

PENERAPAN METODE MIVQUE DALAM PENDUGAAN SIFAT GENETIK PADA PRODUKSI SUSU SAPI

Asep Saefuddin¹⁾, Anang Kurnia¹⁾, Citra Jaya²⁾

¹⁾ Departemen Statistika IPB, Bogor

²⁾ Group Riset Potensial

Ringkasan

Ada beberapa hal yang mempengaruhi keragaman produksi susu sapi. Secara garis besar, dapat dibagi ke dalam dua kelompok yaitu faktor genetik dan faktor lingkungan. Keragaman genetik yang tinggi pada produksi susu sapi menunjukkan lingkungan tidak terlalu berpengaruh terhadap produksi. Dalam dunia nyata, keragaman yang sebenarnya tidak mungkin diketahui, sehingga diperlukan pendekatan metode statistika dalam pendugaannya. Analisis statistika yang sering dipergunakan dalam menganalisis hubungan antar faktor respon dengan faktor penjelasnya adalah analisis model linier. Akan tetapi, analisis ini dibatasi asumsi bahwa faktor-faktor yang terlibat bersifat tetap (*fixed*), sehingga diperlukan pendekatan lain jika melibatkan faktor yang bersifat acak. Analisis linear mixed model menyediakan fasilitas untuk menganalisis faktor tetap maupun acak, dengan fokus utamanya adalah mengenai ragam komponen acak. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa satu-satunya faktor tetap yang nyata pada taraf 0.05 adalah faktor laktasi. Struktur koragam yang paling baik memodelkan faktor acak berdasarkan nilai AIC adalah Unstructured Covariance. Sedangkan untuk pendugaan keragaman genetik, jenis Varlour menjadi jenis pejantan yang paling superior dilihat dari nilai harapan kemajuan genetik dan kontribusinya terhadap keragaman produksi susu anaknya.

Kata kunci : Sifat genetik, *Linear Mixed Model*

PENDAHULUAN

Latar Belakang

Produksi susu sapi adalah salah satu karakter kuantitatif yang sangat penting dalam seleksi hewan unggul. Secara teori, karakter kuantitatif ini memiliki dua sumber keragaman, yaitu genetik dan lingkungan (Cole, 1966). Oleh sebab itu, produksi susu sapi beragam baik antar sapi maupun antar daerah. Fenomena ini menambah kerumitan dalam proses seleksi tadi.

Peternakan sapi perah sangat mengupayakan perbaikan mutu genetik untuk peningkatan produksi, dengan dua kendala utama, yaitu seleksi, dan sistem kawin. Seleksi adalah pemilihan sapi yang akan menjadi penerus generasi selanjutnya. Problem utama seleksi adalah menduga genotip sapi seakurat mungkin. Setelah seleksi sapi yang akan menjadi induk bagi generasi selanjutnya telah dilakukan, peternak harus menentukan sistem kawin yang diterapkan untuk menghasilkan perbaikan produksi maksimal pada generasi selanjutnya (Cole, 1966).

Untuk dapat mengetahui keragamannya, pendekatan yang biasa dilakukan adalah melalui analisis model linier. Akan tetapi, model linier lazimnya melibatkan faktor-faktor yang bersifat tetap (*fixed*), sehingga satu-satunya sumber keragaman adalah faktor galat (Searle, 1971). Agar keragaman dapat dianalisis secara terpisah (antara faktor genetik dan faktor lingkungan), maka diperlukan pendekatan lain. Analisis yang sering digunakan adalah *Linear Mixed Model*, karena pada analisis ini, keragaman dapat diduga per komponen.

Schaeffer (1993) memperkenalkan beberapa metode pendugaan komponen ragam, yaitu Metode Henderson 1, Metode Henderson 2, Metode Henderson 3, Metode Henderson 4, *Maximum Likelihood*, *Restricted Maximum Likelihood*, dan *Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimation* (MIVQUE). Penelitian ini memfokuskan pada penggunaan metode MIVQUE.

Tujuan

Penelitian ini bertujuan mengestimasi koefisien faktor tetap dan proporsi keragaman genetik (keragaman induk) terhadap keragaman produksi susu sapi anaknya. Keragaman induk akan diwakili oleh jenis bapak.

