**PENERAPAN *EMPIRICAL BEST LINEAR UNBIASED PREDICTION*
FAY HERRIOT (EBLUP FH) DAN SPATIAL EBLUP FH
PADA DATA TRANSFORMASI LOGARITMA**

**Studi Kasus: Pendugaan Rata-Rata Pengeluaran Rumah Tangga
per Kapita Level Kecamatan di Provinsi Jawa Barat Tahun 2018**

***(APPLICATION OF EMPIRICAL BEST LINEAR UNBIASED PREDICTION
FAY HERRIOT (EBLUP FH) AND SPATIAL EBLUP FH
ON LOGARITM TRANSFORMATION DATA)***

*Case Study: Estimating Average Household Expenditures
District Level per Capita in West Java Province in 2018*

Yulian Dwi Intan Anggraeni¹, Tri Nugrahad²

¹Politeknik Statistika STIS

²Pusdiklat BPS

Jl. Otto Iskandardinata No.64C RT.1/RW.4, Bidara Cina, Kec. Jatinegara, Kota Jakarta Timur, DKI Jakarta
E-mail: 15.8953@stis.ac.id

ABSTRAK

Peningkatan dan pemerataan kesejahteraan menjadi salah satu tujuan otonomi daerah. Pengeluaran per kapita merupakan salah satu tolak ukurnya. Selama ini, penyajian data yang dilakukan BPS terbatas untuk wilayah (domain) yang luas karena sumber daya yang masih terbatas. Padahal penyajian data pada area luas dinilai kurang representatif dalam memberikan gambaran wilayah-wilayah sempit yang menjadi cakupannya. Akibatnya pengambilan kebijakan dirasa belum optimal. Penelitian ini bertujuan untuk menduga pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita level kecamatan di Provinsi Jawa Barat tahun 2018 dengan metode EBLUP FH dan SEBLUP FH. Hasil penelitian menunjukkan bahwa model SEBLUP FH dengan transformasi logaritma lebih baik daripada model pendugaan langsung dan model EBLUP FH dengan transformasi logaritma. Kecamatan dengan pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita tertinggi di Jawa Barat adalah Kecamatan Pebayuran, Kecamatan Muara Gembong, dan Kecamatan Sukakarya Kabupaten Bekasi. Sebaliknya, kecamatan dengan pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita terendah adalah Kecamatan Arjawinangun Kabupaten Cirebon, Kecamatan Arahman Kabupaten Indramayu, dan Kecamatan Tambaksari Kabupaten Ciamis. Berdasarkan hasil penelitian tersebut, diharapkan pemerintah dapat mengambil kebijakan terkait pemerataan pengeluaran rumah tangga per kapita beserta pembangunan infrastruktur vital khususnya di wilayah-wilayah dengan pengeluaran per kapita yang rendah.

Kata kunci: Pengeluaran per kapita, transformasi logaritma, EBLUP, SEBLUP

ABSTRACT

Increasing and equitable distribution of welfare are one of the objectives of regional autonomy. Per capita expenditure is one of the benchmarks. During this time, the data presentation conducted by BPS was limited to a large area (domain) due to limited resources. Even though the presentation of data in a wide area is considered to be less representative in giving a description of the narrow areas that are covered. As a result, policy making is considered not optimal. This study aims to estimate the average expenditure per capita of the subdistrict level in West Java Province in 2018 using the EBLUP FH and SEBLUP FH methods. The results showed that the SEBLUP FH model with logarithmic transformation is better than the direct estimation model and the EBLUP FH model with logarithmic transformation. The districts with the highest average per capita household expenditure in West Java are Pebayuran District, Muara Gembong District, and Sukakarya District Bekasi. In contrast, the districts with the lowest average per capita household expenditure are Arjawinangun District, Cirebon District, Arahman District, Indramayu Regency, and Tambaksari District, Ciamis Regency. Based on these results, it is hoped that the government can adopt policies related to equal distribution of per capita household expenditure along with the development of vital infrastructure, especially in areas with low per capita expenditure.

Keywords: household consumption per capita expenditure, logarithm transformations, EBLUP, SEBLUP

PENDAHULUAN

Indonesia merupakan negara kepulauan yang menganut sistem pemerintahan desentralisasi. Berdasarkan asas otonomi dalam Undang-Undang nomor 23 tahun 2014, urusan pemerintahan diserahkan oleh pemerintah pusat kepada daerah otonom, yakni meliputi unit wilayah yang lebih sempit seperti provinsi, kabupaten/kota, kecamatan sampai ke kawasan khusus seperti desa. Implementasi dari sistem desentralisasi ini, membuat pemerintah daerah di seluruh wilayah Indonesia berupaya keras dalam menyejahterakan penduduk di wilayahnya masing-masing.

Kesejahteraan penduduk dalam suatu wilayah dapat digambarkan melalui beberapa indikator, salah satunya melalui perhitungan pendapatan per kapita penduduk. Untuk mendapatkan data pendapatan per kapita penduduk di Indonesia, Badan Pusat Statistik (BPS) sebagai penyedia *official statistics*, sampai saat ini masih menggunakan pendekatan pengeluaran per kapita. Dalam website resmi Sistem Informasi Rujukan Statistik (SIRUSA) BPS dijelaskan bahwa penggunaan proporsi pengeluaran untuk makanan dan non-makanan. Komposisi pengeluaran rumah tangga dapat dijadikan ukuran untuk menilai tingkat kesejahteraan ekonomi penduduk, yakni semakin rendah persentase pengeluaran untuk makanan terhadap total pengeluaran maka semakin baik tingkat kesejahteraan.

