

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

VOLUME 9, NOMOR 2, DESEMBER 2017 ISSN 2086 – 4132
AKREDITASI NOMOR: 747/Akred/P2MI-LIPI/04/2016

Local Polynomial Smoothing untuk Mengatasi Masalah *Age heaping* Data Jumlah Kematian Menurut Umur Hasil Sensus Penduduk 2010

FIRDAUS dan ERNI TRI ASTUTI

Konsumsi Rokok Masyarakat Kota Bandung Tahun 2015 dengan Model Hurdle Negatif Binomial (Hurdle-Nb)

WULANDARI, WIDA TIRA TEDRA, IRTANIA MUTHIA RIZKI dan DINA PRARIESA

Aglomerasi Industri dan Pengaruhnya terhadap Pertumbuhan Ekonomi Jawa Barat 2010-2014

ANNISA KUSUMASARI dan FITRI KARTIASIH

Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

KRISMANTI TRI WAHYUNI dan EUNIKE WIDYA PARAMESWARI

Dampak Kebijakan Harga Gabah dalam Meningkatkan Produksi Padi Indonesia

LAELI SUGIYONO

Analisis Perbandingan Pengaruh Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pertumbuhan Ekonomi antar Tipe Klasifikasi Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2008-2013

SEIN RELIGI dan DEWI PURWANTI



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

Dr. Erni Tri Astuti

Dr. Tiodora Hadumaon S.

Novia Budi Parwanto, Ph.D

Setia Pramana, Ph.D.

Dr. Ahmadriswan Nasution

Pelaksana Redaksi: Dr. Ernawati Pasaribu

Dr. Nasrudin

Siti Mariyah MT.

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

Puji syukur kehadirat Allah, Tuhan Yang Maha Esa, “Jurnal Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik” Volume 9, Nomor 2, Desember 2017 dapat diterbitkan. Jurnal ilmiah STIS ini dapat terwujud atas partisipasi semua pihak, penulis internal maupun eksternal STIS serta mitra bestari.

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 agar publikasi yang dihasilkan menjadi salah satu sarana untuk memberikan sosialisasi statistika bagi masyarakat.

Jakarta, Desember 2017
Ketua Dewan Redaksi,

Hardius Usman

JURNAL APLIKASI STATISTIKA & KOMPUTASI STATISTIK

VOLUME 9, NOMOR 2, DESEMBER 2017
AKREDITASI NOMOR: 747/Akred/P2MI-LIPI/04/2016

DAFTAR ISI

Pengantar Redaksi	iii
Daftar Isi	iv
Abstrak	v-x
<i>Local Polynomial Smoothing</i> untuk Mengatasi Masalah <i>Age heaping</i> Data Jumlah Kematian Menurut Umur Hasil Sensus Penduduk 2010 Firdaus dan Erni Tri Astuti.....	1-18
Konsumsi Rokok Masyarakat Kota Bandung Tahun 2015 dengan Model Hurdle Negatif Binomial (Hurdle-Nb) Wulandari, dkk.....	19-28
Aglomerasi Industri dan Pengaruhnya terhadap Pertumbuhan Ekonomi Jawa Barat 2010-2014 Annisa Kusumasari dan Fitri Kartiasih.....	29-42
Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Krismanti Tri Wahyuni dan Eunike Widya Parameswari.....	43-52
Dampak Kebijakan Harga Gabah dalam Meningkatkan Produksi Padi Indonesia Laeli Sugiyono	53-66
Analisis Perbandingan Pengaruh Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pertumbuhan Ekonomi antar Tipe Klasifikasi Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2008-2013 Sein Religi dan Dewi Purwanti.....	67-78

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

DDC: 315.98

Firdaus dan Erni Tri Astuti

Local Polynomial Smoothing untuk Mengatasi Masalah *Age heaping* Data Jumlah Kematian Menurut Umur Hasil Sensus Penduduk 2010

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 1 – 18

Abstrak

Data umur yang dikumpulkan melalui sensus atau survei sering mengalami kesalahan, terutama dalam pelaporan data umur (*age missreporting*) yang berkaitan dengan pemilihan angka tertentu (*digit preference*) yang biasanya umur yang berakhir dengan angka 0 (*nol*) atau 5 (*lima*). Adanya *digit preference* ini yang mengakibatkan distribusi umur menjadi membesar atau menumpuk pada angka-angka yang berakhir dengan 0 dan 5, yang dalam ilmu demografi dikenal dengan istilah *age-heaping*. Evaluasi mengenai kualitas data umur dari hasil Sensus Penduduk 2010 yang dalam penelitian ini lebih di fokuskan pada data jumlah kematian menurut umur sangat diperlukan. Data ini akan dievaluasi dengan menggunakan Indeks Whipple (IW) dan Indeks Myers (IM). Teknik pemulusan polinomial lokal dalam regresi non parametrik dengan IW dan IM menghasilkan kesimpulan bahwa terjadi *age heaping* dalam data yang menjadi objek penelitian ini sehingga perlu dilakukan pemulusan data dengan teknik polinomial lokal.

Kata kunci : *age heaping*, *digit preference*, Indeks Whipple, Indeks Myers, polinomial lokal.

DDC: 315.98

Wulandari, Wida Tira Tedra, Irtania Muthia Rizki dan Dina Prariesa

Konsumsi Rokok Masyarakat Kota Bandung Tahun 2015 dengan Model Hurdle Negatif Binomial (Hurdle-Nb)

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 19 – 28

Abstrak

Perilaku merokok memiliki resiko yang cukup tinggi terhadap kesehatan. Banyak dampak negatif yang ditimbulkan, baik untuk perokok aktif maupun perokok pasif. Selain itu, merokok juga berdampak terhadap ekonomi pelaku, selain pengeluaran untuk konsumsi rokok, juga biaya berobat akibat penyakit yang ditimbulkan oleh rokok. Di Kota Bandung, pengeluaran untuk rokok menempati urutan kedua setelah komoditi makanan jadi. Jumlah batang rokok yang dihisap setiap hari dipengaruhi oleh variabel demografi, variabel lingkungan sosial, variabel politik, serta variabel budaya. Penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah rokok yang dihisap tiap hari masyarakat Kota Bandung. Variabel jenis kelamin, umur, status bekerja, dan pendidikan, akan dimodelkan dengan regresi Hurdle-NB. Hasil penelitian menunjukkan pada model Log, variabel umur, status bekerja, dan pendidikan berpengaruh terhadap rata-rata konsumsi rokok. Sedangkan pada model Logit, variabel jenis kelamin, umur, status bekerja, dan pendidikan berpengaruh terhadap kecenderungan seseorang untuk merokok atau tidak.

Kata kunci: rokok, *zero excess*, Hurdle-NB

DDC: 315.98

Annisa Kusumasari dan Fitri Kartiasih

Aglomerasi Industri dan Pengaruhnya terhadap Pertumbuhan Ekonomi Jawa Barat 2010-2014

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 29 – 42

Abstrak

Secara umum, pertumbuhan ekonomi kabupaten/ kota di Jawa Barat telah meningkat. Namun, peningkatan tersebut tidak dirasakan oleh semua wilayah dengan salah satu penyebabnya adalah adanya konsentrasi kegiatan ekonomi karena terjadinya aglomerasi industri. Penelitian ini menganalisis fenomena aglomerasi industri di Jawa Barat dan pengaruhnya terhadap pertumbuhan ekonomi regional serta faktor lain yang memengaruhi pertumbuhan ekonomi tersebut. Berdasarkan fungsi Cobb-Douglas, model efek tetap digunakan pada metode regresi data panel spasial dengan unit observasi sebanyak 26 kabupaten/ kota di Jawa Barat dalam periode 2010-2014. Variabel bebas yang digunakan adalah aglomerasi industri, infrastruktur, modal manusia, modal, dan tenaga kerja dengan variabel respon adalah pertumbuhan ekonomi Jawa Barat. Penelitian menunjukkan bahwa terdapat delapan wilayah kabupaten/ kota di Jawa Barat yang teraglomerasi secara industri. Modal manusia mempunyai nilai elastisitas yang tertinggi. Perekonomian Jawa Barat cenderung bersifat padat karya, didukung dengan nilai elastisitas tenaga kerja yang lebih besar dari elastisitas modal. Selain itu, infrastruktur juga berpengaruh secara positif dan signifikan. Singkatnya, semua variabel bebas yang digunakan berpengaruh secara positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi Jawa Barat. Oleh karena itu, perbaikan kualitas manusia dan infrastruktur harus lebih ditingkatkan agar pertumbuhan ekonomi dapat lebih meningkat.

Kata kunci: aglomerasi industri, pertumbuhan ekonomi regional, regresi panel spasial

DDC: 315.98

Krismanti Tri Wahyuni dan Eunike Widya Parameswari

Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 43– 52

Abstrak

Perekonomian wilayah yang terus meningkat merupakan salah satu tujuan dari pembangunan ekonomi. Sementara itu, pemerataan pembangunan antar wilayah juga menjadi tujuan yang tak kalah penting dalam rangka mewujudkan kemajuan perekonomian secara bersama-sama. Oleh karena itu, kajian mengenai ketimpangan daerah akan selalu ada seiring dengan analisis pembangunan ekonomi itu sendiri. Ketimpangan daerah dapat diukur dengan indeks Williamson, yang menunjukkan koefisien variasi dari PDRB perkapita. Penelitian ini menggunakan analisis data panel dinamis *First-difference GMM* (FD-GMM) untuk menghitung konvergensi PDRB perkapita, serta determinan yang memengaruhinya dengan dan/atau tanpa variabel pendidikan. Hasil penelitian menunjukkan terjadinya konvergensi sigma dan konvergensi PDRB per kapita antar wilayah di Jawa Tengah. PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah dipengaruhi secara signifikan oleh PDRB perkapita tahun sebelumnya, pendidikan, jumlah penduduk bekerja dan besarnya pajak daerah yang merupakan proksi untuk variabel modal daerah.

Kata kunci : data panel dinamis, ketimpangan, konvergensi, pendidikan

DDC: 315.98

Laeli Sugiyono

Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 53 – 66

Abstrak

Penelitian ini bertujuan mengevaluasi elastisitas kebijakan harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik. Analisis menggunakan regresi *two stage least square*. Penelitian menggunakan data sekunder runtun waktu 1982-2013, yang berasal dari: BULOG, Kementerian Pertanian, BPS, dan FAO. Unit penelitian wilayah Indonesia. Penelitian menyimpulkan harga dasar gabah berpengaruh positif signifikan terhadap produksi padi dengan elastisitas 0,034 dalam jangka pendek dan, 0,524 dalam jangka panjang. Ini berarti bahwa perubahan harga dasar gabah dalam menjelaskan produksi padi domestik tidak elastis dalam jangka pendek tetapi lebih elastis dalam jangka panjang.

Kata kunci : harga dasar gabah, produksi padi domestik, elastisitas, regresi *two stage least square*.

DDC: 315.98

Sein Religi dan Dewi Purwanti

Analisis Perbandingan Pengaruh Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pertumbuhan Ekonomi antar Tipe Klasifikasi Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2008-2013

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 67 – 78

Abstrak

Perbedaan dalam mengelola sumber daya dan kemampuan daerah di berbagai kabupaten/kota di Pulau Jawa telah menyebabkan terjadinya perbedaan pembangunan. Beberapa permasalahan pada sumber daya tersebut yaitu sebagai berikut: 1) *flypaper effect* pada belanja modal pemerintah daerah 2) tenaga kerja dengan pendidikan rendah yang kurang terserap di dunia kerja 3) Penanaman Modal Asing (PMA) yang terpusat di wilayah tertentu. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh belanja modal pemerintah, tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah, tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1 dan Penanaman Modal Asing (PMA) antar tipe klasifikasi kabupaten/kota di Pulau Jawa. Tipe klasifikasi kabupaten/kota ditentukan dari analisis tipologi klassen. Metode analisis yang digunakan adalah regresi data panel *Fixed Effect Model cross section weight* dengan *robust coefficient covariance cross section SUR* (PCSE). Hasil penelitian menunjukkan bahwa belanja modal pemerintah dan PMA berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 (pendapatan perkapita di atas median dengan pertumbuhan ekonomi di atas median) dan tipe 4 (pendapatan perkapita di bawah median dan pertumbuhan ekonomi di bawah median). Tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1 berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 (pendapatan perkapita di atas median

dengan pertumbuhan ekonomi di atas median). Tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah tidak berpengaruh signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di tiap tipe kabupaten/kota.

Kata kunci: belanja modal, tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah, tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1, PMA, tipe klasifikasi kabupaten/kota

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

DDC: 315.98

Firdaus dan Erni Tri Astuti

Local Polynomial Smoothing untuk Mengatasi Masalah *Age heaping* Data Jumlah Kematian Menurut Umur Hasil Sensus Penduduk 2010

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 1 – 18

Abstract

Age data collected through census or survey often experience errors, especially in reporting age data (age missreporting) related to the selection of certain numbers (digit preference) which are usually ages that end with the number 0 (zero) or 5 (five). The existence of this preference digit which results in the age distribution becoming enlarged or accumulated on the numbers ending with 0 and 5, which in demography is known as age-heaping. Evaluation of the quality of age data from the results of the 2010 Population Census in this study focused more on data on the number of deaths by age is very necessary. This data will be evaluated using the Whipple Index (IW) and Myers (IM) Index. The technique of smoothing local polynomials in non-parametric regression with IW and IM resulted in the conclusion that there was age heaping in the data that became the object of this study so that data needs to be smoothed with local polynomial techniques. Keywords : age heaping, digit preference, Whippel Index, Myers Index, Local polinomial.

DDC: 315.98

Wulandari, Wida Tira Tedra, Irtania Muthia Rizki dan Dina Prariesa

Konsumsi Rokok Masyarakat Kota Bandung Tahun 2015 dengan Model Hurdle Negatif Binomial (Hurdle-Nb)

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 19 – 28

Abstract

Lifestyle that high risk to health is smoking behavior. Smoking behavior has a negative impact on health, both for active smokers and passive smokers. In addition there are also negative impacts in terms of economy. In Bandung, spending on cigarettes ranks second after the food commodity. The number of cigarettes smoked each day is influenced by demographic variables, social environment variables, political variables, and cultural variables. In this study, the Bandung cigarette consumption and the factors suspected to affect, ie sex, age, work status, and education, will be modeled by Hurdle-NB regression. The results showed that Log model, age variable, work status, and education influence to the average of cigarette consumption. While on Logit model, gender variable, age, work status, and education have an effect on the tendency of someone to smoke or not.

Keywords: cigarette, zero excess, Hurdle-NB

DDC: 315.98

Annisa Kusumasari dan Fitri Kartiasih

Aglomerasi Industri dan Pengaruhnya terhadap Pertumbuhan Ekonomi Jawa Barat 2010-2014

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 29 – 42

Abstract

Generally, economic growth of West Java has increased. However, the increase rates are different in each regions with one of the causes is the existence of economic concentration because of industrial agglomeration. This study analyze the phenomenon of industrial agglomeration and its effect to economic growth of West Java also the determinants of economic growth. Based on Cobb-Douglas function, fix effect model is used for spatial panel regression method that cover 26 regions in 5 years periods (2010-2014). Independent variables used are industrial agglomeration, infrastructure, human capital, capital, and labour with dependent variable is economic growth of West Java. The result shows that there are 8 regions that are agglomerated industrially. Meanwhile, human capital has the biggest elasticity. The characteristic of West Java's economy is labour-intensive, with labour elasticity is higher than capital elasticity. Furthermore, infrastructure also has positive and significant influence to economic growth. In short, all of independent variables have positive and significant effect towards economic growth of West Java. Therefore, the enhancement of human quality and infrastructure must be improved so the economic growth can increase more.

Keywords: industrial agglomeration, regional economic growth, spatial panel regression

DDC: 315.98

Krismanti Tri Wahyuni dan Eunike Widya Parameswari

Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 43 – 52

Abstract

Raising regional economy is one of the goals of economic development. Measuring regional gap, the Williamson index shows the coefficient of variation of GRDP per capita. This study used a first-difference GMM (FD-GMM) dynamic panel data analysis to calculate per capita GRDP convergence, as well as the determinants, with and without educational variable. The result of this paper shows the existence the sigma convergence and the convergence of per capita GRDP among regions in Central Java. Per capita GRDP of regions in Central Java is significantly influenced by per capita GRDP in previous year, education, worked population and the amount of as a proxy for regional capital variable.

Keywords: convergence, dynamics panel data, education inequality

DDC: 315.98

Laeli Sugiyono

Peranan Pendidikan dalam Kajian Konvergensi PDRB Perkapita Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 53 – 66

Abstract

This study aims to evaluate the elasticity of the floor grain price policy on domestic rice production. The analysis uses two stage least square regression. The study used secondary data from 1982 to 2013, which came from: BULOG, Ministry of Agriculture, BPS, and FAO. Research unit is Indonesian territory. The study concluded that the floor grain price has a significant positive effect on rice production with an elasticity of 0.034 in the short term and, 0.524 in the long term. This means that changes in the floor grain price in explaining domestic rice production are not elastic in the short term but are more elastic in the long run.

Keywords: floor grain prices, domestic rice production, elasticity, two stage least square regression.

DDC: 315.98

Sein Religi dan Dewi Purwanti

Analisis Perbandingan Pengaruh Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pertumbuhan Ekonomi antar Tipe Klasifikasi Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2008-2013

Jurnal Aplikasi Statistika & Komputasi Statistik, Volume 9, Nomor 2, Desember 2017, hal 67 – 78

Abstract

Differences in managing the resources and capabilities of the regions in various districts/cities in Java has led to differences in development. Some of the problems in these resources are as follows: 1) flypaper effect on local government capital expenditure 2) labor with low education that is not absorbed in the work 3) Foreign Direct Investment concentrated in certain areas. This study aims to analyze comparison effect of government capital expenditure, labor with less than or equal to high school graduates, labor with more than or equal to diploma 1 graduates, and foreign capital on economic growth between type classification of district/city in Java Island. Type classification of district/city was determined by tipologi klassen analysis. This study use a regresion panel data Fixed Effect Model cross section weight with robust coefficient covariance cross section SUR (PCSE). The research concludes that government capital expenditure and foreign capital have a significant and positive impact on economic growth in type 1 district/city (income per capita and economic growth above median) and type 4 (income per capita and economic growth below median). Labor with more than or equal to diploma 1 graduates have a significant and positive impact on economic growth in type 1 district/city (income per capita and economic growth above median). Labor with less than or equal to highschool graduates have not a significant impact on economic growth in every type classification of district/city.

Keywords: capital expenditure, labor with less than or equal to highschool graduates, labor with more than or equal to diploma 1 graduates, foreign capital, economic growth, type classification of district/city

LOCAL POLYNOMIAL SMOOTHING UNTUK MENGATASI MASALAH AGE HEAPING DATA JUMLAH KEMATIAN MENURUT UMUR HASIL SENSUS PENDUDUK 2010

Firdaus¹, Erni Tri Astuti²

¹Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, email: firdaus@stis.ac.id

²Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, email: erni@stis.ac.id

Abstrak

Data umur yang dikumpulkan melalui sensus atau survei sering mengalami kesalahan, terutama dalam pelaporan data umur (age missreporting) yang berkaitan dengan pemilihan angka tertentu (digit preference) yang biasanya umur yang berakhiran dengan angka 0 (nol) atau 5 (lima). Adanya digit preference ini yang mengakibatkan distribusi umur menjadi membesar atau menumpuk pada angka-angka yang berakhiran dengan 0 dan 5, yang dalam ilmu demografi dikenal dengan istilah age-heaping. Evaluasi mengenai kualitas data umur dari hasil Sensus Penduduk 2010 yang dalam penelitian ini lebih di fokuskan pada data jumlah kematian menurut umur sangat diperlukan. Data ini akan dievaluasi dengan menggunakan Indeks Whipple (IW) dan Indeks Myers (IM). Teknik pemulusan polinomial lokal dalam regresi non parametrik dengan IW dan IM menghasilkan kesimpulan bahwa terjadi age heaping dalam data yang menjadi objek penelitian ini sehingga perlu dilakukan pemulusan data dengan teknik polinomial lokal.

Kata kunci : *age heaping, digit preference, Indeks Whippel, Indeks Myers, polinomial lokal*

Abstract

Age data collected through census or survey often experience errors, especially in reporting age data (age missreporting) related to the selection of certain numbers (digit preference) which are usually ages that end with the number 0 (zero) or 5 (five). The existence of this preference digit which results in the age distribution becoming enlarged or accumulated on the numbers ending with 0 and 5, which in demography is known as age-heaping. Evaluation of the quality of age data from the results of the 2010 Population Census in this study focused more on data on the number of deaths by age is very necessary. This data will be evaluated using the Whipple Index (IW) and Myers (IM) Index. The technique of smoothing local polynomials in non-parametric regression with IW and IM resulted in the conclusion that there was age heaping in the data that became the object of this study so that data needs to be smoothed with local polynomial techniques.

Keywords: *age heaping, digit preference, Whippel Index, Myers Index, Local polinomial.*

PENDAHULUAN

1. Latar Belakang

Data terkait umur yang dikumpulkan melalui sensus atau survei sudah dikenal sering mengalami kesalahan (*missreporting*). Hal ini terutama dialami oleh negara-negara berkembang yang tingkat kesalahannya jauh lebih tinggi dibandingkan dengan negara maju. Mason dan Cope (1987) dalam penelitiannya menyimpulkan bahwa terdapat 4 (empat) sumber kesalahan dalam pelaporan data umur. Yang pertama adalah adanya ketidaktahuan dari responden tentang umur yang sebenarnya, hal ini terutama dialami pada responden yang berumur tua karena tidak adanya dokumen yang mencatat saat kelahirannya. Kedua adanya komunikasi yang tidak selaras antara pewawancara dengan responden, hal ini dapat terjadi apabila responden menjawab pertanyaan mengenai umur dari anggota keluarga yang lain. Ketiga adanya keengganan untuk menyampaikan umur yang sebenarnya karena alasan tertentu yang terkait dengan norma sosial atau persepsi tertentu yang berkembang dalam masyarakat. Yang terakhir adalah karena adanya kesalahan dalam proses pencatatan atau pengolahan.

Kesalahan data umur (*age missreporting*) pada umumnya berkaitan dengan pemilihan angka tertentu (*digit preference*) yang biasanya berakhir dengan angka 0 (nol) atau 5 (lima). Adanya *digit preference* ini yang mengakibatkan distribusi umur menjadi membesar atau menumpuk pada angka-angka yang berakhir dengan 0 dan 5, yang dalam ilmu demografi dikenal dengan istilah *age-heaping* (Kidane, 2102). Mukherjee dan Mukhopadhyay (1988) menyampaikan bahwa fenomena *age heaping* pada umur yang berakhir 0 dan 5 muncul pada hasil sensus di Turki. Sementara itu Kabir and Chowdhury (1981) juga melaporkan adanya kasus seperti ini pada data hasil sensus di Banglades. Nasir dan Hinde (2014) juga meneliti kasus *age heaping* ini pada data survei dan sensus di Pakistan. Beberapa peneliti lain juga menyampaikan bahwa

terdapat kecenderungan kesalahan pelaporan umur semacam ini terutama pada umur lanjut. Hill, Preston dan kawan kawan (1997) mencatat bahwa kasus *age heaping* yang tinggi juga terjadi pada Negara-negara di Afrika dan Amerika Selatan. Sementara itu Nagi, Stockwell and Snavley (1973) juga mengungkapkan adanya ketidakakuratan data yang berkaitan dengan umur di Negara-negara benua Afrika, terutama pada Negara-negara Islam. Kecenderungan ini makin tinggi terjadi pada data umur perempuan dan pada umur lanjut.

Untuk mengevaluasi kesalahan pelaporan umur ini banyak indikator yang bisa digunakan, diantaranya Whipple Index, Myers Blended Index, dan Bachi Index. Setiap indikator ini memiliki kelebihan dan kekurangan masing-masing. Sebagai contoh Whipple Index hanya mengukur preferensi angka/umur yang berakhir 0 atau 5 saja dan Whipple Index merupakan indikator klasik yang digunakan untuk mengevaluasi *age heaping*. Sementara itu, Myers Blended Index dapat mengukur preferensi semua angka/umur mulai yang berakhir 0 sampai dengan 9. Dari pengukuran Myers Blended Index dapat dievaluasi digit mana yang paling diminati (dijadikan preferensi) dan juga digit yang paling dihindari. PBB memberikan batas ukuran untuk nilai Whipple Index (IW), yaitu termasuk baik jika kurang dari 125, buruk jika antara 125 dan 175 dan sangat buruk bila lebih dari 175. Sementara itu untuk nilai Myers Blended Index (IM) jika memiliki deviasi lebih besar dari 10% menunjukkan adanya preferensi pada umur tersebut.

Di Indonesia, Badan Pusat Statistik (BPS) adalah Lembaga Pemerintah Non Kementrian (LPNK) yang berdasarkan UU Nomor 16 Tahun 1997 tentang Statistik, memiliki tugas untuk menyediakan kebutuhan data dasar bagi pemerintah dan masyarakat. Data yang dikumpulkan oleh BPS diperoleh melalui metoda sensus, survei ataupun registrasi. Sensus Penduduk merupakan sumber data kependudukan yang paling lengkap bila dibandingkan dengan sumber data kependudukan yang lainnya. Terdapat 3 jenis sensus yang dilakukan oleh BPS, yaitu Sensus Penduduk yang

dilaksanakan 10 tahun sekali pada tahun yang berakhir 0, Sensus Pertanian pada tahun yang berakhir 3 dan Sensus Ekonomi pada tahun yang berakhir 6. Data kependudukan umumnya dihasilkan dari Sensus Penduduk. Karena cakupannya meliputi seluruh wilayah Indonesia, data hasil sensus penduduk menjadi data yang sangat vital dan sangat berperan dalam perencanaan pembangunan khususnya di bidang kependudukan. Data yang dihasilkan dari sensus penduduk antara lain adalah data jumlah penduduk menurut umur. Dari data sensus, kesalahan dalam pelaporan umur masih terjadi sampai sekarang. Dalam survei atau sensus di Indonesia, pada umumnya pertanyaan individu untuk anggota rumah tangga akan dijawab/diwakili oleh anggota rumah tangga. Apabila anggota rumah tangga tersebut tidak mengetahui dengan pasti umur dari anggota rumah tangga yang lain, maka akan ada kecenderungan untuk membulatkannya pada angka berakhir 0 atau 5. Fumihiko (2013) menghitung IM data penduduk Indonesia serta membandingkannya dengan IM Negara Jepang. Selama 3 sensus penduduk terakhir, dilaporkan angka IM semakin menurun, yaitu sebesar 37.7 pada tahun 1980, 18.5 pada tahun 1990 serta 16.8 pada tahun 2000. Terlihat bahwa sudah terdapat perbaikan kualitas data dari Sensus Tahun 1980 ke Sensus Tahun 2000. Akan tetapi apabila dibandingkan dengan Negara Jepang yang pada Tahun 2000 memiliki nilai IM 2,0, terlihat bahwa kualitas data umur Indonesia masih sangat jauh dari baik.

Data terkait umur yang sering mengalami *age heaping* diantaranya adalah data jumlah penduduk menurut umur, data jumlah kematian menurut umur tertentu, data umur pada saat pertama kali menikah, umur saat berhenti disusui (untuk balita) dan lain-lain. Data jumlah penduduk berdasarkan umur biasanya ditampilkan dalam bentuk piramida penduduk. Piramida penduduk adalah dua buah diagram batang, pada satu sisi menunjukkan jumlah penduduk laki-laki dan pada sisi lainnya menunjukkan jumlah penduduk perempuan menurut umur tunggal atau kelompok umur 5 tahunan. Penduduk laki-laki biasanya

digambarkan di sebelah kiri dan penduduk wanita di sebelah kanan. Dengan mengamati bentuk piramida penduduk (serta bentuk piramida penduduk dari waktu ke waktu), banyak informasi yang didapat mengenai struktur kependudukan suatu Negara atau wilayah. Pertumbuhan suatu Negara dari jenis Negara berkembang ke jenis Negara maju dapat dipantau melalui perubahan bentuk piramida penduduknya. Sementara itu data jumlah kematian menurut umur sangat diperlukan untuk membentuk kurva tingkat kematian. Kurva tingkat kematian adalah proporsi jumlah penduduk yang meninggal pada usia tertentu dengan jumlah penduduk usia tersebut. Kurva tingkat kematian yang sudah dihaluskan merupakan estimasi peluang kematian pada usia tertentu dan menjadi dasar dalam penyusunan Tabel Kematian atau Life Table. Kegunaan Life Table antara lain adalah untuk membandingkan tingkat mortalitas antar wilayah atau Negara, mengukur kemajuan yang diperoleh dari upaya pemeliharaan kesehatan masyarakat kesehatan khususnya anak-anak yang tercermin dari angka harapan hidup. Selain itu Life Table juga dapat digunakan sebagai dasar untuk perhitungan bidang asuransi jiwa bagi penentuan premi.

Pada umumnya pada data umur, terutama jika eksistensi *age heaping* nya sangat besar, diperlukan suatu metoda untuk memperbaiki data umur tersebut. Hal ini dikenal dengan istilah meng"koreksi" data umur tunggal. Terdapat banyak metoda yang dapat digunakan untuk mengoreksi data umur, diantaranya dengan teknik penghalusan (*smoothing*) yang salah satunya adalah rata-rata bergerak (*moving average*). Terdapat juga metoda Griffith Feeney (Feeney, 1979) yang menggunakan interpolasi linier pada nilai di sekitar umur 0 dan 5. Teknik ini merupakan salah satu teknik yang digunakan oleh Australian Bureau of Statistics (ABS) untuk memperbaiki data umur tunggalnya. Camarda, Eilers dan Gampe (2008) menggunakan *composite link* model untuk memperbaiki data umur tunggal Negara Portugal. Data terkait umur yang juga dapat terjadi *age heaping* adalah data mengenai

jumlah kematian menurut kelompok umur yang dikenal dengan tingkat kematian (mortality rate). Data tingkat kematian berdasarkan umur telah dikenal luas memiliki pola yang tidak linier, yaitu berbentuk seperti huruf U atau bath-tub shape. Karena bentuknya yang tidak linier, regresi nonparametrik dianggap paling tepat untuk mengestimasi pola seperti itu. Beberapa analisis data kematian dengan menggunakan regresi nonparametrik adalah Currie dkk. (2004) dan Shyamalkumar (2006) yang menggunakan spline smoothing. Selain itu Peristera dan Kostaki (2005) menggunakan estimator Kernel untuk mengkaji gradiasi data mortalitas di Perancis, Jepang dan Swedia. Untuk data kematian Indonesia, belum banyak digunakan teknik statistika dalam mengestimasi tingkat kematian berdasarkan umur. Sugeng dkk. (2008) membandingkan teknik Kernel dan Spline untuk mengestimasi tingkat kematian berdasarkan umur. Selain metoda Spline dan Kernel dalam regresi nonparametrik, terdapat satu metoda lain yang penggunaannya akhir akhir ini berkembang pesat, yaitu teknik polinomial lokal. Metoda ini memiliki keuntungan yang tidak dimiliki metoda spline dan kernel, diantaranya dapat menyesuaikan diri dengan tingkat osilasi yang tinggi dari data, misalnya untuk data umur yang berakhir 0(nol) atau 5(lima) yang tinggi dan nilai di sekitarnya yang rendah. Thomas (2012) sudah mengaplikasikannya pada data tingkat kematian Negara Belanda.

Berdasarkan uraian di atas, dapat kita simpulkan bahwa data terkait umur sangat diperlukan terutama bagi perencanaan kebijakan di bidang kependudukan maupun evaluasi taraf hidup atau tingkat kesejahteraan suatu wilayah atau Negara. Apabila pada data umur terdapat kesalahan pelaporan atau datanya tidak akurat, yaitu dalam bentuk penumpukan distribusi penduduk pada umur tertentu atau *age heaping*, maka perencanaan pembangunan di bidang kependudukan menjadi tidak tepat atau tidak akurat juga. Walaupun dari sensus ke sensus kadar kesalahan pelaporan umur makin menurun akan tetapi perlu dilakukan

evaluasi kembali mengenai kualitas data umur dari hasil sensus penduduk yang terakhir, yaitu Sensus Penduduk 2010.

Pada Sensus Penduduk 2010 sebenarnya sudah terdapat upaya yang dilakukan untuk menghasilkan data umur yang lebih akurat, yaitu dengan menanyakan tanggal lahir (tanggal, bulan dan tahun kelahiran) dari responden dan tidak menanyakan langsung tentang umur dan mengenai kematian anggota rumah tangga dalam kurun waktu satu tahun terakhir, juga ditanyakan tanggal, bulan dan tahun kematian dan tidak menanyakan secara langsung umur pada saat anggota rumah tangga meninggal. Untuk pertama kalinya pula Sensus Penduduk 2010 menanyakan tentang data kematian yang akan memberikan data secara lengkap tentang tingkat kematian. Oleh karena itu perlu untuk melakukan evaluasi apakah perbaikan dari sisi alat ukur yang digunakan (kuesioner) dapat menghasilkan perbaikan data umur yang diharapkan.

Selain itu, apabila masih terdapat *age heaping* pada data jumlah kematian menurut umur juga perlu dilakukan penyesuaian agar diperoleh estimasi tingkat kematian yang lebih akurat dan dapat digunakan dalam penyusunan Life Table yang lebih sesuai dengan kondisi yang sebenarnya. Perapihan atau koreksi data jumlah kematian akan dilakukan dengan teknik pemulusan polinomial lokal dalam regresi non parametrik.

2. Perumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang dan identifikasi masalah yang telah diuraikan sebelumnya, maka perumusan masalah dalam penelitian ini adalah:

- a. Bagaimanakah kualitas data jumlah kematian hasil Sensus Penduduk Tahun 2010?
- b. Bagaimanakah melakukan perapihan atau pengkoreksian data jumlah kematian hasil Sensus Penduduk 2010?
- c. Bagaimanakah bentuk kurva tingkat kematian Indonesia Tahun 2010 sebelum dan sesudah perapihan atau

pengkoreksian data jumlah kematian menurut umur?

3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan perumusan masalah pada sub bab sebelumnya, maka tujuan dari penelitian ini adalah (1) menghitung Whipple Index (IW) dan Myers Blended Index (MI) dari data jumlah kematian menurut umur hasil Sensus Penduduk 2010, (2) melakukan perapihan atau pengkoreksian data jumlah kematian menurut umur hasil Sensus Penduduk 2010, (3) membuat kurva tingkat kematian Indonesia Tahun 2010 sebelum dan sesudah perapihan atau pengkoreksian data jumlah kematian menurut umur.

METODOLOGI

Data yang digunakan merupakan hasil Sensus Penduduk tahun 2010 yang diperoleh dari item pertanyaan dalam Blok III tentang ada tidaknya kejadian kematian dalam rumah tangga sejak tanggal 1 Januari 2009 sampai dengan saat pencacahan. Jika ada kejadian kematian dalam rumah tangga tersebut, maka terdapat pertanyaan lanjutan mengenai jenis kelamin serta usia saat kematian. Pengolahan isian pertanyaan-pertanyaan tersebut akan menghasilkan data agregasi jumlah kematian menurut umur, jenis kelamin, dan status wilayah tempat tinggal yang digunakan sebagai data observasi dalam penelitian ini.

Dalam analisis data tentang jumlah kematian menurut umur, variabel respon yang digunakan adalah Y_i : Jumlah kejadian kematian total pada observasi ke- i . Sementara itu variabel prediktor yang digunakan adalah Umur pada observasi ke- i .

Akan terdapat 99 data berpasangan $\{(x_i, y_i)\}$, $i = 1, 2, \dots, 99$. yang akan digunakan untuk dilakukan evaluasi kualitas data umurnya pada masing-masing jumlah kematian. Selanjutnya dilakukan pula analisis perbandingan untuk jumlah kematian antara laki-laki dan perempuan.

Berikut diberikan tahapan-tahapan dalam penelitian ini yang dibagi menjadi tiga tahapan besar, yaitu:

Tahap 1. Evaluasi data jumlah kematian berdasarkan umur dengan menggunakan Whipple Index dan Myers Blended Index:

- Mengagregasikan data mentah hasil SP 2010 untuk variabel umur, menjadi data distribusi jumlah kematian menurut umur tunggal (Total, laki-laki dan Perempuan)
- Menghitung IW pada data distribusi jumlah kematian (Total, Laki-laki dan Perempuan)
- Mempersiapkan tabel agregasi jumlah kematian menurut digit umur (Total, Laki-laki dan Perempuan)
- Menghitung tabel blended sum serta menghitung deviasi setiap digit umur terhadap nilai 10% atau nilai IM (Total, Laki-laki, Perempuan)
- Mengidentifikasi apakah terhadap preferensi umur pada digit tertentu dilihat dari nilai IM nya,
- Menyusun Nilai IW dan IM yang sudah diperoleh dalam bentuk tabel dan melakukan perbandingan kualitas data jumlah kematian antara nilai Total, laki-laki dan Perempuan

Tahap 2. Perapihan atau koreksi data jumlah kematian menurut umur dengan menggunakan teknik *Local Polynomial Smoothing*:

- Menentukan variabel respon sebagai jumlah kematian menurut umur tunggal (Total, Laki-laki, Perempuan) dan variabel prediktor adalah umur
- Melakukan estimasi jumlah kematian dengan menggunakan teknik *Local Polynomial Smoothing* dengan melakukan pengolahan menggunakan aplikasi yang dikembangkan Astuti (2013) dengan R.
- Melakukan pemilihan model estimasi terbaik pada masing-masing estimasi jumlah kematian (Total, laki-laki dan Perempuan) dengan kriteria *bandwidth* optimal dengan *maximum likelihood cross validation* (MLCV)
- Membuat tabel nilai hasil estimasi (perapihan)

Tahap 3. Penyusunan dan perbandingan kurva tingkat kematian Indonesia tahun 2010 sebelum dan sesudah perapihan

- Menyusun estimasi/perapihan data jumlah kematian menurut umur untuk laki-laki dan perempuan

- b. Membandingkan antara kurva jumlah kematian sebelum dan sesudah perapihan
- c. Merasiokan jumlah kematian dan jumlah penduduk menurut umur untuk mendapatkan tingkat kematian kasar
- d. Melakukan estimasi tingkat kematian dengan local Polynomial Smoothing serta membandingkan hasilnya dengan kurva kematian kasar (total, laki-laki dan perempuan).

