ISSN: 2339-2541
JURNAL GAUSSIAN, Volume 4, Nomor 4, Tahun 2015, Halaman 1065-1076
Online di: http://ejournal-s1.undip.ac.id/index.php/gaussian

PEMODELAN VARIABEL-VARIABEL PENGELUARAN RUMAH TANGGA UNTUK KONSUMSI TELUR ATAU SUSU DI KABUPATEN MAGELANG MENGGUNAKAN REGRESI TOBIT

Viliyan Indaka Ardhi[1], Agus Rusgiyono [2], Alan Prahutama[3]
[1]Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Undip
[2,3]Staf Pengajar Jurusan Statistika FSM Undip

ABSTRACT

Censored data is the data on a dependent variable of which most of the observations are worth less than or equal to zero while others have a certain value or more than zero. Tobit regression model is a statistical model that can overcome the problems in which many independent variables is zero or called data censored. In this research, modeling eggs or milk consumption in Magelang is analyzed using tobit regression. The data used in this research is secondary data derived from Susenas Data Magelang regency 2013. The concluding results of the final modeling shows that the educational level of householder, the amount of expenditure for food in a month, the number of children in the household and the householder's profession give significant effect on household expenditures for the consumption of eggs or milk with a coefficient determination of (R^2) is 60,31%. While the remaining 39,69 % is effected by other variables is not examined in this study such as the appetite of consumers and health factors.

Keywords: Consumption of Eggs or Milk, Tobit Regression, Censored Data

1. PENDAHULUAN

Peningkatan kualitas sumber daya manusia tidak terlepas dari salah satu faktor yaitu faktor kesehatan, dan protein menjadi salah satu indikator utama. Sumber protein hewani yang sangat dikenal oleh masyarakat antara lain telur dan susu. Telur atau susu merupakan sumber protein yang sangat penting dan dibutuhkan oleh tubuh manusia (Ariningsih, 2004).

Telur merupakan salah satu protein hewani yang peredarannya mudah dijangkau masyarakat dengan harga relatif murah, serta tahan lama. Tingkat konsumsi telur masyarakat Indonesia rata-rata berkisar 110 butir per kapita pertahun. Angka tersebut masih rendah bila dibanding dengan tingkat konsumsi telur di negara lain. Misalnya Malaysia dengan tingkat konsumsi telurnya mencapai 311 butir per kapita pertahun, serta India yang mencapai 175 butir per kapita pertahun (Antara News, 2010).

Kebutuhan akan protein dalam tubuh juga terdapat pada susu. Secara nasional, Indonesia masih rendah dalam hal konsumsi susu. Tercatat pada tahun 2011 konsumsi susu di Indonesia mencapai 12,85 liter per kapita pertahun. Meski begitu jumlah konsumsi susu di Indonesia masih lebih rendah dibandingkan sejumlah negara lain di Asia seperti Malaysia (50,9 liter), India (47,1 liter).

Salah satu wujud peningkatan pembangunan kesehatan yaitu program perbaikan gizi masyarakat. Salah satu indikator perbaikan gizi masyarakat yaitu konsumsi telur atau susu. Berdasarkan hasil Susenas tahun 2013 yang dilakukan oleh BPS Kabupaten Magelang, rumah tangga yang mengalokasikan pengeluaran untuk konsumsi telur atau susu sebesar 73,21%, sedangkan sisanya 26,79% tidak mengalokasikan pengeluaran untuk konsumsi telur atau susu.

Kesadaran masyarakat untuk mengkonsumsi telur atau susu yang masih sangat rendah ini yang mengakibatkan banyak rumah tangga tidak mengalokasikan pengeluarannya untuk konsumsi telur atau susu. Hal inilah yang akan menyebabkan banyak data bernilai nol yang kemudian disebut sebagai data campuran atau data tersensor. Model statistik yang dapat menggambarkan keadaan data seperti contoh di atas adalah Model Regresi Tobit (Greene, 2003).

Penelitian mengenai regresi tobit sudah pernah dilakukan oleh Rini (2010) mengenai pendapatan perempuan, kemudian Hanief (2010) mengenai pengeluaran biaya kesehatan rumah tangga, dan Neser (2011) mengenai biaya pendidikan. Berdasarkan uraian tersebut, penulis tertarik menerapkan metode regresi tobit untuk mengetahui variabel-variabel yang berpengaruh terhadap pengeluaran rumah tangga untuk konsumsi telur atau susu di Kabupaten Magelang serta memodelkannya.

2. TINJAUAN PUSTAKA.

2.1 Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Konsumsi Telur atau Susu

Penelitian tentang faktor yang mempengaruhi konsumsi telur pernah dilakukan oleh Pusparini (2013), dengan berbagai macam faktor yaitu jenis kelamin, status perkawinan, usia, pekerjaan, pendidikan, dan pendapatan. Kemudian menurut Hatirli, Ozkan, dan Aktas (2004), bahwa jumlah anak, ukuran rumah tangga, tingkat pendidikan dan pendapatan merupakan faktor penting yang mempengaruhi pengeluaran untuk konsumsi susu.

