TESIS - SS14 2501

ESTIMASI MODEL PROBIT DATA PANEL PADA RATA-RATA JUMLAH ANAK LAHIR HIDUP DI PROVINSI JAWA TIMUR

SUHARNI
NRP 1312 201 020

DOSEN PEMBIMBING
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2015

THESIS - SS14 2501

ESTIMATE ON PANEL DATA PROBIT MODEL AVERAGE NUMBER OF CHILDREN BORN ALIVE IN EAST JAVA

SUHARNI
NRP 1312 201 020

DOSEN PEMBIMBING
Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2015

ESTIMASI MODEL PROBIT DATA PANEL PADA RATA-RATA JUMLAH ANAK LAHIR HIDUP DI PROVINSI JAWA TIMUR

Tesis ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar
Magister Sains (M.Si)
di
Institut Teknologi Sepuluh November

Oleh:
SUHARNI
NRP. 1312 201 020

Tanggal Ujian :27 Januari 2015
Periode Wisuda : Maret 2015

Disetujui Oleh:

1. **Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.** (Pembimbing)
   NIP. 19700910 199702 2 001

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

3. **Dr. Dra. Ismaini Zain, M.Si.** (Penguji)
   NIP. 19600525 198803 2 001

Direktur Program Pasca Sarjana,

Prof. Dr. Ir. Adi Soeprijanto, M.T.
NIP. 19640405 199002 1 001

ESTIMASI MODEL PROBIT DATA PANEL PADA RATA-RATA JUMLAH ANAK LAHIR HIDUP DI PROVINSI JAWA TIMUR

Nama Mahasiswa : Suharni
NRP : 1312 201 020
Pembimbing : Dr. Vita Ratnasari, M.Si

ABSTRAK

Salah satu model regresi dengan variabel respon kualitatif adalah regresi probit. Regresi probit merupakan suatu model regresi yang berhubungan dengan unit-unit probabilitas yang fungsi *link*nya menggunakan distribusi normal standar. Pemodelan probit ini tidak hanya menggunakan data *cross-section*, tetapi dapat dikembangkan menggunakan data panel yaitu gabungan antara data *cross-section* dan data *time series*. Salah satu pendekatan model panel yang digunakan adalah *random effect* dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Estimasi merupakan bentuk integral rangkap yang sulit diselesaikan dengan cara analitik sehingga digunakan metode kuadratur yaitu metode kuadrat *Gauss Hermite*. Pengujian parameter yang digunakan dalam model probit data panel adalah uji *Likelihood Ratio* dan uji *Wald*. Selanjutnya hasil kajian teoritis diaplikasikan pada data real untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur. Variabel yang berpengaruh signifikan yaitu umur kawin pertama usia di bawah 17 tahun, Angka Kematian Bayi (AKB) per 1000 kelahiran hidup, rata-rata lama sekolah dan laju pertumbuhan ekonomi. Diperoleh probabilitas kabupaten/kota yang memiliki rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata provinsi dan di bawah rata-rata provinsi dengan ketepatan klasifikasi 70,6%.

Kata Kunci : *Gauss-Hermite*, *Maximum likelihood Estimation (MLE)*, Probit Data Panel, *Random Effect*, Rata-rata Anak Lahir Hidup

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

ESTIMATE ON PANEL DATA PROBIT MODEL AVERAGE NUMBER OF CHILDREN BORN ALIVE IN EAST JAVA

Name : **Suharni**
NRP : **1312 201 020**
Supervisor : **Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.**

ABSTRACT

One of the regression model with qualitative response variable is the probit regression. Probit regression is a regression model relating to units using the link function of the probability that a standard normal distribution. Probit modeling is not only using cross-section data, but can be developed using panel data which combines cross-section data and time series data. One approach used is a panel model with random effect using Maximum Likelihood Estimation (MLE). Estimation is a form of double integral that difficult to solve with analytically so used method Gauss Hermite quadrature. The test parameters used in the model is the panel data probit Likelihood Ratio test and the Wald test. Furthermore, the results of theoretical studies applied to real data to determine the factors that affect the average number of Children Ever Born in the province of East Java. The variables that have a significant effect of age at first marriage is under 17 years of age, the Infant Mortality Rate (IMR) per 1,000 live births, the average length of the school and the rate of economic growth. Retrieved probability district/city has an average number of Children Born Alive above the provincial average and below the provincial average with 70.6% classification accuracy.

Keywords: Gauss-Hermite, Maximum Likelihood Estimation (MLE), Probit Panel Data, Random Effect, Average Children Ever Born

Halaman ini sengaja dikosongkan

KATA PENGANTAR

بسم الله الرحمن الرحيم

Segala puji bagi Allah SWT, Rabb alam semesta. Tiada sekutu bagi-Nya dan kepunyaan-Nyalah apa yang ada di langit, di bumi, dan yang ada di antara keduanya. Tidak akan terjadi suatu peristiwa kecuali atas izin-Nya. Shalawat dan salam kami ucapkan kepada Rasulullah Muhammad shollallaahu ’alaihi wa sallam, keluarganya dan keturunannya, para sahabat dan pengikutnya yang tetap istiqomah hingga hari kiamat. Syukur Alhamdulillah, Tesis yang berjudul “Estimasi Model Probit Data Panel Pada Rata-Rata Jumlah Anak Lahir Hidup di Provinsi Jawa Timur” ini dapat diselesaikan. Tesis ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar Magister Sains (M. Si.) di Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS), Surabaya.

Penulis menyadari bahwa selesainya tesis ini tidak terlepas dari dukungan dan bantuan berbagai pihak. Untuk itu penghargaan dan ucapan terima kasih sebesar-besarnya penulis sampaikan kepada:

1. Bapak Dr. Mashuri, M.Si., selaku Ketua Jurusan Statistika ITS beserta stafnya, yang telah memberikan bantuan dan fasilitas yang dibutuhkan selama menyelesaikan studi S2.
2. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc., selaku Ketua Program Studi S2 yang telah membantu dan memberikan arahan kepada penulis.
3. Ibu Sri Pingit Wulandari, M. Si selaku dosen wali yang telah memberikan petunjuk dan saran berkaitan dengan pengambilan mata kuliah setiap semester.
4. Ibu Dr. Vita Ratnasari, M.Si, selaku dosen pembimbing tesis yang telah membimbing dan memberikan petunjuk dan saran yang berharga kepada penulis dalam menyelesaikan tesis ini. Terima kasih atas ilmu yang telah diberikan, waktu yang telah diluangkan serta kesabaran dalam membimbing penulis.
5. Bapak Prof. Dr. Drs. I Nyoman Budiantara, M.Si dan Ibu Dr.Ismaini zain, M.Si selaku tim dosen penguji tesis yang telah memberikan kritik dan saran

kepada penulis untuk kesempurnaan tesis ini.