HASIL DAN PEMBAHASAN

Evaluasi Data Umur SP2010

SP 2010 antara lain didesain untuk dapat:

- a. Memperbaharui data base populasi Indonesia sampai dengan level administratif terkecil (Desa/Kelurahan)
- b. Memonitor pencapaian Millennium Development Goals (MDG) Negara Indonesia
- c. Mempersiapkan statistik untuk area yang kecil (small area statistics)
- d. Mempersiapkan proyeksi penduduk, dan
- e. Mengembangkan dan menyediakan sampling frame untuk keperluan survei yang akan diadakan Tahun 2010-2020

Jika dibandingkan dengan sensus-sensus sebelumnya, pada Sensus Penduduk Tahun 2010 cukup banyak data dasar yang dikumpulkan yang mencakup antara lain: karakteristik dasar demografi seperti: jenis kelamin, umur, status pernikahan, tingkat pendidikan yang ditamatkan; kelahiran yang mencakup: jumlah anak yang pernah dilahirkan dan yang masih hidup, kematian yang mencakup: umur saat meninggal, kematian dewasa dan kematian bayi; migrasi, mencakup: tempat lahir, tempat tinggal saat ini dan tempat tinggal 5 tahun

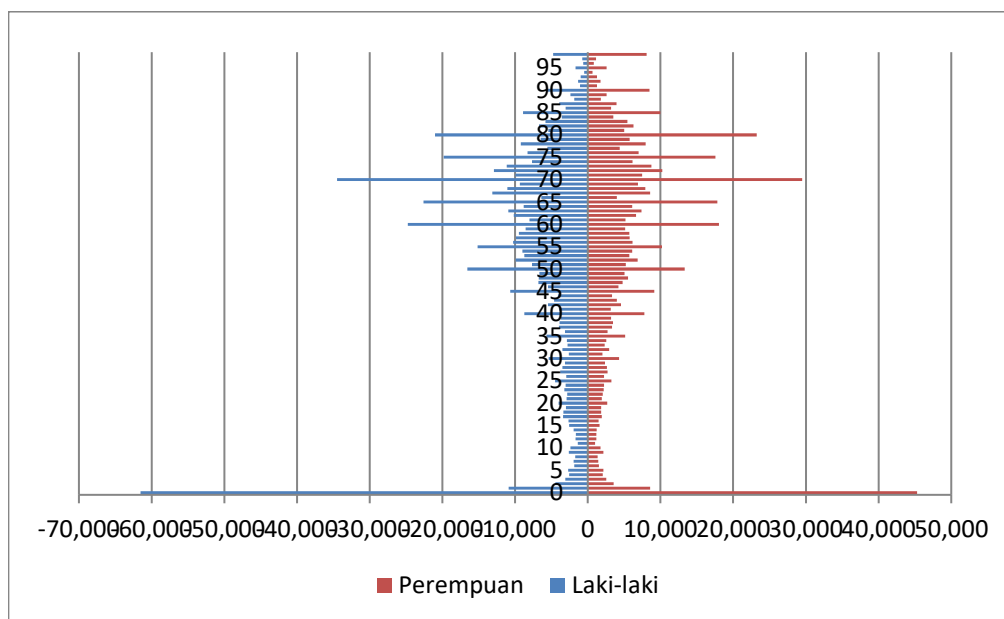
yang lalu, Selain itu juga dikumpulkan data mengenai sosial kebudayaan, yang mencakup: agama, etnis, kewarganegaraan, kemampuan berbahasa Indonesia; kegiatan ekonomi; perumahan dan lain-lain. Dengan semakin banyaknya data atau variabel yang dicakup, maka kualitas data yang dikumpulkan juga harus dilakukan evaluasi.

Pada penelitian ini akan dilakukan evaluasi mengenai data yang terkait dengan umur, yang mencakup data jumlah kematian menurut umur. Data jumlah kematian menurut umur perlu untuk dievaluasi dan kemudian diperbaiki karena merupakan data dasar dalam penyusunan life table nantinya.

Data jumlah kematian menurut umur disajikan pada Lampiran 1. Gambaran tentang kondisi data umur saat meninggal yang diberikan dalam bentuk piramida jumlah penduduk yang meninggal menurut umur dapat dilihat pada Gambar 1.

Dari Gambar 1, terlihat secara nyata penumpukan-penumpukan atau tonjolan jumlah penduduk yang meninggal pada usia yang berakhiran dengan 0 dan 5, terutama mulai usia 35, 40, 45, 50 dan seterusnya. Bahkan yang sangat menonjol sekali pada usia 50, 60, 70, serta 80. Hal ini menunjukkan secara jelas adanya preferensi umur tertentu (terutama yang berakhiran dengan 0 dan 5) saat responden ditanyakan mengenai usia anggota rumah tangga saat meninggal dunia (jika terdapat anggota rumah tangga yang meninggal saat referensi waktu yang ditetapkan). Untuk konfirmasi lebih jauh, selanjutnya nilai IW dan IM untuk umur saat meninggal dunia disajikan pada Tabel 1 dan Tabel 2.

Berdasarkan Tabel 1 terlihat bahwa nilai IW untuk total, umur kematian laki-laki dan umur saat kematian perempuan sangat tinggi jika dibandingkan dengan data umur responden, dan termasuk dalam rentang nilai > 175 yang oleh PBB dikategorikan sangat tidak akurat atau kualitas data umur saat kematian sangat buruk.



Gambar1 Piramida Jumlah Kematian menurut Umur Hasil SP 2010

Tabel 1 Nilai IW dan IM Data Umur saat Meninggal Hasil SP 2010

Jumlah Kematian	Indeks Whipple	Indeks Myers
Total	196.2	34.87
Laki-laki	189.4	32.24
Perempuan	204.8	38.14

Demikian pula hanya dengan nilai IM nya yang mencapai angka 30%. Hal ini mungkin disebabkan karena umur anggota keluarga saat meninggal dunia ditanyakan pada anggota rumah tangga lainnya dan yang bersangkutan tidak mengetahui dengan pasti tanggal, bulan dan tahun meninggal, sehingga jawaban yang diberikan cenderung bias dengan membulatkan ke digit 0 dan 5 yang terdekat.

Sementara itu Tabel 2 menyajikan nilai IM pada setiap digit preferensi. Seperti halnya data umur, data umur saat kematian memiliki preferensi yang sangat tinggi pada digit 0 atau umur yang berakhiran dengan 0 dan digit 5 atau umur yang berakhiran dengan 5. Dilihat dari nilai IM yang negative dengan nilai mutlak yang besar (dihindari) terindikasi pada digit-digit di sekitar 0 dan 5, yaitu pada digit 9 dan 1 (atau umur berakhiran 1 dan 9) serta digit 4 dan 6 (atau umur berakhiran dengan 4 dan 6). Tampak kecenderungan untuk membulatkan umur kematian ke digit 0 dan 5 sangat besar, atau eksistensi *age heaping* sangat nyata terjadi.

Akurasi umur saat kematian juga lebih tidak akurat pada penduduk perempuan, hal ini sejalan pula dengan data umur penduduk yang kecenderungan ketidakakuran lebih terjadi pada perempuan. Penghitungan IM untuk data umur saat meninggal dunia diberikan pada Lampiran 2.

Tabel 2 Nilai IM untuk Setiap Digit pada Data Umur Saat Meninggal Hasil SP 2010

Digit	IM		
	Total	Laki-laki	Perempuan
0	11.61	10.65	12.80
1	-3.07	-2.85	-3.33
2	-1.01	-0.89	-1.16
3	-1.82	-1.64	-2.03
4	-3.20	-3.07	3.36
5	5.83	5.47	6.27
6	-3.05	-2.82	-3.34
7	-1.80	-1.36	-2.33
8	0.70	-0.86	-0.50
9	-2.79	-2.61	-3.02
Total (mutlak)	34.87	32.24	38.14

Dari hasil studi ini, dapat dikatakan pentingnya evaluasi bagi BPS pada

pengumpulan informasi atau data umur saat meninggal dunia. Karena ketidakakuratan ini dapat menjadi sumber kesalahan saat menghitung tingkat kematian, selanjutnya life table serta angka harapan hidup yang dihasilkan juga menjadi tidak akurat sebagai bahan perencanaan di bidang kependudukan atau asuransi.

Perapihan Data Umur Saat Meninggal SP 2010

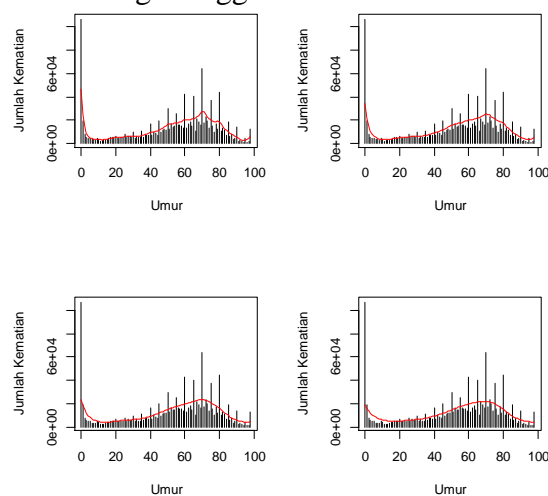
Untuk data umur saat meninggal yang berdasarkan hasil evaluasi pada sub bab sebelumnya termasuk kategori sangat tidak akurat atau berkualitas jauh di bawah standar maka perlu dilakukan upaya pemulusan. Dengan menggunakan data berpasangan $\{(x_i, y_i)\}$, $i = 1, 2, \dots, 99$. dengan variabel respon y_i merupakan jumlah penduduk yang meninggal pada observasi ke- i yang diasumsikan berdistribusi Generalized Poisson (GP), dan variabel prediktor x_i merupakan umur saat observasi ke- i , observasi merupakan kelompok umur 0 sampai dengan 98, sehingga data berjumlah 99 observasi. Model polinomial lokal untuk menyatakan hubungan antara variabel prediktor dengan variabel respon GP:

$$y_i = s(x_i) + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n.$$

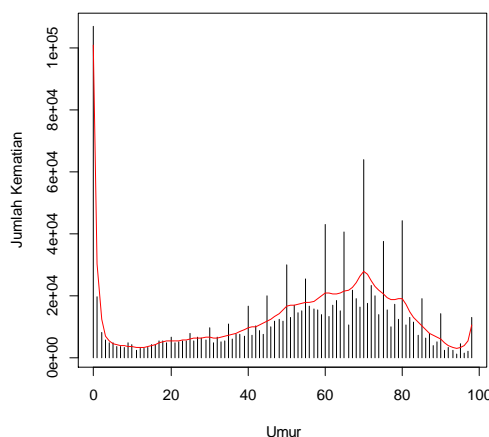
$s(\cdot)$ merupakan fungsi penghalus atau kurva regresi nonparametrik yang tidak dispesifikasikan sebelumnya yang dalam hal ini adalah kurva jumlah kematian menurut umur, dan akan dilakukan estimasi dengan teknik polinomial lokal. Dari hasil perhitungan dan pengolahan dengan menggunakan fungsi yang dibangun dalam bahasa pemrogram R, gambaran perubahan kurva hasil estimasi jika digunakan bandwidth yang berbeda-beda dapat dilihat pada Gambar 2 yaitu dengan menggunakan bandwidth berturut-turut adalah $h=1$, $h=2$, $h=4$ dan $h=6$. Terlihat bahwa semakin besar nilai bandwidth yang digunakan maka kurva jumlah kematian menjadi semakin mulus, bahkan dapat menghilangkan fluktuasi data yang sebenarnya. Dari hasil pengolahan diperoleh bandwidth optimal dengan menggunakan kriteria MLCV untuk estimasi kurva total jumlah kematian menurut umur (laki-laki dan perempuan), masing-masing adalah $h=2$. Gambar 3, 4 dan

5, masing-masing menyajikan kurva jumlah kematian menurut umur dan hasil estimasi (pemulusannya) untuk jumlah kematian penduduk total, penduduk laki-laki dan penduduk perempuan. Sementara itu nilai-nilai estimasi untuk jumlah kematian menurut umur dapat dilihat pada Lampiran 3.

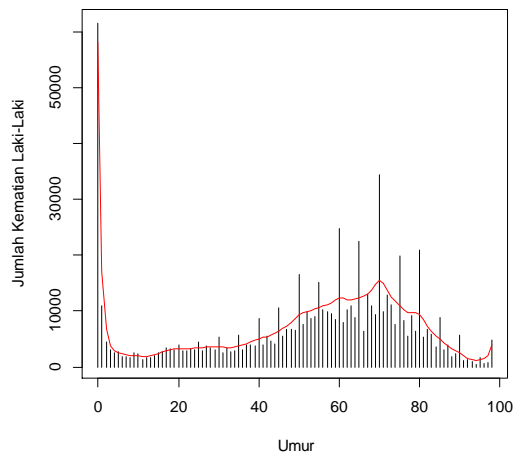
Dari estimasi kurva jumlah kematian juga diperoleh gambaran yang lebih mulus atau pola yang lebih jelas, walaupun tidak sepenuhnya menghilangkan *age heaping*. Hal ini terlihat pada jumlah kematian pada umur 0 yang nota bene angka kematian bayi, yang dalam kondisi sebenarnya memang masih sangat tinggi untuk kondisi Indonesia



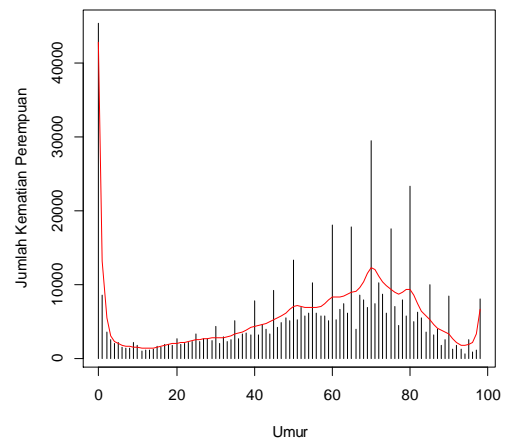
Gambar 2 Estimasi Kurva Jumlah Kematian Menurut Umur dengan Bandwidth Bervariasi.



Gambar 3 Estimasi Kurva Jumlah kematian dengan Bandwidth Optimal



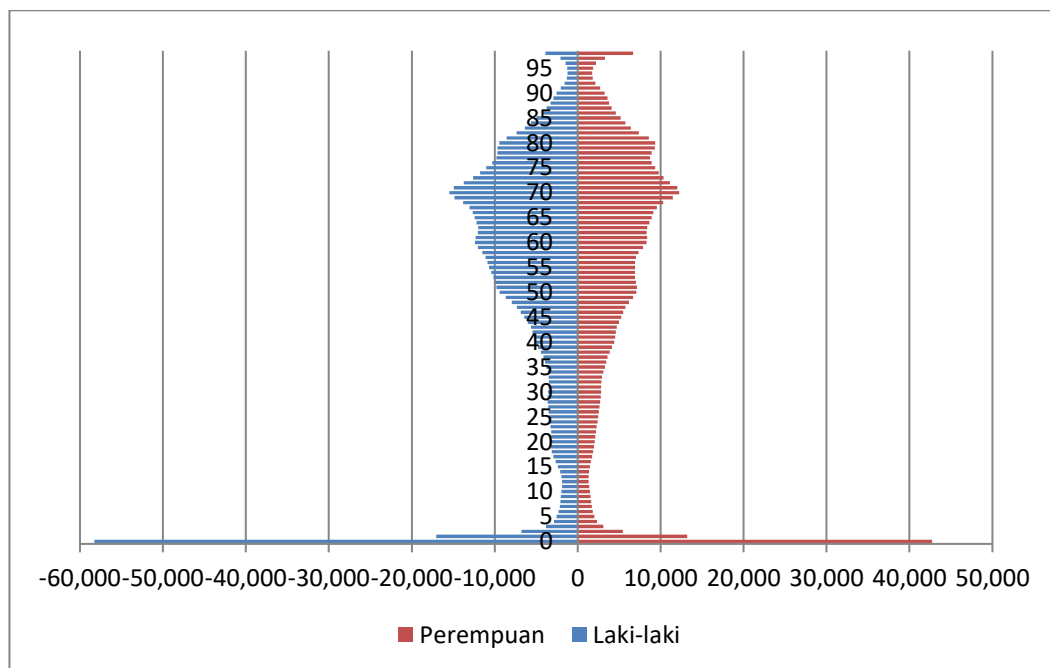
Gambar 4 Estimasi Kurva Jumlah kematian Laki-laki dengan Bandwidth Optimal



Gambar 5 Esmimasi Kurva Jumlah kematian Perempuan dengan Bandwidth Optimal

Sementara itu piramida jumlah kematian menurut umur hasil pemulsan disajikan pada Gambar 6. Dari piramida terlihat bahwa jumlah kematian laki-laki lebih banyak daripada perempuan hampir

disemua tingkatan umur. Sementara itu kematian pada umur 0 pada bayi mencapai jumlah 40.000 jiwa lebih pada bayi perempuan dan hampir mendekati jumlah 60.000 jiwa.



Gambar 6 Piramida Jumlah Kematian menurut Umur Hasil SP 2010 Hasil Pemulsan

Berikutnya apabila dilakukan penghitungan kembali untuk nilai IW dan IM untuk data umur saat meninggal dunia diperoleh nilai seperti tercantum pada Tabel 3 dan Tabel 4.

Tabel 3 Nilai IW Data Umur Saat Meninggal SP 2010 Sebelum dan Sesudah Pemulsan

Umur Saat Meninggal	Indeks Whipple	
	Sebelum Pemulsan	Sesudah Pemulsan
Total	196.2	105.8
Laki-laki	189.5	105.6
Perempuan	204.8	106.1

Setelah dilakukan pemulusan dengan menggunakan metode polinomial lokal, nilai Indeks Whippel-nya menjadi 105,6 – 106,1 untuk untuk ketiga variabel yang dihitung. Artinya hasil pemulusan menghasilkan data yang akurat bahkan mendekati sangat akurat. Sedangkan untuk indeks myer, sebelumnya antara 32,24 %– 38,14% menjadi 3,68% – 4,67%. Artinya datanya semakin tidak memiliki kecenderungan terhadap digit tertentu atau datanya semakin akurat.

Dalam demografi, terdapat model graduasi yang dikembangkan untuk menggambarkan pola empiris dari tingkat kematian dengan tujuan antara lain: memuluskan atau mempertegas pola data, membuat tabel kematian (life table), membantu inferensia bagi data yang tidak komplit serta membuat perbandingan tingkat kematian. Graduasi dalam konteks statistika atau analisis regresi dapat diartikan sebagai metoda mencari estimasi kurva regresi tingkat kematian sebagai fungsi dari umur. Variabel respon Y_i dalam analisis data kematian adalah jumlah kematian, dengan variabel prediktor x_i adalah umur.

Dalam demografi, lebih umum melakukan analisis tentang tingkat kematian

dibandingkan dengan jumlah kematian. Tingkat kematian untuk kelompok umur tertentu merupakan rasio antara jumlah kejadian kematian dengan jumlah penduduk yang terkena resiko kematian (*exposed to risk*) dalam kelompok tersebut. Jumlah penduduk yang terkena resiko kematian pada umur x_i dinyatakan sebagai variabel *exposure* t_i dan diasumsikan tidak *random* atau *fixed*. Dengan tetap mengasumsikan jumlah kematian sebagai variabel respon, Frome (1983) serta Singh dan Famoye (1993) memodelkan rata-rata jumlah kematian dalam persamaan berikut:

$$\mu(x_i) = t_i \exp(s(x_i)).$$

atau

$$\frac{\mu(x_i)}{t_i} = \exp(s(x_i)).$$

Persamaan tersebut merupakan rata-rata tingkat kematian pada umur x_i , dengan $s(x_i)$ adalah kurva regresi parametrik yang diasumsikan mengikuti suatu bentuk tertentu. Frome (1983) mengasumsikan distribusi Poisson, sementara Singh dan Famoye (1993) mengasumsikan distribusi GP untuk model distribusi variabel respon jumlah kematian.

Tabel 4 Indeks Myers Data Umur Saat Meninggal SP 2010 Sebelum dan Sesudah Pemulusan

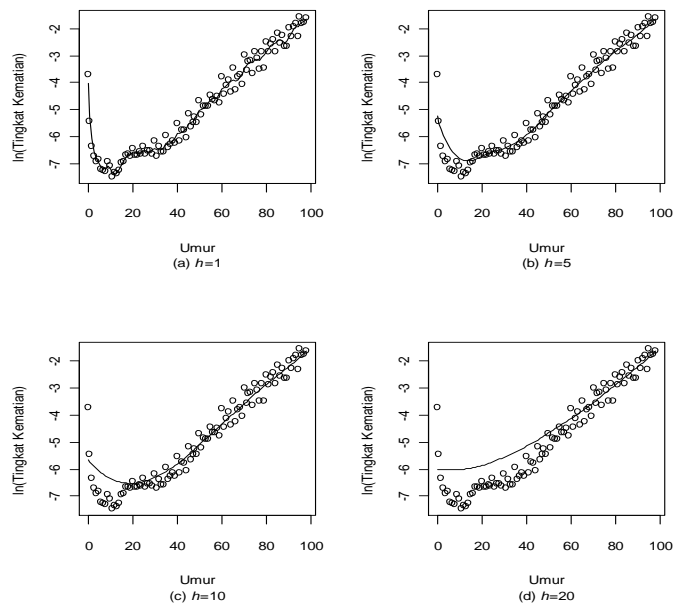
Digit	Indeks Myers					
	Sebelum Pemulusan			Sesudah Pemulusan		
	Total	Laki-laki	Perempuan	Total	Laki-laki	Perempuan
0	11.61	10.65	12.80	0.62	0.60	0.64
1	3.07	2.85	3.33	0.39	0.37	0.41
2	1.01	0.89	1.16	0.11	0.09	0.14
3	1.82	1.64	2.03	0.44	0.39	0.49
4	3.20	3.07	3.36	0.51	0.46	0.57
5	5.83	5.47	6.27	0.48	0.42	0.55
6	3.05	2.82	3.34	0.41	0.36	0.48
7	1.80	1.36	2.33	0.12	0.13	0.11
8	0.70	0.86	0.50	0.75	0.53	1.03
9	2.79	2.61	3.02	0.30	0.34	0.25
Total	34.87	32.24	38.14	4.12	3.68	4.67

Dengan menggunakan data jumlah kematian menurut umur, maka kurva tingkat kematian dan hasil pemulusannya dengan bandwidth yang bervariasi diberikan pada Gambar 7.

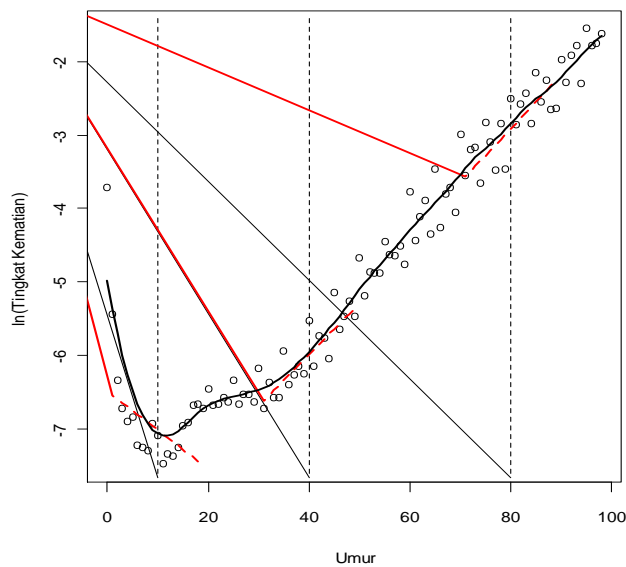
Sama halnya dengan kurva jumlah kematian dalam Gambar 5, dalam Gambar 7 terlihat pula bahwa semakin besar nilai bandwidth yang diberikan, semakin mulus kurva yang dihasilkan. Untuk nilai h yang kecil ($h=1$) estimasi kurva tingkat kematian cenderung kasar. Sementara untuk $h=5$

nampak estimator sudah dapat mempertegas pola tingkat kematian. Pada nilai h yang terlalu besar ($h=20$), estimator kurva regresi gagal menangkap osilasi kurva tingkat kematian pada rentang umur 0-40 tahun.

Selanjutnya dilakukan pemilihan bandwidth optimal yang akan menghasilkan model terbaik bagi kurva regresi tingkat kematian yang tercapai saat $h=4$ dengan menggunakan kriteria MLCV yang disajikan pada Gambar 8.



Gambar 7 Estimasi Kurva Tingkat Kematian dengan *Bandwidth* Bervariasi

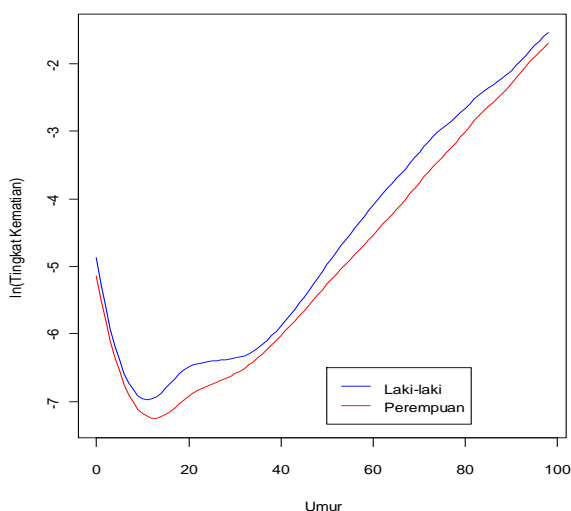


Gambar 8 Estimasi Kurva Tingkat Kematian

Berdasarkan Gambar 8 dapat disimpulkan beberapa hal berikut.

- Tingkat kematian tertinggi terjadi pada umur-umur ekstrim (umur 0 tahun dan 98 tahun).
- Terdapat perubahan pola tingkat kematian pada interval-interval umur tertentu, yaitu pada interval 0-13 tahun, 14-21 tahun, 22-40 tahun serta 40 tahun ke atas.
- Penurunan tingkat kematian yang tajam terjadi pada interval umur 0-13 tahun. Hal ini mengindikasikan segera setelah bayi dilahirkan peluang untuk bertahan hidup makin besar seiring bertambahnya umur.
- Pada interval umur 40 tahun ke atas kurva tingkat kematian naik secara tajam dan mencapai nilai tertinggi pada umur 98 tahun. Hal ini seiring dengan daya tahan dan fungsi tubuh manusia yang makin menurun secara alamiah.

Menurut hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional Tahun 2006 yang dilaksanakan Badan Pusat Statistik, angka harapan hidup perempuan lebih tinggi daripada laki-laki pada semua tingkatan umur. Angka harapan hidup dihitung berdasarkan informasi tingkat kematian pada umur tertentu dalam life table. Untuk mempertegas hal tersebut, dilakukan analisis perbandingan antara tingkat kematian laki-laki dan perempuan sesuai dengan salah satu tujuan graduasi tingkat kematian yang estimasi kurva tingkat kematiannya diberikan pada Gambar 9



Gambar 9 Perbandingan Estimasi Kurva Tingkat Kematian Laki-laki dan Perempuan

Hal ini mengindikasikan peluang kematian laki-laki lebih tinggi dari perempuan. Perbedaan yang cukup signifikan adalah pada interval umur antara 10 sampai dengan menjelang 40 tahun. Lebih tingginya tingkat kematian laki-laki dibandingkan dengan perempuan dapat dijelaskan dengan beberapa alasan medis seperti diuraikan dalam Thomas (2012).

- Pada usia bayi dan balita anak laki-laki cenderung lebih rentan terhadap kelainan pasca kelahiran (birth hazards), serangan penyakit atau infeksi yang banyak diderita oleh anak laki-laki dibandingkan dengan anak perempuan.
- Pada usia di atas lima tahun sampai dengan remaja atau paruh baya, penyebab kematian terbesar adalah karena kecelakaan, kekerasan, penyakit jantung dan kanker. Karena resiko terbesar terjadinya kecelakaan atau kekerasan adalah pada aktivitas luar rumah (outdoors), maka laki-laki lebih cenderung untuk mengalami resiko kematian dibandingkan dengan perempuan.
- Pada usia yang lebih lanjut lagi, proses penurunan daya fisik dan resistensi terhadap penyakit terjadi lebih cepat pada laki-laki. Beberapa penyakit penyebab kematian seperti kanker paru-paru, bronchitis, penyakit jantung koroner kerap diderita para perokok yang kebanyakan adalah laki-laki.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan pada bab 3 diperoleh kesimpulan mengenai tingkat akurasi atau kualitas data serta hasil pemulusan data terkait umur saat kematian hasil Sensus Penduduk tahun 2010 sebagai berikut:

- Data umur saat kematian atau saat meninggal diperoleh nilai IW sebesar 196,2 untuk jumlah kematian total, 189,8 untuk jumlah kematian laki-laki dan 204,8. untuk jumlah kematian perempuan. Jika mengacu pada standar PBB, maka Nilai IW menunjukkan

kualitas data yang sangat tidak akurat, baik untuk data umur saat kematian total, kematian laki-laki maupun kematian perempuan. Eksistensi adanya *age heaping* yang sangat jelas ini dikonfirmasi juga dengan nilai IM yang menunjukkan preferensi yang sangat tinggi pada digit berakhiran 0 dan 5, dimana digit 0 preferensinya lebih tinggi dibanding digit 5. Selain itu umur saat meninggal penduduk perempuan lebih sangat tidak akurat dibandingkan umur saat meninggal penduduk laki-laki.

2. Untuk merapihkan data umur saat kematian dengan teknik *local polynomial smoothing* diperoleh bandwidth optimum dengan kriteria MLCV untuk total penduduk, penduduk laki-laki dan perempuan sebesar $h=2$, yang juga menghasilkan kurva jumlah kematian yang lebih mulus. Secara umum jumlah kematian laki-laki lebih besar daripada perempuan di semua tingkatan umur.

Saran

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, maka dapat disarankan hal-hal berikut:

1. BPS harus memberikan perhatian yang serius pada data terkait umur yang dihasilkan, terutama pada umur saat kematian dengan cara memperbaiki kualitas petugas pengumpul data.
2. Perlu dilakukan pula analisis perbandingan teknik smoothing dalam regresi nonparametrik, sehingga dapat digunakan teknik pemulusan yang paling sesuai dengan kondisi data
3. Teknik polinomial lokal perlu dipertimbangkan dalam upaya untuk melakukan koreksi data umur yang dihasilkan dari survei atau sensus yang dilakukan BPS

DAFTAR PUSTAKA

- Astuti, E.T. (2013). *Model Regresi Nonparametrik untuk Data Count*, Disertasi. Jurusan Statistika, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Camarda, Eilers dan Gampe (2008). Modelling general patterns of digit preference. *Statistical Modelling* 2008; **8**(4): 385--401
- Chaudhuri, P. dan Dewanji, A. (1995). On a likelihood-based approach in nonparametric smoothing and cross-validation. *Statistics and Probability Letters*, **22**, 7-15.
- Consul, P.C. dan Jain, G.C. (1973). A generalization of the Poisson distribution. *Technometrics*, **15**(4), 791-799.
- Currie, I..D., Durban, M. dan Eilers, P.H.C. (2004). Smoothing and forecasting mortality rates. *Statistical Modelling*, **4**, 279-298.
- Famoye, F. (1993). Restricted Generalized Poisson regression. *Communication in Statistics-Theory and Methods*, **33**, 1135-1154.
- Fan, J. dan Gijbels, I. (1996). *Local Polynomial Modelling and Its Application*. London: Chapman and Hall.
- Fumihiko (2013). 総務省統計研修所 西文彦 インドネシアの人口ピラミッドとAge heaping, Paper, JICA.
- Hardle, W. (1990). *Applied Nonparametric Regression*. Boston: Cambridge University Press.
- Hastie, T.J. dan Tibshirani, R.J. (1990). *Generalized Additive Models*. London: Chapman & Hall.
- Heligman, M. dan Pollard, J.H. (1980). The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, **107**, 49-80.
- Hill, M.E., S.H. Preston, and I. Rosenwaike. (2000). 'Age Reporting among White Americans Aged 85+: Results of a Record Linkage Study'. *Demography*, **37**:175-186.
- Hyndman, R.J., dan Ullah, M.S. (2007). Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach. *Computational Statistics and Data Analysis*, **51**, 4942-4956.
- Junaidi (2010). Indeks Whipple : Evaluasi Pelaporan Umur Penduduk. 20 Juni 2014. <https://junaidichaniago.wordpress.com/2010/05/26/indeks-whipple-evaluasi-pelaporan-umur-penduduk/>

- Kidane, A. (2012). Digit Preference in African Survey Data and Their Impact on Parametric estimates, presented at the African Econometric Society Conference July 11-13 2009 Abuja, Nigeria
- Lee, R.D. dan Carter, L.R. (1992). Modeling and forecasting U.S. mortality. *Journal of the American Statistical Association*, 87, 659-675.
- Kabir M and Chowdhury K. (1981). The pattern of age reporting errors in the districts of Bangladesh. *Rural Demography Journal*, vol 8, no. 2
- Mason, K.O and Cope, L.G. (1987, November). Sources of age and date of birth misreporting in 1900 U.S. census. *Journal of Demography*, vol 24, no. 4
- Mc Cullagh, P. dan Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*. London: Chapman and Hall.
- Myers RJ (1940) Errors and bias in the reporting of ages in census data. *Transactions of the Actuarial Society of America*, 41(Pt. 2 (104)), 395–415.
- Mukherjee, B.N and Mukhopadhyay, B.K. (1988, Jan.-June). A study of digit preference and quality of age data in Turkish censuses. *Genus*, vol. 44, no. 1-2
- Nagi M.H., Stockwell, E.G and Snavley, L.M. (1973, August). Digit preference and avoidance in the age statistics of some recent African censuses: some patterns and correlates. *International Statistical Review*, vol. 41, no. 2.
- Nasir dan Hinde (2014). An Extension Of Modified Whipple Index– Further Modified Whipple Index. *Pak. J. Statist.* 2014 Vol. 30(2), 265-272
- Noumbissi, A. (1992). L'indice de Whipple modifié: une application aux données du Cameroun, de la Suède et de la Belgique. *Population (French Ed.)* 47(4), 1038-1041.
- Peristera, P. dan Kostaky, A. (2005). An evaluation of the performance of kernel estimator for graduating mortality data. *Journal of Population Research*, 22, 185-197.
- Santos, J.A. dan Neves, M.M. (2008). A local maximum likelihood estimator for poisson regression. *Metrika*, 68, 257-270.
- Shyamalkumar, N.D. (2006). *Analysis of mortality data using smoothing spline poisson regression*. Working Paper. Dept. of Stat.and Actuarial Science, The University of Iowa.
- Sonderregger, D.L. (2010). *Nonparametric function smoothing: fiducial inference of free knot splines and ecological applications*. Dissertation, Colorado State University, Colorado.
- Spoorenberg, T. (2007). Quality of Age Reporting: Extension and Application of the Modified Whipple's Index. *Population (English Edition, 2002)*, 62(4), 729-741.
- Thomas, J. (2012). Univariate graduation mortality by local polynomial regression. *Bulletin Francais D'Actuariat*, 12, 5-58.
- Tibshirani, R. dan Hastie, T. (1987). Local likelihood estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 82, 559-567.
- Wasserman, L. (2005). *All of Nonparametric Statistics*. New York: Springer.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Jumlah Kematian Menurut Umur Sensus Penduduk 2010

Umur	Laki-laki	Perempuan	Total	Umur	Laki-laki	Perempuan	Total
(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
0	61,546	45,300	106,846	53	8,728	5,730	14,458
1	10,878	8,580	19,458	54	8,974	6,114	15,088
2	4,448	3,559	8,007	55	15,179	10,212	25,391
3	3,079	2,522	5,601	56	10,291	6,143	16,434
4	2,553	2,070	4,623	57	9,880	5,748	15,628
5	2,678	2,143	4,821	58	9,472	5,702	15,174
6	1,863	1,522	3,385	59	8,533	5,148	13,681
7	1,935	1,433	3,368	60	24,741	18,024	42,765
8	1,731	1,336	3,067	61	8,010	5,167	13,177
9	2,600	2,168	4,768	62	10,182	6,633	16,815
10	2,393	1,735	4,128	63	10,918	7,406	18,324
11	1,367	1,018	2,385	64	8,812	6,098	14,910
12	1,664	1,187	2,851	65	22,590	17,838	40,428
13	1,650	1,173	2,823	66	6,385	3,984	10,369
14	1,955	1,240	3,195	67	13,144	8,559	21,703
15	2,575	1,598	4,173	68	11,042	7,933	18,975
16	2,645	1,488	4,133	69	9,347	6,908	16,255
17	3,392	1,914	5,306	70	34,472	29,485	63,957
18	3,336	1,861	5,197	71	9,942	7,457	17,399
19	3,000	1,833	4,833	72	12,908	10,236	23,144
20	4,005	2,668	6,673	73	11,171	8,747	19,918
21	2,908	1,918	4,826	74	7,666	6,151	13,817
22	2,836	2,050	4,886	75	19,818	17,566	37,384
23	3,242	2,189	5,431	76	8,270	6,998	15,268
24	3,029	2,244	5,273	77	5,573	4,408	9,981
25	4,488	3,245	7,733	78	9,216	7,973	17,189
26	2,951	2,226	5,177	79	6,466	5,774	12,240
27	3,785	2,704	6,489	80	21,011	23,229	44,240
28	3,477	2,612	6,089	81	5,428	5,028	10,456
29	3,154	2,378	5,532	82	6,720	6,295	13,015
30	5,383	4,303	9,686	83	5,806	5,430	11,236
31	2,613	2,006	4,619	84	3,582	3,528	7,110
32	3,506	2,935	6,441	85	8,920	9,987	18,907
33	2,780	2,333	5,113	86	3,031	3,206	6,237
34	2,886	2,545	5,431	87	3,947	3,933	7,880
35	5,681	5,127	10,808	88	1,851	1,813	3,664
36	3,118	2,724	5,842	89	2,402	2,586	4,988
37	3,978	3,339	7,317	90	5,731	8,473	14,204
38	3,906	3,476	7,382	91	1,086	1,256	2,342
39	3,699	3,209	6,908	92	1,317	1,731	3,048
40	8,740	7,786	16,526	93	970	1,263	2,233
41	3,926	3,167	7,093	94	514	664	1,178
42	5,461	4,586	10,047	95	1,666	2,594	4,260
43	4,647	3,987	8,634	96	637	844	1,481
44	4,127	3,330	7,457	97	758	1,121	1,879
45	10,681	9,147	19,828	98	4,786	8,086	12,872
46	5,489	4,239	9,728				
47	6,775	4,802	11,577				
48	6,765	5,527	12,292				
49	6,641	5,073	11,714				
50	16,566	13,335	29,901				
51	7,653	5,226	12,879				
52	9,899	6,853	16,752				
				Total	687,976	548,178	1,236,154

Lampiran 2. Penghitungan Indeks Myers Untuk Data Kematian Menurut Umur Penduduk Total

Term Digit	Sum 10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	232,080	1	232,080	227,952	9	2,051,568	2,283,648	0.216	0.116
1	75,176	2	150,352	72,791	8	582,328	732,680	0.069	-0.031
2	96,999	3	290,997	94,148	7	659,036	950,033	0.090	-0.010
3	88,170	4	352,680	85,347	6	512,082	864,762	0.082	-0.018
4	73,459	5	367,295	70,264	5	351,320	718,615	0.068	-0.032
5	168,912	6	1,013,472	164,739	4	658,956	1,672,428	0.158	0.058
6	74,669	7	522,683	70,536	3	211,608	734,291	0.069	-0.031
7	87,760	8	702,080	82,454	2	164,908	866,988	0.082	-0.018
8	98,834	9	889,506	93,637	1	93,637	983,143	0.093	-0.007
9	76,151	10	761,510	71,318	0	0	761,510	0.072	-0.028
							10,568,098		

Penduduk Laki-laki

Term Digit	Sum 10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	123,042	1	123,042	120,649	9	1,085,841	1,208,883	0.206	0.106
1	42,933	2	85,866	41,566	8	332,528	418,394	0.071	-0.029
2	54,493	3	163,479	52,829	7	369,803	533,282	0.091	-0.009
3	49,912	4	199,648	48,262	6	289,572	489,220	0.084	-0.016
4	41,545	5	207,725	39,590	5	197,950	405,675	0.069	-0.031
5	91,598	6	549,588	89,023	4	356,092	905,680	0.155	0.055
6	42,817	7	299,719	40,172	3	120,516	420,235	0.072	-0.028
7	51,232	8	409,856	47,840	2	95,680	505,536	0.086	-0.014
8	53,851	9	484,659	50,515	1	50,515	535,174	0.091	-0.009
9	43,242	10	432,420	40,242	0	0	432,420	0.074	-0.026
							5,854,499		

Penduduk Perempuan

Term Digit	Sum 10-99	Koef	Product	Sum 20-99	Koef	Product	blended sum	Percent Dist	Dev From 10%
0	109,038	1	109,038	107,303	9	965,727	1,074,765	0.228	0.128
1	32,243	2	64,486	31,225	8	249,800	314,286	0.067	-0.033
2	42,506	3	127,518	41,319	7	289,233	416,751	0.088	-0.012
3	38,258	4	153,032	37,085	6	222,510	375,542	0.080	-0.020
4	31,914	5	159,570	30,674	5	153,370	312,940	0.066	-0.034
5	77,314	6	463,884	75,716	4	302,864	766,748	0.163	0.063
6	31,852	7	222,964	30,364	3	91,092	314,056	0.067	-0.033
7	36,528	8	292,224	34,614	2	69,228	361,452	0.077	-0.023
8	44,983	9	404,847	43,122	1	43,122	447,969	0.095	-0.005
9	32,909	10	329,090	31,076	0	0	329,090	0.070	-0.030
							4,713,599		

Lampiran 3. Hasil Pemulsan Jumlah Kematian Tahun 2010 Menurut Umur

Umur	Laki-laki	Perempuan	Total	Umur	Laki-laki	Perempuan	Total
(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
0	58,260	42,704	100,964	54	10,412	6,916	17,328
1	17,053	13,185	30,238	55	10,693	6,926	17,619
2	6,772	5,440	12,212	56	10,885	6,928	17,813
3	3,806	3,105	6,911	57	11,102	7,033	18,135
4	2,868	2,324	5,192	58	11,502	7,354	18,856
5	2,530	2,017	4,547	59	12,046	7,870	19,916
6	2,323	1,831	4,154	60	12,390	8,286	20,676
7	2,168	1,698	3,866	61	12,298	8,363	20,661
8	2,084	1,620	3,704	62	12,052	8,307	20,359
9	2,031	1,558	3,589	63	11,997	8,387	20,384
10	1,966	1,477	3,443	64	12,180	8,638	20,818
11	1,904	1,387	3,291	65	12,427	8,906	21,333
12	1,892	1,329	3,221	66	12,649	9,131	21,780
13	1,958	1,323	3,281	67	13,041	9,523	22,564
14	2,119	1,370	3,489	68	13,815	10,310	24,125
15	2,368	1,466	3,834	69	14,868	11,460	26,328
16	2,657	1,591	4,248	70	15,452	12,244	27,696
17	2,919	1,727	4,646	71	14,924	11,993	26,917
18	3,107	1,859	4,966	72	13,723	11,117	24,840
19	3,204	1,975	5,179	73	12,616	10,330	22,946
20	3,225	2,063	5,288	74	11,775	9,784	21,559
21	3,212	2,129	5,341	75	11,024	9,326	20,350
22	3,214	2,194	5,408	76	10,303	8,912	19,215
23	3,263	2,281	5,544	77	9,814	8,734	18,548
24	3,352	2,388	5,740	78	9,664	8,903	18,567
25	3,445	2,490	5,935	79	9,699	9,307	19,006
26	3,514	2,571	6,085	80	9,455	9,362	18,817
27	3,564	2,640	6,204	81	8,567	8,573	17,140
28	3,608	2,713	6,321	82	7,366	7,378	14,744
29	3,631	2,783	6,414	83	6,358	6,415	12,773
30	3,600	2,821	6,421	84	5,610	5,749	11,359
31	3,523	2,828	6,351	85	4,957	5,178	10,135
32	3,466	2,853	6,319	86	4,305	4,599	8,904
33	3,489	2,938	6,427	87	3,721	4,111	7,832
34	3,601	3,092	6,693	88	3,283	3,801	7,084
35	3,765	3,271	7,036	89	2,929	3,581	6,510
36	3,939	3,436	7,375	90	2,530	3,261	5,791
37	4,143	3,613	7,756	91	2,033	2,713	4,746
38	4,424	3,851	8,275	92	1,572	2,142	3,714
39	4,776	4,143	8,919	93	1,306	1,824	3,130
40	5,090	4,386	9,476	94	1,228	1,757	2,985
41	5,279	4,508	9,787	95	1,265	1,846	3,111
42	5,420	4,582	10,002	96	1,472	2,216	3,688
43	5,643	4,723	10,366	97	2,086	3,304	5,390
44	6,005	4,964	10,969	98	3,902	6,670	10,572
45	6,443	5,241	11,684				
46	6,867	5,488	12,355				
47	7,321	5,763	13,084				
48	7,925	6,163	14,088				
49	8,692	6,672	15,364				
50	9,391	7,061	16,452				
51	9,781	7,135	16,916				
52	9,949	7,016	16,965				
53	10,131	6,924	17,055				
				Total	687,976	548,178	1,236,154

KONSUMSI ROKOK MASYARAKAT KOTA BANDUNG TAHUN 2015 DENGAN MODEL HURDLE NEGATIF BINOMIAL (HURDLE-NB)

Wulandari¹, Wida Tira Tedra², Irtania Muthia Rizki³, Dina Prariesa⁴

^{1,2,4}Badan Pusat Statistik, ³UIN Sulthan Thaha Saifuddin Jambi

Abstrak

Perilaku merokok memiliki resiko yang cukup tinggi terhadap kesehatan. Banyak dampak negatif yang ditimbulkan, baik untuk perokok aktif maupun perokok pasif. Selain itu, merokok juga berdampak terhadap ekonomi pelaku, selain pengeluaran untuk konsumsi rokok, juga biaya berobat akibat penyakit yang ditimbulkan oleh rokok. Di Kota Bandung, pengeluaran untuk rokok menempati urutan kedua setelah komoditi makanan jadi. Jumlah batang rokok yang dihisap setiap hari dipengaruhi oleh variabel demografi, variabel lingkungan sosial, variabel politik, serta variabel budaya. Penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah rokok yang dihisap tiap hari masyarakat Kota Bandung. Variabel jenis kelamin, umur, status bekerja, dan pendidikan, akan dimodelkan dengan regresi Hurdle-NB. Hasil penelitian menunjukkan pada model Log, variabel umur, status bekerja, dan pendidikan berpengaruh terhadap rata-rata konsumsi rokok. Sedangkan pada model Logit, variabel jenis kelamin, umur, status bekerja, dan pendidikan berpengaruh terhadap kecenderungan seseorang untuk merokok atau tidak.

