

**TUGAS AKHIR - SS234862**

**PEMODELAN STATUS KETAHANAN PANGAN  
RUMAH TANGGA DI PROVINSI  
DAERAH ISTIMEWA YOGYAKARTA MENGGUNAKAN  
*ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)***

**PUTRI ADHA DAMAYANTI**  
NRP 5003211020

Dosen Pembimbing

**Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

NIP 19700910 1999702 2 001

**Program Studi Sarjana Statistika**

Departemen Statistika

Fakultas Sains dan Analitika Data

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Surabaya

2025





**TUGAS AKHIR - SS234862**

**PEMODELAN STATUS KETAHANAN PANGAN  
RUMAH TANGGA DI PROVINSI  
DAERAH ISTIMEWA YOGYAKARTA MENGGUNAKAN  
*ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)***

**PUTRI ADHA DAMAYANTI**

**NRP 5003211020**

Dosen Pembimbing

**Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

**NIP 19700910 1999702 2 001**

**Program Studi Sarjana Statistika**

Departemen Statistika

Fakultas Sains dan Analitika Data

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Surabaya

2025





**FINAL PROJECT - SS234862**

**MODELING HOUSEHOLD FOOD SECURITY STATUS  
IN THE SPECIAL REGION OF YOGYAKARTA  
USING ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)**

**PUTRI ADHA DAMAYANTI**

**NRP 5003211020**

Advisor

**Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

**NIP 19700910 1999702 2 001**

**Bachelor Program of Statistics**

Department of Statistics

Faculty of Science and Data Analytics

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Surabaya

2025



## LEMBAR PENGESAHAN

### PEMODELAN STATUS KETAHANAN PANGAN RUMAH TANGGA DI PROVINSI DAERAH ISTIMEWA YOGYAKARTA MENGUNAKAN *ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT* (ZIOP)

#### TUGAS AKHIR

Diajukan untuk memenuhi salah satu syarat  
memperoleh gelar Sarjana Statistika pada  
Program Studi Sarjana Statistika  
Departemen Statistika  
Fakultas Sains dan Analitika Data  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh: **PUTRI ADHA DAMAYANTI**  
NRP 5003211020

Tanggal Ujian: 04 Juli 2025  
Periode Wisuda: September 2025

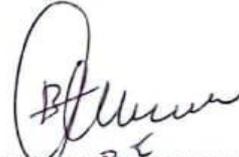
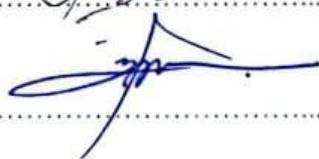
Disetujui Oleh:  
**Pembimbing:**

1. Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.  
NIP 19700910 199702 2 001

  
.....

**Penguji:**

2. Prof. Dr. Drs. I Nyoman Budiantara, M.Si.  
NIP 19650603 198903 1 003
3. Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.  
NPP 0025056009

  
.....  
  
.....

Kepala Departemen Statistika  
Fakultas Sains dan Analitika Data

  
Dr. rer. pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si., M.Si.  
NIP 19831204 200812 1 002

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## APPROVAL SHEET

### MODELING HOUSEHOLD FOOD SECURITY STATUS IN THE SPECIAL REGION OF YOGYAKARTA USING ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)

#### FINAL PROJECT

Submitted to fulfill one of the requirements  
For obtaining a degree Bachelor of Statistics at  
Bachelor Program of Statistics  
Departement of Statistics  
Faculty of Science and Data Analytics  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

By: **PUTRI ADHA DAMAYANTI**  
NRP 5003211020

Exam Date: 04 July 2025  
Graduation Period: September 2025

Approved by:  
Advisor:

1. Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.  
NIP 19700910 199702 2 001

*Vita Ratnasari*

Examiners:

2. Prof. Dr. Drs. I Nyoman Budiantara, M.Si.  
NIP 19650603 198903 1 003

*I Nyoman Budiantara*

3. Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.  
NPP 0025056009

*Ismaini Zain*

Head of Statistics Departement  
Faculty of Science and Data Analytics



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## PERNYATAAN ORISINALITAS

Yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama mahasiswa / NRP : Putri Adha Damayanti / 5003211020  
Departemen : Statistika  
Dosen Pembimbing / NIP : Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si / 19700910 1999702 2 001

dengan ini menyatakan bahwa Tugas Akhir dengan judul "Pemodelan Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta Menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)" adalah hasil karya sendiri, bersifat orisinal, dan ditulis dengan mengikuti kaidah penulisan ilmiah.

Bilamana di kemudian hari ditemukan ketidaksesuaian dengan pernyataan ini, maka saya bersedia menerima sanksi sesuai dengan ketentuan yang berlaku di Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Surabaya, 12 Juni 2025

Mengetahui,  
Dosen Pembimbing



Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si  
NIP. 19700910 1999702 2 001

Mahasiswa



Putri Adha Damayanti  
NRP. 5003211020

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## STATEMENT OF ORIGINALITY

The undersigned below:

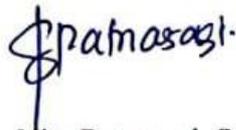
Name of student / NRP : Putri Adha Damayanti / 5003211020  
Department : Statistika  
Advisors / NIP : Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si / 19700910 1999702 2 001

Hebery declare that the Final Project with the title of “Modeling Household Food Security Status in The Special Region of Yogyakarta Using Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)” is the result of my own work, is original, and written by following the rules of scientific writing.

If in the future there is a discrepancy with this statement, then I am willing to accept sanctions in accordance with provisions that apply at Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Surabaya, 12<sup>th</sup> June 2025

Acknowledged,  
Advisor



Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si  
NIP. 19700910 1999702 2 001

Student



Putri Adha Damayanti  
NRP. 5003211020

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## ABSTRAK

### PEMODELAN STATUS KETAHANAN PANGAN RUMAH TANGGA DI PROVINSI DAERAH ISTIMEWA YOGYAKARTA MENGGUNAKAN ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)

Nama Mahasiswa / NRP : Putri Adha Damayanti / 5003211020  
Departemen : Statistika FSAD - ITS  
Dosen Pembimbing : Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

#### Abstrak

Status ketahanan pangan rumah tangga merupakan indikator penting dalam mengukur kesejahteraan masyarakat, khususnya di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY) yang menghadapi tantangan ketimpangan akses pangan meskipun memiliki potensi agraris yang besar. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi status ketahanan pangan rumah tangga di DIY dengan pendekatan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP). Metode ini digunakan untuk mengakomodasi dominasi rumah tangga dalam kategori tahan pangan, dengan memisahkan antara rumah tangga yang benar-benar tahan pangan dan yang memiliki kecenderungan mengalami kerawanan pangan. Data yang digunakan berasal dari Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) 2024, mencakup 4.067 rumah tangga di seluruh wilayah DIY. Hasil analisis menunjukkan bahwa 78,5% rumah tangga tergolong tahan pangan, 10,5% rentan pangan, 11,3% rawan pangan, dan 0,05% kurang pangan. Faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap status ketahanan pangan mencakup klasifikasi wilayah tempat tinggal, status lapangan usaha, jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan, dan tingkat pendidikan kepala rumah tangga. Rumah tangga di wilayah perkotaan yang kepala rumah tangganya bekerja di sektor non-pertanian serta berpendidikan lebih tinggi dengan jumlah anggota lebih sedikit, cenderung memiliki ketahanan pangan lebih baik. Model ZIOP terbukti lebih unggul dibandingkan model probit ordinal berdasarkan uji Vuong ( $10,05 > 1,96$ ). Selain itu, hasil analisis menunjukkan bahwa rumah tangga di perkotaan memiliki peluang 4,2 kali lebih tinggi untuk tergolong tahan pangan dibandingkan rumah tangga di pedesaan.

**Kata kunci:** *Ketahanan Pangan, ZIOP, SUSENAS.*

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## ABSTRACT

### MODELING HOUSEHOLD FOOD SECURITY STATUS IN THE SPECIAL REGION OF YOGYAKARTA USING ZERO-INFLATED ORDERED PROBIT (ZIOP)

Student Name / NRP : Putri Adha Damayanti / 5003211020  
Department : Statistika FSAD - ITS  
Advisor : Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

#### Abstract

Household food security status is an important indicator in measuring community welfare, particularly in the Special Region of Yogyakarta (DIY), which faces challenges in unequal food access despite having strong agrarian potential. This study aims to analyze the factors influencing household food security status in DIY using the Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) approach. This method is employed to account for the dominance of households in the food-secure category, distinguishing between those that are truly food-secure and those that are susceptible to food insecurity. The data used were obtained from the 2024 National Socioeconomic Survey (SUSENAS), covering 4,067 households across the entire DIY region. The analysis results show that 78.5% of households are food secure, 10.5% are marginally food insecure, 11.3% are food insecure, and 0.05% are severely food insecure. Significant factors influencing food security status include residential area classification, employment sector, household size, marital status, and educational level of the household head. Households located in urban areas, whose heads work in non-agricultural sectors, have higher education levels, and smaller family sizes, tend to have better food security. The ZIOP model outperformed the ordered probit model based on the Vuong test ( $10.05 > 1.96$ ). In addition, the analysis reveals that urban households are 4.2 times more likely to be food secure compared to rural households.

**Keywords:** *Food Security, ZIOP, SUSENAS.*

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan atas ke hadirat Allah SWT yang telah melimpahkan rahmat dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul “Pemodelan Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta Menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)” dengan baik, lancar, dan tepat waktu. Tugas Akhir ini dapat terselesaikan dengan baik atas bantuan dan dukungan dari berbagai pihak baik secara langsung maupun tidak langsung kepada penulis. Oleh karena itu, penulis ingin mengucapkan terima kasih kepada.

1. Allah SWT yang telah melimpahkan rahmat dan hidayah-Nya serta menuntun penulis untuk terus berusaha dan bersyukur sehingga dapat menempuh pendidikan perguruan tinggi dan mampu menyelesaikan laporan Tugas Akhir ini.
2. Kedua orang tua penulis yaitu Ibu Tusana Endri dan Bapak Joko Sularto yang sangat penulis sayangi. Terima kasih atas setiap doa, nasihat, dan dukungan yang senantiasa Ibu, Bapak, dan segenap keluarga penulis berikan, serta menjadi alasan utama bagi penulis untuk menyelesaikan Tugas Akhir ini.
3. Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si., M.Si. selaku Kepala Departemen Statistika, Dr. Wibawati, S.Si., M.Si. selaku Sekretaris Departemen Statistika, dan Ibu Shofi Andari, S.Stat., M.Si., Ph.D. selaku Kepala Program Studi Sarjana Statistika yang telah memberikan motivasi, sarana, prasarana serta fasilitas yang memadai selama berkuliah di Departemen Statistika FSAD ITS.
4. Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si. selaku dosen pembimbing yang telah meluangkan waktu untuk membimbing, mengarahkan, serta memberikan saran yang sangat berarti.
5. Prof. Dr. Drs. I Nyoman Budiantara, M.Si. dan Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si. selaku dosen penguji yang telah memberikan saran dan masukan yang berarti dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
6. Seluruh dosen dan tenaga kependidikan Program Studi Sarjana Departemen Statistika ITS yang telah membantu kelancaran dan kemudahan dalam proses perkuliahan.
7. Kerabat dekat penulis dan teman-teman Statistika ITS 2021 (Bimasakti) yang telah membersamai penulis selama masa perkuliahan di ITS.

Penulis berharap untuk mendapatkan kritik dan saran yang membangun sehingga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak yang terkait.

Surabaya, 12 Juni 2025

Penulis

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR ISI

LEMBAR PENGESAHAN .....	i
APPROVAL SHEET .....	iii
PERNYATAAN ORISINALITAS .....	v
STATEMENT OF ORIGINALITY.....	vii
ABSTRAK.....	ix
ABSTRACT .....	xi
KATA PENGANTAR .....	xiii
DAFTAR ISI .....	xv
DAFTAR GAMBAR.....	xvii
DAFTAR TABEL.....	xix
DAFTAR SIMBOL.....	xxi
<b>BAB 1 PENDAHULUAN.....</b>	<b>1</b>
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah .....	3
1.3 Tujuan.....	3
1.4 Manfaat.....	3
<b>BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA.....</b>	<b>5</b>
2.1 Statistika Deskriptif.....	5
2.2 Pendeteksian Multikolinearitas Variabel Prediktor .....	5
2.3 Model Probit Biner.....	5
2.4 Model Probit Ordinal.....	6
2.5 Estimasi Parameter Probit Ordinal .....	7
2.6 Pengujian Signifikansi Parameter Probit Ordinal .....	9
2.6.1 Uji Serentak Probit Ordinal .....	9
2.6.2 Uji Parsial Probit Ordinal .....	9
2.7 Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).....	10
2.8 Estimasi Parameter Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).....	12
2.9 Marginal Efek Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).....	14
2.10 <i>Vuong Test</i> .....	15
2.11 Pengujian Signifikansi Parameter ZIOP .....	16
2.11.1 Uji Serentak ZIOP .....	16
2.11.2 Uji Parsial ZIOP .....	16
2.12 Ketahanan Pangan Rumah Tangga .....	17
2.13 Penelitian Terdahulu .....	18
2.14 Kerangka Konsep.....	20

<b>BAB 3 METODE PENELITIAN .....</b>	<b>22</b>
3.1 Sumber Data .....	23
3.2 Variabel Penelitian .....	23
3.4 Struktur Data .....	25
3.5 Langkah Analisis .....	25
<b>BAB 4 ANALISIS DAN PEMBAHASAN .....</b>	<b>27</b>
4.1 Karakteristik Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh.....	27
4.2 Analisis Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta Menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) .....	32
4.2.1 Deteksi Multikolinearitas .....	32
4.2.2 Model Zero-Inflated Ordered Probit untuk Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga .....	32
4.2.3 <i>Vuong Test</i> .....	41
<b>BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN .....</b>	<b>45</b>
5.1 Kesimpulan.....	45
5.2 Saran .....	45
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>	<b>47</b>
<b>LAMPIRAN .....</b>	<b>49</b>
Lampiran 1. Data Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta .....	49
Lampiran 2. Pengolahan Data dengan STATA17 .....	49
Lampiran 3. Pengolahan Data ZIOP dengan STATA17 .....	50
Lampiran 4. Pengolahan Data Probit Ordinal dengan STATA17 .....	51
Lampiran 5. Hasil Rata-Rata Marginal Efek dengan STATA17.....	51
Lampiran 6. Surat Pernyataan Menggunakan Data Sekunder.....	53
<b>BIODATA PENULIS .....</b>	<b>55</b>

## DAFTAR GAMBAR

<b>Gambar 2.1</b> Grafik Fungsi Probabilitas Probit Ordinal .....	7
<b>Gambar 2.2</b> Kerangka Konsep Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga .....	20
<b>Gambar 3.1</b> Diagram Alir Penelitian.....	26
<b>Gambar 4.1</b> Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga.....	27
<b>Gambar 4.2</b> Persentase Status Ketahanan Pangan Menurut Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal .....	28
<b>Gambar 4.3</b> Persentase Status Ketahanan Pangan Menurut Status Lapangan Usaha .....	29
<b>Gambar 4.4</b> Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Status Perkawinan KRT .....	29
<b>Gambar 4.5</b> Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga .....	30
<b>Gambar 4.6</b> Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Jenis Kelamin KRT .....	30
<b>Gambar 4.7</b> Distribusi Jumlah Anggota Rumah Tangga terhadap Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga.....	31
<b>Gambar 4.8</b> Distribusi Umur Kepala Rumah Tangga terhadap Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga.....	31

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR TABEL

<b>Tabel 2.1</b> Ketentuan Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga .....	17
<b>Tabel 2.2</b> Penelitian Terdahulu tentang Ketahanan Pangan Rumah Tangga.....	18
<b>Tabel 3.1</b> Variabel Penelitian .....	23
<b>Tabel 3.2</b> Definisi Variabel Penelitian.....	24
<b>Tabel 3.3</b> Struktur Data Penelitian .....	25
<b>Tabel 4.1</b> Nilai VIF pada Variabel Prediktor.....	32
<b>Tabel 4.2</b> Nilai VIF pada Variabel Inflated .....	32
<b>Tabel 4.3</b> Hasil Estimasi Parameter Model Zero-Inflated Ordered Probit.....	33
<b>Tabel 4.4</b> Nilai Statistik Uji ZIOP.....	34
<b>Tabel 4.5</b> Probabilitas Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga.....	36
<b>Tabel 4.6</b> Kecenderungan Rumah Tangga Tahan Pangan .....	37
<b>Tabel 4.7</b> Probabilitas Rumah Tangga Tiap Kategori Menurut Variabel Sosial-Demografi...38	
<b>Tabel 4.8</b> Kecenderungan Rumah Tangga Tahan Pangan Menurut Variabel Sosial-Demografi.....	40
<b>Tabel 4.9</b> Hasil Estimasi Parameter Model Probit Ordinal .....	41
<b>Tabel 4.10</b> Nilai Statistik Uji Probit Ordinal.....	42

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR SIMBOL

$y_1^*$	: Variabel laten probit biner
$y_2^*$	: Variabel laten probit ordinal
$\mathbf{x}$	: Vektor variabel prediktor pada probit biner
$\mathbf{z}$	: Vektor variabel prediktor pada probit ordinal
$\boldsymbol{\beta}$	: Vektor koefisien parameter probit biner
$\boldsymbol{\alpha}$	: Vektor koefisien parameter probit ordinal
$\boldsymbol{\theta}$	: Parameter yang akan diestimasi ZIOP ( $\boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\beta}$ )
$s$	: Kategori pada probit biner
$r$	: Kategori pada probit ordinal
$\mu$	: <i>Cut off</i> pada probit ordinal
$\varepsilon$	: Error pada probit biner
$\delta$	: Error pada probit ordinal
$p$	: Jumlah variabel prediktor
$q$	: Jumlah variabel prediktor pada probit biner dalam ZIOP
$p$	: Jumlah variabel prediktor pada probit ordinal dalam ZIOP
$t$	: Variabel bebas ke- $t$
$k$	: Kategori tertinggi variabel respon
$j$	: Kategori tertinggi variabel respon ke- $j$ , $j = 1, 2, \dots, k$
$h_{ij}$	: Fungsi indikator observasi ke- $i$ pada level ke- $j$
$n$	: Jumlah sampel dalam penelitian
$i$	: Sampel ke- $i$ , $i = 1, 2, \dots, n$
$\Phi(\cdot)$	: Fungsi distribusi kumulatif normal standar
$\phi(\cdot)$	: Fungsi kepadatan peluang
$L(\boldsymbol{\theta})$	: Fungsi <i>likelihood</i> parameter $\boldsymbol{\theta}$
$L(\boldsymbol{\alpha})$	: Fungsi <i>likelihood</i> parameter $\boldsymbol{\alpha}$
$L(\boldsymbol{\beta})$	: Fungsi <i>likelihood</i> parameter $\boldsymbol{\beta}$
$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta})$	: Matriks Hessian
$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$	: Turunan pertama dari log <i>likelihood</i> $\boldsymbol{\theta}$
$m$	: Jumlah iterasi
$\eta$	: Bilangan sangat kecil pada iterasi
$H_0$	: Hipotesis awal
$H_1$	: Hipotesis alternatif
$G^2$	: <i>Likelihood Ratio Test</i>
$\chi_{(df, \alpha)}$	: Nilai tabel <i>Chi-Square</i> dengan $\alpha$ sebagai taraf signifikansi dan $df$ sebagai derajat bebas
$\alpha$	: Tingkat kepercayaan
$df$	: Derajat bebas ( <i>banyaknya variabel prediktor</i> – 1)
$m_i$	: Logaritma natural dari rasio peluang yang diprediksi
$v$	: Nilai <i>vuong test</i>

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

# BAB 1

## PENDAHULUAN

### 1.1 Latar Belakang

Ketahanan pangan merupakan aspek fundamental dalam menjamin kesejahteraan masyarakat yang dapat dilihat dari dua perspektif utama, yaitu ketahanan pangan agregat dan ketahanan pangan rumah tangga. Menurut Sari (2017), ketahanan pangan agregat mengacu pada ketersediaan pangan secara keseluruhan di tingkat nasional atau daerah yang mencakup produksi, distribusi, serta cadangan pangan. Sementara itu, ketahanan pangan rumah tangga lebih menekankan pada akses pangan oleh setiap rumah tangga yang dipengaruhi oleh faktor ekonomi dan sosial dalam memperoleh pangan yang cukup dan bergizi. Namun, ketersediaan pangan di tingkat nasional atau daerah tidak selalu mencerminkan kondisi ketahanan pangan di tingkat rumah tangga. Webb (2006) menekankan bahwa ketahanan pangan agregat tidak secara otomatis menjamin ketahanan pangan setiap rumah tangga, karena adanya perbedaan dalam akses ekonomi, sistem distribusi pangan, serta kondisi sosial masyarakat. Hal ini sejalan dengan Tujuan Pembangunan Berkelanjutan (*Sustainable Development Goals/SDGs*), khususnya tujuan kedua, yang menekankan upaya untuk mengakhiri kelaparan, mencapai ketahanan pangan dan gizi yang baik, serta mendorong praktik pertanian yang berkelanjutan. Status ketahanan pangan memiliki dampak yang luas terhadap berbagai aspek pembangunan lainnya seperti pengentasan kemiskinan (tujuan pertama), peningkatan kesehatan (tujuan ketiga), dan pengurangan ketimpangan (tujuan kesepuluh).

Berdasarkan Undang-Undang Nomor 18 Tahun 2012 tentang Pangan, ketahanan pangan didefinisikan sebagai keadaan di mana kebutuhan pangan terpenuhi mulai dari tingkat negara hingga individu. Kondisi ini tercermin dari ketersediaan pangan yang mencukupi baik dari segi kuantitas maupun kualitas, aman, beragam, bergizi, merata, dan terjangkau. Ketahanan pangan sangat penting untuk memastikan kehidupan yang sehat, aktif, dan produktif secara berkelanjutan (Saliem, 2002). Dalam konteks rumah tangga, status ketahanan pangan menjadi indikator utama kesejahteraan karena menentukan apakah setiap anggota rumah tangga memiliki akses yang stabil terhadap pangan yang layak dan bergizi. Ketika ketahanan pangan tidak tercapai, rumah tangga akan menghadapi kerawanan pangan, yaitu kondisi di mana akses yang berkelanjutan terhadap pangan yang cukup untuk menunjang kehidupan sehat dan aktif tidak terpenuhi (*United States Department of Agriculture/ USDA*).

Sejalan dengan hal tersebut, Badan Pangan Nasional (BPN) menegaskan bahwa ketahanan pangan rumah tangga merupakan kemampuan rumah tangga dalam memenuhi kebutuhan pangan anggotanya secara cukup, baik dari segi kuantitas maupun kualitas, untuk hidup sehat dan aktif. Pemahaman ini semakin menegaskan bahwa status ketahanan pangan rumah tangga tidak hanya mencerminkan kesejahteraan masyarakat, tetapi juga menjadi faktor kunci dalam menilai stabilitas dan ketahanan pangan suatu wilayah secara keseluruhan (Nasional, 2022).

Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY) dikenal sebagai salah satu provinsi di Indonesia dengan sumber daya alam dan potensi agraris yang memadai. Meskipun demikian, DIY menghadapi tantangan serius dalam mencapai ketahanan pangan yang optimal. Salah satu faktor utama yang mempengaruhi status ketahanan pangan di DIY adalah tingginya proporsi penduduk miskin. Sejak tahun 2019 hingga 2022, DIY mencatat persentase penduduk miskin tertinggi di Pulau Jawa, yaitu sekitar 11% hingga 12%. Data dari Badan Pusat Statistik (BPS) menunjukkan bahwa meskipun terdapat penurunan persentase pada 2023, angka kemiskinan masih cukup tinggi, dengan 11,04% penduduk hidup di bawah garis kemiskinan. Kondisi ini mempengaruhi kemampuan rumah tangga dalam memenuhi kebutuhan pokok, terutama pangan. Di wilayah pedesaan, masyarakatnya masih bergantung pada pertanian subsisten. Hal tersebut menjadikan tantangan semakin besar akibat keterbatasan infrastruktur, distribusi

pangan yang tidak merata, dan keterbatasan lahan (Sari & Prishardoyo, 2009). Tingginya angka kemiskinan ini berpotensi memperburuk status ketahanan pangan rumah tangga karena keluarga dengan pendapatan rendah sering kali mengalami kesulitan dalam mengakses makanan yang cukup dan bergizi.

Berdasarkan publikasi Badan Pangan Nasional (2022), Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta mengalami penurunan indeks ketahanan pangan nasional. Penurunan nilai IKP tersebut tentunya dapat disebabkan oleh berbagai faktor, seperti keterbatasan aksesibilitas masyarakat terhadap bahan pangan, distribusi pangan yang tidak merata, rendahnya produktivitas sektor pertanian, serta kerentanan terhadap bencana alam yang dapat mengganggu produksi dan pasokan pangan. Selain itu, tingginya tingkat kemiskinan di wilayah tersebut juga berkontribusi terhadap penurunan IKP. Hal tersebut bisa saja terjadi karena keluarga dengan pendapatan rendah cenderung kesulitan untuk memperoleh makanan yang cukup dan bergizi. Penurunan nilai IKP ini memiliki hubungan erat dengan status ketahanan pangan rumah tangga, karena indeks ketahanan pangan nasional mencerminkan kondisi agregat yang juga dipengaruhi oleh situasi di tingkat rumah tangga. Dalam jangka panjang, status ketahanan pangan rumah tangga yang rendah dapat mengakibatkan kerentanan pangan kronis, menurunkan kualitas hidup, serta menghambat upaya peningkatan kesejahteraan masyarakat secara keseluruhan.

Berdasarkan data Badan Pusat Statistik dan laporan regional, beberapa daerah di DIY menunjukkan kerentanan terhadap bencana alam seperti erupsi Gunung Merapi dan banjir yang dapat mengganggu produksi serta distribusi pangan. Kondisi geografis dan frekuensi bencana ini menambah tantangan bagi upaya peningkatan status ketahanan pangan rumah tangga di DIY. Dengan populasi yang terus bertumbuh, tekanan pada pasokan pangan lokal semakin meningkat, meningkatkan kebutuhan akan akses pangan yang terjangkau dan bergizi.

Berdasarkan data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) 2024, status ketahanan pangan rumah tangga di DIY dikategorikan ke dalam empat kategori yaitu, tahan pangan (78,29%), rentan pangan (10,43%), kurang pangan (0,05%), dan rawan pangan (11,24%). Proporsi rumah tangga yang berada dalam kategori tahan pangan cukup tinggi, menunjukkan bahwa sebagian besar rumah tangga di DIY masih mampu memenuhi kebutuhan pangan mereka. Namun, keberadaan rumah tangga yang masuk dalam kategori rentan pangan, kurang pangan, dan rawan pangan tetap menjadi perhatian utama, mengingat dampaknya terhadap kesehatan, produktivitas, dan kesejahteraan masyarakat secara keseluruhan.

Penelitian ini menggunakan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi status ketahanan pangan rumah tangga di DIY. Metode ini dipilih karena ZIOP memungkinkan pemisahan antara rumah tangga yang benar-benar tahan pangan dan rumah tangga yang memiliki potensi masuk dalam kategori tahan pangan berdasarkan faktor sosial-ekonomi dan demografi.

Dalam model ini, analisis dilakukan terhadap berbagai faktor yang dapat mempengaruhi status ketahanan pangan rumah tangga, seperti status lapangan usaha, klasifikasi wilayah dan tempat tinggal, jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan kepala rumah tangga, tingkat pendidikan kepala rumah tangga, umur kepala rumah tangga, dan jenis kelamin kepala rumah tangga. Pendekatan *zero-inflated* digunakan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang menyebabkan suatu rumah tangga masuk ke dalam kategori tahan pangan secara absolut, sedangkan bagian *ordered probit* memungkinkan pemodelan perbedaan tingkat kerawanan pangan di antara rumah tangga yang tidak termasuk dalam kategori tahan pangan. Dengan demikian, metode ini memberikan gambaran yang lebih komprehensif mengenai bagaimana ketahanan pangan rumah tangga di DIY dipengaruhi oleh berbagai faktor ekonomi, sosial, dan demografi.

## **1.2 Rumusan Masalah**

Berdasarkan latar belakang mengenai ketahanan pangan di Daerah Istimewa Yogyakarta, rumusan masalah yang dapat diajukan adalah sebagai berikut.

1. Bagaimana karakteristik status ketahanan pangan rumah tangga yang ada di Daerah Istimewa Yogyakarta beserta faktor-faktor yang diduga berpengaruh?
2. Bagaimana pemodelan status ketahanan pangan rumah tangga yang ada di Daerah Istimewa Yogyakarta menggunakan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)?

## **1.3 Tujuan**

Berdasarkan rumusan masalah yang telah disampaikan, tujuan dari penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Menganalisis karakteristik status ketahanan pangan rumah tangga yang ada di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta beserta faktor-faktor yang mempengaruhi.
2. Memodelkan status ketahanan pangan rumah tangga yang ada di Daerah Istimewa Yogyakarta menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).

## **1.4 Manfaat**

Setiap penelitian selalu bertujuan untuk memberikan manfaat yang luas bagi berbagai pihak. Begitu pula dalam penelitian ini. Hasil yang diperoleh diharapkan dapat memberikan manfaat bagi penulis dan pembaca sebagai berikut.

1. Menambah wawasan penulis dan pembaca terkait penerapan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).
2. Menambah wawasan terkait permasalahan atau aspek yang harus diperbaiki untuk meningkatkan status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif adalah statistika yang berkaitan dengan metode atau cara mendeskripsikan, menggambarkan, menjabarkan atau menguraikan data sehingga memberikan informasi yang berguna (Walpole, 1995). Statistika deskriptif mengacu pada bagaimana menata dan menyajikan data, yang dapat dilakukan misalnya dengan menentukan nilai rata-rata hitung, median, modus, standar deviasi atau menggunakan cara lain yaitu dengan membuat tabel distribusi frekuensi dan diagram atau grafik. Pendeskripsian data ini tidak bermaksud untuk membuat kesimpulan yang berlaku untuk umum atau generalisasi, melainkan hanya untuk melihat karakteristik data. Pada penelitian ini, digunakan statistika deskriptif berupa ukuran pemusatan dan penyebaran data yaitu rata-rata, varians, nilai maksimum dan nilai minimum. Selain itu juga digunakan diagram lingkaran dan juga tabel distribusi frekuensi untuk mengetahui persentase data yang digunakan.

### 2.2 Pendeteksian Multikolinieritas Variabel Prediktor

Multikolinieritas merupakan kondisi dimana terdapat adanya hubungan linier yang sangat kuat atau sempurna antar variabel prediktor dalam suatu model regresi. Jika kondisi tersebut terjadi, maka nilai koefisien regresi dari variabel prediktor menjadi bias dan nilai standard error model akan membesar. Hal tersebut dapat mengakibatkan banyak variabel yang tidak signifikan atau tidak ada yang signifikan sama sekali pada uji parsial. Terdapat beberapa indikasi yang dapat digunakan untuk mendeteksi terjadinya multikolinieritas (Porter, 2009). Pertama, Nilai  $R^2$  tinggi namun hanya sedikit parameter yang signifikan. Kedua, korelasi yang tinggi antar variabel prediktor. Ketiga, hasil estimasi koefisien parameter menunjukkan hubungan yang berkebalikan dengan korelasi antara variabel respon dan prediktor. Keempat, dilihat melalui nilai *Variance Inflation Faktor* (VIF). Adapun untuk mendapatkan nilai VIF ditunjukkan sebagai persamaan berikut.

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.1)$$

Dengan  $R_j^2$  merupakan nilai koefisien determinasi hasil regresi antara variabel prediktor ke  $j$  terhadap seluruh variabel prediktor lainnya.  $R_j^2$  yang digunakan adalah Nagelkerke  $R^2$  yang merupakan salah satu jenis pseudo- $R^2$  yang digunakan dalam pemodelan dengan respon kategorikal. Nagelkerke  $R^2$  didapatkan dengan persamaan (2.2).

$$R^2 = \frac{1 - [L(0)/L(\hat{\theta})]}{1 - L(0)^{\frac{2}{n}}} \quad (2.2)$$

Dimana  $L(\hat{\theta})$  merupakan *likelihood* dari model penuh dengan prediktor dan  $L(0)$  merupakan *likelihood* dari model *null* (*hanya intercept*). Sedangkan nilai  $n$  merupakan jumlah observasi. Dikatakan terjadi multikolinieritas jika terdapat nilai *Variance Inflation Faktor* atau VIF dari variabel prediktor lebih dari 10 (Hocking, 1996).

### 2.3 Model Probit Biner

Model probit adalah model non-linear yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara variabel respon dan sejumlah variabel prediktor dimana variabel respon berbentuk data kategori. Variabel respon bernilai 1 jika suatu karakteristik bernilai ada dan 0 jika karakteristik tersebut bernilai tidak ada. Model ini memanfaatkan pendekatan *Normal Cumulative Distribution Function* (CDF) untuk mengatasi beberapa kelemahan yang ada pada model probabilitas linear (LPM). Beberapa kelemahan LPM meliputi distribusi error yang tidak

normal, munculnya masalah heteroskedastisitas, kemungkinan variabel respon berada di luar rentang 0–1, serta nilai  $R^2$  yang rendah (Wicaksono, 2008).

Model probit didasarkan pada asumsi bahwa probabilitas terjadinya suatu peristiwa bergantung pada variabel laten, yaitu variabel yang tidak dapat diamati secara langsung, serta adanya nilai kritis pada variabel tersebut. Kategori dari variabel respon  $Y$  ditentukan dari variabel laten  $y_1^*$  yang mengikuti ketentuan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} Y &= 0 \text{ jika } y_1^* \leq 0 \text{ dan} \\ Y &= 1 \text{ jika } y_1^* > 0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

Dalam hal ini,  $Y = 1$  menunjukkan kejadian berhasil dan  $Y = 0$  menunjukkan kejadian gagal. Variabel laten  $y_1^*$  dibentuk melalui model berikut (Greene W. H., 2008).

$$y_1^* = \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon \quad (2.4)$$

Dengan  $\mathbf{x} = [1 \ x_1 \ x_2 \ \dots \ x_p]^T$  merupakan vektor variabel prediktor yang berukuran  $(p + 1) \times 1$  dengan  $p$  merupakan banyaknya variabel prediktor.  $\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_p]^T$  merupakan vektor koefisien parameter yang akan diestimasi berukuran  $(p + 1) \times 1$  dan  $\varepsilon$  adalah error yang diasumsikan berdistribusi normal standar dengan *mean* 0 dan variansi 1 dinotasikan dengan  $\varepsilon \sim N(0,1)$ .

*Probability density function* dari variabel laten  $y_1^*$  adalah sebagai berikut.

$$f(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y_1^* - \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})^2\right) \text{ untuk } -\infty < y_1^* < \infty \quad (2.5)$$

Karena variabel laten  $y_1^*$  tidak dapat diamati secara langsung, maka probabilitas keberhasilan atau  $P(Y = 1)$  dinyatakan sebagai berikut.

$$P(Y = 1) = P(y_1^* > 0) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2.6)$$

Dimana  $\Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\cdot)$  merupakan fungsi distribusi kumulatif normal standar sehingga dapat diperoleh  $P(\mathbf{x}) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$  sebagai model probit biner.

## 2.4 Model Probit Ordinal

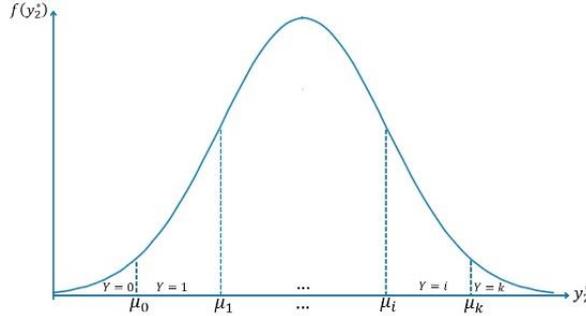
Regresi probit ordinal merupakan metode regresi yang digunakan untuk data variabel respon yang lebih dari 2 kategori dan bertingkat (ordinal). Dalam pendekatan ini, variabel respon diskrit  $Y$  diperoleh dari pengelompokan variabel laten kontinu  $y_2^*$  berdasarkan batas-batas tertentu (threshold) sebagai berikut.

$$\begin{aligned} Y &= 0 \text{ jika } y_2^* \leq \mu_0 \\ Y &= 1 \text{ jika } \mu_0 < y_2^* \leq \mu_1 \\ &\vdots \\ Y &= i \text{ jika } \mu_{i-1} < y_2^* \leq \mu_i \\ &\vdots \\ Y &= k \text{ jika } y_2^* > \mu_k \end{aligned} \quad (2.7)$$

Pendekatan ini disebut sebagai censoring, di mana  $\mu_0, \mu_1, \dots, \mu_k$  merupakan ambang batas atau threshold yang tidak diketahui dan harus diestimasi dari data. Variabel laten  $y_2^*$  tersebut dibentuk oleh model yang dapat dilihat pada persamaan (2.8).

$$y_2^* = \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha} + \delta \quad (2.8)$$

Dimana  $y_2^*$  merupakan variabel respon kontinu,  $\alpha$  merupakan vektor parameter koefisien dengan  $\alpha = [\alpha_0 \ \alpha_1 \ \dots \ \alpha_p]^T$  yang berukuran  $(p + 1) \times 1$ ,  $X$  merupakan vektor varian bebas dengan  $X^T = [1 \ X_{1i} \ \dots \ X_{pi}]$ , dan  $\varepsilon$  merupakan error yang diasumsikan  $N(0, \sigma^2)$ .



**Gambar 2.1** Grafik Fungsi Probabilitas Probit Ordinal

Berdasarkan pengkategorian terhadap  $y_2^*$  yang telah dilakukan, maka diperoleh model probabilitas untuk masing-masing kategori  $Y$  dalam model probit ordinal dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
 P(Y = 0) &= \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \alpha) \\
 P(Y = 1) &= \Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \alpha) - \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \alpha) \\
 &\vdots \\
 P(Y = k - 1) &= \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T \alpha) - \Phi(\mu_{k-2} - \mathbf{z}^T \alpha) \\
 &\vdots \\
 P(Y = k) &= 1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T \alpha)
 \end{aligned} \tag{2.9}$$

Dimana  $\Phi(\cdot)$  adalah fungsi distribusi kumulatif dari distribusi normal standar dengan kategori terendah ditandai sebagai  $Y = 0$  dan kategori tertinggi sebagai  $Y = k$ .

## 2.5 Estimasi Parameter Probit Ordinal

Estimasi parameter dalam persamaan regresi probit ordinal dapat diduga dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).

- Mengambil  $n$  sampel random  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$
- Menentukan fungsi *likelihood* dari variabel random  $Y$  dimana variabel random  $Y$  memiliki distribusi multinomial. Fungsi *likelihood* multinomial umumnya dinotasikan sebagai berikut.

$$L(\alpha) = \prod_{i=1}^n (p_0[Y = 0|z_i])^{h_{0i}} (p_1[Y = 1|z_i])^{h_{1i}} \dots (p_k[Y = k|z_i])^{h_{ki}} \tag{2.10}$$

Sehingga didapatkan fungsi *likelihood* dari  $Y$  adalah dengan sebagai berikut.

$$L(\alpha|Y_1, Y_2, \dots, Y_n) = \prod_{i=1}^n p(Y_i) = \prod_{i=1}^n p([Y_{0i} \ Y_{1i} \ Y_{2i} \ \dots \ Y_{ki}]) \tag{2.11}$$

$$\begin{aligned}
 L(\alpha) &= \prod_{i=1}^n ((\Phi[\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \alpha])^{h_{0i}} (\Phi[\mu_1 - \mathbf{z}_i^T \alpha] - \Phi[\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \alpha])^{h_{1i}} \dots \\
 &\quad (\Phi[\mu_k - \mathbf{z}_i^T \alpha] - \Phi[\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \alpha])^{h_{(k-1)i}} (1 - \Phi[\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \alpha])^{h_{ki}})
 \end{aligned} \tag{2.12}$$

c. Melakukan transformasi ln terhadap fungsi *likelihood*.

$$\ln L(\boldsymbol{\alpha}) = \sum_{i=1}^n h_{0i} \ln(\Phi[\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}]) + h_{1i} \ln(\Phi[\mu_1 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}] - \Phi[\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}]) + \dots + h_{(k-1)i} \ln(\Phi[\mu_k - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}] - \Phi[\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}]) + h_{ki} \ln(1 - \Phi[\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}]) \quad (2.13)$$

d. Memaksimumkan fungsi ln *likelihood* dilakukan dengan cara menurunkan turunan pertama fungsi ln  $L(\boldsymbol{\alpha})$  terhadap  $\boldsymbol{\alpha}$  kemudian menyamakan persamaan dengan nol.

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\alpha})}{\partial \boldsymbol{\alpha}} = & \sum_{i=1}^n \left( \frac{h_{0i}(-\mathbf{z}_i^T) \phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})}{\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})} \right) + \\ & \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{k-1} \left( \frac{h_{ji}(\mathbf{z}_i^T) (\phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - \phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}))}{\Phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})} \right) + \\ & \sum_{i=1}^n \left( \frac{(1 - \sum_{j=0}^{k-1} h_{ji})(\mathbf{z}_i^T) \phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})}{1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})} \right) \end{aligned} \quad (2.14)$$

e. Persamaan dari penurunan fungsi ln  $L(\boldsymbol{\alpha})$  terhadap  $\boldsymbol{\alpha}$  tidak menghasilkan bentuk yang *closed form* sehingga agar mendapatkan estimasi *maximum likelihood* digunakan metode numerik *Newton Raphson* (Agresti, 2002). Langkah pertama dalam iterasi *Newton Raphson* adalah menentukan vektor  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\alpha})$  dari persamaan turunan fungsi ln  $L(\boldsymbol{\alpha})$  terhadap  $\boldsymbol{\alpha}$ .

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\alpha}) = \left[ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\alpha})}{\partial \boldsymbol{\alpha}} \right]_{(p+1)(p+1)} \quad (2.15)$$

f. Selanjutnya menentukan matriks Hessian  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\alpha})$  yang merupakan turunan kedua fungsi ln *likelihood* terhadap  $\boldsymbol{\alpha}$ . Hasil iterasi ke- $m$  metode *Newton Raphson* untuk menaksir  $\boldsymbol{\alpha}$  adalah sebagai berikut.

$$\boldsymbol{\alpha}^{(m)} = \boldsymbol{\alpha}^{(m-1)} - \left( \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\alpha})}{\partial \boldsymbol{\alpha}^{(m-1)} \boldsymbol{\alpha}^{(m-1)}} \right)^{-1} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\alpha})}{\partial \boldsymbol{\alpha}^{(m-1)}} \quad (2.16)$$

Dimana turunan kedua dari fungsi ln *likelihood* sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\alpha})}{\partial \boldsymbol{\alpha} \partial \boldsymbol{\alpha}^T} = & - \sum_{u=i}^n h_{0i}(\mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^T) \phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) \left[ \frac{(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) + \phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})}{(\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}))^2} \right] \\ & + \\ & \left[ - \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^{k-1} h_{ij}(\mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^T) \left[ \frac{\{\phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - \phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})\} \Delta}{(\Phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}))^2} \right] \right] + \\ & \left[ - \sum_{i=1}^n \left( 1 - \sum_{j=0}^{k-1} h_{ij} \right) (\mathbf{z}_i \mathbf{z}_i^T) \phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) \right] \\ & \left( \frac{(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) (1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})) - \phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})}{(1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}))^2} \right) \end{aligned} \quad (2.17)$$

Dengan

$$\begin{aligned} \Delta = & \{ \Phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) \} - \\ & \{ \phi(\mu_{j+1} - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) + \phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) \} \times \{ \mathbf{z}_i^T [\phi(\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha}) - (\mu_j - \mathbf{z}_i^T \boldsymbol{\alpha})] \} \end{aligned}$$

Proses iterasi akan berhenti apabila  $\|\boldsymbol{\alpha}^{(m)} - \boldsymbol{\alpha}^{(m-1)}\| \leq \delta$ , dimana  $\delta$  adalah bilangan yang sangat kecil (Ratnasari, 2012).

## 2.6 Pengujian Signifikansi Parameter Probit Ordinal

Pengujian parameter perlu dilakukan setelah model terbentuk. Pengujian dilakukan untuk mengetahui apakah variabel-variabel prediktor yang digunakan berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (Hosmer, 2000).

### 2.6.1 Uji Serentak Probit Ordinal

Pengujian signifikansi parameter secara serentak merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor terhadap variabel respon secara keseluruhan atau serentak.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_1: \text{minimal terdapat satu } \alpha_t \neq 0 \text{ dengan } t = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan adalah *Likelihood Ratio Test*, dengan persamaan berikut.

$$G^2 = -2 \ln \left[ \frac{L(\omega)}{L(\Omega)} \right] \quad (2.18)$$
$$G^2 = 2[\ln L(\Omega) - \ln L(\omega)]$$

Dimana

$\Omega$  = himpunan parameter di bawah populasi

$\omega$  = himpunan parameter di bawah  $H_0$

$L(\omega)$  = fungsi probabilitas di bawah  $\omega$

$L(\Omega)$  = fungsi probabilitas dengan variabel prediktor  $\Omega$

Daerah penolakan pada pengujian signifikansi parameter yaitu tolak  $H_0$  jika  $G^2 > X_{(db, \alpha)}^2$  atau p-value  $< \alpha$  pada tingkat signifikansi  $\alpha$ , dimana  $db$  atau derajat bebas merupakan banyaknya parameter model di bawah populasi dikurangi dengan banyaknya parameter model di bawah  $H_0$ . Jika terjadi keputusan tolak  $H_0$ , artinya terdapat minimal satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (Hosmer, 2000).

### 2.6.2 Uji Parsial Probit Ordinal

Pengujian signifikansi parameter secara parsial merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor secara individu atau parsial. Hipotesis untuk uji parsial adalah sebagai berikut. Hipotesis untuk uji parsial adalah sebagai berikut.

$$H_0: \alpha_t = 0$$

$$H_1: \alpha_t \neq 0 \text{ dengan } t = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian secara parsial adalah statistik uji Wald atau  $W$  yang mengikuti distribusi normal standar, dengan persamaan sebagai berikut (Hosmer, 2000).

$$W^2 = \left[ \frac{\hat{\alpha}_j}{SE(\hat{\alpha}_j)} \right]^2 \quad (2.19)$$

Dengan  $SE(\hat{\alpha}_j) = [var(\hat{\alpha}_j)]^{\frac{1}{2}}$ . Daerah penolakan untuk uji parsial adalah tolak  $H_0$  jika  $W^2 > X_{(1, \alpha)}^2$  atau p-value  $< \alpha$ .

