias-corrected hasil
resample
giniSort <- sort(bcgini)

```

```

#proses perhitungan standard error bootstrap
koefisien gini bias-corrected
SE <- sd(giniSort)

```

```

#proses perhitungan standar confidence interval
bootstrap
bias <- mean(giniSort) - 0.38189164
c(bias,SE)
standar <- ginibiascorrected -bias+c(-
1,1)*qnorm(.975)*SE

```

```

#proses perhitungan bootstrap-t confidence
interval
t <- (bcgini-)/SE
sort <- sort(t, decreasing=F)
bb <- ginibiascorrected -(SE* quantile(t,c(0.975)))
ba <- ginibiascorrected -(SE* quantile(t,c(0.025)))
cbind(bb, ba)

```

```

#proses penyimpanan hasil resampel
write.csv(dataBase, file="papuadatabase1.csv")
#proses penyimpanan koefisien gini bias-
corrected hasil resampel
write.csv(bcgini, file="papuabcgini1.csv")
#proses penyimpanan hasil sorting koefisien gini
bias-corrected resampel
write.csv(giniSort, file="papuaginisort1.csv")

```

DEVELOPING PANEL DATA AND TIME SERIES APPLICATION (DELTA) : SMOOTHING MODULE

Nensi Fitria Deli¹ dan Siti Mariyah²

Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, Jakarta-Indonesia
e-mail: ¹13.7775@stis.ac.id, ²sitimariyah@stis.ac.id

Masuk tanggal : 18 Agustus 2017, diterima untuk diterbitkan tanggal : 30 Agustus 2017

Abstrak

Smoothing adalah salah satu metode yang umum digunakan untuk meramalkan data time series. Saat ini sudah banyak aplikasi pengolah data time series yang menyediakan fungsi smoothing, antara lain EViews, Minitab, Zaitun TS, dan R. Namun, aplikasi-aplikasi tersebut masih memiliki kekurangan, seperti tidak tersedianya fasilitas untuk membandingkan beberapa metode smoothing sekaligus. Oleh karena itu, dibangun sebuah aplikasi yang open source yaitu aplikasi DELTA modul smoothing yang menyediakan metode smoothing yang lengkap dan fasilitas untuk membandingkan beberapa metode sekaligus. Berdasarkan uji coba yang telah dilakukan, aplikasi yang dibangun telah sesuai dengan pengguna dan keluaran yang ditampilkan sesuai dengan teori yang dijadikan sebagai acuan.

Kata kunci: smoothing, peramalan, aplikasi time series, aplikasi data panel, eksponensial, rata-rata bergerak

Abstract

Smoothing is commonly used methods to predict time series data. There are many applications that help in the processing of time series data that provide smoothing function such as EViews, Minitab, Zaitun TS, and R. However, these applications have some shortcomings such as the difficulty in comparing several methods. In this study, we build an open source application that provides more complete smoothing method and a facility for comparing several methods, namely smoothing module in DELTA application. Based on the tests, it can be proved that this application is suitable for users and the displayed output is consistent with the theory.

Keywords: *smoothing, forecasting, time series application, panel data application, exponential, moving average*

INTRODUCTION

Smoothing is one of common method used to predict time series data because it is easy to use. This method can eliminate randomness in the data so that the pattern can be projected into the future and used for forecasting [5]. There are two types of smoothing method, moving average and exponential. The moving average method can be used in relatively constant data. This method consists of a simple moving average, a double moving average, and weighted moving average. The exponential method is commonly used in forecasting for near future. This method consists of a single exponential smoothing, double exponential smoothing with one component (Brown's method), double exponential smoothing with two components (Holt's method), and Holt-Winter exponential smoothing.

Currently, there are many applications that help in time series data processing that provides smoothing function, for instance EViews, Minitab, Zaitun TS, and R. However, these applications still have some shortcomings.

The EViews application is the most widely used application for analysing time series data because this application has a user interface that is easy to use. However, this application is a paid application in case its use is only limited to those who can afford only. In addition, this application only provides some of exponential method and does not provide a moving average method. The Minitab app also has some flaws. This application is also paid and provides just a bit of smoothing methods. On the other hand, there is a free R app. But, the user must type a specific command to process the data. It is not user friendly. In addition, the lack of which is equally owned by the EViews, Minitab, Olives TS, and R is the unavailability of facilities to perform smoothing by several methods at once so users have difficulty in comparing several methods.

A survey about time series data applications was conducted on December 2016. The respondents are STIS students who have earned the course of time series. According to the survey, out of 270

respondents there were more than 30% of respondents stated that quite difficult to do a comparison of several methods of smoothing. Furthermore, there are 72.1% of the total respondents who stated that the need to create a new time series data processing application to overcome the deficiencies contained in existing applications.

This study aimed to build an application that open source namely smoothing module in DELTA application that provides more complete smoothing methods. They are simple moving average, double moving average, weighted moving average, single exponential smoothing, double exponential smoothing with one component (Brown's method), double exponential smoothing with two components (Holt's method) and Holt-Winter exponential smoothing. In addition, this application interface is user friendly and has a facility to perform analysis some smoothing methods at once so that users can compare them easily. This application is built using Python 3.5.2 programming language on data processing algorithm and Qt 5.6.0 on the interface display. This application is expected to be easier for users to perform time series data analysis using smoothing method. The output of this application is also expected to display graphs, forecast results and easier to analyse with available smoothing methods.

RELATED WORKS

Simple moving average

The moving average method is used to predict time series data that has a linear trend [6]. This method averages the overvaluation value in the last n period. In other words, the emergence of new data can be calculated by removing the oldest data and adding new data. The equations used in the implementation of this method are:

$$M_t = \frac{y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-n+1}}{n} \quad (1)$$

Forecasting in the next m period use following equation:

$$\hat{Y}_{t+m} = M_t \quad (2)$$

Double moving average

This method is similar to the simple moving average method. However, this method calculates the moving average of simple moving average. According to Montgomery et al [6] the equations which are used in this method are:

$$M'_t = \frac{y_t + y_{t-1} + \dots + y_{t-n+1}}{n} \quad (3)$$

$$M''_t = \frac{M'_t + M'_{t-1} + \dots + M'_{t-n+1}}{n} \quad (4)$$

Forecasting in the next m period use following equation:

$$\hat{Y}_{t+m} = 2M'_t - M''_t + \frac{2}{n-1}(M'_t - M''_t)m \quad (5)$$

Weighted moving average

This method is a method that uses a weight for averaging. According Makridakis et al [5], the weights used in this method can be calculated using the weights function as follows:

$$Q(j, m) = \begin{cases} (1 - (j/m)^2)^2, & -m < j < m \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases} \quad (6)$$

With $m = (n - 1) / 2$. The value of n is the period of moving average. Furthermore, weighing on j (a_j) is calculated using the following equation:

$$a_j = \frac{Q(j, m)}{\sum_{i=-m}^m Q(i, m)} \quad (7)$$

The equation that is used to calculate moving averages in this method is:

$$M_t = \sum_{j=-m}^m a_j Y_{t+j} \quad (8)$$

The equation which is used to predict data in the next period m is:

$$\hat{Y}_{t+m} = M_t \quad (9)$$

At the end of the data, the observations that are used to calculate the moving average become less. This is because to calculate

moving averages on this method requires observation up to the period m+t. To ascertain the amount of weights that are used, an adjustment is made in the divisor used to calculate a_j [5].