TINJAUAN PUSTAKA

Susu Sapi

Susu sapi adalah cairan berwarna putih, kaya akan kandungan colostrum, dan disekresi pada kelenjar susu mamalia, dalam hal ini adalah sapi yang sehat. Kuantitas dan komposisinya dipengaruhi oleh beberapa faktor fisiologi dan lingkungan. Faktor fisiologi yang mempengaruhi kuantitas susu antara lain (Cole, 1964):

1. **Laktasi.** Periode sapi memproduksi susu disebut laktasi. Periode ini dimulai setiap seekor sapi selesai melahirkan. Pada awal laktasi, ambing yang dihasilkan sapi disebut kolostrum. Tepatnya lima hari setelah melahirkan, produksi tersebut baru dapat dikatakan susu. Normalnya, produksi susu harian meningkat pada empat sampai enam minggu setelah kelahiran, kemudian menurun secara perlahan sampai sapi mengalami kering.
2. **Usia.** Seiring berjalannya waktu, produksi susu sapi terus meningkat, hingga mencapai puncaknya pada usia matang (6 sampai 8 tahun). Setelah usia ini, produksi mulai menurun, namun proses penurunan ini tidak secepat proses peningkatan produksi tadi. Sesuai aturan umum, sapi pada usia 2 tahun memproduksi 70% dari produksi puncak, 80% pada usia 3 tahun, 90% pada usia 4 tahun, 95% pada usia 5 tahun, dan produksi puncak pada usia 6 tahun.
3. **Keturunan.** Terdapat mekanisme fisiologi yang mempengaruhi kuantitas dan kualitas susu, yang disebut juga faktor genetik. Hal ini dibuktikan dengan terdapatnya perbedaan produksi susu sapi antar keturunan yang berbeda.

Sementara faktor lingkungan yang mempengaruhi kuantitas susu antara lain:

1. **Periode kering.** Waktu jeda antar laktasi mempengaruhi produksi pada laktasi berikutnya. Periode kering yang singkat membuat sapi tidak berkesempatan membangun cadangan tubuh untuk menghadapi pemerahan pada laktasi

berikutnya. Sebaliknya, periode kering yang panjang akan mempersingkat durasi produksi. Periode kering yang optimal adalah 60 hari.

2. **Suhu.** Sapi mengalami tingkat efisiensi produksi pada suhu sekitar 50° F. Saat suhu mencapai 80° F, rata-rata sapi mengalami penurunan produksi, yang berimplikasi pada meningkatnya kadar lemak pada susu.
3. **Pakan.** Pada awal laktasi, sapi membutuhkan pakan yang cukup untuk pertumbuhan, sekaligus untuk produksi susunya. Pada laktasi berikutnya, pakan lebih banyak lagi diperlukan baik untuk peningkatan produksi susu, maupun untuk ketahanan tubuh.

Model Aditif

Nilai fenotip dipecah menjadi komponen-komponen berdasarkan pengaruh genotip dan lingkungan. Genotip adalah sekumpulan gen yang dimiliki setiap individu, sedangkan lingkungan adalah pengaruh non-genetik yang mempengaruhi nilai fenotip. Digabungkannya seluruh faktor non-genetik kedalam sebuah faktor yang disebut lingkungan menunjukkan bahwa secara definisi, hanya faktor genotip dan lingkungan yang mempengaruhi nilai fenotip (Falconer, 1964).

Fenotip adalah fungsi dari genotip dan lingkungan: $F = f(G,E)$. Fungsi sesungguhnya akan sangat rumit, sehingga diperlukan pendekatan. Fungsi yang paling sederhana adalah fungsi aditif (Pirchner, 1983)

$$F = G + E$$

di mana F adalah nilai fenotip, G adalah nilai genotip, dan E adalah nilai lingkungan.

Pada banyak kasus, diasumsikan bahwa genotip dan lingkungan saling bebas, yaitu genotip yang baik terjadi di seluruh lingkungan. Hal ini mempermudah perlakuan selanjutnya jika kuantitas dianggap sebagai simpangan dari rata-rata umum (Pirchner, 1983).

Komponen Ragam

Dalam analisis karakter kuantitatif pada produksi susu sapi, keragaman fenotip total (σ^2_P) dapat dibagi ke dalam beberapa bagian:

1. Keragaman karena perbedaan genetik antar individu (σ^2_H).
2. Interaksi non-linear antara genotip dan lingkungan (σ^2_{HE}).
3. Keragaman lingkungan (σ^2_E).