6. Kedua orang tua penulis, Syamsuddin, S.Pd dan Rahmatia, S.Pd yang senantiasa memberikan dukungan, doa yang tulus dan semangat tanpa lelah di setiap langkah penulis serta adik-adikku yang senantiasa memberikan motivasi, inspirasi dan keceriaan yang tiada hentinya bagi penulis.
7. Teman-teman seperjuangan S2 Statistika ITS angkatan 2012 dan 2013, sahabat-sahabat halaqoh, terima kasih atas bantuan dan kebersamaannya selama ini. Buat sahabat-sahabat R6 Yuli, Dila, Ummu, Asri, Zul, Isma, Alam, Iksan, terima kasih banyak atas segalanya selama berjuang hidup di Surabaya.

Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan tesis ini masih terdapat banyak kekurangan. Oleh karena itu, kritik dan saran yang membangun untuk kesempurnaan tesis ini sangat diharapkan. Akhir kata, semoga tesis ini dapat bermanfaat bagi pembaca pada umumnya dan penulis pada khususnya.

Surabaya, Januari 2015

Penulis

DAFTAR ISI

Halaman

HALAMAN JUDUL i

LEMBAR PENGESAHAN..... iii

ABSTRAK v

ABSTRACT..... vii

KATA PENGANTAR..... ix

DAFTAR ISI xi

DAFTAR GAMBAR xiii

DAFTAR TABEL xv

DAFTAR LAMPIRAN xvii

BAB 1 PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang 1

1.2. Rumusan Masalah 4

1.3. Tujuan Penelitian 4

1.4. Manfaat Penelitian 5

1.5. Batasan Masalah 5

BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Distribusi Normal..... 7

2.2. Model Regresi Probit 8

2.2.1 Estimasi Parameter Model Regresi Probit 10

2.3. Data Panel 10

2.4. Model Regresi Probit Data Panel 11

2.5. Metode Estimasi Model Regresi Probit Data Panel *Random Effect* 12

2.5.1 Metode *Gauss Hermite Quadrature*..... 15

2.6. Multikolinearitas 16

2.7. Pengujian Model Regresi Probit Data Panel 17

2.8. Kriteria Pemilihan Model Terbaik 18
2.8.1 *Akaike's Information Criterion* (AIC) 18
2.8.2 Ketepatan Klasifikasi 19
2.9. Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)..... 20
BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN
3.1. Sumber Data 25
3.2. Variabel Penelitian 25
3.3. Struktur Data Penelitian 28
3.4. Metode Penelitian 29
BAB 4 ANALISIS DAN PEMBAHASAN
4.1 Estimasi Parameter Model Probit Data Panel *Random Effect* 31
4.2 Pemodelan Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di Provinsi Jawa Timur 38
4.2.1 Gambaran Umum Variabel-Variabel Penelitian..... 38
4.2.2 Pemodelan Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) Dengan Probit Panel 42
BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN
5.1 Kesimpulan 53
5.2 Saran 54

DAFTAR PUSTAKA 55
LAMPIRAN 59

DAFTAR GAMBAR

Halaman

Gambar 4.1 Perkembangan Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di Provinsi Jawa Timur Tahun 2005-2013..... 39

Gambar 4.2 Perkembangan Rata-rata Variabel X_1, X_2, X_4, X_6 Tahun 2005-2013..... 40

Gambar 4.3 Perkembangan Rata-rata Variabel Angka Kematian Bayi Per 1000 Kelahiran Hidup (X_3) Tahun 2005-2013..... 41

Gambar 4.4 Perkembangan Rata-rata Variabel Rata-rata Lama Sekolah (X_5) Tahun 2005-2013..... 41

Gambar 4.5 Grafik Hubungan antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Persentase Usia Kawin Pertama Di Bawah 17 Tahun 47

Gambar 4.6 Grafik Hubungan Antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Angka Kematian Bayi per 1000 Kelahiran Hidup 48

Gambar 4.7 Grafik Hubungan Antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Rata-rata Lama Sekolah 48

Gambar 4.8 Grafik hubungan antara $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Pertumbuhan Ekonomi 49

Gambar 4.9 Grafik Prediksi Probabilitas Rata-rata Jumlah ALH Kabupaten Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Sampang dan Sumenep Tahun 2005-2013 50

Gambar 4.10 Grafik Prediksi Probabilitas Rata-rata Jumlah ALH Kota Madiun, Surabaya, Mojokerto, Kediri dan Sidoarjo Tahun 2005-2013.... 51

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1 Ketepatan Klasifikasi 19

Tabel 3.1 Variabel Penelitian 26

Tabel 3.2 Kabupaten/Kota Provinsi Jawa Timur..... 28

Tabel 3.3 Struktur Data Penelitian 28

Tabel 4.1 Gambaran Perkembangan Rata-rata Jumlah ALH tahun 2005-2013 39

Tabel 4.2 Gambaran Perkembangan Variabel Prediktor tahun 2005-2013 40

Tabel 4.3 Deteksi Multikolinearitas Regresi Probit Data Panel..... 43

Tabel 4.4 Pengujian Parameter Secara Parsial Pada Pemodelan Rata-rata Jumlah ALH 44

Tabel 4.5 Pengujian Parameter Secara Parsial Berdasarkan Variabel yang Signifikan 45

Tabel 4.6 Perbandingan *Akaike's Information Criterion* (AIC) 45

Tabel 4.7 Ketepatan Klasifikasi Rata-rata Jumlah ALH 52

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1 Data Penelitian 59
Lampiran 2 Uji Multikolinearitas..... 65
Lampiran 3 Nilai Kuadratur..... 66
Lampiran 4 Pengujian Parameter Secara Serentak dan Parsial..... 68
Lampiran 5 Probabilitas Variabel yang Mempengaruhi Rata-rata Jumlah ALH di Jawa Timur..... 69
Lampiran 6 Nilai Probabilitas dan Prediksi Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) 70

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 1

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Salah satu metode statistika yang banyak digunakan untuk mengetahui pengaruh atau pola hubungan antara variabel prediktor dengan variabel respon adalah analisis regresi. Apabila data pada variabel respon adalah kategori, model regresi yang mampu menyelesaikannya adalah model logistik (logit) dan probit. Regresi logistik dan probit termasuk dalam *Generalized Linear Model* (GLM) di mana yang membedakan keduanya adalah adalah fungsi *link*. Regresi Logistik menggunakan fungsi logistik atau logit, sedangkan regresi probit menggunakan distribusi normal standar. Tetapi perbedaan ini tidaklah menjadikan model logit lebih baik daripada model probit atau sebaliknya (Gujarati, 2004).