Single exponential smoothing

This method is a procedure that repeats calculations continuously using the earliest data. This method is used if the data is not significantly affected by trend and seasonal factors. This method needs a parameter α or commonly called the smoothing constant. The equation which is implemented in this method is:

$$S_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)S_{t-1} \quad (10)$$

Meanwhile, the equation used for data forecasting in the next m period is:

$$\hat{Y}_{t+m} = \alpha Y_t + (1 - \alpha)\hat{Y}_t \quad (11)$$

Based on the above equation, to calculate *smoothing* the first observations required an initial smoothing value (S_0). According to Abraham and Ledolter [1], the value of S_0 can be calculated using the average of several observations. In this study, the value of S_0 is calculated using the average of the six first observations.

Double exponential smoothing with one component (Brown's method)

This method is used for data containing linear trend. The equations used in the implementation of this method are:

$$S'_n = \alpha Y_n + (1 - \alpha)S'_{n-1} \quad (12)$$

$$S''_n = \alpha S'_n + (1 - \alpha)S''_{n-1} \quad (13)$$

Meanwhile, the equation used for data forecasting in the next m period is:

$$\hat{Y}_{n+m} = \beta_{0,n} + \beta_{1,n}m \quad (14)$$

This equation is based on a linear trend model with:

$$\beta_{0,n} = 2S'_n - S''_n \quad (15)$$

$$\beta_{1,n} = \frac{\alpha}{1 - \alpha}(S'_n - S''_n) \quad (16)$$

Based on those equations, to calculate *smoothing* the first observations

required an initial smoothing value (S_0). The initial value for S_0 is:

$$S'_0 = \hat{\beta}_{0,0} - \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{\beta}_{1,0} \quad (17)$$

$$S''_0 = \hat{\beta}_{0,0} - 2 \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{\beta}_{1,0} \quad (18)$$

Coefficient in zero period ($\hat{\beta}_{0,0}$ and $\hat{\beta}_{1,0}$) obtained from the linear trend model constant from least square estimator with $\hat{\beta}_{0,0}$ is the intercept and $\hat{\beta}_{1,0}$ is the slope.

Double exponential smoothing with two component (Holt's method)

This method is principally similar with Brown's method. However, this method uses two parameters: α and β . The equations used for the implementation of this method are:

$$S_n = \alpha Y_n + (1-\alpha)(S_{n-1} + T_{n-1}) \quad (19)$$

$$T_n = \beta(S_n - S_{n-1}) + (1-\beta)T_{n-1} \quad (20)$$

Meanwhile the equation used to forecast data in the next m period is:

$$\hat{Y}_{n+m} = S_n + T_n m \quad (21)$$

Based on the above equations, to calculate predicted value of the first observation required an initial smoothing value (S_0 and T_0). These coefficient obtained from the linear trend model from least square estimator with S_0 is the intercept and T_0 is the slope.

Holt-Winter exponential smoothing

The methods mentioned above can be used for non-seasonal data. These methods are less suitable for predicting seasonal data. Holt-Winter exponential smoothing method is what can solve the problem. This method can handle seasonal factors in the data directly [5].

This method uses three smoothing equations, they are for levels, trends, and seasonal. This equation is similar to that used in Holt's method. However, in this method one more equation is added to deal with seasonal factors. This method is divided into two based on its seasonal

modeling, that is additive (linear) and multiplicative (not linear).

Additive

$$\text{Level : } L_t = \alpha(Y_t - S_{t-L}) \quad (22)$$

$$+(1-\alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\text{Trend : } b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) \quad (23)$$

$$+(1-\beta)b_{t-1}$$

$$\text{Seasonal : } S_t = \gamma(Y_t - L_t) \quad (24)$$

$$+(1-\gamma)S_{t-L}$$

The equation used for forecast in the next m period is:

$$\hat{Y}_{t+m} = L_t + mb_t + S_{t-L+m}, \quad (25)$$

$$m = 1, 2, \dots, L$$

with L is the seasonal length (i.e. months or quarter in a year).

Multiplicative

$$\text{Level : } L_t = \alpha \frac{Y_t}{S_{t-L}} \quad (26)$$

$$+(1-\alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\text{Trend : } b_t = \beta(L_t - L_{t-1}) \quad (27)$$

$$+(1-\beta)b_{t-1}$$

$$\text{Seasonal : } S_t = \gamma \frac{Y_t}{L_t} + (1-\gamma)S_{t-L} \quad (28)$$

The equation used for forecast in the next m period is:

$$\hat{Y}_{t+m} = (L_t + mb_t)S_{t-L+m}, \quad (29)$$

$$m = 1, 2, \dots, L$$

Based on above equations, it takes an initial smoothing value for level (L_t), trend (b_t), and seasonal (S_t). To calculate all these three values, it takes at least one complete seasonal. The equation can be used to calculate the initial value of L_t and b_t for additive and multiplicative are [5]:

$$L_s = \frac{1}{s} (Y_1 + Y_2 + \dots + Y_s) \quad (30)$$

$$b_s = \frac{1}{s} \left(\frac{Y_{s+1} - Y_1}{s} + \frac{Y_{s+2} - Y_2}{s} + \dots + \frac{Y_{s+s} - Y_s}{s} \right)$$

Meanwhile the equations for calculate the initial value of S_t is different for additive and multiplicative.

Additive:

$$S_1 = Y_1 - L_s, \quad S_2 = Y_2 - L_s, \quad \dots \quad S_s = Y_s - L_s \quad (32)$$

Multiplicative :

$$S_1 = \frac{Y_1}{L_s}, \quad S_2 = \frac{Y_2}{L_s}, \quad \dots \quad S_s = \frac{Y_s}{L_s}$$

Accuracy

User can use accuracy in comparing some smoothing methods. There are several approaches to measure the error. But this application uses mean squared error (MSE) and mean absolute percentage error (MAPE).

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| \times 100\%$$

APPLICATION DEVELOPMENT METHOD

The method used for application development in this research design research method. This method has several steps as follows:

1. Awareness of problem It is the stage of finding, identifying, and analysing the problems in the existing time series data application, especially in the smoothing method. The result of this search stage is the discovery of problems such as the unavailability of open source time series and data panel application provide more complete smoothing methods such as simple moving average, double moving average,

(31) weighted moving average, single exponential smoothing, double exponential smoothing with one component (Brown's method), double exponential smoothing with two components (Holt's method) and Holt-Winter exponential smoothing in one application. Another problem is the unavailability of an application that allows users to perform some smoothing methods at once.

2. Suggestion. It is the stage of getting a solution to the problems that have been identified. The solution is an algorithm or procedure in the design of the application. In this study, the result of this phase is smoothing module in DELTA application.

3. Development. It is the stage of implementing the solution by developing smoothing module in DELTA application. In this stage, unified modeling language (UML) is used for application architecture analysis and application modeling.

(34) Evaluation. It is the stage of testing and evaluation of the applications that have been built to get feedback if the application is appropriate to solve the problems.