## 2.7 Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)

Pada awalnya, konsep Zero-Inflated Poisson (ZIP) diperkenalkan oleh Lambert (1992) untuk mengatasi masalah overdispersi dalam data cacah yang memiliki banyak nilai nol. ZIP dirancang untuk menangani data yang memiliki dua proses yang berbeda yang mana satu untuk menghasilkan nol yang berlebihan dan satu lagi untuk menghasilkan nilai lebih besar dari nol. Meskipun ZIP efektif untuk data cacah, model ini tidak dapat menangani struktur ordinal yang ada dalam data yang mempertimbangkan urutan kategori. Oleh karena itu, dalam konteks ketahanan pangan rumah tangga, ZIOP lebih cocok karena memperhitungkan kategori ordinal yang memiliki urutan, seperti tingkat ketahanan pangan yang dapat bervariasi dari sangat rendah, rendah, sedang, hingga tinggi.

ZIOP, pada dasarnya, merupakan kombinasi dari regresi probit biner dan regresi probit ordinal, seperti yang dijelaskan oleh Rejeki (2024). Regresi probit biner digunakan untuk mengidentifikasi apakah rumah tangga mengalami ketahanan pangan yang rendah atau tidak, sedangkan regresi probit ordinal digunakan untuk mengkategorikan tingkat ketahanan pangan rumah tangga yang lebih spesifik, seperti rawan pangan, kurang pangan, rentan pangan, atau tahan pangan.

Model ZIOP digunakan untuk mempertimbangkan dua status nol berbeda pada tingkatan daerah tahan pangan. Parameter di kedua bagian ini diestimasi secara bersamaan dalam model ZIOP, sehingga dua status nol berbeda ini dapat diketahui, apakah suatu daerah tahan pangan berasal dari biner atau yang kita sebut rumah tangga tahan pangan sejati atau rumah tangga tahan pangan berasal dari probit ordinal atau yang kita sebut rumah tangga berpotensi tahan pangan. Oleh karena itu, model regresi Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) diharapkan menghasilkan model yang lebih baik daripada regresi probit ordinal konvensional yang tidak dapat memodelkan kedua keadaan ini secara bersamaan.

Asumsikan bahwa  $s$  menunjukkan variabel indikator yang menunjukkan daerah tahan pangan ( $s = 0$ ) dan daerah rawan pangan ( $s = 1$ ). Terkait dengan variabel laten  $y_1^*$ , yang mewakili kecenderungan daerah rawan pangan.

Pemetaan antara  $s$  dan  $y_1^*$  mengikuti kriteria berikut ini.

$$\begin{aligned} s &= 0, \text{ jika } y_1^* \leq 0 \\ s &= 1, \text{ jika } y_1^* > 0 \end{aligned} \quad (2.20)$$

Variabel laten  $y_1^*$  dapat diperoleh dengan persamaan (2.3) dimana  $\mathbf{x} = [1 \ x_1 \ x_2 \ \dots \ x_q]^T$  merupakan vektor variabel prediktor yang berukuran  $(q + 1) \times 1$ . Dengan parameter  $\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2 \ \dots \ \beta_q]^T$  merupakan vektor koefisien parameter yang diestimasi berukuran  $(q + 1) \times 1$ .  $q$  merupakan banyaknya parameter probit biner dalam ZIOP.  $\varepsilon$  merupakan kesalahan yang mengikuti distribusi normal standar.

Adapun peluang daerah rawan pangan mengikuti persamaan berikut.

$$P(s = 1|x) = P(y_1^* > 0|x) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \quad (2.21)$$

Dimana  $\Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\cdot)$  adalah fungsi distribusi probabilitas kumulatif dari distribusi normal standar. Bersyarat pada  $s = 1$ , tingkatan daerah rawan pangan yang diamati  $r = \{r_0, r_1, \dots, r_j, \dots, r_{k-1}\}$  dapat dihubungkan ke variabel laten  $y_2^*$  melalui fungsi regresi probit ordinal.

Variabel laten  $y_2^*$  dapat diperoleh dengan persamaan (2.7) dimana  $\mathbf{z} = [1 \ z_1 \ z_2 \ \dots \ z_p]^T$  mewakili vektor variabel prediktor tingkatan rumah tangga yang tidak tahan pangan yang berukuran  $(p + 1) \times 1$ .  $\boldsymbol{\alpha} = [\alpha_0 \ \alpha_1 \ \alpha_2 \ \dots \ \alpha_p]$  adalah vektor koefisien parameter yang tidak diketahui untuk variabel yang mempengaruhi tingkatan daerah

rawan pangan, dengan  $p$  adalah banyaknya parameter probit ordinal dalam ZIOP. Sedangkan  $\delta$  kesalahan yang terdistribusi normal standar. Nilai  $\delta$  diasumsikan berdistribusi normal standar dengan rata-rata 0 dan variansi 1 atau dinotasikan  $\delta \sim N(0,1)$ .

Variabel  $y_2^*$  tidak bisa diamati, sehingga dalam pengkategorian variabel respon  $y_2^*$  digunakan *threshold* tertentu, misalnya  $\mu$ . Pengkategorian tingkatan probit ordinal dalam ZIOP dilambangkan dengan  $r$ .

Untuk  $y_2^* \leq \mu_0$  dikategorikan dengan  $r = 0$ ,

Untuk  $\mu_{j-1} < y_2^* \leq \mu_j$  dikategorikan dengan  $j = 1, \dots, k - 1$ ,

Untuk  $y_2^* > \mu_{k-1}$  dikategorikan dengan  $r = k$ ,

Dimana  $k$  adalah kategori tertinggi pada probit ordinal.

Pada penelitian ini pengkategorian terhadap variabel  $y^*$  yang mewakili tingkatan daerah rawan pangan dengan tiga kategori, yaitu:

Untuk  $y_2^* \leq \mu_0$  dikategorikan dengan  $r = 0$ ,

Untuk  $\mu_0 < y_2^* \leq \mu_1$  dikategorikan dengan  $r = 1$ ,

Untuk  $\mu_1 < y_2^* \leq \mu_2$  dikategorikan dengan  $r = 2$ ,

Untuk  $y_2^* > \mu_2$  dikategorikan dengan  $r = 3$ ,

Variabel  $y_2^*$  tidak dapat diamati secara langsung, sehingga ambang batas tertentu, seperti  $\mu$ , digunakan untuk mengkategorikan variabel respon  $y_2^*$ . Pemetaan antara kategori tingkatan daerah rawan pangan,  $r$  dengan variabel laten  $y^*$  diberikan oleh persamaan berikut.

$$r(y^*) = \begin{cases} 0 & \text{jika } y_2^* \leq \mu_0 \\ j & \text{jika } \mu_{j-1} < y_2^* \leq \mu_j; j = 1, 2, \dots, k - 1 \\ k & \text{jika } \mu_{k-1} > y_2^* \end{cases} \quad (2.22)$$

Fungsi kepadatan peluang (*Probability Density Function/PDF*) variabel  $y_2^*$  adalah seperti pada persamaan berikut.

$$f(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y_2^* - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})^2\right) \text{ untuk } -\infty < y_2^* < \infty \quad (2.23)$$

Berdasarkan persamaan (2.22) model regresi probit ordinal bersyarat  $s = 1$  dinyatakan sebagai berikut.

$$P(r) = \begin{cases} P(r = 0) = \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\ P(r = j) = \Phi(\mu_j - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}); j = 1, 2, \dots, k - 1 \\ P(r = k) = 1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \end{cases} \quad (2.24)$$

Berdasarkan persamaan (2.24),  $s$  dan  $r$  tidak dapat diamati secara individu dalam kaitannya dengan nol. Variabel respon yang diamati pada model ZIOP adalah  $y = s \times r$ . Dengan demikian, pengamatan nol pada ZIOP ( $y = 0$ ) terjadi ketika  $s = 0$  (rumah tangga tahan pangan sejati) atau terjadi ketika  $s = 1$  dan  $r = 0$  (rumah tangga rentan pangan, artinya rumah tangga tersebut tahan pangan namun dengan kondisi sosial ekonomi tertentu dapat berubah menjadi golongan daerah rawan pangan). Adapun hubungan  $s$  dan  $r$  dijabarkan pada persamaan (2.25).

$$Y = s \times r = \begin{cases} 0, & s = 0 \text{ atau } (s = 1 \text{ dan } r = 0) \\ j, & s = 1 \text{ dan } r = j \\ k, & s = 1 \text{ dan } r = k \end{cases} \quad (2.25)$$

Bentuk umum peluang dari model Zero-Inflated Ordered Probit adalah pada persamaan (2.26).

$$P(y) = \begin{cases} P(y = 0|x, z) = P(s = 0|x) + P(s = 1|x)P(r = 0|z, s = 1) \\ P(y = j|x, z) = P(s = 1|x)P(r = j|z, s = 1); j = 1, 2, \dots, k - 1 \\ P(y = k|x, z) = P(s = 1|x)P(r = k|z, s = 1) \end{cases} \quad (2.26)$$

Persamaan model ZIOP yang dijabarkan dari persamaan (2.26).

$$P(y) = \begin{cases} P(y = 0|x, z) = (1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\ P(y = j|x, z) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (\Phi(\mu_j - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})); \\ j = 1, 2, \dots, k - 1 \\ P(y = k|x, z) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \end{cases} \quad (2.27)$$

Dimana  $\Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$  adalah fungsi distribusi probabilitas kumulatif dari distribusi normal standar pada probit biner dalam ZIOP serta  $\Phi(\mu_j - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})$  adalah fungsi distribusi probabilitas kumulatif dari distribusi normal standar pada probit ordinal dalam ZIOP. Untuk mempermudah proses perhitungan dalam analisis,  $\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}$  dinotasikan dengan B dan  $\mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}$  dinotasikan dengan A.

## 2.8 Estimasi Parameter Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)

Berikut merupakan model ZIOP yang mengikuti distribusi multinomial pada persamaan (2.28).

$$Y \sim M(1: p(y = 0|\mathbf{x}, \mathbf{z}), p(y = 1|\mathbf{x}, \mathbf{z}), p(y = 2|\mathbf{x}, \mathbf{z}), \dots, p(y = k|\mathbf{x}, \mathbf{z})) \quad (2.28)$$

Jika dilakukan percobaan sebanyak  $n$ , akan didapat sampel random berupa  $y_1, y_2, \dots, y_n$  dimana  $\mathbf{y}_i = [y_{0i} \ y_{1i} \ y_{2i} \ \dots \ y_{ki}]^T$  untuk  $i = 1, 2, \dots, n$  sehingga  $Y_i$  berdistribusi binomial pada persamaan (2.29)

$$Y_i \sim M(1: p(y = 0|\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i), p(y = 1|\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i), p(y = 2|\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i), \dots, p(y = k|\mathbf{x}_i, \mathbf{z}_i)) \quad (2.29)$$

Parameter yang akan diestimasi dalam model ZIOP adalah  $\boldsymbol{\theta}$ , dimana  $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\mu})$  dimana  $\boldsymbol{\beta}$  merupakan parameter dari probit biner dan  $\boldsymbol{\alpha}$  merupakan parameter dari probit ordinal dalam model ZIOP dan  $\boldsymbol{\mu}$  merupakan estimasi *threshold* dari model probit ordinal (Yudhani, dkk., 2025).

Untuk melakukan estimasi parameter dalam model ZIOP menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE), langkah pertama adalah membentuk fungsi *likelihood*. Dengan mengacu pada bentuk model ZIOP yang dinyatakan dalam persamaan (2.27), maka dapat diturunkan fungsi *likelihood* untuk  $n$  sampel yang independen. Proses estimasi parameter ini mengikuti prosedur yang dijelaskan oleh Rejeki (2024).

a. Menentukan fungsi *likelihood* yang ditunjukkan pada persamaan berikut.

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n (p_0[y_i | x_i, z_i])^{h_{0i}} (p_1[y_i | x_i, z_i])^{h_{1i}} \dots (p_k[y_i | x_i, z_i])^{h_{ki}} \quad (2.30)$$

Dimana fungsi indikator  $h_{ij}$  adalah sebagai berikut.

$$h_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{jika observasi } i \text{ pada level } j \ (i = 1, 2, \dots, n; j = 0, 1, 2, \dots, k) \\ 0 & \text{untuk lainnya} \end{cases} \quad (2.31)$$

$$L(\boldsymbol{\theta} | \mathbf{Y}_1 = \mathbf{y}_1, \mathbf{Y}_2 = \mathbf{y}_2, \dots, \mathbf{Y}_n = \mathbf{y}_n) = \prod_{i=1}^n p(\mathbf{Y}_i) \\ = \prod_{i=1}^n p([y_{0i} \ y_{1i} \ y_{ji} \ y_{ki}]) \quad (2.32)$$

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n \left[ \left( (1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right)^{h_{0i}} \left( \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_j - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right. \right. \\ \left. \left. - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right)^{h_{ji}} \left( \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \right)^{h_{ki}} \right] \quad (2.33)$$

Dimana  $j = 1, 2, \dots, k - 1$ .

b. Melakukan transformasi ln terhadap fungsi *likelihood*.

$$\ln L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{i=1}^n (p_0[y_i | x_i, z_i])^{h_{0i}} (p[y_i | x_i, z_i])^{h_{ji}} \dots (p[y_i | x_i, z_i])^{h_{ki}} \\ = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \ln p_j(y_i | x_i, z_i) \quad (2.34)$$

c. Memaksimumkan fungsi ln *likelihood* dilakukan dengan cara menurunkan turunan fungsi ln  $L(\boldsymbol{\theta})$  terhadap  $\boldsymbol{\theta}(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\mu})$  kemudian menyamakan persamaan dengan nol.

Untuk mendapatkan estimasi parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dijabarkan pada persamaan (2.35).

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \ln p_j(y_i | x_i, z_i) \\ = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \frac{1}{p_j(y_i | x_i, z_i)} \frac{\partial p_j(y_i | x_i, z_i)}{\partial \boldsymbol{\beta}} \quad (2.35)$$

Penaksiran parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dilakukan dengan memaksimumkan fungsi ln *likelihood*, yaitu dengan menghitung turunan pertama dari fungsi ln *likelihood* tersebut. Persamaan dari penurunan fungsi ln  $L(\boldsymbol{\theta})$  terhadap  $\boldsymbol{\beta}$  tidak menghasilkan bentuk yang *closed form* (Rejeki, dkk., 2024). Oleh karena itu, agar mendapatkan estimasi *maximum likelihood* digunakan metode numerik *Newton Raphson* (Agresti, 2002).

Dengan cara yang sama, untuk mendapatkan parameter  $\boldsymbol{\alpha}$  dijabarkan pada persamaan berikut.

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\alpha}} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\alpha}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \ln p_j(y_i | x_i, z_i) \\ = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \frac{1}{p_j(y_i | x_i, z_i)} \frac{\partial p_j(y_i | x_i, z_i)}{\partial \boldsymbol{\alpha}} \quad (2.36)$$

Estimasi parameter  $\boldsymbol{\alpha}$  dilakukan melalui proses memaksimumkan fungsi *log-likelihood* yang melibatkan perhitungan turunan pertama fungsi *log-likelihood* terhadap  $\boldsymbol{\alpha}$ . Namun, turunan tersebut tidak dapat diperoleh secara eksplisit karena metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) tidak menghasilkan bentuk penyelesaian yang tertutup. Oleh karena itu, untuk memperoleh estimasi maksimum *likelihood*, digunakan pendekatan numerik, yaitu metode *Newton-Raphson* (Agresti, 2002).

Untuk mendapatkan estimasi parameter  $\boldsymbol{\mu}$ , dilakukan dengan persamaan (2.37).

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\mu}} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\mu}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \ln p_j(y_i | x_i, z_i) \quad (2.37)$$

$$= \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^k h_{ij} \frac{1}{p_j(y_i | x_i, z_i)} \frac{\partial p_j(y_i | x_i, z_i)}{\partial \boldsymbol{\mu}}$$

Parameter  $\boldsymbol{\mu}$  diestimasi melalui proses maksimum likelihood dengan cara menurunkan fungsi log-likelihood terhadap  $\boldsymbol{\mu}$ . Namun, turunan tersebut tidak dapat dituliskan secara eksplisit karena metode *Maximum Likelihood* (MLE) tidak menyediakan solusi dalam bentuk tertutup. Untuk itu, pendekatan numerik seperti metode Newton-Raphson digunakan guna memperoleh estimasi parameter yang optimal (Agresti, 2002).

Berdasarkan metode MLE untuk estimasi parameter menghasilkan bentuk yang tidak *closed form* maka untuk mendapatkan  $\boldsymbol{\theta}(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\mu})$  diperoleh melalui pendekatan iteratif menggunakan metode Newton Raphson sebagai berikut.

- a. Menentukan vektor  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$  yang merupakan turunan pertama dari fungsi *likelihood* terhadap parameter  $\boldsymbol{\theta}$ .

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}) = \left[ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta}} \right]_{(p+q) \times 1} \quad (2.38)$$

- b. Membuat matriks *Hessian* yang merupakan turunan kedua dari parameter  $\boldsymbol{\theta}$ .

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = \left[ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\theta})}{\partial \boldsymbol{\theta} \partial \boldsymbol{\theta}^T} \right]_{(p+q) \times (p+q)} \quad (2.39)$$

- c. Melakukan iterasi ke  $-m$  metode Newton Raphson sebagai berikut.

1. Menentukan starting value atau nilai awal dari  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  pada saat  $m = 0$ .
2. Melakukan iterasi pertama mulai dari  $m = 1$  dengan cara sebagai berikut.

$$\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m)} = \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)} - [\mathbf{H}(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)})]^{-1} [\mathbf{g}(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)})] \quad (2.40)$$

3. Proses iterasi akan berhenti jika,

$$\|\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)}\| \leq \eta$$

Dimana

$$\|\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)}\| = \sqrt{(\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)})^2 + (\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-2)})^2 + \dots + (\hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-l-1)} - \hat{\boldsymbol{\theta}}^{(m-l)})^2} \quad (2.41)$$

Dengan  $\eta$  merupakan bilangan positif yang sangat kecil mendekati 0, maka iterasi akan berhenti.

## 2.9 Marginal Efek Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)

Hasil estimasi parameter pada model probit tidak dapat diinterpretasikan secara langsung karena bersifat nonlinier. Untuk mengukur pengaruh setiap faktor dengan lebih akurat, digunakan marginal efek. Marginal efek pada model ZIOP dapat diartikan sebagai perubahan dalam probabilitas atau peluang variabel respon akibat perubahan satu atau lebih variabel prediktor. Dengan kata lain, marginal efek menunjukkan perubahan dalam peluang atau probabilitas variabel respon ketika variabel prediktor mengalami perubahan satu satuan. Nilai marginal efek merujuk pada perubahan peluang variabel yang berubah satu satuan pada tingkat ketahanan pangan tertentu, dengan asumsi variabel lainnya tetap.

Marginal efek pada ZIOP untuk k kategori adalah dengan menurunkan model ZIOP terhadap variabel prediktornya terhadap masing-masing kategori variabel respon. Persamaan marginal efek ZIOP secara umum diberikan pada persamaan (2.42). Dimana  $ME(P(y = 0))$  merupakan marginal efek dari rumah tangga tahan pangan,  $ME(P(y = 1))$  merupakan marginal efek dari rumah tangga rentan pangan,  $ME(P(y = 2))$  adalah marginal efek kategori rumah tangga kurang pangan, dan  $ME(P(y = 3))$  merupakan marginal efek dari kategori rumah tangga rawan pangan.

$$\begin{aligned}
ME(P(y = 0)) &= \left( -\beta\phi(\mathbf{x}^T\beta) + \beta\phi(\mathbf{x}^T\beta\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T\alpha)) \right) + \\
&\quad \left( -\alpha\Phi(\mathbf{x}^T\beta)\phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T\alpha) \right) \\
ME(P(y = j)) &= \left( -\beta\phi(\mathbf{x}^T\beta)\Phi(\mu_j - \mathbf{z}^T\alpha) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{z}^T\alpha) \right) + \\
&\quad \left( -\alpha\Phi(\mathbf{x}^T\beta)\phi(\mu_j - \mathbf{z}^T\alpha) + \phi(\mu_{j-1} - \mathbf{z}^T\alpha) \right) \\
&\quad \text{Dengan } j = 1, 2, \dots, k - 1 \\
ME(P(y = k)) &= \left( \beta\phi(\mathbf{x}^T\beta)(1 - \Phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T\alpha)) \right) \\
&\quad + \left( \alpha\Phi(\mathbf{x}^T\beta)\phi(\mu_{k-1} - \mathbf{z}^T\alpha) \right)
\end{aligned} \tag{2.42}$$

## 2.10 Vuong Test

Dalam penelitian ini, uji Vuong akan digunakan untuk membandingkan kedua model, yaitu ZIOP dan Probit Ordinal. Uji Vuong dipilih karena memiliki keunggulan dibandingkan AIC dalam membandingkan model dari seri regresi yang berbeda (Jiangga, dkk., 2013).

Pada perhitungan uji Vuong, langkah pertama yang dilakukan adalah menghitung estimasi probabilitas dari setiap observasi,  $p(y_i)$  pada kedua model. Selanjutnya, *log likelihood* dari perbandingan estimasi probabilitas tersebut akan dihitung, di mana rasio *likelihood*  $m_i$  dapat ditentukan menggunakan persamaan berikut.

$$m_i = \log \left( \frac{p_1(y_i)}{p_2(y_i)} \right) \tag{2.43}$$

Dimana  $p_1(y_i)$  dan  $p_2(y_i)$  adalah estimasi probabilitas dari pengamatan untuk masing-masing model, sedangkan  $i = 1, 2, \dots, n$ , dengan  $m_i$  sebagai logaritma natural dari rasio probabilitas yang diprediksi dengan  $y_i = j$  dari dua model yang berbeda. Pada penelitian ini model ZIOP diletakan sebagai model pertama dan model probit ordinal diletakkan sebagai model yang kedua.

Hipotesis yang digunakan pada perbandingan dua model tersebut adalah

$$H_0 : P(y = 0) = \Phi(\mu_0 - \mathbf{x}^T\beta) [\text{Model Probit Ordinal}]$$

$$H_1 : P(y = 0 | x, z) = \left( 1 - \Phi(\mathbf{x}^T\beta) \right) + \Phi(\mathbf{x}^T\beta)\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T\alpha) [\text{Model ZIOP}]$$

$v$  dihitung untuk menguji apakah kedua model berbeda secara signifikan dalam memprediksi variabel respon ordinal yang diamati dapat dihitung dengan persamaan yang ada. Vuong tes disarankan dalam menguji perbandingan antara model *zero-inflated* dengan model konvensional.

Adapun persamaan Statistik Vuong adalah sebagai berikut.

$$v = \frac{\sqrt{n} \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i \right)}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}} \tag{2.44}$$

Di mana  $n$  adalah ukuran sampel, statistik Vuong,  $v$  adalah distribusi normal standar asimtotik. Statistik ujinya dengan melihat nilai mutlak dari  $v$  lebih besar dari 1,96 dengan tingkat kesalahan lima persen, memberikan hasil pengujian yang akan mendukung pemilihan satu model di atas yang lain (Washington, dkk., 2020). Lebih khusus lagi, jika nilai  $v$  lebih besar dari 1.96, model pertama memiliki fitness model yang lebih baik daripada model kedua. Namun, jika nilai  $v$  lebih kecil dari -1.96, model kedua lebih baik dari model pertama. Jika nilai  $v$  diantara -1,96 hingga 1,96 berarti menandakan bahwa tes tersebut tidak meyakinkan (Jiangga, dkk., 2013).

## 2.11 Pengujian Signifikansi Parameter ZIOP

Pengujian parameter perlu dilakukan setelah model terbentuk. Pengujian dilakukan untuk mengetahui apakah variabel-variabel prediktor yang digunakan berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (Hosmer, 2000).