Jika terdapat korelasi antara genotip dan lingkungan (r_{HE}), maka faktor 2 cov (HE) perlu ditambahkan dalam komponen di bawah ini

$$\sigma^2_P = \sigma^2_H + \sigma^2_E + 2 \text{cov} (HE') + \sigma^2_{(H,E)} \quad (1)$$

Pendugaan heritabilitas biasanya dilakukan dalam satu kawanan ternak atau dalam satu kumpulan keturunan pejantan agar keragaman karena pengaruh sistematik lingkungan dapat dieliminasi. Pada saat yang sama, korelasi antara genotip dan lingkungan $[2 \text{cov} (HE') + \sigma^2_{(H,E)}]$ akan dieliminasi, sehingga persamaan (1) akan tereduksi menjadi (Johansson, 1961)

$$\sigma^2_P = \sigma^2_H + \sigma^2_E$$

Heritabilitas menurut Lush (1949) dalam Johansson (1961) jika dikaitkan dengan keragaman genetik total adalah $h^2_b = \sigma^2_H / \sigma^2_P$, mengingat heritabilitas hanya melibatkan bagian genetik aditif dari total keragaman $h^2 = \sigma^2_G / \sigma^2_P$.

Model Linier

Model linier melibatkan faktor-faktor yang dianggap tetap (fixed) dengan satu-satunya faktor acak adalah faktor galat. Secara matematis, model tersebut dapat ditulis sebagai berikut (Myers dan Milton, 1991).

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

di mana:

Y = peubah respon

β_i = konstanta atau parameter yang nilai pastinya tidak diketahui sehingga harus diestimasi

X_i = peubah penjelas yang bersifat tetap

ε = galat

Atau secara notasi matriks dapat dituliskan sebagai berikut

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

di mana:

Y = vektor respon

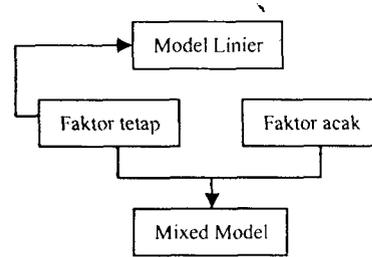
X = matriks skalar yang berisi peubah penjelas

β = vektor koefisien

ε = vektor galat

Mixed Linear Model

Tidak selamanya faktor-faktor dalam model bersifat tetap. Faktor yang bersifat acak (selain faktor galat) dapat muncul dalam model karena faktor alami dari data itu sendiri. Model yang melibatkan kedua faktor tadi disebut *mixed linear model* (Searle, 1971). Secara visual, hubungan antara model linier dengan *mixed linear model* dapat digambarkan sebagai berikut



Gambar 1. Hubungan antar model

Model matematika dari *mixed linear model* telah diusulkan oleh Laird dan Ware (1982) dalam Shoukri dan Pause (1998)

$$Y_{ij} = X_i \beta_j + Z_i \alpha_j + \varepsilon_{ij}$$

di mana:

Y_{ij} = vektor pengukuran

X_i = matriks skalar untuk faktor tetap

β_j = vektor koefisien yang diasumsikan bersifat tetap

Z_i = matriks skalar untuk faktor acak

α_j = vektor koefisien yang diasumsikan bersifat acak

ε_{ij} = vektor galat

Mixed linear model juga memberikan pilihan untuk tidak saja memodelkan data (seperti halnya model linier standar), tetapi juga dapat memodelkan ragam dan koragam (SAS 8 System Help).

Faktor Tetap

Faktor yang dipilih secara sengaja dari populasi faktor-faktor untuk dianalisis dalam model, sehingga perhatian hanya ditujukan pada faktor tersebut. Implikasinya, kesimpulan yang diambil hanya berlaku untuk faktor-faktor itu (Kshirsagar, 1983).

Faktor Acak

Faktor yang dipilih secara acak dari populasi faktor-faktor untuk dianalisis dalam model sehingga kesimpulan yang diambil tidak hanya berlaku bagi faktor-faktor terpilih, melainkan berlaku untuk keseluruhan populasi tempat faktor-faktor tersebut terpilih (Searle, 1971).

Nilai Harapan Sifat Genetik

Pengambilan keputusan dalam bidang reproduksi berdasarkan evaluasi sebelumnya dapat dilakukan dengan memaksimalkan nilai harapan kemajuan genetik (Fernando dan Gianola 1984 pada Gianola dan Hammond 1990). Pemilihan pejantan berdasarkan nilai harapan bersyarat yang tertinggi

dari sekumpulan kandidat (jika y diketahui) telah terbukti memaksimalkan nilai harapan kemajuan genetik.

Untuk menggambarkan nilai harapan sifat genetik dari pejection terpilih, notasi dasar model liniernya adalah (Pearson 1903 pada Gianola dan Hammond 1990)

$$y = X\beta + Zu + \varepsilon$$

dimana X , Z , diasumsikan tetap dan diketahui, β tetap dan tidak diketahui, dan u , e adalah vektor acak dengan rata-rata 0 (nol) dan $\text{var}(u)=G$, $\text{var}(e)=R$, dan $\text{cov}(u,e')=0$. Nilai harapan dari rata-rata adalah

$$E(u | y) = GZ'V^{-1}(y - X\beta),$$

di mana $V = \text{var}(y) = ZGZ' + R$.