Kata kunci : rokok, zero excess, Hurdle-NB

Abstract

Lifestyle that high risk to health is smoking behavior. Smoking behavior has a negative impact on health, both for active smokers and passive smokers. In addition there are also negative impacts in terms of economy. In Bandung, spending on cigarettes ranks second after the food commodity. The number of cigarettes smoked each day is influenced by demographic variables, social environment variables, political variables, and cultural variables. In this study, the Bandung cigarette consumption and the factors suspected to affect, ie sex, age, work status, and education, will be modeled by Hurdle-NB regression. The results showed that Log model, age variable, work status, and education influence to the average of cigarette consumption. While on Logit model, gender variable, age, work status, and education have an effect on the tendency of someone to smoke or not.

Keywords : cigarette, zero excess, Hurdle-NB

PENDAHULUAN

Dalam kehidupan manusia, kesehatan merupakan masalah yang sangat penting. Namun, terdapat salah satu pola hidup yang berisiko tinggi terhadap kesehatan yaitu perilaku merokok. Perilaku merokok itu sendiri dapat diukur salah satunya melalui banyaknya jumlah rokok yang dihisap (Fitriani, 2012, dalam Hestiana, 2013). Perilaku merokok banyak memiliki dampak negatif untuk segi kesehatan. Kesehatan yang terancam akibat mengkonsumsi rokok tidak hanya didapatkan oleh orang yang merokok, melainkan juga didapatkan oleh orang disekitar perokok yang menghirup asap dari rokok (perokok pasif). Sebatang rokok mengandung 4.000 jenis senyawa kimia beracun yang berbahaya untuk tubuh, dimana 43 diantaranya bersifat karsiogenik (Aditama 2013, dalam Ambarwati, dkk 2014). Rokok memiliki faktor resiko berbagai macam penyakit, antara lain penyakit kardiovaskular, serebrovaskular, impotensi, berbagai jenis kanker (Alit, dkk dalam Santi, 2013).

Selain itu terdapat pula dampak negatif rokok dari segi ekonomi. Merokok menyebabkan dampak buruk bagi masyarakat karena kematian prematur, produktivitas yang hilang, dan beban keuangan yang ditanggung oleh perokok dan keluarga mereka, penyedia jasa keuangan, penyedia layanan asuransi, dan perusahaan pemberi kerja (theconversation.com). Kerugian makro ekonomi akibat konsumsi rokok di Indonesia pada 2015 mencapai hampir Rp 600 triliun, atau empat kali lipat dari jumlah cukai rokok pada tahun yang sama (sains.kompas.com).

Perilaku merokok turut berdampak pada sisi biaya belanja rokok, yang membuat orang tua seakan mengabaikan masa depan anak serta mempertinggi probabilitas angka rumah tangga miskin di masa mendatang (merdeka.com). Survei yang dilakukan oleh Dinas Kesehatan Kota Bandung menyatakan jika konsumsi masyarakat Kota Bandung dalam belanja rokok dan tembakau menempati urutan kedua setelah komoditi makanan jadi. Pengeluaran yang cukup tinggi untuk konsumsi rokok sebenarnya

dapat dialokasikan untuk kebutuhan lain yang lebih penting.

Mengingat konsumsi rokok yang tinggi di Kota Bandung serta faktor risiko yang terjadi akibat mengkonsumsi rokok, maka penelitian ini ingin mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah batang rokok yang dihisap. Dalam penelitian ini, konsumsi rokok per hari masyarakat Kota Bandung akan dimodelkan dengan Regresi *Zero Inflated Negative Binomial* (ZINB) dan *Hurdle Negative Binomial* (HNB). Kedua alat analisis tersebut sesuai untuk memodelkan data cacah dengan kondisi *excess zero*, yaitu kondisi dimana data respon banyak bernilai nol, dan dapat menanggapi overdispersi yang umumnya sering muncul pada analisis data cacah.

METODOLOGI

Analisis regresi umumnya digunakan untuk mengetahui hubungan suatu variabel respon dengan satu atau beberapa variabel prediktor. Jumlah rokok yang dihisap setiap hari merupakan data cacah nonnegatif. Untuk pemodelan variabel respon yang berupa data cacah, model yang biasa digunakan adalah regresi Poisson, regresi Binomial, dan regresi *Negative Binomial*. Konsumsi rokok dalam batang per hari merupakan salah satu kasus data cacahan dengan banyak nilai 0 (*excess zero*). Jumlah angka nol besar akan menyebabkan sebaran data tidak sesuai dengan distribusi standar. Model yang biasanya digunakan pada kasus *excess zero* adalah regresi *Zero Inflated Poisson* (ZIP) atau *Hurdle Poisson* (HP).

Permasalahan yang sering muncul pada kedua pemodelan tersebut adalah terjadinya *overdispersion*. Untuk mengatasi masalah *overdispersion* yang terjadi, salah satu cara adalah menggunakan *Zero Inflated Negative Binomial* (ZINB) atau *Hurdle Negative Binomial* (HNB). Kedua model tersebut digunakan untuk memodelkan data *count* dengan banyak nilai 0 pada respon dan terjadi *overdispersion*. Berdasarkan uraian di atas, untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi jumlah batang rokok yang dihisap setiap hari di Kota Bandung pada tahun 2015 maka akan dimodelkan

konsumsi rokok dengan metode *Zero Inflated Negative Binomial* serta *Hurdle Negative Binomial*, kemudian memilih model mana yang lebih cocok digunakan untuk memodelkan konsumsi rokok di Kota Bandung.

Faktor Pemicu Kebiasaan Merokok

Terdapat banyak penelitian, baik dalam negeri maupun luar negeri berkenaan dengan perilaku merokok serta faktor-faktor yang mempengaruhi perilaku merokok. Smet (1999) dalam penelitian tentang penentu kebiasaan merokok di kalangan remaja di Semarang menyatakan bahwa kebiasaan merokok teman dekat adalah penentu utama seorang remaja untuk merokok. Moghimbeigi, dkk (2009) melakukan penelitian tentang kebiasaan pada remaja 15 – 20 tahun. Hasilnya remaja laki-laki lebih berisiko untuk merokok dibanding remaja perempuan, usia muda lebih berpeluang untuk memulai kebiasaan merokok dibanding usia yang lebih tua, dan tingkat pendidikan tidak berpengaruh terhadap konsumsi rokok. Hestiana (2013) dalam penelitiannya menyimpulkan bahwa jumlah batang rokok yang dihisap setiap hari dipengaruhi secara signifikan oleh jenis kelamin, umur, tingkat pendidikan, dan kegiatan utama yang dilakukan. Selain itu,

$$\Pr(X = x; r, p) = \begin{cases} \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}, & x = r, r+1, r+2, \dots \\ 0 & , x \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.2)$$

Pemeriksaan Multikolinieritas

Dalam analisis regresi, terdapat beberapa asumsi yang harus terpenuhi agar estimasi yang dihasilkan bersifat *unbiased* dan memiliki varians yang minimum. Salah satu asumsi yang harus terpenuhi adalah tidak terdapatnya multikolinieritas antar variabel prediktor. Multikolinieritas menunjukkan terdapat hubungan antara beberapa atau semua peubah prediktor pada analisis regresi. Adanya korelasi dalam model regresi menyebabkan taksiran parameter regresi menjadi tidak ada atau model yang dihasilkan memiliki varians yang besar (Gujarati, 2004). Salah satu deteksi

Wijayanti, dkk (2017) juga menyimpulkan bahwa jenis kelamin, usia, pengalaman, pengetahuan, dan sikap signifikan mempengaruhi perilaku merokok.

Data Diskrit

Data diskrit adalah data *count*, yaitu data yang nilainya non-negatif dan menyatakan banyaknya kejadian dalam interval waktu, ruang, atau volume tertentu. Beberapa distribusi yang mempunyai bentuk fungsi peluang dan nama tertentu dari peubah acak diskrit, yaitu:

a. Distribusi Poisson

Fungsi probabilitas variabel random diskrit yang berdistribusi Poisson dengan parameter λ (Cameron dan Trivedi, 1998) adalah sebagai berikut :

$$f_Y(y, \mu) = \begin{cases} \frac{\mu^y \cdot e^{-\mu}}{y!}, & y = 0, 1, 2, \dots \\ 0 & , y \text{ yang lain} \end{cases} \quad (2.1)$$

Distribusi Poisson memiliki rata-rata dan varians yang sama, yaitu $E(Y) = \mu$ dan $Var(Y) = \mu$

b. Distribusi Binomial Negatif

Distribusi binomial negatif mempunyai rata-rata $E(Y) = \frac{r(1-p)}{p}$ dan varian $Var(Y) = \frac{r(1-p)}{p}$.

Fungsi probabilitas variabel random yang berdistribusi Binomial Negatif yaitu:

multikolinieritas adalah dengan menggunakan *variance inflation factor* (VIF). Rumus VIF adalah sebagai berikut (Kutner *et al*, 2005):

$$VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2} \text{ dengan } j=1, 2, \dots, p \quad (2.3)$$

dimana R_j^2 merupakan koefisien determinasi dari x_j sebagai variabel dependen. Nilai R_j^2 berkisar antara 0 dan 1. *Rule of thumbs* yang umumnya digunakan untuk menentukan adanya multikolinieritas adalah nilai VIF yang lebih dari 10.

Model Zero Inflated Poisson (ZIP)

Regresi ZIP lebih tepat digunakan dibandingkan dengan regresi Poisson ketika data mengandung lebih banyak kejadian nol, terutama karena sangat mudah untuk memenuhi kesesuaian model dan tidak sulit untuk ditafsirkan. Akan tetapi, model ZIP tidak cocok untuk data yang *over/underdispersion*. ZIP mengasumsikan bahwa populasi terdiri dari dua tipe pengamatan yang berbeda. Salah satu didasarkan pada data cacah dengan distribusi Poisson, sedangkan yang kedua adalah data yang bernilai nilai nol. ZIP adalah model campuran yang sederhana untuk data diskrit dengan banyak peristiwa bernilai nol. Jika Y_i adalah variabel acak bebas yang mempunyai distribusi ZIP, maka observasi nol dapat dikembangkan dalam dua langkah. Langkah pertama terjadi dengan peluang p_i dan hanya menghasilkan data bernilai nol (*zero state*), langkah kedua terjadi dengan peluang $1-p_i$ dan menghasilkan nilai positif dan nilai nol dengan mengikuti distribusi Poisson. Fungsi kepadatan peluang adalah:

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} p_i + (1 - p_i)e^{-\mu_i} & \text{untuk } y_i = 0 \\ (1 - p_i) \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!} & \text{untuk } y_i = 1, 2 \end{cases} \quad (2.4)$$

Nilai rata-rata dan varians dari ZIP adalah sebagai berikut:

$$E(Y_i) = (1 - p_i)\mu_i \quad (2.5)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_i) &= (1 - p_i)[\mu_i^2 + \mu_i] \\ &\quad - (1 - p_i)^2 \mu_i^2 \quad (2.6) \\ &= E(Y_i)(1 + p_i\mu_i) \end{aligned}$$

Karena model ZIP tidak cocok digunakan pada data yang *over/underdispersion* maka setelah model ZIP terbentuk perlu dilakukan pengecekan *over/underdispersion* sebagai berikut:

$$S_\phi = \frac{\sum_{i=1}^n ((y_i - \mu_i)^2 - y_i)}{\sqrt{2 \sum_{i=1}^n \mu_i^2}} \quad (2.7)$$

Dimana μ_i adalah rata-rata yang diperoleh dari model ZIP. Jika nilai $S_\phi > z_\alpha$ menunjukkan terdapat kasus *overdispersion*

$$P(Y_i = y_i | \mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i) = \begin{cases} \frac{\exp(\mathbf{z}'_i \boldsymbol{\gamma})}{1 + \exp(\mathbf{z}'_i \boldsymbol{\gamma})} + \frac{1}{1 + \exp(\mathbf{z}'_i \boldsymbol{\gamma})} (1 + \alpha \exp(\mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta}))^{-\alpha^{-1}}; y_i = 0 \\ \frac{1}{1 + \exp(\mathbf{z}'_i \boldsymbol{\gamma})} \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{y_i! \Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \exp(\mathbf{x}'_j \boldsymbol{\beta})} \right)^{\alpha^{-1}}; y_i > 0 \end{cases} \quad (2.9)$$

Model Hurdle Poisson

Model *Hurdle Poisson* merupakan metode alternatif yang dapat digunakan untuk memodelkan data yang mengandung lebih banyak kejadian nol (*zero inflated*). Pada model *Hurdle Poisson* juga dilakukan dua pemodelan. Misalkan bahwa $P(y_i > 0) = \pi_i$ dan $P(y_i = 0) = 1 - \pi_i$ dan $\{y_i | y_i > 0\}$ mengikuti pmf dari *truncated-at-zero* $f(y_i; \mu_i)$. Maka distribusinya secara lengkap sebagai berikut (Agresti, 2015):

$$P(Y_i = y_i) = \begin{cases} 1 - \pi_i & ; y_i = 0 \\ \pi_i \frac{f(y_i; \mu_i)}{1 - f(0; \mu_i)} & ; y_i > 0 \end{cases} \quad (2.8)$$

Fungsi peluang dari model *hurdle* merupakan gabungan antara peluang pada model Logit dan model *truncated Poisson* (Cantoni dan Zedini, 2010). Penaksiran parameter dari model *hurdle Poisson* menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Dalam mendapatkan estimasi dengan metode MLE fungsi yang dihasilkan tidak linier sehingga diselesaikan dengan algoritma *Fisher Scoring*.

Model Zero Inflated Negative Binomial (ZINB)

Model *Zero Inflated Negative Binomial* (ZINB) merupakan salah satu model yang digunakan untuk mengatasi *overdispersi* pada data cacah (*count*) dan mengatasi masalah dimana pada data respon terdapat banyak sekali nilai nol (*excess zeros*). Pada model ini, data cacahan diasumsikan dihasilkan melalui dua proses. Proses pertama, munculnya data *count* yang hanya berisi nol ditentukan dengan probabilitas p . Pada proses kedua, nilai nol dan nilai positif pada data cacahan, kedua-duanya dihasilkan oleh suatu proses yang mengikuti distribusi *Negative Binomial* (NB). (Sumber)

Parameter-parameter ZINB adalah $\mu_i = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n)'$, $F_i = (F_1, F_2, \dots, F_n)'$ dan α merupakan parameter dispersi. Bentuk μ_i dan F_i . model untuk ZINB yaitu:

Model Hurdle Negative Binomial (HNB)

Menurut Pontoh (2015) model *hurdle Negative Binomial* merupakan alternatif untuk data yang memiliki banyak nilai nol dan mengatasi terjadinya *overdispersi*. Misalkan bahwa Y_i merupakan variabel random diskrit dengan i adalah bilangan bulat non negatif ($i = 1, 2, \dots, n$) dan Y_i merupakan variabel respon dari model

$$P(Y_i = y_i | x_i, z_i) = \begin{cases} p_i & ; y_i = 0 \\ (1 - p_i) \frac{\Gamma(y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{(1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha^{-1}} - y_i \alpha^{\gamma_i} \mu_i^{\gamma_i}}{1 - (1 + \alpha\mu_i)^{-\alpha^{-1}}} \right) & ; y_i > 0 \end{cases} \quad (2.10)$$

Pengujian Hipotesis Regresi

Pengujian hipotesis regresi dilakukan untuk menguji kelayakan model secara serentak dan parsial untuk melihat tingkat keberartian parameter model yang terbentuk.

a. Pengujian Kelayakan Model Secara Serentak (Overall)

Pengujian kelayakan model secara serentak dilakukan untuk menguji estimasi dari parameter-parameter Regresi ZINB. Dimana bentuk *Likelihood Ratio Test* dapat dituliskan dengan

$$G^2 = -2 \ln \left(\frac{L(\Omega_0)}{L(\Omega)} \right) \quad (2.11)$$

Tolak H_0 jika $G_{hitung}^2 > \chi_{db, \alpha}^2$ dengan db merupakan derajat bebas dan α yaitu tingkat signifikansi. Tolak hipotesis nol berarti terdapat minimal satu parameter dalam model yang signifikan.

b. Pengujian Parsial Koefisien

Pengujian koefisien secara parsial dilakukan untuk melihat signifikansi dari masing-masing parameter koefisien regresi. Pengujian parsial dilakukan pada parameter β_j dan γ_j masing-masing sebagai berikut:

Pada pengujian parameter β_j , dihitung dengan uji Statistik Wald

$$W_j = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \quad (2.12)$$

Tolak H_0 jika $|W_j| > t_{\alpha/2}$ atau p value $< \alpha$, dengan α adalah tingkat signifikan dan SE menyatakan *standard error*. Artinya bahwa parameter $\hat{\beta}_j$ signifikan dalam model. Sementara untuk pengujian parameter γ_j , dihitung dengan uji Statistik Wald

regresi HNB, maka nilai dari variabel respon, dimodelkan dalam dua keadaan. Keadaan pertama disebut *zero state* dan menghasilkan hanya pengamatan bernilai nol, sementara keadaan kedua disebut *negative binomial state* yang memiliki sebaran Binomial Negative. Fungsi peluang dari Y_i adalah :

$$W_j = \frac{\hat{\gamma}_j}{SE(\hat{\gamma}_j)} \quad (2.13)$$

Tolak H_0 jika $|W_j| > t_{\alpha/2}$ atau p value $< \alpha$, dengan α adalah tingkat signifikan. Artinya bahwa parameter $\hat{\gamma}_j$ signifikan dalam model.

Pemilihan Model Terbaik

Dalam memilih model terbaik dari beberapa model yang berbeda, maka dapat dilakukan dengan melihat masing-masing nilai *Akaike's Information Critrtion* (AIC) pada masing-masing model. Dimana nilai AIC adalah sebagai berikut:

$$AIC = -2 \ln L(\Omega) + 2k \quad (2.14)$$

dengan k adalah jumlah parameter dalam model

Sumber Data

Sumber data dalam penelitian ini berasal dari data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) yang dilaksanakan oleh Badan Pusat Statistik pada bulan Maret 2015 di Kota Bandung. Objek penelitian adalah penduduk Kota Bandung berusia minimal 17 tahun dengan jumlah sampel sebanyak 2.589 responden. Variabel penelitian terdiri dari jumlah batang rokok yang dikonsumsi (Y), jenis kelamin (X_1), umur (X_2), status bekerja (X_3), dan pendidikan (X_4). Pengolahan dalam analisis dilakukan dengan menggunakan program R dan *Microsoft Excel*.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Karakteristik Perokok di Kota Bandung

Kebiasaan merokok merupakan salah satu indikator perilaku masyarakat yang berpengaruh negatif terhadap derajat kesehatan (Profil Kesehatan Indonesia, 2016). Kebiasaan merokok dapat diukur melalui umur mulai merokok, intensitas merokok (jumlah batang rokok yang dihisap setiap hari dan waktu yang dibutuhkan seseorang untuk segera merokok setelah bangun pagi), lama merokok, dan jenis rokok (Fitriani, 2012 dalam Hestiana, 2013). Informasi tentang perilaku perokok setiap hari dapat membantu memprediksi gambaran beban penyakit tidak menular yang akan datang seperti penyakit kardiovaskuler, diabetes, penyakit paru obstruktif kronis, dan kanker tertentu (Riskesdas, 2010).

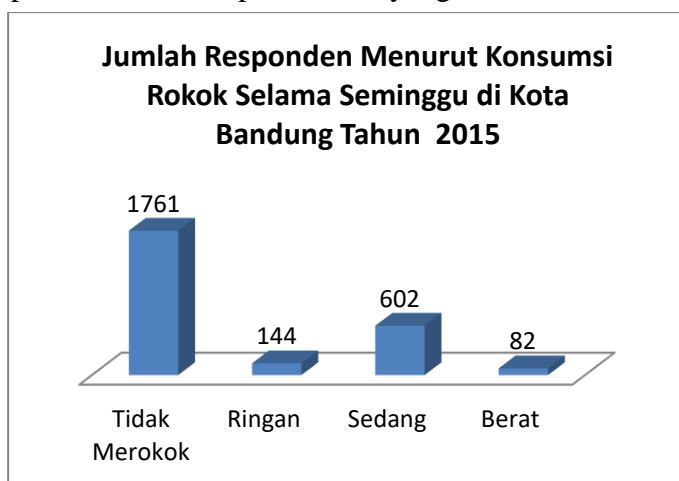
Penduduk berumur 17 tahun ke atas yang dianalisis sebanyak 2.589 responden. Dari 2.589 responden diketahui bahwa sejumlah 1.761 orang atau sebesar 68 persen responden adalah penduduk yang tidak

merokok selama satu minggu satu minggu terakhir, sedangkan 828 orang atau sebesar 32 persen responden adalah penduduk yang merokok setiap hari.

Menurut Smet (1994) dalam Hestiana (2013) mengklasifikasikan perokok berdasarkan banyaknya rokok yang dihisap, yaitu:

- Perokok berat yang menghisap lebih dari 100 batang rokok per minggu.
- Perokok sedang yang menghisap kurang lebih 25-99 batang rokok per minggu.
- Perokok ringan yang menghisap kurang lebih 1-24 batang rokok per minggu.

Dari penduduk yang dikategorikan merokok, sebagian besar responden rata-rata menghabiskan 25 – 99 rokok per minggunya atau sebanyak 23 persen. Jumlah responden kategori perokok ringan yaitu sebanyak 6 persen, sedangkan responden termasuk kategori perokok berat sebanyak 82 responden atau 3 persen.

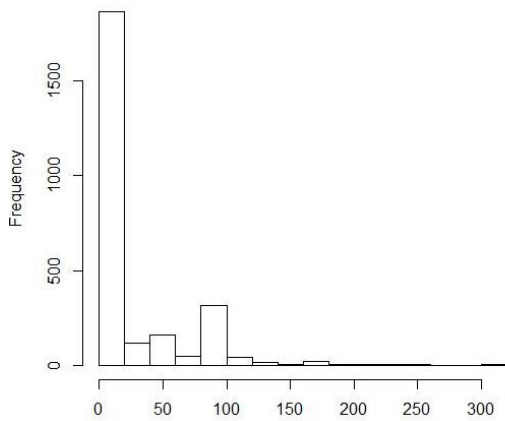


Statistik Deskriptif	
Mean	64.31
Standard Error	1.33
Median	72
Mode	84
Std. Deviation	38.39
Range	307
Minimal	2
Maksimal	309
Jumlah	828

Gambar 1. Gambaran Konsumsi Rokok Masyarakat Bandung Berdasarkan Statistik Deskriptif

Berdasarkan hasil SUSENAS, masyarakat Bandung yang merokok rata-rata menghabiskan 64 – 65 batang rokok perminggunya atau 9 – 10 batang rokok perhari. Apabila diasumsikan harga satu pak rokok Rp 15.000,00, maka rata-rata masyarakat Bandung menghabiskan Rp 450.000,00 per bulannya untuk rokok. Pengeluaran sebesar itu setara dengan 25 kilogram beras, 5 kilogram telur ayam dan 6 liter susu cair.

Presifikasi Model



Gambar 2. Histogram Frekuensi Responden Berdasarkan Konsumsi Rokok Seminggu yang Lalu

Regresi Poisson merupakan regresi non linier untuk memodelkan kejadian acak yang peluang terjadinya relative kecil dalam selang waktu tertentu. Gambar di atas merupakan histogram dari jumlah responden berdasarkan jumlah batang rokok yang dikonsumsi selama seminggu yang lalu. Pada data konsumsi rokok, terdapat banyak amatan yang bernilai nol yaitu sebesar 62 persen. Berdasarkan fenomena di atas maka model awal yang digunakan adalah *Zero Inflated Poisson*.

Multikolinieritas

Salah satu hal yang harus dipastikan dalam regresi adalah tidak adanya multikolinieritas antar variabel prediktor. Hal ini untuk memastikan bahwa kita taksiran parameter akan *exist*. Pemeriksaan multikolinieritas dilakukan dengan melihat nilai VIF. Berikut adalah nilai VIF keempat variabel prediktor.

Tabel 1. Nilai VIF Variabel-variabel Prediktor

Variabel	X1	X2	X3	X4
VIF	1.095	1.106	1.091	1.111

Dari tabel di atas, dapat dilihat bahwa nilai VIF dari masing-masing variabel prediktor tidak lebih besar dari 10, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat kolineritas pada variabel prediktor.

Pemodelan Regresi *Zero Inflated Poisson* (ZIP) dan *Hurdle-Poisson*

Model ZIP maupun *Hurdle-NB* terbagi menjadi 2 model yaitu model Log untuk respon $y > 0$ dan model Logit untuk respon $y = 0$.

Berikut adalah model ZIP untuk konsumsi rokok penduduk Kota Bandung Tahun 2015.

Model Log :

$$\log(\hat{\mu}) = 3,45 + 0,16X_1 + 0,004X_2 + 0,28X_3 + 0,08X_4$$

$$\hat{\mu} = \exp(3,45 + 0,16X_1 + 0,09X_2 + 0,26X_3 + 0,08X_4)$$

Model Logit:

$$\text{logit}(\hat{\pi}) = 3,13 - 4,07X_1 + 0,007X_2 - 1,18X_3 + 0,61X_4$$

$$\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} = \exp(3,13 - 4,07X_1 + 0,007X_2 - 1,18X_3 + 0,61X_4)$$

Sedangkan model konsumsi rokok dengan menggunakan regresi *Hurdle Poisson* adalah:

Model Log :

$$\log(\hat{\mu}) = 3,45 + 0,16X_1 + 0,004X_2 + 0,28X_3 + 0,08X_4$$

$$\hat{\mu} = \exp(3,45 + 0,16X_1 + 0,09X_2 + 0,26X_3 + 0,08X_4)$$

Model Logit :

$$\text{logit}(\hat{\pi}) = -3,13 + 4,07X_1 - 0,007X_2 + 1,18X_3 - 0,61X_4$$

$$\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} = \exp(-3,13 + 4,07X_1 - 0,007X_2 + 1,18X_3 - 0,61X_4)$$

Pengecekan Overdispersi.

Pengecekan overdispersi dilakukan dengan melakukan uji skor (Yang, dkk, 2009). Nilai uji skor yang lebih besar dari $z_{0,10} = 1,65$ menunjukkan bahwa model terjadi overdispersi. Nilai uji skor untuk model ZIP adalah 30,95696 sedangkan model *Hurdle Poisson* adalah 30,95699. Karena nilai uji skor model ZIP maupun *Hurdle Poisson* lebih dari $z_{0,10} = 1,65$, maka dapat disimpulkan bahwa model ZIP maupun model *Hurdle-Poisson* terjadi overdispersi.

Pemodelan Regresi Zero Inflated Negatif Binomial dan Hurdle Negatif Binomial

Karena model ZIP dan Hurdle Poisson terjadi overdispersi, maka model yang lebih tepat digunakan adalah ZINB dan *Hurdle-NB*. Sama dengan model ZIP dan Hurdle Poisson, kedua model inipun terdiri dari dua model, yaitu model Log dan Model Logit

Berikut adalah model ZIP untuk konsumsi rokok penduduk Kota Bandung Tahun 2015.

Model Log :

$$\log(\hat{\mu}) = 3,45 + 0,16X_1 + 0,004X_2 + 0,28X_3 + 0,08X_4$$

$$\hat{\mu} = \exp(3,45 + 0,16X_1 + 0,09X_2 + 0,26X_3 + 0,08X_4)$$

Model Logit :

$$\text{logit}(\hat{\pi}) = 3,13 - 4,07X_1 + 0,007X_2 - 1,18X_3 + 0,61X_4$$

$$\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} = \exp(3,13 - 4,07X_1 + 0,007X_2 - 1,18X_3 + 0,61X_4)$$

Sedangkan model konsumsi rokok dengan menggunakan regresi Hurdle Poisson adalah:

Model Log :

$$\log(\hat{\mu}) = 3,45 + 0,16X_1 + 0,004X_2 + 0,28X_3 + 0,08X_4$$

$$\hat{\mu} = \exp(3,45 + 0,16X_1 + 0,09X_2 + 0,26X_3 + 0,08X_4)$$

Model Logit :

$$\text{logit}(\hat{\pi}) = -3,13 + 4,07X_1 - 0,007X_2 + 1,18X_3 - 0,61X_4$$

$$\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} = \exp(-3,13 + 4,07X_1 - 0,007X_2 + 1,18X_3 - 0,61X_4)$$

Pemilihan model

Pemilihan model dilakukan untuk melihat model mana yang lebih baik di antara model

ZINB dan Hurdle-NB. Statistik yang digunakan adalah AIC, dimana nilai AIC model yang lebih kecil menunjukkan model lebih baik dibanding model dengan AIC yang lebih besar. Berikut adalah nilai AIC kedua model.

Tabel 2. AIC Model ZINB dan Hurdle-NB

Model	AIC
ZINB	10.170,46
Hurdle-NB	10.170,44

Dari tabel di atas, model yang memiliki AIC lebih kecil adalah Hurdle-NB, sehingga model ini yang akan digunakan dalam pemodelan konsumsi rokok Penduduk Bandung Tahun 2015.

Pengujian Signifikansi Parameter Regresi Hurdle-Negatif Binomial (H-NB)

Pengujian signifikansi parameter digunakan untuk mengetahui variabel-variabel yang signifikan berpengaruh pada model Log ataupun pada model Logit. Pengujian signifikansi parameter dilakukan secara simultan maupun secara parsial.

Dengan menggunakan *Likelihood Ratio test*, didapat nilai G^2 sebesar 1373,3. Dengan tingkat signifikansi 0,05, didapat nilai $\chi^2_{0,05;8} = 15,51$. Karena nilai G^2 lebih besar dari nilai $\chi^2_{0,05;8}$ maka kita dapat menolak hipotesis nol. Sehingga dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh terhadap variabel respon.

Selanjutnya, karena secara simultan terdapat minimal satu variabel yang signifikan, selanjutnya ingin dilihat, variabel mana saja yang signifikan berpengaruh terdapat konsumsi batang rokok.

Tabel 3. Taksiran, *p-value*, dan Signifikansi Parameter-parameter Model Log dan Logit H-NB

Model	Parameter	Taksiran	<i>p-value</i>	Signifikansi
Log	β_0	3,47	2.e-16	Signifikan
	β_1 (jenis kelamin)	0,16	0,17	Tidak Signifikan
	β_2 (umur)	0,004	0,0104	Signifikan
	β_3 (status bekerja)	0,27	1.01e-05	Signifikan
	β_4 (pendidikan)	0,08	0,07	Signifikan
Logit	γ_0	-3,43	< 2.e-16	Signifikan
	γ_1 (jenis kelamin)	4,07	< 2.e-16	Signifikan
	γ_2 (umur)	-0,007	0,0598	Signifikan
	γ_3 (status bekerja)	1,18	< 2.e-16	Signifikan
	γ_4 (pendidikan)	-0,61	2.19e-05	Signifikan

Berdasarkan pengujian parsial, pada model Log Hurdle-NB variabel yang signifikan pada α 0,10 adalah umur, status bekerja, dan pendidikan, sedangkan jenis kelamin tidak signifikan berpengaruh terhadap banyak konsumsi rokok. Sedangkan pada model Logit Hurdle-NB, keempat variabel prediktor dalam model, yaitu jenis kelamin, umur, status bekerja, dan pendidikan, signifikan berpengaruh terhadap konsumsi rokok.

Interpretasi Parameter Regresi Hurdle-Negatif Binomial

a. Model Log Hurdle-NB

Model Log pada Hurdle-NB menjelaskan banyak konsumsi rokok yang dipengaruhi oleh variabel-variabel prediktor signifikan. Untuk variabel umur, setiap kenaikan umur satu tahun, maka konsumsi rokok setiap minggunya akan bertambah sebanyak 1,004 batang rokok. Artinya semakin meningkat usia seseorang, maka konsumsinya juga akan meningkat. Hal ini sejalan dengan analisis deskriptif sebelumnya.

Untuk variabel status bekerja, ketika status seseorang bekerja maka jumlah konsumsi rokok akan meningkat sebesar $\exp(0,27)=1,31$ batang. Artinya konsumsi rokok orang yang bekerja lebih banyak daripada konsumsi rokok orang yang tidak bekerja.

Untuk variabel pendidikan, ketika pendidikan seseorang minimal SMA sederajat, maka konsumsi rokok yang dihabiskan akan meningkat sebesar $\exp(0,08)=1,08$ batang. Artinya semakin tinggi tingkat pendidikan seseorang, malah menyebabkan konsumsi rokok semakin meningkat. Hal ini mungkin dikarenakan karena semakin tinggi pendidikan seseorang, maka penghasilannya juga cenderung meningkat, sehingga dengan meningkatnya pendapatan, seseorang lebih mungkin untuk mengkonsumsi rokok yang lebih banyak.

b. Model Logit Hurdle-NB

Model Logit Hurdle-NB menjelaskan peluang respon Y_i bernilai nol dipengaruhi oleh kelima variabel yang signifikan tersebut di atas. Untuk variabel jenis kelamin, peluang laki-laki untuk merokok adalah $\exp(4,07)=58,56$ kali lebih mungkin

dibanding tidak merokok. Dengan kata lain laki-laki lebih besar peluangnya untuk merokok daripada tidak merokok.

Untuk variabel umur, ketika umur seseorang naik satu tahun, maka peluang untuk merokok adalah $\exp(-0,007)=0,99$ kali lebih mungkin dibanding tidak merokok. Artinya kecenderungan seseorang untuk merokok atau tidak merokok lebih mungkin dimulai ketika usia yang lebih muda dibanding usia yang lebih tua. Hal ini sesuai fenomena sekarang yang mana kecenderungan kebiasaan untuk merokok atau tidak merokok dimulai saat usia muda, bukan pada usia yang lebih tua.

Untuk variabel status bekerja, ketika seseorang bekerja, maka peluangnya untuk tidak merokok adalah $\exp(-0,007)=0,99$ lebih mungkin dibanding untuk tidak. Dengan kata lain, seseorang yang bekerja lebih besar peluangnya untuk merokok daripada tidak merokok.

Untuk variabel pendidikan, ketika pendidikan seseorang minimal SMA sederajat, maka peluangnya untuk merokok adalah $\exp(-0,61)=0,54$ dibanding tidak merokok. Dengan kata lain, peluang seseorang yang memiliki jenjang pendidikan lebih tinggi peluang untuk tidak merokok lebih besar daripada merokok.

Kebaikan Model

Dengan menggunakan korelasi Pearson, diperoleh nilai koefisien determinasi R^2 model sebesar 0,33. Artinya 33 persen keragaman konsumsi rokok penduduk Kota Bandung dapat dijelaskan oleh variabel-variabel prediktor dalam model, sedangkan sisanya yaitu 0,67 persen dijelaskan oleh variabel-variabel lain di luar model. Nilai R^2 sebesar 0,33 mengindikasikan bahwa model Hurdle-NB dengan keempat variabel prediktor dalam model belum dapat menjelaskan konsumsi rokok dengan baik.