### 2.11.1 Uji Serentak ZIOP

Pengujian signifikansi parameter secara serentak merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor terhadap variabel respon secara keseluruhan atau serentak. Dalam model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP), terdapat dua komponen utama, yaitu model probit biner dan model probit ordinal (Rejeki, dkk., 2024). Pada model ini, jumlah parameter dalam probit biner dilambangkan sebagai  $q$ , sedangkan jumlah parameter dalam probit ordinal dilambangkan sebagai  $p$ . Hipotesis untuk uji serentak adalah sebagai berikut.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$$

$H_1$ : minimal terdapat satu  $\alpha_t \neq 0$  untuk  $t = 1, 2, \dots, p$  atau  $\beta_u \neq 0$  dengan  $u = 1, 2, \dots, q$

Statistik uji yang digunakan adalah *Likelihood Ratio Test*, dengan persamaan berikut.

$$G^2 = -2 \ln \left[ \frac{L(\omega)}{L(\Omega)} \right] \quad (2.45)$$

$$G^2 = 2[\ln L(\Omega) - \ln L(\omega)]$$

Dimana

$\Omega$  = himpunan parameter di bawah populasi

$\omega$  = himpunan parameter di bawah  $H_0$

$L(\omega)$  = nilai maksimum dari fungsi *likelihood* dibawah  $\omega$

$L(\Omega)$  = nilai maksimum dari fungsi *likelihood* dibawah  $\Omega$

Daerah penolakan pada pengujian signifikansi parameter yaitu tolak  $H_0$  jika  $G^2 > X_{(db, \alpha)}^2$  atau p-value  $< \alpha$  pada tingkat signifikansi  $\alpha$ , dimana  $db$  atau derajat bebas merupakan banyaknya parameter model di bawah populasi dikurangi dengan banyaknya parameter model di bawah  $H_0$ . Jika terjadi keputusan tolak  $H_0$ , artinya terdapat minimal satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon (Hosmer, 2000).

### 2.11.2 Uji Parsial ZIOP

Pengujian signifikansi parameter secara parsial merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor secara parsial.

#### a. Pengujian Hipotesis Parameter $\beta$ secara Parsial.

Adapun hipotesisnya sebagai berikut.

$$H_0: \beta_u = 0$$

$$H_1: \beta_u \neq 0; u = 1, 2, \dots, q$$

Dimana  $q$  merupakan jumlah parameter pada  $\beta$ . Statistik uji yang digunakan dalam pengujian secara parsial adalah statistik uji Wald atau  $W$  yang mengikuti distribusi normal standar, dengan persamaan sebagai berikut (Hosmer, 2000).

$$W^2 = \left[ \frac{\widehat{\beta}_j}{SE(\widehat{\beta}_j)} \right]^2 \quad (2.46)$$

Dengan  $SE(\widehat{\beta}_j) = [var(\widehat{\beta}_j)]^{\frac{1}{2}}$ . Daerah penolakan untuk uji parsial adalah tolak  $H_0$  jika  $W^2 > X_{(1, \alpha)}^2$  atau p-value  $< \alpha$  yang artinya variabel prediktor ke- $j$  berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

### b. Pengujian Hipotesis Parameter $\alpha$ secara Parsial.

Hipotesis untuk uji parsial adalah sebagai berikut.

$$H_0: \alpha_t = 0$$

$$H_1: \alpha_t \neq 0 ; \text{dimana } t = 1, 2, \dots, p$$

Jumlah parameter pada  $\alpha$  dinyatakan dengan  $p$ . Digunakan statistik uji Wald untuk pengujian parameter secara parsial dengan persamaan sebagai berikut (Hosmer, 2000).

$$W^2 = \left[ \frac{\widehat{\alpha}_j}{SE(\widehat{\alpha}_j)} \right]^2 \quad (2.47)$$

Nilai  $SE(\widehat{\alpha}_j) = [var(\widehat{\alpha}_j)]^{\frac{1}{2}}$ . Daerah penolakan untuk uji parsial adalah tolak  $H_0$  jika  $W^2 > X_{(1,\alpha)}^2$  atau p-value  $< \alpha$  yang artinya variabel prediktor ke-j berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

## 2.12 Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Rumah tangga tahan pangan adalah rumah tangga yang mampu memenuhi kebutuhan pangan secara cukup, baik dari segi kuantitas maupun kualitas sehingga anggota rumah tangga tersebut tidak dapat menjalani kehidupan yang sehat dan produktif. Menurut Maxwell dan Frankenberger (1992) dalam Syarief (2014), penentuan tingkat ketahanan pangan rumah tangga dalam penelitian ini didasarkan pada kecukupan konsumsi energi sebagai representasi dari aspek gizi dan pangsa pengeluaran untuk pangan sebagai indikator ekonomi. Kecukupan konsumsi energi dihitung berdasarkan ambang batas minimum sebesar 80% dari rekomendasi asupan energi untuk individu dewasa ekuivalen, yaitu 2.700 kalori per kapita per hari. Dengan demikian, rumah tangga dianggap memenuhi standar kecukupan konsumsi energi apabila konsumsi rata-rata per kapitanya mencapai setidaknya 2.160 kalori per hari. Sementara itu, dari sisi ekonomi, rumah tangga dikategorikan memiliki ketahanan pangan yang baik apabila pangsa pengeluaran untuk pangan tidak melebihi 60% dari total pengeluaran rumah tangga (Syarief, dkk., 2014).

Klasifikasi ketahanan pangan rumah tangga didasarkan pada dua indikator, yaitu tingkat konsumsi energi minimal 80% dari standar 2.700 kkal dan pangsa pengeluaran pangan maksimal 60% dari total pengeluaran rumah tangga. Rumah tangga dengan konsumsi energi  $> 80\%$  dan pangsa pangan  $\leq 60\%$  dikategorikan sebagai tahan pangan. Jika pangsa pangan  $> 60\%$  namun konsumsi energi tetap  $> 80\%$ , maka termasuk rentan pangan. Sementara itu, rumah tangga dengan konsumsi energi  $\leq 80\%$  dan pangsa pangan  $\leq 60\%$  disebut kurang pangan, dan yang memiliki konsumsi energi  $\leq 80\%$  serta pangsa pangan  $> 60\%$  dikategorikan rawan pangan. Data konsumsi energi diambil dari variabel KALORI\_KAP dalam Modul Konsumsi dan Pengeluaran (KP) SUSENAS, sedangkan penghitungan pangsa pengeluaran pangan menggunakan variabel dengan kode  $\frac{FOOD}{EXPEND}$ .

Penting untuk dicatat bahwa dalam klasifikasi ini, rumah tangga yang masuk kategori rentan pangan berada satu tingkat di atas kurang pangan dalam skala ordinal ketahanan pangan. Hal ini menunjukkan bahwa rumah tangga rentan pangan masih memiliki asupan energi yang mencukupi, meskipun dengan keterbatasan ekonomi yang dapat berisiko menurunkan ketahanan pangan mereka di masa depan (Sari, 2017).

**Tabel 2.1** Ketentuan Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Kecukupan Energi	Pangsa Pangan	
	$\leq 60\%$	$> 60\%$
$> 80\%$ ( $> 2160$ kal/kap/hari)	Tahan Pangan	Rentan Pangan
$\leq 80\%$ ( $\leq 2160$ kal/kap/hari)	Kurang Pangan	Rawan Pangan

Simatupang (1999) menjelaskan bahwa ketahanan pangan adalah sebuah sistem hierarkis yang mencakup berbagai tingkatan, mulai dari tingkat global, nasional, regional, komunitas lokal, hingga tingkat rumah tangga dan individu. Ketahanan pangan di tingkat yang lebih tinggi, seperti nasional atau regional, merupakan syarat yang diperlukan bagi tercapainya ketahanan pangan di tingkat yang lebih rendah, seperti rumah tangga atau individu. Namun, hal ini bukanlah syarat yang mencukupi, karena keberhasilan ketahanan pangan di tingkat wilayah tidak otomatis menjamin ketahanan pangan di tingkat rumah tangga. Sebagai contoh, meskipun sebuah wilayah secara agregat dinilai memiliki ketahanan pangan yang baik, di dalamnya masih mungkin terdapat rumah tangga yang mengalami kerawanan pangan.

Sebaliknya, ketahanan pangan di tingkat rumah tangga menjadi fondasi bagi terciptanya ketahanan pangan di tingkat yang lebih luas, baik komunitas lokal, regional, maupun nasional. Rumah tangga yang tidak mampu memenuhi kebutuhan pangan dasar dapat berdampak pada menurunnya kualitas ketahanan pangan wilayah secara keseluruhan. Dengan demikian, pendekatan hierarkis ini menekankan pentingnya upaya yang tidak hanya berfokus pada ketahanan pangan secara agregat, tetapi juga memberikan perhatian khusus pada kerawanan pangan yang dialami oleh individu dan rumah tangga di dalam suatu wilayah. Hal ini menjadi landasan untuk memahami bahwa ketahanan pangan tidak hanya sekadar ketersediaan pangan di tingkat makro, tetapi juga mencakup aspek aksesibilitas, keterjangkauan, dan kecukupan di tingkat mikro.

### 2.13 Penelitian Terdahulu

Penelitian terdahulu mengenai metode dan hasil penelitian terkait ketahanan pangan rumah tangga tercantum dalam Tabel 2.2. Terdapat delapan penelitian terdahulu dimana dua diantaranya menggunakan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) dan lainnya menggunakan probit ordinal konvensional.

**Tabel 2.2** Penelitian Terdahulu tentang Ketahanan Pangan Rumah Tangga

No.	Peneliti	Metode	Hasil
1.	Saputri (2016)	Jenis penelitian yang digunakan adalah observasional dengan desain <i>cross sectional</i> . Penelitian tersebut menggunakan metode regresi logistik biner dengan variabel respon berupa status ketahanan pangan rumah tangga.	Dari penelitian yang telah dilakukan, 64,77% responden kategori pola konsumsi pangan tidak terpenuhi dan hanya sebesar 35,23% responden yang termasuk dalam kategori pola konsumsi pangan terpenuhi.
2.	Heryanah (2016)	Penelitian yang dilakukan menggunakan metode regresi logistik ordinal.	Dari penelitian yang telah dilakukan, 34% rumah tangga tergolong kategori tahan pangan, 36% rumah tangga tergolong kategori rentan pangan, 15% rumah tangga tergolong kategori kurang pangan, dan 15% rumah tangga tergolong kategori rawan pangan. Berdasarkan kategori perkotaan Jawa Barat proporsi terbanyak adalah rumah tangga yang tahan pangan (39,19%). Pada daerah pedesaan, 50,18% rentan pangan.

Lanjutan **Tabel 2.2** Penelitian Terdahulu tentang Ketahanan Pangan Rumah Tangga

No.	Peneliti	Metode	Hasil
3.	Sari (2017)	Penelitian yang dilakukan menggunakan metode analisis korelasi.	Berdasarkan penelitian didapatkan rumah tangga di Kutai Kartanegara pada tahun 2015 memiliki kategori dimana 48,59% adalah rumah tangga tahan pangan, 18,49% merupakan rumah tangga rentan pangan, 1,28% masuk kategori rumah tangga kurang pangan, dan 15,64% merupakan rumah tangga rawan pangan. Persentase rumah tangga tahan pangan di perkotaan memiliki kategori tahan pangan lebih besar dibandingkan daerah pedesaan.
4.	Nanda (2019)	Penelitian yang dilakukan menggunakan regresi logit ordinal.	Distribusi ketahanan pangan menunjukkan 38,04% rumah tangga tahan pangan, 36,15% rentan pangan, 15,62% kurang pangan, dan 10,20% rawan pangan.
5.	Xu, dkk. (2019)	Penelitian yang dilakukan menggunakan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).	Dari 9.828 kecelakaan yang dianalisis, mayoritas (90%) adalah kecelakaan biasa yang tidak menyebabkan kecelakaan sekunder. Didapatkan hasil uji Vuong dimana model ZIOP memberikan hasil yang lebih baik dibandingkan dengan model probit ordinal konvensional.
6.	Aguilera (2022)	Penelitian yang dilakukan menggunakan metode regresi logistik ordinal dengan <i>partial proportional odds model</i> .	Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, 80,3% rumah tangga tergolong tahan pangan. Selain itu, 14,3% termasuk kategori rawan pangan ringan, 3,7% termasuk kategori rawan pangan sedang, dan 1,7% termasuk kategori rawan pangan parah. Selain itu, pada penelitian tersebut didapatkan bahwa dengan taraf signifikansi 5%, model <i>partial proportional odds model</i> lebih sesuai diterapkan dibandingkan dengan model <i>proportional odds model</i> dan <i>non-proportional odds model</i> .
7.	Wang, dkk. (2022)	Penelitian yang dilakukan menggunakan metode Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP).	Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, faktor-faktor seperti tonase kapal yang besar dan kedalaman air yang tinggi mengurangi kemungkinan kecelakaan tanpa cedera tetapi meningkatkan probabilitas cedera berat. Selain itu, latar belakang kru yang buruk dan masa jabatan yang pendek cenderung meningkatkan kemungkinan kecelakaan yang berpotensi cedera tetapi tidak memengaruhi tingkat keparahannya.
8.	Parwodiwiyo no (2023)	Penelitian yang dilakukan menggunakan regresi logit ordinal.	Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, sebanyak 59,1% rumah tangga berada pada kategori tahan pangan. Rumah tangga yang berada pada kategori rentan pangan mencapai 25,1%. Pada status ketahanan pangan rumah tangga, kondisi kemiskinan rumah tangga memiliki pengaruh paling besar dan merupakan prediktor utama.

Dari studi literatur di atas, terlihat bahwa data yang digunakan seringkali memiliki nilai nol yang berlebih. Namun, tidak semua nol berasal dari rumah tangga yang benar-benar tahan

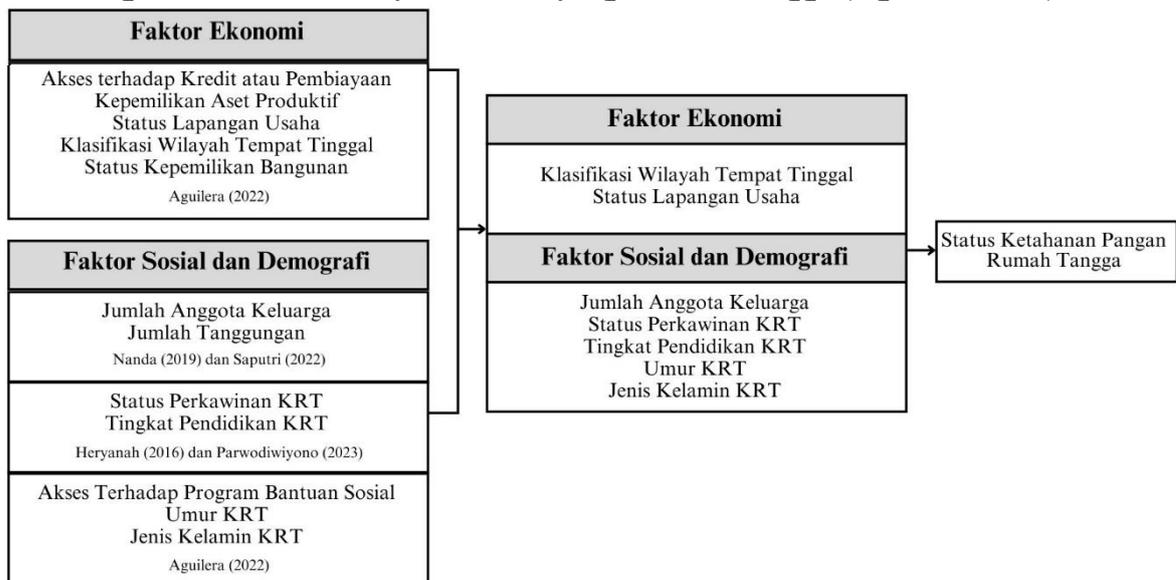
pangan, melainkan bisa juga berasal dari proses ordinal (rumah tangga berpotensi tahan pangan). Untuk mempelajari hal tersebut, metode ZIOP dipilih karena mampu membedakan antara nol yang berasal dari rumah tangga tahan pangan sejati dan nol yang berasal dari proses ordinal.

## 2.14 Kerangka Konsep

Kerangka konsep ketahanan pangan rumah tangga menggambarkan hubungan antara berbagai faktor yang memengaruhi kemampuan rumah tangga dalam mencapai ketahanan pangan. Faktor-faktor tersebut terbagi menjadi dua kelompok utama, yaitu faktor ekonomi serta faktor sosial dan demografi, yang saling berinteraksi dan secara langsung maupun tidak langsung memengaruhi status ketahanan pangan.

Kerangka konsep teori dapat dilihat dari Gambar 2.2. Faktor ekonomi mencakup aspek yang berkaitan dengan pendapatan, akses terhadap sumber daya, dan kemampuan finansial rumah tangga. Pendapatan rumah tangga dan pengeluaran per kapita untuk pangan menjadi indikator utama dalam menentukan sejauh mana rumah tangga dapat memenuhi kebutuhan pangan yang cukup dan bergizi (Nanda, 2019; Aguilera, 2022). Selain itu, akses terhadap kredit atau pembiayaan, kepemilikan aset produktif, serta status lapangan usaha memberikan peran signifikan dalam meningkatkan produktivitas dan pendapatan rumah tangga (Aguilera, 2022). Faktor lain seperti klasifikasi wilayah tempat tinggal dan status kepemilikan bangunan juga berpengaruh, mengingat adanya kesenjangan antara rumah tangga di wilayah perkotaan dan pedesaan dalam hal aksesibilitas pangan dan infrastruktur (Aguilera, 2022).

Sementara itu, faktor sosial dan demografi mencakup karakteristik rumah tangga yang memengaruhi kebutuhan dan pengelolaan pangan. Jumlah anggota keluarga dan jumlah tanggungan merupakan faktor yang menentukan besarnya kebutuhan pangan rumah tangga, yang sekaligus menjadi beban ekonomi (Nanda, 2019). Status perkawinan kepala rumah tangga (KRT) dan tingkat pendidikan KRT juga berkontribusi dalam pengambilan keputusan terkait pengelolaan pangan (Heryanah, 2016; Parwodiwiyono, 2023). Selain itu, akses terhadap program bantuan sosial, umur KRT, dan jenis kelamin KRT menunjukkan pengaruh demografi dan dukungan eksternal terhadap ketahanan pangan rumah tangga (Aguilera, 2022).



**Gambar 2.2** Kerangka Konsep Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Penelitian ini memilih variabel status pernikahan kepala rumah tangga, status lapangan usaha kepala rumah tangga, jumlah anggota rumah tangga, tingkat pendidikan terakhir kepala rumah tangga, usia kepala rumah tangga, dan jenis kelamin kepala rumah tangga. Hal tersebut merujuk pada penelitian terdahulu dimana variabel-variabel tersebut memiliki pengaruh signifikan terhadap ketahanan pangan rumah tangga. Status pernikahan kepala rumah tangga dipilih dengan merujuk pada penelitian Heryanah (2016) dan Parwodiwiyo (2023), yang menunjukkan bahwa stabilitas keluarga, terutama rumah tangga dengan kepala yang menikah sering kali terkait dengan kondisi ekonomi yang lebih baik sehingga mendukung ketahanan pangan.

Status lapangan usaha kepala rumah tangga menjadi variabel penting karena jenis pekerjaan menentukan kestabilan pendapatan dan akses pangan. Pernyataan tersebut selaras dengan Aguilera (2022) bahwa rumah tangga yang bekerja di sektor pertanian lebih rentan terhadap kerawanan pangan. Jumlah anggota rumah tangga juga dipilih karena menurut Saputri (2022) dan Nanda (2019) rumah tangga dengan anggota yang lebih banyak cenderung memiliki pengeluaran lebih besar untuk kebutuhan dasar sehingga berpotensi menghadapi keterbatasan dalam memenuhi kebutuhan pangan. Variabel tingkat pendidikan terakhir kepala rumah tangga didasarkan pada penelitian oleh Heryanah (2016), Aguilera (2022), dan Parwodiwiyo (2023) menunjukkan bahwa pendidikan tinggi memungkinkan kepala rumah tangga mengakses pekerjaan yang lebih baik dan memiliki pemahaman lebih baik tentang pentingnya pola konsumsi yang sehat.

Usia kepala rumah tangga dipertimbangkan didasarkan pada temuan Aguilera (2022) yang menyebutkan bahwa kepala rumah tangga yang lebih muda cenderung memiliki pengalaman yang lebih sedikit dalam mengelola sumber daya rumah tangga. Terakhir, variabel jenis kelamin kepala rumah tangga diangkat dari penelitian Aguilera (2022) yang menemukan bahwa rumah tangga yang dikepalai perempuan sering kali menghadapi tantangan ekonomi lebih besar, terutama terkait akses terhadap pekerjaan stabil dan pendapatan.

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 3 METODE PENELITIAN

### 3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) Keterangan Pokok Anggota Rumah Tangga (KOR) dan Modul Konsumsi dan Pengeluaran (KP) Maret 2024 dengan cakupan wilayah Daerah Istimewa Yogyakarta yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Penentuan status ketahanan pangan rumah tangga didasarkan pada dua indikator utama, yaitu kecukupan konsumsi energi dan pangsa pengeluaran untuk pangan. Kecukupan konsumsi energi dihitung berdasarkan variabel KALORI\_KAP, dengan ambang batas minimum sebesar 80% dari rekomendasi 2.700 kkal per kapita per hari sehingga rumah tangga dikatakan cukup apabila konsumsinya mencapai setidaknya 2.160 kkal. Sementara itu, pangsa pengeluaran pangan dihitung menggunakan variabel  $\frac{\text{FOOD}}{\text{EXPEND}}$  dengan batas maksimal sebesar 60% dari total pengeluaran rumah tangga. Berdasarkan kombinasi kedua indikator tersebut, rumah tangga diklasifikasikan ke dalam empat kategori ketahanan pangan, yaitu: tahan pangan (konsumsi energi > 80% dan pangsa pangan  $\leq$  60%), rentan pangan (konsumsi energi > 80% dan pangsa pangan > 60%), kurang pangan (konsumsi energi  $\leq$  80% dan pangsa pangan  $\leq$  60%), dan rawan pangan (konsumsi energi  $\leq$  80% dan pangsa pangan > 60%). Kategori ini selanjutnya digunakan sebagai variabel Y dalam analisis status ketahanan pangan rumah tangga.

### 3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini meliputi variabel respon Y dengan skala ordinal dan delapan variabel prediktor X yang dijelaskan pada Tabel 3.1.

**Tabel 3.1** Variabel Penelitian

Indeks	Variabel	Keterangan	Skala
Y	Status Ketahanan Pangan	0 : Tahan Pangan 1 : Rentan Pangan 2 : Kurang Pangan 3 : Rawan Pangan	Ordinal
X <sub>1</sub>	Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal	0 : Pedesaan 1 : Perkotaan	Nominal
X <sub>2</sub>	Status Lapangan Usaha	0 : Pertanian 1: Non pertanian	Nominal
X <sub>3</sub> , Z <sub>1</sub>	Jumlah Anggota Rumah Tangga	-	Rasio
X <sub>4</sub>	Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga	0 : Belum kawin 1 : Kawin 2 : Cerai	Nominal
X <sub>5</sub>	Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga	0 : $\leq$ SMA 1 : SMA	Nominal
Z <sub>2</sub>	Umur Kepala Rumah Tangga	-	Rasio
Z <sub>3</sub>	Jenis Kelamin Kepala Rumah Tangga	0 : Laki-laki 1 : Perempuan	Nominal

Pada Tabel 3.1 terdapat penjelasan mengenai variabel respon berskala ordinal serta lima variabel prediktor yang digunakan dalam model inflasi ZIOP. Adapun variabel prediktor yang merupakan bagian dari model probit ordinal yang digunakan untuk menganalisis tingkatan status ketahanan pangan rumah tangga, yaitu jumlah anggota rumah tangga, umur kepala rumah tangga, dan jenis kelamin kepala rumah tangga. Adapun definisi operasional dari setiap variabel penelitian terdapat dalam Tabel 3.2.