MIVQUE (Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimation)

Metode ini mengasumsikan bahwa V , matriks ragam koragam dari peubah respon diketahui. Keragaman dari bentuk kuadrat akan diminimumkan pada matriks ini. Karena pada kenyataannya matriks V tidak mungkin diketahui, informasi awal tentang keragaman populasi perlu diketahui, sehingga keragaman dari bentuk kuadrat akan diminimumkan jika matriks V ini adalah matriks V yang sesungguhnya dari populasi (Schaeffer, 1993).

Bentuk Kuadrat

Jika θ_i adalah informasi awal tentang keragaman populasi, maka H adalah matriks V awal di mana

$$H = \sum_{j=1}^s Z_j Z_j' \theta_j + I\theta_0$$

Sebuah matriks proyeksi dapat dituliskan sebagai berikut

$$P = H^{-1} - H^{-1}X(X'H^{-1}X)^{-1}X'H^{-1}$$

Bentuk kuadrat dari MIVQUE adalah

$$y'PZ_i Z_i'Py \text{ untuk } i = 1 \text{ sampai } s,$$

dan

$$y'PPy$$

Jika kedua bentuk kuadrat ini dijumlahkan, akan diperoleh

$$\sum_{i=1}^s y'PZ_i Z_i'Py\theta_i + y'PPy\theta_0 = y'PHPy = y'Py$$

Bentuk kuadrat ini dapat dituliskan sebagai

$$\hat{u}_i = G_i Z_i' Py$$

di mana G_i adalah matriks ragam koragam yang diasumsikan, lalu

$$\begin{aligned} y'PZ_i Z_i'Py &= y'PZ_i [G_i G_i^{-1} G_i^{-1} G_i] Z_i' Py \\ &= (y'PZ_i G_i) G_i^{-2} (G_i Z_i' Py) \\ &= \hat{u}_i' G_i^{-2} \hat{u}_i \end{aligned}$$

Secara serupa, dapat ditunjukkan juga bahwa

$$y'PPy = \frac{(y'y - \hat{b}'X'y - \sum_{i=1}^s \hat{u}_i'Z_i'y - \sum_{i=1}^s \hat{u}_i'\hat{u}_i\alpha_i)}{\theta_0}$$

di mana

$$\alpha_i = \theta_0 / \theta_i$$

Jadi, berdasarkan model linier dasar untuk pendugaan komponen ragam, bentuk kuadrat yang dibutuhkan MIVQUE adalah

$$\hat{u}_i' \hat{u}_i \text{ dan } y'y - \hat{b}'X'y - \sum_{i=1}^s \hat{u}_i'Z_i'y$$

Nilai Harapan dari Bentuk Kuadrat

Persamaan mixed model dapat dituliskan sebagai berikut (Schaeffer, 1993)

$$\begin{pmatrix} XX & XZ_1 & XZ_2 & \dots & XZ_s \\ Z_1'X & Z_1'Z_1 + I\alpha_1 & Z_1'Z_2 & \dots & Z_1'Z_s \\ Z_2'X & Z_2'Z_1 & Z_2'Z_2 + I\alpha_2 & \dots & Z_2'Z_s \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_s'X & Z_s'Z_1 & Z_s'Z_2 & \dots & Z_s'Z_s + I\alpha_s \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} \hat{b} \\ \hat{u}_1 \\ \hat{u}_2 \\ \vdots \\ \hat{u}_s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X'y \\ Z_1'y \\ Z_2'y \\ \vdots \\ Z_s'y \end{pmatrix}$$

Matriks kebalikan umum dari matriks skalar dapat dituliskan sebagai berikut

$$C = \begin{pmatrix} C_{xx} & C_{x1} & C_{x2} & \dots & C_{xs} \\ C_{1x} & C_{11} & C_{12} & \dots & C_{1s} \\ C_{2x} & C_{21} & C_{22} & \dots & C_{2s} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ C_{sx} & C_{s1} & C_{s2} & \dots & C_{ss} \end{pmatrix}$$

