Pembangunan *R Package* pada Model Fay-Herriot Multivariat untuk Pendugaan Area Kecil Metode *Ratio Benchmarking*

Zenda Oka Briantiko (221710087, 4SD2)

Dosen Pembimbing: Dr. Azka Ubaidillah

Ringkasan— Small Area Estimation (SAE) merupakan salah satu teknik estimasi parameter area kecil dengan cara meminjam kekuatan area sekitarnya. SAE dengan model Fay-Herriot menjadi model yang paling banyak digunakan. Fay-Herriot multivariat merupakan pengembangan dari model Fay-Herriot univariat dengan memanfaatkan korelasi antarvariabel. Estimasi dari model multivariat terbukti lebih efisien dibandingkan dengan model univariat. Namun, konsistensi agregasi sebagai syarat dari official statistics tidak bisa didapatkan dari estimasi tidak langsung. Salah satu metode yang dilakukan untuk mengatasi hal ini adalah metode benchmarking. Ratio benchmarking sebagai salah satu bentuk dari metode benchmarking mempunyai kekurangan vaitu tidak tersedianya estimator Mean Squared Error (MSE) yang tidak bias. MSE dari ratio benchmarking dapat diestimasi dengan metode resampling, salah satunya dengan parametric bootstrap. Penulis membangun dari model ratio benchmarking mengimplementasikannya dalam bentuk R Package. Hasil estimasi menunjukkan bahwa package yang dibangun telah sesuai dan bisa digunakan.

Kata Kunci— Small Area Estimation, Multivariate, Ratio Benchmarking, Bootstrap, R Package.

I. LATAR BELAKANG

Permintaan statistik area kecil meningkat selama beberapa tahun terakhir karena semakin banyak pembuat kebijakan yang menuntut perkiraan domain kecil untuk digunakan dalam pengambilan kebijakan. Kebijakan yang tepat yaitu kebijakan yang berdasakan data, di mana data diperoleh dengan pengumpulan data melalui sensus maupun survei. Sensus sebagai pengumpulan data dengan cara cacah lengkap kurang mampu menjawab kebutuhan data secara up to date. Selain itu sensus memerlukan biaya yang cukup besar. Survei sampel sebagai cara pengumpulan data sampel dapat dilaksanakan secara efektif dari segi waktu dan biaya. Akan tetapi, estimasi langsung dari survei sampel bias terhadap parameternya karena terdapat sampling error. Semakin sedikitnya jumlah sampel menyebabkan sampling error semakin besar, sehingga estimasinya semakin tidak reliable. Small Area Estimation (SAE) dapat mengatasi masalah untuk area dengan sampel yang kurang memadai. SAE dapat meningkatkan efektifitas ukuran sampel survei dengan meminjam kekuatan area tetangga dan hubungan antara kumpulan auxiliary variable dengan variable of interest [1].

SAE dengan model Fay-Herriot menjadi model yang paling banyak digunakan dalam estimasi area kecil [2]. Metode dari

model Fay-Herriot yang estimatornya diperoleh ketika varians random effect tidak diketahui disebut sebagai Empirical Best Linear Unbiased Prediction (EBLUP). Referensi [3] menunjukkan bahwa terdapat banyak variabel penelitan yang memiliki korelasi kuat, di mana variabel-variabel tersebut dapat diestimasi secara bersama-sama menggunakan metode SAE multivariat. Dengan menggunakan keuntungan korelasi antar variabel, menunjukkan bahwa model-model multivariat dapat menghasilkan estimator yang lebih efisien daripada model-model univariat [1].

Estimasi tidak langsung dengan menggunakan SAE dapat berbeda dengan estimasi langsung ketika diagregasikan. Hal ini menjadi masalah karena survei asli dirancang untuk mencapai akurasi inferensia tertentu pada tingkat agregasi yang lebih tinggi [4]. Di sisi lain, estimasi tidak langsung dengan SAE menghasilkan estimasi yang lebih *reliable*. Metode *benchmarking* memperkuat inferensia suatu *model-based predictor* agar agregasi dari estimasi area-area kecilnya bisa sesuai dengan estimasi langsung (*design based*) yang *reliable* [5]. Namun, terkadang estimasi langsung untuk beberapa area tidak dapat diperoleh karena tidak adanya sampel. Area dengan ukuran sampel nol dapat diestimasi dengan bantuan informasi klaster [6], sehingga estimasi tidak langsungnya dapat diperoleh.

Ratio benchmarking merupakan salah satu metode yang paling banyak digunakan dalam memodifikasi penduga EBLUP. Namun, estimator Mean Squared Error (MSE) yang tidak bias tidak tersedia [7]. Sebagai salah satu metode untuk memodifikasi penduga EBLUP yang paling banyak digunakan, peneliti mengembangan alat komputasi untuk metode benchmarking. Peneliti mengembangkan alat komputasi ratio benchmarking multivariat karena alat komputasi benchmarking univariat telah dibuat dan dikembangkan oleh peneiliti sebelumnya.

Berdasarkan permasalahan di atas, penelitian ini akan fokus membangun model estimasi dan MSE untuk *ratio benchmarking* univariat dan multivariat serta penerapannya pada *R package*. *R package* tersebut terdiri dari fungsi estimasi dan MSE untuk *ratio benchmaking* univariat dan multivariat. Kemudian peneliti akan mengimplementasikan *R package* pada data bangkitan dan data studi kasus.

II. TUJUAN PENELITIAN

Berdasarkan latar belakang, tujuan dilakukannya penelitian ini yaitu:

- Mengkaji dan membangun estimasi dan MSE metode 1. ratio benchmarking pada model Fay-Herriot univariat dan multivariat.
- Membangun R package untuk metode ratio benchmarking pada model Fay-Herriot univariat dan multivariat.
- Mengimplementasikan R package pada data bangkitan dan data studi kasus.

III. PENELITIAN TERKAIT

Tabel di bawah ini merupakan penelitian sebelumnya yang berkaitan dengan penelitian yang akan dilakukan.