Penyajian data pengeluaran per kapita yang dilakukan oleh BPS nyatanya masih terbatas pada level nasional, provinsi, dan kabupaten/kota. Di sisi lain, penyajian data pada level wilayah yang lebih kecil menjadi kebutuhan pemerintah dalam perencanaan dan evaluasi pembangunan. Akibat keterbatasan informasi ini, pengambilan kebijakan dan pelaksanaannya dirasa belum optimal.

Salah satu masalah kesejahteraan dan pemerataan di Indonesia yang belum mampu diselesaikan adalah tingginya pangsa perekonomian Provinsi Jawa Barat sebesar 13,09% (bahkan menjadi penopang utama perekonomian nasional setelah Provinsi DKI Jakarta sebesar 17,34% dan Jawa Timur sebesar 13,01% pada tahun 2018) namun memiliki koefisien gini rasio tertinggi ketiga setelah DI Yogyakarta (0,422) dan Gorontalo (0,417) yakni sebesar 0,405. Hal ini menjadi indikasi awal bahwa manfaat dari pertumbuhan ekonomi yang tinggi di provinsi tersebut belum dirasakan secara merata atau belum inklusif.

Gambar 1. Pengeluaran per kapita disesuaikan (Ribuan Rupiah/Orang/Tahun) menurut provinsi di Indonesia, 2014-2018

Pengeluaran per kapita di Jawa Barat selama lima tahun terakhir pun menunjukkan nilai yang relatif stabil dan bersifat menengah/moderate. Dari Gambar 1 dapat dilihat bahwa pada tahun 2018, pengeluaran per kapita disesuaikan Provinsi Jawa Barat hanya menduduki peringkat ke-13 di Indonesia. Posisi ini relatif stabil dalam kurun waktu lima tahun terakhir. Apabila diamati lebih jauh, Gambar 2 menunjukkan bahwa pengeluaran per kapita disesuaikan Provinsi Jawa Barat antar kabupaten/kota terbukti memiliki nilai yang relatif heterogen dan kabupaten dengan pengeluaran per kapita disesuaikan yang tinggi ada di sekitar wilayah Ibu Kota Negara, DKI Jakarta dan di sekitar

wilayah Ibu Kota Provinsi, Kota Bandung. Sedangkan wilayah dengan pengeluaran per kapita disesuaikan yang rendah ada di wilayah Jawa Barat bagian selatan.

Agar problematika kesejahteraan penduduk dan ketimpangan dapat diselesaikan dengan tepat sasaran, dibutuhkan penyajian data *small area*. Namun keterbatasan sampel pada survei survei membuat BPS hanya menghasilkan nilai estimasi bagi *small area* dengan presisi yang kurang memadai. Salah satu solusi untuk mengatasi masalah tersebut adalah dengan menyediakan anggaran lebih guna menambah jumlah sampel, sehingga desain survei yang dilakukan mampu memberikan output statistik area kecil yang lebih baik.

Gambar 2. Pengeluaran per kapita disesuaikan (Ribu Rupiah/Orang/Tahun) menurut kabupaten/kota di Jawa Barat, 2014-2018

Masalah berikutnya muncul dikarenakan adanya keterbatasan anggaran, sehingga informasi mengenai suatu indikator tidak tersedia secara merata pada *small area*. Dengan memerhatikan kebutuhan informasi area kecil dan melihat kondisi keterbatasan sumber daya tersebut, maka perlu diterapkan suatu metode statistik yang mampu memenuhi ketersediaan informasi meskipun sumber daya yang dimiliki terbatas. Metode yang sedang dalam kajian BPS tersebut dikenal dengan *Small Area Estimation* (SAE) atau Pendugaan Area Kecil.

Rao (2003) mengatakan bahwa SAE dilakukan dengan meminjam kekuatan (*borrow strength*) dari variabel-variabel penyerta (*auxiliary variables*) yang memiliki hubungan dengan variabel yang diduga. Terdapat dua asumsi dasar dalam pengembangan model SAE, yaitu keragaman dalam populasi peubah respon (*fixed effect*) dan keragaman spesifik sub populasi yang tidak dapat dijelaskan oleh informasi tambahan dan merupakan pengaruh acak sub populasi (*random effect*).

Gabungan dari dua asumsi tersebut menghasilkan model pengaruh campuran (*mixed model*). Model linear campuran (*mixed linear model*) memiliki kemampuan dalam menduga kedua asumsi tersebut. Salah satu metode penyelesaian model pengaruh campuran yang sering digunakan adalah prediksi tak bias linier terbaik empiris (*Empirical Best Linear Unbiased Prediction*, EBLUP).

