

## **Analisis Faktor-Faktor yang Memengaruhi Pendapatan Usaha Penggemukan Sapi Potong di Kabupaten Tabalong, Kalimantan Selatan: Penerapan Metode Ridge Regression**

### ***Analysis of Factors Affecting Income of Cattle Fattening Business in Tabalong Regency, South Kalimantan, using Ridge Regression Method***

**Anik Patsih Wati<sup>1</sup>, Ahmad Yousuf Kurniawan<sup>2\*</sup>, Luthfi Fatah<sup>1</sup>**

<sup>1</sup>Program Studi Magister Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Lambung Mangkurat, Jl. Jenderal Ahmad Yani Km. 36 Banjarbaru 70714, Kalimantan Selatan

<sup>2</sup>Program Studi Agribisnis, Fakultas Pertanian, Universitas Lambung Mangkurat, Jl. Jenderal Ahmad Yani Km. 36 Banjarbaru 70714, Kalimantan Selatan

\*Email: [yousuf\\_kurniawan@ulm.ac.id](mailto:yousuf_kurniawan@ulm.ac.id)

#### **ABSTRAK**

Permintaan daging sapi di Kabupaten Tabalong, Kalimantan Selatan, tumbuh 3,7 persen per tahun antara 2019 dan 2024, sementara populasi sapi lokal berfluktuasi dan pada 2024 turun ke 3.566 ekor. Kesenjangan ini menempatkan peternak penggemukan sapi pada posisi strategis, namun faktor-faktor yang menentukan pendapatan mereka belum pernah dikaji secara komprehensif di wilayah ini. Penelitian ini bertujuan mengukur tingkat pendapatan usaha penggemukan sapi potong di Kabupaten Tabalong dan mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhinya. Pengumpulan data primer dilakukan melalui *purposive sampling* pada 60 peternak di Kecamatan Jaro dan Muara Uya; sepuluh peternak merugi dikeluarkan karena transformasi logaritma natural tidak terdefinisi untuk nilai nonpositif, sehingga estimasi akhir memakai 50 observasi. Model fungsi produksi *Cobb-Douglas* log-linear diestimasi dengan *Ordinary Least Squares* (OLS) menggunakan SPSS, lalu dilanjutkan dengan *Ridge Regression* melalui Python scikit-learn dan Numiqo karena *Variance Inflation Factor* (VIF) pada tiga variabel melampaui 10. Parameter penalti optimal  $\lambda^* = 1,035322$  dipilih melalui 5-fold *cross-validation* atas 200 kandidat dalam rentang logaritmik 0,001 hingga 1.000. Rata-rata pendapatan peternak adalah Rp6.973.226 per siklus, dengan rentang Rp367.821 hingga Rp12.006.009. Urutan dominasi koefisien beta terstandar *Ridge* adalah biaya pakan ( $\beta^* = -0,79$ ), harga jual sapi ( $\beta^* = 0,54$ ), bobot jual sapi ( $\beta^* = 0,48$ ), biaya kandang ( $\beta^* = 0,17$ ), harga bakalan ( $\beta^* = -0,15$ ), dan jumlah kepemilikan sapi ( $\beta^* = 0,04$ ). Rata-rata skala usaha yang hanya 1,78 ekor per peternak disertai koefisien jumlah sapi yang positif mengindikasikan skala usaha belum optimal. Penelitian ini merekomendasikan pemanfaatan limbah perkebunan kelapa sawit sebagai pakan, pemilihan waktu jual menjelang Idul Adha, target bobot jual 380 hingga 450 kilogram, serta kredit bakalan berbunga rendah untuk ekspansi skala ke 5 sampai 10 ekor.

Kata kunci: *Cobb-Douglas*, multikolinearitas, pendapatan peternak, *Ridge Regression*, Tabalong

#### **ABSTRACT**

Demand for beef in Tabalong Regency, South Kalimantan, grew 3.7 percent annually between 2019 and 2024, while local cattle population fluctuated and declined to 3,566 head in 2024. This gap places cattle fatteners in a strategic position, yet the factors determining their income have not been examined comprehensively in this region. This study aims to measure the income of beef cattle fattening businesses in Tabalong Regency and to identify the factors that influence it. Primary data were collected through *purposive sampling* of 60 farmers in Jaro and Muara Uya Subdistricts; ten loss-making farmers were excluded because natural logarithm transformation is undefined for nonpositive values, leaving 50 observations for estimation. A log-linear *Cobb-Douglas* production function was estimated with *Ordinary Least Squares* (OLS) in SPSS, followed by *Ridge Regression* in Python scikit-learn and Numiqo because *Variance Inflation Factor* (VIF) on three variables exceeded 10. The optimal penalty parameter  $\lambda^* = 1.035322$  was selected through 5-fold *cross-validation* over 200 candidates in the logarithmic range 0.001 to 1,000. Average farmer income was IDR 6,973,226 per cycle, ranging from IDR 367,821 to IDR 12,006,009. The *Ridge* standardized beta ranking is feed cost ( $\beta^* = -0.79$ ), selling price ( $\beta^* = 0.54$ ), selling weight ( $\beta^* = 0.48$ ), housing cost ( $\beta^* = 0.17$ ), feeder calf price ( $\beta^* = -0.15$ ), and herd size ( $\beta^* = 0.04$ ). The average scale of only 1.78 head per farmer, combined with a positive herd-size coefficient, indicates that the business scale is not yet optimal. The study recommends utilizing oil palm plantation waste as feed, timing sales near Eid al-Adha, targeting selling weights of 380 to 450 kilograms, and offering low-interest feeder credit to expand scale to 5 to 10 head.

Keywords: *Cobb-Douglas*, farmer income, multicollinearity, *Ridge Regression*, Tabalong

## PENDAHULUAN

Sapi potong menempati posisi penting dalam pemenuhan protein hewani nasional, tetapi produksi domestik baru mencakup sekitar 45 hingga 55 persen kebutuhan dan sisanya ditutup impor. Agus & Widi (2018) memproyeksikan konsumsi daging sapi per kapita naik dari 2,72 kilogram menjadi 3,36 kilogram per tahun pada 2024, sejalan dengan pertumbuhan penduduk dan kenaikan daya beli. Valerio *et al.* (2022) menunjukkan kesenjangan ini menjadikan harga daging sapi domestik mengikuti pergerakan harga global sekaligus menguras devisa untuk komoditas yang seharusnya bisa diproduksi sendiri. Sembilan puluh persen produksi sapi nasional berasal dari peternakan rakyat dengan rata-rata kepemilikan 3 hingga 4 ekor per peternak (Smith *et al.*, 2024), sehingga setiap intervensi yang efektif harus berangkat dari pemahaman tepat atas struktur pendapatan peternak kecil.

Permintaan daging segar di Kabupaten Tabalong meningkat konsisten dari 767.981 kilogram pada 2019 menjadi 920.711 kilogram pada 2024, atau tumbuh rata-rata 3,7 persen per tahun. Pada periode yang sama, jumlah penduduk naik dari 254.322 jiwa menjadi 266.737 jiwa, sehingga konsumsi per kapita ikut terangkat dari 3,02 kilogram menjadi 3,45 kilogram per tahun atau bertambah 14,2 persen dalam lima tahun. Populasi sapi justru fluktuatif: berawal 3.232 ekor pada 2019, mencapai puncak 3.767 ekor pada 2021, lalu menurun ke 3.566 ekor pada 2024 (Badan Pusat Statistik Kabupaten Tabalong, 2024). Rasio sapi per 1.000 penduduk hanya naik dari 12,7 ke 13,4 atau bertambah 5,5 persen, pertumbuhan yang jauh tertinggal dari laju permintaan. Ketimpangan demikian menjadi sinyal kuat bahwa kapasitas produksi lokal belum tumbuh seimbang dengan kebutuhan konsumsi.

Sebaran populasi sapi di Tabalong tidak merata dan terkonsentrasi pada tujuh kecamatan yang menampung 95,3 persen total ternak kabupaten. Jaro, Haruai, dan Muara Uya adalah tiga sentra utama dengan dinamika yang berbeda. Jaro pernah menjadi sentra terbesar pada 2023 dengan 1.123 ekor namun turun tajam ke 925 ekor pada 2024. Haruai menunjukkan pola sebaliknya, naik konsisten dari 775 ekor pada 2019 menjadi 836 ekor pada 2024. Muara Uya stabil di kisaran 748 ekor (Dinas Perkebunan dan Peternakan Kabupaten Tabalong, 2024). Empat kecamatan lain yaitu Tanjung dengan 355 ekor pada 2024, Murung Pudak dengan 286 ekor, Bintang Ara dengan 166 ekor, dan Upau dengan 84 ekor memiliki populasi menengah ke kecil. Konsentrasi geografis ini mengindikasikan tradisi beternak yang sudah mengakar di sentra-sentra utama, sekaligus ruang pengembangan yang masih terbuka di kecamatan-kecamatan dengan populasi lebih rendah.

Pemerintah Kabupaten Tabalong tengah mendorong diversifikasi ekonomi dari sektor perkebunan ke peternakan untuk mengurangi ketergantungan pada komoditas tunggal. Program SIKOMANDAN sebagai instrumen kebijakan nasional turut diadopsi di tingkat provinsi untuk menambah populasi, pemotongan, dan produksi daging sapi (Noorrahman *et al.*, 2025). Hartono & Rohaeni (2014) mencatat kontribusi usaha ternak sapi mencapai 15 hingga 26 persen pendapatan rumah tangga peternak di kabupaten lain di Kalimantan Selatan, angka yang cukup substansial untuk dipertahankan. Rohaeni *et al.* (2024) menegaskan bahwa fluktuasi populasi seperti yang terlihat di Tabalong biasanya menyiratkan ada hambatan struktural pada peternak yang perlu dikaji lebih jauh.

Karakter peternakan rakyat di Tabalong sejalan dengan pola nasional: skala kecil, modal terbatas, dan ketergantungan pada konsentrat komersial sebagai sumber pakan utama. Bremer *et al.* (2022) mengidentifikasi keterbatasan sumber pakan alternatif dan kendala tenaga kerja sebagai dua tantangan utama bagi peternak Kalimantan Selatan, padahal limbah perkebunan kelapa sawit yang melimpah di provinsi ini berpotensi menjadi substitusi konsentrat yang lebih murah. Zakiatulyaqin *et al.* (2017) membuktikan pemanfaatan limbah sawit dapat memperbaiki *Income over Feed Cost* dan *R-C Ratio* usaha ternak sapi secara nyata. Hilmiati *et al.* (2024) menambahkan bahwa peternak rakyat di Indonesia memandang sapi dengan dua fungsi, sebagai sumber produksi sekaligus tabungan keluarga, yang berimplikasi pada keputusan kapan menjual ternak dan dengan strategi seperti apa.