(35) 5. Conclusion. This last stage concludes the development smoothing module in DELTA application such as implementation, documentation, evaluation results and shortcomings which contains suggestions for further development.

APPLICATION DESIGN

DELTA application architecture

DELTA application is built modularly. This application consists of 6 modules. They are framework, panel data analysis, trend and decomposition analysis, stationarity, smoothing, and arima. This study takes focus on smoothing module. DELTA application architecture can be seen in Figure 1.

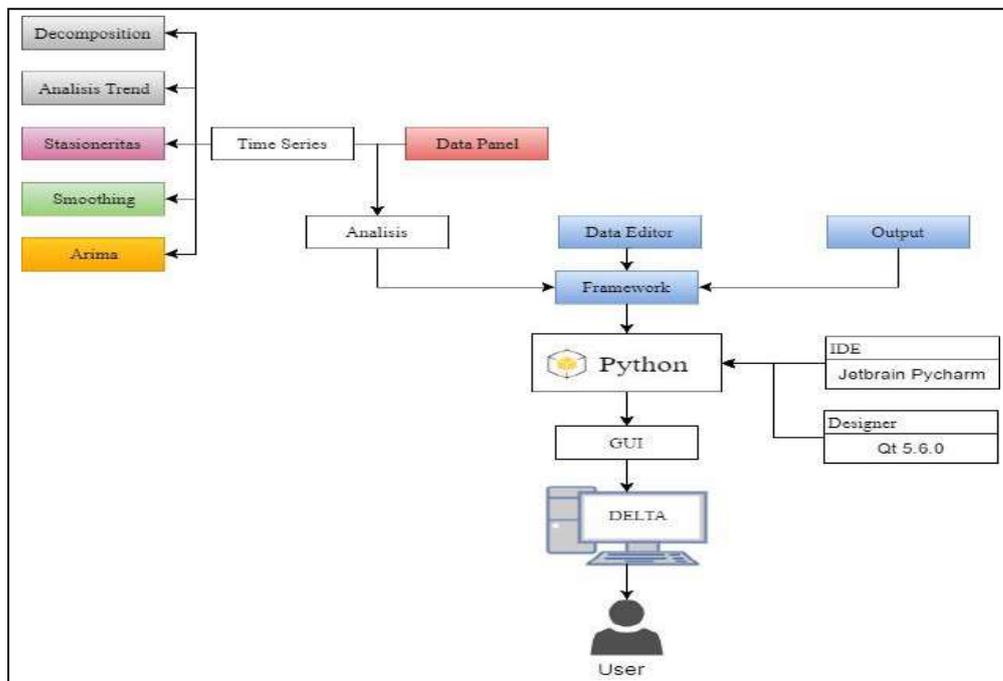


Fig. 1. DELTA application architecture

Smoothing module design

DELTA application is an object-oriented application. The design of this application uses the modeling for object-oriented applications, namely Unified Modeling Language (UML). UML visualizes, specifies, builds, and documents an object-oriented application development system. There are several diagrams in

UML. Use case diagram and activity diagram are used in this study.

Use case diagram explains the interaction between the system and the user. This diagram illustrates who will use the app and in what way the user interacts with the app graphically. Use case diagram used in the design of this application can be seen in Figure 2.

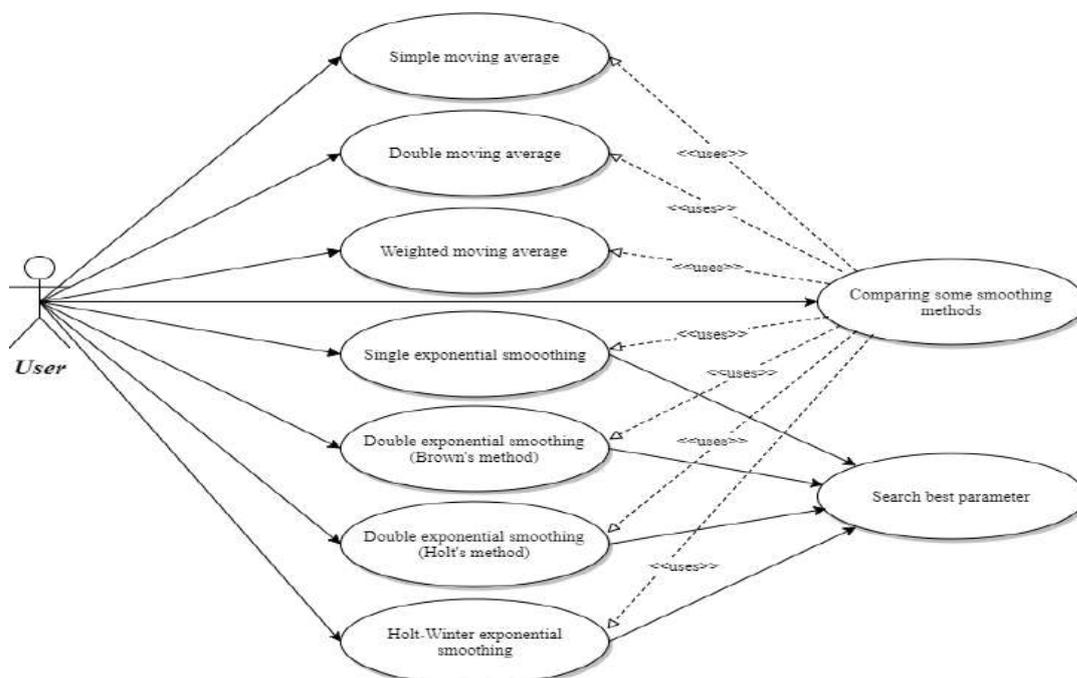


Fig. 2. Use case diagram of smoothing module in DELTA application

In Figure 1 there is one actor and nine use case. Actor interacting with this application is user. Meanwhile, use cases contained in this application are:

1. Simple moving average, which is a function to calculate forecasting using simple moving average method.
2. Double moving average, which is a function to calculate forecasting using double moving average method.
3. Weighted moving average, which is a function to calculate forecasting using weighted moving average method.
4. Single exponential smoothing, which is a function to calculate forecasting using single exponential smoothing method.
5. Double exponential smoothing (Brown's method), which is a function to calculate forecasting using double exponential smoothing method (Brown's method).
6. Double exponential smoothing (Holt's method), which is a function to calculate forecasting using double exponential smoothing method (Holt's method).
7. Holt-Winter exponential smoothing, which is a function to calculate forecasting using Holt-Winter exponential smoothing method.
8. Comparing of several smoothing methods is a function to calculate forecasting using several methods at once and displays the comparison of methods based on predefined comparison criteria (MSE and MAPE).
9. Search best parameter is the function to find the best parameters for all exponential smoothing methods. This function uses the grid search algorithm in search of the best parameter value.

Activity diagrams can be used to describe the steps of a use case. The activity diagram of each use case in this module can be seen in Figure 3-11.