**Tabel 3.2** Definisi Variabel Penelitian

Variabel	Definisi
Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga (Y)	<p>Status ketahanan pangan rumah tangga adalah kondisi di mana rumah tangga memiliki akses terhadap pangan yang cukup, aman, bergizi, dan berkelanjutan untuk memenuhi kebutuhan pangan anggotanya, serta mampu menghadapinya dalam situasi krisis (BKP, 2018). Adapun empat kategori ketahanan pangan menurut (Syarief, Sumardjo, &amp; Fatchiya, 2014).</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. Tahan pangan, jika rumah tangga memiliki pangsa pengeluaran pangan di bawah 60% dan konsumsi energi di atas 80%.</li> <li>2. Rentan pangan, jika rumah tangga memiliki pangsa pengeluaran pangan di atas 60%, tetapi konsumsi energinya tetap di atas 80%.</li> <li>3. Kurang pangan, jika rumah tangga memiliki pangsa pengeluaran pangan di bawah 60%, tetapi konsumsi energinya di bawah 80%.</li> <li>4. Rawan pangan, jika rumah tangga memiliki pangsa pengeluaran pangan di atas 60% serta konsumsi energi di bawah 80% .</li> </ol> <p>Dimana rumah tangga yang rentan pangan mempunyai kondisi terpenuhinya standar kecukupan energi dalam rumah tangga namun pendapatan rumah tangga relatif rendah sehingga berpotensi menjadi kekurangan pangan (akses ekonomi yang rendah). Sedangkan dengan kondisi kurang pangan mempunyai akses secara ekonomi tetapi mempunyai akses yang rendah secara fisik terhadap pangan. Rumah tangga rawan pangan mempunyai akses yang rendah terhadap pangan baik secara fisik maupun secara ekonomi.</p>
Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal ( $X_1$ )	<p>Menurut Peraturan Kepala BPS No 37 Tahun 2010 tentang Klasifikasi Pekotaan dan Perdesaan di Indonesia, wilayah perkotaan adalah persyaratan tertentu dalam hal kepadatan penduduk, persentase rumah tangga pertanian, dan keberadaan/akses pada fasilitas perkotaan, yang dimiliki suatu desa/kelurahan untuk menentukan status perkotaan suatu desa/kelurahan. Wilayah perkotaan, apabila dari kepadatan penduduk, persentase rumah tangga pertanian, dan keberadaan/akses pada fasilitas perkotaan yang dimiliki mempunyai total nilai/skor 10 (sepuluh) atau lebih. Selainnya merupakan perdesaan. Oleh karena itu klasifikasi wilayah tempat tinggal akan memiliki dua kategori yaitu</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. Perkotaan</li> <li>2. Pedesaan</li> </ol>
Status Lapangan Usaha ( $X_2$ )	<p>Jenis sektor ekonomi utama yang menjadi sumber penghasilan kepala rumah tangga. Dalam penelitian ini akan digunakan dua kategori yaitu.</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. Pertanian, kepala rumah tangga yang bekerja pada sektor pertanian seperti pertanian padi, palawija, hortikultura, perkebunan, peternakan, dan kehutanan.</li> <li>2. Non pertanian, kepala rumah tangga bekerja pada sektor yang didalamnya menerima pendapatan dan termasuk di dalamnya tidak bekerja.</li> </ol>
Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga ( $X_4$ )	<p>Status hukum pernikahan kepala rumah tangga. Terdapat tiga kategori, yaitu.</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. Belum kawin, kepala rumah tangga tidak sedang dalam ikatan pernikahan.</li> <li>2. Kawin, kepala rumah tangga sedang dalam ikatan pernikahan.</li> <li>3. Cerai, kepala rumah tangga berstatus cerai hidup atau cerai mati.</li> </ol>
Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga ( $X_5$ )	<p>Tingkat pendidikan formal tertinggi yang diselesaikan oleh kepala rumah tangga.</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. <math>\leq</math> SMA, kepala rumah tangga yang memiliki ijazah SMA/ sederajat atau SMP/ sederajat, SD/ sederajat (Madrasah Ibtidaiyah, SLB tingkat dasar, Sekolah Dasar Pamong, Paket A setara, Madrasah Tsanawiyah, Sekolah Luar Biasa tingkat pertama, Paket B setara) atau tidak memiliki ijazah suatu jenjang pendidikan.</li> <li>2. <math>&gt;</math> SMA, kepala rumah tangga yang memiliki ijazah SMA/ sederajat atau perguruan tinggi/ sederajat (pendidikan diploma 1, diploma 2, diploma 3/ sarjana muda, diploma 4/ S1, S2 dan S3)</li> </ol>

### 3.4 Struktur Data

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data *cross section* dengan struktur data yang akan ditunjukkan pada Tabel 3.3.

**Tabel 3.3** Struktur Data Penelitian

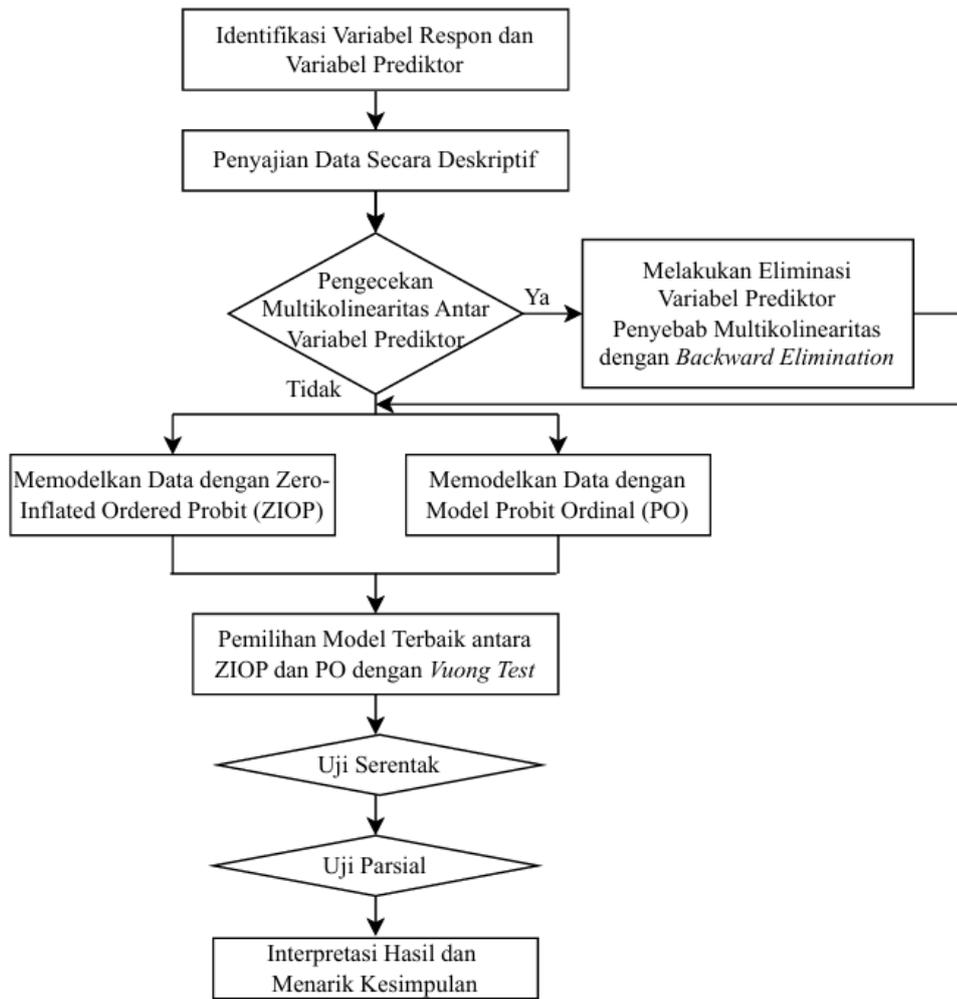
$Y$	$X_1$	$X_2$	$X_3 = Z_1$	...	$Z_3$
$Y_1$	$X_{1\ 1}$	$X_{2\ 1}$	$X_{3\ 1} = Z_{1\ 1}$	...	$Z_{3\ 1}$
$Y_2$	$X_{1\ 2}$	$X_{2\ 2}$	$X_{3\ 2} = Z_{1\ 2}$	...	$Z_{3\ 2}$
$Y_3$	$X_{1\ 3}$	$X_{2\ 3}$	$X_{3\ 3} = Z_{1\ 3}$	...	$Z_{3\ 3}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
$Y_{4066}$	$X_{1\ 4066}$	$X_{2\ 4066}$	$X_{3\ 4066} = Z_{1\ 4066}$	...	$Z_{3\ 4066}$
$Y_{4067}$	$X_{1\ 4067}$	$X_{2\ 4067}$	$X_{3\ 4067} = Z_{1\ 4067}$	...	$Z_{3\ 4067}$

### 3.5 Langkah Analisis

Pada pendahuluan telah dipaparkan mengenai tujuan dari penelitian ini. Oleh karena itu, akan dilakukan analisis untuk menjawab tujuan yang telah disebutkan. Berikut merupakan langkah analisis yang dilakukan untuk menjawab tujuan yang telah dipaparkan.

1. Menganalisis karakteristik ketahanan pangan di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta beserta faktor-faktor yang diduga berpengaruh.
  - a. Identifikasi variabel respon dan variabel prediktor.
  - b. Mengelompokkan ketahanan pangan Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta berdasarkan *cut off point* yang telah ditentukan.
  - c. Melakukan analisis terhadap karakteristik ketahanan pangan Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta beserta faktor-faktor yang diduga berpengaruh.
2. Memodelkan status ketahanan pangan rumah tangga di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP). Langkah analisis yang dilakukan adalah sebagai berikut.
  - a. Melakukan identifikasi multikolinieritas. Jika terdapat multikolinieritas maka akan dilakukan eliminasi variabel penyebab multikolinieritas.
  - b. Membentuk model lengkap Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) dan regresi probit ordinal dengan menggunakan variabel respon dan seluruh variabel prediktor.
  - c. Melakukan uji perbandingan antara model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) dan model probit ordinal konvensional dengan menggunakan *Young test*.
  - d. Menguji signifikansi parameter secara serentak dan parsial.
  - e. Menginterpretasikan hasil dan menarik kesimpulan.

Alur dari langkah analisis akan dijelaskan pada diagram alir Gambar 3.1.



**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian

## BAB 4

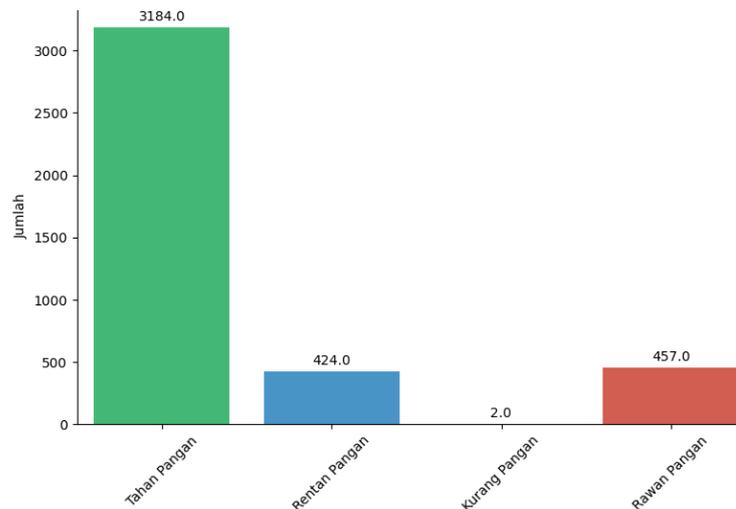
### ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab 4 terdiri dari dua sub bab sesuai dengan tujuan penelitian yang telah dijabarkan. Sub bab pertama akan membahas karakteristik status ketahanan pangan rumah tangga yang ada di DIY beserta faktor-faktor yang diduga berpengaruh. Sub bab kedua membahas analisis status ketahanan pangan rumah tangga menggunakan metode ZIOP.

#### 4.1 Karakteristik Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta beserta Faktor-Faktor yang Diduga Berpengaruh

Ketahanan pangan merupakan salah satu aspek penting dalam memastikan kesejahteraan masyarakat di Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY). Ketahanan pangan tidak hanya mencakup ketersediaan pangan dalam jumlah yang cukup, tetapi juga akses rumah tangga terhadap pangan baik secara ekonomi maupun fisik. Berbagai faktor seperti pendapatan rumah tangga, harga pangan, serta pola konsumsi memengaruhi tingkat ketahanan pangan di suatu wilayah. Oleh karena itu, pengukuran ketahanan pangan rumah tangga di DIY menjadi penting untuk memahami kondisi serta tantangan yang dihadapi masyarakat dalam memenuhi kebutuhan pangan mereka.

Untuk memberikan gambaran yang lebih jelas mengenai kondisi ketahanan pangan rumah tangga di DIY, berikut disajikan diagram batang yang menunjukkan proporsi rumah tangga dalam setiap kategori status ketahanan pangan rumah tangga.



**Gambar 4.1** Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Gambar 4.1 menunjukkan distribusi status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta berdasarkan empat kategori, yaitu tahan pangan (0), rentan pangan (1), kurang pangan (2), dan rawan pangan (3). Dari gambar di atas, terlihat bahwa sebagian besar rumah tangga berada dalam kategori tahan pangan, dengan jumlah mencapai 3.184 rumah tangga. Hal ini menunjukkan bahwa mayoritas rumah tangga di wilayah DIY memiliki akses pangan yang cukup baik, baik dari segi ekonomi maupun kecukupan konsumsi energi. Namun, masih terdapat rumah tangga yang masuk dalam kategori rentan pangan yang jumlahnya mencapai 424 rumah tangga. Kelompok ini memiliki kecukupan energi yang masih terpenuhi, tetapi pangsa pengeluaran untuk pangan mereka cukup tinggi sehingga mereka berisiko mengalami ketidakstabilan ketahanan pangan jika terjadi perubahan kondisi ekonomi, seperti kenaikan harga pangan atau penurunan pendapatan.

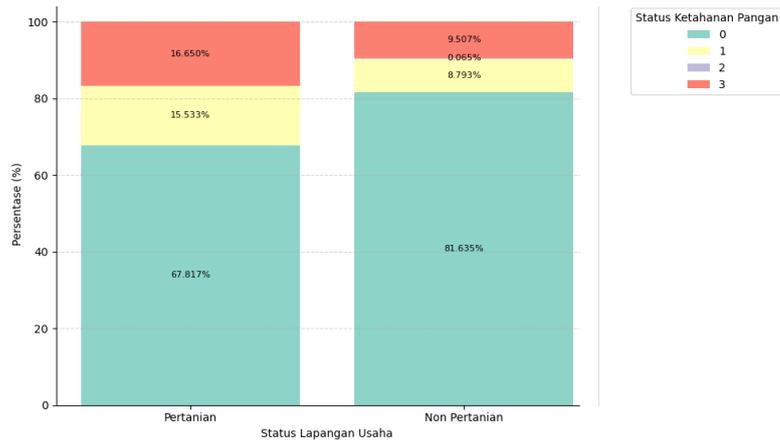
Sementara itu, kategori kurang pangan memiliki jumlah yang sangat kecil, yaitu hanya 2 rumah tangga. Rumah tangga dalam kategori ini memiliki tingkat pengeluaran untuk pangan yang rendah, tetapi kecukupan konsumsi energi mereka juga belum mencapai standar yang direkomendasikan. Meskipun jumlahnya kecil, kelompok ini tetap perlu mendapat perhatian agar tidak berpindah ke kategori yang lebih buruk. Di sisi lain, kategori rawan pangan memiliki 457 rumah tangga yang menghadapi kondisi paling buruk dalam hal ketahanan pangan. Rumah tangga dalam kategori ini memiliki pangsa pengeluaran untuk pangan yang tinggi, tetapi tetap mengalami defisit konsumsi energi. Hal ini mencerminkan tingkat kerawanan pangan yang cukup serius, di mana mereka mengalami kesulitan baik dalam aspek ekonomi maupun ketersediaan pangan yang mencukupi untuk memenuhi kebutuhan harian.



**Gambar 4.2** Persentase Status Ketahanan Pangan Menurut Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal

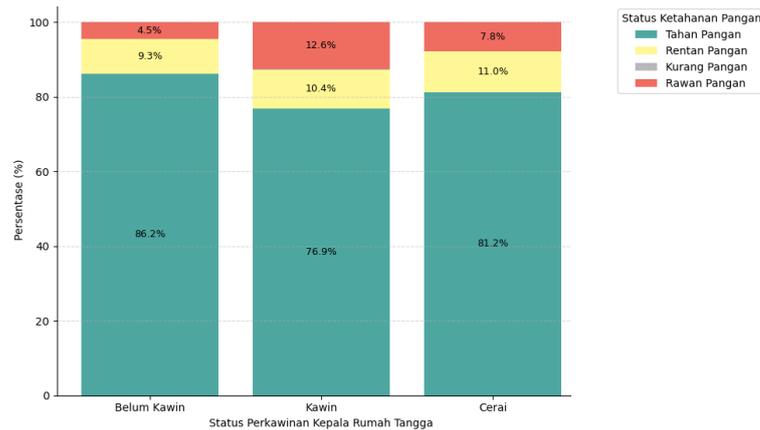
Ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta dipengaruhi oleh berbagai faktor, termasuk klasifikasi wilayah tempat tinggal dan status lapangan usaha. Berdasarkan Gambar 4.2, terdapat perbedaan dalam distribusi status ketahanan pangan antara rumah tangga di perkotaan dan pedesaan. Rumah tangga yang tahan pangan (0) lebih banyak ditemukan di perkotaan dibandingkan dengan pedesaan. Hal ini menunjukkan bahwa rumah tangga di perkotaan memiliki akses yang lebih baik terhadap pangan, baik dari segi ketersediaan maupun daya beli. Kondisi ini mungkin disebabkan oleh keterbatasan sumber pangan alternatif di perkotaan, sehingga rumah tangga yang mengalami kesulitan ekonomi lebih rentan jatuh ke dalam kategori kurang pangan. Sementara itu, rumah tangga rawan pangan (3) justru lebih banyak ditemukan di pedesaan dibandingkan perkotaan, menunjukkan bahwa meskipun masih memiliki sumber pangan sendiri, rumah tangga di pedesaan tetap menghadapi tantangan dalam memenuhi kebutuhan gizi yang cukup.

Selain faktor wilayah tempat tinggal, status lapangan usaha juga berperan dalam menentukan tingkat ketahanan pangan rumah tangga. Gambar 4.3 menunjukkan bahwa rumah tangga di sektor non-pertanian cenderung memiliki ketahanan pangan yang lebih baik dibandingkan yang bekerja di sektor pertanian. Terlihat bahwa proporsi rumah tangga yang tergolong rawan dan kurang pangan lebih besar pada sektor pertanian. Hal ini mengindikasikan bahwa meskipun sektor pertanian berkaitan langsung dengan produksi pangan, kondisi ekonomi rumah tangga di sektor ini justru lebih rentan. Ketergantungan pada hasil panen, fluktuasi harga, dan minimnya diversifikasi pendapatan bisa menjadi faktor penyebab kerentanan tersebut. Sebaliknya, sektor non-pertanian tampak lebih stabil dalam menopang ketahanan pangan rumah tangga.



**Gambar 4.3** Persentase Status Ketahanan Pangan Menurut Status Lapangan Usaha

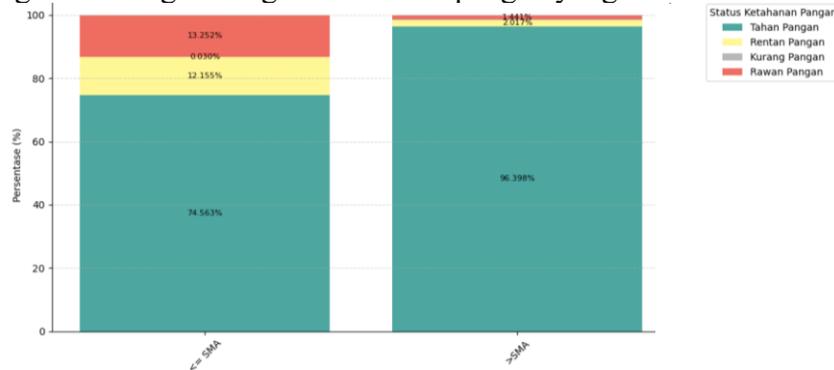
Secara umum, hasil analisis ini menunjukkan bahwa perkotaan memiliki ketahanan pangan yang lebih baik dibandingkan pedesaan, tetapi juga memiliki kelompok rumah tangga yang masuk dalam kategori kurang pangan. Sementara itu, rumah tangga di sektor non-pertanian cenderung lebih tahan pangan dibandingkan sektor pertanian, tetapi tetap terdapat risiko rumah tangga yang mengalami ketidakcukupan pangan, terutama dalam kategori kurang pangan dan rawan pangan.



**Gambar 4.4** Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Status Perkawinan KRT

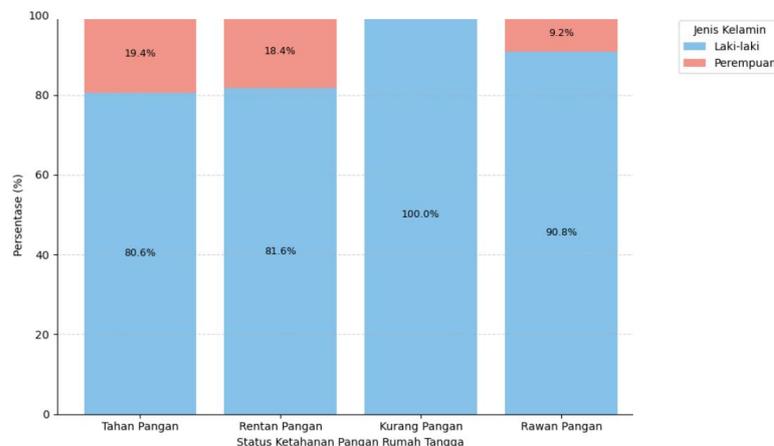
Berdasarkan status perkawinan kepala rumah tangga, terlihat bahwa proporsi rumah tangga yang tergolong tahan pangan paling tinggi terdapat pada kelompok belum kawin (86,2%), disusul kelompok cerai (81,2%), dan terendah pada kelompok kawin (76,9%). Sekilas, hasil ini menunjukkan bahwa rumah tangga dengan kepala belum kawin atau cerai memiliki tingkat ketahanan pangan yang lebih baik dibandingkan rumah tangga dengan kepala yang berstatus kawin. Namun, interpretasi tersebut perlu dilakukan secara hati-hati karena tingginya proporsi pada kelompok belum kawin dan cerai dapat disebabkan oleh jumlah rumah tangga dalam kelompok tersebut yang jauh lebih sedikit dibandingkan kelompok kawin. Dengan jumlah yang kecil, perubahan kecil dalam data dapat menghasilkan proporsi yang besar, sehingga tidak mencerminkan gambaran umum secara populasi. Oleh karena itu, meskipun proporsinya tinggi, kondisi tersebut belum tentu menunjukkan bahwa rumah tangga dengan kepala belum kawin atau cerai memiliki ketahanan pangan yang lebih baik secara keseluruhan, melainkan lebih mencerminkan kecenderungan relatif dalam kelompok yang lebih kecil.