TABEL I Penelitian Terkait

λIο

No	Judul	Penulis	Tertulis
1	Multivariate Fay-Herriot models for small area estimation with application to household consumption per capita expenditure in Indonesia	Azka Ubaidillah, Khairil Anwar Notodiputro, Anang Kurnia, dan I. Wayan Mangku	Small Area Estimation (SAE) dapat meningkatkan efektivitas ukuran sampel survei dengan meminjam kekuatan daerah tetangga dan hubungan antara auxiliary variable dengan variable of interest (2845 - 2846). Kita dapat menunjukkan bahwa model Multivariate Fay-Herriot menghasilkan estimasi parameter yang lebih efisien daripada model Univariate Fay-Herriot (2859).
2	Multivariate Fay-Herriot models for small area estimation	Roberto Benavent dan Domingo Morales	Model Fay-Herriot telah menjadi salah satu model yang paling banyak digunakan dalam pendugaan area kecil (372).
3	Pembangunan Paket R pada Model Fay Herriot Multivariat untuk Pendugaan Arae Kecil	Novia Permatasari	Pada umumnya, terdapat banyak variabel penelitian yang memiliki korelasi kuat, tidak terkecuali beberapa variabel hasil survei BPS. Dengan menggunakan SAE, variabelvariabel tersebut dapat diestimasi secara bersama-sama menggunakan metode SAE multivariat (2)
4	Bayesian Benchmarking with Applications to Small Area Estimation	G. S. Datta, M. Ghosh, R. Streorts, dan J. Maples	Meskipun estimasi area kecil berbasis model sangat berguna, satu masalah potensial dengan estimasi tersebut adalah ketika digabungkan, estimasi keseluruhan untuk wilayah geografis yang lebih luas mungkin cukup berbeda dari estimasi langsung terkait, yang terakhir biasanya diyakini cukup andal. Ini karena survei asli dirancang untuk mencapai akurasi inferensial tertentu pada tingkat agregasi yang lebih tinggi. (1)

5	New Important Developments in Small Area Estimation	Danny Pfeffermann	Benchmarking memperkuat inferensia dengan memaksa prediktor model-based untuk sesuai dengan estimator designbased dimana agregasi dari design-based estimator yaitu reliable (11)
6	Mean Squared Error of Non- Sampled Area in Small Area Estimation	Faisal Haris dan Azka Ubaidillah	Area dengan ukuran sampel nol dapat diestimasi dengan bantuan dari informasi klaster (1)
7	Small Area Estimation	J.N.K. Rao dan Isabel Molina	Modifikasi yang sangat sederhana namun banyak digunakan untuk EBLUP disebut <i>ratio benchmarking</i> . Penduga MSE orde kedua yang tidak bias tjdak tersedia (184).

IV. METODE PENELITIAN

A. Metode Analisis

Fay-Herriot Multivariat

Model Fay-Herriot multivariat merupakan model Fay-Herriot univariat yang dikembangkan dengan memperhitungkan korelasi antarvariabel. Model Fay-Herriot multivariat didefinisikan dalam dua tahap. Misalkan populasi terbatas dibagi menjadi D domain dan diasumsikan μ_d dihubungkan dengan auxiliary variable x_d dan termasuk random effect u_d, maka linking model dapat dituliskan sebagai herikut:

$$\mu_d = x_d \beta + u_d, \quad u_d \sim N(0, V_{ud}), \quad d = 1, ..., D$$
 (1)

dengan $\mu_d = (\mu_{d1}, \dots, \mu_{dR})'$ dan $x_d = diag(x_{d1}, \dots, x_{dR})_{R*p}$ dengan $p = \sum_{r=1}^{R} p_r$. β merupakan vektor kolom dengan ukuran p x 1. Selanjutnya penduga langsung tidak bias atau disebut sampling model bisa dituliskan sebagai berikut:

$$y_d = x_d \beta + u_d + e_d, \quad e_d \sim N(0, V_{ed})$$
 (2)

dengan menggabungkan persamaan (1) dan (2) diperoleh model Fay-Herriot multivariat yang dituliskan sebagai berikut:

$$y = X\beta + Zu + e \tag{3}$$

dengan y adalah hasil estimasi langsung, X adalah matriks variabel penyerta, β adalah nilai koefisien regresi, Z adalah matriks identitas, u adalah pengaruh acak area dan e adalah sampling error. Komponen e dan u bersifat independen.

Empirical Best Linear Unbiased Prediction (EBLUP) Empirical Best Linear Unbiased Prediction (EBLUP) merupakan salah satu metode untuk mengestimasi model Fay-Herriot multivariat dengan mengganti ragam (V_u) pada persamaan Best Linear Unbiased Prediction (BLUP) dengan penduga ragam (\hat{V}_u) yang diestimasi menggunakan metode Restricted Maximum Likelihood (REML) . Persamaan EBLUP dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_{E} = X\hat{\beta}_{E} + Z\hat{V}_{u}Z'\hat{V}^{-1}(y - X\hat{\beta}_{E})$$

$$\hat{V} = Z\hat{V}_{u}Z' + V_{e}$$

$$\hat{\beta}_{E} = (X'\hat{V}^{-1}X)^{-1}X'\hat{V}^{-1}y$$
(6)

$$\hat{V} = Z\hat{V}_{\nu}Z' + V_{e} \tag{5}$$

$$\hat{\beta}_E = (X'\hat{V}^{-1}X)^{-1}X'\hat{V}^{-1}y \tag{6}$$

Ratio Benchmarking

Benchmarking yaitu metode yang dilakukan agar hasil agregasi estimasi area kecil $\hat{\mu}_{Ed}$ sesuai dengan estimasi langsung yang sudah reliable. Metode ini dilakukan dengan memodifikasi $\hat{\mu}_{Ed}$. Ratio Benchmarking merupakan metode yang dilakukan dengan mengalikan $\hat{\mu}_{Ed}$ dengan suatu faktor pengali yang sama yaitu $\frac{\sum_{d=1}^{D} w_d \hat{\mu}_d}{\sum_{d=1}^{D} w_d \hat{\mu}_{Ed}}$ [7]. benchmarking dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_{RBd} = \hat{\mu}_{Ed} \left(\frac{\sum_{d=1}^{D} w_i \hat{\mu}_d}{\sum_{d=1}^{D} w_i \hat{\mu}_{Ed}} \right) \tag{7}$$