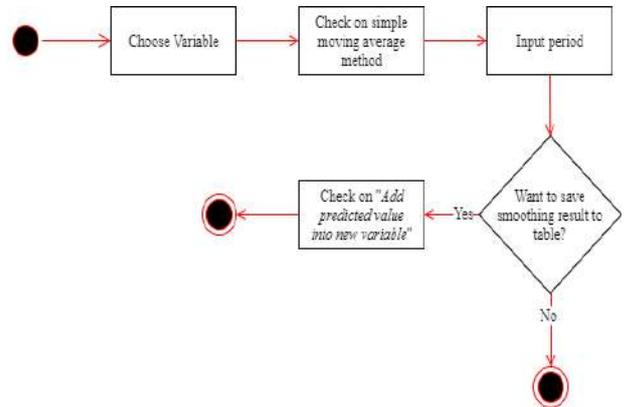


Fig. 3. Activity diagram of simple moving average use case

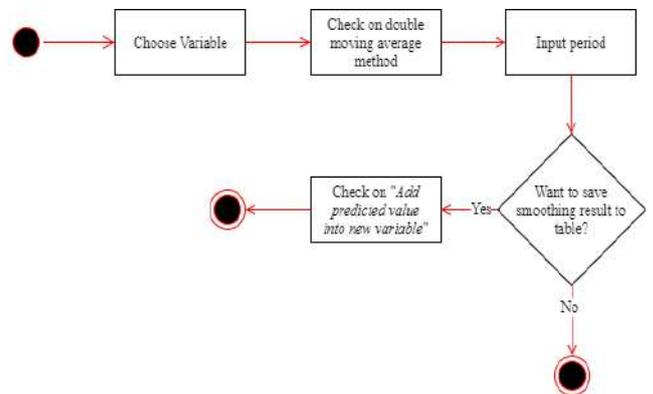


Fig. 4. Activity diagram of double moving average use case

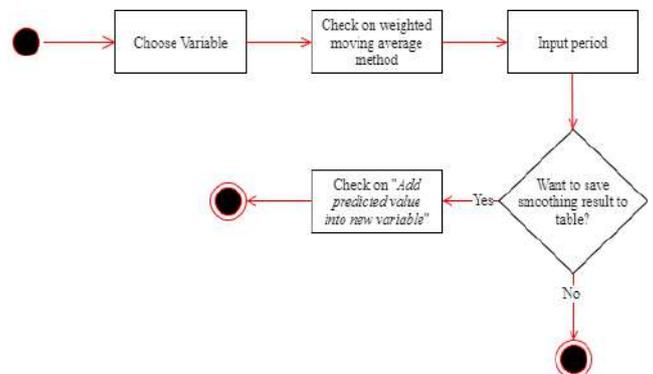


Fig. 5. Activity diagram of weighted moving average use case

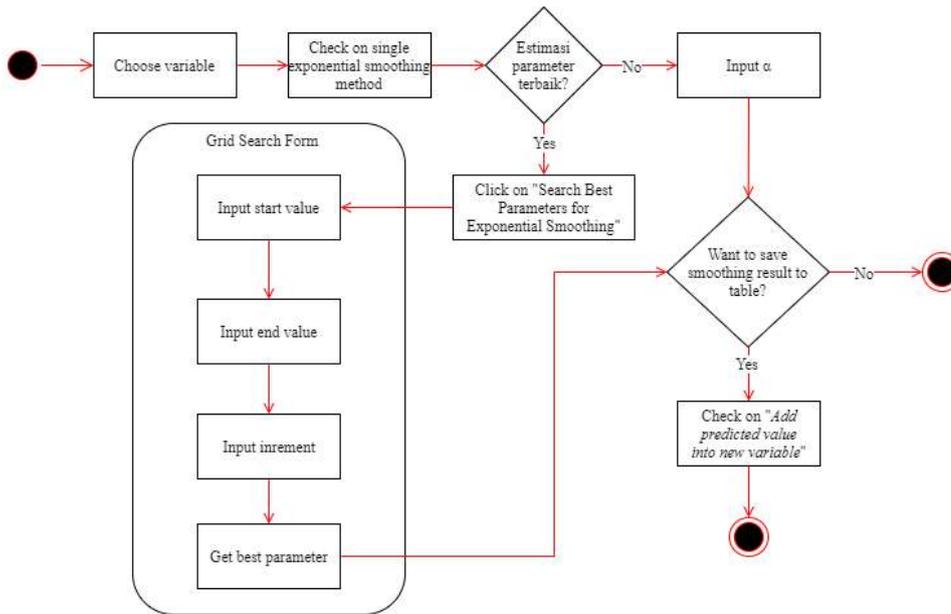


Fig. 6. Activity diagram of single exponential smoothing use case

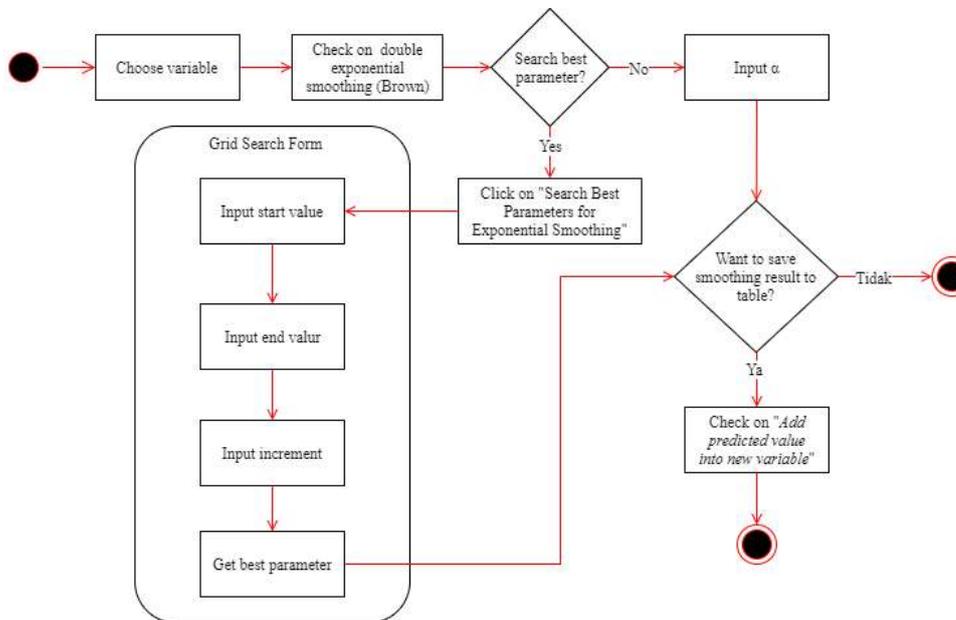


Fig. 7. Activity diagram of double exponential smoothing (brown's method) use case

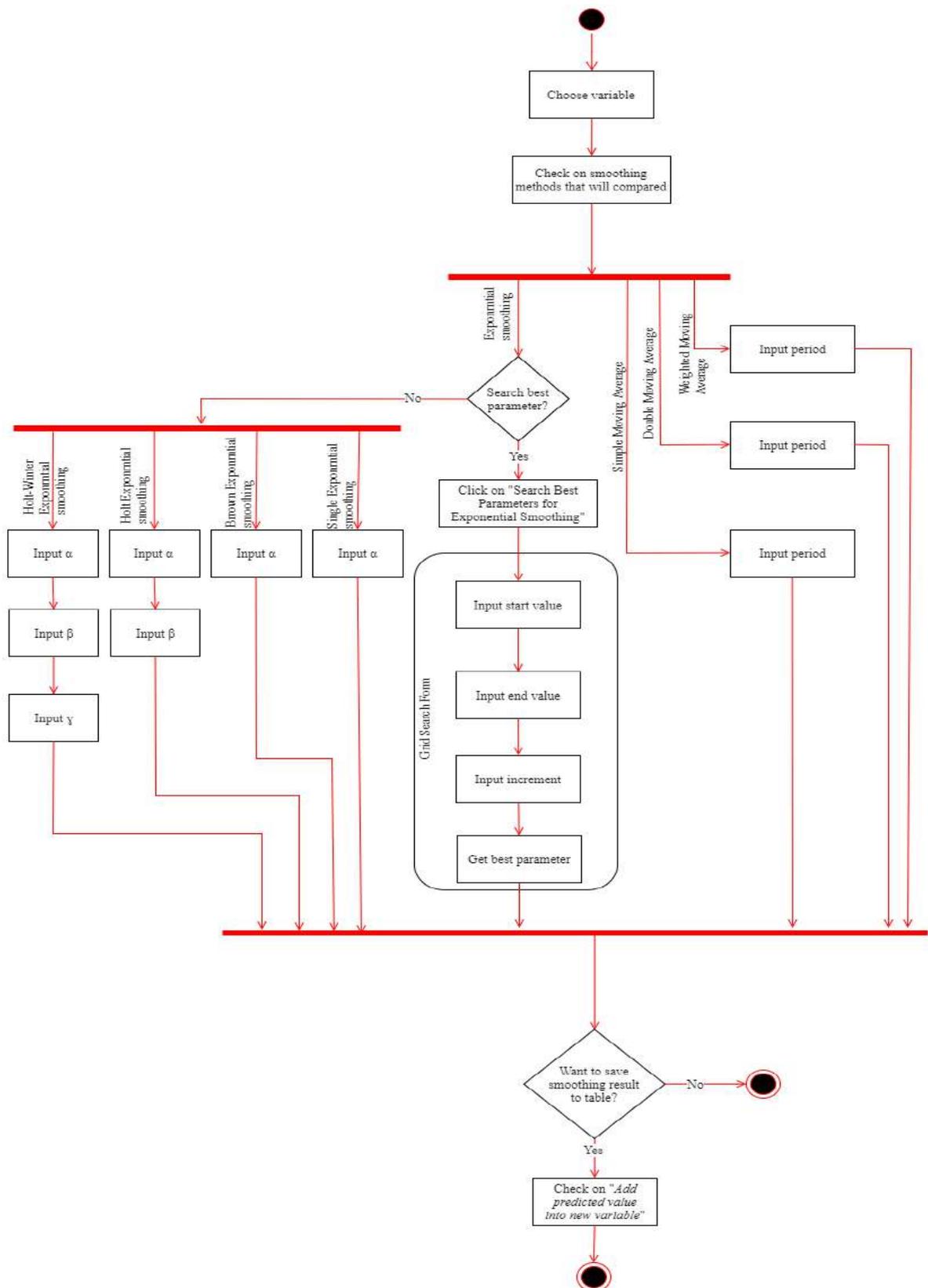