Literatur ekonomi peternakan sapi rakyat di Indonesia dan kawasan sekitarnya menampilkan pola temuan yang konsisten meski lokasinya bervariasi. Putri *et al.* (2019) di Kabupaten Semarang menemukan biaya pakan dan harga jual sebagai dua determinan utama pendapatan, masing-masing dengan elastisitas negatif dan positif yang kuat. Andri & Indrayani (2018) di Kabupaten Dharmasraya melaporkan biaya bakalan dan biaya pakan signifikan negatif pada estimasi *Ordinary Least Squares* fungsi *Cobb-Douglas*, sejalan dengan teori produksi standar. Matatula & Rajab (2024) di Maluku Tengah menambahkan bobot ternak berpengaruh positif dengan elastisitas tinggi terhadap pendapatan, mendukung relevansi variabel fisik di samping variabel harga. Hasan *et al.* (2023) di Sulawesi mendokumentasikan efisiensi pendapatan berbanding lurus dengan skala usaha,

memperkuat argumen pentingnya ekspansi kepemilikan. Ali *et al.* (2025) di Kushtia Bangladesh, yang menggunakan fungsi keuntungan *Cobb-Douglas* dengan diagnostik VIF moderat tetapi tanpa estimator *Ridge*, kembali mengonfirmasi biaya pakan sebagai variabel signifikan negatif pada penggemukan sapi skala kecil. Pola umum yang muncul dari sintesis lima studi tersebut adalah biaya pakan dan harga jual sebagai dua determinan dominan, dengan multikolinearitas antar variabel harga dan bobot sebagai isu metodologis berulang yang belum ditangani memadai pada studi-studi terdahulu.

Tiga gap terbaca jelas dari sintesis literatur di atas. Gap pertama bersifat geografis, penelitian terdahulu terkonsentrasi di Jawa, Sulawesi, dan Nusa Tenggara, sedangkan Kalimantan Selatan dengan karakter agroekologi lahan basah dan dominasi perkebunan sawit memiliki struktur biaya pakan yang berbeda dengan wilayah lain dan belum mendapat perhatian memadai dalam literatur ekonomi peternakan sapi. Kabupaten Tabalong sendiri sama sekali belum pernah dikaji secara komprehensif. Gap kedua bersifat metodologis, penelitian sejenis umumnya berhenti di OLS (*Ordinary Least Square*) dan mendokumentasikan multikolinearitas hanya sebagai catatan kaki, bukan ditangani secara substantif, termasuk Ali *et al.* (2025) di Bangladesh yang memakai diagnostik VIF dengan benar namun tidak menerapkan estimator alternatif. Konsekuensinya, inferensi parsial OLS pada studi-studi tersebut berpotensi menyesatkan ketika korelasi antar prediktor mendekati sempurna, seperti yang terjadi pada pasangan harga jual dan bobot jual. Gap ketiga bersifat konseptual, biaya kandang jarang dianalisis tersendiri sebagai variabel independen dalam model regresi pendapatan, padahal pada sistem perkandangan komponen ini ikut menentukan produktivitas via kualitas manajemen.

Empat kontribusi penelitian ini terhadap literatur dapat dirumuskan secara konkret. Kontribusi pertama bersifat geografis-empiris, studi ini adalah pengkajian komprehensif pertama atas faktor-faktor pendapatan penggemukan sapi potong di Kabupaten Tabalong, Kalimantan Selatan, berbasis data primer 50 peternak yang dikumpulkan langsung di lapangan. Kontribusi kedua bersifat metodologis, penelitian ini menerapkan *Ridge Regression* dengan parameter penalti  $\lambda^*$  dipilih melalui 5-fold *cross-validation* atas 200 kandidat dalam rentang logaritmik 0,001 sampai 1.000, pendekatan yang belum lazim diterapkan dalam riset ekonomi peternakan sapi rakyat di Indonesia. Kontribusi ketiga bersifat konseptual, biaya kandang dimasukkan sebagai variabel independen yang dianalisis tersendiri, dengan justifikasi metodologis dari *purposive sampling* pada kecamatan yang konsisten menerapkan sistem perkandangan. Kontribusi keempat bersifat kebijakan, penelitian ini merumuskan rekomendasi operasional yang berbasis bukti empiris dan dapat dieksekusi, bukan slogan generik.

Penelitian ini bertujuan ganda yang saling terkait. Tujuan pertama mengukur tingkat pendapatan usaha penggemukan sapi potong di Kabupaten Tabalong untuk memberi gambaran kondisi ekonomi peternak. Tujuan kedua mengidentifikasi dan mengurutkan faktor-faktor yang memengaruhi pendapatan tersebut melalui estimasi *Cobb-Douglas* yang dikoreksi terhadap multikolinearitas, sehingga rekomendasi kebijakan yang dirumuskan berpijak pada inferensi statistik yang dapat diandalkan.

## METODE PENELITIAN

Penelitian ini dilaksanakan pada Maret hingga Juli 2025 di Kecamatan Jaro dan Muara Uya, Kabupaten Tabalong, Kalimantan Selatan. Pemilihan dua kecamatan ini didasarkan pada *purposive sampling* dengan dua kriteria utama: keduanya termasuk tiga sentra populasi sapi terbesar di kabupaten, dan keduanya konsisten menerapkan sistem perkandangan yang memungkinkan biaya kandang diukur sebagai variabel independen tersendiri. Data primer dikumpulkan melalui wawancara terstruktur dengan kuesioner tertutup dan observasi lapangan untuk memverifikasi sistem perkandangan, skala usaha, dan satuan biaya. Data sekunder berasal dari Badan Pusat Statistik Kabupaten Tabalong, Dinas Perkebunan dan Peternakan, serta literatur ilmiah yang relevan.

Sampel awal mencakup 60 peternak penggemukan yang memenuhi kriteria kepemilikan minimal satu ekor dan menerapkan sistem perkandangan. Sepuluh peternak yang mencatat kerugian pada siklus terakhir dikeluarkan dari estimasi karena transformasi logaritma natural tidak terdefinisi untuk nilai nol atau negatif (Soekartawi *et al.*, 2003). Estimasi akhir menggunakan 50 observasi yang seluruhnya valid, dengan rasio observasi terhadap prediktor 50 banding 6 atau sekitar 8,3 banding 1, di atas ambang minimal yang direkomendasikan untuk regresi berganda. Instrumen pengukuran diuji

validitas dan reliabilitasnya sebelum pengumpulan data utama, dengan kriteria Cronbach's Alpha minimal 0,70 sebagai ambang reliabilitas memadai.

Tingkat pendapatan dihitung sebagai selisih total penerimaan dan total biaya,  $\pi = TR - TC$ , di mana penerimaan diukur dari hasil penjualan sapi dan biaya mencakup biaya tetap dan biaya variabel selama satu siklus penggemukan. Untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi pendapatan, fungsi produksi *Cobb-Douglas* dilinearisasi melalui transformasi logaritma natural agar setiap koefisien  $\beta$  langsung bermakna elastisitas, yaitu persentase perubahan pendapatan ketika variabel independen berubah satu persen (Soekartawi *et al.*, 2003). Variabel  $X_6$  (jumlah sapi) ditransformasi sebagai  $\ln(1+X_6)$  untuk menghindari nilai tidak terdefinisi pada peternak dengan satu ekor. Model log-linear yang diestimasi adalah:

$$\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \beta_3 \ln X_3 + \beta_4 \ln X_4 + \beta_5 \ln X_5 + \beta_6 \ln(1+X_6) + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

$Y$  = pendapatan (Rp);  $X_1$  = harga jual sapi (Rp/ekor);  $X_2$  = harga bakalan (Rp);  $X_3$  = biaya kandang (Rp);  
 $X_4$  = biaya pakan (Rp);  $X_5$  = bobot jual sapi (kg);  $X_6$  = jumlah sapi (ekor);  $\varepsilon$  = error term

Estimasi dilakukan bertahap. Tahap pertama: pendugaan fungsi biaya dengan OLS dengan SPSS versi 26, dilengkapi uji asumsi klasik yang mencakup normalitas residual melalui Kolmogorov-Smirnov, Shapiro-Wilk, dan Anderson-Darling; heteroskedastisitas melalui plot residual terhadap nilai duga; dan multikolinearitas melalui *Variance Inflation Factor* (VIF) dengan ambang kritis  $VIF > 10$  atau *Tolerance*  $< 0,10$  (Akhtar *et al.*, 2024; Greene, 2012; Gujarati & Porter, 2009). Pada ukuran sampel  $n = 50$ , Razali & Wah (2011) menunjukkan bahwa Kolmogorov-Smirnov lebih konservatif terhadap penyimpangan kecil dibanding Shapiro-Wilk dan Anderson-Darling, sehingga Kolmogorov-Smirnov dijadikan acuan utama bila ketiga uji memberi hasil berbeda. Uji F dan koefisien determinasi diperiksa untuk menilai kelayakan model secara keseluruhan. Signifikansi parsial setiap koefisien dievaluasi pada taraf nyata 1 persen, 5 persen, dan 10 persen.