Jika $r = W'y$, maka dapat diketahui

$$\begin{aligned} V(r) &= W'V(y)W \\ &= \sum_{j=1}^s W'Z_j Z_j' W \sigma_j^2 + W'W \sigma_0^2 \end{aligned}$$

$$= \sum_{j=0}^s B_j \sigma_j^2$$

juga

$$\hat{u}_i = C_i r, \text{ dan}$$

$$\hat{u}_i \hat{u}_i' = r' C_i' C_i r$$

Nilai harapan dari $\hat{u}_i \hat{u}_i'$ menjadi

$$E(\hat{u}_i \hat{u}_i') = \sum_{j=0}^s tr(C_i' C_i B_j) \sigma_j^2$$

Penduga Kuadrat Minimum

Metode ini digunakan dalam pendugaan koefisien model baik yang bersifat tetap maupun acak sehingga jumlah kuadrat galat menjadi minimum. Jika $Y = X\beta + \epsilon$ di mana X adalah matriks skalar berpangkat penuh berukuran $n \times (k+1)$, β adalah vektor dari koefisien berukuran $(k+1) \times 1$ yang diasumsikan tetap, dan ϵ adalah vektor galat yang diasumsikan acak berukuran $n \times 1$ dengan rata-rata 0 (nol) dan ragam $\sigma^2 I$, maka penduga kuadrat minimum untuk β ditunjukkan oleh b sebagai berikut (Myers & Milton, 1991)

$$b = (X'X)^{-1} X'Y$$

Karena persamaan mixed model mengandung faktor-faktor yang bersifat tetap dan acak, model yang terbentuk menjadi $Y = X\beta + Z\alpha + \epsilon$. Sehingga penduga kuadrat minimum untuk β dapat dituliskan sebagai berikut (Schaeffer, 1993)

$$\hat{\beta} = (W'W)^{-1} W'Y$$

di mana:

W adalah matriks skalar yang mengandung peubah tetap dan acak [X Z].

Struktur Matriks Ragam Peragam

Terdapat banyak cara untuk memodelkan komponen acak dalam persamaan mixed model. Tiga diantaranya diperlihatkan disini, seperti disarankan oleh Jennrich dan Schlucter (1986) dalam Shoukri dan Pause (1998).

1. Autoregressive Covariance Structure (AR)

Struktur ini adalah bentuk regresi diri di mana struktur galat dari komponen acak adalah proses regresi diri tingkat pertama. Strukturnya adalah sebagai berikut

$$G = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \dots & \rho^{s-1} \\ \rho & 1 & \rho & \dots & \rho^{s-2} \\ \rho^2 & \rho & 1 & \dots & \rho^{s-3} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{s-1} & \rho^{s-2} & \rho^{s-3} & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

2. Compound Symmetry (CS)

Struktur compound symmetry memiliki ragam dan koragam yang konstan. Struktur koragam ini didapatkan dengan menentukan $G = \sigma_e^2 I$.

Karenanya,

$$E[(Y - E(Y))(Y - E(Y))'] = \sigma_u^2 11' + \sigma_e^2 I$$

Struktur koragamnya adalah sebagai berikut

$$G = \begin{pmatrix} \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma^2 + \sigma_1 & \dots & \sigma_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_1 & \sigma_1 & \sigma_1 & \dots & \sigma^2 + \sigma_1 \end{pmatrix}$$

3. Unstructured Covariance

Pada struktur ini, matriks koragam dari observasi adalah matriks koragam yang berubah-ubah (*arbitrary covariance matrix*). Keragaman dibatasi dengan asumsi non-negatif, sementara untuk koragam tidak dibatasi oleh asumsi. Strukturnya adalah sebagai berikut

$$G = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \dots & \sigma_{1s} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} & \dots & \sigma_{2s} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 & \dots & \sigma_{3s} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{s1} & \sigma_{s2} & \sigma_{s3} & \dots & \sigma_s^2 \end{pmatrix}$$

Likelihood Ratio Test (LRT)

Metode ini digunakan sebagai metode perbandingan model. Ketika banyak model dicobakan pada data yang sama, LRT dapat dihitung antara dua model tersarang, dimana tersarang berarti salah satu model merupakan versi tereduksi dari model lainnya (Shoukri dan Pause, 1998).

LRT adalah rasio dari dua nilai maksimum berikut (Searle, 1971):

$$L = \frac{\max(L_H)}{\max(L_w)}$$

di mana

- Max (L_H) adalah nilai maksimum dari L(b, σ^2) pada selang parameter terbatas (dibatasi atau ditentukan) pada hipotesis H.
- Max (L_w) adalah nilai maksimum dari L(b, σ^2) pada selang parameter lengkap (penuh) yaitu $0 < \sigma^2 < \infty$, dan $-\infty < b_i < \infty$ untuk semua i.