Regresi probit merupakan suatu model regresi yang berhubungan dengan unit-unit probabilitas. Ide tentang analisis probit bermula dari Bliss (1934), yaitu eksperimen tentang pestisida untuk mengendalikan serangga yang hidup pada daun dan buah anggur. Pada Penelitiannya, Bliss (1934) mengenalkan regresi probit dengan variabel respon yang terdiri atas 2 kategori. Dalam perkembangannya, pemodelan regresi probit sudah banyak digunakan oleh para peneliti seperti Puspita (2013) yang menggunakan regresi probit untuk faktor-faktor yang mempengaruhi IPM dan Ratnasari (2012) mengembangkan model probit bivariat untuk mengetahui faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kaberhasilan mahasiswa dalam studi. Namun data yang digunakan hanya sebatas pada data *cross-section* saja.

Dalam penelitian ini, regresi probit dikembangkan dengan menggunakan data panel yang merupakan data pengamatan dilakukan secara berulang terhadap subjek dan variabel yang sama. Data panel merupakan penggabungan antara data *cross-section* dan data *time series.* Penggunaan data panel memiliki kelebihan, yaitu lebih komprehensif, karena mengandung unsur waktu, sehingga jumlah data

akan meningkat dan dapat meningkatkan efisiensi dalam penaksiran parameternya (Bantalgi, 2005; Gujarati, 2004). Panel data dikenal sudah sejak lama, tetapi penelitian panel terus berkembang sejak Mudlak (1961), Balestra dan Nerlove (1966) menerbitkan tulisannya dalam jurnal-jurnal. Sementara itu penelitian tentang aplikasi model probit pada data panel ini telah dilakukan oleh Baltagi (2005), Hsiao (2003), Lee (2000), Greene (2004), dan Wooldridge (2010).

Probit data panel disusun berdasarkan beberapa pendekatan model, yaitu *pooled*, *fixed effect* dan *random effect.* Model probit *fixed effect* memberikan estimasi yang tidak konsisten untuk β dan jika terdapat korelasi antara efek individu terhadap variabel independen maka estimator yang diperoleh menjadi tidak efisien, dengan menggunakan model *random effect*, estimasi yang diperoleh adalah konsisten dan dapat mengakomodasi heterogenitas. Oleh karena itu, model probit telah populer untuk model *random effect* (Maddala, 1987).

Pembentukan model statistik pada umumnya melalui 3 tahap, yaitu menentukan estimasi parameter, pengujian hipotesis dan pemilihan model terbaik. Metode estimasi parameter yang digunakan untuk pemodelan regresi probit data panel adalah *Maximum Likelihood Estimation* atau MLE. Harris, *et. al* (2000) telah melakukan pengujian sifat-sifat estimator model probit pada data panel dengan melakukan perbandingan estimasi parameter dan menyimpulkan bahwa estimasi menggunakan MLE masih menghasilkan estimator yang baik meskipun jumlah sampel terbatas dan paling mudah diaplikasikan, sedangkan Nugraha (2014) mendapatkan estimasi parameter model *random effect* untuk respon biner dengan MLE lebih tepat daripada *Generalized Estimating Equations* (GEE). Pada umumnya sulit untuk menyelesaikan persamaan *likelihood* probit *random effect* secara analitik. Butler dan Moffitt (1982) mengusulkan pendekatan metode kuadrat *Gauss Hermite*. Untuk pengujian hipotesis digunakan uji *Likelihood Ratio* dan uji *Wald* sedangkan untuk pemilihan model terbaik menggunakan nilai *Akaike's Information Criterion* (AIC).

Selanjutnya hasil kajian teoritis diaplikasikan pada data *real* untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH). Rata-rata jumlah anak lahir hidup atau paritas adalah jumlah kelahiran dari sekelompok perempuan pada saat mulai memasuki usia subur hingga saat

pengumpulan data dilakukan. ALH merupakan angka yang memberikan informasi fertilitas kumulatif dari seorang perempuan. Semakin besar rata-rata jumlah anak yang dilahirkan hidup oleh wanita usia subur menunjukkan semakin tingginya tingkat fertilitas.

Sebagaimana diketahui bahwa tingkat fertilitas merupakan salah satu faktor demografi yang mempengaruhi pertumbuhan penduduk di Indonesia. Secara nasional tingkat fertilitas di Indonesia relatif sampai saat ini masih cukup tinggi, variasi antar provinsi juga cukup besar. Target RPJMN (Rencana Pembangunan Jangka Menengah Nasional) Tahun 2004-2009 dengan tingkat fertilitas 2,2 anak per wanita belum tercapai dan dalam lampiran Peraturan Presiden (Perpres) Republik Indonesia No.5 Tahun 2010 tentang RPJMN Tahun 2010-2014 di antaranya juga menargetkan tingkat fertilitas 2,1 anak per wanita.

Di dalam penelitian ini, tingkat fertilitas yang digunakan adalah rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur. Di Jawa Timur sendiri memiliki populasi penduduk terbesar kedua setelah Provinsi Jawa Barat. Jumlah penduduk tiap tahunnya selalu mengalami peningkatan, pada tahun 2005 sebanyak 36.214.300 jiwa, tahun 2006 sebanyak 36.508.500 dan tahun 2012 mengalami peningkatan menjadi 38.106.600 jiwa (BPS, 2014). Namun, berdasarkan data BPS, rata-rata jumlah ALH Jawa Timur sudah berada di bawah rata-rata jumlah ALH nasional, yang berarti telah menunjukkan keberhasilan dalam menekan angka kelahiran. Namun demikian rendahnya ALH ini tetap harus diwaspadai karena adanya disparitas ALH antar kabupaten/kota di Jawa Timur dari waktu ke waktu.

Untuk mengetahui probabilitas pengaruh rata-rata jumlah ALH tiap tahunnya, digunakan metode probit pada data panel yang melibatkan kabupaten dan kota di Jawa Timur sejak tahun 2005 sampai tahun 2013. Variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini dikategorikan atas dua, yaitu jika rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) lebih besar dari rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) per tahun se-Jawa Timur adalah kategori pertama, sedangkan jika rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) kabupaten/kota lebih kecil dari rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) per tahun se-Jawa Timur kategori kedua.

Berbicara tentang fertilitas dan variabel-variabel yang dianggap berpengaruh dapat mengacu dari hasil klasifikasi Davis dan Blake (1956) yang menyatakan bahwa terdapat 11 variabel antara yang dapat berpengaruh langsung terhadap fertilitas. Kesebelas variabel antara ini digolongkan menjadi 3 kategori, antara lain variabel-variabel hubungan seks, variabel-variabel *konsepsi*, dan variabel-variabel *gestasi* (wanita harus berhasil menyelesaikan masa kehamilan). Namun demikian, mengingat sulitnya mengukur variabel antara klasifikasi Davis dan Blake serta keterbatasan data, maka dalam analisis lebih lanjut tentang fertilitas variabel-variabel yang digunakan mengacu pada penelitian yang dilakukan oleh Iswarati (2009).