Tahap kedua dilaksanakan apabila salah satu atau lebih variabel menunjukkan  $VIF > 10$ . Pada kondisi tersebut, estimasi OLS tidak dapat diandalkan untuk inferensi parsial karena galat baku membengkak dan koefisien menjadi labil (Greene, 2012; Hoerl & Kennard, 1970). Penelitian ini menerapkan *Ridge Regression* yang menstabilkan koefisien melalui penambahan komponen penalti  $\lambda \|\beta\|^2$  pada fungsi minimisasi OLS (Brown & Beattie, 1975; Hoerl & Kennard, 1970). Parameter penalti optimal  $\lambda^*$  dipilih melalui 5-fold *cross-validation* dengan 200 kandidat dalam rentang logaritmik 0,001 hingga 1.000 (Devi *et al.*, 2023; Herawati *et al.*, 2024). Pemilihan 5-fold dibanding 10-fold atau *Leave-One-Out Cross-Validation* didasarkan pertimbangan statistik: pada  $n = 50$ , 10-fold menghasilkan fold dengan hanya 5 observasi yang terlalu sedikit untuk estimasi MSE stabil, sedangkan LOOCV rentan varians tinggi dan mahal secara komputasi pada sampel kecil (Hastie *et al.*, 2009; James *et al.*, 2021). Estimasi *Ridge* dilakukan dengan Python scikit-learn untuk pemilihan  $\lambda^*$  dan Numiqo dengan opsi *Standardize YES* untuk perolehan koefisien terstandar ( $\beta^*$ ), sehingga dominasi antarvariabel dapat dibandingkan langsung.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Statistik Deskriptif Variabel Penelitian

Survei lapangan menjaring 60 peternak penggemukan sapi potong di Kecamatan Jaro dan Muara Uya. Sepuluh peternak tercatat merugi pada siklus terakhir dan harus dikeluarkan dari estimasi karena transformasi logaritma natural tidak terdefinisi untuk nilai nol atau negatif (Soekartawi *et al.*, 2003). Estimasi akhir menggunakan 50 observasi yang seluruhnya valid tanpa data hilang.

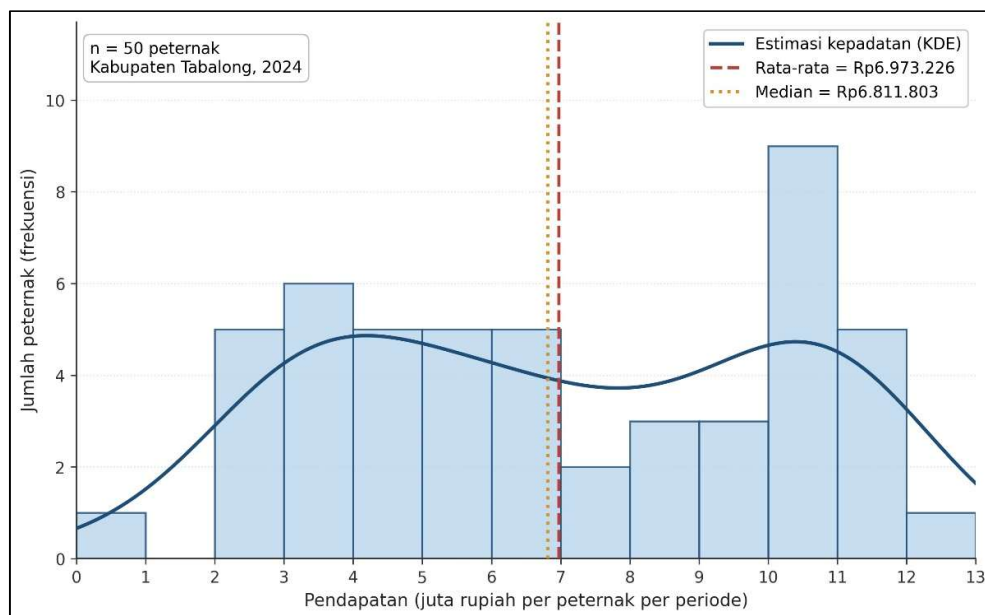
Kepemilikan sapi berkisar 1 hingga 3 ekor per peternak, dengan rata-rata 1,78 ekor. Skala sekecil ini lazim ditemui pada peternakan rakyat di luar Jawa, di mana pekerjaan ditanggung keluarga tanpa tenaga upahan (Hilmiati *et al.*, 2024; Matatula & Rajab, 2024). Keterbatasan skala juga berkaitan langsung dengan keterbatasan modal awal untuk pembelian bakalan, yang harganya berkisar Rp5 juta hingga Rp7 juta per ekor di Tabalong. Statistik deskriptif seluruh variabel tersaji pada Tabel 1.

**Tabel 1. Statistik deskriptif variabel penelitian (n = 50)**

| Variabel       | Keterangan              | Min       | Maks       | Rata-rata  |
|----------------|-------------------------|-----------|------------|------------|
| Y              | Pendapatan (Rp)         | 367.821   | 12.006.009 | 6.973.226  |
| X <sub>1</sub> | Harga Jual (Rp/ekor)    | 9.000.000 | 27.000.000 | 17.370.000 |
| X <sub>2</sub> | Harga Bakalan (Rp/ekor) | 5.000.000 | 7.000.000  | 5.640.000  |
| X <sub>3</sub> | Biaya Kandang (Rp)      | 128.312   | 2.620.110  | 877.741    |
| X <sub>4</sub> | Biaya Pakan (Rp)        | 758.333   | 9.221.231  | 3.941.184  |
| X <sub>5</sub> | Bobot Jual Sapi (kg)    | 215       | 485        | 356,0      |
| X <sub>6</sub> | Jumlah Sapi (ekor)      | 1         | 3          | 1,78       |

Sumber: Data primer diolah, 2025.

Sebaran pendapatan condong ke kanan dengan rata-rata Rp6.973.226 sedikit di atas median Rp6.811.803, dan tujuh peternak menempati zona terbawah di bawah Rp4 juta sementara empat belas peternak berada di atas Rp10 juta. Kasus terendah adalah usaha ternak milik M. Said dengan pendapatan Rp367.821, biaya pakannya mencapai Rp9.221.231 sementara harga jual sapi hanya Rp15.500.000, sehingga selisih bersih setelah biaya lain menjadi sangat tipis. Kasus tertinggi adalah Ramin dengan pendapatan Rp12.006.009 yang justru mengeluarkan biaya pakan jauh lebih rendah (Rp6.527.330) dengan harga jual Rp24.500.000. Bentuk distribusi yang miring ke kanan terlihat pada Gambar 1.



**Gambar 1. Distribusi pendapatan usaha penggemukan sapi potong di Kabupaten Tabalong (n = 50).**

Sumber: Data primer diolah, 2025. Garis putus-putus merah menandai rata-rata; garis titik-titik abu menandai median

Variasi yang besar pada rentang pendapatan, biaya pakan, dan bobot jual menyiratkan bahwa keputusan manajemen masing-masing peternak berperan substansial terhadap hasil akhir. Rentang biaya pakan dari Rp758.333 hingga Rp9.221.231 yang mencapai 12 kali lipat menandai perbedaan strategi pakan yang sangat mencolok antarpeternak. Rentang harga jual Rp9 juta hingga Rp27 juta dan rentang bobot jual 215 hingga 485 kilogram memperkuat sinyal bahwa pilihan waktu jual, bakalan, dan manajemen pakan secara bersama-sama mengukur kapasitas peternak menghasilkan pendapatan.

#### Hasil Estimasi OLS Model *Cobb-Douglas*

Estimasi awal model *Cobb-Douglas* log-linear menggunakan *Ordinary Least Squares* menghasilkan persamaan regresi sebagai berikut:

$$\ln \hat{Y} = 14,13 + 2,09 \ln X_1 - 1,96 \ln X_2 + 0,34 \ln X_3 - 1,48 \ln X_4 + 2,41 \ln X_5 + 0,48 \ln(1+X_6) \dots (2)$$

Setiap koefisien  $\beta$  langsung bermakna elastisitas. Hasil estimasi lengkap dengan galat baku, statistik t, dan nilai-p disajikan pada (Tabel 2). Secara simultan, model signifikan pada  $\alpha = 1$  persen dengan

$F(6,43) = 44,43$  dan  $p < 0,001$ , serta mampu menjelaskan 84 persen keragaman log-pendapatan peternak ( $\text{Adjusted } R^2 = 0,84$ ).

**Tabel 2. Hasil estimasi OLS model *Cobb-Douglas***

| Variabel                     | $\beta$ | $\beta^*$ | Std. Error | t     | p          |
|------------------------------|---------|-----------|------------|-------|------------|
| Konstanta                    | 14,13   | n.a.      | 13,87      | 1,02  | 0,314      |
| $\text{Ln}X_1$ Harga Jual    | 2,09    | 1,08      | 1,14       | 1,83  | 0,074 *    |
| $\text{Ln}X_2$ Harga Bakalan | -1,96   | -0,27     | 0,48       | -4,08 | <0,001 *** |
| $\text{Ln}X_3$ Biaya Kandang | 0,34    | 0,38      | 0,13       | 2,75  | 0,009 ***  |
| $\text{Ln}X_4$ Biaya Pakan   | -1,48   | -1,71     | 0,17       | -8,53 | <0,001 *** |
| $\text{Ln}X_5$ Bobot Jual    | 2,41    | 0,89      | 1,63       | 1,48  | 0,146      |
| $\text{Ln}X_6$ Jumlah Sapi   | 0,48    | 0,14      | 0,28       | 1,69  | 0,098 *    |

Sumber: Output SPSS, diolah 2025. Keterangan: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ .  $R^2 = 0,86$ ; Adj.  $R^2 = 0,84$ ;  $F(6,43) = 44,43$  ( $p < 0,001$ )

Tiga variabel signifikan pada  $\alpha = 1$  persen menurut uji parsial OLS: harga bakalan ( $X_2$ ) dengan  $\beta = -1,96$  dan  $p < 0,001$ , biaya kandang ( $X_3$ ) dengan  $\beta = 0,34$  dan  $p = 0,009$ , serta biaya pakan ( $X_4$ ) dengan  $\beta = -1,48$  dan  $p < 0,001$ . Dua variabel lain signifikan pada  $\alpha = 10$  persen, yaitu harga jual ( $X_1$ ) dengan  $p = 0,074$  dan jumlah sapi ( $X_6$ ) dengan  $p = 0,098$ , sedangkan bobot jual ( $X_5$ ) dengan  $p = 0,146$  tetap tidak signifikan. Harga jual yang hanya lolos pada  $\alpha = 10$  persen dan bobot jual yang tidak lolos sama sekali bukan berarti pengaruh keduanya kecil; sebagaimana akan diperlihatkan pada uji multikolinearitas, kedua variabel tersebut menderita VIF di atas 100 yang membengkakkan galat baku dan menekan statistik t mendekati nol (Greene, 2012; Gujarati & Porter, 2009). Inferensi parsial dari koefisien OLS pada kedua variabel dengan demikian tidak dapat diandalkan tanpa estimator alternatif.