Ratio benchmarking merupakan modifikasi EBLUP yang sederhana tetapi paling banyak digunakan. Namun, estimator MSE yang tidak bias tidak tersedia, tidak seperti pada kasus $\hat{\mu}_E$

Estimasi dari Mean Squared Error (MSE)

MSE akan berfungsi sebagai alat untuk membandingkan metode alternatif untuk memilih metode mana yang terbaik dan paling akurat [9]. Referensi [2] menunjukkan bahwa mengestimasi nilai MSE pada model Fay-Herriot multivariat melalui persamaan Prasad-Rao yang dituliskan sebagai berikut:

$$mse(\hat{\mu}_E) = g_1(\hat{\sigma}_u^2) + g_2(\hat{\sigma}_u^2) + 2g_3(\hat{\sigma}_u^2)$$
 (8)

dengan komponen sebagai berikut:

$$g_1(\hat{\sigma}_u^2) = \Gamma V_e$$
 (9)

$$_2(\hat{\sigma}_u^2) = (1 - \Gamma) X Q X' (1 - \Gamma)'$$
 (10)

$$g_{1}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) = \Gamma V_{e}$$
 (9)

$$g_{2}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) = (1 - \Gamma)XQX'(1 - \Gamma)'$$
 (10)

$$(\hat{\sigma}_{u}^{2}) = \sum_{l} \sum_{k} cov(\hat{\sigma}_{uk}^{2}, \hat{\sigma}_{ul}^{2}) \Gamma_{(k)} \hat{V} \Gamma_{(l)}', k, l$$
 = 1, ..., q (11)

di mana, $\Gamma = Z(\hat{V}_u)Z'\hat{V}$, $\Gamma_{(k)} = \frac{\partial \Gamma}{\partial \sigma_n^2}$, $Q = (x'V^{-1}x)^{-1}$,

$$cov(\hat{\sigma}_{uk}^2,\hat{\sigma}_{ul}^2) = \left(F_{a,b}\right)^{-1}$$

MSE ratio benchmarking tidak tersedia, maka dilakukan proses resampling vaitu dengan parametric bootstrap untuk mengestimasi nilai MSE. Bootstrap resampling dari data sampel dapat digunakan untuk mengestimasi MSE EBLUPs, $\hat{\mu}_{Ed}$, dan MSE yang lebih kompleks [2]. Pendekatan $mse_B(\hat{\mu}_E)$ oleh Monte Carlo:

$$mse_B(\hat{\mu}_E) = B^{-1} \sum_{b=1}^{B} \left[\hat{\mu}_{Ed}^{*(b)} - \mu_d^{*(b)} \right]^2$$
 (12)

Model kedua, hybrid bootstrap MSE estimator dapat dituliskan sebagai berikut:

$$MSE(\hat{\mu}_{Ed}) = [g_{1d}(\hat{\sigma}_u^2) + g_{2d}(\hat{\sigma}_u^2)] + E(\hat{\mu}_{Ed} - \tilde{\mu}_{Ed})^2$$
(13)

Model ketiga, MSE parametric bootstrap bias correction dapat dituliskan sebagai berikut:

$$mse(\hat{\mu}_{Ed}) = 2[g_{1d}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) + g_{2d}(\hat{\sigma}_{u}^{2})] - \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} [g_{1}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) + g_{2}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)})] + \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} [\hat{\mu}_{Ed}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) - \hat{\mu}_{Ed}(\hat{\sigma}_{u}^{2(b)})]^{2}$$

$$(14)$$

EBLUP dengan informasi klaster

Referensi [6] menunjukkan bahwa terdapat pendekatan dengan menambahkan rata-rata estimator dari random effect area dan auxiliary variable di setiap klaster untuk memodifikasi intercept maupun slope model prediksi. Model estimasi EBLUP adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_E = X\hat{\beta}_E + Z\hat{u}_E \tag{15}$$

Sedangkan penduga EBLUP untuk daerah tidak tersampel adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_E = X\hat{\beta}_E \tag{16}$$

Rata-rata random effect untuk daerah tidak tersampel dituliskan sebagai berikut:

$$\bar{\hat{u}}_{d(k)} = \frac{1}{m_k} \sum_{d=1}^{m_k} \hat{u}_d \tag{17}$$

 $\hat{u}_{d(k)} = \text{Rata-rata } random \ effect \ \text{pada klaster ke-} k$

 m_k = Banyaknya area sampel pada klaster ke-k

 $\hat{u}_d = Random\ effect\ area\ sampel\ ke-d$

Dengan memasukkan informasi pada persamaan ke (17) ke dalam persamaan ke (16), maka diperoleh model EBLUP untuk daerah tidak tersampel yaitu sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_E = X\hat{\beta}_E + Z\bar{\hat{u}}_d \tag{18}$$

MSE non-sampled area

MSE untuk non-sampled area bisa diperoleh dengan memodifikasi estimator Prasad-Rao. Referensi menunjukkan bahwa untuk memodifikasi estimator Prasad-Rao penulis mengusulkan menggunakan \overline{V}_e , $\overline{g}_3(\hat{\sigma}_u^2)$, dan $\overline{\Gamma}$ dengan informasi klaster. Jadi estimator Prasad-Rao mengestimasi area non-sampled adalah sebagai berikut:

$$mse(\hat{\mu}_E^{ns}) = g_1(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)} + g_2(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)} + 2\overline{g_3}(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)}$$
 (19)

dengan komponen sebagai berikut:

$$g_1(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)} = \Gamma V_e \tag{20}$$

$$g_1(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)} = \bar{\Gamma} \bar{V}_e$$

$$g_2(\hat{\sigma}_u^2)_{(k)} = (1 - \bar{\Gamma}) X Q X' (1 - \bar{\Gamma})'$$
(20)

System Usability Scale (SUS)

System Usability Scale (SUS) adalah skala sepuluh item sederhana yang memberikan pandangan global tentang subjektif penilaian kegunaan [11]. Sepuluh item tersebut dituliskan dengan R1 sampai dengan R10. SUS memiliki bentuk skala likert dengan lima pilihan jawaban. Cara menghitung skor SUS adalah sebagai berikut:

Skor SUS =
$$\{(R1 - 1) + (5 - R2) + (R3 - 1) + (5 - R4) + (R5 - 1) + (5 - R6) + (R7 - 1) + (5 - R8) + (R9 - 1) + (5 - R10)\} * 2.5$$
 (22)

B. Metode Pengumpulan Data

Data yang digunakan pada penelitian ini terdiri dari data studi kasus dan data simulasi. Data studi kasus yang digunakan adalah data Susenas Maret 2019 dan Podes 2019 (Desa) Provinsi D.I. Yogyakarta untuk mengestimasi pengeluaran makanan dan non-makanan di seluruh kecamatan di Provinsi D.I. Yogyakarta 2019.

