PEMODELAN REGRESI PROBIT ORDINAL PADA STATUS KETAHANAN PANGAN DI PULAU SUMATERA

KARYA ILMIAH

OLEH

YAUMIL RAHMATUL AUFA
NIM. 1603137326

PROGRAM STUDI S1 STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS RIAU
PEKANBARU
2021

PEMODELAN REGRESI PROBIT ORDINAL PADA STATUS KETAHANAN PANGAN DI PULAU SUMATERA

Yaumil Rahmatul Aufa, Arisman Adnan

Program Studi S1 Statistika
Jurusan Matematika
Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Riau
Kampus Bina Widya, Pekanbaru 28293

yaumil.rahmatul7326@student.unri.ac.id

ABSTRACT

Food is a basic need of an individual so that the fulfillment of food is something that is very important in order to have the better generation. The purpose of this study is to model the food security of Sumatera Island in 2018. The response variables used are three levels, namely food insecurity, vulnerable to food insecurity and food security with 10 predictor variables using ordinal probit regression. From the analysis that has been carried out, it is found that four predictor variables have an effect on the model, namely the rice production, the percentage of illiterate women, stunting toddlers and the average length of schooling variable where the significant variable is explained by pseudo-R^2 Nagelkerke.

Keywords: *Food security, probit ordinal regression, pseudo-R^2 Nagelkerke*

ABSTRAK

Pangan merupakan kebutuhan dasar seorang individu sehingga pemenuhan akan pangan adalah sesuatu yang sangat penting agar dapat menghasilkan generasi penerus bangsa yang unggul. Tujuan dari penelitian ini adalah memodelkan ketahanan pangan Pulau Sumatera tahun 2018. Variabel respon yang digunakan adalah tiga tingkatan, yaitu rawan pangan, rentan rawan pangan serta tahan pangan dengan 10 variabel prediktor yang diduga mempengaruhi menggunakan regresi probit ordinal. Dari analisis yang telah dilakukan didapatkan empat variabel prediktor yang berpengaruh terhadap model, yaitu variabel produksi padi, persentase perempuan buta huruf, balita *stunting* dan rata-rata lama sekolah dimana variabel yang signifikan tersebut mampu dijelaskan pseudo-R^2 Nagelkerke.

Kata kunci: Ketahanan pangan, regresi probit ordinal, pseudo-R^2 Nagelkerke

1. PENDAHULUAN

Kebutuhan dasar manusia yang paling esensial dan harus dipenuhi adalah kebutuhan akan pangan. Oleh karena sangat pentingnya kebutuhan akan pangan, pemerintah Indonesia mengaturnya secara khusus dalam Undang-Undang, yaitu Undang-Undang nomor 18 tahun 2012 yang menyatakan bahwa penyelenggaraan pangan dilakukan untuk memenuhi kebutuhan dasar manusia yang memberikan manfaat secara adil, merata, dan berkelanjutan berdasarkan kedaulatan pangan, kemandirian pangan, dan ketahanan pangan (Dinas Ketahanan Pangan Provinsi Riau, 2017). Menurut *Food and Agriculture Organization* (*FAO*) atau badan ketahanan pangan dunia dimensi dari ketahanan pangan terdiri dari empat bagian, yaitu ketersediaan pangan, akses pangan, pemanfaatan pangan dan stabilitas pangan. Untuk menjaga stabilitas ketahanan pangan, Indonesia membentuk *Food Security and Vulnerability Atlas* (*SFVA*). *SFVA* menghasilkan peta tematik yang menggambarkan visualisasi geografis dari hasil analisa data indikator kerentanan terhadap kerawanan pangan (Badan Ketahanan Pangan Kementrian Pertanian, 2018). Indikator yang digunakan dalam penyusunan *FSVA*, yaitu ketersediaan, keterjangkauan, dan pemanfaatan pangan.