### Uji Asumsi Klasik

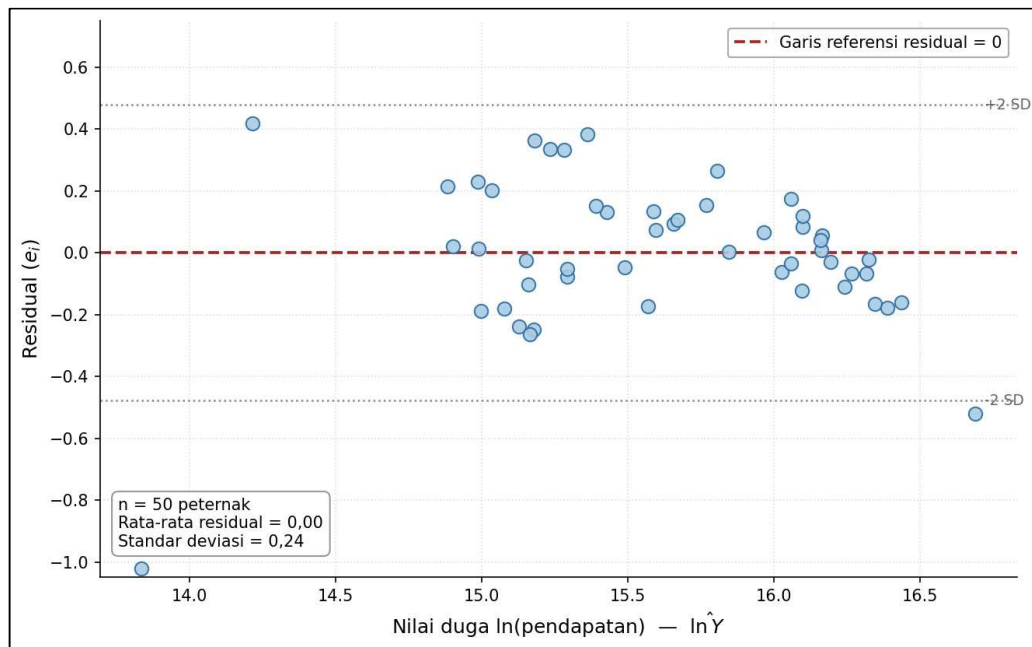
Tiga asumsi klasik regresi diperiksa untuk menilai apakah inferensi OLS dapat dipercaya: normalitas residual, heteroskedastisitas, dan multikolinearitas. Pemeriksaan ini menentukan apakah estimator alternatif diperlukan. Hasil setiap uji diuraikan pada paragraf berikutnya, diakhiri dengan diagnosis multikolinearitas yang mendasari peralihan ke *Ridge Regression*.

#### Normalitas Residual

Tiga uji normalitas memberikan sinyal yang berbeda terhadap residual model OLS. Kolmogorov-Smirnov dengan  $p = 0,476$  tidak menolak hipotesis nol normalitas, sedangkan Shapiro-Wilk dengan  $p < 0,001$  dan Anderson-Darling dengan  $p = 0,025$  sama-sama menolaknya. Perbedaan ini lazim ditemui pada  $n$  moderat. Shapiro-Wilk dan Anderson-Darling lebih sensitif terhadap penyimpangan kecil dari normal sempurna, sedangkan Kolmogorov-Smirnov bersifat lebih konservatif (Razali & Wah, 2011). Pada ukuran sampel  $n = 50$ , *central limit theorem* mulai bekerja sehingga inferensi regresi tetap *robust* meski residual tidak normal sempurna (Hair *et al.*, 2010). Kolmogorov-Smirnov dipakai sebagai acuan praktis dan asumsi normalitas dinyatakan terpenuhi.

#### Heteroskedastisitas

Plot residual terhadap nilai duga tidak menunjukkan pola sistematis maupun bentuk corong (Gambar 2). Titik-titik menyebar acak di sekitar garis nol, dengan rata-rata residual 0,00 dan standar deviasi 0,24. Asumsi homoskedastisitas dengan demikian terpenuhi dan galat baku OLS dapat dianggap konsisten.



**Gambar 2. Sebaran residual terhadap nilai duga  $\ln(\text{pendapatan})$  pada uji heteroskedastisitas ( $n = 50$ )**

*Sumber: Output OLS SPSS, diolah 2025. Titik menyebar acak di sekitar garis residual = 0 tanpa pola corong; garis titik-titik abu menandai pita  $\pm 2$  standar deviasi*

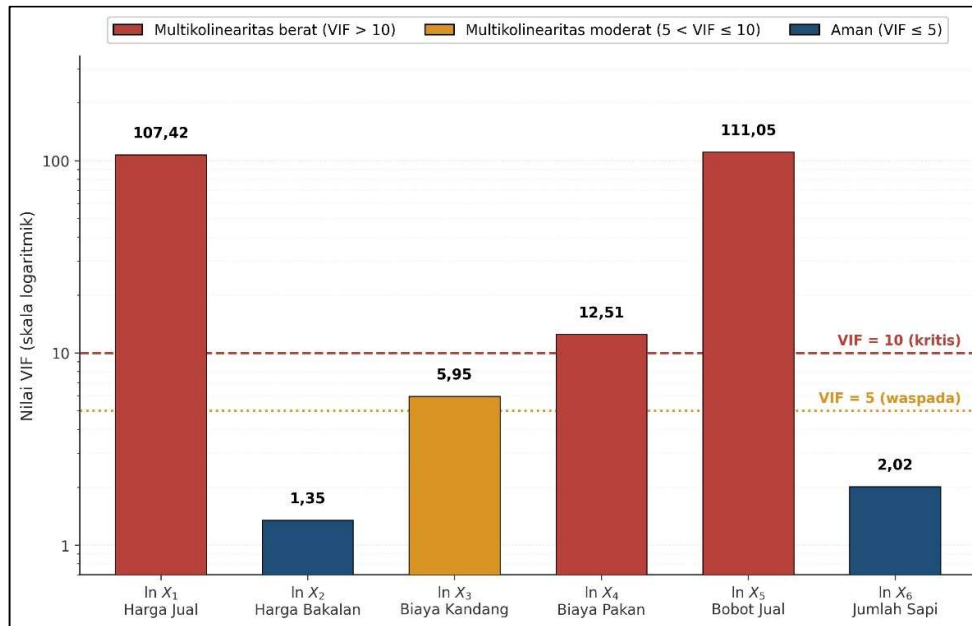
### **Multikolinearitas**

Multikolinearitas diperiksa melalui *Variance Inflation Factor* (VIF) dan *Tolerance* dengan ambang kritis  $VIF > 10$  atau  $Tolerance < 0,10$  (Akhtar *et al.*, 2024; Greene, 2012). Hasil lengkap disajikan pada (Tabel 3).

**Tabel 3. Hasil uji multikolinearitas OLS**

| <b>Variabel</b>                | <b>Tolerance</b> | <b>VIF</b> |
|--------------------------------|------------------|------------|
| $\text{LnX}_1$ (Harga Jual)    | 0,01             | 107,42     |
| $\text{LnX}_2$ (Harga Bakalan) | 0,74             | 1,35       |
| $\text{LnX}_3$ (Biaya Kandang) | 0,17             | 5,95       |
| $\text{LnX}_4$ (Biaya Pakan)   | 0,08             | 12,51      |
| $\text{LnX}_5$ (Bobot Jual)    | 0,01             | 111,05     |
| $\text{LnX}_6$ (Jumlah Sapi)   | 0,49             | 2,02       |

Sumber: Output SPSS, diolah 2025.



**Gambar 3. Nilai VIF setiap variabel pada estimasi OLS model *Cobb-Douglas***

Sumber: Output SPSS, diolah 2025. Garis merah putus-putus = ambang kritis  $VIF = 10$ ; garis titik-titik abu = ambang waspada  $VIF = 5$

Tiga variabel melampaui ambang kritis (Gambar 3): harga jual ( $X_1$ ) dengan  $VIF = 107,42$ , bobot jual ( $X_5$ ) dengan  $VIF = 111,05$ , dan biaya pakan ( $X_4$ ) dengan  $VIF = 12,51$ . Penyebab struktural multikolinearitas pada pasangan  $X_1$  dan  $X_5$  adalah mekanisme pasar ternak: di Tabalong harga jual per ekor ditentukan berdasarkan bobot hidup saat transaksi, sehingga harga jual dan bobot jual secara substantif mengukur dimensi penerimaan yang tumpang tindih atau *collinear by construction*. Korelasi keduanya mendekati sempurna dan  $VIF$  meledak jauh di atas 100. Konsekuensinya, galat baku membengkak,  $t$ -hitung tertekan, dan variabel yang sebenarnya berpengaruh tampak lemah atau tidak signifikan pada uji parsial OLS (Ali *et al.*, 2025; Greene, 2012; Herawati *et al.*, 2018). Multikolinearitas dengan  $VIF$  di atas 100 tergolong *severe* dan menuntut estimator alternatif berbasis regularisasi (Brown & Beattie, 1975; Hoerl & Kennard, 1970).

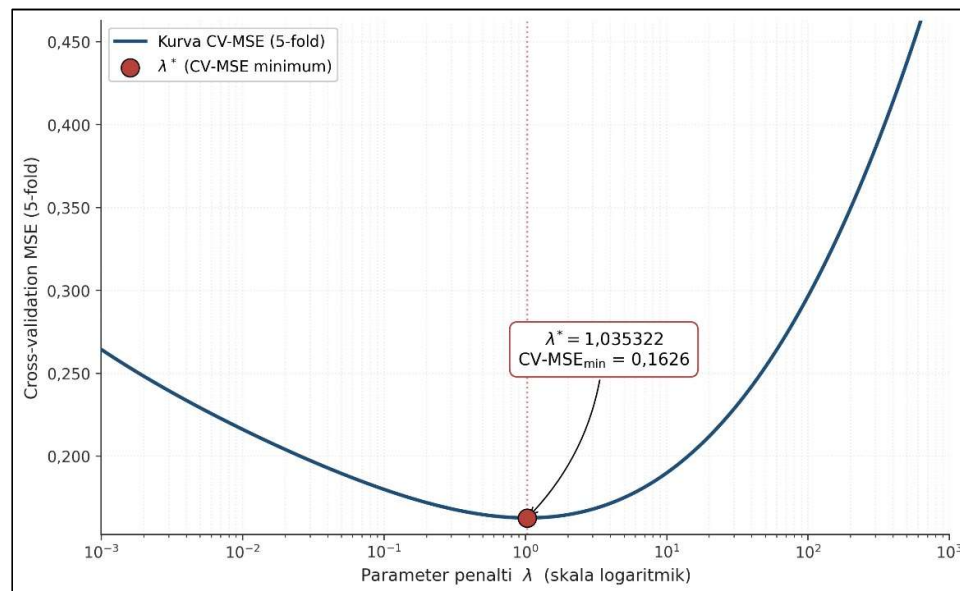
### Penentuan Lambda Optimal *Ridge Regression*