Sebelumnya Purnomo (2008) pernah melakukan penelitian mengenai faktor-faktor yang mempengaruhi pengeluaran konsumsi daging dan susu. Faktor-faktor tersebut antara lain tingkat pendidikan kepala rumah tangga, jumlah pengeluaran makanan, jumlah anggota rumah tangga, jumlah anggota rumah tangga yang bekerja, rata-rata pengeluaran per kapita, daerah tempat tinggal.

2.2 Model Regresi Tobit

Regresi tobit merupakan model regresi yang dapat digunakan untuk menganalisis suatu masalah dengan variabel respon yang tersensor. Tersensor sendiri dalam hal ini yaitu variabel respon (Y) mempunyai struktur data campuran yang berasal dari distribusi diskret dan distribusi kontinu (Greene, 2003).

2.2.1 Model Umum Regresi Tobit

Misalkan (y_i,x_i) adalah nilai-nilai dari variabel Y dan X untuk sampel berukuran n, maka menurut Greene (2003) persamaan model regresi tobit secara umum adalah sebagai berikut:

$$y_i^* = \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i \tag{1}$$

dimana $y_i = 0$, jika $y_i^* \leq 0$

$y_i = y_i^*$, jika $y_i^* > 0$

dengan: y_i^* = nilai dari variabel respon yang sebenarnya

y_i = transformasi dari y_i^*

$\boldsymbol{\beta}$ = vektor dari parameter

$\boldsymbol{x}_i'$ = vektor variabel bebas

ε_i = sesatan, dimana $\varepsilon_i \sim N(0,\sigma^2)$

2.2.2 Penaksiran Parameter Model Regresi Tobit

Menurut Greene (2003), penaksiran parameter regresi tobit menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation (MLE)*, dengan fungsi likelihood sebagai berikut:

$$L = \prod_{y_i>0} \frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right) . \prod_{y_i=0}\left[1 - \Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right] \tag{2}$$

$\phi(\ )$ dan $\Phi(\ )$ masing-masing menyatakan fungsi probabilitas densitas dan fungsi distribusi dari normal standar.

Untuk mempermudah perhitungan, maka fungsi likelihood dimaksimumkan dalam bentuk ln-likelihood menjadi:

$$\ln L = \ln\left\{\prod_{y_i>0}\frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{y_i-\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right).\prod_{y_i=0}\left[1-\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right]\right\}$$

$$= -\frac{1}{2}\sum_{y_i>0}\left[\ln 2\pi + \ln\sigma^2 + \left(\frac{y_i-\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)^2\right] + \sum_{y_i=0}\ln\left[1-\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right] \quad (3)$$

Dalam menaksir parameter yang ada pada model regresi tobit yakni $\boldsymbol{\beta}$ dan σ^2, jika dimisalkan $\boldsymbol{\gamma} = \frac{\boldsymbol{\beta}}{\sigma}$ dan $\theta = \frac{1}{\sigma}$ maka fungsi ln-likelihoodnya menjadi:

$$\ln L = -\frac{1}{2}\sum_{y_i>0}\left[\ln 2\pi - \ln\theta^2 + (\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})^2\right] + \sum_{y_i=0}\ln\left[1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right] \quad (4)$$

Setelah diperoleh fungsi ln-likelihood (persamaan 4) kemudian dicari turunan pertama terhadap parameter $\boldsymbol{\gamma}$ dan θ kemudian disamadengankan nol (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Turunan parsial pertama dari fungsi ln-likelihood terhadap parameter yang akan diestimasi adalah:

I. Fungsi ln-likelihood pada persamaan (4) diturunkan terhadap parameter γ

$\frac{\partial \ln L}{\partial \boldsymbol{\gamma}} = 0$ maka:

$$\frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\gamma}}\left[-\frac{1}{2}\sum_{y_i>0}\left(\ln 2\pi - \ln\theta^2 + (\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})^2\right) + \sum_{y_i=0}\ln\left[1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right]\right] = 0$$

$$\sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i'(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma}) - \sum_{y_i=0}\frac{\phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\mathbf{x}_i'}{1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})} = 0 \quad (5)$$

II. Fungsi ln-likelihood pada persamaan (4) diturunkan terhadap parameter θ

$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = 0$ maka:

$$\frac{\partial}{\partial \theta}\left[-\frac{1}{2}\sum_{y_i>0}\left(\ln 2\pi - \ln\theta^2 + (\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})^2\right) + \sum_{y_i=0}\ln\left[1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right]\right] = 0$$

$$\sum_{y_i>0}\left[\frac{1}{\theta} - y_i(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right] = 0 \quad (6)$$

Estimasi parameter dari persamaan regresi yang nonlinier memerlukan metode yang bersifat iterasi untuk memperoleh estimasi parameternya, iterasi yang digunakan adalah metode iterasi Newton Raphson (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Oleh karena itu, diperlukan turunan parsial kedua fungsi ln-likelihood sebagai berikut:

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \boldsymbol{\gamma}\partial \boldsymbol{\gamma}'} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\gamma}}\left[\sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma}) - \sum_{y_i=0}\frac{\phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\mathbf{x}_i}{1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})}\right]$$

$$= -\sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i'\mathbf{x}_i - \sum_{y_i=0}\frac{\phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\mathbf{x}_i'\mathbf{x}}{1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})}\left[(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma}) - \left(\frac{\phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})}{1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})}\right)_i\right]$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta\partial \theta} = \frac{\partial}{\partial \theta}\left[\sum_{y_i>0}\left[\frac{1}{\theta} - y_i(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right]\right]$$

$$= -\sum_{y_i>0}\left(\frac{1}{\theta^2} + y_i^2\right)$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\theta\partial\boldsymbol{\gamma}'} = \frac{\partial}{\partial\theta}\left[\sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma}) - \sum_{y_i=0}\frac{\phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\mathbf{x}_i}{1-\Phi(\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})}\right]$$

$$= \sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i y_i$$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\boldsymbol{\gamma}\partial\theta} = \frac{\partial}{\partial\boldsymbol{\gamma}}\left[\sum_{y_i>0}\left[\frac{1}{\theta} - y_i(\theta y_i - \mathbf{x}_i'\boldsymbol{\gamma})\right]\right]$$

$$= \sum_{y_i>0}\mathbf{x}_i' y_i$$

Menurut Agresti (2002) persamaan yang digunakan dalam proses iterasi Newton Raphson untuk mendapatkan nilai $\begin{bmatrix}\hat{\boldsymbol{\gamma}}\\ \hat{\theta}\end{bmatrix}$ adalah :

$$\begin{bmatrix}\hat{\boldsymbol{\gamma}}_{m+1}\\ \hat{\theta}_{m+1}\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\hat{\boldsymbol{\gamma}}_{m}\\ \hat{\theta}_{m}\end{bmatrix} - H_m^{-1}G_m$$

dengan H_m merupakan turunan kedua dari fungsi ln-likelihood, G_m merupakan turunan parsial fungsi ln-likelihood dan m adalah banyaknya iterasi ($m = 0, 1, 2, \ldots$). Sehingga elemen G_m dan H_m adalah sebagai berikut:

$$G_m = \begin{bmatrix}\dfrac{\partial \ln L}{\partial\boldsymbol{\gamma}}\\[2mm] \dfrac{\partial \ln L}{\partial\theta}\end{bmatrix} \qquad H_m = \begin{bmatrix}\dfrac{\partial^2 \ln L}{\partial\boldsymbol{\gamma}\partial\boldsymbol{\gamma}'} & \dfrac{\partial^2 \ln L}{\partial\boldsymbol{\gamma}\partial\theta}\\[2mm] \dfrac{\partial^2 \ln L}{\partial\theta\partial\boldsymbol{\gamma}'} & \dfrac{\partial^2 \ln L}{\partial\theta\partial\theta}\end{bmatrix}$$

Jika nilai dugaan parameter $\hat{\theta}$ dan $\hat{\gamma}$ telah diperoleh, maka dengan menggunakan persamaan $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \frac{\hat{\boldsymbol{\gamma}}}{\hat{\theta}}$ dan $\hat{\sigma} = \frac{1}{\hat{\theta}}$ nilai dugaan $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ dan $\hat{\sigma}$ dapat diperoleh.

2.3 Pengujian Parameter Model Regresi Tobit

Ada dua uji yang digunakan untuk menguji signifikansi model tersebut, yaitu uji parameter secara serentak dengan menggunakan uji Rasio Likelihood dan uji parameter secara parsial dengan menggunakan uji Wald (Hosmer dan Lemeshow, 2000).

a. Uji Serentak

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000) untuk menguji signifikansi parameter β dalam model secara bersama-sama dengan menggunakan statistik uji *G*.

Hipotesis:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_p = 0$

H_1 : minimal ada satu $\beta_k \neq 0$, untuk k = 1, 2, …, p

Taraf signifikansi: α

Statistik uji: $$G = -2\ln\left[\frac{\prod_{y_i>0}\frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{y_i-\beta_0}{\sigma}\right)\prod_{y_i=0}\left(1-\Phi\left(\frac{\beta_0}{\sigma}\right)\right)}{\prod_{y_i>0}\frac{1}{\sigma}\phi\left(\frac{y_i-\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\prod_{y_i=0}\left(1-\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_i'\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right)}\right] \quad (7)$$

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $G \geq \chi^2_{(\alpha;p)}$ yang berarti ada salah satu atau lebih β_k yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

b. Uji Parsial

Menurut Hosmer dan Lemeshow (2000) untuk mengetahui signifikansi parameter β terhadap variabel responnya secara parsial menggunakan statistik uji Wald.