Analisis yang dapat digunakan umtuk melihat faktor apa saja yang memengaruhi ketahanan pangan adalah regresi probit ordinal. Regresi probit ordinal termasuk kedalam model linear umum (*generalized linear model*) atau *GLM* yang membutuhkan fungsi penghubung (*link function*) dalam analisisnya. Regresi probit ordinal merupakan metode dalam penelitian yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara variabel *Y* (variabel respon) dan variabel *X* (variabel prediktor) dengan kondisi data dari variabel respon bersifat kategorikal bertingkat. Penelitian sebelumnya mengenai ketahanan pangan Indonesia menggunakan regresi probit ordinal dilakukan oleh Lolita dan Ratnasari (2016). Penelitian ini menunjukkan bahwa produktivitas tanaman padi, persentase rumah tangga tanpa akses listrik, persentase keluarga yang tinggal di desa dengan akses terbatas ke fasilitas kesehatan (>5 km), persentase rumah tangga dengan akses yang sangat terbatas ke sumber air bersih dan angka harapan hidup merupakan variabel yang mempengaruhi ketahanan pangan di Indonesia. Masitoh dan Ratnasari (2016) meneliti ketahanan pangan Provinsi Jawa Timur menggunakan regresi probit biner dan memberikan hasil bahwa persentase rumah tangga tanpa akses ke air bersih serta angka harapan hidup merupakan faktor yang mempengaruhi ketahanan pangan Provinsi Jawa Timur.

Pada penelitian ini dilakukan pemodelan serta nenganalisis faktor-faktor yang diduga memiliki pengaruh terhadap ketahanan pangan di Pulau Sumatera menggunakan regresi probit ordinal dengan variabel respon tiga tingkatan yaitu, rawan pangan, rentan rawan pangan, dan tahan pangan.

2. REGRESI PROBIT ORDINAL

Regresi merupakan analisis yang digunakan untuk melihat hubungan antara variabel prediktor dan variabel respon. Regresi linear sederhana dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \varepsilon_i,$$

dengan $i = 1,2,3, \dots, n$, sedangkan β_1 dan β_2 merupakan parameter model regresi, Y_i

merupakan variabel respon, X_i merupakan variabel prediktor dan ε_i merupakan residu. Untuk menaksir parameter β_1 dan β_2 digunakan metode *Ordinary Least Squares* (*OLS*) dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat residual (Rawlings et al., 1998). Formula untuk menaksir parameter regresi dengan menggunakan *OLS* adalah sebagai berikut:

$$\hat{\beta}_2 = \frac{n\sum X_i Y_i - (\sum X_i)(\sum Y_i)}{n\sum X_i^2 - (\sum X_i)^2},$$
$$\hat{\beta}_1 = \bar{Y} - \hat{\beta}_2 \bar{X},$$

dengan $\bar{Y}$ dan $\bar{X}$ masing-masing merupakan rata-rata untuk variabel X dan Y.

Apabila asumsi berdistribusi normal dan variansi konstan tidak dipenuhi maka transformasi dari variabel respon merupakan salah satu cara untuk mengatasi ini. Salah satu transformasi yang sangat terkenal yaitu *Generalized Linear Model* (*GLM*) yang memiliki fungsi untuk menyatukan model regresi linear dan nonlinear (Montgomery et al., 2012). *GLM* terdiri dari tiga komponen, yaitu komponen acak, komponen sistematik, dan fungsi penghubung. Regresi probit ordinal merupakan merupakan regresi yang menggunakan fungsi penghubung probit. Regresi probit ordinal memililiki variabel respon kategorik bertingkat dan variabel prediktor yang bersifat kategorik, kontinu, maupun gabungan dari kategorik dan kontinu. Regresi probit ordinal didefinisikan sebagai berikut (Greene, 2018):

$$\boldsymbol{Y}^* = \boldsymbol{x\beta} + \varepsilon, \tag{1}$$

dengan $\boldsymbol{Y}^*$ merupakan variabel respon yang memiliki skala ordinal, $\boldsymbol{x}$ merupakan vektor variabel prediktor $\boldsymbol{x} = \left[1\ X_{1i}\ \cdots\ X_{pi}\right]^{\boldsymbol{T}}$, $\boldsymbol{\beta}$ merupakan vektor parameter koefisien regresi $\boldsymbol{\beta} = \left[\beta_0\ \beta_1\ \cdots\ \beta_p\right]^{\boldsymbol{T}}$ serta ε merupakan *error* dengan $\varepsilon \sim N(0,1)$. Probabilitas untuk masing-masing kategori dalam regresi probit ordinal pada persamaan (1) dapat ditulis sebagai berikut.