*Ridge Regression* bekerja dengan menambahkan komponen penalti  $\lambda \|\beta\|^2$  ke fungsi minimisasi OLS, sehingga koefisien yang labil akibat multikolinearitas dipaksa menyusut secara terkontrol dan menghasilkan estimasi yang lebih dapat diandalkan dengan sedikit tambahan bias yang dapat ditoleransi (Brown & Beattie, 1975; Hoerl & Kennard, 1970). Parameter penalti  $\lambda$  tidak memiliki solusi analitis karena nilai optimalnya bergantung pada struktur korelasi data, sehingga penentuannya dilakukan secara empiris melalui *cross-validation*, yaitu prosedur baku untuk menyetel parameter regularisasi dengan meminimalkan galat prediksi di luar sampel (Hastie *et al.*, 2009; James *et al.*, 2021; Kohavi, 1995). Parameter penalti optimal  $\lambda^*$  dipilih melalui prosedur 5-fold *cross-validation*: 50 observasi dibagi menjadi 5 fold berisi 10 observasi masing-masing; pada tiap iterasi empat fold dipakai untuk mengestimasi koefisien dan satu fold sisanya untuk mengukur galat prediksi, sehingga setiap observasi tepat satu kali menjadi data validasi. Sebanyak 200 kandidat  $\lambda$  dalam rentang logaritmik 0,001 hingga 1.000 dievaluasi, dan nilai dengan rata-rata *Cross-Validation Mean Squared Error* (CV MSE) terendah dipilih sebagai  $\lambda^*$ . Rentang logaritmik digunakan agar kandidat  $\lambda$  tersebar merata lintas beberapa orde besaran, sesuai praktik baku penyetelan parameter regularisasi pada pustaka komputasi statistika (Pedregosa *et al.*, 2011). Skema 5-fold dengan jumlah lipatan moderat dipilih karena memberikan kompromi bias–varians yang lebih baik daripada *Leave-One-Out Cross-Validation* yang bervariasi tinggi dan mahal secara komputasi (Hastie *et al.*, 2009; James *et al.*, 2021; Kohavi, 1995), sementara perlu disadari bahwa estimasi *cross-validation* pada sampel kecil tetap mengandung variabilitas yang patut diwaspadai (Varma & Simon, 2006). Hasil ringkas disajikan pada (Tabel 4).

**Tabel 4. Ringkasan hasil 5-fold *cross-validation***

| Parameter                              | Nilai                        |
|----------------------------------------|------------------------------|
| Jumlah fold (K)                        | 5                            |
| Jumlah observasi per fold              | 10                           |
| Jumlah kandidat $\lambda$              | 200 titik (skala logaritmik) |
| Rentang pencarian $\lambda$            | 0,001 – 1.000                |
| Lambda optimal ( $\lambda^*$ )         | 1,035322                     |
| CV MSE minimum                         | 0,1626                       |
| $R^2$ <i>training</i> rata-rata 5-fold | 0,7049                       |

Sumber: Output Python scikit-learn, diolah 2025



**Gambar 4. Kurva CV MSE terhadap  $\lambda$  pada 5-fold *cross-validation***

Sumber: Output Python scikit-learn, diolah 2025

Kurva CV MSE membentuk cekungan khas (Gambar 4) dengan minimum tunggal pada  $\lambda^* = 1,035322$  yang menghasilkan CV MSE = 0,1626. Di sisi kiri cekungan, penalti terlalu lemah dan koefisien masih labil akibat multikolinearitas. Di sisi kanan cekungan, penalti terlalu kuat sehingga koefisien tertekan mendekati nol dan kehilangan kandungan informasi substantif. Titik  $\lambda^*$  berada di dasar cekungan, titik keseimbangan optimal antara bias dan varians yang menjadi inti logika regularisasi (Hastie *et al.*, 2009; James *et al.*, 2021). Pemilihan 5-fold dibanding 10-fold atau *Leave-One-Out Cross-Validation* berbasis pertimbangan sampel kecil: pada  $n = 50$ , 10-fold akan menghasilkan fold dengan hanya 5 observasi yang terlalu sedikit untuk estimasi MSE stabil, sedangkan LOOCV rentan varians tinggi dan mahal komputasi pada sampel kecil.

Argumen lebih lanjut tentang pemilihan *Ridge* dibanding *LASSO* atau *Elastic-Net* berakar pada karakter teoritis pasangan harga jual dan bobot jual. *LASSO* cenderung menghilangkan salah satu variabel dari pasangan yang berkorelasi tinggi, padahal kedua variabel ini bermakna teoritis dan tidak boleh dieliminasi karena masing-masing menangkap dimensi penerimaan yang berbeda (James *et al.*, 2021). *Ridge* menyusutkan kedua koefisien secara proporsional sehingga kontribusi keduanya tetap terbaca dalam model akhir. Herawati *et al.* (2024) membuktikan via simulasi *Monte Carlo* bahwa *Ridge* konsisten menghasilkan *Average Mean Squared Error* (AMSE) terkecil pada kondisi multikolinearitas *severe* dibanding *LASSO* dan *Elastic-Net*, khususnya pada ukuran sampel kecil hingga sedang. Devi *et al.* (2023) juga menunjukkan *Ridge* memberi estimasi yang lebih stabil pada model produksi pertanian dengan multikolinearitas tinggi. Pemilihan *Ridge* dengan demikian berpijak pada justifikasi metodologis dan empiris yang sudah mapan.

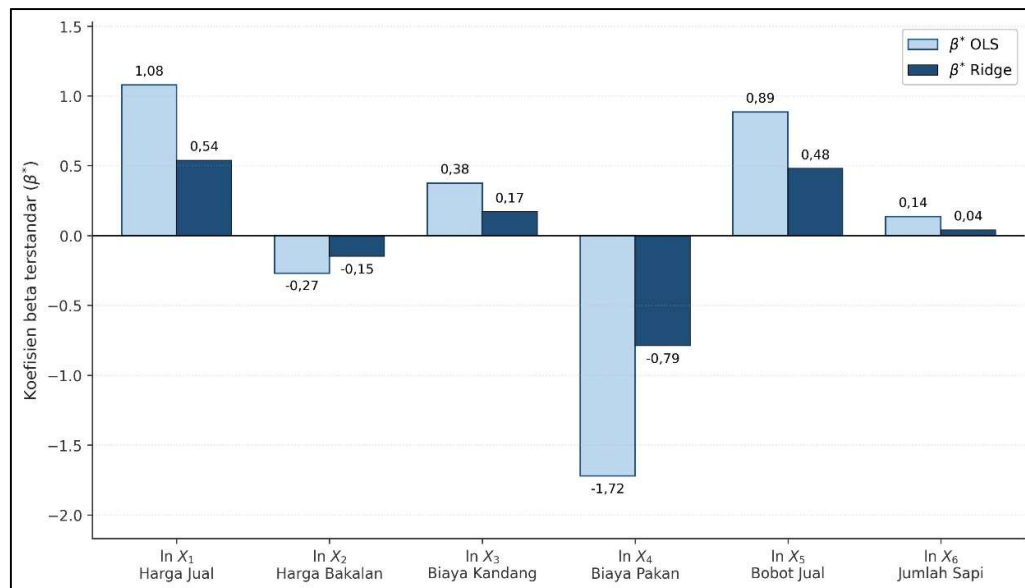
### Hasil Estimasi *Ridge Regression* ( $\lambda^* = 1,035322$ )

*Ridge* dengan  $\lambda^* = 1,035322$  menghasilkan  $R^2 = 0,84$  dan Adjusted  $R^2 = 0,82$ , turun 2 poin persen dari  $R^2$  OLS sebesar 0,86. Penurunan ini adalah konsekuensi wajar dari regularisasi dan diimbangi dengan kestabilan koefisien yang jauh lebih memadai, terutama untuk  $\text{LnX}_1$  dan  $\text{LnX}_5$  yang sebelumnya menderita VIF di atas 100. Herawati *et al.* (2018) membuktikan melalui simulasi *Monte Carlo* bahwa *Ridge* konsisten menghasilkan AMSE lebih rendah daripada OLS pada kondisi multikolinearitas serius, sehingga *trade-off* antara penurunan  $R^2$  dan kestabilan koefisien memiliki justifikasi metodologis yang kuat. Perbandingan koefisien OLS dan *Ridge* disajikan pada (Tabel 5).

**Tabel 5. Perbandingan koefisien OLS dan *Ridge Regression***

| Variabel                       | $\beta$ OLS | $\beta$ <i>Ridge</i> | $\beta^*$ OLS | $\beta^*$ <i>Ridge</i> | Peringkat $ \beta^* $ |
|--------------------------------|-------------|----------------------|---------------|------------------------|-----------------------|
| $\text{LnX}_1$ (Harga Jual)    | 2,09        | 1,66                 | 1,08          | 0,54                   | 2                     |
| $\text{LnX}_2$ (Harga Bakalan) | -1,96       | -1,67                | -0,27         | -0,15                  | 5                     |
| $\text{LnX}_3$ (Biaya Kandang) | 0,34        | 0,24                 | 0,38          | 0,17                   | 4                     |
| $\text{LnX}_4$ (Biaya Pakan)   | -1,48       | -1,07                | -1,71         | -0,79                  | 1 (Dominan)           |
| $\text{LnX}_5$ (Bobot Jual)    | 2,41        | 2,06                 | 0,89          | 0,48                   | 3                     |
| $\text{LnX}_6$ (Jumlah Sapi)   | 0,48        | 0,22                 | 0,14          | 0,04                   | 6                     |

Sumber: Output SPSS (OLS) dan Numiqo (*Ridge*), diolah 2025. Keterangan:  $R^2$  = 0,84; Adj.  $R^2$  = 0,82; SE = 0,25;  $\lambda^* = 1,035322$



**Gambar 5. Perbandingan koefisien beta terstandar ( $\beta^*$ ) antara OLS dan *Ridge Regression***

Sumber: Output SPSS dan Numiqo, diolah 2025

Tiga pola penyusutan tampak jelas pada perbandingan OLS dan *Ridge* (Gambar 5). Pola pertama, penyusutan terbesar terjadi pada variabel yang paling terkena multikolinearitas:  $\beta^*$   $\text{LnX}_1$  menyusut dari 1,08 ke 0,54 atau 50 persen,  $\beta^*$   $\text{LnX}_4$  menyusut dari -1,71 ke -0,79 atau 54 persen. Regularisasi bekerja tepat sasaran pada koefisien yang sebelumnya tidak stabil. Pola kedua, arah seluruh koefisien tidak berubah antara OLS dan *Ridge*, yang mengonfirmasi spesifikasi model sudah konsisten secara teori dan tidak ada pembalikan tanda yang menyiratkan *misspecification*. Pola ketiga, biaya pakan tetap menduduki  $\beta^*$  absolut tertinggi di kedua metode dengan peringkat satu, sehingga dominasinya bukan artefak multikolinearitas melainkan refleksi nyata variabel yang paling membedakan pendapatan antarpeternak.