Hukum pertama tentang geografi yang dicetuskan oleh Tobler (Tobler dalam Waters 2017) mengenai *Tobler's first law of geography* yang merupakan pilar kajian analisis data spasial mengatakan bahwa "*everything is related to everything else, but near things are more related than distant things*". Hukum ini membuat beberapa peneliti mulai melakukan pengembangan metode EBLUP dengan memasukkan pengaruh spasial ke dalam model yang dikenal dengan metode Spatial EBLUP (SEBLUP). Metode SEBLUP sendiri memiliki kemampuan dalam memperbaiki struktur ragam dari model pendugaan area kecil yang memiliki korelasi spasial antar area (Rao, 2003). Diharapkan dengan pemilihan metode statistik yang tepat mampu menyajikan ketersediaan data hingga level wilayah kecil dan dapat digunakan oleh para stakeholder dalam mengambil langkah yang lebih tepat sasaran sehingga permasalahan yang terjadi dapat sesegera mungkin diselesaikan.

METODE

Pendugaan Langsung

Pendekatan klasik yang digunakan didasarkan pada aplikasi model desain penarikan sampel (*design based*) dan penduga yang dihasilkan dari pendekatan itu disebut penduga langsung (*direct*

estimation). Data hasil survei dapat digunakan untuk mendapatkan penduga yang terpercaya baik dari total maupun rata-rata populasi suatu area atau domain dengan jumlah sampel yang besar. Namun, jika penduga langsung tersebut digunakan untuk menduga area kecil maka akan menimbulkan standar eror yang besar (Gosh & Rao, 1994).

Pendugaan Tidak Langsung

Estimasi tidak langsung merupakan estimasi pada suatu area dengan cara menghubungkan informasi pada area tersebut dengan area lain melalui model yang tepat dengan memanfaatkan informasi tambahan berupa variabel penyerta yang terkait dengan variabel yang menjadi perhatian.

Penduga Area Kecil/ *Small Area Estimation (SAE)*

Menurut Rao (2003), model SAE dikelompokkan menjadi dua jenis model dasar yaitu model dasar level area (*basic area level model*) dan model dasar level unit (*basic unit level model*). a.

a. Model Berbasis Area Level (*Basic Area Level Model*)

Merupakan model yang didasarkan pada ketersediaan variabel penyerta yang hanya ada untuk level area tertentu, misalkan $\mathbf{x}_i = (x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{pi})^T$ dengan parameter yang akan diduga adalah θ_i yang diasumsikan mempunyai hubungan dengan x_i . Variabel penyerta tersebut digunakan untuk membangun model, yaitu:

$$\theta_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + z_i v_i, \quad i = 1, \dots, m \quad (1)$$

dimana m adalah banyaknya area dengan $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \dots, \beta_p)^T$ merupakan vektor $p \times 1$ koefisien regresi untuk variabel penyerta x_1 dan v_1 adalah pengaruh acak area kecil yang diasumsikan berdistribusi $N(0, \sigma_v^2)$.

Penduga $\hat{\theta}_i$ dapat diketahui dengan mengasumsikan bahwa model penduga langsung $\hat{\theta}_i$ telah tersedia yaitu:

$$\hat{\theta}_i = \theta_i + e_i, \quad i = 1, \dots, m \quad (2)$$

dengan $e_i \sim N(0, \psi)$ diketahui.

Jika model (1) dan (2) digabungkan maka akan menghasilkan model gabungan (*mixed model*):

$$\hat{\theta}_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + b_i v_i + e_i, \quad i = 1, \dots, m \quad (3)$$

b. Model Berbasis Unit Level (*Basic Unit Level Model*)

Merupakan suatu model dimana data-data penyerta yang tersedia bersesuaian secara individu dengan data respon, misal $\mathbf{x}_i = (x_{1ij}, x_{2ij}, \dots, x_{pij})^T$, sehingga dapat dibangun suatu model regresi tersarang:

$$\theta_{ij} = \mathbf{x}_{ij}^T \boldsymbol{\beta} + v_i + e_{ij}, \quad i = 1, \dots, m \text{ dan } j = 1, \dots, n_i \quad (4)$$

dimana $i = 1, \dots, m$ dan $j = 1, \dots, n_i$ dengan j adalah banyaknya rumah tangga pada area ke- i dengan $v_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ dan $e_{ij} \sim N(0, \sigma_e^2)$. Model yang digunakan dalam tugas akhir ini adalah model berbasis area, karena data penyerta yang digunakan merupakan data yang terdapat pada area tertentu yaitu pada level area kecamatan.

Empirical Best Linear Unbiased Prediction (EBLUP)

Model yang digunakan dalam model berbasis area level yaitu:

$$y_i = \theta_i + e_i = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + u_i + e_i, \quad i = 1, \dots, m \quad (5)$$

Diasumsikan v_i dan e_i saling independen. Teknik penyelesaian dari persamaan di atas dilakukan dengan asumsi σ_v^2 diketahui. Sehingga penduga BLUP dari θ_i berdasarkan persamaan di atas adalah.

$$\hat{\theta}_i^{BLUP} = \mathbf{x}_i^T \tilde{\boldsymbol{\beta}} + \gamma_i (\hat{\theta}_i - \mathbf{x}_i^T \tilde{\boldsymbol{\beta}}) \quad (6)$$

$$\hat{\theta}_i^{BLUP} = \gamma_i \hat{\theta}_i + (1 - \gamma_i) \mathbf{x}_i^T \tilde{\boldsymbol{\beta}} \quad (7)$$

dengan $\gamma_i = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \psi_i}$

Teknik perhitungan di atas mengasumsikan diketahuinya komponen ragam pengaruh acak dalam model campuran linear, padahal faktanya komponen ragam ini tidak diketahui. Oleh karena itu, ragam pengaruh acak harus diduga terlebih dahulu.