Tingkat pendidikan kepala rumah tangga menunjukkan rumah tangga dengan kepala rumah tangga berpendidikan  $\leq$  SMA mendominasi kelompok rentan pangan dan rawan pangan. Sementara itu, rumah tangga dengan kepala rumah tangga yang berpendidikan lebih tinggi lebih banyak ditemukan dalam kategori tahan pangan dan kurang pangan, serta sangat sedikit dalam kategori rentan pangan dan rawan pangan. Hal ini menunjukkan bahwa pendidikan yang lebih tinggi cenderung berhubungan dengan ketahanan pangan yang lebih baik.



**Gambar 4.5** Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga

Aspek jenis kelamin kepala rumah tangga menunjukkan mayoritas rumah tangga di semua kategori memiliki kepala rumah tangga laki-laki. Proporsi tertinggi ditemukan pada kategori rawan pangan. Sementara itu, rumah tangga dengan kepala rumah tangga perempuan lebih banyak ditemukan dalam kategori tahan pangan dan rentan pangan, tetapi tidak ditemukan dalam kategori kurang pangan dan hanya sedikit dalam kategori rawan pangan.

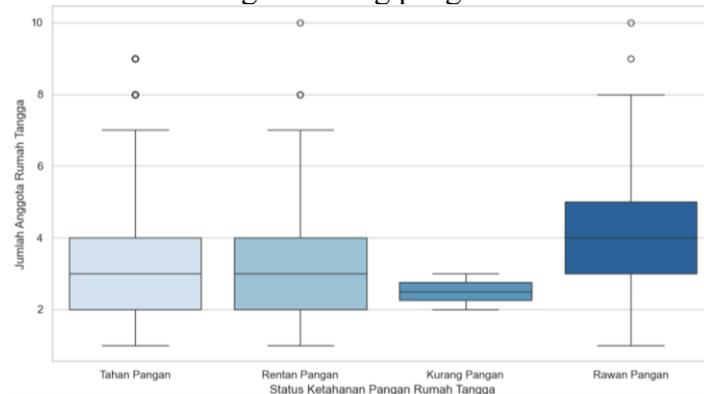


**Gambar 4.6** Persentase Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Jenis Kelamin KRT

Secara keseluruhan, rumah tangga yang paling rentan terhadap ketahanan pangan adalah rumah tangga dengan kepala rumah tangga yang berpendidikan lebih rendah ( $\leq$  SMA), berstatus kawin, dan laki-laki. Sebaliknya, kepala rumah tangga dengan tingkat pendidikan lebih tinggi ( $>$  SMA) cenderung memiliki kondisi ketahanan pangan yang lebih baik.

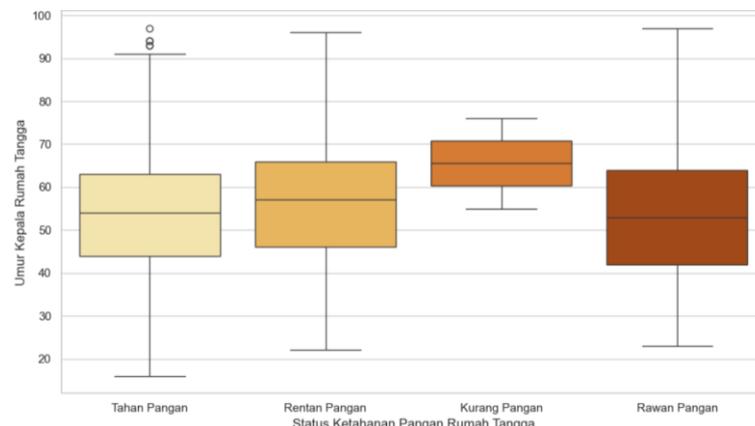
Dari Gambar 4.7, terlihat distribusi jumlah anggota rumah tangga berdasarkan status ketahanan pangan menunjukkan pola yang menarik. Rumah tangga dengan status tahan pangan dan rentan pangan memiliki median jumlah anggota sekitar tiga orang dengan sebaran yang relatif serupa. Keduanya masih menunjukkan keberadaan outlier rumah tangga besar yang menunjukkan bahwa jumlah anggota bukan satu-satunya penentu ketahanan pangan. Sementara itu, kelompok kurang pangan justru diisi oleh rumah tangga kecil dengan jumlah anggota yang

lebih homogen dan hampir tanpa outlier. Hal tersebut juga dikarenakan hanya terdiri dari 2 rumah tangga yang berada dalam kategori kurang pangan.



**Gambar 4.7** Distribusi Jumlah Anggota Rumah Tangga terhadap Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Terlihat dari gambar di atas, rumah tangga rawan pangan cenderung memiliki jumlah anggota yang lebih besar dan sebaran yang lebih luas dibanding kelompok lainnya. Median jumlah anggotanya mencapai empat orang dengan dua rumah tangga besar yang muncul sebagai outlier. Kondisi ini menunjukkan bahwa semakin banyak jumlah anggota maka potensi kerentanan pangan juga meningkat, terutama bila tidak ditopang oleh sumber daya ekonomi yang memadai.



**Gambar 4.8** Distribusi Umur Kepala Rumah Tangga terhadap Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Dari Gambar 4.8, terlihat bahwa rata-rata umur kepala rumah tangga dalam kategori tahan pangan cenderung lebih rendah dibanding kategori rentan pangan. Sementara itu, rumah tangga yang kurang pangan memiliki kepala rumah tangga dengan usia rata-rata tertinggi. Ini menunjukkan bahwa kepala rumah tangga yang lebih tua cenderung lebih rentan terhadap ketahanan pangan, kemungkinan karena keterbatasan dalam bekerja dan memperoleh penghasilan.

Usia maksimum kepala rumah tangga dalam kategori tahan pangan dan rawan pangan mencapai 97 tahun, sedangkan pada kategori rentan pangan maksimal mencapai 96 tahun. Untuk usia minimum, kepala rumah tangga termuda pada kategori tahan pangan adalah 16 tahun, yang menunjukkan adanya rumah tangga dengan kepala rumah tangga sangat muda, mungkin akibat situasi seperti pernikahan dini atau tanggung jawab yang harus diemban lebih

awal. Dari analisis di atas, dapat disimpulkan bahwa rumah tangga dengan anggota yang lebih kecil cenderung lebih aman secara pangan. Di sisi lain, semakin tua usia kepala rumah tangga akan semakin tinggi kemungkinan rumah tangga berada pada kategori kurang atau rentan pangan.

## 4.2 Analisis Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta Menggunakan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP)

### 4.2.1 Deteksi Multikolinearitas

Analisis multikolinearitas dilakukan untuk menganalisis hubungan independensi antar variabel prediktor. Analisis yang dilakukan menggunakan nilai VIF dari masing-masing variabel prediktor. Nilai VIF untuk setiap variabel prediktor sebagaimana tertulis pada tabel berikut.

**Tabel 4.1** Nilai VIF pada Variabel Prediktor

Variabel	VIF
Jumlah Anggota Rumah Tangga ( $Z_1$ )	1,183
Umur Kepala Rumah Tangga ( $Z_2$ )	1,031
Jenis Kelamin Kepala Rumah Tangga ( $Z_3$ )	1,361

Berdasarkan Tabel 4.1, dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat indikasi multikolinearitas antara variabel jumlah anggota rumah tangga ( $Z_1$ ), umur kepala rumah tangga ( $Z_2$ ), dan jenis kelamin kepala rumah tangga ( $Z_3$ ). Ketiga variabel ini dapat digunakan dalam analisis tanpa perlu dilakukan penyesuaian atau penghapusan variabel.

**Tabel 4.2** Nilai VIF pada Variabel *Inflated*

Variabel	VIF
Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal ( $X_1$ )	1,299
Status Lapangan Usaha ( $X_2$ )	1,299
Jumlah Anggota Rumah Tangga ( $X_3$ )	1,026
Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga ( $X_4$ )	1,098
Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga ( $X_5$ )	1,272

Berdasarkan hasil perhitungan *Variance Inflation Factor* (VIF), tidak ditemukan adanya indikasi multikolinearitas pada seluruh variabel, dimana masing-masing variabel memiliki nilai VIF yang rendah berkisar antara 1 hingga 1,29. Nilai ini menunjukkan bahwa variabel-variabel tersebut tidak memiliki korelasi yang kuat dengan variabel independen lainnya sehingga tidak terdapat indikasi multikolinearitas yang signifikan. Dengan demikian, variabel-variabel ini dapat tetap digunakan dalam model.

### 4.2.2 Model Zero-Inflated Ordered Probit untuk Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga

Model ZIOP dalam penelitian ini bertujuan untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang memengaruhi status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY). Status ketahanan pangan rumah tangga dikategorikan menjadi tahan pangan ( $Y = 0$ ), rentan pangan ( $Y = 1$ ), kurang pangan ( $Y = 2$ ), dan rawan pangan ( $Y = 3$ ). Model ini dikembangkan dengan meregresikan variabel respon, yaitu kategori status ketahanan pangan rumah tangga, terhadap sejumlah variabel independen yang diduga berpengaruh. Variabel independen yang digunakan dalam membangun model ZIOP ini mencakup klasifikasi wilayah tempat tinggal ( $X_1$ ) dan status lapangan usaha ( $X_2$ ), jumlah anggota rumah tangga ( $X_3 = Z_1$ ), status

perkawinan kepala rumah tangga ( $X_4$ ), tingkat pendidikan kepala rumah tangga ( $X_5$ ), umur kepala rumah tangga ( $Z_2$ ), dan jenis kelamin kepala rumah tangga ( $Z_3$ ), dimana variabel  $X$  merupakan variabel *inflated*.

a. Estimasi Parameter Model ZIOP

Berikut disajikan tabel hasil estimasi parameter model Zero-Inflated Ordered Probit terhadap variabel respon berupa status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta dengan tujuh variabel prediktor.

**Tabel 4.3** Hasil Estimasi Parameter Model Zero-Inflated Ordered Probit

Variabel Prediktor	Reference	Coef	Std Error	P-Value
<b>Prediktor</b>				
Jumlah Anggota Rumah Tangga ( $Z_1$ )		0,259	0,037	0,000
Umur Kepala Rumah Tangga ( $Z_2$ )		0,002	0,003	0,532
Jenis Kelamin Kepala Rumah Tangga ( $Z_3$ )	Perempuan	-0,271	0,182	0,137
<b>Inflate</b>				
Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal ( $X_1$ )	Perkotaan	-0,318	0,052	0,000
Status Lapangan Usaha ( $X_2$ )	Non Pertanian	-0,205	0,054	0,000
Jumlah Anggota Rumah Tangga ( $X_3$ )		0,052	0,026	0,046
Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga ( $X_4$ )	Kawin	-0,274	0,138	0,048
	Cerai	-0,339	0,130	0,009
Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga ( $X_5$ )	> SMA	-1,053	0,100	0,000
Konstanta		-0,207	0,213	0,331
Konstanta ( $Y = 0$ )		-1,452		
Konstanta ( $Y = 1$ )		0,925		
Konstanta ( $Y = 2$ )		0,931		

Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) yang terbentuk dari hasil estimasi parameter menunjukkan distribusi probabilitas dari variabel dependen  $y$  berdasarkan fungsi distribusi kumulatif probit. Model ini terdiri dari dua komponen utama, yaitu fungsi probit ordinal ( $A$ ) dan fungsi probit biner ( $B$ ). Dari hasil estimasi parameter di atas, dapat dibentuk model Zero-Inflated Ordered Probit sebagai berikut.

$$P(y) = \begin{cases} P(y = 0) = (1 - \Phi(B)) + \Phi(B)\Phi(-1,452 - A) \\ P(y = 1) = \Phi(B)(\Phi(0,925 - A) - \Phi(-1,452 - A)) \\ P(y = 2) = \Phi(B)(\Phi(0,931 - A) - \Phi(0,925 - A)) \\ P(y = 3) = \Phi(B)(1 - \Phi(0,931 - A)) \end{cases}$$

Dengan fungsi probit ordinal  $A$  yang mengendalikan bagaimana probabilitas diklasifikasikan ke dalam kategori ordinal. Fungsi  $A$  pada ZIOP dapat dilihat pada persamaan berikut.

$$A = 0,259 Z_1 + 0,002 Z_2 - 0,271 Z_{3,1}$$

Persamaan ini menunjukkan bahwa variabel  $Z_1$  dan  $Z_2$  memiliki pengaruh positif terhadap nilai  $A$ , sedangkan variabel  $Z_3$  memiliki pengaruh negatif terhadap probabilitas dalam model probit ordinal. Dengan fungsi probit biner dilambangkan dengan  $B$  dimana memiliki persamaan sebagai berikut.

$$B = -0,207 - 0,318 X_{1,1} - 0,205 X_{2,1} + 0,052 X_3 - 0,274 X_{4,1} - 0,339 X_{4,2} - 1,053 X_{5,1}$$

b. Pengujian Parameter Model ZIOP

Setelah memperoleh model, langkah selanjutnya adalah menganalisis pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon, yaitu status ketahanan pangan rumah tangga di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta. Analisis ini dilakukan melalui pengujian signifikansi parameter. Tahap pertama dalam pengujian ini adalah melakukan pengujian signifikansi parameter secara

serentak. Jika hasil pengujian menunjukkan bahwa setidaknya satu parameter signifikan, maka analisis dapat dilanjutkan ke tahap berikutnya, yaitu pengujian signifikansi parameter secara parsial untuk mengevaluasi pengaruh masing-masing variabel prediktor secara individu terhadap variabel respon.

#### 1. Uji Serentak Model ZIOP

Pengujian signifikansi parameter secara serentak merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor terhadap variabel respon secara keseluruhan atau serentak. Hipotesis untuk uji serentak adalah sebagai berikut.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_5 = 0$$

$$H_1: \text{minimal terdapat satu } \alpha_t \neq 0 \text{ dengan } t = 1, 2, 3$$

$$\text{atau } \beta_u \neq 0 \text{ dengan } u = 1, 2, \dots, 5$$

**Tabel 4.4** Nilai Statistik Uji ZIOP

Likelihood Ratio Test	P-Value
55,61	0,000

Dengan menggunakan taraf signifikansi 5% ( $\alpha = 0,05$ ), hasil pengujian signifikansi parameter secara serentak menunjukkan bahwa nilai *Likelihood Ratio Test* adalah 55,61 dengan p-value sebesar 0,000. Karena p-value  $< \alpha$  ( $0,000 < 0,05$ ) dan nilai  $X^2_{(8,0,05)}$  untuk model bernilai 15,507 yang kurang dari nilai *Likelihood Ratio Test* (55,61), maka keputusan yang diambil adalah tolak  $H_0$ . Hal ini menunjukkan bahwa setidaknya terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

#### 2. Uji Parsial Model ZIOP

Pengujian signifikansi parameter secara parsial merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor secara parsial. Hipotesis untuk uji parsial adalah sebagai berikut

$$H_0: \alpha_t = 0 \text{ dan } \beta_u = 0$$

$$H_1: \alpha_t \neq 0 \text{ dan } \beta_u \neq 0; \text{ dimana } t = 1, 2, 3 \text{ dan } u = 1, 2, \dots, 5$$

Hasil pengujian signifikansi parameter secara parsial dapat dilihat pada Tabel 4.3. Pada tabel tersebut, terdapat nilai koefisien, standard error, dan p-value dari masing-masing prediktor. Dari tabel tersebut, variabel umur kepala rumah tangga ( $Z_2$ ) dan jenis kelamin kepala rumah tangga ( $Z_3$ ) tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkatan status ketahanan pangan rumah tangga secara ordinal.

#### c. Interpretasi Model ZIOP

Dalam upaya memahami faktor-faktor yang memengaruhi status ketahanan pangan rumah tangga, pendekatan Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) digunakan untuk memodelkan probabilitas setiap kategori status ketahanan pangan rumah tangga. Model ini akan mempertimbangkan kemungkinan suatu rumah tangga berada dalam kondisi tahan pangan, rentan pangan, kurang pangan, atau rawan pangan. Melalui analisis ini, kita dapat mengidentifikasi bagaimana variabel-variabel seperti jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan kepala rumah tangga, tingkat pendidikan, usia, serta lokasi tempat tinggal dan jenis lapangan usaha memengaruhi kemungkinan suatu rumah tangga berada dalam kondisi ketahanan pangan yang berbeda. Berikut ini merupakan contoh perhitungan model ZIOP untuk mengestimasi probabilitas status ketahanan pangan bagi rumah tangga dengan karakteristik tertentu. Sebagai contoh, jika dalam rumah tangga tersebut kepala rumah tangga yang memiliki tempat tinggal di daerah perkotaan ( $X_{1,1} = 1$ ), memiliki lapangan usaha di bidang pertanian ( $X_{2,1} = 0$ ) dengan jumlah anggota rumah tangga sebanyak 4 orang ( $X_3 = Z_1 = 4$ ) dan status

perkawinannya adalah kawin ( $X_{4.1} = 1; X_{4.2} = 0$ ), di mana kepala rumah tangga tersebut mengenyam pendidikan tertinggi >SMA ( $X_{5.1} = 1$ ) dengan umur kepala rumah tangga sekitar 44 tahun ( $Z_2 = 44$ ) dan berjenis kelamin laki-laki ( $Z_3 = 0$ ), maka didapatkan model Zero-Inflated Ordered Probit sebagai berikut.

$$A = 0,259 Z_1 + 0,002 Z_2 - 0,271 Z_{3.1}$$

$$B = -0,207 - 0,318X_{1.1} - 0,205 X_{2.1} + 0,052 X_3 - 0,274 X_{4.1} - 0,339 X_{4.2} - 1,053 X_{5.1}$$

Dengan memasukkan nilai variabel prediktor pada contoh kasus rumah tangga di atas maka didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$A = 0,259 (4) + 0,002 (44) - 0,271 (0) = 1,124$$

$$B = -0,207 - 0,318(1) - 0,205(0) + 0,052(4) - 0,274(1) - 0,339(0) - 1,053 (1) \\ = -1,644$$

Setelah didapatkan nilai A dan B, selanjutnya dilakukan perhitungan probabilitas rumah tangga tersebut untuk berada pada masing-masing kategori tahan pangan dengan menggunakan persamaan (2.27). Berikut merupakan perhitungan setiap kategori dari variabel klasifikasi wilayah tempat tinggal ( $X_1$ ).

$$P(y = 0) = (1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\ = (1 - \Phi(-1,644)) + \Phi(-1,644) \Phi(-1,452 - 1,124) \\ = 0,9502$$

$$P(y = 1) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (\Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\ = \Phi(-1,644) (\Phi(0,925 - 1,124) - \Phi(-1,452 - 1,124)) \\ = 0,021$$

$$P(y = 2) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (\Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\ = \Phi(-1,644) (\Phi(0,931 - 1,124) - \Phi(0,925 - 1,124)) \\ = 0$$

$$P(y = 3) = \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (1 - \Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\ = \Phi(-1,644) (1 - \Phi(0,931 - 1,124)) \\ = 0,029$$

Sebagai perbandingan, dilakukan perhitungan ulang untuk rumah tangga dengan karakteristik yang sama, namun tinggal di wilayah pedesaan ( $X_1 = 0$ ). Langkah perhitungan serupa dengan langkah di atas, dimulai dari perhitungan A dan B berdasarkan variabel prediktor yang telah disesuaikan.

$$A = 0,259 Z_1 + 0,002 Z_2 - 0,271 Z_{3.1}$$

$$A = 0,259 (4) + 0,002 (44) - 0,271 (0) = 1,124$$

$$B = -0,207 - 0,318X_{1.1} - 0,205 X_{2.1} + 0,052 X_3 - 0,274 X_{4.1} - 0,339 X_{4.2} - 1,053 X_{5.1}$$

$$B = -0,207 - 0,318(0) - 0,205(0) + 0,052(4) - 0,274(1) - 0,339(0) - 1,053 (1) \\ = -1,326$$

Selanjutnya dilakukan perhitungan nilai probabilitas untuk masing-masing tingkat ketahanan pangan dengan menggunakan persamaan (2.27).

$$P(y = 0) = (1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\ = (1 - \Phi(-1,326)) + \Phi(-1,326) \Phi(-1,452 - 1,124) \\ = 0,908$$

$$\begin{aligned}
P(y = 1) &= \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \left( \Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right) \\
&= \Phi(-1,326) (\Phi(0,925 - 1,124) - \Phi(-1,452 - 1,124)) \\
&= 0,038
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P(y = 2) &= \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \left( \Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right) \\
&= \Phi(-1,326) (\Phi(0,931 - 1,124) - \Phi(0,925 - 1,124)) \\
&= 2.10^{-4}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
P(y = 3) &= \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \left( 1 - \Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right) \\
&= \Phi(-1,326) (1 - \Phi(0,931 - 1,124)) \\
&= 0,053
\end{aligned}$$

Dari perhitungan di atas, dapat dibuat tabel probabilitas antara rumah tangga yang tinggal di pedesaan dan perkotaan sebagai berikut.

**Tabel 4.5** Probabilitas Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga Menurut Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal

Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal	$P(y = 0)$	$P(y = 1)$	$P(y = 2)$	$P(y = 3)$
Pedesaan ( $X_1 = 0$ )	0,908	0,038	0,0002	0,053
Perkotaan ( $X_1 = 1$ )	0,950	0,021	0	0,029
<b>Selisih</b>	<b>-0,042</b>	<b>0,018</b>	<b>0,0002</b>	<b>0,024</b>

Berdasarkan hasil perhitungan probabilitas pada Tabel 4.5, terdapat perbedaan probabilitas status ketahanan pangan antara rumah tangga yang tinggal di wilayah pedesaan dan perkotaan. Rumah tangga yang tinggal di wilayah perkotaan memiliki probabilitas sebesar 4,2% lebih tinggi untuk berada dalam kategori tahan pangan dibandingkan rumah tangga di pedesaan. Sebaliknya, probabilitas untuk masuk dalam kategori rentan pangan dan rawan pangan lebih rendah masing-masing sebesar 1,8% dan 2,4% bagi rumah tangga di perkotaan. Artinya, tinggal di wilayah perkotaan cenderung memiliki ketahanan pangan rumah tangga yang lebih baik. Perbedaan ini kemungkinan disebabkan oleh akses yang lebih baik terhadap infrastruktur, pasar, pekerjaan, dan layanan publik di wilayah perkotaan yang memungkinkan rumah tangga di kota memperoleh pendapatan yang lebih stabil dan akses pangan yang lebih terjamin. Sebaliknya, rumah tangga di pedesaan mungkin menghadapi keterbatasan dalam hal akses ekonomi, keterhubungan dengan pasar, dan keterbatasan diversifikasi sumber penghidupan yang membuat mereka lebih rentan terhadap ketidakpastian pangan.