Berdasarkan permasalahan di atas, maka digunakan pendekatan *random effect* pada pemodelan regresi probit untuk data panel yang diterapkan pada rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur, sehingga diperoleh model terbaik dari rata-rata jumlah ALH (variabel independen) dengan variabel-variabel dependen lainnya yang dianggap berpengaruh secara signifikan. Dengan demikian, besar nilai probabilitas yang mempengaruhi rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) dari tahun 2005 sampai tahun 2013 dapat diketahui melalui pendekatan regresi probit data panel.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian pada latar belakang, maka permasalahan yang akan dibahas pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Bagaimana mengestimasi regresi probit pada data panel menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE)?
2. Bagaimana memodelkan regresi probit data panel rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur?

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan penelitian yang ingin dicapai untuk menyelesaikan permasalahan di atas adalah sebagai berikut.

1. Mengkaji bentuk estimasi parameter dari model regresi probit data panel dengan menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).

2. Mendapatkan pemodelan regresi probit panel dalam penerapannya pada data rata-rata jumlah Angka Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang dapat diperoleh dari penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mengembangkan wawasan keilmuwan dan pengetahuan tentang pemodelan untuk data kualitatif khususnya pada model probit untuk data panel.
2. Mengaplikasikan estimasi probit untuk data panel rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di provinsi Jawa Timur sehingga secara praktis hasil penelitian ini diharapkan dapat digunakan sebagai masukan bagi pemerintah daerah setempat untuk menentukan kebijakan khususnya masalah fertilitas.

1.5 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini dibatasi beberapa hal sebagai berikut.

1. Pendekatan model panel yang digunakan adalah model statis dengan *Random Effect*.
2. Data yang digunakan merupakan data panel seimbang (*balance panel data*) selama 9 tahun, yaitu dari tahun 2005 sampai tahun 2013.
3. Variabel respon yang digunakan terdiri dari dua kategori (biner). Pengkategorian berdasarkan pada rata-rata Anak Lahir Hidup (ALH) per tahun pada provinsi Jawa Timur tahun 2005- 2013.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 2

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Distribusi Normal

Distribusi normal pertama kali ditemukan oleh Carl Friedrich Gauss pada tahun 1809. Distribusi ini disebut juga dengan distribusi Gauss. Kurva distribusi normal berbentuk simetris seperti lonceng. Jika variabel random X berdistribusi normal, yang dinotasikan dengan $Y \sim N(\mu, \sigma^2)$ memiliki fungsi kerapatan probabilitas *(Probability Density Function atau PDF)* sebagai berikut:

$$f\left(y \middle| \mu, \sigma\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2\right) \tag{2.1}$$

Di mana - $-\infty < y < \infty, -\infty < \mu < \infty$ dan $\sigma^2 > 0$

Parameter μ dan σ^2 berturut-turut adalah mean dan varians dari *Y*. Fungsi distribusi kumulatif (*Cumulative distribution function* atau CDF) dari persamaan 2. 1 adalah sebagai berikut.

$$P(Y \le y | \mu, \sigma) = f\left(y\right) = \int_{-\infty}^{y} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2\right) dt \tag{2.2}$$

Di mana $-\infty < y < \infty, -\infty < \mu < \infty$ dan $\sigma^2 > 0$

Apabila $\mu = 0$ dan $\sigma^2 = 1$, maka persamaan 2.1 menjadi distribusi normal standar, $Z \sim N(0,1)$ dengan PDF seperti pada persamaan (2.3) sebagai berikut.

$$\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} z^2\right), \text{ untuk } -\infty < z < \infty \tag{2.3}$$

dan CDF normal standar seperti pada persamaan (2.4) sebagai berikut:

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^{z} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} t^2\right) dt \tag{2.4}$$

Apabila variabel random **Y** lebih dari satu maka akan terbentuk distribusi normal multivariat. Misal terdapat vektor random **y** berukuran *l* x 1 dengan elemen-elemen $y_1, y_2, ..., y_l$ yang dapat dinotasikan sebagai $y = (y_1, y_2, ..., y_l)^T$ maka PDF normal multivariat adalah sebagai berikut:

$$f\left(y_1, y_2, ..., y_1 \middle| \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}\right) = f(\mathbf{y}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^l \left|\boldsymbol{\Sigma}\right|^{\frac{1}{2}}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{y}-\boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{y}-\boldsymbol{\mu})\right) \tag{2.5}$$

di mana $\mathbf{y} = (y_1, y_2, ..., y_l)^T$ dengan $-\infty < y < \infty, -\infty < \mu < \infty$ j=1, 2, ...l. Adapun CDF normal multivariat adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} f\left(y_1, y_2, ..., y_1 \middle| \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}\right) &= \int_{-\infty}^{y_l} \int_{-\infty}^{y_{l-1}} ... \int_{-\infty}^{y_1} f(y_1, y_2, ..., y_l) dy_1 ... dy_{l-1} dy_l \\ &= \int_{-\infty}^{y_l} \int_{-\infty}^{y_{l-1}} ... \int_{-\infty}^{y_1} \left(\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^l \left|\boldsymbol{\Sigma}\right|^{\frac{1}{2}}}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{y}-\boldsymbol{\mu})^T \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{y}-\boldsymbol{\mu})\right) \right) dy_1 ... dy_{l-1} dy_l \end{aligned} \tag{2.6}$$

Sehingga distribusi probabilitas normal multivariat dapat dinotasikan menjadi $\mathbf{y} \sim N_l\left(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}\right)$.

2.2 Model Regresi Probit

Regresi probit merupakan salah satu pemodelan statistik yang dapat digunakan untuk mengetahui pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon. Variabel respon tersebut bersifat kualitatif, sedangkan variabel prediktornya dapat berupa data kontinu maupun data kategori ataupun campuran antara keduanya. Jika variabel respon kualitatif tersebut mempunyai dua kategori maka model tersebut adalah model probit biner. Menurut Green (2012) variabel respon kualitatif Y berasal dari variabel respon yang tidak teramati y^* yaitu sebagai berikut.

$$y^* = \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + \varepsilon \tag{2.7}$$

Di mana y^* adalah variabel respon yang merupakan variabel kontinu. Parameter $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor koefisien parameter dengan $\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 & \beta_1 & ... & \beta_q \end{bmatrix}^T$ yang berukuran (q+1) x 1, variabel $\mathbf{x}$ adalah vektor variabel prediktor dengan $\mathbf{x} = \begin{bmatrix} 1 & X_1 & ... & X_q \end{bmatrix}^T$ yang berukuran (q +1) x 1, dan q adalah banyaknya variabel prediktor. Variabel ε adalah *error* yang diasumsikan berdistribusi normal dengan mean 0 dan varians

1 . Adapun variabel y^* berdistribusi normal dengan mean $\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}$, varians 1 dan fungsi distribusi probabilitasnya adalah $f(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(y^* - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} \right)^2 \right]$.