KESIMPULAN DAN SARAN

Berdasarkan hasil pemodelan diperoleh bahwa untuk model Logit variabel yang berpengaruh terhadap kecenderungan seseorang untuk merokok atau tidak yaitu variabel jenis kelamin, umur, status bekerja dan pendidikan. Sementara untuk model Log, variabel umur, status bekerja, dan

pendidikan berpengaruh terhadap rata-rata konsumsi rokok. Untuk penelitian selanjutnya, penelitian dengan menggunakan data primer lebih disarankan untuk dilakukan karena dapat memperoleh data-data individual lain terkait faktor penyebab perilaku merokok pada seseorang.

DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, Alan. 2015. *Foundation of Linier and Generalized Linear Models*. Canada: John Wiley& Sons, Inc.
- Ambarwati, dkk. 2014. Media Leaflet, Video, dan Pengetahuan Siswa SD Tentang Bahaya Merokok (Studi pada Siswa SDN 78 Sabrang Lor Mojosongo Surakarta). *Jurnal Kesehatan Masyarakat* 10 (1): 7 – 13.
- Santi. 2013. Hubungan Pengetahuan Tentang Rokok dengan Sikap terhadap Bahaya Merokok pada Siswa SMK 1 Batik Surakarta. Fakultas Kedokteran Universitas Muhammadiyah Surakarta. Skripsi. Surakarta.
- Moghimbeigi, A, dkk. (2009). A Score Test for Zero-Inflation in Multilevel Count Data. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53: 1239 – 1248.
- Wijayanti, Erlina, dkk. 2017. Faktor-faktor yang Berhubungan dengan Perilaku Merokok pada Remaja Kampung Bojong Rawalele, Jatimakmur, Bekasi. *Global Medical and Health Communication*: 5(3): 194 – 8.
- Cameron, A. Colin, & Trivedi, Pravin K. 1998. *Regression Analysis of Count Data*. New York: Cambridge University Press.
- Bain, L.J. dan Engelhardt, M. (1992). *Introduction to Probability and Mathematical Statistics Second Edition*. California: Duxbury Press
- Cantoni, E., and A. Zedini. 2010. A Robust Version of the Hurdle Model. *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol.141(3), pp:1214-1223.
- Gujarati, Damodar. 2004. *Basic Econometrics, Fourth Edition*. The McGraw-Hill Companies.
- Hestiana, Fida. 2013. Pemodelan *Mixture Count Regression* Pada Data *Zero Inflated* dengan Pendekatan Bayesian (Studi Kasus: Jumlah Batang Rokok Yang Dihisap Setiap Hari di Provinsi Sumatera Selatan Tahun 2010). Jakarta: Sekolah Tinggi Ilmu Statistik.
- Kristiono, Cahyo. 2010. Regresi ZINB untuk Pemodelan Data Respon *Count* dengan *Excess Zeros* (Studi Kasus: Konsumsi Miras pada Remaja). Bandung: Universitas Padjadjaran.
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J. dan Li, W., 2005. *Applied Linear Regression Models, Fifth Edition*. Mc Graw Hill Companies, Inc.
- McCullagh, P. dan Nelder, J.A. (1989). *Generalized Linear Models*, 2nd Ed. New York: Chapman and Hall
- Pontoh, Septiani R dan Faidah, Defi Y. 2015. Penerapan Hurdle Negative Binomial pada Data Tersensor. Yogyakarta: UNY.
- Smet, Bart, dkk. 1999. Determinants of Smoking Behaviour Among Adolescent in Semarang, Indonesia. *Tabacco Control*; 8: 186 – 191.
- Widayanti, Citra Yanuar. 2017. Pemodelan Banyak Kematian Bayi dan Ibu di Provinsi Jawa Barat Menggunakan Regresi Binomial Negatif Bivariat. Bandung: *Tesis*. Bandung: Universitas Padjadjaran.
- Kementerian Kesehatan. 2010. Riset Kesehatan Dasar Riskesdas 2010. Jakarta: Badan Penelitian dan Pengembangan Kesehatan Kementerian Kesehatan RI.
- Kemeterian Kesehatan. 2017. Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2016. Jakarta: Kemeterian Kesehatan RI.
- <https://sains.kompas.com/read/2018/01/05/070500823/kerugian-ekonomi-dari-konsumsi-rokok-indonesia-hampir-rp-600-triliun> (Diakses 24 Oktober 2018)
- <http://theconversation.com/riset-terbaru-kerugian-ekonomi-di-balik-konsumsi-rokok-di-indonesia-hampir-rp600-triliun-89089> (Diakses 24 Oktober 2018)
- <https://www.merdeka.com/uang/penelitian-pengeluaran-masyarakat-indonesia-untuk-beli-rokok-terus-naik.html> (Diakses 24 Oktober 2018)

AGLOMERASI INDUSTRI DAN PENGARUHNYA TERHADAP PERTUMBUHAN EKONOMI JAWA BARAT 2010-2014

Annisa Kusumasari¹, Fitri Kartiasih²

e-mail: ¹13.7500@stis.ac.id, ²fkartiasih@stis.ac.id

Abstrak

Secara umum, pertumbuhan ekonomi kabupaten/ kota di Jawa Barat telah meningkat. Namun, peningkatan tersebut tidak dirasakan oleh semua wilayah dengan salah satu penyebabnya adalah adanya konsentrasi kegiatan ekonomi karena terjadinya aglomerasi industri. Penelitian ini menganalisis fenomena aglomerasi industri di Jawa Barat dan pengaruhnya terhadap pertumbuhan ekonomi regional serta faktor lain yang memengaruhi pertumbuhan ekonomi tersebut. Berdasarkan fungsi Cobb-Douglas, model efek tetap digunakan pada metode regresi data panel spasial dengan unit observasi sebanyak 26 kabupaten/ kota di Jawa Barat dalam periode 2010-2014. Variabel bebas yang digunakan adalah aglomerasi industri, infrastruktur, modal manusia, modal, dan tenaga kerja dengan variabel respon adalah pertumbuhan ekonomi Jawa Barat. Penelitian menunjukkan bahwa terdapat delapan wilayah kabupaten/ kota di Jawa Barat yang teraglomerasi secara industri. Modal manusia mempunyai nilai elastisitas yang tertinggi. Perekonomian Jawa Barat cenderung bersifat padat karya, didukung dengan nilai elastisitas tenaga kerja yang lebih besar dari elastisitas modal. Selain itu, infrastruktur juga berpengaruh secara positif dan signifikan. Singkatnya, semua variabel bebas yang digunakan berpengaruh secara positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi Jawa Barat. Oleh karena itu, perbaikan kualitas manusia dan infrastruktur harus lebih ditingkatkan agar pertumbuhan ekonomi dapat lebih meningkat.

Kata kunci : aglomerasi industri, pertumbuhan ekonomi regional, regresi panel spasial

Abstract

Generally, economic growth of West Java has increased . However, the increase rates are different in each regions with one of the causes is the existence of economic concetration because of industrial agglomeration. This study analyze the phenomenon of industrial agglomeration and its effect to economic growth of West Java also the determinants of economic growth. Based on Cobb-Douglas function, fix effect model is used for spatial panel regression method that cover 26 regions in 5 years periods (2010-2014). Independent variables used are industrial agglomeration, infrastructure, human capital, capital, and labour with dependet variable is economic growth of West Java. The result shows that there are 8 regions that are agglomerated industrially. Meanwhile, human capital has the biggest elasticity. The characteristic of West Java's economy is labour-intensive, with labour elasticity is higher than capital elasticity. Furthermore, infrastructure also has positive and significant influence to economic growth. In short, all of independent variables have positive and significant effect towards economic growth of West Java. Therefore, the enhancement of human quality and infrastructure must be improved so the economic growth can increase more.

Keywords: *industrial agglomeration, regional economic growth, spatial panel regression*

PENDAHULUAN

Salah satu tujuan berdirinya negara Indonesia yang tercantum dalam pembukaan Undang-undang Dasar 1945 alinea keempat adalah untuk memajukan kesejahteraan masyarakat. Oleh karena itu, untuk mencapai tujuan tersebut maka pencapaian pertumbuhan ekonomi menjadi pusat perhatian pembangunan di Indonesia. Pertumbuhan ekonomi tersebut diupayakan oleh pemerintah melalui strategi pembangunan ekonomi, yang umumnya lebih berfokus pada upaya untuk menciptakan industrialisasi secara cepat.

Dibanding provinsi lain, Provinsi Jawa Barat masih menjadi pusat industri nasional karena mempunyai kontribusi besar terhadap perekonomian nasional. Pada tahun 2014, misalnya, Kementerian Perindustrian (Kemenperin) mencatat bahwa Jawa Barat memiliki 24 kawasan industri dari 74 kawasan industri di seluruh Indonesia. Dari sisi luas area, total kawasan industri di Provinsi Jawa Barat mencapai 14,3 ribu hektar atau 39,4 persen dari seluruh kawasan industri di Indonesia yang seluas 36,3 ribu hektar. Selain itu, sebanyak 60 persen industri Indonesia ternyata berada di Provinsi Jawa Barat dengan kontribusi terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) nasional mencapai 40 persen. Oleh karena itu, kinerja industri Provinsi Jawa Barat mempunyai pengaruh yang cukup besar terhadap perekonomian nasional.

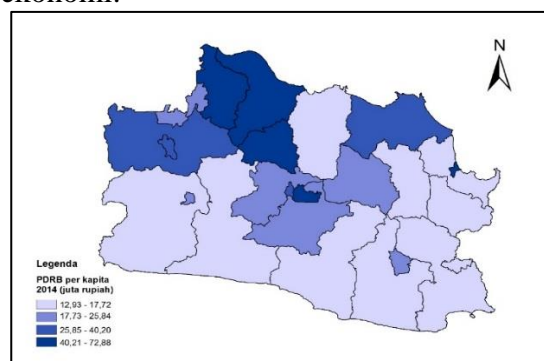
Wilayah industri cenderung berlokasi di dalam dan di sekitar kota, karena industri cenderung beraglomerasi di wilayah yang mempunyai potensi dan kemampuan daerah yang dapat memenuhi kebutuhan industri. Disamping itu, pengelompokan kegiatan industri juga terjadi karena setiap industri bisa mendapat manfaat dari kedekatan lokasi berbagai perusahaan industri.

Akan tetapi, aglomerasi industri cenderung menghasilkan perbedaan spasial dalam tingkat pendapatan antar wilayah. Ini terjadi karena, wilayah yang banyak mempunyai industri pengolahan tumbuh lebih cepat dibandingkan wilayah yang hanya mempunyai sedikit industri pengolahan (Nuryadin dan Sodik, 2007).

Tobler (1979) menyatakan bahwa segala sesuatu saling berhubungan satu dengan yang lainnya, tetapi sesuatu yang dekat lebih mempunyai pengaruh lebih besar daripada sesuatu yang jauh (Anselin, 1988). Hukum tersebut merupakan dasar pengkajian permasalahan berdasarkan efek lokasi atau metode spasial untuk analisis data. Oleh karena itu, terjadinya perbedaan pertumbuhan ekonomi sangat mungkin dipengaruhi oleh lokasi atau kondisi geografis (Prasetyo, 2010). Anselin (1988) bahkan menambahkan, bahwa bila analisis dilakukan pada data yang mengandung efek spasial tanpa mencakup unsur spasial di dalamnya, maka bisa menyebabkan simpulan yang kurang tepat karena asumsi *error* saling bebas dan asumsi homogenitas tidak terpenuhi.

Perbedaan pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Barat menyebabkan adanya perbedaan dan kesenjangan pendapatan antar kabupaten. Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) per kapita di daerah-daerah pusat industri seperti Kab. Karawang, Kab. Bekasi, dan Kab. Purwakarta yang berada di bagian utara Provinsi Jawa Barat, serta Kota Bandung, adalah lebih tinggi dibanding kabupaten lain di Jawa Barat (Lampiran 4).

Perbedaan pertumbuhan ekonomi yang terjadi di atas dapat disebabkan oleh berbagai faktor, salah satunya adalah perbedaan *endowment* dari masing-masing daerah. Padahal, ketersediaan *endowment*, seperti sumber daya, merupakan komponen penting dalam mendorong peningkatan produktivitas dalam proses produksi sehingga terjadi kenaikan pertumbuhan ekonomi.



Sumber: BPS

Gambar 1. PDRB per kapita menurut kabupaten/ kota Provinsi Jawa Barat tahun 2014

Mengingat pertumbuhan ekonomi merupakan salah satu tolok ukur utama dari penilaian terhadap pembangunan ekonomi, maka penting untuk memelajari hakikat dan faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan ekonomi tersebut. Dengan demikian, pemerintah dapat membuat kebijakan yang sesuai untuk mendorong pertumbuhan ekonomi.

Prasetyo (2010) menemukan bahwa aglomerasi industri di Indonesia berpengaruh secara positif terhadap pertumbuhan ekonomi di Indonesia. Dia menggunakan regresi data panel dengan efek tetap yang mencakup 26 Provinsi pada periode 1991-2007.

Hasil estimasi dari Prasetyo (2010) menunjukkan nilai elastisitas tenaga kerja sebesar 0,27, dan variabel *human capital* (rata-rata lama sekolah) memiliki dampak yang terbesar dibandingkan variabel lain dengan elastisitas sebesar 0,34. Sedangkan elastisitas stok modal bernilai 0,1. Variabel listrik dan jalan berpengaruh secara signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi regional dengan tingkat elastisitas listrik (0,33) lebih besar daripada jalan (0,13). Sedangkan infrastruktur air bersih tidak berpengaruh secara statistik. Aglomerasi industri yang diwakili indeks spesialisasi industri manufaktur mempunyai nilai elastisitas sebesar 0,04. Di sisi lain, koefisien krisis 1997 bertanda negatif, artinya bahwa terjadinya krisis telah menghambat pertumbuhan ekonomi.

Sebelum Prasetyo (2010), Fan (2003) telah meneliti mengenai isu aglomerasi dan hubungannya dengan pertumbuhan ekonomi dan perkembangan pada negara berkembang di Asia Timur, terutama Cina. Hasil penelitian Fan (2003) tersebut menunjukkan bahwa sebagian besar sektor industri manufaktur dipengaruhi secara positif oleh aglomerasi spasial dan produktivitas. Fenomena ini khususnya terletak pada sektor dan wilayah yang mengalami liberalisasi dengan cepat. Hal ini terjadi karena perkembangan sistem ekonomi di Cina yang semula sosialis kemudian mendapat pengaruh dari modernisasi dan liberalisasi.

METODOLOGI

Metode Pengumpulan Data

Penelitian ini mencakup 26 kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Barat yang terdiri dari 17 kabupaten dan 9 kota dalam periode 2010-2014. Penelitian ini menggunakan PDRB riil (dengan tahun dasar 2010) sebagai variabel dependen. Variabel independen yang digunakan adalah realisasi pengeluaran pemerintah daerah untuk belanja modal, Indeks Pembangunan Manusia (IPM), jalan dengan kondisi baik, jumlah tenaga kerja dan variabel aglomerasi industri yang diukur dengan indeks Location Quotient (LQ).

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data mentah (raw data) hasil Survei Tahunan Perusahaan Industri Besar Sedang yang dilaksanakan BPS dan data sekunder lain yang berasal dari berbagai publikasi untuk berbagai periode.

Metode Analisis

Penelitian ini menggunakan analisis deskriptif dengan menggunakan tabel, grafik, dan peta tematik untuk menggambarkan kondisi masing-masing variabel. Sedangkan analisis inferensia dengan regresi data panel spasial.

Model yang digunakan dalam penelitian ini adalah pengembangan dari fungsi produksi Cobb-Douglas. Model ekonometri yang digunakan mengacu pada penelitian yang dilakukan oleh Canning (1999) dalam *paper "Infrastructure's Contribution to Aggregate Output"*, yang juga digunakan oleh Bronzini dan Piselli (2006), yaitu sebagai berikut:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} HC_{it}^{\beta} X_{it}^{\gamma} L_{it}^{\delta} U_{it} \quad (1)$$

Untuk kepentingan analisis dibutuhkan model dalam bentuk linear, untuk itu dilakukan transformasi logaritma natural sehingga persamaan menjadi sebagai berikut:

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln HC_{it} + \gamma \ln X_{it} + \delta \ln L_{it} + e_{it} \quad (2)$$

Dimana i adalah nomor urut wilayah kabupaten/ kota dengan $i = 1, \dots, 26$ dan t adalah tahun periode dengan $t = 2010, \dots, 2014$. Variabel Y_{it} didekati dengan Produk Domestik Bruto (PDRB) riil atas dasar harga 2010 wilayah ke- i tahun ke- t , K_{it} (modal)

akan didekati dengan realisasi belanja modal wilayah ke-i tahun ke-t, HC_{it} (*Human Capital*) akan didekati dengan indeks pembangunan manusia (IPM) wilayah ke-i tahun ke-t, X_{it} (infrastruktur) akan didekati dengan panjang jalan dalam kondisi baik wilayah ke-i tahun ke-t, L_{it} (*Labour*) akan didekati dengan jumlah tenaga kerja wilayah ke-i tahun ke-t, dan A_{it} (*total productivity*) akan didekati dengan indeks aglomerasi industri (LQ) yang mewakili besarnya produktivitas atau parameter efisiensi daerah.

Dalam penelitian ini aglomerasi industri diukur dengan dua indeks yaitu LQ (*Location Quotient*) dan *Indeks Ellison-Glaeser*. Indeks LQ digunakan untuk mengukur aglomerasi industri menurut kabupaten/ kota, sedangkan indeks Ellison-Glaeser digunakan untuk mengukur aglomerasi industri menurut subsektor industri KBLI 2 digit, dengan rumus sebagai berikut.

$$\begin{array}{ll} \text{Indeks Location} & \text{Indeks Ellison-} \\ \text{Quotient} & \text{Glaeser} \\ LQ_{it} = \frac{E_{rit}/E_{*it}}{E_{r*t}/E_{**t}} & \gamma_i^{EG} = \frac{G_{EG} - H}{1 - H} \end{array} \quad (3)$$

persamaan tersebut dibangun dari persamaan:

$$H = \sum_{i=1}^M s_i^2 \quad G_{EG} = \frac{g_{EG}}{(1 - \sum_{i=1}^M x_i^2)} \quad (4)$$

dengan,

- E_{rit} : Tenaga kerja IBS kabupaten/ kota i di Jawa Barat tahun t
- E_{*it} : Total tenaga kerja kabupaten/ kota di Jawa Barat tahun t
- E_{r*t} : Total tenaga kerja IBS di Jawa Barat tahun t
- E_{**t} : Total tenaga kerja di Jawa Barat tahun t
- γ_i^{EG} : Indeks Ellison-Glaeser
- H : Indeks Herfindahl
- G_{EG} : Indeks Gini lokasional
- s_i : *Share* tenaga kerja subsektor industri i terhadap wilayah kabupaten/ kota
- x_i : *Share* tenaga kerja subsektor i kabupaten/ kota terhadap tenaga kerja subsektor i seluruh kabupaten/ kota di Jawa Barat

H merupakan *Herfindahl-index* yang menunjukkan distribusi tenaga kerja pada industri. Sedangkan s_2 merupakan *firm size* yang dihitung dari *share* tenaga kerja suatu perusahaan terhadap total tenaga kerja industri. Nilai H berkisar antara nol dan satu. Semakin tinggi nilai H, distribusi lokasi semakin tidak merata (semakin terkonsentrasi).

G_{EG} (*raw concentration*) menunjukkan besarnya kekuatan aglomerasi yang mendorong konsentrasi spasial dan disusun dari ukuran G_{EG} . Sedangkan G_{EG} adalah gini lokasional, menunjukkan tingkat spesialisasi suatu sektor dan konsentrasi spasial antara beberapa wilayah. Indeks EG mempunyai beberapa keuntungan, berikut adalah yang dikemukakan oleh Ellison dan Glaeser (1997), pertama bahwa indeks ini menyajikan estimasi unbiased dari kekuatan aglomerasi. Estimasi ini dapat dengan mudah diinterpretasi yaitu sebagai ukuran peluang suatu perusahaan akan memilih untuk berlokasi dengan mengikuti lokasi perusahaan yang ada sebelumnya dibanding memilih lokasi secara acak. Selain itu, indeks ini juga mudah dihitung karena hanya bergantung pada informasi mengenai distribusi dari suatu industri pada tingkat *spatial-unit*. Indeks ini dapat dibandingkan antara industri dengan berbagai ukuran distribusi dan dapat menggambarkan tren aglomerasi.

Indeks Ellison Glaeser digunakan untuk menganalisis konsentrasi spasial dari subsektor industri yang ada di Jawa Barat. Ellison dan Glaeser (1997) berpendapat bahwa aglomerasi merupakan hasil dari efek gabungan *natural advantage* dan *knowledge spillovers*. Penelitian ini menggunakan metode yang digunakan oleh Ellison-Glaeser (1997) yang dalam penelitiannya menentukan 0,02 dan 0,05 sebagai standar pengukuran. Artinya bahwa industri subsektor i yang mempunyai nilai indeks Ellison Glaeser (γ_i^{EG}) di bawah 0,02 menunjukkan bahwa industri terlokasi secara menyebar (terdispersi), sedangkan jika nilai indeks berada di antara 0,02 dan 0,05 bahwa penyebaran industri adalah normal dan jika nilai indeks berada di atas 0,05 menunjukkan terjadinya aglomerasi

yang disebabkan oleh pengaruh *natural advantage* dan *knowledge spillover*.

Pembentukan model dengan pendekatan spasial perlu adanya penimbang spasial. Penimbang spasial dapat dipilih dengan mempertimbangkan nilai *Moran's I* terbesar dengan memasukkan variabel dependen sebagai acuan. Penimbang spasial yang digunakan dalam pemodelan regresi panel spasial yang digunakan dalam penelitian ini didasarkan pada jarak yaitu *k-nearest neighbors*. Metode ini diterapkan dengan cara menentukan sendiri jumlah tetangga terdekat bagi suatu wilayah dengan *k* adalah jumlah wilayah yang memiliki jarak terdekat dengan wilayah yang menjadi perhatian dikatakan sebagai tetangga. Menurut BPS (2011) secara umum suatu wilayah memiliki tetangga sebanyak tiga, sehingga *k* dalam penelitian ini adalah tiga dan diasumsikan pengaruh dari ketiga tetangga terhadap suatu wilayah adalah sama.

Berdasarkan penjelasan di atas model yang mungkin terbentuk dalam penelitian ini:

$$\ln pdrb_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{26} (w_{ij} \ln pdrb_{jt}) + \ln LQ_{it} + \alpha \ln modal_{it} + \beta \ln IPM_{it} + \gamma \ln jlnbaik_{it} + \delta \ln TK_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (5)$$

$$u_{it} = \rho \sum_{j=1}^{26} w_{ij} u_{jt} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

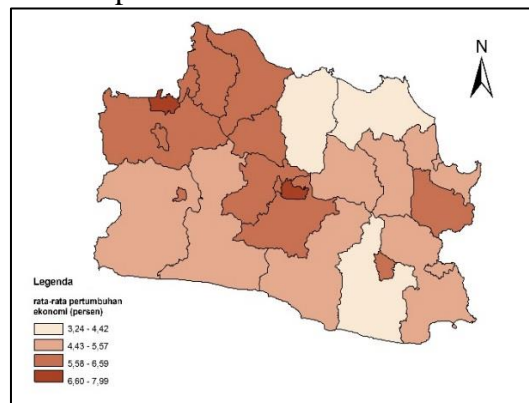
- λ : Koefisien *spatial autoregressive lag* pertumbuhan ekonomi,
- ρ : Koefisien autokorelasi spasial error.
- w_{ij} : Komponen matriks penimbang spasial wilayah ke-*i* dan ke-*j*,
- u_{it} : Autokorelasi spasial error wilayah ke-*i* tahun ke-*t*,
- $\alpha, \beta, \gamma, \delta$: Parameter model (*slope*),
- μ_i : Efek spesifik spasial wilayah ke-*i*,
- ε_{it} : *Error terms* wilayah ke-*i* tahun ke-*t*.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pertumbuhan Ekonomi Jawa Barat, 2010-2014

Secara rata-rata, dalam jangka waktu 2010 sampai 2014 PDRB Jawa Barat tumbuh 6,1 persen per tahun. Wilayah dengan laju

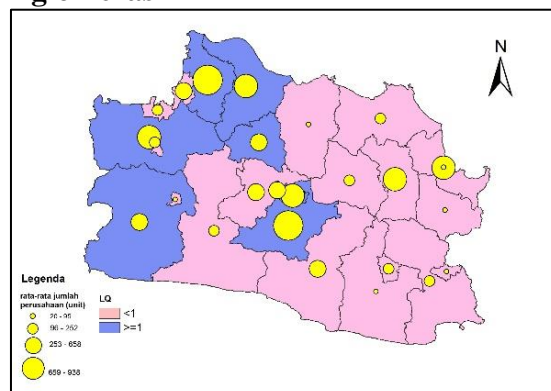
pertumbuhan tertinggi adalah Kota Bandung, yang tidak lain adalah ibukota Provinsi Jawa Barat, dengan pertumbuhan sebesar 7,99 persen pertahun. Selanjutnya disusul oleh Kota Depok sebesar 7,2 persen pertahun kemudian Kabupaten Purwakarta sebesar 6,5 persen pertahun. Wilayah dengan pertumbuhan ekonomi tinggi mengindikasikan kinerja perekonomian tinggi yang dihitung dengan meringkas aktivitas ekonomi di suatu wilayah dalam suatu nilai uang tertentu selama periode waktu tertentu. Sebaliknya, wilayah-wilayah dengan pertumbuhan ekonomi terendah yaitu Kabupaten Indramayu 3,7 persen pertahun dan Kabupaten Subang yaitu sebesar 3,2 persen pertahun. Pola sebaran laju pertumbuhan ekonomi regional kabupaten/ kota per tahun di Provinsi Jawa Barat dapat dilihat dalam Gambar 2.



Sumber: Jawa Barat dalam Angka, 2011-2015

Gambar 2. Pola penyebaran pertumbuhan ekonomi kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Barat tahun 2010-2014 (persen)

Aglomerasi



Sumber: Jawa Barat Dalam Angka (2011-2015), Survei IBS (2010-2014), Diolah

Gambar 3. Peta rata-rata jumlah perusahaan IBS dan indeks aglomerasi industri manufaktur (LQ) Jawa Barat, tahun 2010-2014

Secara umum, selama kurun waktu 2010-2014, tidak ada perubahan yang signifikan antara wilayah yang tergolong teraglomerasi (nilai $LQ \geq 1$) dan yang tidak teraglomerasi (nilai $LQ < 1$). Berdasarkan nilai rata-rata LQ selama periode tahun 2010-2014 (Gambar 3) terdapat 8 wilayah yang teraglomerasi yaitu Kabupaten Bogor, Kabupaten Bandung, Kabupaten Karawang, Kabupaten Purwakarta, Kabupaten Bekasi, Kota Bandung, Kota Cimahi dan Kabupaten Sukabumi. Artinya bahwa, sektor industri pada wilayah – wilayah tersebut teraglomerasi (terpusat) di suatu wilayah. Aglomerasi tertinggi terdapat di kota Cimahi yang nilai LQ -nya selalu lebih dari 4. Hal ini diindikasikan karena sebagian besar masyarakat di Kota Cimahi bekerja di sektor industri pengolahan besar sedang yaitu sebanyak 81.984 pekerja atau 33,5 persen dari total pekerja di Kota Cimahi. Selain itu di daerah ini memang banyak terdapat kawasan industri seperti Kawasan Industri Cimahi Caringin (KICC) dan kawasan industri Leuwigajah. Selain itu, letak Kota Cimahi yang strategis, yang berada di persimpangan jalur kegiatan ekonomi regional Jawa Barat, yakni berbatasan dengan Kabupaten Bandung, Kota Bandung, dan Kabupaten Bandung Barat menjadikan Kota Cimahi sebagai daerah yang strategis untuk menjadi pusat kegiatan ekonomi Jawa Barat.

Untuk mengetahui spesialisasi industri di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2014 digunakan indeks Ellison Glaeser. Nilai indeks tersebut (γ^{EG}) subsektor industri mencerminkan bagaimana tingkat aglomerasi akibat pengaruh *MAR (Marshall-Arrow-Romer)* eksternalitas *knowledge spillover* dan eksternalitas yang disebabkan oleh *natural advantage* pada kabupaten/kota terhadap subsektor industri. Berdasarkan Ellison dan Glaeser (1997) nilai indeks EG (γ^{EG}) di atas 0,05 menunjukkan terjadinya aglomerasi yang disebabkan oleh pengaruh *natural advantage* dan *knowledge spillover*. Terdapat 12 subsektor industri yang memiliki nilai γ^{EG} yang lebih dari 0,05 (Lampiran 3), dengan tiga subsektor yang mempunyai nilai indeks tertinggi adalah

subsektor 13 (industri tekstil), subsektor 10 (industri makanan), dan subsektor 14 (industri pakaian jadi). Hal ini menunjukkan bahwa ketiga subsektor tersebut merupakan subsektor yang potensial di Jawa Barat dan dapat lebih dikembangkan, atau dapat dijadikan acuan dalam pengembangan pertumbuhan ekonomi Provinsi Jawa Barat.

Lampiran 4, 5, dan 6 dapat dijadikan dasar untuk membentuk suatu kawasan yang saling berkaitan dalam pengembangan subsektor industri yang potensial atau dikelompokkan menjadi klaster-klaster industri. Contohnya, wilayah yang terspesialisasi untuk subsektor industri tekstil dapat dijadikan suatu daerah klaster industri tekstil. Menurut Schmitz (1997), klaster merupakan grup perusahaan yang saling berkaitan dan berkumpul pada satu lokasi dan bekerja pada sektor yang sama/sejenis. Porter (1998) berpendapat bahwa perusahaan-perusahaan tersebut saling berhubungan karena kebersamaan dan dapat saling melengkapi. Terciptanya klaster mendorong industri untuk bersaing satu sama lain sehingga dapat memacu pertumbuhan ekonomi pada masing-masing industri. Selain itu, adanya klaster juga mempermudah pemerintah untuk mengelola dan memberikan dukungan pelayanan seperti pelatihan, pendidikan, informasi, penelitian, dan dukungan teknologi.

Berdasarkan Gambar 4, industri tekstil terkonsentrasi di bagian tengah Jawa Barat, sehingga daerah tersebut dapat dijadikan suatu klaster industri tekstil. Selanjutnya berdasarkan Gambar 5, industri makanan jika dilihat dalam persebarannya merupakan industri yang terspesialisasi di beberapa bagian di Provinsi Jawa Barat. Sementara itu, berdasarkan Gambar 6 Industri pakaian jadi tersebar dalam dua wilayah. Oleh sebab itu dalam pembentukan wilayah industri di Jawa Barat bisa dilakukan pemisahan dua wilayah kegiatan industri, yaitu wilayah bagian barat dan wilayah bagian tengah.

Infrastruktur Jalan

Jalan terpanjang di Provinsi Jawa Barat berada di Kabupaten Karawang yang mencapai sekitar 2.913 km, disusul oleh Kabupaten Bogor dan Kabupaten Bandung yang sama-sama mempunyai panjang jalan

hampir 1.749 km. Sedangkan panjang jalan paling pendek terdapat di Kota Sukabumi (sekitar 133 km) dan Kota Cirebon (mendekati 143 km). Dilihat menurut kualitasnya, jalan di Jawa Barat masih kurang memadai karena masih banyak juga jalan dengan kondisi sedang, rusak maupun rusak berat.

Berdasarkan hasil penghitungan rasio jumlah kendaraan per km jalan pada tahun 2014 (Lampiran 7), daerah yang sudah tergolong macet adalah Kota Cimahi dengan rasio sebesar 1806 kendaraan per km, Kota Depok 1790 kendaraan per km dan Kabupaten Bekasi dengan rasio sebesar 1264 kendaraan per km. Rasio terkecil terdapat di Kabupaten Tasikmalaya yaitu 159 kendaraan per km.

Jalan yang lebih panjang yang dimiliki oleh suatu daerah dan tingginya persentase panjang jalan dengan kondisi baik akan menjadi tidak berarti jika jumlah kendaraan bermotor yang terlalu banyak karena tingkat mobilitas yang rendah, ditunjukkan dengan nilai rasio kendaraan per km yang tinggi. Hal ini disebabkan penambahan kendaraan bermotor lebih tinggi dibanding penambahan panjang jalan. Dengan keterbatasan daya dukung wilayah, maka penambahan banyaknya kendaraan bermotor yang lebih tinggi dibanding dengan penambahan panjang jalan, selain menimbulkan gangguan seperti kemacetan, juga dapat menghambat kegiatan perekonomian.

Realisasi Belanja Pemerintah untuk Modal

Dari tahun 2010 hingga 2014, belanja modal yang dilakukan Pemerintah Kabupaten Bogor selalu menempati urutan pertama di antara wilayah-wilayah lain di Provinsi Jawa Barat. Sementara itu, belanja modal terkecil yaitu oleh Pemerintahan Kota Sukabumi. Pada Lampiran 8 dapat dilihat bahwa secara umum, daerah-daerah dengan belanja modal yang lebih tinggi juga mempunyai rata-rata pertumbuhan ekonomi yang tinggi. Hal ini menunjukkan bahwa tingginya belanja modal dapat memacu pertumbuhan ekonomi. Daerah-daerah pusat industri seperti Kota Depok, Kabupaten Bogor, Kota Bekasi, Kabupaten Bekasi dan Kota Bandung merupakan daerah-daerah dengan

pengeluaran belanja modal yang tinggi yang berdampak pada tingginya pertumbuhan ekonomi.

Tenaga Kerja

Jumlah tenaga kerja masing-masing kabupaten/ kota dalam rentang waktu 2010 hingga 2014 disajikan dalam Lampiran 9. Secara umum dapat dikatakan jumlah tenaga kerja setiap wilayah selama 5 tahun penelitian cenderung stabil. Walaupun begitu ada beberapa wilayah yang mengalami fluktuasi jumlah pekerja. Menurut BPS (2015), fluktuasi jumlah pekerja maupun komposisi pekerja menurut lapangan pekerjaan sangat dipengaruhi oleh mobilitas penduduk, pergeseran musim, bencana, situasi ekonomi, maupun kebijakan pemerintah.

Indeks Pembangunan Manusia (IPM)

Indeks Pembangunan Manusia diukur dengan tiga aspek penting yaitu umur panjang & hidup sehat, pengetahuan, dan standar hidup yang layak. Peningkatan kinerja pembangunan manusia tidak terlepas dari peningkatan setiap komponennya. Pada tahun 2014, ukuran IPM di tingkat kabupaten/ kota cukup bervariasi. IPM pada level kabupaten/ kota berkisar antara terendah 62,08 (Kabupaten Cianjur) hingga tertinggi 78,98 (Kota Bandung). Persebaran ukuran IPM kabupaten/ kota di Jawa Barat disajikan dalam Lampiran 10.

Analisis Faktor-Faktor yang Memengaruhi Pertumbuhan Ekonomi Regional Jawa Barat Tahun 2010-2014

Langkah awal dalam pembentukan model regresi data panel spasial pertumbuhan ekonomi regional adalah dengan mengidentifikasi adanya multikolinearitas pada variabel independen. Dalam penelitian ini, deteksi multikolinearitas dilakukan dengan menghitung nilai VIF. Lampiran 11.1 menunjukkan bahwa tidak terjadi multikolinearitas pada masing-masing variabel, ditunjukkan dengan tidak adanya nilai VIF yang lebih besar dari 10.

Sebelum dilakukan estimasi parameter model dengan ekonometrika spasial, terlebih dahulu dilakukan pengujian ketergantungan wilayah (*spatial dependency*). Pengujian yang digunakan dalam penelitian ini adalah uji *Lagrange Multiplier (LM) spatial lag* dan *spatial error*. Pengujian ini juga dapat

menentukan model regresi spasial yang akan digunakan. Jika kedua uji LM *spatial lag* dan LM *spatial error* menghasilkan keputusan tidak tolak H₀ dengan H₀ yaitu koefisien spatial lag atau eror sama dengan nol (tidak signifikan) maka model yang digunakan sebaiknya adalah model regresi panel nonspasial. Berikut ini adalah hasil uji LM *spatial lag* dan *spatial error* dalam penelitian ini (Lampiran 11.2).

Tabel 1. Ringkasan hasil uji LM *spatial lag* dan *spatial error*

Uji LM	Nilai Statistik Uji	<i>p-value</i>
(1)	(2)	(3)
LM <i>spatial lag</i>	31.597	1.897e-08
LM <i>spatial error</i>	82.006	< 2.2e-16

Tabel 1 menunjukkan bahwa uji LM *spatial lag* dan *spatial error* menghasilkan keputusan tolak H₀ karena *p-value* dari LM *spatial lag* hitung dan dari LM *spatial error* hitung < tingkat signifikansi sebesar 5% (atau 0,05). Sehingga langkah selanjutnya adalah melakukan uji *Robust Lagrange Multiplier* (RLM) *spatial lag* dan *spatial error*. Jika ada lebih dari satu uji menunjukkan tolak H₀, maka dipilih model yang lebih signifikan (*p-value* lebih kecil). Berikut adalah hasil uji RLM *spatial lag* dan *spatial error* (Lampiran 11.3).

Tabel 2. Ringkasan hasil uji RLM *spatial lag* dan *spatial error* serta uji SARMA

Uji LM	Nilai Statistik Uji	<i>p-value</i>
(1)	(2)	(3)
RLM <i>spatial lag</i>	0.47499	0.4907
RLM <i>spatial error</i>	49.65	1.838e-12

Tabel 2 menunjukkan bahwa uji RLM *spatial lag* menghasilkan keputusan tidak tolak H₀ untuk RLM *spatial lag* karena *p-value* dari RLM *spatial lag* hitung >0,05 dan tolak H₀ untuk RLM *spatial error* karena *p-value* dari RLM *spatial error* hitung < 0,05. Sehingga dapat disimpulkan bahwa model *spatial error* lebih sesuai untuk digunakan.

Langkah selanjutnya dilakukan pemilihan pendekatan efek spasial. Berdasarkan hasil uji Hausman (Lampiran 11.5) nilai *p-value* < 0,05 artinya, bahwa pendekatan efek tetap lebih sesuai untuk memodelkan pertumbuhan ekonomi regional di wilayah Jawa Barat. Tahap

selanjutnya yaitu estimasi parameter model. Berikut ini adalah hasil estimasi parameter (Lampiran 11.4)

Tabel 3. Ringkasan estimasi parameter model *spatial error* dengan efek tetap

Model Estimasi	Variabel	Koef.	t-statistik	<i>p-value</i>
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Model <i>spatial error</i> dengan efek tetap	Rho	0.37	4.25	2.2e-05 ***
	Intersep	-12.86	-12.77	< 2.2e-16 ***
	lnLQ	0.03	2.58	0.009888 **
	Lnjlnbaik	0.02	2.25	0.024734 *
	lnIPM	3.18	10.35	< 2.2e-16 ***
efek tetap	Lnmodal	0.03	3.89	9.94e-05 ***
	lnTK	0.14	2.75	0.005889 **
R-square		0.9992432		
AIC		0.0007448813		

Keterangan: '***' (<0,001), '**' (<0,01), '*' (0,05), '.' (0,1)

Setelah melakukan tahapan pemilihan model terbaik, model yang terpilih adalah model *Spatial Error Model* (SEM) dengan efek tetap. Hasil estimasi dari model SEM dengan efek tetap dapat ditulis dalam bentuk persamaan berikut:

$$\ln \widehat{pdrb}_{it} = (-12,8551 + \mu_i) + 0,0320344 \ln LQ + 0,0196277 \ln j \ln baik + 3,17 \ln IPM + 0,0324010 \ln modal + 0,1434814 \ln TK + 0,371167 \sum_{j=1}^N w_{ij} u_{jt} \quad (6)$$

Dari hasil estimasi parameter, didapatkan nilai koefisien model SEM yang positif dan signifikan yaitu sebesar 0,371167. Artinya, pertumbuhan ekonomi suatu daerah dipengaruhi oleh variabel di luar model yang berasal dari daerah lain. Sedangkan variabel lainnya diinterpretasikan sebagai berikut:

1. Nilai elastisitas aglomerasi sebesar 0,0320 artinya bahwa setiap kenaikan satu persen indeks aglomerasi industri (semakin memusat industri di suatu daerah) maka akan meningkatkan PDRB sebesar 0,032 persen.
2. Variabel modal (belanja pemerintah untuk modal) mempunyai nilai elastisitas sebesar 0,0324 artinya setiap kenaikan pengeluaran belanja untuk modal sebesar satu persen akan

meningkatkan PDRB sebesar 0,0324 persen.