Data simulasi terdiri dari Data on fresh milk expenditure yang diperoleh dari package 'sae' dan data bangkitan yang diperoleh dengan membangkitkan data. Kondisi data merujuk pada penelitian rujukan, yaitu penelitian [1] dan [2]. Pada data bangkitan digunakan nilai D = 50, 100, dan 200 observasi dan R=2 variabel. Simulasi ini bertujuan untuk validasi nilai MSE dari univariat dan multivariat EBLUP dan ratio benchmarking. Model simulasinya dapat dituliskan sebagai berikut:

$$y_1 = \beta_{01} + \beta_{11}x_1 + \beta_{21}x_2 + u_1 + e_1 \tag{23}$$

$$y_{1} = \beta_{01} + \beta_{11}x_{1} + \beta_{21}x_{2} + u_{1} + e_{1}$$

$$y_{2} = \beta_{02} + \beta_{12}x_{1} + \beta_{22}x_{2} + u_{2} + e_{2}$$

$$u_{d} \sim N(0, V_{ud}), \quad e_{d} \sim N(0, V_{ed})$$
(23)
(24)
(25)

$$u_d \sim N(0, V_{ud}), \quad e_d \sim N(0, V_{ed}) \tag{25}$$

Inisiasi pengaruh acak area $\sigma_{u11}=0.2$ dan $\sigma_{u22}=0.3$, diperoleh $V_{ud}=(\sigma_{uii})_{i=1,\dots,R}$. Inisiasi sampling error $\sigma_{e11}=0.1$, $\sigma_{e22}=0.2$, dan kovarians sampling error $\sigma_{eij}=0.1$ $\rho_e \sqrt{\sigma_{eii}\sigma_{ejj}}$ dengan nilai koefisien korelasi $\rho_e=0$, dan 0.5, diperoleh $V_{ed} = \left(\sigma_{eij}\right)_{i,j=1,\dots,R}$. Inisiasi $\beta_{01} = 5, \beta_{02} = 4$, $\beta_{11} = -0.15, \beta_{12} = 0.1, \beta_{21} = 0.25, \text{ dan } \beta_{22} = -0.05$. Auxiliary variable x dibangkitkan $x_1 \sim N(10, 1)$ dan $x_2 \sim U(9.5, 10.5)$ dan penimbang dibangkitkan $w_{1,2} \sim (10, 20)$ lalu diproporsikan setiap variabelnya.

Simulasi dilakukan untuk menguji perbandingan MSE EBLUP dan ratio benchmarking untuk univariat multivariat. Langkah-langkah simulasi sebagai berikut:

1. Ulangi sebanyak I=50 kali (i=1,...,I)1.1 Bangkitkan $\{(e_{dr}^{(i)},u_{dr}^{(i)},y_{dr}^{(i)},x_{dr}):d=1,...,D,r=1,2\}$ 1.2 Hitung nilai parameter

$$\mu_d^{(i)} = X_d \beta + u_d, \hat{\sigma}_{ur}^{2(i)}, \hat{\beta}_{Er}^{(i)}, d = 1, ..., D, r = 1, 2$$

$$mse_d^{1(t)} = g_{1d}(\hat{\sigma}_u^2) + g_{2d}(\hat{\sigma}_u^2) + 2g_{3d}(\hat{\sigma}_u^2)$$

1.2 Hitung nilai parameter $\mu_{d}^{(i)} = X_{d}\beta + u_{d}, \hat{\sigma}_{ur}^{2(i)}, \hat{\beta}_{Er}^{(i)}, d = 1, ..., D, r = 1, 2$ 1.3 Hitung nilai MSE Prasad-Rao $mse_{d}^{1(i)} = g_{1d}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) + g_{2d}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) + 2g_{3d}(\hat{\sigma}_{u}^{2})$ 1.4 Bootstrap sebanyak B = 200 kali (b = 1, ..., B)1.4.1 Bangkitkan $\{(e_{dr}^{*(ib)}, u_{dr}^{*(ib)}, y_{dr}^{*(ib)}, x_{dr}): d = 1, ..., D, r = 1, 2\}$, mengambil informasi $\hat{\sigma}_{ur}^{2(i)}$ dan $\hat{\beta}_{Er}^{(i)}$ sebagai ganti dari σ_{ur}^{2} dan $\beta_{r}, r = 1, 2$ 1.4.2 Hitung nilai parameter $\mu_{d}^{(ib)} = X_{d}\hat{\beta}_{Er}^{(i)} + u_{d}^{*(ib)}, \hat{\sigma}_{ur}^{2*(ib)}, \hat{\beta}_{Br}^{*(ib)}, \hat{\beta}_{Er}^{*(ib)}, d = 1, ..., D, r = 1, 2$ 1.4.3 Hitung nilai berikut

$$\mu_d^{(ib)} = X_d \hat{\beta}_{Er}^{(i)} + u_d^{*(ib)}, \hat{\sigma}_{ur}^{2*(ib)}, \hat{\beta}_{Br}^{*(ib)}, \hat{\beta}_{Er}^{*(ib)}, d = 1, \dots, D, r = 1, 2$$

$$a = 1, ..., D, r = 1, 2$$
1.4.3 Hitung nilai berikut
$$\hat{\mu}_{Bd}^{*(ib)} = X_d \hat{\beta}_B^{*(ib)} + I_2 \hat{u}_{Bd}^{*(ib)}, \text{ selanjutnya estimasi}$$
ratio benchmarking $\hat{\mu}_{RBBd}^{*(ib)}$