Beberapa metode pendugaan komponen varians pengaruh acak, dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum (*maximum likelihood*, ML), dan metode kemungkinan maksimum terkendala (*restricted maximum likelihood*, REML). Menurut Saei dan Chambers (2003), Prosedur ML mempunyai kekurangan dalam mendapatkan estimasi untuk σ_u^2 , karena tidak mempertimbangkan hilangnya derajat bebas akibat mengestimasi β dengan $\hat{\beta}$, sehingga estimasi varians saat mengganti β dengan $\hat{\beta}$ dalam model menjadi bias.

Saei dan Chambers (2003) juga mengatakan bahwa kekurangan ini mendorong penggunaan metode REML, dimana hilangnya derajat bebas dipertimbangkan dalam metode REML dengan menggunakan data yang ditransformasi. Dengan mengganti σ_v^2 dengan $\hat{\sigma}_v^2$ menggunakan metode REML maka diperoleh suatu penduga baru EBLUP, sebagai berikut.

$$\hat{\theta}_i^{EBLUP} = \hat{\gamma}_i \hat{\theta}_i + (1 - \hat{\gamma}_i) x_i^T \hat{\beta} \quad (8)$$

Spatial Empirical Best Linear Unbiased Prediction (SEBLUP)

Apabila didefinisikan vektor $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_m)$, $v = (v_1, \dots, v_m)^T$, dan $e = (e_1, \dots, e_m)$. Sehingga terbentuk matriks:

$$\hat{\theta} = X\beta + Zv + e \quad (9)$$

Model di atas masih mengasumsikan bahwa pengaruh acak area saling bebas antar area satu dengan yang lainnya. Namun faktanya, penduga langsung memiliki peluang untuk memiliki korelasi/ketergantungan spasial antar area. Ketergantungan spasial yang terjadi akan semakin berkurang apabila jarak antar observasi semakin bertambah. Hal ini sejalan dengan hukum pertama tentang geografi yang dicetuskan oleh Tobler sebagai *Tobler's first law of geography* (Tobler yang diacu dalam Waters 2017) yang merupakan pilar kajian analisis data spasial mengatakan bahwa "*everything is related to everything else, but near things are more related than distant things*". Model SAR sendiri pertama kali diperkenalkan oleh Anselin (1992) dimana vektor pengaruh acak area v memenuhi:

$$v = \rho Wv + u \quad (10)$$

Dimana ρ merupakan koefisien autoregresi spasial yang menunjukkan kekuatan hubungan spasial antar pengaruh acak. W adalah matriks pembobot spasial, v adalah pengaruh acak area dan u adalah vektor eror dari pengaruh acak area dengan rata-rata sama dengan 0 dan ragam $\sigma_u^2 I_m$ sehingga persamaan (10) dapat dituliskan kembali sebagai berikut.

$$v = (I - \rho W)^{-1} u \quad (11)$$

$$\hat{\theta} = X\beta + Z(I - \rho W)^{-1} u + e \quad (12)$$

Penduga spasial BLUP untuk parameter θ_i dengan σ_u^2, σ_i^2 , dan ρ diketahui adalah:

$$\hat{\theta}_i(\sigma_u^2, \rho) = x_i^T \hat{\beta} + b_i^T \left\{ \sigma_u^2 (I - \rho W)(I - \rho W^T)^{-1} \right\} Z^T \times \left\{ \text{diag}(\psi_i) + Z \sigma_u^2 [(I - \rho W)(I - \rho W^T)]^{-1} Z^T \right\}^{-1} (\hat{\theta} - X\hat{\beta}) \quad (13)$$

dimana $\hat{\beta} = (X^T V^{-1} X)^{-1} X^T V^{-1} \hat{\theta}$.

Seperti halnya EBLUP, penduga SEBLUP ($\hat{\theta}_i^S(\hat{\sigma}_u^2, \hat{\rho})$) didapatkan dari spasial BLUP dengan mengganti nilai tersebut dengan penduganya. Asumsi kenormalan diperlukan dalam menduga $\hat{\sigma}_u^2$ dan ρ dengan menggunakan prosedur baik ML maupun REML yakni dengan log likelihood (Candra, Salvati, Chambers 2007). Secara singkat, rumus penduga SEBLUP adalah:

$$\hat{\theta}_i^S(\hat{\sigma}_u^2, \hat{\rho}) = x_i^T \hat{\beta} + b_i^T \left\{ \hat{\sigma}_u^2 (I - \hat{\rho} W)(I - \hat{\rho} W^T)^{-1} \right\} Z^T \times \left\{ \text{diag}(\psi_i) + Z \hat{\sigma}_u^2 [(I - \hat{\rho} W)(I - \hat{\rho} W^T)]^{-1} Z^T \right\}^{-1} (\hat{\theta} - X\hat{\beta}) \quad (14)$$