Pembentukan kategori pada variabel respon Y dengan memberikan *threshold* tertentu (misal γ).

$$y = \begin{cases} 1 \text{ jika } y^* > \gamma \\ 0 \text{ jika } y^* \leq \gamma \end{cases}$$

Probabilitas untuk Y = 0 atau $P(Y = 0)$ adalah probabilitas gagal = $q(x)$ dapat dihitung menggunakan persamaan (2.8)

$$\begin{aligned} P(Y=0) &= P(Y^* \leq \gamma) \\ &= P(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + \varepsilon \leq \gamma) \\ &= P(\varepsilon \leq \gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= q(\mathbf{x}) \end{aligned} \tag{2.8}$$

Untuk Y=1 atau $P(Y$=1) adalah probabilitas sukses = $p(\mathbf{x})$ dapat dihitung menggunakan persamaan (2.9)

$$\begin{aligned} P(Y=1) = P(Y^* > \gamma) &= 1 - P(Y^* \leq \gamma) \\ &= 1 - P(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + \varepsilon \leq \gamma) \\ &= 1 - P(\varepsilon \leq \gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= 1 - \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= 1 - q(\mathbf{x}) = p(\mathbf{x}) \end{aligned} \tag{2.9}$$

Di mana $\Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) = \Phi(.)$ adalah fungsi distribusi kumulatif normal standar. Dengan demikian model probit biner adalah $p(x) = 1 - \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x})$.

2.2.1 Estimasi Parameter Model Regresi Probit

Penaksiran paremeter pada model regresi probit menggunakan metode *maximum likelihood estimation* (MLE). Metode MLE merupakan suatu metode yang dapat digunakan untuk menaksir parameter suatu model yang diketahui distribusinya. Penaksiran parameter regresi probit dengan metode MLE diawali dengan membuat fungsi likelihoodnya.

Misalkan diberikan $Y_1, Y_2, ..., Y_n$ adalah variabel random yang saling independen dari populasi distribusi $p(Y, \boldsymbol{\theta})$, di mana $\boldsymbol{\theta}$ adalah parameter yang akan ditaksir dan $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1, \theta_2, ..., \theta_k)$, maka fungsi likelihood $L(\boldsymbol{\theta}|y)$ didefinisikan sebagai (Casella dan Berger, 2002):

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}|y) &= L(\theta_1, \theta_2, ..., \theta_k | y_1, y_2, ..., y_n) \\ &= \prod_{i=1}^{n} p(y_i | \theta_1, \theta_2, ..., \theta_k) \end{aligned} \tag{2.10}$$

Untuk mendapatkan parameter $\boldsymbol{\theta}$, fungsi *likelihood* di ln-kan. Selanjutnya, memaksimumkan fungsi *likelihood* dengan menurunkan ln $L(\boldsymbol{\theta}|y)$ terhadap parameter dan kemudian menyamakan dengan nol. Jika diperoleh bentuk yang tidak *close form*, maka untuk memperoleh penaksir maksimum *likelihood* digunakan penyelesaian dengan menggunakan metode numerik.

2. 3 Data Panel

Beberapa data yang sering digunakan dalam ekonometrika adalah data time series, data *cross-section* dan data panel. Pada data *time series* kita mengamati nilai dari satu atau lebih variabel melewati beberapa periode waktu sedangkan pada data *cross-section*, nilai dari satu atau lebih variabel dikumpulkan pada suatu unit sampel atau entitas pada suatu waktu yang sama. Selanjutnya pada data panel, unit *cross-section* yang sama disurvei pada beberapa periode waktu. Singkatnya, data panel memiliki dimensi ruang dan waktu. Data panel ini dikenal juga dengan *pooled data*, kombinasi dari data *time series* dan *cross-section*, micropanel data atau data longitudinal (Gujarati, 2004).

Pengamatan pada data panel pada umumnya dilakukan terhadap *n* subjek yang saling independen dengan setiap subjeknya diamati secara berulang (*repeated measurement*) dikurun waktu yang berbeda. Jika x_{itj} menyatakan subjek ke-*i* pada pengamatan waktu ke-*t* dan untuk prediktor ke-*j* serta y_{it} menyatakan variabel respon yang diukur secara panel pada objek ke-*i* dan waktu pengamatan ke-*t*, maka diberikan data panel :

$$(x_{itj}, y_{it}), t = 1, 2, ..., T_i; \quad i = 1, 2, ..., n; \quad j = 1, 2, ... p$$

dengan T_i banyaknya pengamatan pada subjek ke-i dan n menyatakan banyaknya subjek pengamatan serta p adalah jumlah variabel prediktor.

Keunggulan yang dimiliki oleh data panel dibandingkan data *time series* dan *cross section* (Gujarati, 2004), yaitu:

1. Teknik Estimasi menggunakan data panel akan menghasilkan keanekaragaman secara tegas dalam perhitungan dengan melibatkan variabel-variabel individual secara spesifik.
2. Memberikan informasi yang lebih banyak, variabilitas yang lebih baik, mengurangi hubungan antara variabel bebas, memberikan lebih banyak derajat kebebasan, dan lebih efisien.
3. Data panel lebih cocok digunakan jika akan melakukan studi tentang perubahan dinamis.
4. Data panel dapat mendeteksi dan mengukur efek yang tidak bisa dilakukan oleh data *time-series* dan *cross section.*
5. Data panel memungkinkan peneliti untuk mempelajari model prilaku yang lebih kompleks.
6. Data panel dapat meminimalkan bias.

Data panel ini diperkenalkan oleh Holwes pada tahun 1950. Selanjutnya, penggunaan data panel dalam penelitian bidang ekonomi semakin berkembang. Jika masing-masing unit *cross-section* memiliki jumlah pengamatan *time series* yang sama maka data panel tersebut dinamakan data panel seimbang (*balanced panel data*), sebaliknya jika jumlah pengamatan *time series* berbeda pada masing-masing unit maka disebut data panel tidak seimbang (*unbalanced panel data*) (Gujarati, 2004).

2.4 Model Regresi Probit Data Panel

Model regresi probit data panel adalah model regresi probit yang menggunakan data panel. Jika variabel respon mempunyai dua kategori maka disebut respon biner. Model regresi probit biner data panel secara umum dapat dinyatakan dalam bentuk sebagai berikut:

$$y_{it}^{*} = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i + v_{it}, i = 1,...,N, t = 1,...,T \tag{2.11}$$

Threshold dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ jika } y_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ jika } y_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

sehingga diperoleh $\Pr\left[y_{it} = 1\right] = \Pr\left[y_{it}^* > 0\right] = \Pr\left[v_{it} > -\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - u_i\right] = \Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i\right)$ (2.12

Di mana y_{it} adalah pengamatan untuk data ke-i untuk periode waktu ke-t, $\mathbf{x}_{it}$ adalah vektor 1 x p pada variabel prediktor, $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor p x 1 untuk koefisien parameter, u_i adalah *effect* individu yang tidak teramati dan v_{it} adalah *random error*.