$$P(Y=1) = \Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta^T x}), \tag{2}$$
$$P(Y=2) = \Phi(\gamma_2 - \boldsymbol{\beta^T x}) - \Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta^T x}), \tag{3}$$
$$\vdots$$
$$P(Y=i) = \Phi\left(\gamma_i - \boldsymbol{\beta^T x}\right) - \Phi\left(\gamma_{i-1} - \boldsymbol{\beta^T x}\right), \tag{4}$$
$$\vdots$$
$$P(Y=k) = 1 - \Phi\left(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta^T x}\right), \tag{5}$$

dengan $\Phi(.)$ adalah *cumulative distribution function* (*cdf*) dari distribusi normal standar, yaitu

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^{x} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{t^2}{2}\right] dt.$$

Interpretasi dalam regresi probit ordinal adalah dengan menggunakan efek marginal yang didapat dari persamaan (2) sampai (5) sebagaimana berikut.

$$\frac{\partial P(Y=1|\boldsymbol{x})}{\partial \boldsymbol{x}} = -\boldsymbol{\beta}\phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta^T x}), \tag{6}$$
$$\frac{\partial P(Y=2|\boldsymbol{x})}{\partial \boldsymbol{x}} = \boldsymbol{\beta}[\phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta^T x}) - \phi(\gamma_2 - \boldsymbol{\beta^T x})], \tag{7}$$
$$\vdots$$
$$\frac{\partial P(Y=i|\boldsymbol{x})}{\partial \boldsymbol{x}} = \boldsymbol{\beta}[\phi(\gamma_i - \boldsymbol{\beta^T x}) - \phi(\gamma_{i+1} - \boldsymbol{\beta^T x})], \tag{8}$$
$$\vdots$$

$$\frac{\partial P(Y=k|\boldsymbol{x})}{\partial \boldsymbol{x}} = \boldsymbol{\beta}\phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{x}), \tag{9}$$

dengan $\phi(.)$ merupakan *probability density function* (*pdf*) dari distribusi nomal standar, yaitu

$$\phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right).$$

Penaksiran parameter dalam regresi probit ordinal adalah dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (*MLE*). Misalkan Y_i merupakan sampel acak dengan $i = 1,2,\dots,n$. $Y_i = [Y_{1i} \;\; Y_{2i} \;\; \cdots \;\; Y_{ki}]^T$ dan Y_i berdistribusi multinomial $Y_i \sim M[1; P_1, P_2, \dots, P_k]$ dengan $P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_k = y_k]$ memiliki probabilitas sebagai berikut.

$$\begin{aligned} P[Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_k = y_k] \\ = \{[\Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{x})]^{y_1}[\Phi(\gamma_2 - \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{x}) - \Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{x})]^{y_2} \cdots [1 \\ - \Phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^{\boldsymbol{T}}\boldsymbol{x})]^{y_k}\}, \end{aligned}$$

memiliki persamaan *likelihood* sebagai berikut.

$$\begin{aligned} l(\boldsymbol{\beta}|Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \prod_{i=1}^{n} \{[\Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]^{y_{1i}}[\Phi(\gamma_2 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i) \\ - \Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]^{y_{2i}} \cdots [\Phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i) \\ - \Phi(\gamma_{k-2} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]^{y_{k-1,i}}[1 - \Phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]^{y_{ki}}\}. \end{aligned} \tag{10}$$

Langkah selanjutnya untuk mendapatkan estimator $\boldsymbol{\beta}$ adalah membentuk persamaan logaritma natural (ln) pada persamaan (10), sehingga diperoleh sebagai berikut:

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}|Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \sum_{i=1}^{n} y_{1i}(\ln[\Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]) \\ + \left(\sum_{i=1}^{n}\left(1 - \sum_{j=1}^{k-1} y_{ji}\right)\ln[1 - \Phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)]\right) \\ + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=2}^{k-1} y_{ji}\left(\ln\left[\Phi\left(\gamma_j - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right) - \Phi\left(\gamma_{j-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right)\right]\right). \end{aligned} \tag{11}$$

Untuk mendapatkan penaksiran parameter, persamaan (11) diturunkan terhadap parameter $\boldsymbol{\beta}$.