Perhitungan MSE dari spasial EBLUP yakni sebagai berikut:

$$MSE[\hat{\theta}_i^S(\sigma_u^2, \rho)] = g_{1i}(\sigma_u^2, \rho) + g_{2i}(\sigma_u^2, \rho) + 2g_{3i}(\sigma_u^2, \rho) \quad (15)$$

Transformasi Logaritma EBLUP

Didefinisikan suatu transformasi logaritma dalam model campuran linier sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_i^L = x_i^T \beta + v_i + e_i \quad (16)$$

dengan $\hat{\theta}_i^L = \frac{1}{n_i} \sum_{j \in S(i)} \log(y_{ij})$, eror penarikan sampel $e_i \sim N(0, \sigma_i^2)$, pengaruh acak area $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ tetapi bila terdapat pengaruh spasial maka $v = (v_1, \dots, v_m)^T$ menyebar $MVN(0, G)$. Kurnia (2009) menjelaskan bahwa bila mengikuti teori EBLUP baku, yaitu EBLUP dengan nilai tengah dari $\log(y_{ij})$, maka penduga bagi θ_i dapat ditulis sebagai berikut. $\hat{\theta}_i^{EBLUP*} = \hat{\gamma}_i \hat{\theta}_i^L + (1 - \hat{\gamma}_i) x_i^T \hat{\beta}$ dengan $\hat{\beta}$ diperoleh berdasarkan metode kuadrat kecil terboboti untuk parameter regresi β dari model campuran linier, dimana $\hat{\gamma}_i = \hat{\sigma}_v^2 / (\hat{\sigma}_v^2 + \hat{\sigma}_i^2)$.

Karena yang diharapkan adalah penduga aktual untuk nilai tengah pada setiap area ke-i, maka digunakan sifat sebaran lognormal untuk melakukan transformasi balik dari model. Diasumsikan $\hat{\theta}_i^{EBLUP*}$ menyebar normal. Kurnia (2009) merumuskan penduga aktual untuk nilai tengah atau penduga transformasi logaritma EBLUP $\hat{\theta}_i^{AK-EBLUP}$ untuk area ke-i sebagai berikut.

$$\hat{\theta}_i^{AK-EBLUP} = \exp\left(\hat{\theta}_i^{EBLUP*} + \frac{1}{2} \hat{v}_i^{EBLUP*}\right) \quad (17)$$

Kemudian penduga $MSE(\hat{\theta}_i^{AK-EBLUP})$ dapat dihitung sebagai berikut.

$$MSE(\hat{\theta}_i^{AK-EBLUP}) = e^{\hat{v}_i^{EBLUP*}} \left(e^{\hat{v}_i^{EBLUP*}} - 1\right) e^{2\hat{\theta}_i^{EBLUP*}} \quad (18)$$

Dimana $\hat{v}_i^{EBLUP*}$ merupakan MSE dari $\hat{\theta}_i^{EBLUP*}$

Transformasi Logaritma SEBLUP

Penduga bagi θ_i dapat ditulis sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_i^{SEBLUP*} = x_i^T \hat{\beta} + b_i^T \left\{ \hat{\sigma}_u^2 (I - \hat{\rho}W)(I - \hat{\rho}W^T)^{-1} \right\} Z^T \times \{diag(\hat{\sigma}_i^2) + Z \hat{\sigma}_u^2 [(I - \hat{\rho}W)(I - \hat{\rho}W^T)]^{-1} (\hat{\theta}^L - X\hat{\beta})\} \quad (19)$$

Dengan, $(\theta^L)^T: (\theta_1^L, \theta_2^L, \dots, \theta_m^L)$ dan $\theta_1^L = \frac{1}{n_i} \sum_{j \in S(i)} \log(y_{ij})$. Sama seperti pada EBLUP, pada SEBLUP ini diharapkan penduga aktual untuk nilai tengah atau penduga transformasi logaritma SEBLUP ($\hat{\theta}_i^{SM SEBLUP}$) pada setiap area ke-I, sehingga diperoleh:

$$\hat{\theta}_i^{AK-SEBLUP} = \exp\left(\hat{\theta}_i^{SEBLUP*} + \frac{1}{2} \hat{v}_i^{SEBLUP*}\right) \quad (20)$$

Kemudian penduga $MSE(\hat{\theta}_i^{AK-SEBLUP})$ dapat dihitung sebagai berikut.

$$MSE(\hat{\theta}_i^{AK-SEBLUP}) = e^{\hat{v}_i^{SEBLUP*}} \left(e^{\hat{v}_i^{SEBLUP*}} - 1\right) e^{2\hat{\theta}_i^{SEBLUP*}} \quad (21)$$

Dimana $\hat{v}_i^{SEBLUP*}$ merupakan MSE dari $\hat{\theta}_i^{SEBLUP*}$

Uji Autokorelasi Spasial

Rumus dari I adalah sebagai berikut:

$$I = \frac{n}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (v_i - \bar{v})(v_j - \bar{v})}{\sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^2} \quad (22)$$

Uji signifikansi dilakukan dengan pendekatan distribusi normal baku sehingga menghasilkan Z(I) dengan $H_0: I = 0$ (tidak terdapat autokorelasi spasial) dan $H_1: I \neq 0$ (terdapat autokorelasi spasial).