Formula pada probit panel biner diasumsikan memiliki bentuk error yang independen, identik serta berdistribusi normal standar. Model probit panel biner memungkinkan untuk menghitung heterogenitas individu khusus dalam bentuk *effect* yang disimbolkan dengan u_i. *Effect* u_i meningkatkan probabilitas pada y_i = 1, untuk t =1, ..., T. (Harris, *et. al*., 2000)

2.5 Metode Estimasi Model Regresi Probit Data Panel *Random Effect*

Model probit *Random effect* pertama kali digunakan oleh Heckman dan Willis (1976). Heckman (1981) menghadirkan sebuah diskusi yang detail pada estimator dan Maddala (1987) dan Hsiao (1986) memberikan review yang sangat baik (Guilkey dan Murphy, 1993). Model ini menerapkan pembatasan bahwa korelasi antara error untuk individu yang sama adalah konstan sehingga dikenal sebagai model '*equicorrelation*' (Arulampalam, 1998). Model di mana error dalam model laten adalah independen pada variabel prediktor.

Model *random effect* adalah sebagai berikut:

$$y_{it}^* = \mathbf{x_{it}}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1, 2, ..., n \text{ dan } t = 1, ..., T$$

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it} \qquad (2.13)$$

Error gabungan ε_{it} memuat dua komponen *error* yaitu u_i komponen *error cross-section* dan v_{it} yang merupakan kombinasi komponen *error cross-section* dan *time series*. Karena itulah, *Random Effect Model* (REM) juga disebut *Error*

Components Model (ECM). Pengamatan variabel random y_{it} adalah sebagai berikut:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ jika } y_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ jika } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \tag{2.14}$$

Menurut Bantalgi (2005) yang mendasari model probit *random effect* adalah asumsi '*equicorrelation*' antara error berturut yang dimiliki individu yang sama dan u_i dan $\mathbf{x}_{it}$ tidak berkorelasi. Menurut Butler and Moffitt (1982) model *random effect*, mengasumsikan homoskedastisitas pada unit varians. Di samping itu, u_i dan v_{it} diasumsikan independen, identik, dan berdistribusi normal $u_i \sim IIN(0, \sigma_u^2), v_{it} \sim IIN(0, \sigma_v^2)$

Di mana u_i dan v_{it} adalah variabel random independen dengan,

$E[v_{it} \mid \mathbf{X}] = 0; Cov[v_{it}, v_{js} \mid \mathbf{X}] = Var[v_{it} \mid \mathbf{X}] = 1$ jika $i = j$ dan $t = s$; 0 untuk yang lainnya

$E[u_i \mid \mathbf{X}] = 0; Cov[u_i, u_j \mid \mathbf{X}] = Var[u_i \mid \mathbf{X}] = \sigma_u^2$ jika $i = j$; 0 untuk yang lainnya

$Cov[v_{it}, u_j \mid \mathbf{X}] = 0$ untuk semua i, t, j dan $\mathbf{X}$ merupakan data variabel prediktor, $\mathbf{x}_{it}$ untuk semua i dan t. Kemudian Korelasi antara i adalah konstan dengan,

$$E[\varepsilon_{it} \mid \mathbf{X}] = 0, Var[\varepsilon_{it} \mid \mathbf{X}] = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 = 1 + \sigma_u^2, Corr[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} \mid \mathbf{X}] = \rho = \frac{\sigma_u^2}{1 + \sigma_u^2} \tag{2.15}$$

sehingga diperoleh parameter bebas yang baru yaitu $\sigma_u^2 = \rho / (1 - \rho)$. Di mana ρ adalah korelasi antar error pada individu yang sama (Greene, 2012).

Untuk observasi T pada unit i, $\mathbf{\Sigma} = E[\varepsilon_i \varepsilon_i' | \mathbf{X}]$. Kemudian

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_v^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ \sigma_u^2 & \sigma_v^2 + \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_u^2 \\ & \cdots & & & \\ \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \sigma_u^2 & \cdots & \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \end{bmatrix} = \sigma_v^2 \mathbf{I}_T + \sigma_u^2 \mathbf{i}_T \mathbf{i}_T'$$

Di mana $\mathbf{i}_T$ adalah T x 1 vektor kolom yang pertama. Karena observasi i dan j adalah independen, matriks kovarians untuk pengamatan nT adalah sebagai berikut.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \Sigma & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Sigma & 0 & \cdots & 0 \\ & & & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Sigma \end{bmatrix} = \mathbf{I}_n \otimes \Sigma$$

Menurut Harris, *et. al*., (2000), untuk mendapatkan estimator yang konsisten dan efisien, estimator yang akan digunakan adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) pada fungsi log likelihood.

Fungsi *likelihood* pada unit ke-*i* adalah sebagai berikut.

$$\mathrm{L_i} = \mathrm{P}\left(y_{i1}, ..., y_{iT_i} \middle| \mathbf{X}\right) = \int_{L_{iT_i}}^{U_{iT_i}} ... \int_{L_{i1}}^{U_{i1}} f\left(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, ..., \varepsilon_{iT_i}\right) d\varepsilon_{i1} d\varepsilon_{i2} ... d\varepsilon_{iT_i} \qquad (2.16$$

$\left(L_i, U_i\right) = \left(-\infty, -\mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta}\right)$ jika $y_{it} = 0$ dan $\left(-\mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta}, +\infty\right)$ jika $y_i = 1$, $f\left(.\right)$ adalah fungsi kepadatan normal. Sifat khusus pada model *random effec*t adalah dapat disederhanakan. Kita dapat memperoleh densitas gabungan pada v_{it} dengan mengintegralkan u_i pada kepadatan bersama $\left(\varepsilon_{i1}, ..., \varepsilon_{iT_i}, u_i\right)$. Karena ε_{it} adalah independen, sehingga diperoleh persamaan (2.17) berikut.

$$\begin{aligned} L_i = P\left[y_{i1}, ..., y_{iTi} \mid \mathbf{X}\right] &= \int_{L_{iTi}}^{U_{iTi}} ... \int_{L_{i1}}^{Ui1} \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1}^{T_i} f\left(\varepsilon_{it} \mid u_i\right) f\left(u_i\right) du_i d\varepsilon_{i1} d\varepsilon_{i2} ... d\varepsilon_{iTi} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\prod_{t=1}^{T_i} \int_{Lit}^{U_{it}} f\left(\varepsilon_{it} \mid u_i\right) d\varepsilon_{it} \right] f\left(u_i\right) du \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\prod_{t=1}^{T_i} \Pr ob\left(Y_{it} = y_{it} \mid \mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i\right) \right] f\left(u_i\right) du_i \qquad (2.17 \end{aligned}$$