Hipotesis:

$H_0 : \beta_k = 0$

$H_1 : \beta_k \neq 0$, untuk k = 1, 2, …, p

Taraf signifikansi: α

Statistik uji: $$W_k = \left(\frac{\hat{\beta}_k}{SE\left(\hat{\beta}_k\right)} \right)^2 \quad (8)$$

dengan $SE\left(\hat{\beta}_k\right) = \sqrt{\operatorname{var}\left(\hat{\beta}_k\right)}$

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $W_k \geq \chi^2_{(\alpha;1)}$, artinya β_k mempunyai peran berarti dalam model.

2.4 Penentuan Kebaikan Model

Dalam model regresi tobit, penentuan kebaikan model dapat dilakukan dengan melihat nilai koefisien determinasi (R^2), yang dirumuskan Bierens (2004) sebagai berikut:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2}{\sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \bar{y}\right)^2} \quad (9)$$

2.5 Pengujian Asumsi Model Regresi Tobit

Pada regresi linier klasik jika terjadi pelanggaran asumsi maka penaksir masih konsisten tetapi tidak efisien. Hal ini tidak berlaku pada model regresi tobit (Long, 1997). Sehingga pada model regresi tobit dilakukan uji asumsi normalitas dan heteroskedastisitas.

a. Uji Normalitas

Pengujian asumsi ini menguji normalitas pada residual yang dihasilkan dari model regresinya. Uji normalitas ini dapat menggunakan uji Jarque-Bera (Gujarati, 2002).

Hipotesis:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Taraf signifikansi : α

Statistik uji : $$JB = \frac{n}{6}\left[S_k^{\ 2} + \frac{(K-3)^2}{4} \right] \quad (10)$$

dengan: n = ukuran sampel

S_k = skewness (kemencengan)

K = kurtosis (peruncingan)

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $JB \geq \chi^2_{(\alpha;2)}$ artinya residual tidak berdistribusi normal.

b. Uji Heteroskedastisitas

Menurut Montgomery (2005), untuk menguji adanya heteroskedastisitas pada model regresi tobit ini menggunakan Uji Bartlett.

Hipotesis :

H_0: Tidak terjadi heteroskedastisitas

H_1: Terjadi heteroskedastisitas

Taraf signifikansi: α

Statistik uji: $$T = \frac{(n-C)\ln s^2 - \sum_{j=1}^{C}(n_j - 1)\ln s_j^2}{1 + \left(\frac{1}{3(C-1)}\right)\left(\left(\sum_{j=1}^{C}\frac{1}{(n_j - 1)}\right) - \frac{1}{(n-C)}\right)} \quad (11)$$

dengan: n = ukuran sampel $\quad$ C = jumlah group

s^2 = variansi residual $\quad$ n_j = ukuran sampel group ke-j

$s^2 = \sum_{j=1}^{C}\frac{(N_j - 1)s_j^2}{(N-C)}$ $\quad$ s_j^2 = variansi residual untuk setiap kelompok ke-j

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $T \geq \chi^2_{(\alpha;C-1)}$, yang berarti terjadi heteroskedastisitas.

3. METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari hasil Susenas di Kabupaten Magelang pada tahun 2013. Jumlah sampel pada data Susenas tersebut sebanyak 504 rumah tangga.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini terdiri dari satu variabel respon dan enam variabel bebas. Variabel respon (Y) dalam penelitian ini adalah pengeluaran rumah tangga untuk konsumsi telur atau susu. Sedangkan variabel bebas (X) yang dilibatkan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

Tabel 1. Variabel Bebas Penelitian

Nama Variabel	**Keterangan**
Tingkat pendidikan kepala rumah tangga	Jenjang pendidikan terakhir yang ditempuh kepala rumah tangga - Tidak bersekolah - SD sederajat (X_1) - SMP sederajat (X_2) - SMA sederajat (X_3) - Perguruan Tinggi (X_4)
Jumlah pengeluaran untuk makanan dalam satu bulan	Jumlah pengeluaran untuk makanan dalam satu bulan (X_5)
Jumlah anggota rumah tangga	Jumlah orang dalam satu rumah tangga (X_6)
Jumlah anggota rumah tangga usia balita	Jumlah anggota rumah tangga yang berusia di bawah 5 tahun (X_7)
Rata-rata pengeluaran per kapita	Jumlah pengeluaran dalam satu bulan dibagi banyaknya anggota rumah tangga (X_8)
Lapangan pekerjaan kepala rumah tangga	Bidang pekerjaan utama kepala rumah tangga - Tidak Bekerja - Bidang Pertanian (X_9) - Bidang Pertambangan (X_{10}) - Bidang Perdagangan (X_{11}) - Bidang Jasa (X_{12}) - Bidang Pendidikan (X_{13}) - Bidang Pemerintahan (X_{14})

3.3 Langkah-Langkah Analisis

Langkah-langkah analisis untuk mencapai tujuan penelitian adalah sebagai berikut:

1. Memodelkan variabel respon (Y) dengan variabel bebas (X) sebagai model awal.
2. Menguji kesesuaian model awal dengan uji rasio likelihood.
3. Menguji parameter model secara parsial dengan uji wald.
4. Memodelkan kembali variabel respon (Y) dengan variabel bebas (X) yang telah signifikan dalam uji parsial hingga diperoleh model akhir.
5. Melakukan uji asumsi regresi tobit.
6. Jika uji asumsi belum terpenuhi maka dilakukan penangan pelanggaran asumsi dengan cara transformasi. Kemudian kembali lagi ke langkah awal.
7. Melakukan interpretasi model regresi tobit.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Statistik Deskriptif Variabel-Variabel Penelitian

Statistik deskriptif ini dilakukan untuk mengetahui gambaran mengenai karakteristik variabel-variabel yang mempengaruhi pengeluaran rumah tangga untuk konsumsi telur atau susu.