Bagaimanapun, jika model yang dibandingkan bukan versi tersarang dari model lainnya, LRT tidak bisa digunakan untuk menguji perbedaannya. Sebuah alternatif prosedur pemilihan model adalah Akaike's Information Criterion.

Akaike's Information Criterion (AIC)

Metode ini digunakan untuk membandingkan model dalam metode pendugaan komponen ragam. Persamaannya adalah

$$AIC = -2 \ln L + 2 (\text{jumlah parameter yang diduga})$$

Model dengan nilai AIC terkecil dipilih sebagai model terbaik (Shoukri and Pause, 1998).

BAHAN DAN METODE

Bahan

Data yang dipergunakan adalah data sekunder yang merupakan data observasi harian selama kurang lebih tiga belas tahun. Data diperoleh dari PT Taurus Dairy Farm, Desa Tenjoayu, Kecamatan Cicurug, Kabupaten Sukabumi. Peubah yang diamati adalah:

1. Rata-rata produksi harian susu sapi untuk laktasi pertama dan kedua (dalam kilogram).
2. Rata-rata produksi harian susu induk (ibu) selama dua laktasi (dalam kilogram).
3. Laktasi (1 dan 2).
4. Jenis pejantan.
5. Usia saat awal produksi (dalam tahun).
6. Selang antara laktasi pertama dan laktasi kedua/periode kering (dalam hari).
7. Keturunan ke- (1,2,3,...,6).
8. Rata-rata curah hujan harian selama sapi berproduksi (dalam milimeter/meter³).

Data rata-rata curah hujan harian Kecamatan Cicurug diperoleh dari Badan Meteorologi dan Geofisika Darmaga, Bogor yang merupakan data sekunder.

Peubah respon pada penelitian ini adalah rata-rata produksi harian susu sapi, sementara peubah lainnya adalah peubah penjelas. Sedangkan peubah jenis induk (bapak) diasumsikan bersifat acak, sementara peubah lainnya diasumsikan bersifat tetap.

Metode

Langkah-langkah dalam analisis data pada penelitian ini adalah:

1. Melakukan Uji kenormalan terhadap peubah respon, karena *mixed linear model* mengasumsikan data respon menyebar normal.
2. Analisis deskriptif data.
3. Uji multikolinieritas.
4. Melakukan pendugaan terhadap koefisien faktor tetap dengan metode kuadrat minimum.
5. Menduga keragaman genetik dengan metode MIVQUE, dengan mencoba memodelkannya dengan tiga struktur koragaman yaitu AR(1), CS dan Unstructured.
6. Membandingkan model yang terbentuk dengan metode Akaike's Information Criterion.

Penelitian ini menggunakan PROC MIXED dari *Statistical Analysis System (SAS)* Versi 8, *MINITAB* versi 13.3 dan *Microsoft Excel* sebagai perangkat lunak.

HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji Kenormalan

Rataan produksi harian susu sapi terbukti menyebar normal baik pada laktasi satu maupun laktasi dua. Pengujian asumsi kenormalan dilakukan menggunakan Uji Kenormalan Anderson-Darling, dan hasilnya menunjukkan bahwa untuk laktasi pertama, P-Value bernilai 0.091, lebih besar dari nilai α (0.05), yang mengindikasikan diterimanya hipotesis data berasal dari sebaran normal.

Hal yang sama juga berlaku pada laktasi kedua, dengan P-Value sebesar 0.438. Plot Kenormalan ditampilkan pada lampiran 1.

Uji Multikolinieritas

Dari hasil uji korelasi Pearson antar peubah penjelas, terlihat bahwa peubah penjelas saling bebas. Hal ini dibuktikan dengan tidak adanya P-Value yang kurang dari taraf nyata. Implikasinya, hipotesis

$$H_0: \rho = 0$$

diterima, yang berarti tidak ada korelasi antar peubah penjelas (saling bebas). Tabel korelasi dapat dilihat pada lampiran 2.

Deskriptif Data

Dari hasil deskriptif data pada lampiran 3, tidak tampak perbedaan yang mencolok antara peubah-peubah rata-rata produksi harian susu sapi pada laktasi pertama dan kedua, usia pada awal produksi, dan rata-rata produksi harian susu induk pada setiap jenis bapak. Namun, terdapat

perbedaan yang cukup jelas pada peubah periode kering, dimana periode kering terlama terjadi pada jenis JERVOIS, sementara periode kering tersingkat terjadi pada jenis ANVIL. Periode kering yang paling mendekati periode kering optimal (60 hari) terjadi pada jenis MASTER.