$$\begin{split} \hat{\mu}_{Ed}^{*(ib)} &= X_d \hat{\beta}_E^{*(ib)} + I_2 \hat{u}_{Ed}^{*(ib)}, \text{ selanjutnya estimasi} \\ ratio \ \hat{\mu}_{RB_Ed}^{*(ib)} \\ \delta_{RBd}^{*(ib)} &= \left(\hat{\mu}_{RBEd}^{*(ib)} - \hat{\mu}_{RBBd}^{*(ib)} \right) \\ 1.5 \text{ Untuk } d &= 1, \dots, D, \text{ hitung } \textit{mse bootstrap} \\ \textit{mse}_d^{2(i)} &= 2 \big[g_{1d}^{(i)} \big(\hat{\sigma}_u^{2(i)} \big) + g_{2d}^{(i)} \big(\hat{\sigma}_u^{2(i)} \big) \big] \\ &- \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \big[g_{1d}^{(i)} \big(\hat{\sigma}_u^{2*(ib)} \big) \\ &+ g_{2d}^{(i)} \big(\hat{\sigma}_u^{2*(ib)} \big) \big] + \frac{1}{B} \sum_{b=1}^D \delta^{*(ib)} \delta^{*(ib)t} \end{split}$$

2. Hitung nilai MSE Bootstrap

$$mse_d^1 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^{I} mse_d^{1(i)}$$

$$mse_d^2 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^{I} mse_d^{2(i)}$$

C. Tahapan Penelitian

Penelitian dilakukan merujuk pada design science research dengan tahapan-tahapan sebagai berikut:

1. Problem identification

Pada tahap ini peneliti melakukan identifikasi masalah, perumusan masalah, dan perumusan tujuan penelitian terkait model ratio benchmarking.

2. Define the objective for a solution

Pada tahap ini dilakukan pencarian solusi dengan melakukan studi literatur.

3. Design and development

Pada tahap ini dilakukan pembuatan model benchmarking dan pembuatan R Package.

4. Demonstration

Pada tahap ini dilakukan implementasi pada data bangkitan dan data studi kasus.

5. Evaluation

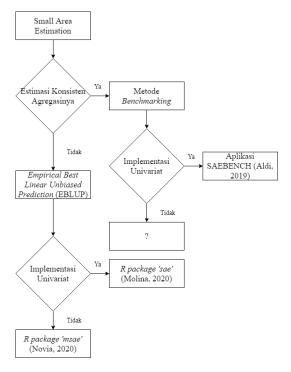
Hasil dari demonstration selanjutnya dievaluasi dengan uji validitas, uji performa, dan uji SUS.

Communication

Pada tahap ini penulis mendokumentasikan R Package pada situs CRAN, memaparkan hasil penelitian di seminar, dan mendokumentasikan dalam bentuk hard file.

V. KERANGKA PIKIR

Kerangka pikir pada penelitian ini menggambarkan kebutuhan aplikasi untuk estimasi small area estimation multivariat yang konsisten yaitu dengan metode benchmarking yang dapat ditunjukkan pada gambar berikut.



Gambar 1. Kerangka Pikir

VI. HASIL DAN PEMBAHASAN

A. Design and development

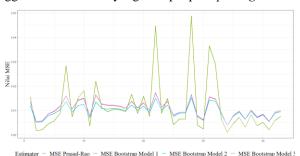
Model estimasi ratio benchmarking multivariat

Model multivariat ratio benchmarking modifikasi dari model univariat ratio benchmarking pada persamaan ke (7). Pengaplikasian multivariat hanya memanfaatkan korelasi antar variabel untuk mengestimasi EBLUP, Sehingga model ratio benchmarking multivariat merupakan model univariat setiap variabelnya. Model ratio benchmarking multivariat dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{\mu}_{RBdr} = \hat{\mu}_{Edr} \left(\frac{\sum_{d=1}^{D} w_{dr} \hat{\mu}_{dr}}{\sum_{d=1}^{D} w_{dr} \hat{\mu}_{Edr}} \right)$$
(26)

Estimasi MSE dengan parametric bootstrap

Dari ketiga model bootstrap akan dipilih model terbaik vang paling mendekati estimasi MSE Prasad-Rao. Berikut merupakan grafik perbandingan MSE Prasad-Rao dengan tiga pendekatan bootstrap. Pemodelan menggunakan data milk yang terdapat pada package 'sae'.



Gambar 2. Perbandingan MSE Prasad-Rao dengan MSE bootstrap

pertama memiliki pola yang mirip dengan MSE Prasad-Rao. Namun, nilainya cenderung berbeda. Sedangkan MSE bootstrap model kedua dan ketiga memiliki pola dan nilai yang mendekati MSE Prasad-Rao. Ketiga model tersebut dibandingkan dengan melihat perbandingan rata-rata dan standar deviasi dari selisih tiap-tiap model MSE bootstrap terhadap MSE Prasad-Rao. Perbandingan tersebut dapat dilihat pada tabel berikut: TABEL II

Berdasarkan gambar 2 terlihat bahwa MSE bootstrap model

Perbandingan MSE Bootstrap

g						
	Selisih I	Selisih II	Selisih III			
Rata-rata	-6,4 x 10 ⁻⁴	9,24 x 10 ⁻⁴	2,34 x 10 ⁻⁵			
Standar Deviasi	7,77 x 10 ⁻³	7,09 x 10 ⁻⁴	5,07 x 10 ⁻⁵			

Berdasarkan Tabel II dapat ditunjukkan bahwa nilai ratarata dan standar deviasi dari selisih MSE bootstrap model ketiga terhadap MSE Prasad-Rao lebih kecil dibandingan dengan selisih MSE bootstrap model pertama dan kedua terhadap MSE Prasad-Rao. Maka dari itu penulis menggunakan MSE bootstrap model ketiga atau MSE bootstrap bias correction untuk mengestimasi MSE dari ratio benchmarking.