4.1.1 Statistik Deskriptif Pengeluaran Rumah Tangga untuk Konsumsi Telur atau Susu .

Statistik deskriptif pengeluaran telur atau susu disajikan dalam tabel berikut:

Tabel 2. Statistik Deskriptif Rumah Tangga Konsumsi Telur atau Susu

Statistik Deskriptif	Nilai
Rata-rata	36458
Simpangan baku	51956,15
Min	0
Maks	304000

Berdasarkan Tabel 2, terlihat nilai rata-rata pengeluaran rumah tangga untuk konsumsi telur atau susu sebesar Rp 36.458,00. Dari data menunjukkan bahwa range yang terbentuk dari nilai minimum dan nilai maksimum sangat jauh.

4.1.2 Statistik Deskriptif Variabel-Variabel yang Mempengaruhi Pengeluaran Rumah Tangga untuk Konsumsi Telur atau Susu

Berikut diberikan statistik deskriptif mengenai variabel bebas yang memiliki data berskala kontinu dalam penelitian ini.

Tabel 3. Statistik Deskriptif Variabel Bebas Berskala Kontinu

Variabel	Rata-rata	Simpangan baku	Min	Maks
Pengeluaran makanan (X_5)	679600	441083,413	126800	3319700
Anggota rumah tangga (X_6)	3,359	1,349	1	9
Jumlah anak usia balita (X_7)	0,244	0,474	0	3
Pengeluaran per kapita (X_8)	376481	271490,622	112400	2917900

Berdasarkan Tabel 3 diketahui bahwa dari 504 rumah tangga yang menjadi sampel penelitian, rata-rata untuk pengeluaran makanan sebesar Rp 679.600,00. Jumlah anggota rumah tangga yang paling sedikit adalah 1 orang dan yang terbanyak adalah 9 orang. Jumlah anggota rumah tangga pada usia balita terbanyak adalah 3 orang, dan paling sedikit adalah 0 atau dapat dikatakan tidak ada. Pada Tabel 3 diketahui bahwa dari 504 rumah tangga yang menjadi sampel penelitian, pengeluaran per kapita yang dikeluarkan oleh rumah tangga terbesar adalah Rp 2.917.900,00. Sedangkan pengeluaran per kapita terkecil yang dikeluarkan oleh rumah tangga adalah sebesar Rp 112.400,00.

Deskripsi variabel yang berskala kategorik dalam bentuk presentase.

Tabel 4. Statistik Deskriptif Variabel Bebas Berskala Kategorik

Nama Variabel	Variabel *Dummy*	Presentase (%)
1. Tingkat Pendidikan	• Tidak Bersekolah	4,8
	• SD Sederajat (X_1)	65,4
	• SMP Sederajat (X_2)	13,9
	• SMA Sederajat (X_3)	12,3
	• Perguruan Tinggi (X_4)	3,6
Total		**100**
2. Lapangan Pekerjaan	• Tidak Bekerja	7,3
	• Pertanian (X_9)	44,2
	• Pertambangan (X_{10})	12,1
	• Perdagangan (X_{11})	22,8
	• Jasa (X_{12})	3,2
	• Pendidikan (X_{13})	2,6
	• Pemerintahan (X_{14})	7,8
Total		**100**

Berdasarkan Tabel 4 diketahui bahwa sebagian besar kepala rumah tangga yang menjadi sampel dalam penelitian ini, yaitu kepala rumah tangga yang memilki pendidikan SD sederajat dengan presentase 65,4%. Pada variabel lapangan pekerjaan, diketahui bahwa sebanyak 44,2% kepala rumah tangga bekerja pada bidang pertanian yang merupakan lapangan pekerjaan dengan presentase terbanyak.

4.2 Model Regresi Tobit.

Model awal regresi yang diduga dengan memasukkan 14 variabel bebas X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, dan X_{14} sehingga diperoleh model awal yaitu:

$$\begin{aligned}\hat{y}^* = &-60482{,}97 + 4841{,}459X_1 + 21824{,}95X_2 + 26354{,}40X_3 + 34669{,}20X_4 \\ &+ 0{,}085461X_5 - 2847{,}046X_6 + 19180{,}13X_7 - 0{,}004153X_8 + 23762{,}14X_9 \\ &+ 31192{,}45X_{10} + 31807{,}23X_{11} + 29868{,}94X_{12} + 54706{,}40X_{13} + 34133{,}80X_{14}\end{aligned}$$

Untuk mendapatkan model regresi tobit digunakan pengujian parameter. Pengujian ini meliputi uji kesesuaian model atau serentak dengan uji Rasio Likelihood dan uji parsial atau individu dengan uji Wald.

a. Uji Serentak

Untuk melihat pengaruh variabel bebas (X) secara bersama-sama terhadap variabel denpenden (Y) dilakukan uji Rasio Likelihood. Hipotesis yang digunakan dalam uji ini yaitu:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_k \neq 0$, untuk k = 1, 2, …, 14.