3. Nilai elastisitas infrastruktur (jalan dengan kondisi baik) adalah sebesar 0,0196277. Artinya, setiap adanya penambahan infrastruktur (panjang jalan kondisi baik) sebesar 1 persen maka hal ini akan meningkatkan PDRB sebesar 0,0196 persen.
4. Nilai elastisitas tenaga kerja adalah sebesar 0,1434 artinya bahwa setiap penambahan tenaga kerja sebesar satu persen maka akan meningkatkan PDRB sebesar 0,1434 persen.
5. Variabel *human capital* (IPM) dengan nilai elastisitas yang cukup besar yaitu 3,179 artinya setiap kenaikan Indeks Pembangunan Manusia sebesar 1 persen akan meningkatkan PDRB sebesar 3,179 persen.

R-square dari model tersebut yaitu 0.9992 artinya bahwa variabel independen yang terdapat dalam model mampu menjelaskan variasi nilai pertumbuhan ekonomi regional Jawa Barat sebesar 99,92 persen dan 0,08 persen sisanya dipengaruhi oleh variabel lain di luar model. Hasil uji normalitas (Lampiran 6.6) diperoleh hasil yang gagal tolak H_0 karena *p-value* dari residual model $>0,05$. Sehingga dapat disimpulkan bahwa residual dari model terpilih berdistribusi normal.

Dalam regresi data panel dengan pendekatan efek tetap, terdapat efek spesifik spasial yang berbeda untuk setiap unit observasi (Lampiran 14). Hal ini menunjukkan adanya perbedaan karakteristik masing-masing daerah. Dengan kata lain, selain variabel-variabel independen yang memengaruhi variabel respon secara signifikan, terdapat faktor lain yang memengaruhi yaitu faktor dari masing-masing unit observasi yang menggambarkan karakteristik dari setiap unit observasi. Faktor tersebut dapat berupa antara lain sumber daya alam, investasi (PMA atau PMDN), serta pendapatan daerah.

KESIMPULAN DAN SARAN

Adapun kesimpulan dari analisis dan pembahasan yang sudah dilakukan adalah sebagai berikut:

1. Secara umum tingkat perekonomian di Jawa Barat terus meningkat. Namun laju pertumbuhan dari tingkat perekonomian tersebut adalah berfluktuatif dan laju pertumbuhan tersebut cenderung mengalami perlambatan. Selama kurun waktu periode penelitian yaitu tahun 2010 hingga tahun 2014, terjadi pertumbuhan perekonomian yang positif untuk seluruh kabupaten/ kota di Jawa Barat. Wilayah-wilayah industri seperti Kota Bandung, Kabupaten Purwakarta, Kota Depok, Kabupaten Bekasi dan Kota Bekasi cenderung memiliki angka pertumbuhan ekonomi yang tinggi.
2. Berdasarkan hasil perhitungan indeks *Location Quotient* terdapat delapan kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Barat yang teraglomerasi industri yaitu Kab. Bogor, Kab. Bandung, Kab. Sukabumi, Kab. Karawang, Kab. Purwakarta, Kab. Bekasi, Kota Bandung dan Kota Cimahi. Nilai indeks aglomerasi tertinggi dimiliki oleh Kota Cimahi.
3. Berdasarkan hasil perhitungan indeks *Ellison-Glaeser*, tiga subsektor yang paling teraglomerasi di Provinsi Jawa Barat adalah subsektor tekstil, makanan, dan pakaian jadi. Wilayah yang memiliki LQ tertinggi untuk subsektor industri tekstil adalah Kota Cimahi, sementara untuk subsektor industri makanan adalah Kota Cirebon, sedangkan untuk subsektor industri pakaian maka Kabupaten Sukabumi yang mempunyai LQ tertinggi.
4. Terjadi keterkaitan antarwilayah pada tingkat perekonomian regional di Jawa Barat. Aglomerasi industri, infrastruktur jalan, belanja modal, tenaga kerja dan IPM berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat perekonomian regional di Jawa Barat. Analisis menunjukkan bahwa kegiatan produksi di Jawa Barat masih bersifat padat karya dan modal manusia memiliki dampak yang terbesar dibandingkan variabel lain, sedangkan dibandingkan variabel lain maka infrastruktur mempunyai dampak yang terkecil.

Terkait hasil analisis dan pembahasan yang diperoleh, maka saran yang diberikan adalah sebagai berikut:

1. Perlunya kebijakan khusus bagi wilayah yang teridentifikasi sebagai suatu klaster sehingga dapat dioptimalkan potensi dan dikembangkan industri sesuai spesifikasi masing-masing wilayah. Kebijakan tersebut dapat berupa pemberian pelatihan dan pendidikan bagi pekerja, pengelolaan tata ruang dan limbah bagi industri, serta kemudahan investasi bagi para investor.
2. Tingginya nilai elastisitas dari IPM membuktikan bahwa kualitas hidup manusia berperan penting dalam pertumbuhan ekonomi. Oleh sebab itu, peningkatan mutu modal manusia ini perlu diprioritaskan, baik dari segi pendidikan, kesehatan maupun kesejahteraan dengan menyediakan dan meningkatkan pelayanan dari fasilitas pendidikan dan kesehatan.
3. Terkait dengan perekonomian yang masih padat karya, perlu dioptimalkan penyerapan tenaga kerja untuk meningkatkan produksi dan memacu pertumbuhan ekonomi. Hal ini dapat dilakukan dengan mengembangkan industri yang menyerap tenaga kerja atau mesosialisasikan sekolah vokasi agar calon tenaga kerja dapat bekerja mandiri dan bahkan menciptakan lapangan kerja sendiri.

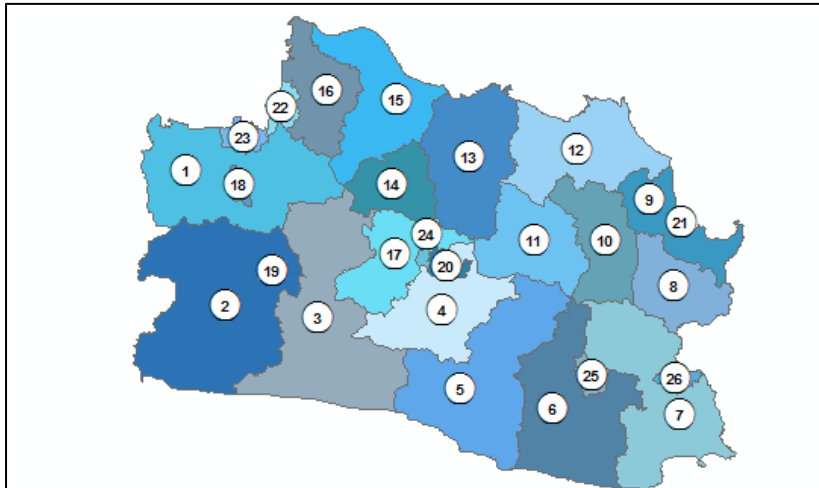
DAFTAR PUSTAKA

- Anselin, Luc. (1988). *A Companion to Theoretical Econometrics: Spatial Econometrics*. Blackwell Publishing Ltd.
- Badan Pusat Statistik. (2015). *Produk Domestik Regional Bruto Kabupaten/ Kota di Indonesia 2010-2014*. Jakarta: Badan Pusat Statistik
- Badan Pusat Statistik Jawa Barat. (2011). *Jawa Barat Dalam Angka 2011*. Bandung: Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik Jawa Barat. (2012). *Jawa Barat Dalam Angka 2012*. Bandung: Badan Pusat Statistik.

- Badan Pusat Statistik Jawa Barat. (2013). *Jawa Barat Dalam Angka 2013*. Bandung: Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik Jawa Barat. (2014). *Jawa Barat Dalam Angka 2014*. Bandung: Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik Jawa Barat. (2015). *Jawa Barat Dalam Angka 2015*. Bandung: Badan Pusat Statistik.
- Badan Pusat Statistik. (2011). *Analisis Dampak Spasial Pada Peramalan Perekonomian dan Ketenagakerjaan Provinsi*. Jakarta: BPS.
- Bronzini, R. dan P. Piselli. (2006). *Determinants of long-run regional productivity: The role of R&D, human capital and public infrastructure*. Temi di discussione del Servizio Studi, No 597 September 2006. Italy.
- Caning, D. (1999). *Infrastructure's Contribution to Aggregate Output*. World Bank Working Papers, No 2246.
- Fan, C. Cindy, and Allen Scott, (2003). *Industrial Agglomeration and Development: A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions*". *Economic Geography* vol. 79 (3): 295-319.
- Nuryadin, D. dan Jamzani Sodik. (2007). *Agglomerasi Dan Pertumbuhan Ekonomi: Peran Karakteristik Regional Di Indonesia*. *Urban and Regional* 13 Desember 2007. Kampus UI Depok.
- Prasetyo, Rindang Bangun. (2010). *Dampak Pembangunan Infrastruktur dan Aglomerasi Industri terhadap Pertumbuhan Ekonomi Regional di Indonesia*. [Tesis] Institut Pertanian Bogor.

LAMPIRAN

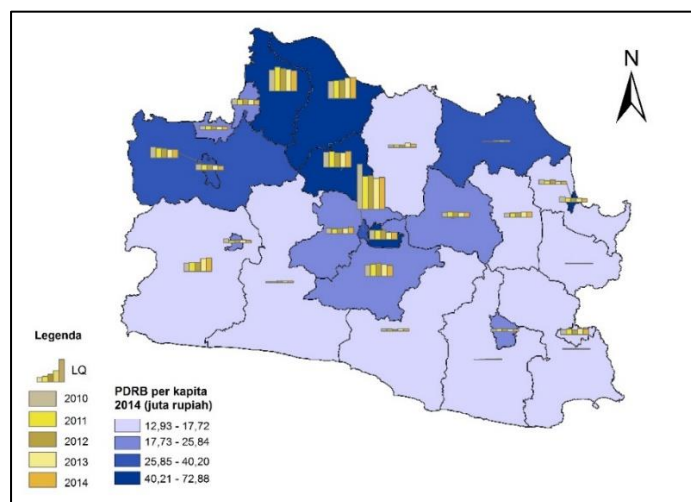
Lampiran 1. **Peta Provinsi Jawa Barat**



Keterangan:

1. Kab Bogor	8. Kab Kuningan	15. Kab Karawang	22. Kota Bekasi
2. Kab Sukabumi	9. Kab Cirebon	16. Kab Bekasi	23. Kota Depok
3. Kab Cianjur	10. Kab Majalengka	17. Kab Bandung Barat	24. Kota Cimahi
4. Kab Bandung	11. Kab Sumedang	18. Kota Bogor	25. Kota Tasikmalaya
5. Kab Garut	12. Kab Indramayu	19. Kota Sukabumi	26. Kota Banjar
6. Kab Tasikmalaya	13. Kab Subang	20. Kota Bandung	
7. Kab Ciamis	14. Kab Purwakarta	21. Kota Cirebon	

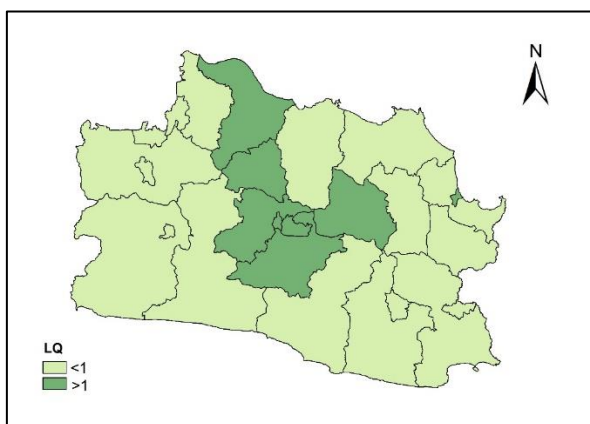
Lampiran 2. **Aglomerasi industri manufaktur (LQ) Jawa Barat tahun 2010-2014 dan pendapatan perkapita Jawa Barat tahun 2014**



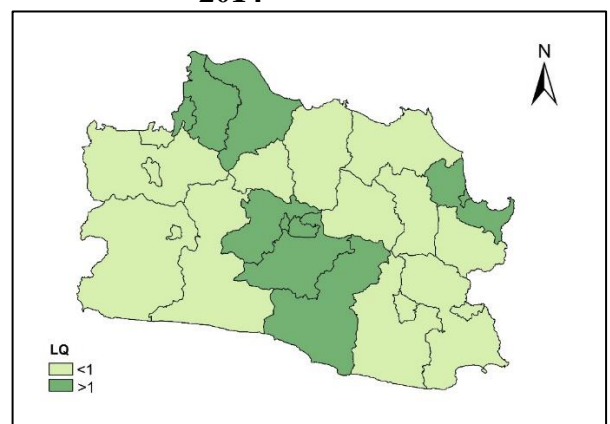
Lampiran 3. Nilai indeks *Ellison-Glaeser* industri menurut KBLI 2 digit tahun 2014

KBLI	g_{EG}	G_{EG}	H	1-H	γ^{EG}
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
10	0,919331	0,986976	0,068538	0,931462	0,986018
11	0,138111	0,163551	0,15555	0,84445	0,009475
12	0,428926	0,853673	0,497553	0,502447	0,708772
13	1,1708	1,398967	0,163096	0,836904	1,476718
14	0,711854	0,820538	0,132454	0,867546	0,793138
15	0,052364	0,062687	0,164672	0,835328	-0,12209
16	0,522576	0,621976	0,159814	0,840186	0,550072
17	0,191276	0,258843	0,261036	0,738964	-0,00297
18	0,231154	0,313899	0,263603	0,736397	0,068301
19	0,189931	0,236177	0,195813	0,804187	0,050192
20	0,371701	0,44931	0,17273	0,82727	0,334329
21	0,121171	0,146881	0,175038	0,824962	-0,03413
22	0,302101	0,344022	0,121854	0,878146	0,252996
23	0,138254	0,167603	0,175109	0,824891	-0,0091
24	0,259709	0,368974	0,296131	0,703869	0,10349
25	0,164849	0,216442	0,23837	0,76163	-0,02879
26	0,290488	0,457551	0,365124	0,634876	0,145582
27	0,165744	0,225724	0,265724	0,734276	-0,05447
28	0,289539	0,449746	0,356215	0,643785	0,145282
29	0,152268	0,225916	0,325997	0,674003	-0,14849
30	0,221545	0,311618	0,28905	0,71095	0,031743
31	0,042567	0,051053	0,166214	0,833786	-0,13812
32	0,15363	0,174578	0,119989	0,880011	0,062032
33	0,209438	0,268234	0,219194	0,780806	0,062807

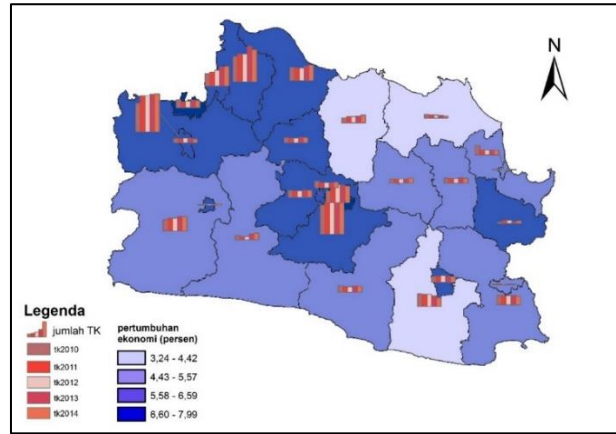
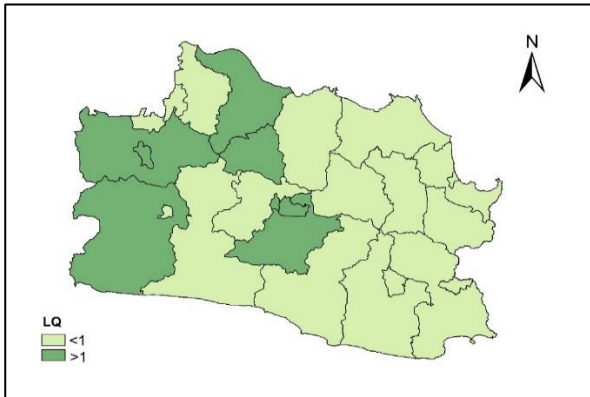
Lampiran 4. Pola penyebaran nilai indeks *Location Quotient* subsektor industri tekstil di Kabupaten/ kota Jawa Barat tahun 2014



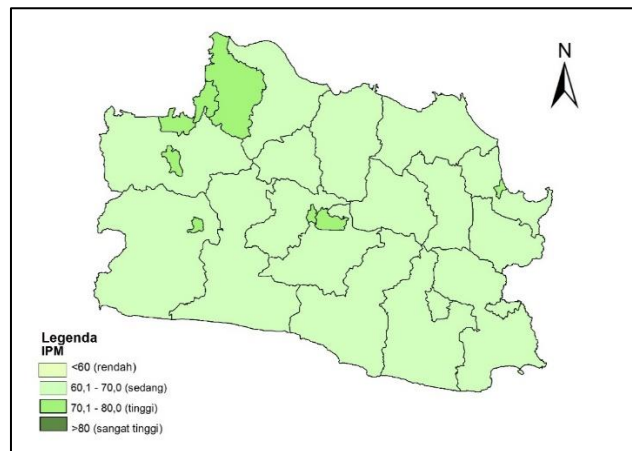
Lampiran 5. Pola penyebaran nilai indeks *Location Quotient* subsektor industri makanan di Kabupaten/ kota Jawa Barat tahun 2014



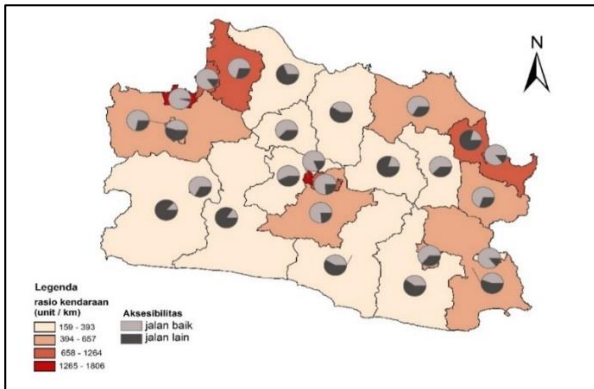
Lampiran 6. Pola penyebaran nilai indeks *Location Quotient* subsektor industri pakaian jadi di Kabupaten/ kota Jawa Barat tahun 2014



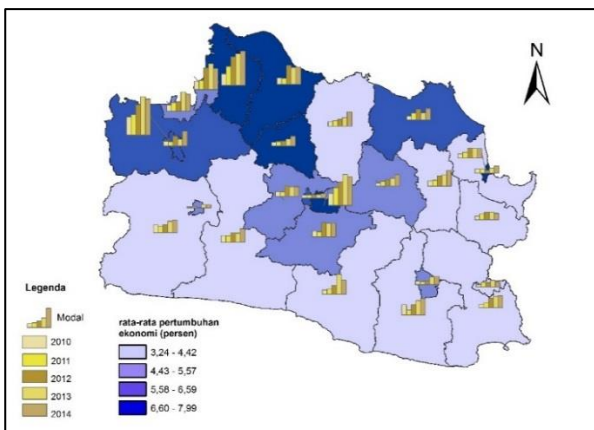
Lampiran 10. IPM Provinsi Jawa Barat dan Status Pembangunan Manusia tahun 2014



Lampiran 7. Aksesibilitas dan rasio jumlah kendaraan/ km menurut kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Barat tahun 2014



Lampiran 8. Pengeluaran belanja modal dan rata-rata pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Barat tahun 2010-2014



Lampiran 9. Jumlah tenaga kerja dan rata-rata pertumbuhan ekonomi kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Barat tahun 2010-2014

Lampiran 11. Tahapan Pemilihan Model Regresi Panel Spasial Terbaik

1. Uji Multikolinearitas

```
> vif(f)
      lnLQ      lnjlnbaik      lnIPM      lnmodal      lnTK
1.136453  2.668451  1.214221  3.264235  2.977887
```

2. Uji LM eror dan lag

```
Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence
data:
model: lm(formula = fm, data = panelfix)
weights: Mat_pnl_listw
LMerr = 82.006, df = 1, p-value < 2.2e-16
```

```
Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence
data:
model: lm(formula = fm, data = panelfix)
weights: Mat_pnl_listw
LMlag = 31.597, df = 1, p-value = 1.897e-08
```

3. Uji Robust eror dan lag

```
Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence
data:
model: lm(formula = fm, data = panelfix)
weights: Mat_pnl_listw
RLMerr = 52.037, df = 1, p-value = 5.446e-13
```

```
Lagrange multiplier diagnostics for spatial dependence
data:
model: lm(formula = fm, data = panelfix)
weights: Mat_pnl_listw
RLMlag = 1.628, df = 1, p-value = 0.202
```

4. Output model SEM dengan efek tetap

```
Spatial panel fixed effects error model
Coefficients:
```

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)	
Rho	0.371167	0.087418	4.2459	2.177e-05	***
lnLQ	0.0320344	0.0124177	2.5797	0.009888	**
lnjlnbaik	0.0196277	0.0087408	2.2455	0.024734	*
lnIPM	3.1794037	0.3073277	10.3453	< 2.2e-16	***
lnmodal	0.0324010	0.0083249	3.8921	9.94e-05	***
lnTK	0.1434814	0.0521011	2.7539	0.005889	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
Intercept:
      Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept) -12.8551      1.0067 -12.769 < 2.2e-16 ***
```

5. Hausman

```
Hausman test for spatial models
data: fm
chisq = 67.193, df = 5, p-value = 3.93e-13
alternative hypothesis: one model is inconsistent
```

6. Uji Normalitas