### Pembahasan Faktor-Faktor yang Memengaruhi Pendapatan

Pembahasan berikut memakai dua ukuran dari estimasi *Ridge*. Koefisien  $\beta$  berperan sebagai elastisitas yang menggambarkan persentase perubahan pendapatan ketika variabel independen berubah satu persen, dengan asumsi variabel lain tetap. Koefisien  $\beta^*$  terstandar dipakai untuk membandingkan dominasi antarvariabel tanpa terganggu perbedaan satuan, sehingga semakin besar

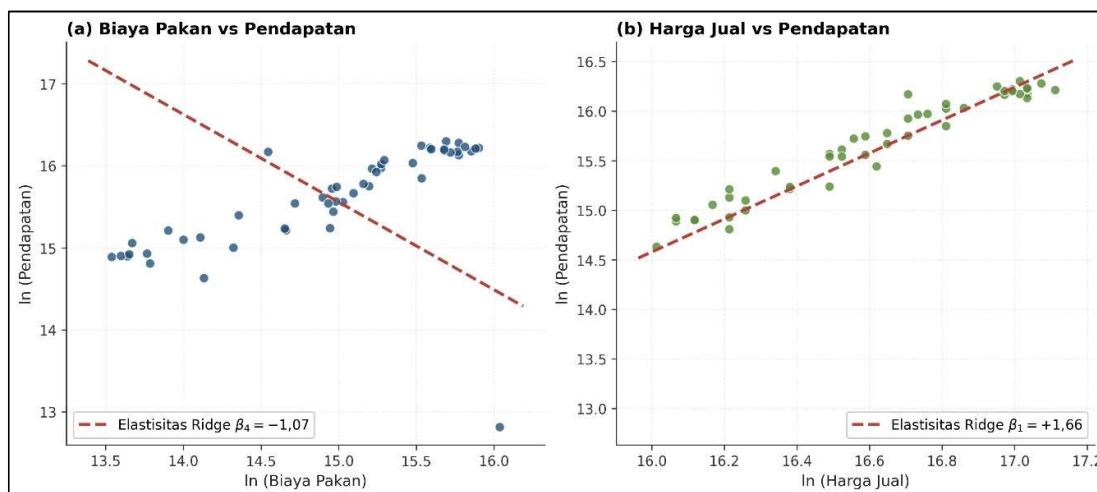
nilai absolut  $\beta^*$ , semakin besar sumbangan relatifnya terhadap variasi pendapatan (Soekartawi *et al.*, 2003). Pembahasan diurutkan dari faktor paling dominan ke paling lemah.

#### Biaya Pakan Ternak ( $X_4$ )

Biaya pakan menempati peringkat pertama sebagai penentu pendapatan dengan  $\beta^* = -0,79$  pada *Ridge* dan  $\beta = -1,48$  ( $p < 0,001$ ) pada OLS. Rata-rata biaya pakan responden mencapai Rp3.941.184 atau lebih dari separuh rata-rata pendapatan mereka, dan jarak antara peternak paling hemat (Rp758.333) dengan paling boros (Rp9.221.231) terpaut lebih dari 12 kali lipat. Elastisitas  $\beta = -1,07$  pada *Ridge* bermakna hampir uniter: setiap kenaikan biaya pakan 1 persen nyaris seluruhnya terserap menjadi penurunan pendapatan 1,07 persen.

Mekanisme ekonominya berakar pada struktur biaya yang kaku. Pakan menyerap 60 hingga 70 persen total biaya produksi pada penggemukan sapi rakyat, dan banyak peternak Tabalong masih bergantung pada konsentrat komersial yang harganya mengikuti fluktuasi pasar. Ketergantungan pada input dengan harga eksogen ini menjadikan peternak praktis tanpa penyangga ketika harga konsentrat naik, karena tidak ada margin internal yang cukup untuk menyerap kenaikan biaya tanpa memotong laba bersih hampir satu lawan satu. Hubungan terbalik antara biaya input dan keuntungan ini merupakan dalil pokok fungsi keuntungan *Cobb-Douglas* (Soekartawi *et al.*, 2003), dan pola serupa dilaporkan Putri *et al.* (2019) di Semarang, Andri & Indrayani (2018) di Dharmasraya, serta Ali *et al.* (2025) di Bangladesh. Konsistensi lintas wilayah dan lintas negara ini menandakan tekanan biaya pakan terhadap pendapatan bersifat struktural, bukan keanehan lokal Tabalong.

Kontekstualisasi pada data Tabalong memperjelas implikasi praktis. Kasus Ramin yang membukukan pendapatan tertinggi Rp12.006.009 mengeluarkan biaya pakan Rp6.527.330, sedangkan M. Said yang mencatat pendapatan terendah Rp367.821 justru menanggung biaya pakan tertinggi Rp9.221.231. Solusi jangka panjang yang paling realistis adalah substitusi sebagian konsentrat komersial dengan pakan berbasis limbah perkebunan kelapa sawit yang melimpah di Kalimantan Selatan; Zakiatulyaqin *et al.* (2017) menunjukkan pemanfaatan limbah sawit memperbaiki *Income over Feed Cost* dan *R-C Ratio* usaha ternak sapi secara nyata. Bagi peternak, pergeseran sumber pakan ini berpotensi memangkas biaya pakan dari rata-rata Rp3,94 juta menjadi sekitar Rp2,8 juta per siklus tanpa mengorbankan pertambahan bobot (Gambar 6).



**Gambar 6. Hubungan biaya pakan dan harga jual terhadap pendapatan pada skala log-log**

Sumber: Data primer diolah, 2025. Panel (a) menampilkan elastisitas Ridge  $\beta = -1,07$  untuk biaya pakan; Panel (b) menampilkan elastisitas Ridge  $\beta = 1,66$  untuk harga jual

#### Harga Jual Sapi ( $X_1$ )

Harga jual sebenarnya berpengaruh kuat tetapi hanya lolos marginal pada  $\alpha = 10$  persen dalam uji parsial OLS akibat multikolinearitas ( $\beta = 2,09$ ;  $p = 0,074$ ;  $VIF = 107,42$ ). Setelah *Ridge* mengendalikan korelasi antar prediktor, harga jual tampil sebagai faktor dominan kedua dengan  $\beta = 1,66$  dan  $\beta^* = 0,54$ . Rentang harga jual yang lebar dari Rp9 juta hingga Rp27 juta per ekor memperjelas bahwa pilihan waktu dan tempat penjualan memberi dampak finansial yang besar.

Elastisitas 1,66 bermakna lebih dari proporsional: kenaikan harga jual 1 persen mendorong pendapatan naik 1,66 persen. Mekanismenya sederhana namun penting. Struktur biaya usaha penggemukan relatif kaku setelah bakalan dibeli dan pakan disusun, sehingga tambahan penerimaan dari harga jual yang lebih tinggi hampir sepenuhnya mengalir menjadi laba. Peternak rakyat berstatus *price-taker* dan tidak mampu menetapkan harga sendiri; strategi yang tersisa adalah memilih kapan menjual. Pola serupa dilaporkan Matatula & Rajab (2024) di Maluku Tengah serta Ali *et al.* (2025) di Bangladesh, sehingga sensitivitas pendapatan terhadap harga jual ini tidak terbatas pada konteks Tabalong saja.

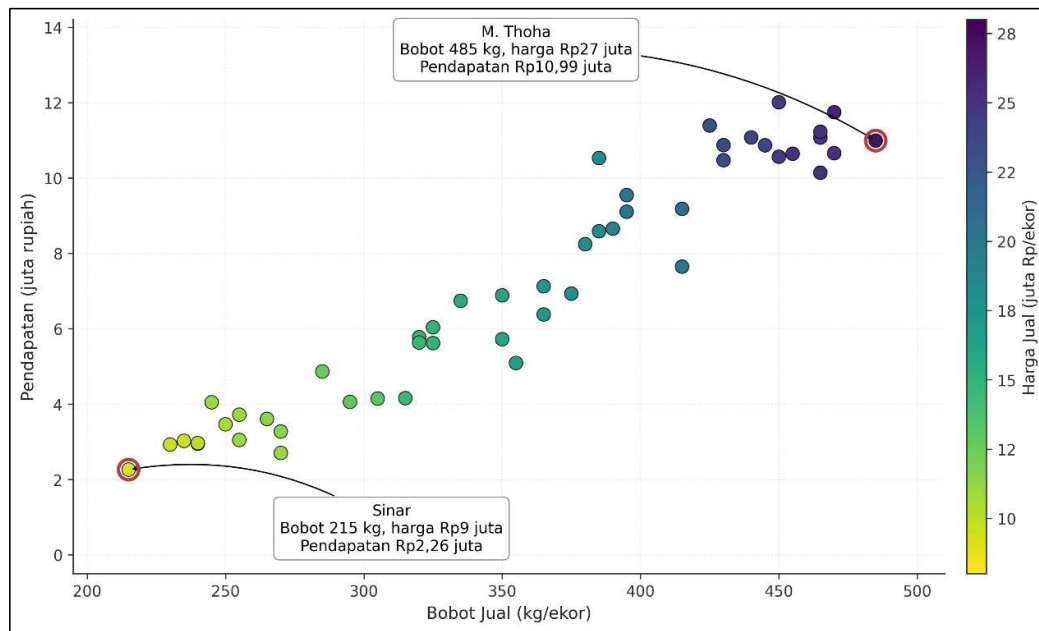
Momentum Idul Adha secara konsisten mendorong lonjakan permintaan sapi kurban di Tabalong, dan harga per ekor pada periode tersebut dapat melampaui harga di luar hari raya hingga Rp3 sampai Rp5 juta. Kontras dua peternak dalam sampel memperjelas dampaknya: M. Thoha menjual sapi berbobot 485 kilogram seharga Rp27.000.000 dan membukukan pendapatan Rp10.988.730, sedangkan Sinar dengan sapi 215 kilogram yang terjual Rp9.000.000 hanya memperoleh pendapatan Rp2.261.777. Perbedaan pendapatan hampir lima kali lipat tersebut tidak hanya disebabkan bobot, tetapi juga oleh strategi waktu penjualan yang berbeda. Bagi peternak, implikasi operasionalnya adalah merencanakan siklus penggemukan sejak awal agar berakhir dekat dengan periode permintaan tinggi.