Diperoleh nilai G = 458,4760 > $\chi^2_{(0,05;14)}$ = 23,68 maka H_0 ditolak. Artinya variabel bebas (X) secara bersama-sama mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon (Y) sehingga model dapat digunakan.

b. Uji Parsial

Untuk melihat pengaruh masing-masing variabel bebas (X) terhadap variabel respon (Y) dilakukan uji signifikansi parameter secara individu dengan menggunakan uji Wald. Hipotesis yang digunakan yaitu:

$H_0 : \beta_k = 0$
$H_1 : \beta_k \neq 0,$ untuk k = 1, 2, …, 14.

Nilai Wald 14 variabel bebas yang diringkas dalam Tabel 5 berikut:

Tabel 5. Uji Parameter Model dengan 14 Variabel Bebas

Parameter	Koefisien	Std Error	Wald	$\chi^2_{(0,05;1)}$	Kesimpulan
Intercept	-60482,97	12030,31	25,27625	3,84	Signifikan
X_1	4841,459	9023,728	0,287859	3,84	Tidak signifikan
X_2	21824,95	9950,060	4,811219	3,84	Signifikan
X_3	26354,40	10348,70	6,485369	3,84	Signifikan
X_4	34669,20	14585,88	5,649661	3,84	Signifikan
X_5	0,085461	0,007050	146,946	3,84	Signifikan
X_6	-2847,046	2014,851	1,996655	3,84	Tidak signifikan
X_7	19180,13	4159,176	21,26613	3,84	Signifikan
X_8	-0,004153	0,010538	0,155313	3,84	Tidak signifikan
X_9	23762,14	7985,261	8,855088	3,84	Signifikan
X_{10}	31192,45	9152,657	11,61461	3,84	Signifikan
X_{11}	31807,23	8482,371	14,06103	3,84	Signifikan
X_{12}	29868,94	12280,89	5,915343	3,84	Signifikan
X_{13}	54706,40	14886,50	13,50489	3,84	Signifikan
X_{14}	34133,80	10103,23	11,41429	3,84	Signifikan

Pada penelitian ini pemilihan model terbaik menggunakan metode *Bacward Elemination*, yaitu dengan cara mengeluarkan satu per satu variabel bebas yang tidak signifikan dan dilakukan terus menerus sampai seluruh variabel bebas signifikan terhadap model. Pada Tabel 5, model yang terbentuk adalah model dengan tidak memasukkan variabel X_8 , X_6 dan X_1 karena tidak signifikan terhadap model. Sehingga diperoleh model akhir sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\hat{y}^* = {} & -63155{,}57 + 17552{,}20X_2 + 22626{,}16X_3 + 31408{,}57X_4 + 0{,}080593X_5 \\ & + 16698{,}44X_7 + 23524{,}45X_9 30455{,}44X_{10} + 31525{,}34X_{11} + 29187{,}82X_{12} \\ & + 55258{,}60X_{13} + 33460{,}80X_{14}\end{aligned}$$

4.3 Pengujian Asumsi Model Regresi Tobit

Pada regresi linier klasik jika terjadi pelanggaran asumsi maka penaksir masih konsisten tetapi tidak efisien. Hal ini tidak berlaku pada model regresi tobit (Long, 1997), sehingga pada model regresi tobit dilakukan uji asumsi normalitas dan heteroskedastisitas.

a. Uji Normalitas

Pengujian asumsi ini menguji normalitas pada residual yang dihasilkan dari model regresinya. Uji normalitas ini dapat menggunakan uji Jarque-Bera (Gujarati, 2002).

Hipotesis:

H_0 : Residual berdistribusi normal
H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Taraf signifikansi : $\alpha = 5$ %

Statistik uji : $JB = \frac{504}{6}\left[1{,}143380^2 + \frac{(12{,}38598-3)^2}{4}\right] = 1959{,}844$

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $JB \geq \chi^2_{(\alpha;2)}$

Keputusan: H_0 ditolak, karena nilai JB = 1959,844 > $\chi^2_{(0,05;2)}$ = 5,99

Kesimpulan: Jadi, pada taraf signifikansi 5 % dapat disimpulkan bahwa residual model regresi tersensor yang terbentuk tidak mengikuti distribusi normal.

b. Uji Heteroskedastisitas

Untuk menguji adanya heteroskedastisitas pada model regresi tobit ini menggunakan *Uji Bartlett* dengan hipotesis :

H_0 : Tidak terjadi hetereoskedastisitas

H_1 : Terjadi heteroskedastisitas

Taraf signifikansi : α = 5 %

Statistik uji : $T = \frac{(504-4)\ln 872610937{,}4 - \sum_{j=1}^{4}(126-1)\ln 325154967{,}1}{1+\left(\frac{1}{3(4-1)}\right)\left(\left(\sum_{j=1}^{4} 1/(126-1)\right)-1/(504-4)\right)} = 135{,}33$

Kriteria uji : H_0 ditolak jika $T \geq \chi^2_{(\alpha;C-1)}$

Keputusan: Ho ditolak, karena nilai T = 135,33 > $\chi^2_{(0,05;3)}$ = 7,81

Kesimpulan: Jadi, pada taraf signifikansi 5 % dapat disimpulkan bahwa terjadi heteroskedastisitas pada model regresi tobit tersebut.