```
One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: semfe$residuals
D = 0.057217, p-value = 0.7883
alternative hypothesis: two-sided
```

PERANAN PENDIDIKAN DALAM KAJIAN KONVERGENSI PDRB PERKAPITA WILAYAH KABUPATEN/KOTA DI JAWA TENGAH

¹Krismanti Tri Wahyuni, ²Eunike Widya Parameswari

¹Sekolah Tinggi Ilmu Statistik, ²Subdit. Statistik Peternakan – BPS RI

krismanti@stis.ac.id; eunike@bps.go.id

Abstrak

Perekonomian wilayah yang terus meningkat merupakan salah satu tujuan dari pembangunan ekonomi. Sementara itu, pemerataan pembangunan antar wilayah juga menjadi tujuan yang tak kalah penting dalam rangka mewujudkan kemajuan perekonomian secara bersama-sama. Oleh karena itu, kajian mengenai ketimpangan daerah akan selalu ada seiring dengan analisis pembangunan ekonomi itu sendiri. Ketimpangan daerah dapat diukur dengan indeks Williamson, yang menunjukkan koefisien variasi dari PDRB perkapita. Penelitian ini menggunakan analisis data panel dinamis *First-difference GMM (FD-GMM)* untuk menghitung konvergensi PDRB perkapita, serta determinan yang memengaruhinya dengan dan/atau tanpa variabel pendidikan. Hasil penelitian menunjukkan terjadinya konvergensi sigma dan konvergensi PDRB per kapita antar wilayah di Jawa Tengah. PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah dipengaruhi secara signifikan oleh PDRB perkapita tahun sebelumnya, pendidikan, jumlah penduduk bekerja dan besarnya pajak daerah yang merupakan proksi untuk variabel modal daerah.

Kata kunci : data panel dinamis, ketimpangan, konvergensi, pendidikan

Abstract

Raising regional economy is one of the goals of economic development. Measuring regional gap, the Williamson index shows the coefficient of variation of GRDP per capita. This study used a first-difference GMM (FD-GMM) dynamic panel data analysis to calculate per capita GRDP convergence, as well as the determinants, with and without educational variable. The result of this paper shows the existence the sigma convergence and the convergence of per capita GRDP among regions in Central Java. Per capita GRDP of regions in Central Java is significantly influenced by per capita GRDP in previous year, education, worked population and the amount of as a proxy for regional capital variable.

Keywords : convergence, dynamics panel data, education inequality

PENDAHULUAN

Pembangunan regional/daerah merupakan bagian integral dari pembangunan nasional. Keberhasilan pembangunan ekonomi regional/daerah dapat dilihat dari perubahan struktur perekonomian, pertumbuhan ekonomi dan semakin rendahnya disparitas pendapatan. Indonesia, sebagai negara dengan keaneka ragaman sumber daya alam dan sumber daya manusia yang cukup tinggi, menerapkan kebijakan desentralisasi. Pada era desentralisasi ini, setiap wilayah/daerah berlomba-lomba untuk melakukan pembangunan regionalnya, bukan saja untuk kemakmuran dan kesejahteraan rakyatnya, namun juga untuk mengejar ketertinggalan dari wilayah-wilayah lain yang telah maju sehingga mengurangi besarnya *gap* (jurang) baik dari sisi pendapatan, produktivitas, tingkat upah, dan berbagai indikator ekonomi lainnya. Hal inilah yang kemudian didefinisikan sebagai konvergensi ekonomi.

Teori konvergensi menyatakan bahwa tingkat kemakmuran yang dialami oleh negara-negara maju dan negara-negara berkembang pada suatu saat akan konvergen (bertemu di satu titik). Mankiw (2007) menjelaskan bahwa konvergensi ekonomi terjadi ketika negara/daerah dengan pendapatan rendah mengalami pertumbuhan ekonomi yang lebih cepat dibandingkan negara/daerah dengan pendapatan tinggi, sehingga dalam jangka panjang semua negara/daerah akan mencapai tingkat konvergensi yang sama. Barro dan Sala-I-Martin (2004) mendefinisikan proses konvergensi dengan cara yang sederhana. Ketika ekonomi menyatu ke tingkat yang sama dari kondisi mapan (*steady state*), maka konvergensi tanpa syarat dapat diamati. Ini juga berarti bahwa disparitas akan berkurang, karena negara dengan pendapatan per kapita yang lebih rendah sedang mengejar secara otomatis.

Pertumbuhan ekonomi dan konvergensi adalah salah satu bidang yang paling banyak dibicarakan dalam ekonomi karena pertumbuhan jangka panjang pada dasarnya menentukan kesejahteraan negara-negara. Barro dan Sala-i-Martin (1992) membangun suatu model regresi untuk

menguji konvergensi ekonomi antar negara/daerah dengan 2 (dua) jenis konvergensi yakni konvergensi sigma dan konvergensi beta. Jenis pertama mengacu pada pengurangan penyebaran tingkat pendapatan di seluruh ekonomi. Di sisi lain, konvergensi terjadi ketika ekonomi miskin tumbuh lebih cepat daripada yang kaya. Selanjutnya, Barro dan Sala-i-Martin (1995) menyatakan bahwa konvergensi beta cenderung menghasilkan konvergensi sigma. Oleh karena itu, konvergensi dapat diukur ketika variabel kontrol (yang menentukan *steady state*) juga diintegrasikan ke dalam model (misal investasi / tingkat depresiasi). Konvergensi terutama ditemukan di antara kelompok-kelompok negara yang homogen. Akankah pola konvergensi ekonomi ini bertahan di masa depan, merupakan pertanyaan kontroversial di antara para ekonom.

Menurut Barro dan Martin (1995), suatu daerah dengan rasio modal per tenaga kerja yang rendah akan memiliki tingkat pertumbuhan modal per kapita yang lebih tinggi. Hal ini disebabkan oleh karena tingkat pertumbuhan jangka panjang ditentukan oleh variabel eksogen pada *steady state* yang tidak tumbuh, namun variabel agregatnya tumbuh pada laju pertumbuhan penduduk. Hipotesis bahwa perekonomian per kapita di daerah yang miskin cenderung tumbuh lebih cepat dibandingkan daerah kaya tanpa melihat karakteristik perekonomian lainnya disebut konvergensi absolut. Pada kenyataannya, perekonomian yang terjadi memiliki karakteristik yang sangat beragam sehingga dikembangkan konvergensi kondisional, yang mengakomodir adanya perbedaan dalam hal stok awal dari modal, tingkat tabungan dan variabel lainnya. Model ini lebih realistis dalam penerapannya dan akan diadopsi dalam penelitian ini.

Selama dekade terakhir telah banyak studi empiris yang mencoba untuk secara kuantitatif menyelidiki hubungan antara pendidikan dan pertumbuhan ekonomi. Pendidikan, sebagai proksi modal manusia telah secara luas diakui sebagai salah satu faktor penting dalam pembangunan ekonomi (Benhabib dan Spiegel, 1994) dan berulang

kali dianalisis dalam penelitian konvergensi empiris sebagai faktor pengkondisi konvergensi antar negara atau wilayah. Ketika terkait dengan prestasi pendidikan atau modal manusia dalam arti yang lebih luas, keberadaan konvergensi akan berarti pemerataan tingkat modal manusia antar negara atau wilayah, sementara perbedaan akan menunjukkan diversifikasi lebih lanjut dan polarisasi negara atau wilayah sehubungan dengan fenomena itu.

Penggunaan metode estimasi dalam mengidentifikasi konvergensi telah banyak dikembangkan oleh ekonom. Salah satunya adalah Ralhan dan Dayanandan (2005) menguji konvergensi pendapatan antara provinsi-provinsi di Kanada selama periode 1981-2001 dengan menerapkan estimasi *Generalized Method of Moments (GMM) first difference* dan membandingkan hasilnya dengan pendekatan data panel lainnya. GMM merupakan metode estimasi yang cukup baik untuk panel data karena menghasilkan estimator yang tak bias, konsisten, serta efisien.

Beranjak dari uraian diatas, penelitian ini akan mengidentifikasi konvergensi yang terjadi di Indonesia, secara khusus di Provinsi Jawa Tengah, menggunakan analisis data panel dinamis *First-difference GMM (FD-GMM)* serta determinan yang memengaruhinya dengan/atau tanpa variabel pendidikan.

Berdasarkan latar belakang tersebut, penelitian ini bertujuan untuk:

- 1) Mengidentifikasi terjadinya konvergensi baik konvergensi sigma maupun konvergensi beta, serta koefisien variasinya
- 2) Mendapatkan model terbaik dengan menggunakan analisis data panel dinamis untuk menghitung konvergensi PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah, kecepatan konvergensi dan *half life*-nya.
- 3) Menganalisis determinan yang memengaruhi PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah dengan variabel pendidikan dan tanpa variabel pendidikan serta pengaruhnya terhadap pencapaian konvergensi PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah.

Cakupan penelitian ini adalah seluruh kabupaten/kota di Jawa Tengah, yaitu sebanyak 35 wilayah, yang terdiri dari 29 kabupaten dan 6 kota, dengan menggabungkan wilayah-wilayah yang mengalami pemekaran demi konsistensi data. Periode waktu yang diteliti 7 tahun, dari tahun 2010 hingga 2016, yang merupakan data terakhir yang dapat diperoleh.

METODOLOGI

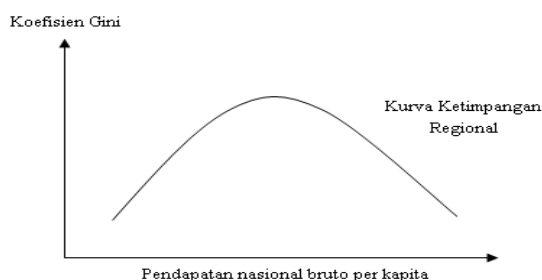
A. Tinjauan Referensi

Pendapatan wilayah yang terus meningkat merupakan salah satu tujuan dari pembangunan ekonomi. Namun, kecepatan peningkatan pendapatan merupakan suatu kajian yang secara relatif diukur dengan membandingkan dengan wilayah lain di sekitarnya. Hal ini untuk melihat pendapatan wilayah dalam dimensi waktu dan dimensi ruang/wilayah. Capello (2007) menyebutkan bahwa analisis pembangunan wilayah mensyaratkan dua hal, yaitu pertumbuhan absolut yang menunjukkan kemampuan sumber daya yang potensial di wilayah tersebut dan pertumbuhan relatif antar wilayah yang dapat digunakan untuk menginterpretasikan ketimpangan regional dan kemungkinan dari konvergensi pada tingkat pertumbuhannya atau pendapatan rata-ratanya.

Model pertumbuhan Solow dirancang untuk menunjukkan bagaimana pertumbuhan persediaan modal, pertumbuhan angkatan kerja dan kemajuan teknologi berinteraksi dalam perekonomian, serta bagaimana pengaruhnya terhadap output barang dan jasa (Mankiw, 2007). Model ini memprediksi bahwa pada akhirnya akan terjadi konvergensi dalam perekonomian menuju kondisi pertumbuhan *steady state* yang bergantung pada perkembangan teknologi dan pertumbuhan tenaga kerja.

Dalam teori pertumbuhan ekonomi neo-klasik yang menekankan peran ganda investasi dalam proses pertumbuhan ekonomi (Jhingan, 2008), ketimpangan pembangunan pada permulaan proses pembangunan cenderung meningkat hingga mencapai titik puncak. Setelah itu, bila

proses pembangunan terus berlanjut, maka secara berangsur-angsur ketimpangan pembangunan antar wilayah tersebut akan menurun. Dengan kata lain ketimpangan pada wilayah yang sedang berkembang relatif lebih tinggi, sedangkan pada wilayah yang sudah maju relatif lebih rendah. Todaro dan Smith (2006) menunjukkan ketimpangan pembangunan sebagai kurva Kuznets berbentuk U terbalik (Gambar 1).



Sumber: Todaro dan Smith (2006)

Gambar 1 Kurva Kuznets

Ketimpangan antar daerah membawa implikasi terhadap tingkat kesejahteraan masyarakat antar wilayah dan pada peranan pemerintah dalam melaksanakan pembangunan yang adil dan merata. Sjafrizal (2008) menyarankan penyebaran pembangunan sarana dan prasarana perhubungan, mendorong pemerataan penduduk, pengembangan pusat pertumbuhan dan otonomi daerah.

Agiomirgianakis, dkk (2002) meneliti peran modal manusia pada pertumbuhan ekonomi dengan menggunakan data panel yang cukup besar, yakni meliputi 93 negara. Dengan menggunakan pendekatan data panel dinamis, hasil analisisnya menunjukkan bahwa pendidikan, memang, memiliki efek jangka panjang yang signifikan dan positif terhadap pertumbuhan ekonomi.

Wójcik (2016) menganalisis hubungan antara konvergensi lokal pendapatan dan prestasi pendidikan di Polandia pada periode 2003 hingga 2013. Hasil analisis yang dilakukan menunjukkan bahwa di daerah dengan pendapatan relatif tinggi, prestasi pendidikan awal biasanya sama atau lebih tinggi daripada rata-rata untuk seluruh negara.

Tinjauan singkat beberapa literatur diatas menunjukkan bahwa bahwa ada korelasi positif antara pertumbuhan

ekonomi, heterogenitas wilayah dan faktor – faktor yang mewakili modal manusia. Namun demikian, masih banyak studi – studi tersebut yang dilakukan dengan menggunakan data dan teknik *cross-sectional*, dan kebanyakan dilakukan oleh negara maju yang telah berhasil memecahkan masalah – masalah pembangunannya yang paling krusial. Pada bagian berikutnya, tinjauan referensi ini digunakan untuk mendasari pilihan metode estimasi dan interpretasi hasil.

B. Metode Analisis

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data pada level kabupaten/kota di Jawa Tengah dari tahun 2010 sampai dengan 2016 yang terdiri dari: PDRB perkapita sebagai variabel dependen dan variabel independennya adalah realisasi pajak sebagai proksi modal dalam upaya peningkatan pendapatan perkapita di wilayah kabupaten/kota Jawa Tengah, penduduk yang bekerja sebagai proksi tenaga kerja, dan rata-rata lama sekolah sebagai proksi variabel pendidikan. *Lag* variabel dependen yang muncul dalam analisis konvergensi dilakukan sendiri oleh program dalam pengolahan data menggunakan data panel.

Analisis konvergensi yang dilakukan adalah konvergensi sigma dan konvergensi beta. Konvergensi sigma terjadi jika tren dispersi logaritma natural PDRB perkapita cenderung menurun antar waktu, dan ditunjukkan melalui koefisien variasi (pembagian standar deviasi dengan rata-ratanya). Sedangkan estimasi konvergensi yang dilakukan dengan konvergensi beta adalah konvergensi beta kondisional, yang mempertimbangkan karakteristik wilayah masing-masing. Hal ini dilakukan karena dengan adanya variabel-variabel independen terpilih, dapat dilihat instrumen kebijakan yang tepat, sesuai dengan hasil penelitian. Persamaan konvergensi beta dalam penelitian ini sesuai dengan penelitian Firdaus (2006) yang didasarkan pada Barro dan Sala-i-Martin (1995) sebagai berikut:

$$\ln y_{it} = (1 - \alpha)y_{i,t-1} + \ln X_{it} \beta + u_{it}$$

Keterangan:

- y_{it} : PDRB perkapita kabupaten/kota ke-i pada periode ke-t
- $y_{i,t-1}$: PDRB perkapita kabupaten/kota ke-i pada periode ke-(t-1)
- $(1 - \alpha)$: koefisien *lag* variabel dependen, yang digunakan untuk menunjukkan adanya konvergensi bila nilainya kurang dari 1.
Kecepatan konvergensi (*implied* λ) dihitung sebagai $-\ln(1 - \alpha)$.
- X_{it} : matriks variabel independen kabupaten/kota ke-i pada periode ke-t
- β : vektor kolom parameter untuk X_{it}
- u_{it} : *error term*

Estimasi dilakukan dengan menggunakan data panel. Data panel dapat didefinisikan sebagai observasi berulang pada setiap unit *cross section* yang sama, yang memiliki karakteristik dimana $N > 1$ dan $T > 1$. Variabel dependen y_{it} merupakan nilai untuk unit *cross section* ke-i pada waktu ke-t dengan $i = 1, 2, \dots, N$ dan $t = 1, 2, \dots, T$. Penggunaan data panel dalam analisis ini diutamakan untuk studi *dynamics of adjustment* dan menguji model perilaku yang lebih kompleks dibandingkan data *cross section* atau *time series* murni. Hubungan dinamis ini dicirikan oleh keberadaan *lag* variabel dependen di antara variabel-variabel independennya.

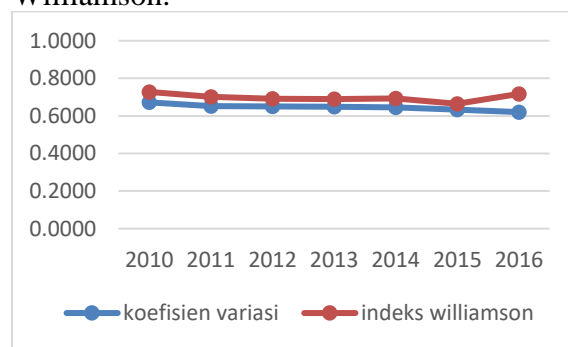
Keberadaan *lag* variabel dependen yang bersifat random sebagai variabel independen menimbulkan masalah endogenitas karena memunculkan korelasi dengan *error*. Oleh karena itu estimasi *Least Square* tidak dapat diaplikasikan karena jika dipaksakan akan menghasilkan parameter yang tidak konsisten dan bias. Panel dinamis menggunakan estimasi GMM (*Generalized Method of Moment*), yang menggunakan prosedur *First-difference* GMM (FD-GMM) atau *Arellano Bond* GMM (AB-GMM) dalam penelitian ini.

Transformasi *first difference* digunakan untuk menyelesaikan masalah ketidakkonsistenan parameter pada *lag* variabel dependen dengan melakukan pendekatan terhadap variabel instrumen.

Variabel instrumen pada model data panel dinamis memanfaatkan ketiadaan hubungan antara *lag* variabel dependen dan *error*, tetapi variabel instrumen harus berkorelasi kuat dengan variabel dependen. Transformasi *first difference* dilakukan dengan menghilangkan efek individu pada *error*. Pengujian asumsi yang digunakan adalah uji Arellano-Bond (*AB test*) dan uji sargan. Uji konsistensi model dilakukan dengan Arellano-Bond test, yang menunjukkan tidak ada korelasi serial model atau model konsisten. Sedangkan untuk menguji instrumen variabelnya, digunakan uji Sargan dengan hipotesis nol bahwa variabel instrumen valid.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil estimasi konvergensi sigma untuk PDRB perkapita 35 wilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah menunjukkan terjadinya konvergensi, berdasarkan nilai tren koefisien variasi PDRB perkapita yang menurun sebagaimana disajikan pada Gambar 2. Grafik yang menurun mengindikasikan PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah semakin homogen, artinya ketimpangan PDRB perkapita di Jawa Tengah semakin kecil. Penghitungan ini sesuai dengan penghitungan Indeks Williamson.



Sumber: Tinjauan Regional Berdasarkan PDRB Kabupaten/Kota (BPS, 2010-2016), diolah

Gambar 2. Koefisien Variasi PDRB Perkapita dan Indeks Williamson 35 Wilayah Kabupaten/Kota di Jawa Tengah Tahun 2010-2016

Analisis inferensia dengan menggunakan model panel dinamis untuk menguji konvergensi beta juga menghasilkan nilai dari koefisien dari *lag*

variabel dependen yang kurang dari 1. Proses konvergensi dalam model dapat dilihat dari koefisien parameter *autoregressive* dari variabel dependen. Oleh karena itu, dapat dikatakan bahwa PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah mengalami proses konvergensi, artinya pengaruh PDRB perkapita pada tahun sebelumnya tidak lebih besar daripada pengaruh nilai PDRB perkapita pada tahun yang bersangkutan dan dapat dikatakan bahwa ketimpangan yang terjadi antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah semakin menurun.

Model terbaik yang dihasilkan sudah memenuhi asumsi uji AB dan sargan. Uji konsistensi model dilakukan dengan melihat tingkat signifikansi AB order pertama yang signifikan pada level 5 persen (pada

penelitian ini adalah 0,0492) dan AB order kedua yang tidak signifikan pada level 5 persen (0,4942). Sedangkan uji sargan yang dihasilkan menunjukkan bahwa variabel instrumen yang digunakan sudah valid, yaitu dengan *p-value* sebesar 0,1133. Hipotesis nol bahwa instrumen valid tidak ditolak, sehingga model yang digunakan sudah memenuhi asumsi. Instrumen yang digunakan dalam penelitian ini ditentukan secara khusus sebanyak 9 variabel, yaitu: menggunakan nilai logaritma dari variabel tabungan, Dana Alokasi Umum (DAU) , Dana Alokasi Khusus (DAK), Dana Bagi Hasil Pajak (BHP), Dana Pendapatan Asli Daerah (PAD) dari pajak dan selain pajak, jumlah hotel, jumlah Pegawai Negeri Sipil (PNS) dan harapan hidup waktu lahir.

Tabel 1. Hasil Regresi Data Panel Dinamis pada Model Konvergensi Beta Kondisional

Variabel	Koefisien Regresi	Standar Error	P-value
Variabel dependen: Ln PDRB perkapita			
Ln Lag PDRB perkapita	0,8961	0,0052	0,0000
Ln pajak	0,0265	0,0010	0,0000
Ln penduduk bekerja	-0,0644	0,0086	0,0000
Ln rata-rata lama sekolah	0,0747	0,0150	0,0000

Koefisien *lag* variabel dependen sebesar 0,8961 mengindikasikan adanya konvergensi PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah karena nilainya kurang dari satu dan signifikan. Kekonvergenan PDRB perkapita semakin cepat terjadi apabila nilai koefisien dari lag variabel dependen semakin mendekati nol karena pertumbuhan PDRB perkapita semakin kecil seiring pertambahan waktu (mencapai *steady state*). Kecepatan konvergensi (*implied λ*) dihitung dengan rumus:

$$\text{Implied } \lambda = - \ln (\text{koefisien lag variabel dependen})$$

dan diperoleh kecepatan konvergensi PDRB perkapita antawilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah sebesar 10,97 persen. Artinya, ketimpangan PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah akan

terkurangi sebesar 10,97 persen setiap tahunnya. Sedangkan waktu yang dibutuhkan untuk menutupi kesenjangan awal menurut Jan dan Chaudhary (2011) dihitung dengan rumus sebagai berikut:

$$e^{-\lambda T} = \frac{1}{2}$$

Dengan mengoperasikan ln maka: $\lambda T = \ln 2$, sehingga diperoleh: $T = \frac{\ln 2}{\lambda}$

Sehingga dapat dihitung lama waktu yang dibutuhkan untuk menutupi setengah kesenjangan (*half life*) konvergensi PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah adalah 6,32 tahun.

Rata-rata PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah pada tahun 2016 adalah 33,35 juta rupiah, pada *range* 15,50 juta rupiah hingga 107,13 juta rupiah, dengan standar deviasi sebesar 20,69. Variasi ini dapat diturunkan hampir

separuhnya menjadi 11,81 jika tiga wilayah dikeluarkan dari penghitungan yaitu Kabupaten Kudus (dengan PDRB perkapita 107,13 juta rupiah), Kota Semarang (84,43 juta rupiah) dan Kota Surakarta (73,50 juta rupiah). Tanpa ketiga wilayah tersebut, rata-rata PDRB perkapita hanya mencapai 28,19 juta rupiah, dengan penurunan koefisien variasi yang cukup besar, yaitu dari 0,62 menjadi 0,42.

Berdasarkan model terbaik yang diperoleh, PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah sangat dipengaruhi oleh *lag* variabel dependen. Sayangnya, PDRB perkapita sebelumnya yang mempunyai koefisien paling besar tersebut tidak dapat dikontrol dalam peningkatan PDRB perkapita berikutnya karena sudah terjadi pada periode sebelumnya. Namun, informasi ini memberikan bukti bahwa PDRB perkapita pada periode sekarang akan berkelanjutan mempengaruhi PDRB perkapita pada periode selanjutnya, sehingga keberhasilan pembangunan yang meningkatkan PDRB perkapita akan berdampak secara berkesinambungan.

Variabel penting yang berdampak terhadap PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah adalah kualitas sumber daya manusia, yang ditunjukkan dengan koefisien terbesar kedua dalam model. Kualitas sumber daya manusia ditunjukkan dengan adanya variabel pendidikan, yang diproksi dengan rata-rata lama sekolah. Infrastruktur pendidikan berupa banyaknya sekolah baik SD, SMP maupun SMA tidak memengaruhi PDRB perkapita, tetapi jumlah tahun yang ditempuh dalam pendidikan tersebut yang signifikan berpengaruh terhadap PDRB perkapita. Oleh karena itu variabel pendidikan dalam hal ini tepat digunakan sebagai proksi yang menunjukkan kualitas sumber daya manusia.

Berkaitan dengan hal tersebut, fenomena ketenagakerjaan di Jawa Tengah menjadi menarik karena berdasarkan model terbaik yang dihasilkan, banyaknya penduduk yang bekerja justru berpengaruh negatif terhadap PDRB perkapita. Peningkatan kuantitas tenaga kerja tidak efektif lagi dalam upaya meningkatkan PDRB perkapita jika kualitasnya tidak diperhatikan, bahkan peningkatan tenaga kerja yang berorientasi pada jumlah saja akan menghambat peningkatan PDRB perkapita. Oleh karena itu tingginya jumlah tenaga kerja Jawa Tengah yang ditunjukkan dengan Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja (TPAK) yang tinggi (67,15 pada tahun 2016) tidak dapat berkontribusi dalam peningkatan PDRB perkapita tanpa variabel pendidikan (bandingkan dengan TPAK nasional yang mencapai 66,34).

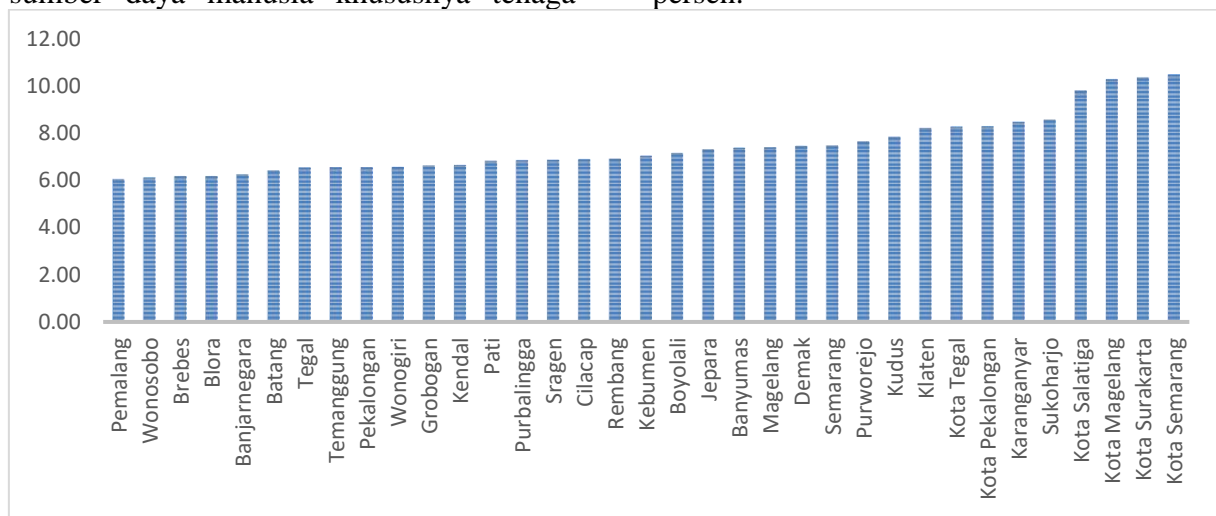
Peranan sumber daya manusia yang besar terhadap peningkatan PDRB perkapita di Jawa Tengah ternyata tidak dapat dilepaskan dari adanya variabel pendidikan. Efek langsung pendidikan adalah mengubah manusia menjadi modal manusia produktif dengan menanamkan pengetahuan dan keterampilan yang dibutuhkan oleh sektor ekonomi tradisional dan modern, melalui kemampuannya dalam meningkatkan produktivitas penduduk atau tenaga kerja (Romer dalam Rizal, 2012). Dalam penelitian ini, jika variabel pendidikan tidak dikontrol (dianggap *ceteris paribus*), maka kecepatan konvergensi yang terjadi antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah akan menurun menjadi 9,61 persen dan lama waktu yang dibutuhkan untuk menutupi kesenjangan awal (*half life*) konvergensi PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah akan meningkat menjadi 7,21 tahun.

Tabel 2. Hasil Regresi Data Panel Dinamis pada Model Konvergensi Beta Kondisional Tanpa Variabel Pendidikan

Variabel	Koefisien Regresi	Standar Error	P-value
Variabel dependen: Ln PDRB perkapita			
Ln Lag PDRB perkapita	0,9084	0,0033	0,0000
Ln pajak	0,0274	0,0011	0,0000
Ln penduduk bekerja	-0,0640	0,0086	0,0000

Keberhasilan pembangunan Jawa Tengah di bidang pendidikan masih belum dapat mencapai target, ditunjukkan dengan masih banyak penduduk di kabupaten/kota di Jawa Tengah yang belum menyelesaikan wajib belajar 12 tahun. Rata-rata lama sekolah tertinggi dicapai oleh Kota Semarang (10,53 tahun) pada tahun 2016. Bahkan masih banyak wilayah yang baru dapat menuntaskan wajib belajar 6 tahun pada tahun yang sama (Gambar 3). Kondisi tersebut tentu saja berdampak pada kualitas sumber daya manusia khususnya tenaga

kerja yang menjadi input penting dalam perekonomian. Berdasarkan Survei Angkatan Kerja Nasional yang dilaksanakan BPS pada tahun 2016, penduduk bekerja di Jawa Tengah yang menamatkan pendidikan tertinggi SLTP ke bawah mencapai 71,04 persen dari jumlah penduduk yang bekerja. Sedangkan persentase penduduk yang bekerja dengan pendidikan SLTA ke bawah mencapai 92,22 persen pada tahun yang sama. Dengan kata lain, tenaga kerja yang berpendidikan tinggi hanya mencapai 7,78 persen.



Sumber: Indeks Pembangunan Manusia (2016).

Gambar 3 Rata-rata Lama Sekolah di Provinsi Jawa Tengah Menurut Kabupaten/Kota Tahun 2016

Selain modal manusia, peneliti menggunakan data pajak sebagai proksi variabel modal fisik supaya sekaligus dapat menunjukkan kemampuan daerah dalam mengelola keuangan daerah. Pajak merupakan sumber Pendapatan Asli Daerah (PAD) terbesar di setiap kabupaten/kota di Jawa Tengah, dengan persentase kontribusi pajak dari 53,48 persen hingga 76,74 persen. Secara umum, rata-rata kontribusi pajak terhadap PAD kabupaten/kota di Jawa Tengah mencapai 59,64 persen pada tahun 2016. Variabel ini lebih tepat digunakan sebagai proksi untuk variabel modal karena dalam era desentralisasi fiskal, pajak merupakan alat bagi pemerintah daerah untuk mendistribusikan pendapatan kepada seluruh penduduk serta menyelenggarakan pembangunan terutama barang publik atau

fasilitas umum yang penting dalam perekonomian.

Variabel pajak mempunyai elastisitas yang lebih kecil dibandingkan variabel lainnya dalam model. Peningkatan pajak satu persen akan meningkatkan PDRB perkapita sebesar 0,0265 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa pembangunan ekonomi di wilayah ini masih berorientasi pada pembangunan yang bersifat padat karya, belum pada tingkat padat modal. Fenomena ini tidak dapat dilepaskan dari keberadaan sektor pertanian yang mempunyai kontribusi yang relatif lebih besar (15,05 persen pada tahun 2016) jika dibandingkan dengan rata-rata nasional (13,45 persen pada tahun yang sama). Angka ini berada di atas provinsi-provinsi lainnya di Pulau Jawa. Berkembangnya sektor pertanian didukung dengan tempat tinggal

penduduknya yang lebih banyak di daerah perdesaan. Persentase penduduk daerah perkotaan di Jawa Tengah paling rendah dibandingkan dengan provinsi-provinsi lainnya di Pulau Jawa, yaitu sebesar 45,70 persen berdasarkan data Sensus Penduduk 2010 (Daerah Istimewa Yogyakarta sebesar 66,40 persen, Jawa Barat 65,70 persen dan Jawa Timur 47,6 persen). Peningkatan penduduk di daerah perkotaan di Jawa Tengah juga terendah, hanya sebesar 2,70 persen hingga tahun 2015. Sedangkan peningkatan penduduk perkotaan provinsi-provinsi di sekitarnya mencapai lebih dari 3 persen selama 5 tahun (Daerah Istimewa Yogyakarta meningkat sebesar 4,10 persen, Jawa Barat 7,20 persen dan Jawa Timur 3,50 persen).

Kontribusi sektor pertanian tidak hanya penting dalam menghasilkan nilai

tambah perekonomian, tetapi juga dalam kontribusi jumlah tenaga kerjanya. Penduduk yang bekerja di Jawa Tengah didominasi pada sektor pertanian, dengan kontribusi mencapai 30,69 persen pada tahun 2016 (Tabel 3). Kontribusi pekerja laki-laki (18,77 persen) pada sektor pertanian jauh lebih tinggi dibandingkan dengan pekerja perempuan (11,92 persen) sehingga total pekerja laki-laki (58,76 persen) di Jawa Tengah juga lebih tinggi dibandingkan pekerja perempuan (41,24 persen), dengan selisih kontribusi yang hampir sama. Karakteristik sektor pertanian yang cenderung padat karya menyebabkan kualitas tenaga kerjanya yang masih kurang memadai, ditunjukkan dengan pendidikan tertinggi penduduk yang bekerja di Jawa Tengah masih didominasi lulusan Sekolah Dasar (32,73 persen) pada tahun yang sama.

Tabel 3. Kontribusi Penduduk yang Bekerja di Jawa Tengah menurut Lapangan Usaha dan Jenis Kelamin Tahun 2016

Lapangan Usaha	Laki-laki	Perempuan	Total
Pertanian	18.77	11.92	30.69
Industri Pengolahan	9.87	9.82	19.69
Perdagangan	10.01	12.47	22.48
Jasa	6.39	5.95	12.34
Lainnya	13.72	1.07	14.79
Total	58.76	41.24	100.00

Sumber: Survei Angkatan Kerja Nasional (2016)

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan dari penelitian ini adalah:

- 1) Konvergensi sigma terjadi di Jawa Tengah, berdasarkan nilai koefisien variasi PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah yang mengalami penurunan dari waktu ke waktu.
- 2) Proses konvergensi PDRB perkapita antarwilayah kabupaten/kota di Jawa Tengah terjadi selama periode penelitian, dianalisis dengan menggunakan data panel dinamis *First-difference* GMM (FD-GMM), dibuktikan dengan lag variabel dependen yang signifikan dan koefisien regresi

- kurang dari satu. Kecepatan konvergensi beta kondisional mencapai 10,97 persen, dengan lama waktu yang dibutuhkan untuk menutupi setengah kesenjangan PDRB perkapita selama 6,32 tahun.
- 3) PDRB perkapita kabupaten/kota di Jawa Tengah dipengaruhi secara signifikan oleh PDRB perkapita tahun sebelumnya, pendidikan yang menunjukkan kualitas sumber daya manusia yang diproksi dengan rata-rata lama sekolah, jumlah penduduk yang bekerja dan variabel modal daerah yang diproksi dengan pajak. Berbeda dengan variabel lainnya, penduduk yang bekerja berpengaruh negatif terhadap PDRB perkapita karena

kuantitas pekerja masih belum dibarengi dengan kualitas, sehingga variabel pendidikan merupakan variabel penting dalam upaya peningkatan perekonomian. Tanpa variabel pendidikan kecepatan konvergensi PDRB perkapita akan menurun dan lama waktu yang dibutuhkan untuk mengatasi ketimpangan juga akan meningkat.

Berdasarkan kesimpulan yang diperoleh dari penelitian ini, disarankan agar pemerintah menekankan pentingnya peningkatan pendidikan khususnya rata-rata lama sekolah yang selanjutnya akan berdampak pada tingkat pendidikan tenaga kerja yang semakin tinggi. Selain itu, modal pembangunan yang harus ditingkatkan adalah pajak karena mampu mendistribusikan pendapatan, sehingga tujuan pemerataan akan tercapai. Dari segi metodologi, studi selanjutnya perlu memasukkan efek spasial (*spatial filtering*) pada model data panel dinamis sebagai lokus kabupaten/kota, karena interaksi antara ketergantungan ekonomi dan ruang antar daerah sangat tinggi (Badinger, et al., 2002). Selanjutnya, penelitian di masa mendatang perlu dilakukan dengan membandingkan wilayah Jawa Tengah dengan wilayah yang lebih luas, seperti konvergensi kabupaten/kota di Pulau Jawa, sehingga dapat melihat "posisi" Jawa Tengah lebih obyektif, internal dan eksternal.

DAFTAR PUSTAKA

- Agiomirgianakis, G., Asteriou, R., dan Monastiriotis, V. 2002. Human Capital and Economic Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Study. *International Advances in Economics Research*. Volume 8, Issue 3, pp 177-187.
- Badinger, Harald, Werner, Muller, Gabriele Tondl. 2002. Regional Convergence in the European Union (1985 – 1999). *IEF Working Papers* 47, 7-17.
- Barro, Robert dan Sala-I-Martin, Xavier. 1992. Convergence. *Journal of Political Economy* 100(2): 223-251.
- Barro, Robert dan Sala-i-Martin, Xavier. 1995. *Economic Growth*. New York: McGraw-Hill.
- Barro, Robert dan Sala-i-Martin, Xavier. 2004. *Economic Growth*. London: The MIT Press.
- Benhabib, J. dan Spiegel, M.M. 1994. The Role of Human Capital in Economic Development. Evidence from Aggregate Cross-Country Data. *Journal of Monetary Economics*, 143-173.
- Capello, Robert. 2007. *Regional Economics*. New York: Routledge.
- Firdaus, Muhammad. 2006. Impact of Investment Inflows on Regional Disparity in Indonesia [disertasi]. Malaysia: Universiti Putra Malaysia.
- Jhingan. 2008. *Ekonomi Pembangunan dan Perencanaan*. Jakarta: PT. RajaGrafindo Persada.
- Jan, Sajjad Ahmad dan Chaudhary A.R. 2011. Testing The Conditional Convergence Hypothesis for Pakistan. *Pak. J. Commer. Soc. Sci. 2011 Vol.5 (1)*, 117-128
- Mankiw, Gregory. 2007. *Makroekonomi*. Ed ke-6. Jakarta: Erlangga.
- Ralhan, Mukesh dan Dayanandan, Ajit. 2005. Convergence of Income Among Provinces in Canada – An Application of GMM Estimation. *Econometrics Working Paper EWPO502*, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
- Rizal, Rofiq Nur. 2012. *Peran Pendidikan terhadap Pengurangan Kemiskinan di Indonesia*. [Tesis]. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Sjafrizal. 2008. *Ekonomi Regional Teori dan Aplikasi*. Sumatera Barat: Pranita Offset.
- Todaro, M.P. dan Smith, Stephen C. 2006. *Pembangunan Ekonomi*. Ed ke-9, Jilid 1. Jakarta: Erlangga.
- Wójcik, Piotr. 2016. Parallel Convergence of Income and Educational Achievements on A Local Level in Poland – Joint Distribution Dynamics. *56th ERSA (European Regional Science Association) Conference*. Vienna.

DAMPAK KEBIJAKAN HARGA GABAH DALAM MENINGKATKAN PRODUKSI PADI INDONESIA

Laeli Sugiyono

Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah
e-mail: laeli @bps.go.id

Abstrak

Penelitian ini bertujuan mengevaluasi elastisitas kebijakan harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik. Analisis menggunakan regresi *two stage least square*. Penelitian menggunakan data sekunder runtun waktu 1982-2013, yang berasal dari: BULOG, Kementerian Pertanian, BPS, dan FAO. Unit penelitian wilayah Indonesia. Penelitian menyimpulkan harga dasar gabah berpengaruh positif signifikan terhadap produksi padi dengan elastisitas 0,034 dalam jangka pendek dan, 0,524 dalam jangka panjang. Ini berarti bahwa perubahan harga dasar gabah dalam menjelaskan produksi padi domestik tidak elastis dalam jangka pendek tetapi lebih elastis dalam jangka panjang.

Kata kunci : harga dasar gabah, produksi padi domestik, elastisitas, regresi *two stage least square*.

Abstract

This study aims to evaluate the elasticity of the floor grain price policy on domestic rice production. The analysis uses two stage least square regression. The study used secondary data from 1982 to 2013, which came from: BULOG, Ministry of Agriculture, BPS, and FAO. Research unit is Indonesian territory. The study concluded that the floor grain price has a significant positive effect on rice production with an elasticity of 0.034 in the short term and, 0.524 in the long term. This means that changes in the floor grain price in explaining domestic rice production are not elastic in the short term but are more elastic in the long run.

Keywords : *floor grain prices, domestic rice production, elasticity, two stage least square regression.*

PENDAHULUAN

Menurut Gillis, et.al, (1996) bahwa kebijakan harga pertanian merupakan intervensi pemerintah dalam menetapkan harga komoditas pertanian yang bertujuan untuk meningkatkan ketahanan pangan dan kesejahteraan petani. Timmer (1991; 2004) beragumen bahwa kebijakan harga dalam jangka pendek bertujuan untuk meningkatkan ketahanan pangan. Sedangkan dalam jangka panjang bertujuan untuk meningkatkan pertumbuhan ekonomi.

Secara teoritis, intervensi pemerintah dalam kebijakan harga telah lahir sejak tahun 1930-an dalam buku Boeke: *The Evolution of the Netherlands Indies Economy*. Rahayu (2011) menyatakan bahwa dalam kerangka pikir pemerintah: harga harus dapat terjangkau dan setabil sehingga harga yang terbentuk merupakan refleksi dari ketahanan pangan: (1) ketersediaan pangan, (2) kecukupan pangan, dan (3) keamanan pangan.

Kebijakan subsidi pupuk telah dihapus sejak tahun 1998. Sedangkan selama tahun 2002 hingga sekarang subsidi pupuk hanya diberikan terbatas pada subsidi input produksi pupuk yaitu gas. Perubahan dalam pola subsidi menjadikan subsidi pupuk tidak diberikan langsung melainkan diberikan dalam subsidi harga gas kepada industri.

Persoalan muncul ketika ketersediaan pupuk di pasar domestik sering mengalami kelangkaan akibat harga pupuk internasional melonjak tinggi daripada harga pupuk dalam negeri, yang berpotensi produksi pupuk dialihkankan untuk tujuan ekspor.

Atas dasar itu, secara praktis intervensi pemerintah yang masih bisa diharapkan adalah kebijakan harga dasar gabah melalui mekanisme instruksi presiden. Kebijakan kenaikan harga dasar gabah yang ditetapkan oleh pemerintah secara teoritis dapat mempengaruhi kenaikan harga produsen gabah yang anjlog pada saat panen raya melalui mekanisme buffer stock oleh Bulog. Ini dapat mendongkrak pendapatan petani.

Dengan meningkatnya pendapatan petani karena kebijakan harga dasar gabah diharapkan dapat mendorong petani meningkatkan produksi padi sehingga

ketersediaan pangan, terutama beras tetap terjaga. Pada saat bersamaan dapat meningkatkan tidak hanya ketahanan pangan masyarakat, melainkan juga menegakkan kedaulatan pangan.

Mengingat strategisnya kebijakan harga dasar gabah di satu sisi dapat menopang keberlanjutan sistem pasokan beras yang dapat memperkuat ketahanan pangan masyarakat. Di sisi lain pemerintah mampu meredam dampak yang timbul dari kenaikan harga eceran beras agar tetap terjangkau melalui subsidi beras miskin (raskin) atau bantuan beras bagi keluarga pra sejahtera (rastra) sehingga tidak menimbulkan gejolak keresahan sosial.

Dari fenomena tersebut permasalahan yang perlu dikaji lebih mendalam apakah kebijakan harga dasar gabah dapat mempengaruhi petani dalam meningkatkan produksi padi?

Penelitian ini bertujuan untuk mengevaluasi elastisitas kebijakan harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik. Ruang lingkup penelitian adalah wilayah Indonesia. Manfaat penelitian ini diharapkan dapat memberikan pemahaman teoritik tentang pengaruh kebijakan harga dasar gabah terhadap respon petani dalam produksi padi. Hasil penelitian ini juga diharapkan bisa digunakan untuk justifikasi penguatan program kebijakan harga dasar gabah yang telah dilakukan pemerintah selama ini.

Dalam menelaah elastisitas harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik mengacu pada landasan teori penawaran dinamik bukan statik, karena petani dalam merespon perubahan harga dasar gabah yang mempengaruhi harga produsen gabah bersifat lambat dalam penyesuaian produksi. Atas dasar landasan teori tersebut maka alat statistik yang memadai untuk menganalisis elastisitas harga dasar gabah menggunakan regresi *two stage least square (2SLS) partial adjustment model (PAM)* dari persamaan simultan. Ini dimaksudkan untuk menghindari hasil estimasi parameter yang bias apabila menggunakan metode *ordinary least square (OLS)*. Kondisi ini dinamakan bias persamaan simultan, karena menghasilkan

estimator yang tidak konsisten (Gujarati, 2004; Pindyck and Rubinfeld, 1991).

Model penawaran atau produksi padi domestik merujuk fungsi produksi Cobb-Douglas, dalam hubungan non-linear. Untuk memudahkan dalam analisis maka fungsi model produksi dilinearisasi dengan transformasi log linear. Salah satu kegunaan linearisasi tersebut adalah koefisien regresi bisa langsung digunakan sebagai nilai elastisitas.

METODE PENELITIAN

Model yang dikembangkan dalam penelitian ini menggunakan persamaan simultan berdasarkan fungsi harga domestik. pembentukan harga yang terjadi di pasar domestik ditentukan oleh keseimbangan permintaan dan penawaran beras domestik. Dengan demikian harga beras domestik terbentuk dari perilaku permintaan dan penawaran (Rahayu, 2008).