Densitas bersama untuk pengamatan ke-*i* $y_i = \left(y_{i1}, ..., y_{iT}\right)$ adalah sebagai berikut:

$$f\left(y_{it} \middle| \mathbf{x}_{it}, u_i, \boldsymbol{\beta}\right) = \prod_{t=1}^{T} \Phi\left(\mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i\right)^{y_{it}} \left(1 - \Phi\left(\mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i\right)\right)^{1-y_{it}} \qquad (2.18)$$

Random effect MLE pada β dan σ_v^2 memaksimalkan log-likelihood seperti pada persamaan (2.19)

$$\sum_{i=1}^{N} \ln f\left(y_{it} \middle| x_{it}, \boldsymbol{\beta}, \sigma_u^2\right) = \sum_{i=1}^{N} \ln \int_{-\infty}^{\infty} f\left(y_i \middle| \mathbf{x}_i, u_i, \boldsymbol{\beta}\right) \frac{1}{\sigma_u \sqrt{2\pi}} e^{-u_i^2 / 2\sigma_u^2} du_i \qquad (2.19)$$

Pada umumnya tidak ada solusi secara analitik untuk menyelesaikan persamaan 2.19 sehingga menggunakan metode numerik. Masalah estimasi dapat direduksi menjadi integral tunggal, dengan integralnya menjadi perkalian sebuah densitas normal tunggal dan *T* yang berbeda pada fungsi ditribusi normal kumulatif. Butler dan Moffitt (1982), mengusulkan untuk menggunakan *Gaussian quadrature.* Formula yang digunakan integrasi *Gauss Hermite* dalam bentuk persamaan (2.20) sebagai berikut:

$$\int_{-\infty}^{\infty} g\left(w_i\right)\exp\left(-w_i^2\right) dw_i \approx \sum_{m=1}^{M} w_m^* g(a_m^*) \tag{2.20}$$

dimana w_m^* adalah bobot *quadrature* yang diberikan oleh titik ke-*m* dan a_m^* adalah titik node/ absis dari *quadrature.* Karena tidak *closed-form* pada integral sehingga menggunakan iterasi *Newton Raphson*

2.5.1 Metode *Gauss-Hermite quadrature*

Gauss Hermite Quadrature adalah metode pendekatan integral pada fungsi *f(.)* dikalikan dengan fungsi lain yang memiliki bentuk densitas normal. Pendekatan ini adalah penjumlahan bobot yang menaksir fungsi pada titik tertentu (Agresti, 2002).

Dengan *Gauss Hermite Quadrature*, bentuk integral akan ditaksir dengan bentuk pada persamaan (2.21) berikut.

$$\int_{-\infty}^{\infty} g\left(w_i\right)\exp\left(-w_i^2\right) dw_i \approx \sum_{m=1}^{M} w_m^* g(a_m^*) \tag{2.21}$$

dengan:

M adalah banyaknya *quadrature point.*

w_m^* adalah bobot *quadrature* yang diberikan oleh titik ke-*m*

a_m^* adalah absis/*grid* dari *quadrature*, yaitu akar ke-i dari *Hermite polynomial*

$H_n(a^*)$ adalah *Hermite Polynomial* didefinisikan sebagai:

$$H_M(a^*) = (-1)^M e^{-x^2/2} \frac{d^M}{dx^M}(e^{-x^2/2}) \text{ atau } H_M(a^*) = (-1)^M e^{-x^2} \frac{d^M}{dx^M}(e^{-x^2}) \tag{2.22}$$

w_m^* adalah bobot yang bersesuaian dengan setiap *grid point*, diberikan oleh formula seperti pada persamaan 2.24 berikut.

$$w_m^* = \frac{2^{M-1} M! \sqrt{\pi}}{M^2 H_{M-1}(a_m)^2} \tag{2.23}$$

Dalam dimensi yang lebih tinggi, formula *Gauss Hermite Quadrature* dapat dibangun dengan membentuk suatu grid dari titik-titik *quadrature (quadrature points)* dan bobot-bobotnya. Untuk *d*-dimensi parameter $\boldsymbol{\theta} = (\theta_1\ \theta_2 \ldots \theta_d)$, d-dimensi *quadrature point* dapat ditulis sebagai berikut: $(a^*_{i_1}, a^*_{i_2}, \ldots, a^*_{i_d})$ untuk $m_1, m_2, \ldots, m_d = 1, 2, \ldots, M$

Bobot yang bersesuaian untuk setiap *quadrature point* tersebut adalah $w_{m_1}, w_{m_2}, \ldots, w_{m_d}$. Jadi, integral dengan *d*-dimensi memerlukan fungsi evaluasi sebanyak n^d.

2.6 Multikolinearitas

Multikolinieritas merupakan suatu kondisi di mana terdapat hubungan yang linear atau korelasi kuat antara variabel bebas yang signifikan pada model regresi. Adanya korelasi tersebut dapat menyebabkan estimasi parameter regresi yang dihasilkan akan memiliki error yang sangat besar. Oleh karena itu pada analisis regresi tidak diperkenankan terdapat multikolinearitas. Untuk mengetahui ada tidaknya multikolinearitas dapat dilakukan deteksi menggunakan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) sebagai berikut.

$$VIF = \frac{1}{1 - R_k^2}$$

$$R_k = \frac{\sum_{i=1}^{n} (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})^2} \tag{2.24}$$

R_k^2 merupakan nilai koefisien determinasi dari hasil regresi antara 1 variabel prediktor X_k yang berperan sebagai variabel respon dengan variabel X_k lainnya

yang berperan sebagai variabel prediktornya. Apabila nilai VIF lebih dari 10 maka dapat dikatakan terdapat multikolinieritas (Hocking, 1996).