Fig. 8. Activity diagram of comparing some smoothing methods use case

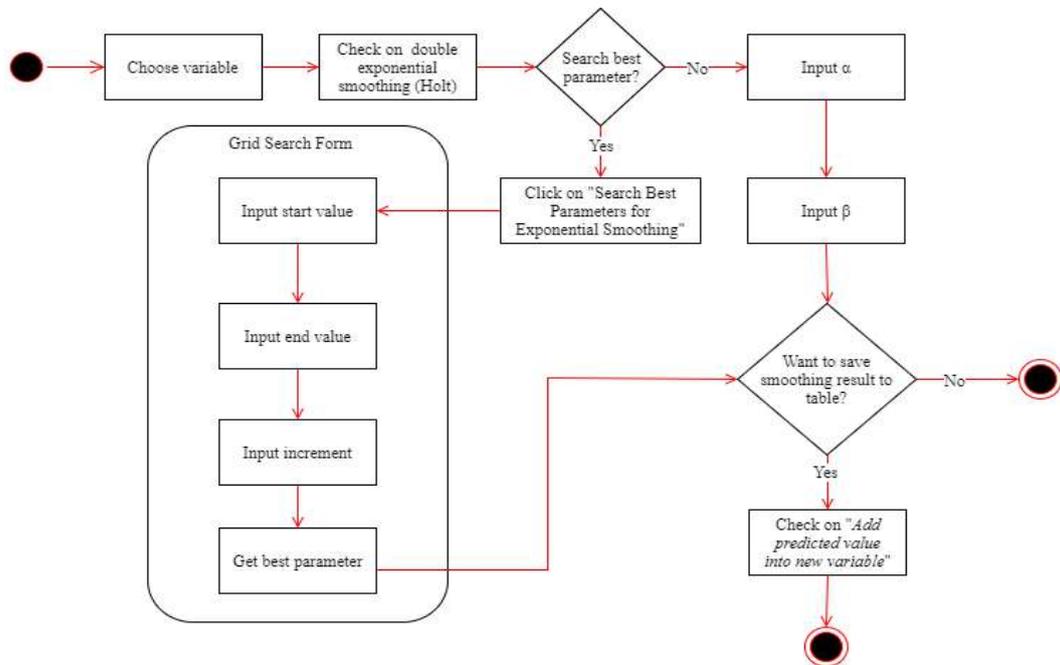


Fig. 9. Activity diagram of double exponential smoothing (holt's method) use case

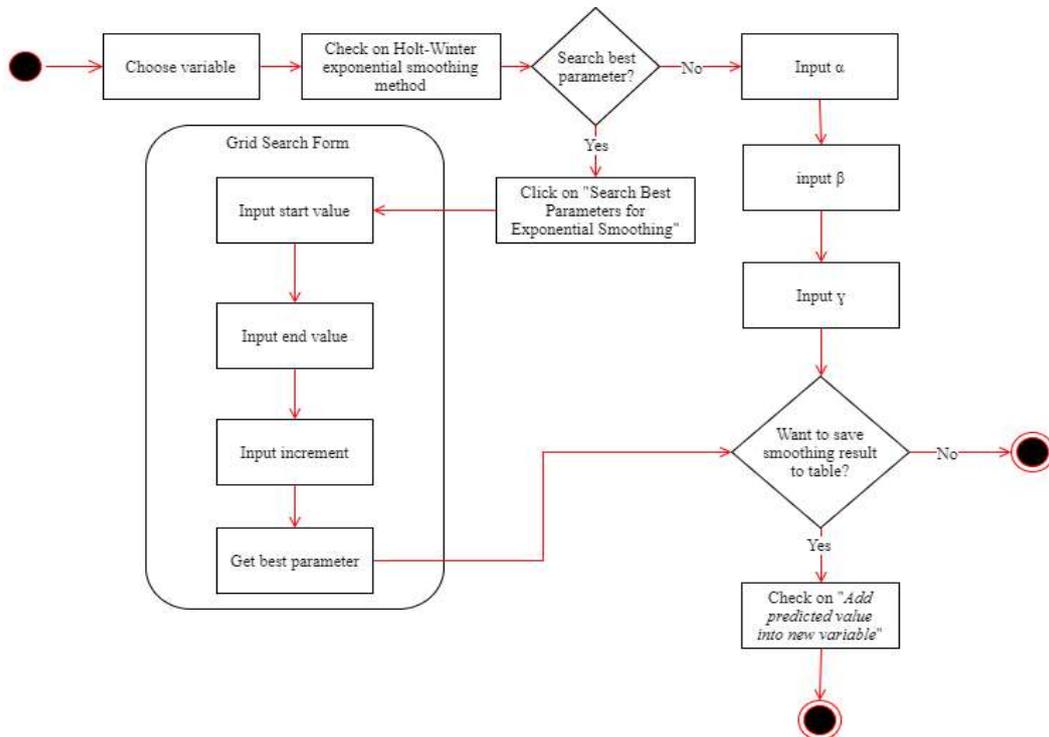


Fig. 10. Activity diagram of Holt-Winter exponential smoothing use case

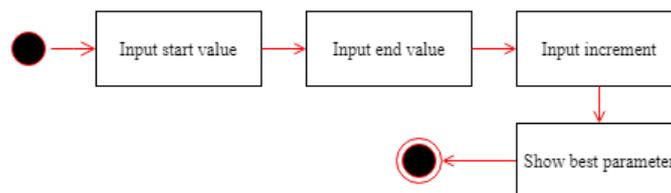


Fig. 11. Activity diagram of search best parameter use case

Application interface design

DELTA application interface design, smoothing analysis interface design, grid search interface design, and output design can be seen in Figure 12-15.