$$z(I) = \frac{I_0 - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \sim N(0,1) \quad (23)$$

$$E(I) = -\frac{1}{N-1} \quad (24)$$

$$Var(I) = \frac{NS_4 - S_3 S_5}{(N-1)(N-2)(N-3)W^2} - [E(I)]^2 \quad (25)$$

Metode Pengumpulan data

Dalam penelitian ini, hanya digunakan 1878 rumah tangga sampel yang tersebar di 608 kecamatan dari total 627 kecamatan yang ada di Provinsi Jawa Barat. Sementara PODES 2018 jumlah desa yang di data mencakup 83.931 desa/kelurahan yang tersebar di 7.232 kecamatan di Indonesia, namun yang digunakan dalam penelitian ini hanya 5.957 desa/kelurahan yang tersebar di 627 kecamatan yang berada di Provinsi Jawa Barat. Pendugaan small area ini menggunakan 44 usulan variabel penyerta. Namun variabel penyerta yang akan digunakan dalam penelitian ini akan dirangkum secara ringkas pada Tabel 1.

Tabel 1. Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian

No	Notasi Variabel	Data	Sumber
(1)	(2)	(3)	(5)
1	Y	Pengeluaran rumah tangga per kapita	SUSENAS Maret 2018
2	Listrik	Jumlah keluarga pengguna listrik (PLN dan Non PLN)	PODES 2018
3	SD	Jumlah SD/MI	PODES 2018
4	SMA	Jumlah SMU/MA	PODES 2018
5	PT	Jumlah akademi/Perguruan Tinggi	PODES 2018
6	Tani	Jumlah keluarga pertanian	PODES 2018
7	Kayu	Jumlah Industri Mikro Kecil (IMK) barang dari kayu	PODES 2018
8	Puskesmas	Jumlah puskesmas dengan rawat inap	PODES 2018
9	Poliklinik	Jumlah poliklinik/ balai pengobatan	PODES 2018
10	Dokter	Jumlah tempat praktik dokter	PODES 2018
11	Bidan	Jumlah tempat praktik bidan	PODES 2018
12	Poskesdes	Jumlah poskesdes (pos kesehatan desa)	PODES 2018
13	Polindes	Jumlah polindes (pondok bersalin desa)	PODES 2018
14	Minimarket	Jumlah minimarket/swalayan	PODES 2018
15	BUP	Jumlah Bank Umum Pemerintah	PODES 2018

HASIL DAN PEMBAHASAN

Analisis Hasil Pendugaan Langsung

Berdasarkan hasil pendugaan langsung, kecamatan dengan pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita tertinggi adalah Kecamatan Lengkong Kabupaten Bandung, Kecamatan Regol Kabupaten Bandung, dan Kecamatan Buahbatu Kabupaten Bandung masing-masing sebesar Rp.4,818 (juta), Rp.3,833 (juta), dan Rp.3,618 (juta). Sebaliknya, kecamatan dengan pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita terendah adalah Kecamatan Salawu Kabupaten Tasikmalaya, Kecamatan Cijati Kabupaten Cianjur, dan Kecamatan Cidaun Kabupaten Cianjur yakni sebesar Rp.0,403 (juta), Rp.0,419 (juta) dan Rp.0,432 (juta).

Pemilihan Variabel Penyerta dan Asumsi Normal Variabel Respon

Pengecekan multikolinearitas antar variabel penyerta dapat dilakukan dengan menggunakan Korelasi Pearson dan VIF. Gujarati dan Porter (2008) mengatakan bahwa bila koefisien korelasi berpasangan dari dua regresor/variabel penyerta sangat tinggi yakni melebihi 0,8, maka terjadi masalah multikolinearitas yang serius. Gujarati dan Porter (2008) juga menjelaskan bahwa semakin tinggi nilai VIF, maka semakin meningkat kolinear dari variabel X. Berdasarkan hasil perhitungan dapat kita ketahui bahwa nilai mutlak dari korelasi pearson kurang dari 0,8 dan nilai VIF kurang dari 10 yang artinya tidak terjadi multikolinearitas antar variabel-variabel penyerta. Tidak terlanggarnya asumsi multikolinearitas menunjukkan bahwa variabel penyerta dapat digunakan pada tahapan permodelan baik menggunakan EBLUP FH maupun SEBLUP FH.

Setelah melakukan pengecekan multikolinearitas antar variabel penyerta, maka dilakukan pula pengecekan normalitas terhadap variabel dependen yaitu pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita hasil estimasi langsung dengan menggunakan QQ-Plot.

Berdasarkan Gambar 5 dapat diketahui bahwa sebaran data hasil pendugaan langsung pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita belum berada di sekitaran garis, sehingga dapat dikatakan bahwa pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita hasil estimasi langsung belum memenuhi asumsi kenormalan. Sebaliknya, sebaran data hasil transformasi logaritma pada pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita level kecamatan sudah berhimpitan dengan garis sehingga dapat dikatakan bahwa pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita hasil transformasi logaritma lebih mendekati distribusi normal. Kemencengan dan keruncingan dari pendugaan langsung juga cukup berbeda dari nilai nol dan tiga yakni sebesar 2,134 dan 10,215. Berbeda dengan

hasil transformasi logaritma yang mampu menghasilkan angka kemencengan dan keruncingan sebesar 0,582 dan 3,544. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa transformasi logaritma dari pendugaan langsung lebih baik digunakan dalam mengestimasi pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita dengan metode EBLUP FH dan SEBLUP FH.