#### ***Bobot Jual Sapi ( $X_5$ )***

Bobot jual juga menjadi korban multikolinearitas pada OLS ( $\beta = 2,41$ ;  $p = 0,146$ ;  $VIF = 111,05$ ). *Ridge* memulihkan posisinya menjadi  $\beta = 2,06$  dan  $\beta^* = 0,48$ , peringkat ketiga. Bobot jual responden berkisar 215 hingga 485 kilogram dengan rata-rata 356 kilogram, variasi yang mencerminkan perbedaan kualitas bakalan, manajemen pakan, dan lama pemeliharaan.

Bobot jual mencatat elastisitas  $\beta$  tertinggi di antara semua variabel pada *Ridge*: 2,06. Setiap penambahan bobot 1 persen menghasilkan kenaikan pendapatan lebih dari 2 persen, respons yang lebih dari proporsional. Mekanismenya terjadi karena sapi yang mencapai bobot ideal 400 hingga 450 kilogram tidak hanya menghasilkan penerimaan absolut lebih besar, tetapi juga memperoleh harga per kilogram lebih tinggi melalui fenomena premi bobot yang dikenal peternak lokal. Matatula & Rajab (2024) menemukan pola serupa pada peternakan rakyat di Maluku Tengah, memperkuat temuan di Tabalong ini.

Visualisasi hubungan bobot dan pendapatan pada Gambar 7 mempertegas pola tersebut. Peternak dengan sapi di atas 380 kilogram umumnya membukukan pendapatan di atas Rp9 juta dan ditandai dengan titik biru gelap karena harga jualnya juga lebih tinggi. Sebaliknya, hampir semua peternak dengan bobot di bawah 300 kilogram terjebak di bawah Rp5 juta. Polanya logis, di pasar ternak Tabalong, harga per ekor ditetapkan berdasarkan bobot hidup sehingga bobot dan harga bergerak beriringan dan saling memperkuat. Implikasi praktis bagi peternak adalah investasi pada bakalan berkualitas yang berpotensi tumbuh besar merupakan keputusan strategis dengan dampak berlipat terhadap pendapatan akhir.



**Gambar 7. Hubungan bobot jual dengan pendapatan, warna titik menggambarkan tingkat harga jual**  
Sumber: Data primer diolah, 2025. Skala warna biru: semakin gelap menandakan harga jual lebih tinggi

### Biaya Kandang ( $X_3$ )

Berbeda dari variabel biaya lainnya yang menekan pendapatan, biaya kandang justru berkorelasi positif dengan  $\beta = 0,24$  dan  $\beta^* = 0,17$  pada *Ridge* serta  $\beta = 0,34$  dengan  $p = 0,009$  pada OLS. Tanda positif konsisten di kedua metode, dan VIF moderat sebesar 5,95 menunjukkan koefisien tidak terdistorsi multikolinearitas. Pengeluaran kandang antar peternak bervariasi tajam, dari Rp128.312 yang dikeluarkan Sahidin hingga Rp2.620.110 yang dikeluarkan M. Thoha.

Tanda positif tidak berarti pengeluaran kandang produktif *per se*; mekanismenya lebih halus. Biaya kandang berfungsi sebagai proksi kualitas manajemen peternak. Mereka yang berinvestasi pada kandang layak dengan atap tidak bocor, ventilasi memadai, dan lantai tidak becek umumnya juga lebih serius mengelola ternak secara keseluruhan. Sapi mereka terlindung dari tekanan panas, konversi pakan menjadi lebih efisien, dan pertambahan bobot harian lebih stabil. Elastisitas 0,24 dengan demikian menangkap efek tidak langsung melalui peningkatan produktivitas, bukan korelasi langsung antara pengeluaran kandang dan pendapatan.

Implikasi untuk kebijakan adalah pendampingan kandang perlu fokus pada standar minimum fungsional, bukan kemegahan fisik. Peternak yang menggelontorkan dana besar untuk kandang tanpa diimbangi manajemen pakan dan kesehatan ternak yang baik tidak akan mendapat hasil sebanding. Kelompok tani ternak berperan strategis pada titik ini sebagai wadah pertukaran informasi praktik kandang yang efektif, sekaligus sebagai pelaksana pembangunan kandang kolektif untuk menekan biaya per ekor.

### Harga Bakalan Sapi ( $X_2$ )

Harga bakalan konsisten negatif di kedua estimasi:  $\beta = -1,96$  ( $p < 0,001$ ) pada OLS dan  $\beta = -1,67$  dengan  $\beta^* = -0,15$  pada *Ridge*. VIF hanya 1,35 sehingga multikolinearitas bukan masalah pada variabel ini, dan koefisien OLS maupun *Ridge* nyaris identik secara arah. Pengaruh negatif harga bakalan terhadap pendapatan merupakan fenomena nyata, bukan artefak statistik.

Elastisitasnya besar ( $-1,67$ , terbesar kedua setelah harga jual) namun  $\beta^*$  terstandar justru kecil. Penyebabnya: harga bakalan di Tabalong relatif seragam dengan kisaran Rp5 juta hingga Rp7 juta dan koefisien variasi hanya 9 persen, sehingga sedikit variasi yang bisa ditangkap model dalam membedakan pendapatan antarpeternak. Hubungan terbalik antara harga input dan keuntungan ini selaras dengan dalil pokok teori produksi (Soekartawi *et al.*, 2003), dan konsistensi dengan Ali *et al.* (2025) di Bangladesh serta Andri & Indrayani (2018) di Dharmasraya memperkuat temuan Tabalong.

Implikasi kebijakan untuk variabel ini berbeda dari variabel-variabel sebelumnya. Karena variasi harga bakalan relatif kecil di tingkat pasar lokal, strategi peternak yang paling efektif bukan menawar

harga, melainkan memilih bakalan berkualitas pada kisaran harga normal yang ada. Bakalan dengan potensi pertumbuhan tinggi yang dibeli pada harga rata-rata akan menghasilkan margin lebih baik dibanding bakalan murah tetapi berkualitas rendah, sebagaimana ditegaskan Sudarmono & Sugeng (2016) dalam panduan manajemen penggemukan.

#### **Jumlah Kepemilikan Sapi ( $X_6$ )**

Jumlah sapi signifikan pada taraf 10 persen di OLS ( $\beta = 0,48$ ;  $p = 0,098$ ) dan pada *Ridge* menempati posisi terbawah dengan  $\beta = 0,22$  dan  $\beta^* = 0,04$ . Hasil ini harus dibaca dalam konteks data, kepemilikan hanya berkisar 1 hingga 3 ekor, variasi yang sangat sempit sehingga model kesulitan menangkap pengaruh variabel yang hampir seragam antarresponden.

Rendahnya  $\beta^* = 0,04$  bukan berarti skala usaha tidak penting; ini adalah keterbatasan data, bukan keterbatasan teori. Ketika seluruh responden hanya memelihara 1 hingga 3 ekor, model tidak memiliki cukup variasi untuk mengukur efek skala secara presisi. Secara teori, penambahan skala seharusnya menurunkan biaya per ekor karena biaya tetap seperti kandang dan curahan tenaga kerja keluarga tidak bertambah proporsional ketika jumlah sapi dinaikkan (Soekartawi *et al.*, 2003).

Matatula & Rajab (2024) mengamati bahwa pada peternak rakyat bermodal terbatas, manfaat skala ini belum terwujud di lapangan karena ekspansi terhalang akses pembiayaan. Arah koefisien positif dalam penelitian ini selaras dengan teori tersebut dan signifikan pada taraf 10 persen, meski besarnya kecil. Temuan ini memberi sinyal bahwa intervensi kebijakan yang memfasilitasi penambahan skala kepemilikan, misalnya melalui kredit bakalan berbunga rendah atau skema gaduhan ternak, berpotensi mengaktifkan efek skala yang selama ini tertahan oleh keterbatasan modal.

### **KESIMPULAN**

Rata-rata pendapatan peternak penggemukan sapi potong di Kabupaten Tabalong adalah Rp6.973.226 per siklus dengan rentang Rp367.821 hingga Rp12.006.009. Model *Cobb-Douglas* yang diestimasi dengan OLS menghasilkan Adjusted  $R^2 = 0,84$  dan  $F(6,43) = 44,43$  ( $p < 0,001$ ), namun terdapat multikolinearitas serius pada harga jual ( $VIF = 107,42$ ), bobot jual ( $VIF = 111,05$ ), dan biaya pakan ( $VIF = 12,51$ ), sehingga inferensi parsial OLS tidak dapat diandalkan. *Ridge Regression* dengan  $\lambda^* = 1,035322$  yang dipilih melalui 5-fold *cross-validation* menstabilkan koefisien dan menghasilkan urutan dominasi  $\beta^*$ : biaya pakan ( $-0,79$ ), harga jual ( $0,54$ ), bobot jual ( $0,48$ ), biaya kandang ( $0,17$ ), harga bakalan ( $-0,15$ ), dan jumlah sapi ( $0,04$ ). Rata-rata skala usaha yang hanya 1,78 ekor per peternak disertai koefisien jumlah sapi yang positif mengindikasikan skala usaha yang belum optimal.

Berdasarkan temuan tersebut, dapat dirumuskan tiga jalur intervensi utama. Bagi peternak, diperlukan pemanfaatan limbah perkebunan kelapa sawit sebagai substitusi pakan konsentrat komersial untuk menekan biaya pakan dari rata-rata Rp3,94 juta menjadi sekitar Rp2,8 juta per siklus, perencanaan waktu panen yang selaras dengan momentum Idul Adha, serta penetapan target bobot jual 380–450 kg melalui seleksi bakalan yang lebih selektif. Bagi Pemerintah Kabupaten Tabalong, disarankan penyediaan akses kredit bakalan berbunga rendah atau skema gaduhan, fasilitasi koperasi pakan berbasis limbah sawit, serta pengembangan sistem informasi harga ternak yang mudah diakses peternak sebagai pendukung Program SIKOMANDAN. Bagi peneliti selanjutnya, direkomendasikan perluasan sampel ke kecamatan dengan sistem pemeliharaan umbaran serta variasi skala kepemilikan di atas tiga ekor agar pengaruh skala usaha dapat dianalisis lebih akurat.