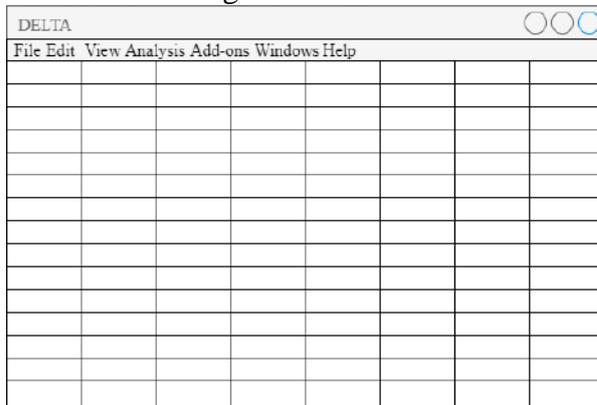


Fig. 12. DELTA application interface design

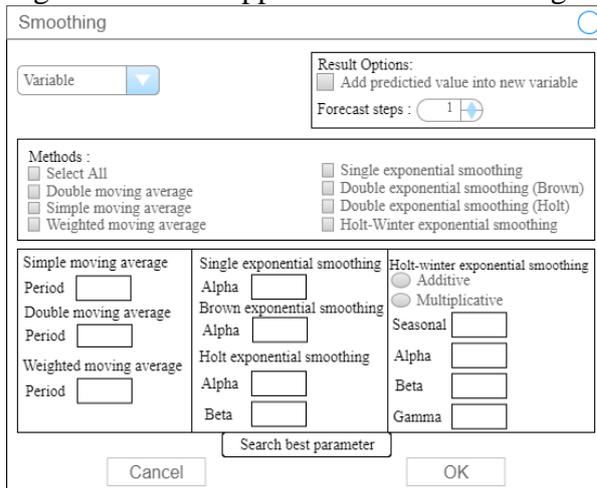


Fig. 13. Smoothing analysis interface design

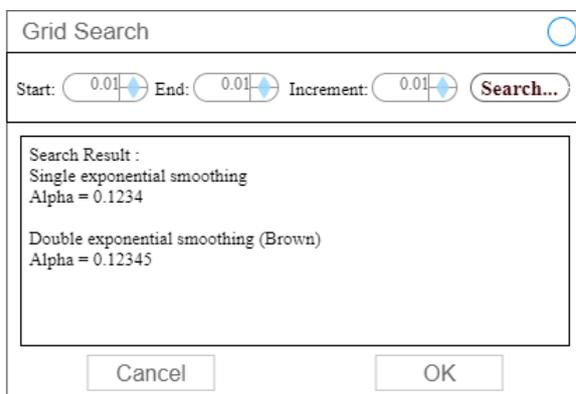


Fig. 14. Grid search interface design

Result			
SMOOTHING ANALYSIS			
Methods :	Simple moving average Double moving average Weighted moving average		
Variable :	Variable 1		
Observations :	123		
Smoothing result :			
FORECAST	SMA	DMA	WMA
1	1	1	1
2	2	2	2
3	3	3	3
Accuracy :			
Method	MSE	MAPE	
SMA	0,123	12,345	
DMA	0,123	12,345	
WMA	0,123	12,345	

Fig. 15. Output design

IMPLEMENTATION

Implementation of DELTA application's main page interface

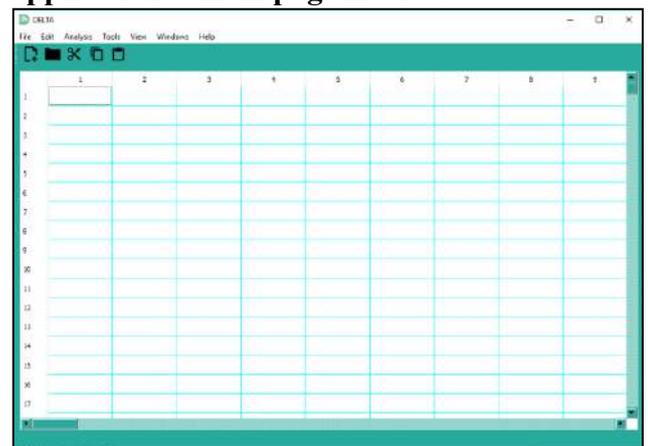


Fig. 16. DELTA application's main page interface

The main page of the application user interface is can seen in Figure 16. Users can input the data from a file with Excel (.xls or .xlsx) type and comma delimited (.csv) type. Another way to input the data is input data in the table by typing directly in the application.

Implementation of smoothing window's interface

Implementation of smoothing window's interface can be seen in Figure 17.

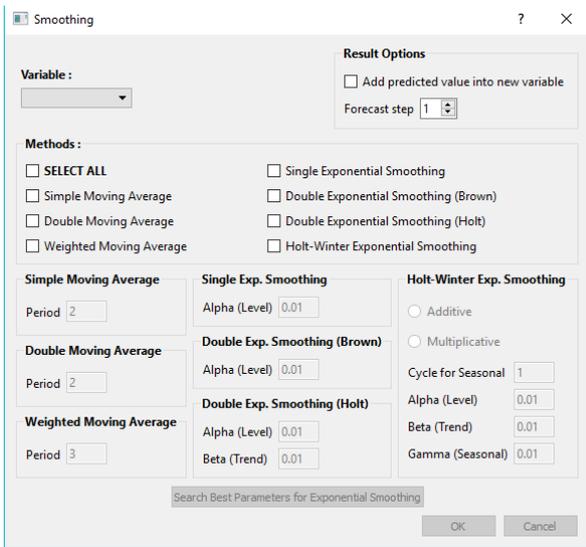


Fig. 17. Smoothing window interface

Implementation of grid search's interface

Grid search window's interface can be seen in Figure 18. This window appears when the user presses the "best search parameter for exponential smoothing" button in smoothing window.