Dalam sektor pertanian dampak suatu kebijakan baru terlihat beberapa bulan atau bahkan beberapa tahun setelah kebijakan dikeluarkan (Rahayu, 2008). Oleh karena itu model perilaku penawaran beras (produksi padi) domestik lebih sesuai menggunakan model penawaran dinamis daripada model penawaran statis.

1. Sistem Penawaran Statik (*Static Supply System*)

Penawaran statik menunjukkan banyaknya barang yang akan ditawarkan untuk dijual per satuan unit waktu tergantung dari berbagai harga, dengan faktor lain dianggap tetap (*ceteris paribus*). Teori fungsi penawaran statik dapat diturunkan dari hubungan amongs output dan input or fungsi biaya (*cost*) dan secara umum bentuk kurva penawaran suatu barang ditentukan oleh bentuk kurva biaya marginal (*marginal cost /MC curve*) dengan anggapan bahwa produsen berusaha pada keuntungan maksimum, sehingga produksi optimal akan dicapai pada waktu biaya marginal sama dengan pendapatan marginal (*marginal revenue*) atau $MC=MR$ dan keadaan ini dicapai pada pasar persaingan sempurna dan dalam jangka pendek (Tommek and Robinson, 1972; Labys, 1973; Nicholson,

1978; Boediono, 1980). Hubungan penawaran statik dapat dirumuskan:

$$q_t = f(p_{1t}, p_{2t}, w_{1t}, \dots, w_{kt}, u_t) \quad (1)$$

Dimana,

q_t = Penawaran komoditas.

p_{1t} = Harga komoditas bersangkutan.

p_{2t} = Harga input yang digunakan dalam proses produksi.

w_{1t}, \dots, w_{kt} = Mewakili determinan non-ekonomi seperti teknologi, faktorinstitusi, dll.

u_t = gangguan stokastik.

Bentuk khusus hubungan penawaran statik berasal dari fungsi Cobb-Douglas, dalam hubungan non-linear dengan bentuk:

$$q_t = b_0 (z_{1t})^{b_1} (z_{2t})^{b_2} u_t \quad (2)$$

yang mana z_{1t} dan z_{2t} adalah tingkat input, harga atau variabel eksogen lain yang sesuai, atau menurut Tomek and Robinason (1972) merupakan faktor-faktor yang menyebabkan pergeseran kurva penawaran akibat: (1) perubahan dalam harga-harga input; (2) perubahan tingkat keuntungan dari barang pengganti/substitusi; (3) perubahan teknologi yang mempengaruhi hasil dan biaya produksi; (4) perubahan harga dari produk-produk gabungan; (5) adanya kendala dari lembaga (pemerintah dengan adanya program pengawasan).

Beberapa bentuk variabel biaya atau harga penting berkaitan dengan penurunan respon penawaran (*supply respon*). Persamaan (2) kemudian diubah ke dalam bentuk log linear untuk memfasilitasi dalam estimasi, sehingga bentuknya menjadi:

$$\log q_t = b_0 + b_1 \log z_{1t} + b_2 \log z_{2t} + u_t \quad (3)$$

Bentuk akhir dari hubungan fungsi penawaran statik merupakan hubungan output terhadap perubahan sejumlah unit produksi atau perubahan output dalam setiap unit produksi. Oury mendiskusikan hubungan umum ini dengan mendasarkan hubungan identitas:

$$q_t = d_t y_t \quad (4)$$

yang mana d_t merupakan jumlah tanaman atau luas areal atau unit produksi lainnya dan y_t adalah hasil rata-rata tiap tanaman atau per hektar atau unit produksi lainnya. Secara umum fakta menunjukkan bahwa hasil panen cenderung mengikuti tren semilog, sehingga komponen hasil panen dari persamaan identitas atau persamaan (4) dapat dirubah menjadi:

$$\log y_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i z_{it} + u_t \quad (5)$$

Jumlah unit produksi akan memiliki kesesuaian yang dapat dijelaskan dengan perangkat linear atau inverse tren semilog, sehingga:

$$\log d_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i z_{it} + u_t \quad (6)$$

Ketika kedua persamaan (5) dan (6) ditentukan secara non-linear, hal tersebut terbukti lebih efisien untuk memperkirakan fungsi penawaran secara langsung dalam bentuk inverse semilog.

$$\log q_t = b_0 + \sum_{i=1}^n b_i z_{it} + u_t \quad (7)$$

Kedua persamaan tersebut telah banyak digunakan pada tataran praktis (Labys, 1973; Simatupang, 1988). Lebih lanjut seperti dikutip oleh Rahayu (2008), Simatupang menjabarkan bahwa penurunan fungsi penawaran dengan model ekonometrika dalam analisis ekonomi digunakan fungsi produksi, fungsi keuntungan, dan fungsi biaya. Ketiganya bersifat dual artinya setiap fungsi produksi dapat diperoleh dari fungsi keuntungan dan fungsi biaya. Model fungsi produksi bernjak dari suatu anggapan bahwa jumlah produksi dapat dijelaskan dengan baik oleh faktor-faktor produksi yang digunakan dengan suatu jenis fungsi tertentu.

Dalam kasus komoditas padi/gabah, petani padi dalam memilih jenis tanaman padi yang akan diusahakan disamping bergantung pada hasil yang diharapkan dari tanaman padi tersebut juga memperhitungkan biaya kesempatan (*opportunity cost*) yang ditimbulkan karena tidak menanam tanaman lain, misalnya: tebu dan atau jagung. Sementara itu, hasil pendapatan petani padi juga merupakan persamaan identitas yang diperoleh dari

hasil perkalian antara kuantitas produksi padi dengan harga gabah.

$$TR = Q_{GB} P_{GB} \quad (8)$$

Dimana,

TR = Total pendapatan (*revenue*) petani.

Q_{GB} = Produksi padi.

P_{GB} = Harga gabah di tingkat petani.

Luas areal tanam padi yang diusahakan petani bisa saja ditanami tebu dan atau jagung karena kedua komoditas yang disebutkan tadi lebih menguntungkan daripada menanam padi. Dengan mengasumsikan bahwa tanaman lain seperti: tebu atau jagung merupakan produk yang bersaing, maka faktor produksi yang dimiliki petani mempunyai alternatif untuk memproduksi kedua komoditas tersebut (padi atau tebu dan padi atau jagung). Keterkaitan keduanya dapat digambarkan dalam kurva kemungkinan produksi (*production possibility curve*).

Dengan sejumlah faktor produksi yang dimilikinya, maka petani padi dapat memproduksi berbagai alternatif produksi maksimal pada kurva kemungkinan produksi. Kurva kemungkinan produksi tersebut dapat dirumuskan sebagai:

$$A^0 = f(Q_{GB}, Q_{TB}) \quad (9)$$

Dimana,

A^0 = Faktor produksi yang diusahakan petani (luas areal).

Q_{GB} = Produksi padi.

Q_{TB} = Produksi tebu.

Debertin (1986) menyatakan bahwa teori ekonomi produksi pertanian memfokuskan pada situasi pengambilan keputusan yang dilakukan produsen pertanian, yaitu menentukan berapa banyak produksi yang harus dihasilkan untuk memaksimalkan pendapatan usahatani.

Permintaan faktor produksi dapat diturunkan dari fungsi produksi. Penentuan keputusan produksi dapat didasarkan atas pilihan: (1) meminimumkan biaya pada target produksi tertentu; dan (2) memaksimalkan produksi pada ketersediaan biaya tertentu. Kedua pilihan itu ditujukan untuk mencapai keuntungan maksimum, dan hasil pemecahan persoalannya akan sama, yang mana fungsi

keuntungan: (Handerson and Quandt, 1980: 74-80; Beattie and Taylor, 1985: 100-112).

Keuntungan akan mencapai maksimum jika turunan pertama dari fungsi keuntungan tersebut sama dengan nol, sehingga:

$$\begin{aligned} \pi &= P_{GB}Q_{GB} - P_X X \\ \partial\pi/\partial X &= P_{GB} \partial Q_{GB}/\partial X - P_X \partial X/\partial X = 0 \\ P_{GB} \partial Q_{GB}/\partial X &= P_X \\ P_{GB}MP_X &= P_X \end{aligned} \quad (10)$$

Dimana,

P_{GB} = Harga gabah.

MP_X = Produk marginal (*marginal productivity*).

P_X = Harga faktor produksi.

Ini berarti bahwa produsen akan mencapai keseimbangan yang mana nilai produk marginal dari input yang digunakan sama dengan harga inputnya, sehingga permintaan faktor produksi atau input (dalam hal ini areal) dapat direpresentasikan oleh harga input dan harga output dan dirumuskan sebagai berikut:

$$A_{PD} = f(P_{GB}, P_{TB}, P_{JG}, P_X) \quad (11)$$

Dimana,

A_{PD} = Luas areal panen padi.

P_{GB} = Harga gabah.

P_{TB} = Harga tebu.

P_{JG} = Harga jagung.

P_X = Harga faktor produksi.

Karena $Q_{GB} = A_{PD} Y_{PD}$, sedangkan produktivitas ditentukan oleh faktor input seperti: ketersediaan air, pupuk dan pesetisida, dan teknologi serta iklim cuaca. Dengan demikian, produksi padi merupakan fungsi dari harga gabah, harga tebu, harga jagung, harga pupuk urea, dan jumlah pupuk urea, rasio luas lahan sawah irigrasi yang ditanami paditerhadap total luas panen yang dirumuskan sebagai berikut:

$$Q_{GB} = f(P_{GB}, P_{TB}, P_{JG}, P_{UREA}, Z_{UREA}, R_{AIR}) \quad (12)$$

Dimana,

Q_{GB} = Produksi padi.

P_{GB} = Harga gabah.

P_{TB} = Harga tebu.

P_{JG} = Harga jagung.

P_{UREA} = Harga pupuk urea.

Z_{UREA} = Jumlah penggunaan pupuk urea.

R_{AIR} = Rasio luas lahan sawah irigrasi yang ditanami padi terhadap total luas panen.

2. Sistem Penawaran Dinamik (*Dynamic Supply System*)

Tommek and Robinson (1972) banyak menggunakan konsep penawaran berkaitan dengan kebijakan harga. Dalam jangka waktu yang sangat pendek (*very short run*) hasil pertanian yang diproduksi mengalami masa panen dan jika diasumsikan tidak terdapat stok atau tidak ada impor dan karena sifat hasil pertanian tidak tahan lama, maka fungsi penawarannya berbentuk garis vertikal (*in elastic* sempurna), kenaikan harga tidak akan menaikkan jumlah penawaran sampai musim panen berikutnya tiba. Dengan demikian semakin bertambahnya faktor waktu memungkinkan petani untuk mengadakan respon terhadap perubahan harga. Salah satu sebab dari fluktuasi tersebut adalah adanya reaksi yang “terlambat” dari produsen terhadap harga (Tommek and Robinson, 1972; Labys, 1973; Nicholson 1978; Boediono, 1980). Respon perubahan penawaran akibat perubahan harga produk pertanian tidak dapat terjadi seketika. Penyesuaiannya mengalami kelambanan sebab jumlah barang yang akan ditawarkan (sebagai akibat perubahan harga) baru akan betul-betul direlisisir pada musim panen yang akan datang.

Labys (1973) seperti yang dikutip oleh Rahayu (2008) menjelaskan bahwa perkembangan pendekatan ini berawal dari aplikasi terhadap tanaman yang ditanam secara tahunan dan Nerlove telah mengembangkan secara luas pada perluasan model ini, dilanjutkan penelitian oleh Behrman (1971), kemudian Fischer (1996) dan Temin. Penjelasan respon penawaran dalam penyesuaian dimulai dari ketentuan bahwa produsen mengantisipasi apa yang diharapkan dari perencanaan jangka panjang atau tingkat keseimbangan penawaran. Keinginan penawaran dapat dijelaskan dengan:

$$q_t^* = a_0 + a_1 p_t^* + a_2 z_t \quad (13)$$

yang mana, q_t^* adalah penawaran yang diinginkan, p_t^* adalah harga komoditas yang

diharapkan mendatang, dan z_t adalah faktor eksogen. Penyesuaian dinamis dikenalkan dengan asumsi bahwa penawaran tidak dapat menyesuaikan seketika dengan kondisi ekonomi baru sampai tingkat perencanaan yang ingin dicapai untuk periode yang sama. Perubahan aktual penawaran pada waktu t hanya sebuah δ dari perubahan keseimbangan penawaran yang direncanakan, sehingga:

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q_t^* - q_{t-1}) \quad (14)$$

yang mana, δ merupakan koefisien penyesuaian (*coefficient of adjustment*) yang mengukur kecepatan penyesuaian antara penawaran aktual dengan respon terhadap faktor-faktor yang mempengaruhi penawaran yang direncanakan. Seringkali faktor yang dimasukkan secara eksplisit dalam persamaan dinyatakan dengan w_t yang merefleksikan ekologi, teknologi atau pengaruh ekonomi lainnya, sehingga dapat dituliskan:

$$q_t - q_{t-1} = \delta(q_t^* - q_{t-1}) + a_3 w_t \quad (15)$$

Kombinasi persamaan (14) dan (15) menghasilkan persamaan yang variabel-variabelnya hanya mencerminkan bentuk aktualnya atau secara statistik dapat diamati:

$$q_t = \delta a_0 + \delta a_1 p_t^* + \delta a_2 z_t + \delta a_3 w_t + (1 - \delta) q_{t-1} \quad (16)$$

Dari persamaan diatas, untuk variabel harga harus berada di kiri, maka Nerlove membuat indikasi bahwa produsen diasumsikan membuat perkiraan variabel harga yang ditunjukkan dalam model perkiraan atau equivalen ketidakpastian dan model yang sederhana adalah harga perkiraan sama dengan harga aktual sebelumnya, yang dirumuskan:

$$q_t = \delta a_0 + \delta a_1 p_{t-1} + \delta a_2 z_t + \delta a_3 w_t + (1 - \delta) q_{t-1} \quad (17)$$

Untuk estimasi bentuk diatas dapat disederhanakan menjadi:

$$q_t = b_0 + b_1 p_{t-1} + b_2 z_t + b_3 w_t + b_4 q_{t-1} \quad (18)$$

Selama perbedaan q_t dan q_t^* dapat diinterpretasikan sebagai perbedaan penyesuaian penawaran jangka pendek dan

jangka panjang, hasil yang ditemukan dari persamaan (38) atau versi serupa dapat diinterpretasikan rumus elastisitas jangka pendek dan jangka panjang pada harga dan variabel lain:

$$n E_p(SR) = b_1(\bar{p}_{t-1}/\bar{q}) \quad (19)$$

$$E_p(LR) = E_p(SR)/\delta \quad (20)$$

Analog dari persamaan (18) yang dimasukkan kedalam persamaan (12), maka bentuk persamaan tersebut yang sudah mengadopsi sistem penawaran dinamis adalah:

$$Q_t^{GB} = b_0 + b_1 P_{t-1}^{GB} + b_2 P_t^{TB} + b_3 P_t^{JG} + b_4 P_t^{UREA} + b_5 Z_t^{UREA} + b_6 R_{AIR} + b_7 Q_{t-1}^{GB} + U_t \quad (21)$$

Dimana,

Q_t^{GB} = Produksi padi pada tahun t .

Q_{t-1}^{GB} = Produksi padi pada tahun $t-1$.

P_{t-1}^{GB} = Harga gabah pada tahun $t-1$.

P_t^{TB} = Harga tebu pada tahun t .

P_t^{JG} = Harga jagung pada tahun t .

P_t^{UREA} = Harga pupuk urea pada tahun t .

Z_t^{UREA} = Jumlah penggunaan pupuk urea pada tahun t .

R_{AIR} = Rasio luas lahan sawah irigrasi yang ditanami padi terhadap total luas panen.

Lebih lanjut model persamaan (21) dikategorikan sebagai model PAM (*Partial Adjustment Model*). Dalam model regresi persamaan (21) berubah menjadi:

$$Q_t^{GB} = b_0 + b_1 P_{t-1}^{GB} + b_2 P_t^{PTB} + b_3 P_t^{PJG} + b_4 P_t^{UREA} + b_5 Z_t^{UREA} + b_6 R_{AIR} \quad (22)$$

Model analisis penelitian menggunakan model perilaku produsen yang menjelaskan efek perubahan produksi padi akibat kebijakan harga dasar gabah yang dinaikan oleh pemerintah.

3. Model Produksi Padi Domestik

Model perilaku produsen merupakan model penawaran beras domestik. Aplikasinya diproksi dengan model produksi padi domestik karena petani sesungguhnya tidak langsung menghasilkan beras melainkan padi sebagai bahan baku beras.

Rahayu (2008) menyatakan bahwa perilaku produksi padi domestik dipengaruhi oleh kebijakan harga secara eksogen antara lain oleh kebijakan harga dasar sebagai proksi kebijakan harga output. Harga input (pupuk) sebagai proksi kebijakan harga untuk subsidi input. Selain itu juga dipengaruhi oleh faktor-faktor produksi yang direpresentasikan kedalam harga faktor produksi.

Faktor produksi tidak semuanya diproksi dengan harga seperti teknologi dan iklim/cuaca serta ketersediaan air yang diproksi dengan luasan lahan irigasi atau ratio luas lahan irigasi terhadap total lahan sawah yang ditanami gabah (Tsuji dan Darwanto, 1993).

Produksi padi domestik merupakan fungsi dari harga produsen gabah, harga produsen jagung, harga produsen tebu harga pupuk urea dan penggunaan pupuk urea serta persentasi lahan irigasi sebagai proksi dari faktor input produksi.

$$PGD = f(HPG;HPJ;HPT;HPU;PPU;PLI)$$

Dimana:

PGD = produksi padi domestik.

HPG = harga produsen gabah.

HPT = harga produsen tebu.

HPU = harga pupuk urea.

PPU = penggunaa pupuk urea.

PLI = proporsi lahan irigasi.

Model empirik produksi padi menggunakan model regresi 2 SLS *partial adjustment model (PAM)* log linear produksi padi domestik:

$$\begin{aligned} \ln PGD_t = & a_{10} + a_{11} \ln Est(HPG)_{t-1} \\ & + a_{12} \ln HPJ_t + a_{13} \ln HPT_t \\ & + a_{14} \ln HPU_t + a_{15} \ln PPU_t \\ & + a_{16} \ln PLI_t + a_{17} \ln PGD_{t-1} \\ & + e_{1t} \end{aligned}$$

Regresi model produksi padi domestik tidak bisa diperoleh langsung dari regresi OLS, melainkan dengan regresi 2SLS untuk memperoleh parameter yang tidak bias (unbiased estimator), ini dikarenakan variabel endogen harga dasar gabah secara simultan mempengaruhi harga produsen gabah yang juga merupakan variabel eksogen dari produksi padi domestik. Pada model persamaan simultan, penggunaan

metode OLS untuk mengestimasi persamaan simultan akan diperoleh parameter yang bias. Kondisi ini dinamakan bias persamaan simultan, karena menghasilkan estimator yang tidak konsisten (Gujarati, 2004; Pindyck and Rubinfeld, 1991).

Atas dasar itu, maka pertama kali dilakukan estimasi regresi OLS PAM log linier harga produsen gabah, Selanjutnya hasil estimasi dari regresi ini digunakan sebagai variable eksogen dalam regresi model produksi padi domestik.

4. Model Harga Produsen Gabah

Model empirik harga produsen gabah merupakan fungsi dari harga dasar gabah, produksi padi domestik, harga beras dunia, dan marjin perdagangan beras.

$$HPG = f(HDG;PGD;HBD;MPB)$$

Dimana:

HPG = harga produsen gabah.

HDG = harga dasar gabah.

PGD = produksi padi domestik.

HBD = harga beras dunia.

MPB = marjin perdagangan beras.

Model Regresi OLS *partial adjustment model (PAM)* log linear harga produsen gabah:

$$\begin{aligned} \ln HPG_t = & b_{10} + b_{11} \ln HDG + b_{12} \ln PGD \\ & + b_{13} \ln HBD + b_{14} \ln HPG_{t-1} + e_{2t} \end{aligned}$$

5. Pengujian Validitas Model

Untuk menjamin validitas regresi 2SLS PAM log linier produksi padi domestik, selain diuji dengan nilai statistik F dan diuji dengan statistik student-t, maka perlu diuji dengan uji endogenitas terhadap kebebasan variabel endogen harga produsen gabah terhadap variabel endogen produksi padi domestik.

Uji endogenitas dilakukan dengan uji Hausman yaitu uji signifikansi independensi residu dari variabel endogen harga produsen gabah (Theta1) dan residu dari variabel endogen produksi padi domestik (Theta2) yang dinyatakan dalam pernyataan hipotesis sebagai berikut:

H₀: Theta1 dan Theta2 tidak saling bebas

H₁: Theta1 dan Theta2 saling bebas

Dengan menggunakan statistik uji probabilitas kesalahan tingkat 1 (α) pada tingkat kepercayaan (1- α), untuk memutuskan apakah Theta1 dan Theta2 saling bebas, yaitu:

Jika $(\alpha/2) < 2,5\%$ maka H_0 ditolak atau H_1 diterima pada tingkat kepercayaan 95%.

Uji validitas model regresi persamaan simultan juga dilakukan terhadap kasus autokorelasi, yaitu menggunakan uji statistik d dari Durbin Watson dengan kriteria: (1) $1,65 < DW < 2,35$ yang artinya tidak terjadi autokorelasi; (2) $1,21 < DW < 1,65$ atau $2,35 < DW < 2,79$ yang artinya tidak dapat disimpulkan; dan (3) $DW < 1,21$ atau $DW > 2,79$ yang artinya terjadi autokorelasi. Jika terjadi autokorelasi maka berimplikasi model yang dibentuk tidak handal dalam

menjelaskan hubungan dampak kebijakan harga terhadap produksi padi domestik.

Selain uji homoskedastisitas, kriteria statistik yang sering digunakan untuk validasi nilai pendugaan model ekonometrika, antara lain adalah kesalahan rata-ran kuadrat terkecil atau *root mean square percent error* (RMSPE).

PEMBAHASAN HASIL

A. Analisis Dampak Kebijakan Harga Dasar Gabah terhadap Perilaku Petani dalam Produksi Padi Domestik

Estimasi regresi OLS PAM log linier harga produsen gabah dapat dilihat pada Tabel 1 berikut.

Table 1. Estimasi regresi OLS PAM log linear Harga Produsen Gabah.

Variabel	Notasi	Unstandardized Coefficients		Student-t	Probabilitas (α)
		B	Std. Error		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstanta	(Constant)	-3.166	3.080	-1.028	0.313
Harga Dasar Gabah	LNHDG	0.180	0.212	0.851	0.403
Harga Beras Dunia	LNHBD	0.102	0.102	1.002	0.326
Produksi Padi Domestik	LNPGD	0.262	0.219	1.198	0.242
Harga Produsen Gabah lag 1 tahun.	LNHPGY-1	0.420*	0.218	1.925	0.065

Jumlah sampel observasi = 31 tahun periode observasi. Nilai R-Square = 0.733 Nilai Statistik F = 17.803 Nilai Durbin Waston (DW) = 1.531 Nilai RMSPE = .0216. Variabel bebas: LNHPG.

Sumber: Analisis Data 2018.

Keterangan: ***) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 99%.

***) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 95%.

*) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 90%.

Dari informasi pada Tabel 1, diketahui bahwa model harga produsen gabah memiliki koefisien determinasi (*R-Square*) 0,733 dan nilai statistik F adalah 17,803 dengan nilai probabilitas $\alpha = 0,000$. Ini berarti bahwa tingkat variasi dari variabel bebas secara bersama-sama dapat menjelaskan variabel tak bebas dari harga

produsen gabah sebesar 73,3% pada tingkat kepercayaan 99%.

Uji signifikansi secara parsial dengan uji t-statistik terhadap variabel bebas sebagai faktor model harga produsen gabah dan arah koefisien regresi dapat dilihat pada Tabel 2.

Tabel 2. Uji signifikansi terhadap koefisien regresi dari model Harga Produsen Gabah.

Variabel	Arah Koefisien Regresi Teoritis	Pengujian Koefisien Regresi
(1)	(2)	(3)
1. Harga Dasar Gabah	Positif	Tidak Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
2. Harga Beras Dunia	Positif	Tidak Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
3. Produksi Padi Domestik	Negatif	Tidak Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$

Sumber: Analisis Data 2018.

Oleh karena telah terjadi multi kolinearitas, regresi OLS PAM log linier harga produsen gabah dioperasikan ulang dengan melibatkan hanya satu variabel bebas harga dasar gabah sesuai tujuan

penelitian untuk melihat dampak kebijakan harga dasar gabah. Estimasi OLS PAM regresi log linier harga produsen dapat dilihat pada Tabel 3 di bawah ini:

Table 3. Estimasi regresi OLS PAM log linear Harga Produsen Gabah.

Variabel	Notasi	Unstandardized Coefficients		Student- t	Probabilitas (α)
		B	Std. Error		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstanta	(Constant)	0.546	0.555	0.984	0.333
Harga Dasar Gabah	LNGFP	0.349**	0.167	2.094	0.045
Harga Produsen gabah lag 1 tahun.	LNGPPY-1	0.546*	0.198	2.754	0.010

Jumlah sampel observasi = 31 tahun periode observasi. Nilai *R-Square* = 0.711 Nilai Statistik F = 34.498 Nilai Durbin Waston (DW) = 1.492 Nilai RMSPE = 0,0216. Variabel bebas: LNHPG.

Sumber: Analisis Data 2018.

Keterangan: ***) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 99%.

**) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 95%.

*) Signifikansi pada tingkat kepercayaan 90%.

Dari informasi pada Tabel 3, diketahui bahwa model harga produsen gabah memiliki koefisien determinasi (*R-Square*) 0,711 dan statistik F adalah 34,498 dengan nilai probabilitas $\alpha = 0,000$. Ini berarti bahwa tingkat variasi dari variabel bebas secara bersama-sama dapat menjelaskan variabel tak bebas harga produsen gabah sebesar 71,1% pada tingkat kepercayaan 99%.

Uji validitas model harga produsen gabah selain menggunakan uji statistik student-t juga perlu diuji korelasi serial melalui uji statistik Durbin Waston (DW). Model ini memiliki nilai statistik DW =

1,492 berada pada interval $1,21 < DW < 1,65$ yang berarti tidak dapat disimpulkan, tetapi karena nilai *R-Square* < DW, maka tidak patut terjadi regresi palsu. Ini berarti bahwa kita tidak memiliki bukti yang cukup untuk menyatakan bahwa telah terjadi regresi palsu atau terdapat autokorelasi.

Selain uji validitas model juga perlu diuji validitas nilai pendugaan model dengan nilai uji statistik *root mean square percent error (RMSPE)*. Dari informasi pada Tabel 5 diketahui bahwa regresi OLS PAM log linear harga produsen gabah memiliki nilai statistik RMSPE sebesar 0,0216 yang berarti persentase deviasi nilai variabel tak bebas

hasil estimasi dari aliran nilai aktualnya relatif kecil yaitu sebesar 2,16 persen atau dengan kata lain tingkat reliabilitas regresi OLS PAM log linier harga produsen gabah cukup bagus.

Dari hasil uji validitas model harga produsen gabah, dapat disimpulkan bahwa

model analisis elastisitas harga dasar gabah terhadap harga produsen gabah valid baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang seperti yang tercantum pada Tabel 4 di bawah ini:

Table 4. Elastisitas Harga Dasar Gabah terhadap Harga Produsen Gabah.

Variabel	Notasi	Elastisitas	
		Jangka Pendek	Jangka Panjang
(1)	(2)	(3)	(4)
1. Harga Dasar Gabah	HDG	0.349	0.349/0.454 *) = 0.769

Source: Data Analysis 2018.

Information: *) nilai 0.454 koefisien kecepatan penyesuaian yang diperoleh dari (1- 0,546). Sedangkan nilai 0.546 adalah koefisien regresi dari variabel endogenus harga produsen gabah lag 1 tahun (lihat Tabel 3).

Dari informasi pada Tabel 4 diketahui bahwa nilai elastisitas harga dasar gabah terhadap harga produsen gabah dalam jangka pendek adalah 0,349 dan dalam jangka panjang tercatat sebesar 0,769. Ini berarti bahwa jika variabel bebas lainnya yang mempengaruhi harga produsen gabah dianggap konstan dan berlaku *ceteris paribus* maka setiap kenaikan harga dasar gabah sebesar 10% dapat memicu kenaikan harga produsen gabah dalam jangka pendek

sebesar 3,49%, sementara dalam jangka panjang sebesar 7,69%. Secara umum dapat dikatakan bahwa perubahan harga dasar gabah dalam menjelaskan harga produsen gabah cukup elastis dalam jangka pendek, dan lebih elastis dalam jangka panjang. Selanjutnya estimasi regresi 2SLS PAM log linier produksi padi domestik dapat dilihat pada Tabel 5 berikut.

Table 5. Estimation regresi 2SLS PAM log linear Produksi Padi Domestik.

Variabel	Notasi	Unstandardized Coeff.		Student-t	Probabilitas (α)
		B	Std.Error		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Konstanta	(Constant)	-0.840	2.834	-0.296	0.770
Estimasi Harga Produsen gabah Lag 1 tahun	LNSTHPGY1	0.098*	0.051	1.942	0.064
Harga Produsen Jagung	LNHPJ	0.067	0.071	0.952	0.351
Harga Produsen Tebu	LHPT	-0.017	0.078	-0.219	0.829
Harga Pupuk Urea	LNHPU	-0.092**	0.041	-2.282	0.032
Pemakaian Pupuk Urea	LNPPU	0.151	0.204	0.743	0.465
Persentase Lahan Irigasi	LNPLI	0.197	0.142	1.385	0.179
Produksi padi Domestik lag 1 tahun	LNPGDY1	0.856***	0.068	12.566	0.000

Jumlah sampel observasi = 31 tahun periode observasi. Nilai R-Square = 0.981 Nilai Statistik F = 170.672 Nilai Durbin Waston (DW) = 2.408 Nilai RMSPE = 0,00161. Variabel bebas:LNPGD.

Sumber: Analisis Data 2018.

Keterangan: ***) Signifikansi pada taraf kepercayaan 99 %.

**) Signifikansi pada taraf kepercayaan 95%.

*) Signifikansi pada taraf kepercayaan 90%.

Uji signifikansi secara parsial dengan uji t-statistik terhadap variabel bebas sebagai faktor model produksi padi domestik dan

arah koefisien regresi dapat dilihat pada Tabel 6.

Table 6. Uji signifikansi terhadap koefisien regresi dari model Produksi Padi Domestik.

Variabel	Arah Koefisien Regresi Teoritis	Pengujian Koefisien Regresi
(1)	(2)	(3)
1. Estimasi Harga Produsen gabah	Positif	Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
2. Harga Produsen Jagung	Negatif	Tidak Signifikan Negatif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
3. Harga Produsen Tebu	Negatif	Tidak Signifikan Negatif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
4. Harga Pupuk Urea	Negatif	Signifikan Negatif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
5. Pemakaian Pupuk Urea	Positif	Tidak Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$
6. Persentase Lahan Irigasi	Positif	Tidak Signifikan Positif pada tingkat kesalahan $\alpha = 10\%$

Sumber: Analisis Data 2018.

Untuk menjamin validitas regresi 2SLS PAM log linier produksi padi domestik, selain diuji dengan nilai statistik F dan diuji dengan statistik student-t, maka perlu diuji dengan pengujian endogenitas terhadap kebebasan variabel endogen harga produsen gabah terhadap variabel endogen produksi padi domestik.

Pengujian endogenitas dilakukan untuk menentukan signifikansi independensi residual dari variabel endogen harga produsen gabah (Theta1) dan residual variabel endogen produksi padi domestik (Theta2).

Hasil uji endogeneity dengan statistik uji Hausman dapat dilihat pada Tabel 7 berikut:

Table 7. Hasil uji korelasi residual variabel endogen Harga Produsen Gabah and Produksi Padi Domestik.

<i>Correlations</i>		
	<i>Unstandardized Residual Theta1</i>	<i>Unstandardized Residual Theta2</i>
<i>Unstandardized Residual Theta1</i>	1	-0.049
<i>Unstandardized Residual Theta2</i>		0.794

Sumber: Data Analysis 2018.

Dari informasi pada Tabel 7 diketahui bahwa meskipun ada korelasi antara Theta1 dan Theta2 -0,049 tetapi t probabilitas tingkat kesalahan (α) tercatat sebesar 0,794. Ini

berarti kita tidak memiliki cukup bukti yang cukup untuk menyatakan ada korelasi antara Theta1 dan Theta2 pada tingkat signifikansi (α) 2,5% dengan tingkat kepercayaan 95%. Dengan demikian Regresi 2 SLS PAM log linier produksi padi domestik selanjutnya dapat digunakan untuk menganalisis elastisitas harga produsen gabah terhadap produksi padi domestik baik untuk jangka pendek dan panjang.

Validitas model produksi padi domestik selain diuji dengan uji statistik F dan uji statistik student-t, juga perlu dilakukan pengujian serial korelasi dengan uji statistik Durbin Weston (DW). Model ini memiliki nilai statistik DW = 2,408 berada pada interval $2,35 < DW < 2,79$ yang berarti tidak dapat disimpulkan. Tetapi karena nilai statistik *R-Square* < DW artinya tidak seharusnya mencurigai terjadi regresi palsu atau serial korelasi (autokorelasi). Ini berarti bahwa kita tidak memiliki bukti yang cukup untuk menyatakan bahwa telah terjadi regresi palsu atau autokorelasi.

Selain diuji validitas model juga perlu diuji validitas nilai pendugaan model dengan nilai uji statistik *root mean square percent error (RMSPE)*. Dari informasi pada Tabel 7 diketahui bahwa regresi 2SLS PAM regresi log linier produksi padi domestik memiliki nilai RMSPE 0,00161 yang berarti bahwa persentase penyimpangan dari variabel tak bebas dari hasil estimasi terhadap nilai aktualnya relatif kecil yaitu sama dengan 0,161 persen atau dengan kata lain bahwa

reliabilitas regresi 2SLS PAM log linier produksi padi domestik sangat baik.

Dari hasil uji validitas dan reliabilitas model produksi padi domestik memberikan kesimpulan valid dan reliabel untuk analisis elastisitas harga produsen gabah lag 1 tahun,

harga dasar gabah dan harga pupuk urea terhadap produksi padi domestik baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang seperti yang ditunjukkan pada Tabel 8:

Table 8. Elastisitas Harga Produsen Gabah lag 1 tahun, Harga Dasar Gabah dan Harga Pupuk Urea terhadap Produksi Padi Domestik.

Variabel	Notasi	Elastisitas	
		Jangka Pendek	Jangka Panjang
(1)		(2)	(3)
1. Harga Produsen Gabah lag 1 tahun	EST GPPY1	0.098	$0.098/0.144^{*}) = 0.681$
2. Harga Dasar Gabah	GFP	$0.349 \times 0.098 = 0.0342$	$0.769 \times 0.681 = 0.5237$
3. Harga Pupuk Urea	UFP	- 0.092	$- 0.092/0.144^{*}) = -0.6388$

Sumber: Analisis Data 2018.

Keterangan: *) Nilai 0.144 adalah kecepatan koefisien penyesuaian yang diperoleh dari (1-0.856). Sedangkan nilai 0.856 adalah koefisien regresi dari variabel endogenus produksi padi domestik lag 1 tahun (lihat Tabel 5).

Dari informasi pada Tabel 8 diketahui bahwa nilai elastisitas harga produsen gabah lag 1 tahun terhadap produksi padi domestik dalam jangka pendek adalah 0,098 dan dalam jangka panjang sebesar 0,681. Ini berarti bahwa jika variabel bebas lainnya yang mempengaruhi produksi padi domestik dianggap konstan dan berlaku *ceteris paribus* maka setiap kenaikan harga produsen gabah lag 1 tahun sebesar 10% dapat memicu kenaikan produksi padi domestik dalam jangka pendek sebesar 0,98%, sementara dalam jangka panjang sebesar 6,81%. Secara umum dapat dikatakan bahwa perubahan harga produsen gabah lag 1 tahun dalam menjelaskan harga padi domestik tidak elastis, tetapi cukup elastis dalam jangka panjang.

Nilai elastisitas harga pupuk urea dalam jangka pendek adalah - 0,092 dalam jangka panjang sebesar dan - 0,6388. Ini berarti bahwa jika variabel bebas lainnya yang mempengaruhi produksi padi domestik dianggap konstan dan berlaku *ceteris paribus* maka kenaikan harga pupuk urea sebesar 10% dapat memicu penurunan produksi padi domestik dalam jangka pendek sebesar 0,92%, sementara dalam jangka panjang sebesar 6,388%. Secara umum dapat dikatakan bahwa perubahan

harga pupuk urea dalam menjelaskan produksi pupuk domestik tidak elastis dalam jangka pendek, tetapi cukup elastis dalam jangka panjang.

Elastisitas harga dasar gabah terhadap harga produsen gabah dalam jangka pendek adalah 0,349 (lihat Tabel 10). Atas dasar itu, dalam jangka pendek, elastisitas harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik adalah $(0,349 \times 0,098 = 0,0342)$. Sedangkan dalam jangka panjang sebesar $(0,769 \times 0,681 = 0,5237)$. Ini berarti bahwa jika variabel bebas lainnya yang mempengaruhi produksi padi domestik dianggap konstan dan berlaku *ceteris paribus*, maka setiap kenaikan harga dasar gabah sebesar 10% dapat menyebabkan kenaikan produksi padi domestik dalam jangka pendek sebesar 0,342% sementara dalam jangka panjang sebesar 5,237%. Secara umum dapat dikatakan bahwa perubahan harga dasar gabah dalam menjelaskan produksi padi domestik tidak elastis dalam jangka pendek tetapi cukup elastis dalam jangka panjang.

Rendahnya nilai elastisitas karena pemerintah kurang perhatian dalam meningkatkan pendapatan petani sebaliknya lebih berpihak kepada konsumen yang dipicu pemerintah melakukan impor beras dengan harga yang lebih murah.

Rendahnya peningkatan produksi padi ketika pendapatan petani meningkat dampak dari kebijakan harga, karena umumnya petani Indonesia adalah petani subsisten sehingga alih-alih melakukan investasi perluasan areal tanam, justru digunakan untuk memenuhi kebutuhan konsumsinya.

Rendahnya elastisitas harga dasar gabah terhadap produksi padi domestik dalam jangka pendek (0,0342) tidak berbeda dengan temuan Baharumsyah (1991), dengan nilai elastisitas 0,03 akan tetapi tidak signifikan pada tingkat kesalahan 5 persen. Namun, elastisitas jangka panjang 0,5237 lebih tinggi daripada temuan Baharumsyah yang tercatat 0,11.

Temuan serupa yang disarankan oleh Kwang (1996) dimana perubahan harga pembelian beras pemerintah tidak elastis terhadap produksi beras, meskipun perubahan harga dalam pembelian beras pemerintah cukup elastis dalam menjelaskan pendapatan petani sebesar 1,854 persen.

Swastika (1999) menemukan nilai elastisitas harga gabah dalam meningkatkan produksi padi domestik juga rendah sebesar 0,13. Bertentangan dengan hasil Kwang (1996) studi oleh Rahayu (2008) menemukan bukti bahwa kebijakan harga memiliki efek negatif yang signifikan terhadap kesejahteraan petani padi, tetapi sebaliknya kebijakan harga memiliki efek positif pada produksi padi domestik.

Rahayu (2008) menghasilkan nilai elastisitas harga gabah pada respon luas panen sebesar 0,19, sedangkan nilai elastisitas harga dasar gabah pada respon produktivitas sebesar 0,065. Mulayana (1998) menemukan bukti berbeda yang menunjukkan respon yang tidak memadai terhadap perubahan beras harga dasar gabah pada perilaku luas areal panen padi di semua area produksi. Begitu pula produktivitas sawah di semua daerah produksi.

KESIMPULAN DAN REKOMENDASI

1. Kesimpulan

Hasil penelitian memberikan kesimpulan sebagai berikut:

- (a) Harga dasar gabah memiliki efek positif yang signifikan terhadap produksi padi dengan elastisitas 0,034 dalam jangka

pendek, tetapi jauh lebih tinggi dalam jangka panjang, 0,524.

- (b) Rendahnya nilai elastisitas patut diduga karena pemerintah kurang perhatian dalam meningkatkan insentif pendapatan kepada petani sebaliknya lebih berpihak kepada konsumen yang dipicu pemerintah melakukan impor beras dengan harga yang lebih murah.
- (c) Rendahnya peningkatan produksi padi ketika pendapatan petani meningkat dampak dari kebijakan harga, karena umumnya petani Indonesia adalah petani subsisten sehingga alih-alih melakukan investasi perluasan areal tanam, justru digunakan untuk memenuhi kebutuhan konsumsinya.

2. Rekomendasi

- (a) Kebijakan harga dasar gabah harus dipertahankan dan ditingkatkan melalui fleksibilitas dukungan APBN kepada BULOG dengan upaya perbaikan mekanisme pembelian padi tidak hanya dari pihak ketiga (pemasok BULOG dari sektor swasta) melainkan juga dari hasil panen petani.
- (b) Pemerintah sepatutnya memberikan dukungan penuh terhadap peningkatan pendapatan petani guna memperkuat komitmen peningkatan ketahanan pangan dan sekaligus penegakkan kedaulatan pangan.
- (c) Pemerintah wajib mengkompensasi kenaikan harga beras akibat naiknya harga produsen gabah dampak kenaikan harga dasar gabah, terutama pada sasaran target kelompok masyarakat miskin melalui pemberian subsidi beras miskin (Raskin) dan atau bantuan beras untuk keluarga pra sejahtera (Rastra), sehingga tidak menimbulkan gejolak keresahan sosial.

Pemerintah tidak hanya menetapkan kebijakan harga dasar gabah saja melainkan mengkombinasikannya dengan kebijakan non-harga berupa subsidi pupuk, bantuan alat produksi pertanian dan benih serta perbaikan infra struktur pertanian.

DAFTAR PUSTAKA

Baharumsyah, A.Z. 1991. "A Model for Rice and Wheat Economy in Malaysia:

- An Empirical Assessment of Alternative Specification.” *Pertanika*. 14 (3): 383-391.
- Beattie, B.R. and Taylor, C.R. 1985. *The Economics of Production*. Newyork: John Willey & Sons.
- Behrman, J.R. (1971). “Econometric Simulations of the World Rubber Market.” In L.R.Klein(ed) *Essays in Industrial Econometrics*, Vol III., Philadelphia: Wharton School.
- Boediono, 1980. *Synopsis Pengantar Ilmu Ekonomi. Bagian Satu (Teori Ekonomi Mikro)*. Yogyakarta: BPFE-UGM.
- Debertin, D.L. 1986. *Agricultural Production Economics*. Upper Saddle River, N.J. USA 07458: Macmillan Publishing Company.
- Gillis, M., Perkins, D., Roemer, M. and Snodgrass, D. 1996. *Economics of Development*. New York, London: W.W. Norton & Company, Inc.
- Gujarati, Damodar N. 2004. *Basic Econometrics*. Fourth Edition. Singapore: McGraw-Hill International Book Company.
- Handerson, L.M. and Quandt, R.E. 1980. *Microeconomic Theory: A Mathematical Approach*. Third Edition. Singapore: McGraw-Hill International Book Company.
- Labys, W. 1973. *Dynamic Commodity Models, Specification, Estimation and Simulation*. Lexington Massachusetts, Toronto, London: Lexington Book DC Health and Company.
- Fischer, D. H. And Temin (1996). *The Great Wave: Price Revolutions and the Rhythm of History*. New York: Oxford University Press.
- Kwang, MA Dong Cho.1996. “Economic Analysis of The Government Pricing Program for Rice in South Korea.” *A Dissertation in Agricultral Economics*. Submitted to the Graduate Faculty of Texas Tech University inPartial Fulfillment ofthe Requirements forthe Degree of Doctor of Philosophy.
- Nicholson, W. 1978. *Microeconomic Theory*. Illinois: The Dryden Press.
- Pindyck, R.S and D.L. Rubinfeld. 2001. *Microeconomics*. Fifth Edition. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Rahayu, E.S. 2008. “Analisis Dampak Kebijakan Harga Terhadap Kesejahteraan Petani Padi di Indonesia.” *Disertasi Doktor*. Universitas Gadjah Mada, Yogyakarta. (Unpublished).
- Rahayu, E.S. 2011. *Kebijakan Harga dan Kesejahteraan Petani (Aplikasi Ekonomi Mikro)*. Solo: UPT Penerbitan dan Percetakan UNS (UNS Press) dan Fakultas Pertanian UNS.
- Simatupang, P. 1988. “Metode Analisa Ekonomi Produksi, Konsumsi, Pendapatan dan Alokasi Tenaga Kerja Keluarga Tani.” *Prosiding Patanas Perubahan Ekonomi Pedesaan*. PPAE. Bogor: 26-50.
- Swastika, D.K.S. 1999. “Penerapan Model Dinamis dalam Sistem Penawaran dan Permintaan Beras di Indonesia.” *Jurnal Informatika Pertanian*. 8: 29-38.
- Timmer, C.P. 1991. *The Role of the State in Agricultural Development in Agriculture and State (Growth, Employment and Poverty in Developing Countries)*. Ithaca and London: Cornell University Press.
- Timmer, C.P. 2004. “Food Security in Indonesia: Current Challenges and the Long-Run Outlook.” *Center for Global Development*. Working Paper Number 48 November 2004.
- Tommek, W.G. and Robinson, K.L. 1972. *Agricultural Product Prices*. Second Edition. Ithaca and London: Cornell University Press.

ANALISIS PERBANDINGAN PENGARUH MODAL DAN TENAGA KERJA TERHADAP PERTUMBUHAN EKONOMI ANTAR TIPE KLASIFIKASI KABUPATEN/KOTA

Sein Religi¹ dan Dewi Purwanti²

¹Badan Pusat Statistik Minahasa Utara, ²Politeknik Statistika STIS
e-mail: ¹sein.religi@bps.go.id, ²dewip@stis.ac.id

Abstrak