Dengan mengganti parameter $\hat{\mu}_{Ed}$ dengan $\hat{\mu}_{RBd}$, persamaan untuk MSE ratio benchmarking dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{split} mse(\hat{\mu}_{RBd}) &= 2[g_{1d}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) + g_{2d}(\hat{\sigma}_{u}^{2})] \\ &- \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \left[g_{1}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) + g_{2}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) \right] \\ &+ \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \left[\hat{\mu}_{RBd}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) - \hat{\mu}_{RBd}(\hat{\sigma}_{u}^{2(b)}) \right]^{2} \end{split} \tag{27}$$

Langkah-langkah estimasi MSE dengan parametric bootstrap dapat dituliskan sebagai berikut:

- 1. Estimasi nilai random effect $(\hat{\sigma}_u^2)$ dan koefisien beta $(\hat{\beta})$
- 2. Hitung komponen $g_1(\hat{\sigma}_u^2)$ dan $g_2(\hat{\sigma}_u^2)$
- 3. Bootstrap B kali (b = 1, ..., B)3.1 Bangkitkan $e_{dr}^{*(b)}, u_{dr}^{*(b)}$

 - 3.2 Hitung nilai parameter $(\mu_d^{*(b)})$ dan direct bootstrap
 - 3.3 Estimasi nilai *random effect* $(\hat{\sigma}_u^{2*(b)})$ dan *beta* $(\hat{\beta}^{*(b)})$ 3.4 Hitung EBLUP *bootstrap I:* $(\hat{\mu}_{Bd})$

 - 3.5 Estimasi *ratio benchmarking bootstrap I:* $(\hat{\mu}_{RBBd}^{*(b)})$ 3.6 Hitung komponen $g_1(\hat{\sigma}_u^{2*(b)})$ dan $g_2(\hat{\sigma}_u^{2*(b)})$

 - 3.7 Estimasi EBLUP bootstrap II: $(\hat{\mu}_{Ed})$
 - 3.8 Estimasi ratio benchmarking bootstrap II: $(\hat{\mu}_{RREd}^{*(b)})$
- 4. Hitung MSE ratio benchmarking:

$$\begin{split} mse(\hat{\mu}_{RBd}) &= 2[g_{1d}(\hat{\sigma}_{u}^{2}) + g_{2d}(\hat{\sigma}_{u}^{2})] \\ &- \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \left[g_{1}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) + g_{2}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)})\right] \\ &+ \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} \left[\hat{\mu}_{RBd}(\hat{\sigma}_{u}^{2*(b)}) - \hat{\mu}_{RBd}(\hat{\sigma}_{u}^{2(b)})\right]^{2} \end{split}$$

Metode *bootstrap* ini mempunyai kelemahan yaitu penduganya bisa negatif. Seperti yang dijelaskan oleh [13] bahwa penulis tidak merekomendasikan penggunaan *bootstrap* jika $\hat{\sigma}_u$ terlalu mendekati nol.

Pembuatan R Package

R Package yang dibangun bernama 'msaeRB' yang merupakan singkatan dari Multivariate Small Area Estimation Ratio Benchmarking. Package ini dependent dengan beberapa package, diantaranya yaitu 'MASS', 'abind', 'magic', 'Matrix', dan 'stats'. Package ini terdiri dari delapan function dan dua dataset. Function tersebut yaitu est_saeRB(), est_msaeRB(), est_saeRBns(), est_msaeRBns(), mse_saeRB(), mse_saeRBns(). Berikut merupakan rincian dari deskripsi tiaptiap function.

TABEL III Deskripsi Function

Deskiipsi i unction				
Function	Deskripsi			
est_saeRB()	Estimasi EBLUP dan ratio			
	benchmarking univariat			
est_msaeRB()	Estimasi EBLUP dan ratio			
	benchmarking multivariat			
mse_saeRB()	MSE EBLUP dan ratio			
	benchmarking univariat			
mse_msaeRB()	MSE EBLUP dan ratio			
	benchmarking multivariat			
est_saeRBns()	Estimasi EBLUP dan ratio			
	benchmarking univariat untuk			
	area tidak tersampel			
est_msaeRBns()	Estimasi EBLUP dan ratio			
	benchmarking multivariat untuk			
	area tidak tersampel			
mse_saeRBns()	MSE EBLUP dan ratio			
	benchmarking univariat untuk			
	area tidak tersampel			
mse_msaeRBns()	MSE EBLUP dan ratio			
	benchmarking multivariat untuk			
	area tidak tersampel			

Package msaeRB dibangun dari algoritma dan pemodelan yang sudah disusun dengan komponen-komponen sebagai berikut:

1. File DESCRIPTION

File ini berisi nama package, author(s), maintainer, version, description, link repository, dan informasi lainnya.

2. File NAMESPACE

File ini berisi informasi tentang interaksi *package* dengan *package* lain yang dituliskan dengan *function* "importFrom('*package*', '*function*') dan interaksi dengan pengguna yang dituliskan dengan *function* "export('*function*').

3. Folder R

Folder ini berisi script empat function dan satu dataset.

4. Folder data

Folder ini berisi dataset dengan format 'rda'.

5. Folder man

Folder ini berisi komponen dan informasi penting yang berkaitan dengan *function*.

B. Evaluasi

Uji Validitas

Uji validitas digunakan untuk menguji apakah algoritma yang dibuat telah menghasilkan output yang sesuai dan benar. Uji validitas ini akan membandingkan hasil estimasi MSE univariat dan multivariat EBLUP dan *Ratio Benchmarking*.

TABEL IV Perbandingan Rata-Rata MSE

D	$ ho_e$	Metode	Variabel 1	Variabel 2
		EBLUP	0,070561	0,128949
50	0	Ratio Benchmarking	0,070456	0,128588
	0,5	EBLUP	0,065498	0,120429
	0,5	Ratio Benchmarking	0,065438	0,120524
	0	EBLUP	0,068660	0,125543
100	U	Ratio Benchmarking	0,068663	0,125295
	0,5	EBLUP	0,064250	0,116047
		Ratio Benchmarking	0,064245	0,116017
	0	EBLUP	0,068604	0,119801
200		Ratio Benchmarking	0,068329	0,120028
	0,5	EBLUP	0,063196	0,114284
		Ratio Benchmarking	0,063057	0,113811

Untuk domain dan metode yang sama, hasil MSE multivariat selalu lebih kecil daripada MSE univariat, sehingga dapat dikatakan bahwa model multivariat menghasilkan estimasi yang lebih efisien daripada model univariat. Selain itu, semakin banyaknya jumlah sampel, maka MSE semakin kecil. Selanjutnya pada studi kasus akan dibandingkan estimasi langsung dengan estimasi tidak langsung secara multivariat.