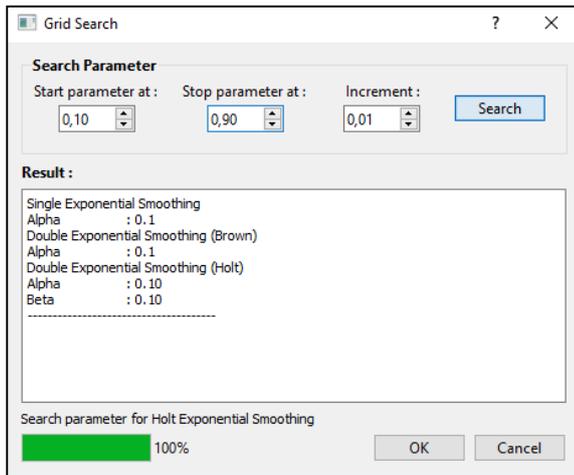


Fig. 18. Grid search window interface

Implementation of the output page's interface

The output interface can be seen in Figure 19. Once the user presses the "OK" button on the smoothing window, the application processing forecast calculation using smoothing methods that have been selected with the parameters entered by the user and then the result is displayed on the output window.

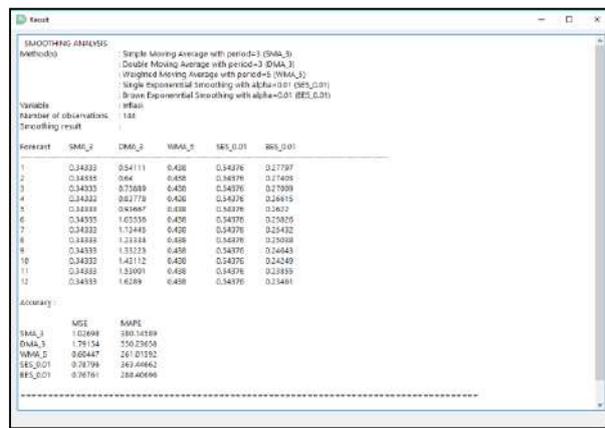


Fig. 19. Output window interface

TESTING

There are four approaches in testing this module. They are white-box testing, black-box testing, validation testing, and system usability scale (SUS).

White-Box Testing

White-box testing tested the internal performance of the application. Testing on this application is done by running the application in PyCharm Community Edition 2017.1 for all functions that have been made. In this test is done unit testing and integration testing. Based on test results, all classes (units) contained in this smoothing module can run well and well integrated in DELTA application project.

Black-box Testing

Black-box testing is a test that focuses on testing the application interface. This test is done by checking and showing the function of the application can be operated and check the error on the interface display. Black-box testing aims to test a specific function in the application without the need to know the internal performance of the application. These test results prove that all the functions on this smoothing module has been running well.

Validation

What is tested in this test is the input and output of the application. With two different inputs given, the application is tested to see if the application has provided output according to the applied theory.

In testing the results of each method analysis, comparative applications used are Zaitun TS and Microsoft Excel. Testing results can be seen in Table 1.

Table 1. Validation Test Result For All Of Analysis Methods

Smoothing Method	Result
<i>Simple moving average</i>	√
<i>Double moving average</i>	√
<i>Weighted moving average</i>	√
<i>Single exponential smoothing</i>	√
<i>Double exponential smoothing with one component (Brown's method)</i>	√
<i>Double exponential smoothing with two component (Holt's method)</i>	√
<i>Holt-Winter exponential smoothing (additive)</i>	√
<i>Holt-Winter exponential smoothing (multiplicative)</i>	√

Based on Table 1, it can be seen that the output of all of the methods provided in the application DELTA smoothing module in accordance with the theory implemented. The best parameter search results are also validated with the Zaitun TS application. Testing result can be seen in Table 2.

Table 2. Validation Result For Best Parameter Search

Smoothing Method	Result
<i>Simple moving average</i>	√
<i>Double moving average</i>	√
<i>Weighted moving average</i>	√
<i>Single exponential smoothing</i>	√
<i>Double exponential smoothing with one component (Brown's method)</i>	√
<i>Double exponential smoothing with two component (Holt's method)</i>	√
<i>Holt-Winter exponential smoothing (additive)</i>	X
<i>Holt-Winter exponential smoothing (multiplicative)</i>	X

Based on Table 2, it can be seen that the best result from smoothing module in DELTA application is accordance with Zaitun TS. However, there are differences in the results of the method of Holt-Winter exponential smoothing in both additive and multiplicative approach. This is due to the initialization smoothing approach applied to this module is different from the Zaitun TS application thus smoothing results given were different.

System Usability Scale

System Usability Scale (SUS) is used for testing the application on the user side. Testing was conducted on July 11, 2017 with ten respondents.

Table 3. SUS Score For Smoothing Module In Delta Application

Respondent	Score
1	77,5
2	90
3	85
4	75
5	87,5
6	95
7	77,5
8	62,5
9	75
10	70
Average	79,5

According Usability.gov [12], minimum score to determine that a application is good from the user side is 68. Based on Table 3, this module obtained a score of 79.5. Therefore, it can be proved that smoothing module in DELTA application is good module from the user side aspect.

RESULTS

Based on the experiments that have been done, the application output built in this study has the same results with compared application on each method. The final SUS score earned is well above the minimum limit. This results proved that the built application has been in accordance with the user and the output is displayed also in accordance with the theory and formulas

used as a reference. However, there are differences in search best parameter function for Holt-Winter Exponential Smoothing. The result of the search for this smoothing method in this module is different with Zaitun TS application. This difference is caused by the approach used for smoothing initialization for this method in this application is different from the Zaitun TS application.

CONCLUSIONS

A smoothing module in an open source application for processing time series data has developed. This module provides more complete smoothing methods, such as simple moving average, double moving average, weighted moving average, single exponential smoothing, double exponential smoothing with one component (Brown's method), double exponential smoothing with two components (Holt's method), and Holt-Winter exponential smoothing. This module also provides the facility that allows users to process some smoothing methods at once and search the best parameters for exponential smoothing. In addition, the results of this application module also been compared with comparative applications and have similar results with the compared application.

REFERENCES

- [1] J. L. Whitten and L. D. Bentley, *System Analysis & Design Methods*, New York: McGraw-Hill, 2007.
- [2] M. A. Weisfeld, *The Object-Oriented Thought Process*, Third Edition, USA: Addison-Wesley Professional, 2009.
- [3] R. S. Pressman, *Software Engineering : A Practitioner's Approach*, Seventh Edition, New York: McGraw-Hill, 2010.
- [4] J. P. Mueller, *Beginning Programming with Python For Dummies*, New Jersey: John Wiley and Sons, 2014.
- [5] D. C. Montgomery, L. A. Johnson and J. S. Gardiner, *Forecasting & Time Series Analysis* 2nd Edition, Singapore: McGraw-Hill, 1990.
- [6] S. G. Makridakis, S. C. Wheelwright and R. J. Hyndman, *Forecasting : Methods and Applications*, Chichester: John Wiley and Sons, 1997.
- [7] B. Abraham and J. Ledolter, *Statistical Methods for Forecasting*, New Jersey: Wiley-Interscience, 1983.
- [8] Usability.gov, "System Usability Scale (SUS)," [Online]. Available: <https://www.usability.gov/how-to-and-tools/methods/system-usability-scale.html>. [Accessed 6 7 2017].
- [9] Python Software Foundation, "Python," [Online]. Available: <https://www.python.org>. [Accessed 10 Januari 2017].