### **UCAPAN TERIMA KASIH**

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Program Studi Magister Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Lambung Mangkurat yang telah memfasilitasi penelitian ini. Terima kasih juga disampaikan kepada Dinas Perkebunan dan Peternakan Kabupaten Tabalong serta Badan Pusat Statistik Kabupaten Tabalong atas akses data sekunder yang diberikan. Penghargaan setinggi-tingginya disampaikan kepada lima puluh peternak sapi potong di Kecamatan Jaro dan Kecamatan Muara Uya yang telah bersedia menjadi responden. Penulis juga menyampaikan terima kasih kepada Muhammad Yusuf Fajar, S.Pt., M.P. dan Akhmad Raja Shaufi, S.P., M.P. atas bantuan teknis di bidang *data management* dan statistika.

Penelitian ini mendapatkan hibah PTM (Program Tesis Magister) Tahun 2025 dari DRTPM (Direktorat Riset, Teknologi, dan Pengabdian kepada Masyarakat), Kementerian Pendidikan Tinggi, Riset dan Teknologi, dengan nomor kontrak: 1500/UN8.2/PG/2025.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Agus, A., & Widi, T. S. M. (2018). Current situation and future prospects for beef cattle production in Indonesia: A review. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 31(7), 976–983. <https://doi.org/10.5713/ajas.18.0233>
- Akhtar, N., Alharthi, M. F., & Khan, M. S. (2024). Mitigating multicollinearity in regression: A study on improved ridge estimators. *Mathematics*, 12(19), 3027. <https://doi.org/10.3390/math12193027>
- Ali, K. J., Khalek, M. A., & Eaismin, M. R. (2025). An economic analysis of small-scale cattle fattening in Kushtia District, Bangladesh. *International Journal of Research and Innovation in Social Science*, 9(10), 2445–2452. <https://doi.org/10.47772/IJRISS.2025.910000204>
- Andri, A., & Indrayani, I. (2018). Faktor-faktor yang memengaruhi pendapatan usaha ternak sapi potong di Kecamatan Sitiung, Kabupaten Dharmasraya. *Jurnal Peternakan Indonesia*, 20(3), 1–10. <https://doi.org/10.25077/jpi.20.3.151-159.2018>
- Badan Pusat Statistik Kabupaten Tabalong. (2024). *Statistik Daerah Kabupaten Tabalong 2024*. <https://tabalongkab.bps.go.id/id/publication/2024/12/17/e0feb787d0911516c805eebe/statistik-daerah-kabupaten-tabalong-2024.html>
- Bremer, J. A., Lobry de Bruyn, L. A., Smith, R. G. B., Darsono, W., Soedjana, T. D., & Cowley, F. C. (2022). Prospects and problems: Considerations for smallholder cattle grazing in oil palm plantations in South Kalimantan, Indonesia. *Agroforestry Systems*, 96(7), 1023–1037. <https://doi.org/10.1007/s10457-022-00759-2>
- Brown, W. G., & Beattie, B. R. (1975). Improving estimates of economic parameters by use of ridge regression with production function applications. *American Journal of Agricultural Economics*, 57(1), 21–32. <https://doi.org/10.2307/1238836>
- Devi, M., Malik, D. P., Mehala, V., & Mishra, P. (2023). Measuring variability and factors affecting the agricultural production: A ridge regression approach. *Annals of Data Science*, 10(2), 513–526. <https://doi.org/10.1007/s40745-020-00274-0>
- Dinas Perkebunan dan Peternakan Kabupaten Tabalong. (2024). *Data populasi ternak sapi potong Kabupaten Tabalong*. Dinas Perkebunan dan Peternakan Kabupaten Tabalong.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis* (7th ed.). Pearson.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate Data Analysis* (7th ed.). Prentice Hall.
- Hartono, B., & Rohaeni, E. S. (2014). Contribution to income of traditional beef cattle farmer households in Tanah Laut Regency, South Kalimantan, Indonesia. *Livestock Research for Rural Development*, 26(8), 10–18. <http://www.lrrd.org/lrrd26/8/hart26141.htm>
- Hasan, H., Siregar, A. R., Sirajuddin, S. N., Jamila, J., Nirwana, N., Astaman, P., & Darwis, M. (2023). Analisis komparasi pendapatan pada usaha pembibitan dan penggemukan sapi potong. *Jurnal Peternakan Lokal*, 5(2), 105–115. <https://doi.org/10.46918/peternakan.v5i2.1902>
- Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2009). *The Elements of Statistical Learning: Data Mining, Inference, and Prediction* (2nd ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-84858-7>
- Herawati, N., Nisa, K., Setiawan, E., Nusyirwan, N., & Tiryono, T. (2018). Regularized multiple regression methods to deal with severe multicollinearity. *International Journal of Statistics and Applications*, 8(4), 167–172. <https://doi.org/10.5923/j.statistics.20180804.02>
- Herawati, N., Sutrisno, A., Nusyirwan, N., & Misgiyati, M. (2024). The performance of ridge regression, LASSO, and elastic-net in controlling multicollinearity: A simulation and application. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 23(2), 1–13. <https://doi.org/10.56801/Jmasm.V23.i2.4>

- Hilmiati, N., Ilham, N., Nulik, J., Rohaeni, E. S., deRosari, B., Basuki, T., Hau, D. K., Ngongo, Y., Lase, J. A., & Fitriawaty, F. (2024). Smallholder cattle development in Indonesia: Learning from the past for an outcome-oriented development model. *International Journal of Design & Nature and Ecodynamics*, 19(1), 169–184. <https://doi.org/10.18280/ij dne.190119>
- Hoerl, A. E., & Kennard, R. W. (1970). Ridge regression: Biased estimation for nonorthogonal problems. *Technometrics*, 12(1), 55–67. <https://doi.org/10.1080/00401706.1970.10488634>
- James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2021). *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R* (2nd ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-0716-1418-1>
- Kohavi, R. (1995). A study of cross-validation and bootstrap for accuracy estimation and model selection. *Proceedings of the 14th International Joint Conference on Artificial Intelligence*, 2, 1137–1143. <https://doi.org/10.5555/1643031.1643047>
- Matatula, M. J., & Rajab, R. (2024). Faktor-faktor yang memengaruhi pendapatan usaha sapi potong di Kecamatan Teon Nila Serua Kabupaten Maluku Tengah. *Jurnal Ilmiah Fillia Cendekia*, 9(1), 69–76. <https://doi.org/10.32503/fillia.v9i1.4974>
- Noorrahman, N. F., Dwijayanti, R. S., & Sandriya, A. (2025). Indikator tingkat keberhasilan Program SIKOMANDAN terhadap populasi, pemotongan dan produksi daging sapi potong di Provinsi Kalimantan Selatan. *Jurnal Peternakan Indonesia*, 27(2), 130–137. <https://doi.org/10.25077/jpi.27.2.130-137.2025>
- Pedregosa, F., Varoquaux, G., Gramfort, A., Michel, V., Thirion, B., Grisel, O., Blondel, M., Prettenhofer, P., Weiss, R., Dubourg, V., Vanderplas, J., Passos, A., Cournapeau, D., Brucher, M., Perrot, M., & Duchesnay, É. (2011). Scikit-learn: Machine learning in Python. *Journal of Machine Learning Research*, 12, 2825–2830. <https://doi.org/10.48550/arXiv.1201.0490>
- Putri, G. N., Sumarjono, D., & Roessali, W. (2019). Analisis pendapatan usaha sapi potong pola penggemukan pada anggota kelompok tani ternak Bangunrejo II di Desa Polosiri, Kecamatan Bawen, Kabupaten Semarang. *Agrisocionomics: Jurnal Sosial Ekonomi Pertanian*, 3(1), 39–49. <https://doi.org/10.14710/agrisocionomics.v3i1.4509>
- Razali, N. M., & Wah, Y. B. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21–33.
- Rohaeni, E. S., Ilham, N., Saptati, R. A., Rahayu, H. S. P., Anggraeny, Y. N., Qomariah, R., Pamungkas, D., Ermuna, S. S., Mahendri, I., & Darsani, Y. R. (2024). Developing a sustainable beef cattle business model for smallholder farms in South Kalimantan's drylands. *International Journal of Sustainable Development & Planning*, 19(2), 1–12. <https://doi.org/10.18280/ij sdp.190207>
- Smith, D., Ilham, N., Putri, R., Widjaja, E., Nugroho, W. S., Cooper, T. L., Nuradji, H., Dharmayanti, N. L. P. I., & Mayberry, D. (2024). Calculation of livestock biomass and value by province in Indonesia: Key information to support policymaking. *Preventive Veterinary Medicine*, 226, 106164. <https://doi.org/10.1016/j. prevetmed.2024.106164>
- Soekartawi, S., Dillon, J. L., & Hardaker, J. B. (2003). *Teori ekonomi produksi dengan pokok bahasan analisis Cobb-Douglas*. PT Raja Grafindo Persada.
- Sudarmono, A. S., & Sugeng, Y. B. (2016). *Panduan beternak sapi potong*. Penebar Swadaya.
- Valerio, E., Hilmiati, N., Prior, J., & Dahlanuddin, D. (2022). Analysis of the agricultural innovation system in Indonesia: A case study of the beef sector in Nusa Tenggara Barat. *Agricultural Systems*, 203, 103529. <https://doi.org/10.1016/j. agsy.2022.103529>
- Varma, S., & Simon, R. (2006). Bias in error estimation when using cross-validation for model selection. *BMC Bioinformatics*, 7, 91. <https://doi.org/10.1186/1471-2105-7-91>
- Zakiatulyaqin, Z., Suswanto, I., Lestari, R. B., Setiawan, D., & Munir, A. M. S. (2017). Income over feed cost dan R-C ratio usaha ternak sapi melalui pemanfaatan limbah kelapa sawit. *Jurnal Ilmiah Peternakan Terpadu*, 5(1), 18–22. <https://doi.org/10.23960/jipt.v5i1.p18-22>