4.4 Model Regresi Tobit Transformasi

Model regresi yang terbentuk tersebut tidak memenuhi asumsi normalitas dan heteroskedatisitas. Tansformasi akar dilakukan pada variabel bebas yang berskala kontinu, sedangkan untuk variabel bebas yang berskala kategorik tidak dilakukan transformasi akar karena variabel tersebut merupakan variabel *dummy.*

Dari hasil transformasi akar model awal regresi dengan memasukkan 14 variabel bebas X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9, X_{10}, X_{11}, X_{12}, X_{13}, dan X_{14} sehingga diperoleh model awal yaitu :

$$\begin{aligned}\sqrt{\hat{y}^*} &= -245{,}4576 + 18{,}29036X_1 + 63{,}20132X_2 + 70{,}30001X_3 + 99{,}46173X_4 \\ &+ 0{,}351802\sqrt{X_5} - 14{,}74305\sqrt{X_6} + 52{,}49627\sqrt{X_7} - 0{,}013872\sqrt{X_8} + 80{,}02869X_9 \\ &+ 89{,}60511X_{10} + 105{,}0272X_{11} + 96{,}26492X_{12} + 109{,}2328X_{13} + 109{,}0374X_{14}\end{aligned}$$

Untuk mendapatkan model regresi tobit yang sudah ditarnsformasi akar digunakan pengujian parameter. Pengujian ini meliputi uji uji Rasio Likelihood dan uji Wald.

a. Uji Serentak

Untuk melihat pengaruh variabel bebas (X) secara bersama-sama terhadap variabel denpenden (Y) dilakukan uji Rasio Likelihood. Hipotesis yang digunakan dalam uji ini adalah:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = \beta_{10} = \beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_k \neq 0$, untuk k = 1, 2, …, 14

Diperoleh nilai G = 354,3921 > $\chi^2_{(0,05;14)}$ = 23,68 maka H_0 ditolak. Artinya variabel bebas (X) secara bersama-sama mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon (Y) sehingga model dapat digunakan.

b. Uji Parsial

Untuk melihat pengaruh masing-masing variabel bebas (X) terhadap variabel respon (Y) dilakukan uji signifikansi parameter secara parsial dengan menggunakan uji Wald. Hipotesis yang digunakan yaitu:

H_0 : $\beta_k = 0$

H_1 : $\beta_k \neq 0$, untuk k = 1, 2, …, 14

Diperoleh nilai Wald 14 variabel bebas yang diringkas dalam Tabel 6 berikut:

Tabel 6. Uji Parameter Model dengan 14 Variabel Bebas Transformasi

Parameter	Koefisien	Std Error	Wald	$\chi^2_{(0,05;1)}$	Kesimpulan
Intercept	-245,4576	49,30441	24,7846	3,84	Signifikan
X_1	18,29036	24,12988	0,5746	3,84	Tidak signifikan
X_2	63,20132	26,80582	5,5590	3,84	Signifikan
X_3	70,30001	27,98589	6,3100	3,84	Signifikan
X_4	99,46173	39,66842	6,2867	3,84	Signifikan
X_5	0,351802	0,049239	51,0479	3,84	Signifikan
X_6	-14,74305	24,80805	0,3532	3,84	Tidak signifikan
X_7	52,49627	12,08468	18,8706	3,84	Signifikan
X_8	-0,013872	0,056559	0,0602	3,84	Tidak signifikan
X_9	80,02869	21,18144	14,2751	3,84	Signifikan
X_{10}	89,60511	24,45833	13,4218	3,84	Signifikan
X_{11}	105,0272	22,62369	21,5515	3,84	Signifikan
X_{12}	96,26492	33,29678	8,3586	3,84	Signifikan
X_{13}	109,2328	40,56417	7,2514	3,84	Signifikan
X_{14}	109,0374	27,12407	16,1600	3,84	Signifikan

Dari Tabel 6, model yang terbentuk adalah model dengan tidak memsukkan variabel X_8, X_6 dan X_1 karena tidak signifikan terhadap model. Sehingga diperoleh model akhir hasil transformasi akar sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\sqrt{\hat{y}^*} &= -249,8639 + 46,22165X_2 + 53,61208X_3 + 83,47846X_4 + 0,334388\sqrt{X_5} \\ &+ 50,09120\sqrt{X_7} +,81,11815X_9 + 90,51084X_{10} + 106,4820X_{11} + 97,11112X_{12} \\ &+ 111,0636X_{13} + 109,7365X_{14}\end{aligned}$$