Solusi untuk Faktor Tetap

Uji t dari koefisien faktor tetap ditampilkan pada tabel 1 berikut ini (tingkat α adalah 5 persen).

Tabel 1. Faktor tetap

Faktor	Estimasi	SE	P > t
Laktasi	2.3079	0.4253	<.0001
Periode kering	-0.00489	0.002528	0.0555
Usia	1.1410	0.8266	0.1701
Curah hujan	-0.01658	0.06941	0.8117
Produksi ibu	-0.04019	0.07107	0.5728
keturunan ke-1	4.0727	3.9207	0.3011
keturunan ke-2	4.7409	3.4680	0.1743
keturunan ke-3	5.4085	3.5170	0.1268
keturunan ke-4	5.5093	3.4621	0.1143
keturunan ke-5	4.3120	3.5195	0.2230
keturunan ke-6	5.5736	3.4535	0.1093

Laktasi menjadi satu-satunya faktor tetap yang nyata, sementara faktor lainnya tidak nyata pada taraf alpha 5 persen.

Nilai Harapan Kemajuan Genetik

Nilai harapan kemajuan genetik maksimum ditunjukkan oleh jenis Varlour. Sebaliknya, nilai minimum diperoleh jenis AMZ 71117. Hasil selengkapnya ditampilkan tabel 2.

Tabel 2. Nilai harapan rataan

Jenis pejantan	Nilai Harapan
AMZ 71117	-0.0573
ANVIL	0.1645
DEWO	-0.0402
FIKIR	-0.0078
FLYCOL	0.0001
JERVOIS	-0.0036
MASTER	0.0003
TETUKO	0.0101
VARLOUR	0.9452

Pemilihan Model

Tabel 1 menampilkan ringkasan nilai AIC dari tiga struktur koragam yang dicoba.

Tabel 3. Perbandingan Model

Parameter	Model		
	UN	AR(1)	CS
AIC	-361.6	-311.0	-311.0

Terlihat jelas bahwa nilai AIC terkecil dimiliki oleh Unstructured Covariance Structure, sehingga model inilah yang dipilih sebagai model terbaik.

Pendugaan Ragam Genetik

Hasil pendugaan keragaman genetik ditampilkan pada Tabel 4 di bawah. Tabel ini menjelaskan proporsi keragaman induk terhadap keragaman produksi susu anaknya. Proporsi adalah keragaman genetik dibagi total antara ragam genetik dan pengaruh tetap.

Jenis bapak menjadi faktor yang sangat berpengaruh dalam keragaman produksi susu anaknya. Terbukti dengan kontribusi keragaman yang tinggi dari seluruh jenis, dengan rata-rata di atas 80%. Tampak bahwa proporsi keragaman tertinggi terjadi pada jenis VARLOUR. Sementara proporsi keragaman terkecil terjadi pada jenis AMZ 71117.

Tabel 4. Ragam Genetik

Jenis Pejantan	Ragam genetik	Ragam pengaruh tetap	Proporsi
AMZ71117	4.6143	6.0606	0.432257
ANVIL	4.6749		0.435462
DEWO	4.8801		0.446050
FIKIR	4.6958		0.436559
FLYCOL	5.8056		0.489255
JERVOIS	5.1612		0.459926
MASTER	5.5764		0.479196
TETUKO	4.7242		0.438042
VARLOUR	5.8924		0.492964

KESIMPULAN

Berdasarkan dari nilai AIC, Unstructured Covariance Structure adalah struktur koragam yang paling baik memodelkan faktor acak. Hal ini dibuktikan dengan nilai AIC yang terkecil dibandingkan dua struktur lainnya (Autoregressive dan Compound Symmetry).

Untuk pengujian faktor tetap, laktasi adalah satu-satunya faktor yang nyata pada taraf nyata 5

persen. Ketidaknyataan faktor tetap lainnya kemungkinan terjadi karena data yang dipergunakan bukan data percobaan (dimana lingkungan dapat dikontrol sehingga respon yang timbul adalah karena pengaruh perlakuan), melainkan data observasi harian.