- [10] P. J. Brockwell and R. A. Davis, *Introduction to Time Series and Forecasting*, New York: Springer, 2002.
- [11] G. E. Bo, G. M. Jenkins and G. C. Reinsel, *Time Series Analysis Forecasting and Control* 3rd Edition, USA: Prentice-Hall, 1994.
- [12] B. Juanda and J. , *Ekonometrika Deret Waktu*, Bogor: IPB Press, 2012.
- [13] A. M. Sholihah, "Perancangan dan Implementasi Program Aplikasi Time Series dengan Metode Pemulusan dan Dekomposisi Untuk Peramalan," Jakarta, 2007.
- [14] N. E. Oktafiani and F. Andriyani, "Aplikasi Pemulusan Eksponensial dari Brown dan dari Holt Untuk Data Yang Memuat Trend," in *Seminar Nasional Aplikasi Sains & Teknologi (SNAST) Periode III*, 2012.
- [15] Yuniastari, N. L. A. Kartika and I. W. W. Wirawan, "Peramalan Permintaan Produk Perak Menggunakan Metode Simple Moving Average dan Exponential Smoothing," *Jurnal Sistem dan Informatika Vol.9*, pp. 97-106, 2014.

Petunjuk Penulisan

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

Naskah dikirim dalam bentuk *softcopy* ke alamat email uppm@stis.ac.id disertai dengan daftar riwayat hidup ringkas penulis. Format naskah mengacu pada Petunjuk Penulisan Naskah berikut:

Naskah dibuat menggunakan *Microsoft Office Word 2010*. Seluruh bagian dalam naskah diketik dengan huruf *Times New Roman*, ukuran 12, spasi 1,5, ukuran kertas A4 dan margin 2 cm untuk semua sisi, serta jumlah halaman 15-20. Untuk kepentingan penyuntingan naskah, seluruh bagian naskah (termasuk tabel, gambar dan persamaan matematika) dibuat dalam format yang dapat disunting oleh editor.

Gaya penulisan naskah untuk Jurnal Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik ditulis dalam Bahasa Indonesia dengan gaya naratif. Pembabakan dibuat sederhana dan sedapat mungkin menghindari pembabakan bertingkat. Tabel dan gambar harus mencantumkan sumber jika dari data sekunder. Tabel, gambar dan persamaan matematika diberi nomor secara berurut sesuai dengan kemunculannya. Semua kutipan dan referensi dalam naskah harus tercantum dalam daftar pustaka, dan sebaliknya sumber bacaan yang tercantum dalam daftar pustaka harus ada dalam naskah. Format sumber: Nama Penulis dan Tahun. Nomor dan judul tabel diletakkan di bagian atas tabel dan dicetak tebal, sedangkan nomor dan judul gambar diletakkan di bagian bawah gambar dan dicetak tebal.

Bagian naskah berisi:

Judul. Judul tidak melebihi 12 kata dalam Bahasa Indonesia.

Data Penulis. Berisi nama lengkap semua penulis tanpa gelar, asal institusi, dan alamat email.

Abstrak. Ditulis dalam Bahasa Inggris dan Bahasa Indonesia, maksimum 100 kata untuk masing-masing abstrak dan berisikan tiga hal yaitu topik yang dibahas, metodologi yang dipergunakan dan hasil yang didapatkan.

Kata Kunci. Berisi kata atau frasa (maksimum 5 subjek) yang sering dipergunakan dalam naskah dan dianggap mewakili dan atau terkait dengan topik yang dibahas.

Pendahuluan. Memuat latar belakang, studi sebelumnya yang relevan, permasalahan ataupun hipotesis yang akan diuji dalam penelitian, ruang lingkup penelitian, serta tujuan dari penelitian.

Metodologi terdiri atas:

a. Tinjauan Referensi. Bagian ini menguraikan landasan konseptual dari tulisan dan berisi alasan teoritis mengapa pertanyaan penelitian dalam artikel diajukan. Di samping itu penulis dapat mengutip studi yang relevan sebelumnya untuk melengkapi justifikasi mengenai kerangka pikir penelitian.

b. Metode Analisis. Bagian ini berisi informasi teoritis dan teknis yang cukup memadai untuk pembaca dapat mereproduksi penelitian dengan baik termasuk di dalamnya uraian mengenai jenis dan sumber data serta variabel yang digunakan. Dalam hal keperluan verifikasi hasil, editor dan mitra bestari (*reviewer*) berhak meminta data mentah (*raw data*) yang digunakan penulis.

Hasil dan Pembahasan. Tuliskan hasil yang didapat berdasarkan metode yang digunakan disertai analisis terhadap variabel-variabelnya. Dapat disajikan berupa tabel, gambar, hasil

pengujian hipotesis dengan disertai uraian analitis yang mengangkat poin-poin penting berdasarkan konsepsi teoritisnya.

Kesimpulan dan Saran. Bagian ini memuat kesimpulan dari hasil dan implikasinya secara akademis, dan saran yang dapat diberikan berdasarkan temuan dari pembahasan. Bagian ini juga memuat keterbatasan penelitian dan kemungkinan penelitian lanjutan yang dapat dilakukan dengan penggunaan/pengembangan variabel, metode analisis ataupun cakupan wilayah penelitian lainnya.

Daftar Pustaka. Daftar pustaka disusun berdasarkan urutan abjad dengan ketentuan sebagai berikut:

Publikasi Buku

1. Penulis satu orang

Enders, Walter. 2010. *Applied Econometric Time Series, Third Edition*. New Jersey: Wiley.

2. Penulis dua orang

Pyndick, Robert. S. dan Rubinfeld, Daniel L. 2009. *Microeconomics, Seventh Edition*. New Jersey: Pearson Education.

3. Penulis tiga orang

Fotheringham, A. S., Brunson, C, dan Charlton, M. 2002. *Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*. West Sussex: John Wiley & Sons.

Artikel dalam jurnal

Romer, P. 1993. Idea Gaps and Object Gaps in Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32 (3), 543–573.

Artikel online

Woodward, Douglas P. 1992. Locational Determinants of Japanese Manufacturing Start-Ups in the United States. *Southern Economic Journal*, Vol. 58 (3), 690-708. <http://www.jstor.org/discover/10.2307/1059836> (Diakses 1 September, 2014).

Buku yang ditulis oleh lembaga atau organisasi

BPS. 2009. *Analisis dan Penghitungan Tingkat Kemiskinan 2008*. Jakarta: BPS.

Kertas kerja (working papers)

Edwards, S. 1990. Capital Flows, Foreign Direct Investment, and Debt-Equity Swaps in Developing Countries. *NBER Working Paper*, 3497.

Makalah yang direpresentasikan

Zhang, Kevin H. 2006. Foreign Direct Investment and Economic Growth in China: A Panel Data Study for 1992-2004. *Conference of WTO, China, and Asian Economies*. Beijing.

Karya yang tidak dipublikasikan

Hartono, Djoni. 2002. Analisis Dampak Kebijakan Harga Energi terhadap Perekonomian dan Distribusi Pendapatan di DKI Jakarta: Aplikasi Model Komputasi Keseimbangan Umum (Computable General Equilibrium Model). *Tesis*. Jakarta.

Artikel di koran, majalah, dan periodik sejenis

Reuters. (2014, September 17). Where is Inflation?. *Newsweek*.