Dengan persamaan (2.27) dapat dihitung probabilitas kecenderungan suatu rumah tangga untuk berada dalam status tahan pangan berdasarkan klasifikasi wilayah tempat tinggal, baik di daerah perkotaan maupun pedesaan. Berikut merupakan perhitungan untuk rumah tangga dengan kepala rumah tangga yang memiliki tempat tinggal di daerah perkotaan ( $X_1 = 1$ ).

$$\begin{aligned}
P(y = 0) &= \left( 1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \right) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\
&= \left( 1 - \Phi(-1,644) \right) + \Phi(-1,644) \Phi(-1,452 - (1,124)) \\
&= 0,949912 + 0,000250 \\
&= 0,9502
\end{aligned}$$

Selanjutnya, dilakukan perhitungan untuk rumah tangga dengan karakteristik yang sama, namun tinggal di wilayah pedesaan ( $X_1 = 0$ ).

$$\begin{aligned}
P(y = 0) &= (1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})\Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\
&= (1 - \Phi(-1,326)) + \Phi(-1,326)\Phi(-1,452 - 1,124) \\
&= 0,907580 + 0,000462 \\
&= 0,908
\end{aligned}$$

**Tabel 4.6** Kecenderungan Rumah Tangga Tahan Pangan Berdasarkan Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal

Klasifikasi Wilayah Tempat Tinggal	Rumah Tangga Tahan Pangan Sejati	Potensi Rumah Tangga Tahan Pangan	Rumah Tangga Tahan Pangan
	$P(s = 0 x)$	$P(s = 1 x)$ $P(r = 0 z, s = 1)$	$P(y = 0)$
Pedesaan ( $X_1 = 0$ )	0,907580	0,000462	0,908
Perkotaan ( $X_1 = 1$ )	0,949912	0,000250	0,950

Hasil analisis menggunakan pada Tabel 4.6 memberikan pernyataan menarik dalam analisis status ketahanan pangan rumah tangga di DIY, dapat dilihat bahwa terdapat probabilitas kecil yang berasal dari komponen zero-inflated, yakni  $P(s = 1 | x)P(r = 0 | z, s = 1)$ , yang menunjukkan keberadaan kelompok rumah tangga berpotensi tahan pangan, yakni rumah tangga yang secara karakteristik diantara kondisi rentan pangan dengan tahan pangan, namun tetap tergolong sebagai tahan pangan dalam status akhir.

Secara substantif, rumah tangga yang masuk dalam kelompok potensi tahan pangan bukanlah rumah tangga yang sepenuhnya kuat secara struktural, melainkan mereka yang kemungkinan memiliki kondisi rentan tetapi tetap mampu menjaga ketahanan pangan, antara lain karena adanya faktor-faktor pelindung seperti tinggal di wilayah perkotaan, memiliki kepala rumah tangga yang berpendidikan tinggi, bekerja di sektor formal, jumlah tanggungan yang relatif sedikit, dan status perkawinan yang stabil. Dengan kata lain, variabel-variabel seperti klasifikasi wilayah tempat tinggal, status lapangan usaha, jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan kepala rumah tangga, dan tingkat pendidikan kepala rumah tangga berperan penting dalam meningkatkan kapasitas rumah tangga untuk berpindah dari kondisi kerentanan pangan ke kondisi tahan pangan.

Meskipun nilai probabilitas rumah tangga berpotensi tahan pangan ini relatif kecil, hasil pengujian menunjukkan bahwa pengaruh variabel-variabel tersebut signifikan secara statistik terhadap status ketahanan pangan. Artinya, kejadian rumah tangga dengan karakteristik rentan yang mampu menjadi tahan pangan bukanlah sebuah kebetulan, melainkan dipengaruhi secara nyata oleh karakteristik sosial-demografis yang dimiliki.

Berdasarkan persamaan (2.27), dapat dihitung probabilitas sebuah rumah tangga untuk berada pada status tahan pangan dengan mempertimbangkan faktor-faktor seperti status lapangan usaha, jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan kepala rumah tangga, serta tingkat pendidikan kepala rumah tangga.

Tabel 4.7 merupakan hasil perhitungan probabilitas status ketahanan pangan rumah tangga berdasarkan karakteristik sosial-demografi. Tingkat pendidikan kepala rumah tangga memiliki pengaruh paling signifikan terhadap status ketahanan pangan. Rumah tangga yang dipimpin oleh individu dengan pendidikan  $> \text{SMA}$  memiliki probabilitas 95% untuk berada dalam kondisi tahan pangan, sedangkan mereka yang pendidikannya  $\leq \text{SMA}$  hanya memiliki probabilitas 72,4%. Selisih probabilitas ini merupakan yang terbesar di antara semua karakteristik yang dianalisis. Hal ini mengindikasikan bahwa pendidikan tidak hanya berdampak pada kualitas pekerjaan, pendapatan, dan akses informasi, tetapi juga secara langsung berkontribusi terhadap kemampuan rumah tangga dalam memenuhi kebutuhan

pangan secara berkelanjutan. Selain itu, probabilitas berada dalam kondisi rawan pangan menurun drastis dari 16% menjadi hanya 2,9% seiring dengan peningkatan tingkat pendidikan. Dengan kata lain, semakin tinggi pendidikan seorang kepala rumah tangga, semakin besar peluang keluarganya untuk masuk dalam kategori tahan pangan yang menjadikannya faktor prioritas untuk intervensi jangka panjang seperti peningkatan akses pendidikan formal maupun pelatihan keterampilan hidup (*life skills*).

**Tabel 4. 7** Probabilitas Rumah Tangga Tiap Kategori Menurut Variabel Sosial-Demografi

Kategori	y = 0	y = 1	y = 2	y = 3
<b>Status Lapangan Usaha</b>				
Pertanian	0,950	0,021	0	0,029
Non-Pertanian	0,968	0,013	0,00008	0,019
<b>Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga</b>				
Belum Kawin	0,915	0,036	0,0002	0,049
Kawin	0,950	0,021	0	0,029
Cerai	0,956	0,018	0,0001	0,025
<b>Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga</b>				
≤ SMA	0,724	0,115	0,0007	0,160
> SMA	0,950	0,021	0	0,029

Dari segi status perkawinan kepala rumah tangga menunjukkan pengaruh yang berarti. Dibandingkan dengan rumah tangga yang kepala keluarganya belum menikah, rumah tangga dengan kepala keluarga yang sudah menikah menunjukkan peluang lebih tinggi untuk berada dalam kategori tahan pangan dan lebih rendah dalam kategori rawan. Hal ini dapat dijelaskan oleh beberapa kemungkinan, seperti adanya dukungan emosional dan finansial antar pasangan, pembagian tanggung jawab rumah tangga yang lebih stabil, dan pola pengambilan keputusan yang lebih matang terkait konsumsi dan pengelolaan sumber daya.

Jenis lapangan usaha yang ditekuni kepala rumah tangga juga memberikan pengaruh, meskipun relatif kecil dibanding dua faktor sebelumnya. Rumah tangga yang bekerja di sektor non-pertanian memiliki peluang lebih besar masuk dalam kategori tahan pangan dengan selisih 1,8%. Hal tersebut menunjukkan sektor non-pertanian seperti jasa, industri, atau perdagangan menyediakan pendapatan yang lebih stabil dan akses lebih baik terhadap pasar, dibandingkan sektor pertanian yang rentan terhadap fluktuasi cuaca, harga komoditas, dan keterbatasan modal.

Selain perhitungan nilai probabilitas, terdapat pula marginal efek yang nantinya dapat membantu mengetahui seberapa besar pengaruh suatu variabel prediktor terhadap variabel respon dengan asumsi variabel lainnya tetap. Berdasarkan keempat model peluang yang telah didapatkan dari Persamaan (2.27) dan nilai probabilitas di atas, yang memiliki karakteristik rumah tangga dengan kepala rumah tangga yang memiliki tempat tinggal di daerah perkotaan ( $X_{1,1} = 1$ ), memiliki lapangan usaha di bidang pertanian ( $X_{2,1} = 0$ ) dengan jumlah anggota rumah tangga sebanyak 4 orang ( $X_3 = Z_1 = 4$ ) dan status perkawinannya adalah kawin ( $X_{4,1} = 1; X_{4,2} = 0$ ), di mana kepala rumah tangga tersebut mengenyam pendidikan tertinggi >SMA ( $X_{5,1} = 1$ ) dengan umur kepala rumah tangga sekitar 44 tahun ( $Z_2 = 44$ ) dan berjenis kelamin laki-laki ( $Z_3 = 0$ ). Berikut merupakan perhitungan marginal efek terhadap variabel jumlah anggota rumah tangga ( $X_3$ ) yang mengacu pada Persamaan (2.41).

$$ME(P(y = 0)) = \frac{\partial(y = 0)}{\partial x_3} + \frac{\partial(y = 0)}{\partial z_3}$$

$$\begin{aligned}
&= \left( -\beta_3 \phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) + \beta_3 \phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \right) + (-\alpha_1) \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) \\
&= \left( -0,052 \phi(-1,644) + 0,052 \phi(-1,644) \Phi(-1,452 - 1,124) \right) \\
&\quad - 0,259 \Phi(-1,644) \phi(-1,452 - 1,124) \\
&= -0,0053
\end{aligned}$$

Berdasarkan hasil perhitungan di atas, diketahui bahwa variabel jumlah anggota rumah tangga ( $X_3$ ) memiliki nilai marginal efek sebesar -0,0053 terhadap probabilitas rumah tangga berada dalam kategori tahan pangan ( $y = 0$ ). Hal tersebut berarti bahwa setiap penambahan satu orang anggota rumah tangga, dengan asumsi variabel lainnya tetap, akan menurunkan peluang rumah tangga untuk berada dalam kondisi tahan pangan sebesar 0,53%. Penurunan probabilitas ini menunjukkan bahwa semakin banyak jumlah anggota dalam rumah tangga, maka semakin besar beban konsumsi yang harus dipenuhi, sehingga potensi terjadinya tekanan terhadap ketahanan pangan juga meningkat.

$$\begin{aligned}
ME(P(y = 1)) &= \frac{\partial(y = 1)}{\partial x_3} + \frac{\partial(y = 1)}{\partial z_3} \\
&= (-\beta_3 \phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) [\Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})]) + (-\alpha_1 \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) + \phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\
&= (-0,052 \phi(-1,644) [\Phi(0,925 - 1,124) - \Phi(-1,452 - 1,124)]) \\
&\quad + [(-0,259) \Phi(-1,644) (\phi(0,925 - 1,124) + \phi(-1,452 - 1,124))] \\
&= -0,0075
\end{aligned}$$

Nilai marginal efek sebesar -0,0075 terhadap probabilitas rumah tangga berada dalam kategori rentan pangan ( $y = 1$ ) menunjukkan bahwa setiap penambahan satu anggota rumah tangga akan menurunkan peluang rumah tangga berada dalam kategori rentan pangan sebesar 0,75%, jika variabel lainnya konstan. Penurunan ini tidak serta-merta mencerminkan perbaikan kondisi, karena bisa saja rumah tangga berpindah ke kategori yang lebih buruk.

$$\begin{aligned}
ME(P(y = 2)) &= \frac{\partial(y = 2)}{\partial x_3} + \frac{\partial(y = 2)}{\partial z_3} \\
&= (-\beta_3 \phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) [\Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) - \Phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})]) + \\
&\quad + (-\alpha_1 \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha}) + \phi(\mu_1 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\
&= (0,052 \phi(-1,644) [\Phi(0,931 - 1,124) - \Phi(0,925 - 1,124)]) \\
&\quad + [(-0,259) \Phi(-1,644) (\phi(0,931 - 1,124) + \phi(0,925 - 1,124))] \\
&= -0,010
\end{aligned}$$

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa variabel jumlah anggota rumah tangga memiliki marginal efek sebesar -0,010 terhadap probabilitas rumah tangga berada dalam kategori kurang pangan ( $y = 2$ ). Artinya, jika jumlah anggota dalam sebuah rumah tangga bertambah satu orang, maka peluang rumah tangga tersebut tergolong dalam kondisi kurang pangan akan menurun sebesar 1%, dengan asumsi variabel lain konstan.

$$\begin{aligned}
ME(P(y = 3)) &= \frac{\partial(y = 3)}{\partial x_3} + \frac{\partial(y = 3)}{\partial z_3} \\
&= \left[ \beta_3 \phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) (1 - \Phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \right] + (\alpha_1 \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \phi(\mu_2 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})) \\
&= [0,052 \phi(-1,644) (1 - \Phi(0,931 - 1,124))] \\
&\quad + [0,259 \Phi(-1,644) \phi(0,931 - 1,124)] \\
&= 0,008
\end{aligned}$$

Berbeda dari nilai marginal efek pada kategori lainnya, variabel jumlah anggota rumah tangga memiliki nilai marginal efek sebesar 0,008 terhadap probabilitas rumah tangga berada

dalam kategori rawan pangan ( $y = 3$ ). Artinya, setiap penambahan satu anggota rumah tangga akan meningkatkan kemungkinan rumah tangga masuk dalam kategori rawan pangan sebesar 0,8%, dengan asumsi variabel lain konstan. Peningkatan ini mengindikasikan bahwa beban tambahan dalam rumah tangga akibat pertambahan jumlah anggota dapat mendorong rumah tangga ke kondisi paling parah dalam kategori ketahanan pangan rumah tangga, jika tidak diiringi dengan peningkatan sumber daya atau pendapatan yang memadai.

Setelah didapatkan perhitungan probabilitas dari seluruh variabel *inflated*, dengan menggunakan persamaan (2.27) dapat didapat pula probabilitas dari rumah tangga berpotensi tahan pangan menurut variabel sosial-demografi pada Tabel 4.8. Tabel tersebut menyajikan hasil perhitungan probabilitas status ketahanan pangan rumah tangga berdasarkan beberapa variabel penting, yakni status lapangan usaha, status perkawinan kepala rumah tangga, tingkat pendidikan kepala rumah tangga, dan jumlah anggota rumah tangga.

**Tabel 4. 8** Kecenderungan Rumah Tangga Tahan Pangan Menurut Variabel Sosial-Demografi

Variabel	Rumah Tangga Tahan Pangan Sejati	Potensi Rumah Tangga Tahan Pangan	Rumah Tangga Tahan Pangan
	$P(s = 0 x)$	$P(s = 1 x)$ $P(r = 0 z, s = 1)$	$P(y = 0)$
<b>Status Lapangan Usaha</b>			
Pertanian ( $X_1 = 0$ )	0,949912	0,00025	0,950
Non-Pertanian ( $X_1 = 1$ )	0,967777	0,00016	0,968
<b>Status Perkawinan Kepala Rumah Tangga</b>			
Belum Kawin ( $X_4 = 0$ )	0,914666	0,00043	0,915
Kawin ( $X_4 = 1$ )	0,949912	0,00025	0,950
Cerai ( $X_4 = 2$ )	0,956277	0,00022	0,956
<b>Tingkat Pendidikan Kepala Rumah Tangga</b>			
$\leq$ SMA ( $X_5 = 0$ )	0,722740	0,00139	0,724
$>$ SMA ( $X_5 = 1$ )	0,949912	0,00025	0,950
<b>Jumlah Anggota Rumah Tangga</b>			
2	0,91342	0,00416	0,918
3	0,90531	0,00258	0,908
4	0,89672	0,00149	0,898
5	0,88765	0,00081	0,888

Tabel 4.8 menyajikan hasil perhitungan probabilitas status ketahanan pangan rumah tangga berdasarkan empat variabel penting, yakni status lapangan usaha, status perkawinan kepala rumah tangga, tingkat pendidikan kepala rumah tangga, dan jumlah anggota rumah tangga. Salah satu yang paling menarik adalah peran pendidikan kepala rumah tangga. Perbedaan signifikan terlihat antara rumah tangga dengan kepala keluarga berpendidikan  $<$  SMA, yang memiliki probabilitas ketahanan pangan sebesar 72,4%, dibandingkan dengan mereka yang berpendidikan  $\geq$  SMA yang mencapai 95,0%. Hal ini menunjukkan bahwa pendidikan memiliki pengaruh yang sangat kuat terhadap ketahanan pangan, yang dapat melalui peningkatan pendapatan, literasi keuangan, serta kemampuan pengambilan keputusan yang lebih baik dalam mengelola sumber daya.

Selain pendidikan, sektor lapangan usaha juga menjadi faktor yang menarik untuk dibahas. Meskipun rumah tangga dengan kepala keluarga yang bekerja di sektor non-pertanian menunjukkan probabilitas tertinggi dalam kategori tahan pangan sejati, sektor pertanian tidak

jauh tertinggal dengan angka sebesar 95%. Lebih menarik lagi, rumah tangga pertanian justru memiliki nilai potensi sedikit lebih besar ( $P(s = 1|x)P(r = 0|z, s = 1) = 0,00025$ ) dibandingkan rumah tangga non-pertanian. Fakta ini mengindikasikan bahwa sektor pertanian memiliki potensi ketahanan pangan yang kuat, namun mungkin belum sepenuhnya terealisasi akibat keterbatasan struktural atau kurangnya dukungan kebijakan yang menyeluruh. Oleh karena itu, penting untuk mengembangkan intervensi berbasis ekosistem pertanian yang mendukung produktivitas, akses pasar, dan stabilitas penghasilan bagi rumah tangga di sektor ini.

Dimensi sosial juga penting melalui status perkawinan kepala rumah tangga. Rumah tangga dengan kepala yang belum kawin memiliki probabilitas ketahanan pangan yang lebih rendah dibandingkan mereka yang sudah kawin atau cerai. Namun, kelompok ini menunjukkan nilai potensi tertinggi untuk mencapai ketahanan pangan. Hal tersebut berarti bahwa status belum kawin tidak semata-mata menjadi indikator kerentanan, melainkan bisa jadi mencerminkan fase kehidupan yang sedang membangun pondasi ekonomi dan sosial, seperti masa awal karier atau peralihan menuju kemandirian.

Untuk variabel jumlah anggota rumah tangga, terlihat bahwa semakin sedikit jumlah anggota rumah tangga, semakin besar peluang rumah tangga berada dalam kondisi tahan pangan, baik secara aktual maupun potensial. Rumah tangga kecil dengan 2 ART tidak hanya memiliki probabilitas tertinggi sebagai rumah tangga tahan pangan sejati, tetapi juga memiliki cadangan potensi yang cukup besar yaitu sekitar 0,42% untuk menjadi tahan pangan apabila didukung intervensi yang tepat. Sebaliknya, pada rumah tangga besar dengan 5 ART, peluang masuk dalam tahan pangan menurun cukup besar, yaitu hanya 88,77% tahan pangan sejati dan 0,08% sebagai potensi. Penurunan potensi ini mencerminkan bahwa semakin besar jumlah ART, semakin sulit rumah tangga tersebut diselamatkan atau didorong menuju ketahanan pangan penuh.

### 4.2.3 Vuong Test

*Vuong test* merupakan metode statistik yang digunakan untuk membandingkan dua model *non-nested* untuk menentukan model mana yang lebih sesuai dalam merepresentasikan data (Vuong, 1989). Dalam konteks ini, uji Vuong digunakan untuk mengevaluasi secara objektif keunggulan model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) dibandingkan dengan model Probit Ordinal konvensional. Melalui pendekatan ini, uji Vuong menghitung nilai statistik berdasarkan perbedaan *log-likelihood* dari kedua model serta mempertimbangkan variansi dari perbedaan tersebut. Hasil dari perhitungan tersebut akan menunjukkan apakah perbedaan kinerja kedua model bersifat signifikan atau tidak. Dengan demikian, uji Vuong dapat menjadi alat bantu yang penting dalam memilih model yang paling tepat untuk digunakan.

#### a. Model Probit Ordinal

Tabel berikut menyajikan hasil estimasi parameter dari model probit ordinal yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara status ketahanan pangan rumah tangga dan variabel prediktor yang ada.

**Tabel 4.9** Hasil Estimasi Parameter Model Probit Ordinal

Variabel Prediktor	Reference	Coef	Std Error	P-Value
<b>Prediktor</b>				
Jumlah Anggota Rumah Tangga ( $Z_1$ )		0,088	0,015	0,000
Umur Kepala Rumah Tangga ( $Z_2$ )		0,006	0,001	0,000
Jenis Kelamin Kepala Rumah Tangga ( $Z_3$ )	Perempuan	-0,190	0,063	0,003
Konstanta ( $Y = 0$ )		1,364		
Konstanta ( $Y = 1$ )		1,801		
Konstanta ( $Y = 2$ )		1,804		

Hasil estimasi parameter model probit ordinal menunjukkan bahwa seluruh variabel prediktor memiliki pengaruh yang signifikan terhadap status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta. Berdasarkan persamaan (2.8) didapatkan nilai  $\mu_j$  yang dapat dilihat pada Tabel 4.9. Nilai tersebut digunakan untuk membangun beberapa persamaan model peluang sebagai berikut.

$$P(Y = 0) = \Phi(1,364 - C)$$

$$P(Y = 1) = \Phi(1,801 - C) - \Phi(1,364 - C)$$

$$P(Y = 2) = \Phi(1,804 - C) - \Phi(1,801 - C)$$

$$P(Y = 3) = 1 - \Phi(1,804 - C)$$

Untuk nilai C merupakan fungsi probit dengan persamaan berikut.

$$C = 0,088 Z_1 + 0,006 Z_2 - 0,190 Z_{3,1}$$

Persamaan model regresi probit ordinal yang didapat akan sama dengan jumlah kategori yang digunakan dalam variabel respon, yaitu status ketahanan pangan rumah tangga. Keempat persamaan di atas merupakan model regresi probit ordinal untuk masing-masing variabel respon, dimana  $Y = 0$  untuk kategori tahan pangan,  $Y = 1$  untuk kategori rentan pangan,  $Y = 2$  untuk kategori kurang pangan, dan  $Y = 3$  untuk kategori rawan pangan.

Selanjutnya akan dilakukan analisis pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon. Analisis ini dilakukan melalui pengujian signifikansi parameter. Tahap pertama dalam pengujian ini adalah melakukan pengujian signifikansi parameter secara serentak. Jika hasil pengujian menunjukkan bahwa setidaknya satu parameter signifikan, maka analisis dapat dilanjutkan ke tahap berikutnya, yaitu pengujian signifikansi parameter secara parsial untuk mengevaluasi pengaruh masing-masing variabel prediktor secara individu terhadap variabel respon.

#### 1. Uji Serentak Model Probit Ordinal

Pengujian signifikansi parameter secara serentak merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor terhadap variabel respon secara keseluruhan atau serentak.

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$$

$$H_1: \text{minimal terdapat satu } \alpha_t \neq 0 \text{ dengan } t = 1, 2, 3$$

**Tabel 4.10** Nilai Statistik Uji Probit Ordinal

Likelihood Ratio Test	P-Value
63,67	0,000

Dengan menggunakan taraf signifikansi 5% ( $\alpha = 0,05$ ), hasil pengujian signifikansi parameter secara serentak menunjukkan bahwa nilai *Likelihood Ratio Test* adalah 63,67 dengan p-value sebesar 0,000. Karena p-value  $< \alpha$  ( $0,000 < 0,05$ ) dan nilai  $X^2_{(2,0,05)}$  bernilai 5,991 yang kurang dari nilai *Likelihood Ratio Test* (63,67), maka keputusan yang diambil adalah tolak  $H_0$ . Hal ini menunjukkan bahwa setidaknya terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

#### 2. Uji Parsial Model Probit Ordinal

Pengujian signifikansi parameter secara parsial merupakan metode pengujian signifikansi parameter yang dilakukan untuk mengetahui signifikansi variabel prediktor secara parsial. Hipotesis untuk uji parsial adalah sebagai berikut.

$$H_0: \alpha_t = 0$$

$$H_1: \alpha_t \neq 0 \text{ dengan } t = 1, 2, 3$$

Hasil pengujian signifikansi parameter secara parsial dapat dilihat pada Tabel 4.9. Pada tabel tersebut, terdapat nilai koefisien, standard error, dan p-value dari masing-masing prediktor. Dari tabel tersebut, seluruh variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap tingkatan status ketahanan pangan rumah tangga secara ordinal.

b. Uji Vuong

Setelah dilakukan estimasi terhadap model probit ordinal, langkah selanjutnya adalah membandingkan performa model tersebut dengan model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) untuk menentukan model yang paling sesuai dalam menggambarkan status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta.

$$H_0 : P(y = 0) = \Phi(\mu_0 - \mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})$$

$$H_1 : P(y = 0 | x, z) = \left(1 - \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta})\right) + \Phi(\mathbf{x}^T \boldsymbol{\beta}) \Phi(\mu_0 - \mathbf{z}^T \boldsymbol{\alpha})$$

Langkah pertama untuk uji Vuong adalah dengan menghitung estimasi probabilitas dari setiap amatan  $p(y_i)$  pada kedua model. Selanjutnya akan membuat log likelihood perbandingan estimasi probabilitas tersebut dengan rasio likelihood  $m_i$ .

$$\begin{aligned} m_1 &= \log \left( \frac{p_1(y_1)}{p_2(y_1)} \right) \\ m_2 &= \log \left( \frac{p_1(y_2)}{p_2(y_2)} \right) \\ &\vdots \\ m_{4067} &= \log \left( \frac{p_1(y_{4067})}{p_2(y_{4067})} \right) \end{aligned}$$

Setelah didapatkan nilai  $m_i$  sejumlah sampel, dilakukan perhitungan rata-rata  $m$  dan varians dari  $m$  dengan perhitungan sebagai berikut.