Gambar 3. QQ-Plot pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita level kecamatan
(a) Pendugaan Langsung (b) Pendugaan EBLUP

Pengujian Autokorelasi Spasial

Setelah matriks pembobot spasial telah terbentuk, langkah berikutnya yakni melakukan pengujian untuk mengetahui autokorelasi spasial pada *random effect area*. Uji yang digunakan yaitu uji Moran's I dengan $H_0 = I = 0$ (tidak terdapat autokorelasi spasial) dan $H_1 = I \neq 0$ (terdapat autokorelasi spasial). Dari hasil output dapat diketahui bahwa terdapat autokorelasi spasial pada *random effect area*. Oleh karena adanya autokorelasi spasial, maka pendugaan SEBLUP FH dapat dilakukan.

Tabel 2. Hasil pengujian autokorelasi spasial

I	Z(I)	E(I)	var(I)	p-value	Keputusan
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
0,1184	4,8305	-0,0016	0,0006	0,0014	Tolak H_0

Perbandingan hasil pendugaan langsung dan pendugaan tidak langsung

Setelah melakukan pendugaan langsung dan pendugaan tidak langsung dengan metode EBLUP FH dan SEBLUP FH, maka langkah berikutnya adalah membandingkan *goodness of fit* dari ketiga pendugaan tersebut. *Goodness of fit criteria* yang digunakan dalam mengevaluasi hasil pendugaan langsung dan tidak langsung menggunakan metode EBLUP FH dan SEBLUP FH dalam penelitian ini adalah RRMSE.

Tabel 3. Perbandingan nilai RRMSE hasil pendugaan langsung, EBLUP FH dan SEBLUP FH (Persen)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)
$\hat{Y}$	4,44	10,05	12,57	14,12	16,93	37,34
$\hat{Y}^{EBLUP}$	4,36	9,10	10,83	11,21	13,29	18,44
$\hat{Y}^{SEBLUP}$	4,33	8,90	10,50	10,79	12,75	17,41

Tabel 4. Perbandingan nilai hasil pendugaan langsung, EBLUP FH dan SEBLUP FH

$\hat{Y}$	383.046	690.928	859.110	956.987	1.096.573	3.932.826
$\hat{Y}^{EBLUP}$	480.424	725.364	849.792	933.692	1.044.196	3.041.103
$\hat{Y}^{SEBLUP}$	474.066	722.250	845.600	932.350	1.042.575	2.972.080

Berdasarkan Tabel 6, dapat diketahui bahwa nilai RRMSE penduga SEBLUP FH lebih kecil dibandingkan nilai RRMSE penduga langsung dan penduga EBLUP FH sehingga dapat dikatakan bahwa pendugaan SEBLUP FH cenderung memberikan pendugaan yang lebih presisi daripada penduga langsung dan penduga EBLUP FH. Selain itu, *boxplot* RRMSE juga lebih memadat daripada

boxplot RRMSE penduga langsung dan penduga EBLUP FH, hal ini menandakan bahwa nilai RRMSE penduga SEBLUP FH cenderung homogen.

Bila dilihat dari Tabel 7 maka dapat diketahui bahwa hasil pendugaan langsung, pendugaan EBLUP FH dan SEBLUP FH terlihat tidak memiliki perbedaan yang signifikan.

Gambar 7. Pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita level kecamatan Provinsi Jawa Barat tahun2018 hasil pendugaan langsung (kiri) serta SEBLUP FH dan pendugaan sintetik (kanan)

Terdapat 19 kecamatan di Provinsi Jawa Barat yang tidak tercakup dalam sampel SUSENAS Maret 2018 sehingga perlu dilakukan pendugaan dengan menggunakan penduga sintetik/*Synthetic Estimation* dengan meminjam informasi dari wilayah besar dengan asumsi kecamatan-kecamatan tersebut bersifat homogen. Setelah semua nilai penduga kecamatan dihasilkan, maka langkah terakhir yakni melakukan pemetaan untuk memahami sebaran pengeluaran rata-rata rumah tangga per kapita kecamatan di Provinsi Jawa Barat tahun 2018. Hasil pemetaan dapat dilihat pada Gambar 7.

Evaluasi Beberapa Variabel Penyerta

Berdasarkan Gambar 8 dapat diketahui bahwa potret sebaran infrastruktur di Jawa Barat masih cenderung terpusat di wilayah yang berdekatan secara geografis dengan Ibu Kota Negara, DKI Jakarta dan Ibu Kota Provinsi, Kota Bandung. Sedangkan wilayah bagian utara dan bagian selatan Jawa Barat dengan pengeluaran per kapita yang relatif rendah ternyata memiliki infrastruktur vital yang kurang memadai.