$$\begin{aligned} \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta}|Y_1, Y_2, \dots, Y_n)}{\partial \boldsymbol{\beta}^T} = \sum_{i=1}^{n} y_{1i}\left(\frac{(-\boldsymbol{x}_i)\left(\phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)\right)}{\Phi(\gamma_1 - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)}\right) \\ - \sum_{i=1}^{n}\left(1 - \sum_{j=1}^{k-1} y_{ji}\right)\left(\frac{(\boldsymbol{x}_i)\left(\phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)\right)}{1 - \Phi(\gamma_{k-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i)}\right) \\ - \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=2}^{k-1} y_{ji}\left(\frac{(\boldsymbol{x}_i)\left(\phi\left(\gamma_j - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right) - \phi\left(\gamma_{j-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right)\right)}{\Phi\left(\gamma_j - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right) - \Phi\left(\gamma_{j-1} - \boldsymbol{\beta}^T\boldsymbol{x}_i\right)}\right). \end{aligned} \tag{12}$$

Persamaan (12) merupakan persamaan nonlinear yang tidak diperoleh penyelesaian eksaknya sehingga diperlukan metode iterasi Newton-Raphson untuk memperoleh penaksir $\boldsymbol{\beta}$.

Multikolinearitas dalam suatu regresi dapat terjadi karena adanya hubungan linear yang signifikan diantara variabel bebas sehingga keadaan ini dapat mempengaruhi proses dari suatu model regresi (Gujarati & Porter, 2008). *Variance Inflation Factor* (*VIF*) merupakan salah satu metode yang digunakan untuk mengetahui adanya multikolinearitas pada suatu persamaan regresi yang dinyatakan dengan:

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2}, \tag{13}$$

dengan R_j^2 merupakan koefisien determinasi antara X_j dengan variabel prediktor lainnya. Jika nilai *VIF* > 10 maka terdapat multikolinearitas.

Terdapat dua pengujian parameter, yaitu uji serentak dan uji parsial. Uji serentak bertujuan untuk melihat pengaruh variabel prediktor secara keseluruhan pada suatu model menggunakan *Maximum Likelihood Ratio Test*. Adapun hipotesis yang digunakan adalah:

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

H_1: minimal terdapat satu $\beta_p \neq 0; p = 1,2, \dots, j$

Statistik uji *G Maximum Likelihood Ratio Test* adalah:

$$G = -2 \ln \left[\frac{L(\widehat{\omega})}{L(\widehat{\Omega})}\right], \tag{14}$$

dengan $L(\widehat{\omega})$ merupakan estimasi fungsi *likelihood* tanpa variabel prediktor dan $L(\widehat{\Omega})$ merupakan estimasi fungsi *likelihood* dengan variabel prediktor. Keputusan yang diambil adalah tolak H_0 jika nilai $G > \chi^2_{db,\alpha}$ (Hosmer Jr. et al., 2013).

Uji parsial digunakan untuk mengetahui variabel prediktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap variabel respon. Uji Wald merupakan uji yang dapat digunakan untuk uji parsial dengan hipotesis:

H_0: $\beta_i = 0 \,; i = 1, 2, \dots, k$

H_1: $\beta_i \neq 0; i = 1, 2, \dots, k$

Statistik uji Wald yang digunakan adalah:

$$W^2 = \left[\frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)}\right]^2, \tag{15}$$

dengan $\hat{\beta}_i$ merupakan penaksir dari β_i dan $SE(\hat{\beta}_i)$ merupakan penaksir galat baku β_i yang berdistribusi *chi-square* dengan $db = 1$. Keputusan yang diambil adalah tolak H_0 jika $W^2 > \chi^2_{\alpha,1}$ (Hosmer Jr. et al., 2013).

Koefisien determinasi (pseudo-R^2) merupakan sebuah ukuran yang digunakan untuk menjelaskan kecocokan sebuah model regresi dengan melihat nilai koefisien determinasi. Ukuran kecocokan yang digunakan dalam penelitia
n ini adalah pseudo-R^2 Nagelkerke yang didefinisikan sebagai berikut (Walker & Smith, 2016):

$$R_N^2 = \frac{1 - \left(\frac{L(\widehat{\omega})}{L(\widehat{\Omega})}\right)^{2/n}}{1 - L(\widehat{\omega})^{2/n}}, \tag{16}$$

dengan $L(\widehat{\Omega})$ menyatakan estimasi *likelihood* untuk model dengan variabel prediktor, $L(\widehat{\omega})$ merupakan fungsi *likelihood* untuk model tanpa menggunakan prediktor serta n

merupakan ukuran sampel. Interpretasi dari R^2 Nagelkerke ini adalah semakin tinggi nilai R^2 suatu model regresi maka semakin bagus pula variabel prediktor dapat menjelaskan variabilitas dari variabel respon.