Perbedaan dalam mengelola sumber daya dan kemampuan daerah di berbagai kabupaten/kota di Pulau Jawa telah menyebabkan terjadinya perbedaan pembangunan. Beberapa permasalahan pada sumber daya tersebut yaitu sebagai berikut: 1) *flypaper effect* pada belanja modal pemerintah daerah 2) tenaga kerja dengan pendidikan rendah yang kurang terserap di dunia kerja 3) Penanaman Modal Asing (PMA) yang terpusat di wilayah tertentu. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis pengaruh belanja modal pemerintah, tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah, tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1 dan Penanaman Modal Asing (PMA) antar tipe klasifikasi kabupaten/kota di Pulau Jawa. Tipe klasifikasi kabupaten/kota ditentukan dari analisis tipologi klassen. Metode analisis yang digunakan adalah regresi data panel *Fixed Effect Model cross section weight* dengan *robust coefficient covariance cross section SUR* (PCSE). Hasil penelitian menunjukkan bahwa belanja modal pemerintah dan PMA berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 (pendapatan perkapita di atas median dengan pertumbuhan ekonomi diatas median) dan tipe 4 (pendapatan perkapita di bawah median dan pertumbuhan ekonomi di bawah median). Tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1 berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 (pendapatan perkapita di atas median dengan pertumbuhan ekonomi di atas median). Tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah tidak berpengaruh signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di tiap tipe kabupaten/kota.

Kata kunci : belanja modal, tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah, tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1, PMA, tipe klasifikasi kabupaten/kota

Abstract

Differences in managing the resources and capabilities of the regions in various districts/cities in Java has led to differences in development. Some of the problems in these resources are as follows: 1) flypaper effect on local government capital expenditure 2) labor with low education that is not absorbed in the work 3) Foreign Direct Investment concentrated in certain areas. This study aims to analyze comparison effect of government capital expenditure, labor with less than or equal to high school graduates, labor with more than or equal to diploma 1 graduates, and foreign capital on economic growth between type classification of district/city in Java Island. Type classification of district/city was determined by tipologi klassen analysis. This study use a regression panel data Fixed Effect Model cross section weight with robust coefficient covariance cross section SUR (PCSE). The research concludes that government capital expenditure and foreign capital have a significant and positive impact on economic growth in type 1 district/city (income per capita and economic growth above median) and type 4 (income per capita and economic growth below median). Labor with more than or equal to diploma 1 graduates have a significant and positive impact on economic growth in type 1 district/city (income per capita and economic growth above median). Labor with less than or equal to highschool graduates have not a significant impact on economic growth in every type classification of district/city.

Keywords : capital expenditure, labor with less than or equal to highschool graduates, labor with more than or equal to diploma 1 graduates, foreign capital, economic growth, type classification of district/city

PENDAHULUAN

Perbedaan dalam mengelola sumber daya dan kemampuan daerah di berbagai kabupaten/kota di Pulau Jawa telah menyebabkan terjadinya perbedaan pembangunan. Semenjak digulirkannya desentralisasi fiskal sebagai bagian dari penerapan otonomi daerah, pemerintah pusat senantiasa memfasilitasi pemerintah daerah berupa transfer dana. Transfer dana tersebut diantaranya adalah Dana Alokasi Umum (DAU) yang merupakan dana yang bersumber dari pendapatan APBN yang dialokasikan untuk pemerataan kemampuan keuangan antar daerah dalam rangka pelaksanaan desentralisasi. DAU sebagai bagian dari desentralisasi fiskal menjadi motivasi bagi daerah tersebut untuk menggali potensi-potensi yang dimiliki dan meningkatkan kemandirian dalam pendanaan daerah berupa peningkatan PAD. Namun pada kenyataannya, DAU masih mendominasi penerimaan daerah dan peningkatannya lebih tinggi daripada PAD. Hal tersebut dikhawatirkan akan membuat pemerintah daerah lebih mengandalkan DAU daripada mengupayakan peningkatan PAD. Kondisi dimana pemerintah daerah yang lebih mengandalkan transfer DAU daripada PAD biasa disebut dengan *flypaper effect*. Di Indonesia, beberapa penelitian tentang *flypaper effect* di berbagai daerah menghasilkan berbagai kesimpulan yang tidak hanya terjadi pada daerah tertinggal namun di daerah makmur juga mengalami *flypaper effect*. Pulau Jawa yang memiliki karakteristik pertumbuhan ekonomi bervariasi dan memiliki kapasitas fiskal tinggi ternyata juga mengalami *flypaper effect* (Religi, 2015).

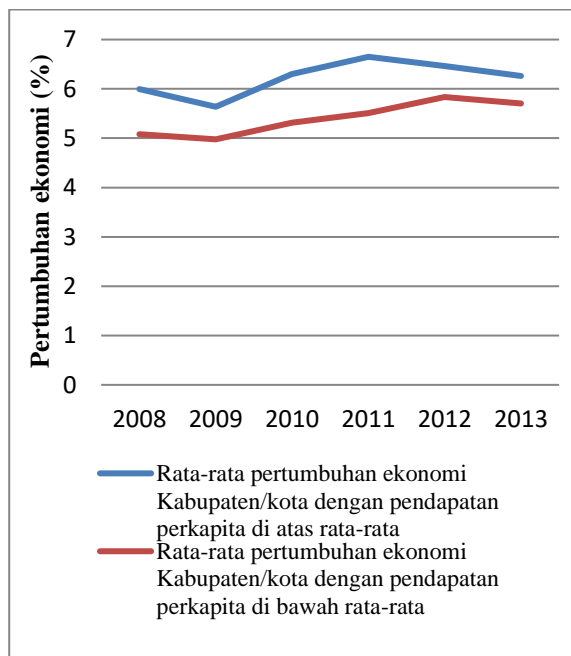
Pembentukan modal, tenaga kerja, dan kemajuan teknologi merupakan faktor penentu dalam fungsi pembentukan *output* yang berperan besar dalam pertumbuhan ekonomi. Salah satu faktor yang membentuk modal adalah belanja modal oleh pemerintah. Kontribusi belanja modal yang terdiri dari belanja tanah, belanja peralatan dan mesin, belanja gedung dan bangunan, belanja jalan, irigasi dan jaringan, dan belanja aset tetap lainnya akan menarik investor untuk dapat berinvestasi di daerah

sehingga dapat mempercepat pertumbuhan ekonomi di berbagai sektor, dan secara khusus memperluas lapangan usaha dan menurunkan tingkat pengangguran. Investasi berupa Penanaman Modal Asing (PMA) dapat membentuk modal atau tenaga kerja. Namun demikian, investasi langsung berupa PMA masih terpusat di wilayah-wilayah tertentu di Pulau Jawa. Menurut data BKPM, Kabupaten Bekasi memiliki jumlah PMA tertinggi sebesar 17 persen selama 2001-2013, sedangkan jumlah PMA di 93 kabupaten/kota lainnya hanya sebesar 7 persen dari 110 kabupaten/kota di Pulau Jawa.

Kualitas tenaga kerja berperan besar dalam peningkatan pertumbuhan ekonomi. Tenaga kerja sebagai salah satu faktor produksi, peranannya dipengaruhi oleh ketrampilan, tingkat pendidikan, dan daya kreasi yang dimiliki oleh tenaga kerja tersebut. Semakin tinggi tenaga kerja yang memiliki kemampuan maka akan cenderung meningkatkan produktivitasnya. Meningkatnya produktivitas tenaga kerja akan menyebabkan meningkatnya output yang dihasilkan dan mendorong pertumbuhan ekonomi. Terdapat perbedaan jumlah dan pertumbuhan orang yang bekerja berdasarkan lulusan terakhir yang ditamatkan. Meskipun jumlah orang yang bekerja masih didominasi oleh lulusan SMA sederajat ke bawah, namun pertumbuhannya dari tahun 2008-2013 hanya sebesar 2,28 persen. Hal ini menunjukkan bahwa lulusan SMA sederajat ke bawah kurang terserap di dunia kerja. Hal yang berbeda ditunjukkan oleh lulusan pendidikan tinggi yang mengalami pertumbuhan sebesar 20,39 persen meskipun jumlahnya tidak sebanyak lulusan SMA sederajat ke bawah.

Ada dua masalah utama dalam pembangunan ekonomi nasional selama ini. Pertama adalah semua kegiatan ekonomi hanya terpusat pada satu titik daerah saja. Kedua adalah tidak terjadi efek menetes ke bawah (*trickle down effect*) yaitu pembangunan di suatu daerah tidak memberi efek kepada daerah di sekitarnya. Pembangunan ekonomi nasional yang memusatkan pembangunan di suatu daerah khususnya kabupaten/kota diharapkan

mampu memberi efek kepada kabupaten/kota di sekitarnya atau sering disebut *trickle down effect*. Namun di kabupaten/kota di Pulau Jawa masih terdapat kabupaten/kota dengan PDRB perkapita rendah dengan pertumbuhan ekonominya juga rendah. Jika keadaan ini terus dibiarkan maka daerah miskin akan semakin tertinggal karena adanya *unbalance growth*. Hal ini didukung dari data yang tersajikan pada grafik 1 untuk melihat bagaimana kondisi pembangunan ekonomi kabupaten/kota di Pulau Jawa.



Sumber: BPS

Gambar 1. Rata-rata pertumbuhan ekonomi di atas dan di bawah rata-rata pendapatan perkapita kabupaten/kota di Pulau Jawa

Rata-rata pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota dengan pendapatan perkapita di bawah rata-rata lebih rendah daripada rata-rata pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota dengan pendapatan perkapita di atas rata-rata. Perbedaan ini tentunya dipengaruhi oleh perbedaan sumber daya yang dimiliki setiap daerah dan kemampuan daerah untuk mengelola sumber daya tersebut. Sehingga dibutuhkannya suatu langkah konkrit dengan mengidentifikasi dan memberi kebijakan terhadap faktor-faktor yang memengaruhi pertumbuhan ekonomi agar pertumbuhan ekonomi antar kabupaten/kota tidak mengalami ketimpangan dengan

mempertimbangkan karakteristik kabupaten/kota.

Berdasarkan rumusan masalah di atas, maka tujuan dari penelitian ini adalah menggambarkan perekonomian di tiap tipe klasifikasi kabupaten/kota dan menganalisis pengaruh belanja modal pemerintah, tenaga kerja, dan Penanaman Modal Asing (PMA) terhadap pertumbuhan ekonomi di masing-masing tipe klasifikasi kabupaten/kota di Pulau Jawa periode 2008-2013. Pengklasifikasian kabupaten/kota di penelitian ini mempunyai tujuan agar lebih melihat besarnya pengaruh di di masing-masing kondisi atau karakteristik daerah berdasarkan klasifikasinya. Sistematika penulisan ini terdiri dari pendahuluan berisi latar belakang, identifikasi masalah, dan tujuan penelitian; metodologi yang berisi tinjauan referensi dan alat analisis yang digunakan untuk menjawab tujuan penelitian; hasil dan pembahasan; serta kesimpulan dan saran yang bisa dihasilkan dari penelitian ini.

METODOLOGI

A. Tinjauan Referensi

Pertumbuhan Ekonomi

Teori Pertumbuhan ekonomi Solow-Swan (Neo – Klasik)

Mankiw (2010) menyatakan bahwa salah satu model pengukuran teori pertumbuhan ekonomi yang sering digunakan adalah pengukuran berdasarkan pendekatan teori pertumbuhan ekonomi Solow-Swan, yaitu suatu persamaan yang melibatkan hubungan antara tingkat output dengan tingkat input (*capital and labour*). Menurut teori ini, pertumbuhan ekonomi tergantung pada penambahan penyediaan faktor-faktor produksi dan tingkat kemajuan teknologi. Berdasarkan penelitiannya, Solow (1957) dalam Mankiw (2010) mengatakan bahwa peran dari kemajuan teknologi di dalam pertumbuhan ekonomi sangat tinggi. Pandangan teori ini didasarkan kepada anggapan yang mendasari analisis klasik, yaitu perekonomian akan tetap mengalami tingkat pengerjaan penuh (*full employment*) dan kapasitas peralatan modal akan tetap sepenuhnya digunakan sepanjang waktu. Dengan kata lain, sampai dimana perekonomian akan berkembang tergantung

pada penambahan penduduk, akumulasi modal, dan kemajuan teknologi. Solow memulai dengan fungsi produksi Cobb-Douglas sederhana:

$$Y = F(K,L)$$

Keterangan: Y = Jumlah Produksi
K = Akumulasi Modal
L = Tenaga Kerja

dan juga menambahkan faktor teknologi (A) yang di-attach terhadap tenaga kerja sehingga fungsi produksi dalam bentuk dinamis menjadi:

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t)$$

Penggunaan teknologi yang diinteraksikan dengan tenaga kerja ($A_t L_t$) disebut pekerja efektif. Model pertumbuhan Solow mengimplikasikan bahwa ekonomi akan menuju *steady state* yang dijelaskan oleh *diminishing marginal product*, situasi ketika output per pekerja dan modal konstan. Pertumbuhan output per pekerja ditentukan hanya oleh kemajuan teknologi. Sedangkan investasi menyediakan modal untuk pekerja baru dan untuk menggantikan mesin yang telah aus yang besarnya sama dengan tabungan yang dihasilkan oleh perekonomian. Sehingga tingkat pertumbuhan jumlah output yang dihasilkan adalah jumlah dari tingkat kemajuan teknologi dan pertumbuhan penduduk.

Tipologi Klaassen

Arsyad (2010) menyatakan bahwa Klaassen (1965) menganggap daerah sebagai mikrokosmos yang diskrit yaitu daerah ekonomi yang dapat dipahami melalui studi tentang besaran-besaran ekonominya. Klaassen mengajukan suatu teknik sederhana dengan membandingkan tingkat dan laju pertumbuhan pendapatan suatu daerah tertentu dengan tingkat dan laju pendapatan nasional.

Putri (2014) melakukan penelitian berjudul *Pengaruh Investasi, Tenaga kerja, Belanja Modal, dan Infrastruktur terhadap Pertumbuhan Ekonomi Pulau Jawa*. Analisis menggunakan data panel pada periode 2007-2011. Hasil analisis menunjukkan bahwa investasi domestik, pengeluaran modal tenaga kerja, dan

infrastruktur berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi.

Tabel 1. Klasifikasi tipologi Klaassen

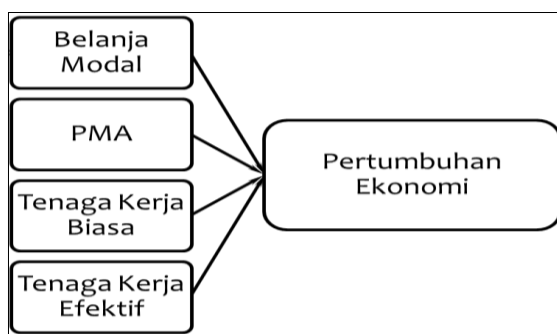
Pertumbuhan ekonomi daerah dibandingkan dengan nasional	Tingkat pendapatan per kapita daerah dibandingkan nasional	
	Tinggi (+)	Rendah (-)
Tinggi (+)	Tipe I Daerah Makmur	Tipe II Daerah tertinggal dalam proses membangun
Rendah (-)	Tipe III Daerah makmur yang sedang menurun	Tipe IV Daerah tertinggal

Sumber: Arsyad (2010)

Saputra (2016) melakukan penelitian yang berjudul *Analisis Pertumbuhan Ekonomi dan Tingkat Ketimpangan antar Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Barat* dengan menggunakan analisis Indeks Williamson, Location Quotients, Shift Share dan Tipologi Klassen. Hasil analisis Tipologi Klassen, Provinsi Jawa Barat diklasifikasikan menjadi empat kategori: daerah maju dan cepat tumbuh, daerah berkembang cepat tapi tidak maju, daerah maju tapi tertekan daerah tertekan, dan daerah yang tertinggal. Berdasarkan Indeks Williamson, ketimpangan antar kabupaten/kota di provinsi Jawa Barat sangat tinggi.

Berdasarkan kajian teori sebelumnya, pertumbuhan ekonomi dipengaruhi oleh akumulasi modal, tenaga kerja, kemajuan teknologi. Akumulasi modal di penelitian ini adalah belanja modal pemerintah dan Penanaman Modal Asing (PMA). Tenaga kerja dalam penelitian ini ada dua yaitu tenaga kerja biasa dan tenaga kerja efektif. Dari dua jenis tenaga kerja tersebut yang membedakan antara keduanya adalah dalam hal penggunaan teknologi. Tenaga kerja efektif dipandang lebih mampu dalam menggunakan kemajuan teknologi daripada tenaga kerja biasa. Dalam upaya mengenali sebuah karakteristik wilayah maka pengaruh-pengaruh pertumbuhan ekonomi tersebut dilihat di tiap tipe klasifikasi

berdasarkan tipologi klaassen. Berikut adalah kerangka pikir dari penelitian ini.



Gambar 2. Kerangka pikir

Hipotesis penelitian yang diajukan dalam penelitian ini yaitu belanja modal, Penanaman Modal Asing (PMA), tenaga kerja biasa, dan tenaga kerja efektif berpengaruh positif terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota di Pulau Jawa.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini antara lain pertumbuhan ekonomi, belanja modal, dan tenaga kerja. Pertumbuhan ekonomi merupakan perkembangan kegiatan ekonomi yang dilihat dari persentase peningkatan PDRB atas dasar harga konstan tahun 2000 kabupaten/kota dalam satuan miliar rupiah. Belanja modal adalah pengeluaran pemerintah daerah untuk kegiatan pemerintahan, seperti dalam bentuk tanah, peralatan dan mesin, gedung dan bangunan, jalan, irigasi dan jaringan, dan aset tetap lainnya dalam satuan jutaan rupiah. Tenaga kerja biasa adalah jumlah penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja menghasilkan barang dan atau jasa baik untuk memenuhi kebutuhan sendiri maupun untuk masyarakat dengan pendidikan terakhir yang ditamatkan SMA sederajat, SMP sederajat, SD sederajat, tidak/belum tamat SD, dan tidak/belum pernah sekolah. Tenaga kerja efektif adalah jumlah penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja menghasilkan barang dan atau jasa baik untuk memenuhi kebutuhan sendiri maupun untuk masyarakat dengan pendidikan terakhir yang ditamatkan D1, D2, D3, D4, S1, S2, dan S3. Penanaman Modal Asing (PMA) adalah investasi yang diberikan untuk kabupaten/kota dari investor luar negeri dalam satuan miliar rupiah.

B. Metode Analisis

Penelitian ini menggunakan data panel pada kabupaten/kota di Pulau Jawa dengan keseluruhan populasi diambil menjadi sampel dengan mengeluarkan kabupaten/kota di Jakarta karena merupakan ibukota negara yang mendapatkan perlakuan khusus dan menggabungkan data-data Kabupaten Pangandaran, Kota Serang, dan Kota Tangerang Selatan yang mengalami pemekaran ke kabupaten/kota induknya sehingga total kabupaten/kota di dalam penelitian ini adalah 110 kabupaten/kota. Data panel yang diambil yaitu pada tahun 2008-2013. Dalam penelitian ini menggunakan model dengan variabel dependen adalah pertumbuhan ekonomi dengan variabel independennya adalah belanja modal, tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah, tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1, dan PMA. Data-data tersebut diperoleh dari BPS, Direktorat Jenderal Perimbangan Keuangan, dan Badan Koordinasi Penanaman Modal (BKPM).

Secara teoritis, ada beberapa keuntungan yang dapat diperoleh dalam menggunakan data panel. Menurut Baltagi (2005), keuntungan menggunakan data panel dibandingkan dengan data *time series* atau data *cross section* adalah sebagai berikut:

1. Data panel dapat mengakomodasi heterogenitas dengan memasukkan unsur heterogenitas individu kedalam perhitungan.
2. Dengan mengombinasikan data deret waktu dan data *cross section*, data panel memberikan data yang lebih informatif, lebih bervariasi, dapat mengurangi kolinearitas antar peubah, memperbesar derajat kebebasan, dan lebih efisien.
3. Dengan menggunakan *cross section* yang berulang-ulang dari tahun ke tahun, maka dapat dipelajari suatu bentuk perubahan yang dinamis.
4. Data panel dapat mendeteksi dan mengukur efek suatu peubah terhadap peubah lainnya dengan lebih baik daripada hanya dengan menggunakan data deret waktu atau *cross section*.

5. Data panel dapat digunakan untuk mempelajari model perilaku (*behavioral model*) yang lebih kompleks.
6. Data panel dapat mengurangi bias yang mungkin terjadi bila kita mengagregasi individu-individu kedalam agregasi yang lebih luas.

Secara umum model regresi data panel adalah sebagai berikut (Gujarati dan Porter, 2009):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

Ket.: Y = Variabel dependen
 X = Variabel independen
 α_i = efek individu
 ε_{it} = error pada individu i waktu t
 i = kabupaten/kota ke-i
 t = periode waktu ke-t

Dalam analisis data panel dilakukan pemilihan model terbaik antara CEM, FEM, dan REM. Untuk memilih model terbaik antara CEM dan FEM, maka digunakan uji Chow. Apabila hasil uji Chow menunjukkan model FEM yang lebih baik, maka dilanjutkan dengan uji Hausman untuk memilih model terbaik antara REM dengan FEM. Namun apabila hasil uji Chow menunjukkan model CEM lebih baik, maka dilanjutkan dengan uji Breussch-Pagan Lagrange Multiplier (BPLM) untuk memilih model terbaik antara REM dengan CEM.

Selanjutnya dilakukan pengujian struktur varians-covarians residual dan pengujian ada tidaknya *cross sectional correlation* (Greene, 2003). Kedua pengujian ini dilakukan apabila pada tahap sebelumnya model yang terpilih adalah FEM dan CEM, sedangkan apabila model yang terpilih adalah REM, maka dilanjutkan dengan pengujian asumsi klasik. Untuk melakukan pengujian struktur varians-covarians residual digunakan uji LM, sedangkan untuk menguji ada tidaknya *cross sectional correlation* digunakan uji λ LM. Jika hasil uji LM menunjukkan struktur varians-covarians residual bersifat homoskedastik, maka metode estimasi yang digunakan adalah OLS. Namun jika struktur varians-covarians residual bersifat heteroskedastik, maka dilanjutkan dengan uji λ LM. Jika hasil uji λ LM menunjukkan

tidak ada *cross sectional correlation*, maka metode estimasi yang digunakan adalah Weighted Least Square atau *Generalized Least Square* (GLS). Namun jika hasilnya menunjukkan ada *cross sectional correlation*, maka metode estimasi yang digunakan adalah *Feasible Generalized Least Square* (FGLS). Setelah diperoleh model terbaik serta metode estimasi yang sesuai, maka dilanjutkan pada pengujian asumsi pada model yang terbentuk. Apabila metode estimasi yang digunakan adalah *Ordinary Least Square* (OLS), maka pengujian asumsi klasik yang harus dilakukan adalah uji normalitas, homoskedastisitas, non-multikolinearitas, dan non-autokorelasi. Sedangkan apabila metode estimasi yang digunakan adalah GLS/FGLS, maka asumsi klasik yang harus dipenuhi hanya normalitas dan non-multikolinearitas. Hal ini karena pada metode estimasi GLS/FGLS telah mengakomodasi permasalahan heteroskedastis dan autokorelasi (Gujarati & Porter, 2009).

Model yang telah memenuhi asumsi klasik kemudian dilakukan evaluasi model. Untuk mengevaluasi suatu model, dapat dilakukan dengan memperhatikan signifikansi estimator, koefisien determinasi (goodness of fit), serta kesesuaian arah variabel terhadap teori ekonomi yang telah ada. Untuk menguji signifikansi estimator dapat digunakan uji F untuk melihat signifikansi parameter secara simultan dan juga uji t untuk melihat signifikansi parameter secara parsial. Selanjutnya, untuk mengukur kesesuaian dari suatu model regresi, maka dapat digunakan koefisien determinasi (R^2), dimana pada penelitian ini menggunakan *Adjusted R²* karena nilainya telah disesuaikan dengan derajat bebasnya.

Model penelitian ini adalah sebagai berikut:

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln BM_{it} + \beta_2 \ln PMA_{it} + \beta_3 \ln E_{it} + \beta_4 \ln L_{it} + \varepsilon_{it}$$

Keterangan:

$\ln Y$ = logaritma natural dari PDRB ADHK
 $\ln BM$ = logaritma natural dari belanja modal

$\ln PMA$ = logaritma natural dari Penanaman Modal Asing

$\ln E$ = logaritma natural dari tenaga kerja dengan tamatan minimal diploma 1

$\ln L$ = logaritma natural dari tenaga kerja dengan tamatan SMA ke bawah

ε_{it} = error pada individu i waktu t

i = kabupaten/kota ke- i

t = periode waktu ke- t

Penentuan tipe klasifikasi tipologi klaassen dalam penelitian ini menggunakan median dari pendapatan perkapita dan pertumbuhan ekonomi. Sehingga dengan menggunakan cara tersebut kabupaten/kota terbagi menjadi empat tipe klasifikasi. Empat tipe klasifikasi kabupaten/kota adalah sebagai berikut:

- Kabupaten/kota tipe 1 adalah kabupaten/kota dengan pendapatan perkapita di atas median dengan pertumbuhan ekonomi di atas median yang diasumsikan sebagai kabupaten/kota yang makmur.
- Kabupaten/kota tipe 2 adalah kabupaten/kota dengan pendapatan perkapita di bawah median dengan pertumbuhan ekonomi di atas median yang diasumsikan sebagai kabupaten/kota yang tertinggal dalam proses membangun.
- Kabupaten/kota tipe 3 adalah kabupaten/kota dengan pendapatan perkapita di atas median dengan pertumbuhan ekonomi di bawah median yang diasumsikan sebagai kabupaten/kota yang makmur yang sedang menurun.

Kabupaten/kota tipe 4 adalah pendapatan perkapita di bawah median dan pertumbuhan ekonomi di bawah median yang diasumsikan sebagai kabupaten/kota yang tertinggal dengan pembangunan ekonomi yang tidak maksimal.

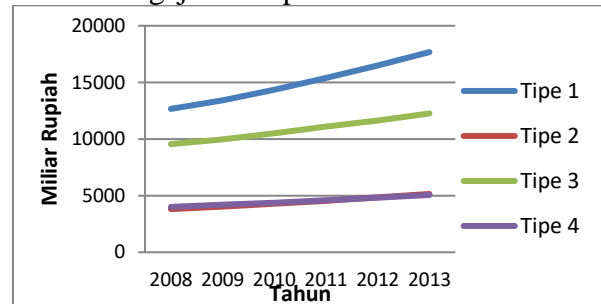
HASIL DAN PEMBAHASAN

Gambaran Perekonomian di Tiap Tipe Kabupaten/kota

Hasil dari analisis tipologi klaassen yaitu dari 110 kabupaten/kota di Pulau Jawa sebagian besar kota di Pulau Jawa digolongkan daerah makmur. Hanya empat

kota yang digolongkan daerah tertinggal yaitu Kota Depok, Kota Banjar, Kota Salatiga, dan Kota Tegal. Daerah tertinggal didominasi oleh wilayah kabupaten. Hal ini menunjukkan bahwa kegiatan ekonomi masih terpusat pada daerah kota.

PDRB ADHK dapat menggambarkan perkembangan kemampuan suatu daerah untuk mengelola sumber daya yang dimilikinya. PDRB ADHK kabupaten/kota makmur (tipe 1 dan 3) lebih tinggi daripada kabupaten/kota tertinggal (tipe 2 dan 4). PDRB ADHK di tiap tipe kabupaten/kota mengalami peningkatan yang menggambarkan kondisi perekonomian di Jawa semakin membaik namun peningkatan PDRB ADHK di kabupaten/kota makmur lebih tinggi daripada kabupaten/kota tertinggal di tiap tahunnya mengakibatkan selisih PDRB ADHK semakin melebar antara kabupaten/kota makmur dan tertinggal meskipun terdapat kabupaten/kota tertinggal yang mempunyai laju pertumbuhan tinggi namun itu belum cukup untuk mengejar kabupaten/kota makmur.



Sumber: data BPS (diolah)

Gambar 3. Rata-rata PDRB ADHK di tiap tipe kabupaten/kota

Estimasi Model Regresi Data Panel

Penelitian ini menggunakan analisis regresi data panel yang dilakukan di masing-masing tipe klasifikasi kabupaten/kota. Ada tiga model analisis data panel, yaitu: *Common Effect Model* (CEM), *Fixed Effect Model* (FEM), atau *Random Effect Model* (REM). Dari ketiga model estimasi tersebut akan dipilih model estimasi terbaik. Secara formal, untuk menentukan model estimasi terbaik dari tiga model tersebut perlu dilakukan beberapa prosedur pengujian, yaitu uji Chow, uji LM, dan uji Hausman. Selanjutnya, dari model yang terpilih dilakukan uji varians-kovarians residual

untuk melihat struktur varians-kovarians bersifat homoskedastik, heteroskedastis ada *cross sectional correlation*, atau heteroskedastis tidak ada *cross sectional correlation*.

Untuk menguji kesesuaian atau kebaikan model dari tiga metode pada teknik pendugaan data panel digunakan uji Chow dan uji Hausman. Uji Chow dilakukan untuk memilih CEM atau FEM. Hasil perhitungan di tiap tipe dari model menunjukkan *probability* lebih kecil dari $\alpha = 0,01$ sehingga keputusan yang diambil yaitu menolak hipotesis nol dengan kesimpulan FEM lebih baik digunakan daripada CEM. Uji Hausman dilakukan untuk memilih FEM atau REM. Hasil perhitungan menunjukkan *probability* lebih kecil dari $\alpha = 0,01$ sehingga keputusan yang diambil yaitu menolak hipotesis nol dengan kesimpulan FEM lebih baik digunakan daripada REM pada penelitian ini.

Dari keseluruhan persamaan yang terpilih adalah FEM, maka langkah selanjutnya yang harus dilakukan yaitu melakukan pengujian struktur varians-kovarians residual model terpilih. Berdasarkan hasil perhitungan yang dilakukan dengan menggunakan uji LM (*Lagrange Multiplier*), nilai LM statistik menunjukkan lebih besar dari nilai titik kritisnya LM, sehingga keputusan yang diambil yaitu tolak hipotesis nol, yang berarti struktur varians-kovarians residual bersifat heteroskedastik. Kemudian FEM dengan struktur varians-kovarians residual yang bersifat heteroskedastik akan diuji untuk mengetahui apakah model menggunakan estimator struktur heteroskedastik tanpa *cross sectional correlation* atau estimator struktur heteroskedastik dan ada *cross sectional correlation*.

Berdasarkan hasil perhitungan yang telah dilakukan pada matriks korelasi residual, diperoleh nilai LM statistik lebih besar dari pada titik kritis sehingga keputusan yang diambil adalah menolak hipotesis nol. Hal ini menunjukkan bahwa struktur varians-kovarians bersifat heteroskedastik dan ada *cross sectional correlation*. Dapat disimpulkan bahwa pada

tingkat kepercayaan 99 persen, estimasi model terbaik adalah *Seemingly Unrelated Regression* (SUR) dengan metode estimasi MLE. Dengan penggunaan metode SUR maka kekhawatiran akan masalah autokorelasi dan heteroskedastik menjadi tidak berarti. Hal tersebut dikarenakan model *fixed effects* dengan metode MLE telah mengakomodir masalah tersebut. Namun karena jumlah individu lebih banyak dari pada jumlah periode waktu penelitian, maka penggunaan langsung estimator dengan penimbang SUR tidak bisa dilakukan sehingga penimbang GLS yang digunakan yaitu *cross section weight* untuk mengakomodir masalah struktur varians-kovarians residual yang bersifat heteroskedastik. Untuk mengakomodir masalah adanya *cross sectional correlation* maka digunakan *robust coefficient covariances* dengan metode *cross section SUR* (PCSE). Berdasarkan model yang memenuhi asumsi normalitas maka penelitian ini hanya akan membandingkan hasil persamaan untuk tiga tipe klasifikasi kabupaten/kota yaitu tipe 1, tipe 2, dan tipe 4.

Tabel 2. Hasil estimasi

Variabel	Dependen variabel: LnY		
	Koefisien		
	Daerah Makmur	Daerah Tertinggal	
	Pertumbuhan ekonomi tinggi	Pertumbuhan ekonomi tinggi	Pertumbuhan ekonomi rendah
	Tipe 1	Tipe 2	Tipe 4
C	7,460*	7,147*	6,132*
LnBM	0,192*	0,126	0,099*
LnPMA	0,010*	0,007	0,007*
LnE	0,096*	0,112	0,019
LnL	-0,141	-0,120	0,056
<i>Adj. R-squared</i>	0,994817	0,971073	0,987215
<i>F-statistic</i>	1031,113	181,8415	415,3807
<i>Prob(F-statistic)</i>	0,000000	0,000000	0,000000

Sumber: Hasil Pengolahan Data dengan eviws 8

Nilai *Adjusted R-Square* menunjukkan seberapa mampu model menjelaskan variasi dari variabel dependen. Uji kebaikan model (*goodness of fit test*) dapat dinilai dari *Adjusted R-Square*. Makin tinggi nilai

Adjusted R-Square model lebih dapat menjelaskan variasi dari pertumbuhan ekonomi. Nilai *Adjusted R-Square* sebesar 99,48 persen; 97,11 persen; dan 98,72 persen di masing-masing tipe kabupaten/kota 1, 2, dan 4. Di tiap tipe kabupaten/kota nilai *Adjusted R-Square* tinggi dan relatif sama yang menjelaskan model dapat menjelaskan variasi dari pertumbuhan ekonomi dengan baik dan relatif sama di tiap tipe kabupaten/kota. Nilai *F-statistic* signifikan pada taraf uji 1 persen untuk model di tiap tipe kabupaten/kota. Hal ini berarti bahwa secara simultan variabel-variabel independen yang digunakan dalam model bersama-sama mempunyai pengaruh signifikan terhadap perubahan belanja modal atau minimal ada satu variabel independen yang berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen.

Belanja modal pemerintah dan PMA berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 dan 4. Ketika belanja modal naik 1 persen maka akan menaikkan pertumbuhan ekonomi kabupaten/kota tipe 1 dan 4 sebesar 0,192 persen dan 0,099 persen dengan asumsi *ceteris paribus*. Belanja modal dan PMA berpengaruh lebih tinggi terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota makmur dengan pertumbuhan ekonomi tinggi (tipe 1) daripada di kabupaten/kota tertinggal dengan pertumbuhan ekonomi rendah (tipe 4). Hasil ini menguatkan penelitian Putri (2014) yang menyimpulkan bahwa belanja modal berpengaruh terhadap pertumbuhan ekonomi di Pulau Jawa. Hasil penelitian ini memperjelas hasil tersebut dengan menyimpulkan bahwa dampak signifikan belanja modal ke pertumbuhan ekonomi adalah di kabupaten/kota makmur (tipe 1) dan kabupaten tertinggal (tipe 4). Melihat dari aspek ketimpangan ekonomi antar kabupaten yang sangat tinggi yang dikemukakan oleh Saputra (2016) maka akan lebih baik mengutamakan belanja modal di kabupaten/kota tertinggal (tipe 4) daripada di kabupaten/kota makmur (tipe 1).

Tenaga kerja lulusan minimal diploma 1 berdampak positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1. Tenaga kerja dengan lulusan minimal

diploma 1 terbukti secara statistik mampu meningkatkan pertumbuhan ekonomi hanya di kabupaten/kota makmur dengan pertumbuhan ekonomi tinggi. Kenaikan 1 persen tenaga kerja efektif akan meningkatkan pertumbuhan ekonomi sebesar 0,096 persen di kabupaten/kota tipe 1 dengan asumsi *ceteris paribus*. Kabupaten/kota tipe 1 mampu memperdayakan tenaga kerja efektif dengan sebaik-baiknya untuk meningkatkan pertumbuhan ekonomi.

KESIMPULAN DAN SARAN

Kesimpulan

Penelitian ini berkontribusi dalam melihat pengaruh dari modal dan tenaga kerja terhadap pertumbuhan ekonomi dengan mempertimbangkan klasifikasi kabupaten/kota. Hal ini diharapkan dapat berkontribusi dalam melakukan langkah yang efektif dalam mengejar pertumbuhan ekonomi sesuai dengan karakteristik kabupaten/kota. Belanja modal pemerintah dan PMA berpengaruh positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1 dan 4. Karena sama-sama berdampak signifikan maka pemerintah lebih baik mengutamakan belanja modal di kabupaten/kota tertinggal (tipe 4) daripada di kabupaten/kota makmur (tipe 1). Selain itu, peningkatan pertumbuhan ekonomi juga perlu melihat kualitas dari tenaga kerja sehingga akan memberikan langkah yang tepat untuk menentukan kebijakan karena pendidikan dari tenaga kerja mempunyai pengaruh berbeda di antara kabupaten/kota makmur dan tertinggal. Tenaga kerja lulusan minimal diploma 1 berdampak positif dan signifikan terhadap pertumbuhan ekonomi di kabupaten/kota tipe 1. Hal ini berarti kabupaten/kota tipe 1 mampu memperdayakan tenaga kerja efektif dengan sebaik-baiknya untuk meningkatkan pertumbuhan ekonomi.

Saran

Berdasarkan kesimpulan penelitian, maka beberapa saran yang disampaikan oleh penulis yaitu:

1. Supaya kegiatan perekonomian tidak terjadi ketimpangan yang semakin lebar

antara kabupaten makmur dan tertinggal, maka perlunya pembangunan sarana prasarana di kabupaten/kota tertinggal. Sarana untuk kemudahan akses (bandara, pelabuhan, dan jalan raya), listrik, teknologi, pendidikan, dan kesehatan untuk meningkatkan kualitas dan memperlancar kegiatan masyarakat. Selanjutnya setelah sarana prasarana telah membaik, pemerintah pusat memfokuskan penyaluran PMA untuk membangun daerah tertinggal.

2. Untuk meningkatkan pertumbuhan ekonomi di Pulau Jawa, pemerintah sebaiknya meningkatkan kualitas tenaga kerja melalui pendidikan yang lebih tinggi yaitu minimal diploma 1.
3. Penelitian selanjutnya dapat menambahkan variabel Penanaman Modal Dalam Negeri (PMDN) sebagai variabel independen dan memperbandingkan kawasan Indonesia bagian timur dan barat yang terlihat kesenjangan pembangunan.

DAFTAR PUSTAKA

- Arsyad, Licoln. 2010. Pengantar Perencanaan dan Pembangunan Ekonomi Daerah edisi ke-5. Yogyakarta: Penerbit STIM YKPN.
- Baltagi, Badi H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data (3rd edition)*. England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Badan Pusat Statistik (BPS) RI. 2013. *Produk Domestik Regional Bruto Kabupaten/Kota di Indonesia 2008-2012*. Jakarta: BPS.
- Badan Pusat Statistik (BPS) RI. 2014. *Produk Domestik Regional Bruto Kabupaten/Kota di Indonesia 2009-2013*. Jakarta: BPS.
- Badan Koordinasi Penanaman Modal (BKPM). *PMA Perkembangan Realisasi Investasi PMA Berdasarkan Negara Per Kabupaten/kota 2001-2013*. Diakses tanggal 26 Juli 2015 pukul: 19.05 WIB melalui http://nswi.bkpm.go.id/wps/portal/biumum!/ut/p/c5/04_SB8K8xLLM9MSSzPy8xBz9CP0os3hDAwNPJydDRwN3U1MTA0f_EGOvYDcXYwMDQ_1wkA6zeAMcwNFA388jPzdVvyA7rxwAkmxVPg!!/dl3/d3/L2dBISEvZ0FBIS9nQSEh/
- Direktorat Jendral Perimbangan Keuangan (DJPk). *Data keuangan daerah setelah tahun 2006*. Diakses tanggal 5 Juli 2015 5/7/2015 pukul 13:12 WIB melalui <http://www.djpk.kemenkeu.go.id/data-series/data-keuangan-daerah/setelah-ta-2006>
- Ekananda, Mahyus. 2014. *Analisis Ekonometrika Data Panel*. Jakarta: Mitra Wacana Media.
- Greene, William H. 2003. *Econometric Analysis (5th ed)*. New York: Pearson Education,
- Gujarati, D.N. 2004. *Basic Econometrics (4th edition)*. New York: McGraw-Hill.
- Gujarati, D.N and Porter, D.C. 2009. *Basic Econometrics (5th edition)*. New York: McGraw-Hill.
- Mankiw, N. Gregory. 2010. *Macroeconomics (7th edition)*. United States of America: Worth Publishers.
- Pasal 53 Permendagri Nomor 13 Tahun 2006 tentang Pengelolaan Keuangan Daerah
- Peraturan Menteri Keuangan (PMK) Nomor 91 tahun 2007 tentang Bagan Akun Standar (BAS)
- Putri, Phany Ineke. 2014. *Pengaruh Investasi, Tenaga kerja, Belanja Modal, dan Infrastruktur terhadap Pertumbuhan Ekonomi Pulau Jawa*. Semarang: Universitas Negeri Semarang.
- Religi, Sein. 2015. *Analisis Perbandingan Pengaruh Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pertumbuhan Ekonomi Antar Tipe Klasifikasi Kabupaten/Kota di Pulau Jawa Tahun 2008-2013*. Jakarta: Sekolah Tinggi Ilmu Statistik
- Salsabila, Almira. 2013. *Pengaruh FDI dan Modal Manusia Terhadap Pertumbuhan Ekonomi Antar Daerah di Indonesia* [Skripsi]. Depok: Universitas Indonesia.
- Saputra, Diki. 2016. *Analisis Pertumbuhan Ekonomi dan Tingkat Ketimpangan antar Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Barat*. Bandung: Universitas Pendidikan Indonesia.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Model Regresi Data Panel Kabupaten/Kota Tipe 1 dengan *Fixed Effect Model Cross Section Weight* dengan *Robust Coefficient Covariance Cross Section SUR* (PCSE).

Dependent Variable: LNY
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 09/11/15 Time: 14:00
 Sample: 2008 2013
 Periods included: 6
 Cross-sections included: 27
 Total panel (balanced) observations: 162
 Iterate weights to convergence
 Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)
 Convergence achieved after 13 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.459788	0.522565	14.27533	0.0000
LNBM	0.191921	0.032503	5.904740	0.0000
LNL	-0.141461	0.039803	-3.554066	0.0005
LNE	0.096170	0.022358	4.301329	0.0000
LNPMA	0.010307	0.002450	4.207001	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.995783	Mean dependent var		11.66766
Adjusted R-squared	0.994817	S.D. dependent var		5.658809
S.E. of regression	0.094466	Akaike info criterion		-2.016436
Sum squared resid	1.169028	Schwarz criterion		-1.425599
Log likelihood	194.3313	Hannan-Quinn criter.		-1.776547
F-statistic	1031.113	Durbin-Watson stat		1.349209
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.993903	Mean dependent var		9.075118
Sum squared resid	1.169033	Durbin-Watson stat		1.243576

Sumber: Hasil Pengolahan Data dengan eviews 8

Lampiran 2. Model Regresi Data Panel Kabupaten/Kota Tipe 2 *Fixed Effect Model Cross Section Weight* dengan *Robust Coefficient Covariance Cross Section SUR* (PCSE).

Dependent Variable: LNY
 Method: Panel EGLS (Cross-section weights)
 Date: 09/11/15 Time: 14:05
 Sample: 2008 2013
 Periods included: 6
 Cross-sections included: 28
 Total panel (balanced) observations: 168
 Iterate weights to convergence
 Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Convergence achieved after 13 weight iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.146734	0.891596	8.015668	0.0000
LNBM	0.125745	0.068568	1.833875	0.0689
LNL	-0.120392	0.044342	-2.715069	0.0075
LNE	0.111999	0.046005	2.434504	0.0162
LNPMA	0.007174	0.003318	2.162324	0.0323
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.976442	Mean dependent var		8.986729
Adjusted R-squared	0.971073	S.D. dependent var		2.305176
S.E. of regression	0.097033	Akaike info criterion		-1.768014
Sum squared resid	1.280488	Schwarz criterion		-1.172973
Log likelihood	180.5132	Hannan-Quinn criter.		-1.526518
F-statistic	181.8415	Durbin-Watson stat		1.074941
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.978799	Mean dependent var		8.241193
Sum squared resid	1.280490	Durbin-Watson stat		0.967827

Sumber: Hasil Pengolahan Data dengan eviews 8

Lampiran 3. Model Regresi Data Panel Kabupaten/Kota Tipe 4 *Fixed Effect Model Cross Section Weight* dengan *Robust Coefficient Covariance Cross Section SUR* (PCSE).

Dependent Variable: LNY

Method: Panel EGLS (Cross-section weights)

Date: 09/11/15 Time: 14:23

Sample: 2008 2013

Periods included: 6

Cross-sections included: 27

Total panel (balanced) observations: 162

Iterate weights to convergence

Cross-section SUR (PCSE) standard errors & covariance (d.f. corrected)

Convergence achieved after 18 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.131525	1.482735	4.135280	0.0001
LNBM	0.098999	0.035347	2.800730	0.0059
LNL	0.056083	0.102650	0.546349	0.5858
LNE	0.019167	0.021483	0.892194	0.3739
LNPMA	0.007412	0.002298	3.226147	0.0016

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics			
R-squared	0.989597	Mean dependent var	9.123877
Adjusted R-squared	0.987215	S.D. dependent var	2.640599
S.E. of regression	0.069859	Akaike info criterion	-2.438669
Sum squared resid	0.639315	Schwarz criterion	-1.847833
Log likelihood	228.5322	Hannan-Quinn criter.	-2.198781
F-statistic	415.3807	Durbin-Watson stat	1.249988
Prob(F-statistic)	0.000000		
Unweighted Statistics			
R-squared	0.986820	Mean dependent var	8.257583
Sum squared resid	0.639316	Durbin-Watson stat	1.184970

Sumber: Hasil Pengolahan Data dengan *eviews 8*

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, ukuran kertas A4 dan margin 2 cm untuk semua sisi kecuali margin kiri 3 cm, 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*.