Gambar 8. Peta tematik pengeluaran rumah tangga per kapita dan beberapa variabel penyerta
(a) Jumlah keluarga pengguna listrik (b) Jumlah poliklinik/balai pengobatan
(c) Jumlah minimarket/swalayan (d) Jumlah Bank Umum Pemerintah

KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan yang telah dipaparkan di atas, maka kesimpulan yang dapat diambil adalah pendugaan SEBLUP FH memiliki nilai RRMSE yang lebih kecil daripada penduga langsung, dan penduga EBLUP FH. Sehingga dapat dikatakan bahwa metode SEBLUP FH dapat memberikan hasil pendugaan yang lebih presisi. Selain itu, sebaran pengeluaran per kapita

cenderung sangat variatif antar kecamatan. Kecamatan-kecamatan yang secara geografis berdekatan dengan wilayah Ibu Kota Negara dan Ibu Kota Provinsi cenderung memiliki rata-rata pengeluaran per kapita yang lebih tinggi dan infrastruktur yang lebih memadai dibandingkan wilayah lain.

DAFTAR PUSTAKA

- Badan Pusat Statistik. (2018). BPS Pelajari dan Kembangkan SAE. Diakses dari <https://www.bps.go.id/news/2017/10/31/181/bps-pelajari-dan-kembangkansae.html> pada tanggal 29 Oktober 2018.
- Badan Pusat Statistik. (2018). Gini Ratio Provinsi 2002-2018. Diakses dari <https://www.bps.go.id/dynamictable/2017/04/26%2000:00:00/1116/gini-ratioprovinsi-2002-2018.html> pada tanggal 19 Juni 2019.
- Badan Pusat Statistik. (2018). Pengeluaran per kapita disesuaikan Menurut Provinsi, 2010 - 2018 (Metode Baru). Diakses dari <https://www.bps.go.id/dynamictable/2019/04/16/1614/pengeluaran-per-kapitadisesuaikan-menurut-provinsi-2010-2018-metode-baru-.html> pada tanggal 19 Juni 2019.
- Badan Pusat Statistik. (23 April 2018). Pengeluaran per Kapita Disesuaikan (000 Rp) Menurut Kabupaten/Kota di Jawa Barat, 2010-2018. Diakses pada tanggal 30 Juli 2019 melalui <https://jabar.bps.go.id/statictable/2019/04/21/590/pengeluaran-perkapita-disesuaikan-000-rp-menurut-kabupaten-kota-di-jawa-barat-20102018.html>.
- Bank Indonesia. (2019). Kajian Ekonomi dan Keuangan Regional Provinsi Jawa Barat Februari 2019. Bandung: Bank Indonesia.
- Ghosh M dan J.N.K. Rao. (1994). Small Area Estimation: An Appraisal. *Statistical Science*, 9(1), 55-76.
- Gujarati, Damodar N & Dawn C. Porter. (2008). *Basic Econometrics* (Fifth). New York: McGraw-Hill, Inc.
- Kurnia, Anang. (2009). *Prediksi Terbaik Empirik untuk Model Transformasi Logaritma di Dalam Pendugaan Area Kecil dengan Penerapan pada Data Susenas [Disertasi]*. Bogor: IPB.
- Molina, I., & Marhuenda, Y. (2015). R package sae: Methodology. *The R Journal*, 7(1), 81-98.
- Pemerintah Indonesia. (2014). Undang-Undang Republik Indonesia Nomor 23 Tahun 2014 tentang Pemerintahan Daerah. Lembaran RI Tahun 2014. Jakarta: Sekretariat Negara.
- Rao, J. (2003). *Small Area Estimation*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Rao, J.N.K. dan Isabel Molina. (2015). *Small Area Estimation (Second)*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Sirusa BPS. (2019). Pengeluaran per kapita. Diakses dari pada tanggal 28 Juni 2019 melalui <https://sirusa.bps.go.id/sirusa/index.php/indikator/197>.

LAMPIRAN

EBLUP FH				SEBLUP FH			
Variabel	beta	std.error	pvalue	Variabel	beta	std.error	pvalue
(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
(Intercept)	13,78048	0,03005	0,00000	(Intercept)	13,71595	0,03334	0,00000
Tani	-0,00001	0,00000	0,00178	Tani	-0,00001	0,00000	0,00006
Listrik	0,00001	0,00000	0,00102	Listrik	0,00001	0,00000	0,00082
SD	-0,00374	0,00114	0,00104	SD	-0,00288	0,00115	0,01214
SMA	-0,00902	0,00383	0,01871	SMA	-0,00839	0,00357	0,01861
PT	0,01758	0,00650	0,00681	PT	0,01664	0,00590	0,00482
Poliklinik	0,00758	0,00223	0,00066	Puskesmas	0,03816	0,01392	0,00613
Dokter	0,00461	0,00176	0,00877	Poliklinik	0,00599	0,00218	0,00602
Bidan	-0,00349	0,00161	0,03060	Bidan	-0,00307	0,00148	0,03829
Poskesdes	-0,00639	0,00294	0,02983	Polindes	-0,01575	0,00370	0,00002
Polindes	-0,01548	0,00379	0,00005	Kayu	0,00070	0,00029	0,01391
Minimarket	0,00243	0,00095	0,01072	Minimarket	0,00313	0,00087	0,00033
BUP	0,00999	0,00396	0,01171	BUP	0,01007	0,00346	0,00361