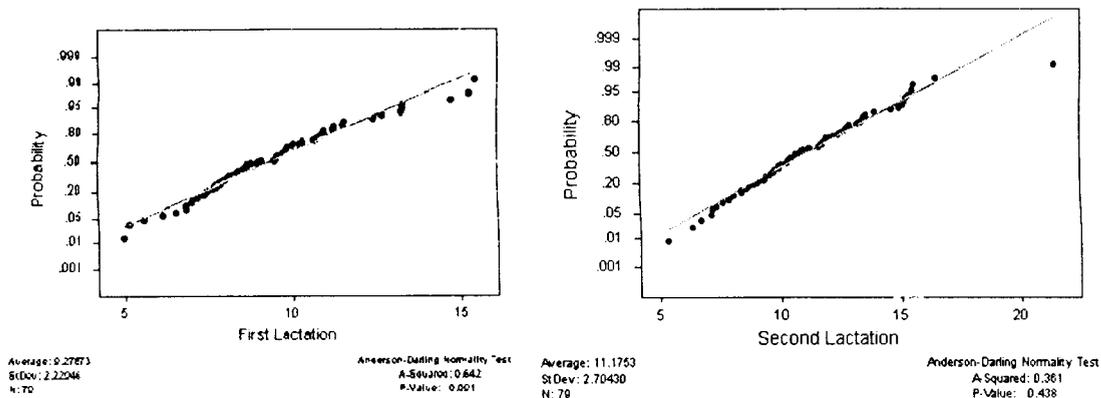
Pengambilan keputusan mengenai reproduksi, biasanya dilakukan berdasarkan informasi pendahuluan, berpengaruh terhadap ketepatan evaluasi di masa yang akan datang, intensitas pemilihan, dan interval generasi. Memaksimalkan nilai harapan kemajuan genetik dalam program reproduksi tidak hanya melibatkan metode evaluasi terbaik, tetapi juga memperhatikan informasi yang tersedia (dalam hal ini, produksi susu anak) untuk mencapai keputusan yang optimal. Pejantan dengan evaluasi terbaik biasanya akan dipergunakan dengan frekuensi yang tinggi, dan ini menyebabkan keakuratan evaluasi pada pejantan ini. Fenomena ini ditunjukkan oleh jenis Varlour.

Kontribusi keragaman yang tinggi dari jenis bapak menunjukkan bahwa jenis tersebut superior. Artinya, pengaruh lingkungan terhadap jenis bapak tersebut relatif kecil. Produksi susu dari anak jenis bapak ini tidak akan banyak terpengaruh oleh faktor lingkungan di sekitarnya. Hal ini menjadi informasi yang cukup berguna bagi produsen, karena produksi susu yang diharapkan adalah produksi yang terus meningkat atau setidaknya stabil. Dari penelitian ini, jenis VARLOUR menjadi jenis yang paling superior dibanding jenis lainnya.

DAFTAR PUSTAKA

- Cole, H.H. 1966.** *Introduction to Livestock Production Including Dairy and Poultry*. 2nd Ed. W.H. Freeman and Company. San Fransisco and London.
- Falconer, D.S. 1964.** *Introduction to Quantitative Genetics*. Oliver and Boyd, Tweeddale Court, Edinburgh.
- Gianola, D. & Hammond, K. 1990.** *Advances in Statistical Methods for Genetic Improvement of Livestock*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Johansson, I. 1961.** *Genetic Aspects of Dairy Cattle Breeding*. Oliver and Boyd Ltd. London.
- Kshirsagar, A.M. 1983.** *A Course in Linear Models*. Marcel Dekkers, Inc. New York.
- Myers, R.H. & Milton, J.S. 1991.** *A First Course in the Theory of Linear Statistical Models*. PWS-KENT Publishing Company, Boston, Massachusetts.
- Pirchner, F. 1983.** *Population Genetics in Animal Breeding*. 2nd Ed. Plenum Press, New York.
- Schaeffer, L.R. 1993.** *Variance Component Estimation Methods*. Dept. of Mathematics and Statistics, University of Guelph.
- Searle, S.R. 1971.** *Linear Models*. John Wiley & Sons. Inc. New York.
- Shoukri, M.M. & C.A. Pause. 1998.** *Statistical Methods for Health Science*. 2nd Ed. CRC Press LLC. New York.

Lampiran 1. Plot kenormalan untuk laktasi pertama dan kedua



Lampiran 2. Tabel Korelasi Pearson antar peubah penjas

	Periode kering	Usia	Curah hujan	Produksi ibu
Usia	$\rho = 0.045$ P-Value = 0.696			
Curah hujan	$\rho = -0.185$ P-Value = 0.133	$\rho = -0.188$ P-Value = 0.128		
Produksi ibu	$\rho = -0.095$ P-Value = 0.407	$\rho = -0.054$ P-Value = 0.635	$\rho = -0.105$ P-Value = 0.396	
Keturunan ke-	$\rho = -0.039$ P-Value = 0.734	$\rho = -0.153$ P-Value = 0.179	$\rho = -0.210$ P-Value = 0.088	$\rho = -0.061$ P-Value = 0.596

Lampiran 3. Deskripsi data