Uji Performa

Uji performa digunakan untuk melihat keadaan program yang telah dibuat dengan melihat waktu komputasi untuk tiaptiap simulasi. Waktu komputasi untuk tiap-tiap simulasi disajikan dalam tabel di bawah ini.

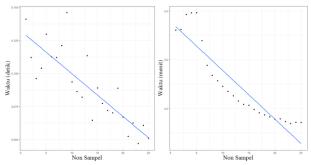
TABEL V Waktu Komputasi

Function	Jumlah Sampel			
Function	50	100	200	
est_saeRB()	0,341 s	0,394 s	3,001 s	
est_msaeRB()	0,403 s	0,772 s	4,192 s	

mse_saeRB()	1,963 m	12,259 m	1,470 h
mse_msaeRB()	2,998 m	17,677 m	2,150 h

Berdasarkan waktu komputasinya, dapat diurutkan model dari yang terlama yaitu sebagai berikut: $mse_msaeRB()$, $mse_saeRB()$, $est_msaeRB()$, dan est_saeRB . Fungsi multivariat cenderung lebih lama waktu komputasinya dibandingkan dengan fungsi univariat karena matriks V_e multivariat mengandung kovarians. Selain itu fungsi MSE cenderung lebih lama waktu komputasinya dibandingkan fungsi estimasi karena dalam fungsi MSE algoritmanya menggunakan teknik bootstrap untuk mendapatkan nilai MSE.

Kemudian untuk fungsi non-sampel dilakukan uji coba untuk melihat pengaruh banyaknya area non-sampel terhadap waktu komputasi. Uji coba dilakukan terhadap fungsi est_msaeRBns() dan mse_msaeRBns() dengan domain D = 50 area, dan banyaknya area-non sampel mulai dari 1 sampai 25 area.



Gambar 3. Hubungan banyaknya area non-sampel terhadap waktu komputasi

Berdasarkan gambar 3 terlihat bahwa semakin banyak area yang tidak tersampel, waktu komputasinya akan semakin cepat dibuktikan dengan garis tren yang menurun. Hal ini dikarenakan pemrosesan yg dilakukan pada area non-sampel adalah area tersampel yang diproses dengan algoritma estimasi ataupun MSE yang terdapat estimasi varians *random effect* dengan metode REML dengan iterasi sampai mendapatkan hasil konvergen, maksimal 100 iterasi. Selanjutnya, *random effect* untuk area non-sampel diperoleh dari rata-rata *random effect* area yang tersampel.

Uji SUS

Uji SUS dilakukan untuk mengetahui apakah program yang digunakan dapat diterima pengguna atau tidak. Uji ini dilakukan terhadap 8 responden yang merupakan mahasiswa Politeknik Statistika STIS. Skor rata-rata SUS adalah 81,25 yang berarti bahwa *package* yang dibangun telah dapat diterima.

Studi Kasus

Untuk melakukan estimasi tidak langsung dibutuhkan peran *auxiliary variable* yang digunakan untuk menduga rata-rata pengeluaran makanan (Y_1) dan rata-rata pengeluaran non-makanan (Y_2) sehingga dapat meningkatkan presisi estimasi. Untuk pemodelan digunakan 42 variabel. *Auxiliary variable* berasal dari data Podes 2019 (Desa) yang diagregasi ke tingkat kecamatan. Untuk mendapatkan variabel yang signifikan,

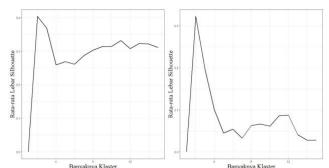
digunakanlah metode *stepwise* dengan hasil yang ditunjukkan pada tabel berikut:

TABEL VI Hasil Seleksi Variabel dengan Metode *Stepwise*

	Trash Seleksi variaber dengan Metode Stepwise				
Variabel Respon	Variabel Penyerta	beta	std.error	t-statistics	p-value
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(Intercept)	5,448	0,370	14,734	0,0000
	<i>X</i> ₁	-0,053	0,023	-2,284	0,0256
<i>Y</i> ₁	<i>X</i> ₂	0,331	0,161	2,053	0,0440
	<i>X</i> ₆	-0,234	0,088	-2,649	0,0101
	<i>X</i> ₈	0,060	0,029	2,054	0,0440
	(Intercept)	9,020	0,804	11,213	0,0000
	X_1	-0,150	0,050	-2,987	0,0040
	<i>X</i> ₂	0,934	0,364	2,567	0,0127
	<i>X</i> ₃	0,494	0,150	3,301	0,0016
	X_4	-0,988	0,280	-3,532	0,0008
<i>Y</i> ₂	<i>X</i> ₅	0,624	0,230	2,716	0,0086
	<i>X</i> ₆	-0,666	0,187	-3,562	0,0007
	<i>X</i> ₇	0,341	0,101	3,358	0,0013
	<i>X</i> ₈	0,297	0,064	4,610	0,0000
	X_9	0,448	0,117	3,841	0,0002
	X ₁₀	-0,670	0,233	-2,876	0,0055

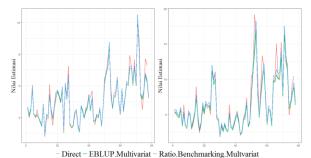
Auxiliary variable yang digunakan yaitu jumlah SD negeri (X_1) , jumlah MI negeri (X_2) , Jumlah MI swasta (X_3) , Jumlah SMP swasta (X_4) , Jumlah SMA swasta (X_5) , Jumlah SMK swasta (X_6) , jumlah tempat praktik bidan (X_7) , jumlah apotek (X_8) , jumlah bank umum swasta (X_9) , dan jumlah koperasi industri kecil dan kerajinan rakyat (X_{10}) .