4.5 Pengujian Asumsi Model Regresi Tobit Transformasi

Pada model awal regresi tobit sebelum ditransformasi diketahui bahwa asumsi normalitas dan heteroskedastisitas tidak terpenuhi. Sehingga dilakukan transformasi akar dengan tujuan untuk memenuhi uji asumsi normalitas dan heteroskedastisitas.

a. Uji Normalitas

Pengujian asumsi ini menguji normalitas pada residual yang dihasilkan dari model regresinya. Uji normalitas ini dapat menggunakan uji Jarque-Bera (Gujarati, 2002).

Hipotesis:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Taraf signifikansi : $\alpha = 5$ %

Statistik uji : $JB = \frac{504}{6}\left[-0,189286^2 + \frac{(2,693922-3)^2}{4}\right] = 4,977010$

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $JB \geq \chi^2_{(\alpha;2)}$

Keputusan: H_0 diterima, karena nilai $JB = 4,977010 < \chi^2_{(0,05;2)} = 5,99$.

Kesimpulan: Jadi, pada taraf signifikansi 5 % dapat disimpulkan bahwa residual model regresi tersensor yang terbentuk mengikuti distribusi normal.

b. Uji Heteroskedastisitas

Untuk menguji adanya heteroskedastisitas pada model regresi tobit ini menggunakan *Uji Bartlett* dengan hipotesis :

H_0 : Tidak terjadi hetereoskedastisitas

H_1 : Terjadi heteroskedastisitas

Taraf signifikansi : α = 5 %

Statistik uji: $T = \dfrac{(504-4)\ln 5964{,}325 - \sum_{j=1}^{4}(126-1)\ln 5254{,}622}{1+\left(\frac{1}{3(4-1)}\right)\left(\left(\sum_{j=1}^{4} 1/(126-1)\right)-1/(504-4)\right)} = 5{,}91$

Kriteria uji: H_0 ditolak jika $T \geq \chi^2_{(\alpha;C-1)}$

Keputusan: H_0 diterima, karena nilai nilai $T = 5{,}91 < \chi^2_{(0{,}05;3)} = 7{,}81$

Kesimpulan: Jadi, pada taraf signifikansi 5 % dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi heteroskedastisitas pada model regresi tobit tersebut.

4.6 Koefisien Determinasi Hasil Transformasi

Dari model akhir diperoleh nilai *R-Square* yaitu 0,6031 artinya tingkat pendidikan SMP sedrajat (X_2), SMA sederajat (X_3), Perguruan Tinggi (X_4), jumlah pengeluaran untuk makanan (X_5), jumlah balita (X_7), dan semua jenis lapangan pekerjaan yaitu bidang pertanian (X_9), pertambangan (X_{10}), perdagangan (X_{11}), jasa (X_{12}), pendidikan (X_{13}), serta pemerintahan (X_{14}) memberikan pengaruh sebanyak 60,31% sedangkan sisanya 39,69% dipengaruhi oleh variabel lain yang tidak diteliti dalam penelitian ini.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan dengan menggunakan regresi tobit, maka diperoleh model akhir hasil transformasi akar sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\sqrt{\hat{y}^*} &= -249{,}8639 + 46{,}22165X_2 + 53{,}61208X_3 + 83{,}47846X_4 + 0{,}334388\sqrt{X_5} \\ &+ 50{,}09120\sqrt{X_7} +{,}81{,}11815X_9 + 90{,}51084X_{10} + 106{,}4820X_{11} + 97{,}11112X_{12} \\ &+ 111{,}0636X_{13} + 109{,}7365X_{14}\end{aligned}$$

DAFTAR PUSTAKA

Agresti, A. 2002. *Categorical Data Analysis, Second Edition*. New York: John Wiley & Sons.

Antara News. 2010. *Konsumsi Susu di indonesia Masih Rendah*. http://www.antaranews.com/berita/1273934073/ konsumsi-susu-di-indonesia-masih-rendah, diakses tanggal 20 November 2014.

Ariningsih, E. 2004. *Kajian Konsumsi Protein Hewani pada Masa Krisis Ekonomi Di Jawa*. Bogor: Penelitian dan Pengembangan Sosial Ekonomi Pertanian

Bierens, H.J. 2004. *The Tobit Model*.http://grizzly.la.psu.edu, diakses tanggal 25 Desember 2014.

Greene, W.H. 2003. *Econometrics Analysis, 5th edition*. New Jersey: Prentice Hall.

Gujarati, D. 2002. *Ekonometrika Dasar*. Jakarta: Erlangga.

Hosmer, D.W, and Lemeshow, S. 2000. *Applied Logistic Regression, 2nd edition*. New York: Wiley.

Long, J.S. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*.Thousand Oaks, CA: Sage.

Montgomery., D. C. 2005. *Introduction to Statistical Quality Control Fifth Edition*. New York: John Willey and Sons.