3. METODOLOGI PENELITIAN

Artikel ini menggunakan data sekunder dari Badan Pusat Statistik tiap provinsi di Pulau Sumatera, yaitu Provinsi Dalam Angka dan Statistik Kesejahteraan Rakyat tahun 2018. Variabel yang digunakan yaitu, status ketahanan pangan (Y), produksi padi (X_1), laju pertumbuhan penduduk (X_2), persentase penduduk miskin (X_3), persentase rumah tangga tanpa akses listrik (X_4), persentase perempuan buta huruf (X_5), persentase rumah tangga tanpa akses air bersih (X_6), persentase tingkat pengangguran terbuka (X_7), persentase balita *stunting* (X_8), rata-rata lama sekolah (X_9), dan jumlah bencana alam (X_{10}). Pembentukan model regresi probit ordinal dilakukan dengan menggunakan *software* RStudio versi 1.1.423 dengan langkah-langkah sebagai berikut:

a. Melakukan pemeriksaan multikolinearitas untuk mengetahui apakah terdapat korelasi yang signifikan antar variabel bebas.
b. Melakukan pembentukan model regresi probit ordinal dengan melihat dari pengujian parameter secara serentak dan parsial dengan menggunakan metode *backward elimination*, yaitu mengeliminasi variabel prediktor yang tidak signifikan satu persatu sehingga didapat semua variabel prediktor signifikan. Tingkat signifikan (*alpha*) yang dipilih adalah sebesar 5%. Penaksiran parameter dengan menggunakan metode *MLE*.
c. Melakukan pengukuran kecocokan model dengan menggunakan *Pseudo-*R^2 Nagelkerke.
d. Melakukan interpretasi model dengan menggunakan efek marginal.

4. ANALISIS KETAHANAN PANGAN PULAU SUMATERA MENGGUNAKAN REGRESI PROBIT ORDINAL

Uji muktikolinearitas dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat hubungan yang signifikan antar variabel bebas menggunakan rumus pada persamaan (13). Berikut ini disajikan Tabel 1 yang merupakan nilai *VIF* untuk masing-masing variabel bebas.

Tabel 1. Hasil uji multikolinearitas *VIF*

Variabel Bebas	*VIF*	Keterangan
X_1	1,19	Tidak terjadi multikolinearitas
X_2	1,47	Tidak terjadi multikolinearitas
X_3	1,78	Tidak terjadi multikolinearitas
X_4	1,63	Tidak terjadi multikolinearitas
X_5	2,01	Tidak terjadi multikolinearitas
X_6	1,18	Tidak terjadi multikolinearitas
X_7	1,41	Tidak terjadi multikolinearitas
X_8	1,53	Tidak terjadi multikolinearitas
X_9	2,18	Tidak terjadi multikolinearitas
X_{10}	1,27	Tidak Terjadi Multikolinearitas

Berdasarkan Tabel 1 dapat dilihat bahwa semua nilai *VIF* dari variabel bebas menunjukkan nilai kurang dari 10 yang memberikan kesimpulan bahwa tidak terdapat hubungan yang signifikan antar varibel bebas untuk penelitian ketahanan pangan Pulau Sumatera ini. Maka dari itu kita dapat melanjutkan analisis ketahap berikutnya. Pengujian selanjutnya, yaitu pengujian parameter secara serentak dan parsial. Uji serentak digunakan untuk mengetahui bahwa setidaknya terdapat satu variabel bebas yang signifikan terhadap model. Hipotesis dari pengujian parameter β secara serentak adalah:

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

H_1: minimal terdapat satu $\beta_p \neq 0; p = 1,2, \dots, j$

Berdasarkan persamaan (14) didapatkan hasil bahwa $G = 71{,}88$ sehingga keputusan yang diambil adalah tolak H_0 karena nilai $G > \chi^2_{10;0,05}$, yaitu $71{,}88 > 18{,}3070$. Hal ini berarti bahwa terdapat paling tidak satu variabel prediktor yang signifikan terhadap model dengan tingkat kepercayaan sebesar 95%. Setelah melakukan uji serentak maka untuk mengetahui variabel mana yang berpengaruh secara signifikan terhadap model dilakukan uji parsial dengan menggunakan uji Wald pada persamaan (15). Hipotesis dari uji Wald adalah sebagai berikut:

H_0: $\beta_i = 0\ ; i = 1, 2, \dots, k$

H_1: $\beta_i \neq 0; i = 1, 2, \dots, k$

Tabel 3 menyajikan hasil olahan data uji parsial menggunakan uji Wald.

Tabel 3. Hasil pengujian parameter uji parsial

Variabel	Koefisien	*Standard Error*	Uji Wald	*p-value*	Keputusan
Konstanta 1	−1,3276	1,4321	−0,93	0,3539	
Konstanta 2	−2,80009	1,4543	−1,93	0,0542	
X_1	0,000027	0,0000057	4,85	<0,0001	Tolak H_0
X_2	−0,0172	0,0226	−0,76	0,4473	Gagal menolak H_0
X_3	−0,0530	0,0323	−1,64	0,1008	Gagal menolak H_0
X_4	−0,0263	0,0285	−0,93	0,3547	Gagal menolak H_0
X_5	0,1903	0,0688	2,76	0,0057	Tolak H_0
X_6	−0,0077	0,0134	−0,58	0,5645	Gagal menolak H_0
X_7	−0,0596	0,0678	−0,88	0,3790	Gagal menolak H_0
X_8	−0,0293	0,0182	−1,60	0,1085	Gagal menolak H_0
X_9	0,4749	0,1390	3,41	0,0006	Tolak H_0
X_{10}	−0,0033	0,0062	−0,53	0,5953	Gagal menolak H_0

Uji Wald pada Tabel 3 menunjukkan tiga variabel yang signifikan jika dilihat dari *p-value* dengan nilai 0,05. Selanjutnya Tabel 3 juga menunjukkan keputusan yaitu gagal menolak H_0 sebanyak tujuh variabel karena nilai *p-value* yang dihasilkan lebih besar dari *alpha* yaitu 0,05. Selanjutnya dilakukan prosedur *backward elimination* untuk mendapatkan model terbaik.

Pembentukan model terbaik menggunakan prosedur *backward elimination*, yakni mengeluarkan variabel prediktor yang memiliki *p-value* terbesar satu per satu sehingga mendapatkan variabel prediktor yang memiliki *p-value* $< \alpha$. Hasil dari

backward elimination dapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4. Estimasi pembentukan model terbaik regresi probit ordinal

Variabel	Koefisien	*Standard Error*	Wald	*p-value*	Keputusan
Konstanta 1	−2,0631	1,19906	−1,72	0,0853	
Konstanta 2	−3,46813	1,22419	−2,83	0,0046	
Produksi padi (X_1)	0,00002895	0,0000054	5,36	<0,0001	Tolak H_0
Perempuan buta huruf (X_5)	0,12703	0,05598	2,27	0,0233	Tolak H_0
Balita *stunting* (X_8)	−0,03894	0,01531	−2,54	0,0110	Tolak H_0
Rata-rata lama sekolah (X_9)	0,45605	0,11466	3,98	<0,0001	Tolak H_0

Hasil estimasi parameter menggunakan *MLE* pada Tabel 4 akan digunakan untuk pembentukan model regresi probit ordinal. Berdasarkan Tabel 4 dan persamaan (2) sampai (5), persamaan probabilitas yang terbentuk adalah

$$\hat{P}(Y = 1) = \Phi[-2{,}0631 - (C)]$$
$$\hat{P}(Y = 2) = \Phi[-3{,}4681 - (C)] - \Phi[-2{,}0631 - (C)]$$
$$\hat{P}(Y = 3) = 1 - \Phi[-3{,}4681 - (C)]$$