Berdasarkan *auxiliary variable* di atas, diperoleh jumlah klaster optimal yaitu sebanyak dua klaster untuk masingmasing Y_1 dan Y_2 dengan menggunakan *silhouette method*. Banyaknya klaster optimal ditunjukkan oleh gambar 4 berikut.



Gambar 4. Jumlah klaster optimal untuk variabel respon Y_1 (kiri) dan variabel respon Y_2 (kanan)

Adapun perbandingan hasil estimasi langsung dan estimasi tidak langsungnya ditunjukkan pada gambar 5.



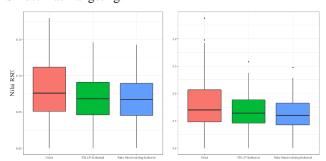
Gambar 5. Perbandingan estimasi langsung dan tidak langsung variabel respon Y_1 (kiri) dan variabel respon Y_2 (kanan)

Berdasarkan gambar 5 dapat dilihat bahwa hasil estimasi langsung, EBLUP multivariat, dan *ratio benchmarking* multivariat memiliki pola yang mirip. Kemudian dilakukan perhitungan agregasi dari ketiga estimasi tersebut yang hasilnya disajikan dalam tabel berikut berikut.

TABEL VII Agregasi Data Studi Kasus

11g10gust Duta Stadi 11asas						
Variabel Respon	Estimasi Langsung	EBLUP Multivariat	Ratio Benchmarking Multivariat			
<i>Y</i> 1	5,359760	5,255307	5,359760			
Y2	7,470244	6,976199	7,470244			

Berdasarkan Tabel VII dapat dilihat bahwa agregasi dari estimasi langsung sesuai dengan agregasi $ratio\ benchmarking$ multivariat untuk masing-masing variabel Y_1 dan Y_2 . Selain memiliki agregasi yang sama dengan agregasi estimasi langsung, estimasi dengan $ratio\ benchmarking\$ multivariat terbukti lebih efisien. Terlihat dari gambar 6, secara rata-rata RSE dari $ratio\ benchmarking\$ multivariat lebih kecil daripada RSE estimasi langsung.



 \blacksquare Direct \blacksquare EBLUP Multivariat \blacksquare Ratio Benchmarking Multvariat Gambar 6. Perbandingan RSE estimasi langsung dan tidak langsung variabel respon Y_1 (kiri) dan variabel respon Y_2 (kanan)

VII. PENUTUP

Berdasarkan hasil dan pembahasan, didapatkan beberapa kesimpulan sebagai berikut:

 Estimasi dan MSE metode ratio benchmarking pada model Fay-Herriot univariat dan multivariat telah berhasil dibangun dengan nilai agregasi ratio benchmarking yang sudah sesuai dengan nilai agregasi dari estimasi langsung.

- 2. *R package* untuk metode *ratio benchmarking* pada model Fay-Herriot multivariat telah berhasil dibangun dengan nama msaeRB. dan dapat diakses pada situs CRAN melalui https://cran.r-project.org/web/packages/msaeRB/
- 3. *R package* telah berhasil diimplementasikan pada data bangkitan dan data studi kasus.

Dari hasil dan kesimpulan penelitian, penulis memberikan saran sebagai berikut:

- Model ratio benchmarking multivariat sebagai salah satu dari lima metode benchmarking telah berhasil dibangun secara multivariat. Namun, tiga metode benchmarking lainnya belum dikembangkan. Maka dari itu, dapat dikembangkan tiga model benchmarking lainnya secara multivariat.
- Function yang dibangun masih menghasilkan waktu pengolahan yang lama, maka dari itu perlu dilakukan optimasi terhadap implementasi algoritma.
- 3. Pada studi kasus, pemilihan variabel penyerta dapat dilakukan dengan lebih baik lagi sehingga dapat dihasilkan model dan hasil estimasi yang lebih baik juga.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] A. Ubaidillah, K. A. Notodiputro, A. Kurnia, and I. W. Mangku, "Multivariate Fay-Herriot models for small area estimation with application to household consumption per capita expenditure in Indonesia," Journal of Applied Statistics, vol.46, pp. 2845-2861, 2019.
- [2] R. Benavent and D. Morales. "Multivariate Fay-Herriot models for small area estimation," Computational Statistics and Data Analysis, vol.94, pp. 372-390, 2016.
- [3] N. Permatasari. Pembangunan paket R pada model Fay Herriot multivariat untuk pendugaan area kecil. Jakarta: Politeknik Statistika STIS, 2020.
- [4] G. S. Datta, M. Ghosh., R. Steorts and J. Maples, "Bayesian benchmarking with applications to small area estimation," TEST, vol.20, pp. 574-588, 2011
- [5] D. Pfeffermann, "New Important Developments in Small Area Estimation." Statistical Science, vol.28, pp. 40-68, 2013.
- [6] F. Haris and A. Ubaidillah, "Mean Square Error of Non-Sampled Area in Small Area Estimation," in 2019 International Conference on Statistics and Analytics. Bogor, Indonesia: ICSA, Jan 2019, pp. 1-12.
- [7] J. N. K. Rao and I. Molina, Small Area Estimation 2nd Edition. New Jersey: John Wiley and Sons Inc, 2015.
- [8] D. Pfeffermann, A. Sikov, and R. Tiller, "Single- and two-stage cross-sectional and time series benchmarking procedures for small area estimation," TEST, vol.23, pp. 631-666.
- [9] P. P. Biemer and L. E. Lyberg. Introduction to Survey Quality. New Jersey: Wiley Series in Survey Methodology, 2003.
- [10] R. Anisa, A. Kurnia, and Indahwati, "Cluster Information of Non-sampled Area in Small Area Estimation," IOSR Journal of Mathematics, vol. 10, pp. 15-19.
- [11] I. H. N, P. Nugroho and R. Ferdiana, "Pengujian Usability Website Menggunakan System Usability Scale," IPTEK-KOM, vol.17, pp. 31-38, 2015
- [12] K. Peffers, T. Tuunanen, M. Rothenberger et al, "A design science research methodology for information systems research," Journal of Management Information Systems, vol.24, pp. 45–77.
- [13] R. C. Steorts and M. Ghosh, "On Estimation of Mean Squared Errors of Empirical Bayes Estimators," Statistics Sinica, vol.23, pp. 749-767.