$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{n}$  dengan  $var(m) = \frac{\sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}{n}$ . Maka akan didapatkan statistik uji Vuong  $v$  sebagai berikut.

$$v = \frac{\bar{m} - 0}{\sqrt{\frac{var(m)}{n}}} = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n m_i}{n}}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}{n}}} = \frac{\sqrt{n} \left( \frac{\sum_{i=1}^n m_i}{n} \right)}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (m_i - \bar{m})^2}{n}}}$$

Berdasarkan persamaan (2.44) didapatkan nilai  $v$  sebesar 10,05. Nilai tersebut lebih dari  $Z_{\frac{\alpha}{2}}$  yaitu 1,96 dengan  $\alpha$  sebesar 5%. Maka keputusan yang didapat adalah tolak  $H_0$  yang artinya model ZIOP lebih baik dari model probit ordinal. Untuk model ZIOP yang diperoleh sebagai berikut yang mengikuti persamaan (2.27).

$$P(y) = \begin{cases} P(y = 0) = (1 - \Phi(B)) + \Phi(B) \Phi(-1,452 - A) \\ P(y = 1) = \Phi(B) (\Phi(0,925 - A) - \Phi(-1,452 - A)) \\ P(y = 2) = \Phi(B) (\Phi(0,931 - A) - \Phi(0,925 - A)) \\ P(y = 3) = \Phi(B) (1 - \Phi(0,931 - A)) \end{cases}$$

Fungsi probit ordinal  $A$  yang mengendalikan bagaimana probabilitas diklasifikasikan ke dalam kategori ordinal. Fungsi  $A$  pada ZIOP dapat dilihat pada persamaan berikut.

$$A = 0,259 Z_1 + 0,002 Z_2 - 0,271 Z_{3,1}$$

Dengan fungsi probit biner dilambangkan dengan  $B$  dimana memiliki persamaan sebagai berikut.

$$B = -0,207 - 0,318 X_{1,1} - 0,205 X_{2,1} + 0,052 X_3 - 0,274 X_{4,1} - 0,339 X_{4,2} - 1,053 X_{5,1}$$

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN

### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan yang dilakukan terhadap pemodelan status ketahanan pangan rumah tangga di Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY) menggunakan pendekatan model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) dan regresi probit ordinal, diperoleh beberapa kesimpulan sebagai berikut.

1. Distribusi status ketahanan pangan rumah tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta menunjukkan bahwa sebagian besar rumah tangga berada dalam kategori tahan pangan (78,5%). Meskipun demikian, masih terdapat rumah tangga yang masuk dalam kategori rentan pangan (10,5%), rawan pangan (11,3%), dan kurang pangan (0,05%). Rumah tangga yang tinggal di wilayah perkotaan serta bekerja di sektor non-pertanian cenderung memiliki tingkat ketahanan pangan yang lebih baik dibandingkan dengan rumah tangga di wilayah pedesaan dan sektor pertanian. Selain itu, ketahanan pangan yang lebih baik umumnya dimiliki oleh rumah tangga dengan kepala rumah tangga yang memiliki tingkat pendidikan lebih tinggi, berusia lebih muda, dan memiliki jumlah anggota rumah tangga yang lebih sedikit. Dari hasil pengujian signifikansi parameter didapatkan hasil bahwa variabel klasifikasi wilayah tempat tinggal, status lapangan usaha, jumlah anggota rumah tangga, status perkawinan kepala rumah tangga, dan tingkat pendidikan kepala rumah tangga berpengaruh signifikan terhadap kecenderungan suatu rumah tangga tersebut termasuk kelompok tahan pangan atau rawan pangan. Selain itu, variabel jumlah anggota rumah tangga juga berpengaruh signifikan terhadap penentuan tingkat ketahanan pangan rumah tangga.
2. Model Zero-Inflated Ordered Probit (ZIOP) yang terbentuk berupa.

$$P(y) = \begin{cases} P(y = 0) = (1 - \Phi(B)) + \Phi(B)\Phi(-1,452 - A) \\ P(y = 1) = \Phi(B)(\Phi(0,925 - A) - \Phi(-1,452 - A)) \\ P(y = 2) = \Phi(B)(\Phi(0,931 - A) - \Phi(0,925 - A)) \\ P(y = 3) = \Phi(B)(1 - \Phi(0,931 - A)) \end{cases}$$

Dengan

$$A = 0,259 Z_1 + 0,002 Z_2 - 0,271 Z_{3,1}$$

$$B = -0,207 - 0,318 X_{1,1} - 0,205 X_{2,1} + 0,052 X_3 - 0,274 X_{4,1} - 0,339 X_{4,2} - 1,053 X_{5,1}$$

Untuk variabel  $Z_1$  dan  $X_3$  adalah jumlah anggota rumah tangga dengan  $Z_2$  merupakan umur kepala rumah tangga dan  $Z_3$  berupa jenis kelamin kepala rumah tangga. Sedangkan untuk  $X_1, X_2, X_4$ , dan  $X_5$  berturut turut adalah klasifikasi wilayah tempat tinggal, status lapangan usaha, status perkawinan kepala rumah tangga, dan tingkat pendidikan kepala rumah tangga. Variabel  $Z$  menandakan komponen prediktor dari probit ordinal, sedangkan variabel  $X$  merupakan komponen prediktor probit biner.

### 5.2 Saran

Berdasarkan hasil dari penelitian ini, peneliti menyarankan beberapa hal yang dapat dilakukan untuk penelitian selanjutnya.

1. Penelitian selanjutnya disarankan untuk melakukan analisis yang lebih mendalam terhadap variabel demografi, khususnya umur dan jenis kelamin kepala rumah tangga. Meskipun dalam penelitian ini kedua variabel tersebut tidak menunjukkan pengaruh

yang signifikan terhadap status ketahanan pangan rumah tangga, kemungkinan terdapat interaksi atau efek tidak langsung yang belum terungkap.

2. Penelitian selanjutnya diharapkan dapat memasukkan variabel-variabel tambahan yang belum dianalisis dalam penelitian ini guna memperoleh gambaran yang lebih menyeluruh mengenai status ketahanan pangan rumah tangga. Variabel tersebut antara lain mencakup akses terhadap program bantuan sosial, fluktuasi harga pangan di tingkat lokal, mekanisme atau strategi adaptasi rumah tangga dalam menghadapi krisis, serta ketersediaan infrastruktur dasar seperti air bersih, listrik, dan layanan kesehatan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis, Second Edition*. New Jersey: John Wiley and Sons.
- Aguilera, T., & Jatmiko, Y. A. (2022). Pemodelan Tingkat Kerawanan Pangan Rumah Tangga di Indonesia Tahun 2021 dengan Pendekatan Regresi Logistik Ordinal. *Indonesian Journal of Applied Statistics*, 90-108.
- Asmara, R. (2012). Keterjangkauan Pangan dan Kesejahteraan Masyarakat. *Jurnal Ketahanan Pangan*, 101-112.
- Badan Ketahanan Pangan. (2018). *Peta Ketahanan dan Kerentanan Pangan Tahun 2018*. Jakarta: Badan Ketahanan Pangan.
- Badan Pangan Nasional. (2022). *Indeks Ketahanan Pangan*. Jakarta: Badan Pangan Nasional.
- Badan Pusat Statistik. (2021). *Statistik Produksi Pangan 2020*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.
- Bappenas. (2007). *Laporan Pembangunan Manusia 2007*. Jakarta: Badan Perencanaan Pembangunan Nasional.
- Berger, G. C. (2002). *Statistical Inference*. California: Duxbury.
- Frankenberger, S. M. (1992). *Household Food Security: Concepts, Indicators, Measurements*. Rome: International Fund for Agricultural Development (IFAD) and United Nations Children's Fund (UNICEF).
- Greene, W. H. (2008). *Econometrics Analysis, 4th edition*. Prentice Hall: New Jersey.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill.
- Heryanah. (2016). Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Jawa Barat: Analisis Data SUSENAS 2012. *Populasi*, 80-99.
- Hocking, R. R. (1996). *Methods and Applications of Linear Models: Regression and the Analysis of Variance*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Hosmer, S. L. (2000). *Applied Logistic Regression Second Edition*. New York: John Wiley.
- Jianga, X., Huanga, B., Zaretzki, R. L., Richards, S., Yan, X., & Zhang, H. (2013). *Investigating the influence of curbs on single-vehicle crash injury severity utilizing zero-inflated ordered probit models*. United States: Department of Civil and Environmental Engineering, The University of Tennessee.
- Jonsson, U., & Toole, D. (1991). *Household Food Security and Nutrition: A Conceptual Analysis*. New York: United Nations Children's Fund.
- Kementrian Kesehatan Republik Indonesia. (2021). *Laporan Stunting Indonesia 2021*. Jakarta: Kementerian Kesehatan Republik Indonesia.
- Lambert, D. (1992). Zero-Inflated Poisson Regression, with an Application to Defects in Manufacturing. *Technometrics*, 1-14.
- Lubis, N. (2010). *Analisis wilayah rawan pangan dan gizi dalam perspektif perencanaan wilayah (studi kasus Bogor)*. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Malthus, T. (1998). *An Essay on the Principle of Population*. London: Electronic Scholarly Publishing Project.
- Nanda, L. P., Mulyo, J. H., & Waluyati, L. R. (2019). Analisis Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Kabupaten Lampung Tengah. *Jurnal Ekonomi Pertanian dan Agribisnis*, 219-232.
- Parwodiwiyono, S. (2023). Model Statistik untuk Deteksi Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta. *Jurnal Kesehatan Samodra Ilmu*, 13-17.
- Porter, D. N. (2009). *Basic Econometrics (5th ed.)*. New York: McGraw-Hill Companies.
- Ratnasari, V. (2012). *Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Model Probit Bivariat*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

- Rejeki, N., Ratnasari, V., & Ahsan, M. (2024). Modelling of Poor Household in East Kalimantan Using Zero Inflated Ordered Probit (ZIOP) Approach. *Procedia Computer Science*, 278-285.
- Sabilla, I. A. (2020). *Arsitektur Convolutional Neural Network (CNN) untuk Klasifikasi Jenis dan Kesegaran Buah pada Neraca Buah*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Saliem, S. (2002). Ketahanan Pangan, Konsep, Pengukuran dan Strategi. *Forum Penelitian Agro Ekonomi*, 100-109.
- Saputri, R., Lestari, L. A., & Susilo, J. (2016). Pola Konsumsi Pangan dan Tingkat Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Kabupaten Kampar Provinsi Riau. *Jurnal Gizi Klinik Indonesia*, 123-130.
- Sari, M. R., & Prishardoyo, B. (2009). Faktor yang Mempengaruhi Kerawanan Pangan Rumah Tangga Miskin di Desa Wiru Kecamatan Bringin Kabupaten Semarang. *Jejak*, 135-143.
- Sari, N. A. (2017). Ketahanan Pangan Tingkat Rumah Tangga Perkotaan dan Pedesaan di Kabupaten Kutai Kartanegara. *Journal of Entrepreneurship, Management, and Industry*, 8-17.
- Seligman, C. G. (2017). Food Insecurity and Health Outcomes. *Economists' Voice*, 14, 1.
- Situmapang, P. (1999). *Ketahanan Pangan: Konsep, Pengukuran, dan Strategi*. Jakarta: Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian.
- Syarief, R., Sumardjo, & Fatchiya, A. (2014). Kajian Model Pemberdayaan Ketahanan Pangan di Wilayah Perbatasan Antar Negara. *Jurnal Ilmu Pertanian Indonesia (JIPI)*, 19, 9-13.
- Ville, A. S., Po, J. Y., Sen, A., & Bui, A. (2019). Food security and the Food Insecurity Experience Scale (FIES): ensuring progress by 2030. *Food Security*, 483-491.
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. *Econometrica*, 307-333.
- Walpole, E. R. (1995). *Probability & Statistics for Engineers & Scientists (9th ed.)*. New Jersey: Prentice Hall.
- Wang, H., Liu, Z., Wang, X., Huang, D., Cao, L., & Wang, J. (2022). Analysis of The Injury-Severity Outcomes of Maritime Accidents using a Zero-Inflated Ordered Probit Model. *Elsevier*, 111796.
- Washington, S., Karlaftis, M., Mannering, F., & Anastasopoulos, P. (2020). *Statistical and Econometric Methods for Transportation Data Analysis*. New York.
- Webb, P., Coates, J., & Frongillo, E. A. (2006). Measuring Household Food Insecurity: Why It's So Important and Yet So Difficult to Do. *American Society for Nutrition*, 1404S-1408S.
- Wicaksono, T. A. (2008). *Determinan Pemekaran Wilayah di Indonesia : Study Kasus Kabupaten/Kota 2001-2004*. Jakarta: Fakultas Ekonomi. Universitas Indonesia.
- Xu, C., Xu, S., Wang, C., & Li, J. (2019). Investigating the Factors Affecting Secondary Crash Frequency caused by One Primary Crash using Zero-Inflated Ordered Probit Regression. *Elsevier*, 121-129.
- Yudhani, N. P., Ratnasari, V., & Rahayu, S. P. (2025). A Zero Inflated Ordered Probit Approach to Modeling Household Poverty Levels. *Enthusiastic*, 5(1), 56-66.

## LAMPIRAN

### Lampiran 1. Data Status Ketahanan Pangan Rumah Tangga di Daerah Istimewa Yogyakarta

No	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	Y
1	1	1	1	2	0	66	1	0
2	1	1	4	1	1	56	0	0
3	1	1	4	2	1	60	0	0
4	1	1	3	1	0	50	0	0
5	1	1	5	1	0	44	0	0
6	1	0	3	1	0	46	0	0
7	1	0	4	1	0	45	0	0
8	1	1	1	2	0	64	1	0
9	1	1	2	1	0	76	0	2
10	1	0	4	2	0	58	0	0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
4057	1	1	1	0	1	33	0	0
4058	1	1	6	1	1	42	0	0
4059	1	1	2	0	1	63	1	0
4060	1	1	1	0	0	34	1	0
4061	1	1	2	1	0	56	0	0
4062	1	1	5	1	1	36	0	0
4063	1	1	5	1	0	59	0	0
4064	1	1	7	1	1	48	0	0
4065	1	1	2	2	1	66	0	0
4066	1	1	2	1	0	37	0	0
4067	1	1	1	0	1	33	0	0

### Lampiran 2. Pengolahan Data dengan STATA17

tab X1 Y, col

X1	Y				Total
	Tahan pan	Rentan pa	Kurang pa	Rawan pan	
Pedesaan	865 27.17	195 45.99	0 0.00	220 48.14	1,280 31.47
Perkotaan	2,319 72.83	229 54.01	2 100.00	237 51.86	2,787 68.53
Total	3,184 100.00	424 100.00	2 100.00	457 100.00	4,067 100.00

tab X2 Y, col

X2	Y				Total
	Tahan pan	Rentan pa	Kurang pa	Rawan pan	
Pertanian	668 20.98	153 36.08	0 0.00	164 35.89	985 24.22
Non pertanian	2,516 79.02	271 63.92	2 100.00	293 64.11	3,082 75.78
Total	3,184 100.00	424 100.00	2 100.00	457 100.00	4,067 100.00



/cut1	-1.452029	1.999595		-5.371164	2.467106
/cut2	.9253532	.2921998		.3526521	1.498054
/cut3	.9314516	.2920536		.359037	1.503866

Vuong test of zioprobit vs. oprobit: z = 10.05

Pr > z = 0.0000

## Lampiran 4. Pengolahan Data Probit Ordinal dengan STATA17

oprobit Y X3 X6 i.X7 technique(nr)

Ordered probit regression

Number of obs = 4,067

LR chi2(3) = 63.67

Prob > chi2 = 0.0000

Pseudo R2 = 0.0116

Log likelihood = -2720.3649

Y	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
X3	.0880457	.0155907	5.65	0.000	.0574885	.1186028
X6	.0060061	.0015889	3.78	0.000	.0028919	.0091202
X7						
Perempuan	-.1901735	.0634144	-3.00	0.003	-.3144635	-.0658835
/cut1	1.364134	.1117125			1.145182	1.583087
/cut2	1.801154	.113032			1.579616	2.022693
/cut3	1.803797	.1130437			1.582235	2.025358

## Lampiran 5. Hasil Rata-Rata Marginal Efek dengan STATA17

margins, dydx(i.X1 i.X2 X3 i.X4 i.X5 X6 i.X7)

Average marginal effects

Number of obs = 4,067

Model VCE: OIM

dy/dx wrt: X3 X6 1.X7 1.X1 1.X2 1.X4 2.X4 1.X5

1.\_predict: Pr(Y=0), predict(pmarginal outcome(0))

2.\_predict: Pr(Y=1), predict(pmarginal outcome(1))

3.\_predict: Pr(Y=2), predict(pmarginal outcome(2))

4.\_predict: Pr(Y=3), predict(pmarginal outcome(3))

	Delta-method dy/dx	std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
X3						
_predict						
1	-.0156935	.0049905	-3.14	0.002	-.0254747	-.0059123
2	-.0122881	.0038131	-3.22	0.001	-.0197617	-.0048146
3	.0000287	.0000232	1.24	0.217	-.0000168	.0000742
4	.027947	.0033927	8.24	0.000	.0212975	.0345966
X6						
_predict						
1	-.0000145	.0000694	-0.21	0.834	-.0001505	.0001215
2	-.0001562	.000239	-0.65	0.514	-.0006247	.0003123
3	-2.40e-08	8.32e-08	-0.29	0.773	-1.87e-07	1.39e-07
4	.0001706	.0002751	0.62	0.535	-.0003685	.0007098
0.X7	(base outcome)					

1.X7							
_predict							
1	.0021288	.0096906	0.22	0.826	-.0168644	.0211219	
2	.0199751	.0101601	1.97	0.049	.0000618	.0398885	
3	-8.90e-06	.0000228	-0.39	0.696	-.0000536	.0000358	
4	-.022095	.0154603	-1.43	0.153	-.0523967	.0082067	
0.X1	(base outcome)						
1.X1							
_predict							
1	.090141	.0149079	6.05	0.000	.0609221	.11936	
2	-.0443172	.007516	-5.90	0.000	-.0590483	-.0295862	
3	-.0002047	.0001485	-1.38	0.168	-.0004958	.0000863	
4	-.0456191	.0076545	-5.96	0.000	-.0606216	-.0306165	
0.X2	(base outcome)						
1.X2							
_predict							
1	.0576969	.0158049	3.65	0.000	.0267199	.0886739	
2	-.0283053	.0078368	-3.61	0.000	-.0436652	-.0129454	
3	-.0001311	.0000993	-1.32	0.187	-.0003257	.0000635	
4	-.0292606	.0080472	-3.64	0.000	-.0450327	-.0134884	
0.X4	(base outcome)						
1.X4							
_predict							
1	.0804078	.041787	1.92	0.054	-.0014933	.1623088	
2	-.0394758	.020446	-1.93	0.054	-.0795491	.0005976	
3	-.0001828	.0001604	-1.14	0.254	-.0004972	.0001315	
4	-.0407492	.0213327	-1.91	0.056	-.0825604	.0010621	
2.X4							
_predict							
1	.0975483	.0396228	2.46	0.014	.019889	.1752075	
2	-.0478506	.0195023	-2.45	0.014	-.0860744	-.0096269	
3	-.0002218	.0001807	-1.23	0.220	-.000576	.0001324	
4	-.0494758	.0201642	-2.45	0.014	-.0889969	-.0099547	
0.X5	(base outcome)						
1.X5							
_predict							
1	.204034	.0117063	17.43	0.000	.1810901	.2269779	
2	-.0996577	.0066852	-14.91	0.000	-.1127604	-.086555	
3	-.0004617	.0003272	-1.41	0.158	-.0011029	.0001795	
4	-.1039146	.0068052	-15.27	0.000	-.1172526	-.0905766	

Note:  $dy/dx$  for factor levels is the discrete change from the base level.

## Lampiran 6. Surat Pernyataan Menggunakan Data Sekunder

### SURAT PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Departemen Statistika FSAD ITS:

Nama : Putri Adha Damayanti

NRP : 5003211020

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam **Tugas Akhir** ini merupakan data sekunder yang diambil dari **publikasi** lainnya yaitu:

Sumber :Badan Pusat Statistik

Keterangan :Data SUSENAS Maret 2024 (KOR dan KP)

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Mengetahui  
Pembimbing Tugas Akhir



(Prof. Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si)  
NIP. 19700910 1999702 2 001

Surabaya, 12 Juni 2025



(Putri Adha Damayanti)  
NRP. 5003211020

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BIODATA PENULIS



Putri Adha Damayanti lahir di Kabupaten Bojonegoro pada 10 Februari 2003 dan merupakan anak tunggal. Penulis menyelesaikan pendidikan formal sekolah dasar di SDN Kadipaten 1 Bojonegoro, SMPN 1 Bojonegoro, dan SMAN 1 Bojonegoro. Setelah lulus SMA pada tahun 2021, penulis melanjutkan studi di Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Analitika Data (FSAD) ITS melalui jalur SNMPTN dengan NRP 5003211020. Selama masa perkuliahan, penulis aktif dalam berbagai kegiatan organisasi dan kepanitiaan. Pada tahun kedua, penulis mengikuti beberapa kepanitiaan dan menjadi staff Departemen Kewirausahaan HIMASTA-ITS. Kemudian, penulis menjabat sebagai Wakil Kepala Departemen Kewirausahaan II HIMASTA-ITS pada tahun ketiga. Selain itu, penulis juga aktif dalam berbagai perlombaan termasuk sebagai juara favorit lomba infografis *Leading By Data* yang diselenggarakan Universitas Airlangga, semifinalis Analisis Data *National Statistics Challenge* (NSC) yang diselenggarakan Universitas Brawijaya, finalis NSIC *Expose Statistics Challenge on National* (EPSILON) yang diselenggarakan Universitas Negeri Padang, serta mendapatkan insentif PKM-PM Kemristekdikti. Selain itu, penulis juga menjalani kerja praktik di Rumah Sakit Nur Hidayah Bantul Divisi Administrasi dan Sumber Daya Insani, magang di BTN Persero, dan magang di PT. Berpikir Revolusioner Indonesia sebagai divisi *product*. Kepada pembaca yang ingin berdiskusi, memberikan kritik, dan saran terkait Tugas Akhir ini dapat disampaikan melalui *email*: [damarcahyanti@gmail.com](mailto:damarcahyanti@gmail.com).