dimana C merupakan persamaan dari fungsi probit ordinal

$$C = 0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9$$

persamaan yang terbentuk dari regresi probit ordinal sama dengan jumlah dari kategori variabel respon dimana secara berurutan nilainya dari rendah ketinggi. Berikut ini akan disajikan salah satu contoh perhitungan probabilitas regresi probit ordinal untuk Kota Pekanbaru menggunakan fungsi probabilitas dengan $X_1 = 0$, $X_5 = 0{,}6$, $X_8 = 16$, dan $X_9 = 10{,}88$:

a. Status ketahanan pangan rawan pangan

$$\hat{P}(Y = 1) = \Phi[-2{,}0631 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]$$
$$\hat{P}(Y = 1) = 4{,}6441\text{E} - 11.$$

b. Status ketahanan pangan rentan rawan pangan

$$\hat{P}(Y = 2) = \Phi[-3{,}4681 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)] - \Phi[-2{,}0631 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]$$
$$\hat{P}(Y = 2) = -4{,}6440\text{E} - 11.$$

c. Status ketahanan pangan tahan pangan

$$\hat{P}(Y = 3) = 1 - \Phi[-3{,}4681 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]$$
$$\hat{P}(Y = 3) = 1$$

Hasil perhitungan ini menjelaskan bahwa Kota Pekanbaru memiliki peluang lebih besar untuk masuk ke prioritas 3 dibandingkan prioritas lainnya, yakni sebesar 1. Jadi, Kota Pekanbaru dapat digolongkan kepada status ketahanan pangan tingkat 3 yang berarti

tahan pangan di kabupaten/kota Pulau Sumatera. Ukuran kecocokan model yang digunakan dalam penelitian ini adalah pseudo-R^2 Nagelkerke. Berdasarkan rumus pada persamaan (16) didapatkan bahwa pseudo-R^2 Nagelkerke adalah sebesar 0,453 atau 45,3%. Hal ini mengindikasikan bahwa model regresi probit ordinal yang terbentuk dapat menjelaskan ketahanan pangan Pulau Sumatera sebanyak 45,3% sedangkan sisa dari persentase tersebut dijelaskan oleh variabel lainnya yang tidak dimasukkan ke dalam model. Interpretasi model regresi probil ordinal adalah menggunakan efek marginal. Penghitungan efek marginal pada regresi probit ordinal berdasarkan pada persamaan (6) sampai dengan (9). Pada penelitian ini terdapat empat variabel prediktor yang signifikan maka dengan variabel respon sebanyak tiga tingkat, persamaan yang didapat adalah sebanyak dua belas persamaan efek marginal. Sebagai contoh berikut ini persamaan efek marginal untuk variabel prediktor balita *stunting* (X_8)

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=1|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = 0{,}03894\phi[-2{,}0631 - (C)]$$

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=2|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -0{,}03894\{\phi[-2{,}0631 - (C)] - \phi[-3{,}4682 - (C)]\}$$

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=3|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -0{,}03894\phi[-3{,}4682 - (C)]$$

Efek marginal pada variabel prediktor persentase balita *stunting* (X_8) untuk Kota Pekanbaru dengan $X_1 = 0$, $X_5 = 0{,}6$, $X_8 = 16$, dan $X_9 = 10{,}88$, yaitu

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=1|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = 0{,}03894\phi[-2{,}0631 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]$$

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=1|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = 1{,}1982\mathrm{E} - 11.$$

Efek marginal untuk kategori $Y = 1$ didapatkan bahwa setiap penambahan satu satuan balita *stunting* (X_8) maka probabilitas Kota Pekanbaru untuk masuk ke dalam kategori $Y = 1$ akan meningkat sebesar $1{,}1982\mathrm{E} - 11$. Selanjutnya adalah perhitungan untuk efek marginal pada kategori $Y = 2$, yaitu

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=2|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -0{,}03894\{\phi[-2{,}0631 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)] - \phi[-3{,}4681 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]\}$$

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=2|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -1{,}1982\mathrm{E} - 11.$$

Efek marginal untuk kategori $Y = 2$ memberikan arti bahwa setiap penambahan satu satuan balita *stunting* (X_8), Kota Pekanbaru memiliki penurunan probabilitas sebesar $-1{,}1982\mathrm{E} - 11$ untuk masuk ke kategori status ketahanan pangan $Y = 2$. Terakhir perhitungan efek marginal variabel balita *stunting* (X_8) pada status ketahanan pangan $Y = 3$, yaitu

$$\frac{\partial \hat{P}(Y=3|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -0{,}03894\phi[-3{,}4681 - (0{,}00002895X_1 + 0{,}12703X_5 - 0{,}03894X_8 + 0{,}45605X_9)]$$

$$\frac{\partial \widehat{P}(Y=3|\boldsymbol{x})}{\partial X_8} = -4{,}9780\mathrm{E}-16.$$

Efek marginal untuk kategori $Y = 3$ dapat disimpulkan bahwa setiap penambahan satu satuan balita *stunting* (X_8), Kota Pekanbaru memiliki penurunan probabilitas sebesar $-4{,}9780\mathrm{E}-16$ untuk masuk kekategori status ketahanan pangan $Y = 3$.

Dari empat variabel yang signifikan, yaitu produksi padi, persentase perempuan buta huruf, persentase balita *stunting* dan rata-rata lama sekolah didapat bahwa pendidikan merupakan hal yang sangat berpengaruh terhadap ketahanan pangan di Pulau Sumatera dengan menggunakan regresi probit ordinal. Terutama pendidikan seorang ibu sehingga jika seorang individu atau seorang ibu tidak mengetahui makanan apa yang memiliki nilai gizi maka status gizi seorang individu dapat terganggu dan pada akhirnya berdampak pada generasi penerus bangsa ini, salah satu contohnya yaitu banyaknya balita yang mengalami *stunting*.

5. KESIMPULAN

Serangkaian analisis penunjang pembentukan model dari regresi probit ordinal telah dilakukan, maka dari itu kesimpulan yang didapat dari penelitian ini adalah penaksir parameter dalam penelitian ini menggunakan metode *MLE* yang tidak *closed form*. Dari hasil olah data menggunakan *backward elimination* didapatkan 4 dari 10 variabel prediktor yang diduga memiliki pengaruh terhadap ketahanan pangan Pulau Sumatera. Variabel yang signifikan terhadap model regresi probit ordinal, yakni variabel produksi padi (X_1), persentase perempuan buta huruf (X_5), persentase balita *stunting* (X_8) dan rata-rata lama sekolah (X_9) dengan pseudo-R^2 Nagelkerke sebesar 45,3% hal ini menjelaskan bahwa keempat variabel tersebut mampu menjelaskan model sebesar 45,3% sedangkan sisa dari persentase tersebut dijelaskan oleh variabel lainnya yang tidak dimasukkan ke dalam model.

DAFTAR PUSTAKA

Badan Ketahanan Pangan Kementrian Pertanian. (2018). *Peta ketahanan dan kerentanan pangan 2018*. Indonesia: Badan Ketahanan Pangan Kementrian Pertanian.

Dinas Ketahanan Pangan Provinsi Riau. (2017). *Buku statistik pangan tahun 2016*. Riau: Dinas Ketahanan Pangan Provinsi Riau.

Greene, W. H. (2018). *Econometric analysis* (8th ed.). New York: Pearson.

Gujarati, D. N. & Porter, D. C. (2008). *Basic econometrics* (5th ed.). New York: McGraw-Hill.

Hosmer Jr., D. W., Lemeshow, S. & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* (3rd ed.). New Jersey: Wiley.

Lolita, D. & Ratnasari, V. (2016). Pemodelan ketahanan pangan di Indonesia dengan pendekatan regresi probit ordinal. *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, *5*(2), 1–6.

Masitoh, F. & Ratnasari, V. (2016). Pemodelan status ketahanan pangan di Provinsi Jawa Timur dengan pendekatan metode regresi probit biner. *Jurnal Sains Dan Seni ITS*, *5*(2), 1–6.

Montgomery, D. C., Peck, E. A. & Vining, G. G. (2012). *Introduction to linear regression analysis* (5th ed.). Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.

Rawlings, J. O., Pantula, S. G. & Dickey, D. A. (1998). *Applied Regression Analysis: A Research Tool, Second Edition* (2nd ed.). North Carolina: Springer.

Walker, D. A. & Smith, T. J. (2016). JMASM36 : Nine pseudo R^2 indices for binary logistic regression models (SPSS). *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, *15*(1), 848–854.