2.7 Pengujian Model Regresi Probit Data Panel

Pengujian parameter model regresi probit bertujuan untuk menguji signifikansi dari pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon dalam model. Ada 2 pengujian yang dilakukan, yaitu uji serentak dan uji parsial. Untuk menguji pengaruh koefisien **β** secara keseluruhan dalam model dilakukan uji serentak, sedangkan untuk menguji apakah suatu variabel prediktor berpengaruh signifikan untuk dimasukkan dalam model atau tidak dilakukan uji parsial. Adapun hipotesis uji serentak dan uji parsial pada regresi probit adalah sebagai berikut.

a. Uji Serentak

Uji serentak digunakan untuk menguji parameter secara bersama-sama. Hipotesis pengujian signifikansi parameter secara serentak adalah:

$\mathrm{H}_0: \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_p = 0$

H_1: Minimal terdapat satu $\beta_p \neq 0$

Statistik uji *likelihood ratio* $\left(\mathrm{G}^2\right)$ sebagai berikut:

$$\mathrm{G}^2 = -2\ln\left[\frac{L(\hat{\omega})}{L(\hat{\Omega})}\right] \tag{2.25}$$

di mana $L(\hat{\omega})$ = *Maximum likelihood* ketika parameter di bawah H_0

$L(\hat{\Omega})$ = *Maximum likelihood* ketika parameter di bawah populasi

Statistik uji-G mengikuti sebaran distribusi *Chi-square* (χ^2) dengan derajat bebas *k*, di mana H_0 akan ditolak jika nilai G> $\chi^2_{(k;\alpha)}$ atau *p-value* <α, yang berarti variabel prediktor secara bersama-sama mempengaruhi variabel respon.

b. Uji Parsial

Untuk menguji parameter secara parsial digunakan uji *Wald*. Uji *Wald* menurut Agresti (2007), digunakan untuk menguji signifikansi masing-masing parameter. Uji Wald dilakukan untuk dengan membandingkan taksiran β dengan taksiran standar errornya. Untuk uji ini hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$H_0 : \beta_j = 0$
$H_1 : \beta_j \neq 0,\ j = 1, 2, ..., p$

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$W = \left[\frac{\hat{\beta}_j}{SE\left(\hat{\beta}_j\right)} \right]^2 \tag{2.26}$$

dimana $\hat{\beta}_j$ adalah penaksir β_j dan $SE(\beta_j)$ adalah penaksir galat baku β_j, W adalah nilai uji *Wald* mengikuti sebaran χ^2 dengan derajat bebas satu. H_0 ditolak jika $W > \chi^2_{(1,\alpha)}$ atau $p - value < \alpha$, sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel prediktor berpengaruh pada variabel respon.

2.8 Kriteria Pemilihan Model Terbaik

Kriteria pemilihan model terbaik pada analisis regrei probit data panel digunakan untuk mendapatkan model yang terbaik yang mampu menjelaskan pola hubungan antara variabel prediktor dengan variabel respon, serta model yang terbaik yang mampu secara akurat melakukan prediksi. Untuk mendapatkan model terbaik yang mampu menjelaskan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap variabel respon dapat digunakan kriteria AIC. Sedangkan untuk mendapatkan model terbaik yang mampu memprediksi secara akurat dapat digunakan nilai ketepatan klasifikasi.

2.8.1 *Akaike's Information Criterion* (AIC)

Kriteria pemilihan model terbaik untuk fungsi *Maximum Likelihood Estimation (*MLE) adalah metode *Akaike's Information Criterion* (AIC) apabila digunakan dalam sampel kecil dan jumlah kategori sama. AIC merupakan kriteria pemilihan model berdasarkan kriteria *in sample* yang mempertimbangkan banyaknya parameter yang ada dalam model. Oleh karena itu, kriteria AIC biasanya digunakan apabila pembentukan model regresi bertujuan untuk mendapatkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap variabel respon.

Pemilihan model terbaik berdasarkan kriteria AIC dilakukan dengan memilih model yang menghasilkan nilai AIC terkecil. Hal tersebut dikarenakan besarnya nilai AIC sejalan dengan nilai devians dari model. Semakin kecil nilai devians maka akan semakin kecil pula tingkat kesalahan yang dihasilkan model

sehingga model yang diperoleh akan semakin tepat. Adapun untuk mendapatkan nilai AIC dapat digunakan rumus sebagai berikut.

$$AIC(p) = -2\frac{\ln L(P)}{n} + 2\frac{p}{n} \tag{2.27}$$

Ln *L(P)* merupakan nilai *maximum likelihood* yang mengandung *p* variabel prediktor. *p* merupakan banyaknya parameter β dengan *p=1, 2, ..., k* dan *n* adalah ukuran sampel

2. 8. 2 Ketepatan Klasifikasi

Salah satu ukuran untuk pemilihan model terbaik yang dapat digunakan pada pemodelan statistik yang melibatkan variabel respon kualitatif adalah ketepatan klasifikasi (Ratnasari, 2012). Ketepatan klasifikasi dapat digunakan dalam suatu evaluasi model. Menurut Johnson & Wichern (1992), evaluasi ketepatan klasifikasi adalah suatu evaluasi yang melihat probabilitas kesalahan klasifikasi yang dilakukan oleh suatu fungsi klasifikasi. Nilai ketepatan klasifikasi tersebut dapat diperoleh dengan membandingkan nilai prediksi yang benar dari model dengan nilai observasi yang sebenarnya. Adapun tabel ketepatan klasifikasi yang biasa digunakan pada model regresi dengan variabel respon yang bersifat kategori disajikan pada tabel 2.2

Tabel 2.1 Ketepatan Klasifikasi

Hasil Observasi	Prediksi	
	y_1	y_2
y_1	n_{11}	n_{12}
y_2	n_{21}	n_{22}

Keterangan:

y_i : variabel respon, i = 1,2,...

n_{ij} : Jumlah subjek dari y_i yang tepat diklasifikasikan sebagai y_i ($i=j$)

n_{ij} : Jumlah subjek dari y_i yang salah diklasifikasikan sebagai y_i ($i \neq j$)

Nilai ketepatan klasifikasi (akurasi) dapat dihitung menggunakan persamaan (2.17) sebagai berikut.

$$\text{Akurasi} = \frac{n_{11} + n_{22}}{n} \text{x}100\% \tag{2.28}$$

2.9 Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)

Anak Lahir Hidup atau sering disebut dengan *Children Ever Born* atau paritas mencerminkan semua anak yang telah lahir dari sejak menikah pertama kali sampai saat wawancara (bukan hanya anak yang lahir pada saat ini atau tahun ini). Anak lahir hidup artinya banyaknya kelahiran hidup dari sekelompok atau beberapa kelompok wanita selama masa reproduksinya. Rata-rata anak lahir hidup dapat disebut sebagai paritas lengkap (*completed family size*), yaitu jumlah anak yang sudah tidak bertambah lagi.

Adapun cara perhitungan untuk mengetahui rata-rata anak lahir hidup yaitu jumlah anak yang lahir hidup dibagi dengan jumlah wanita kelompok umur tertentu. Rata-rata anak lahir hidup dapat dihitung dengan menggunakan persamaan (2.29) berikut.

$$\text{Rata-rata ALH} = \frac{\sum_i ALH_i}{\sum_i p_i^f} \tag{2.29}$$

Dengan

ALH_i = jumlah anak lahir hidup menurut kelompok umur wanita yang melahirkan pada kelompok umur ke-*i, i=1, 2, ...,* 7

p_i^f = jumlah wanita pada kelompok umur ke-*i, i=1, 2, ...,* 7

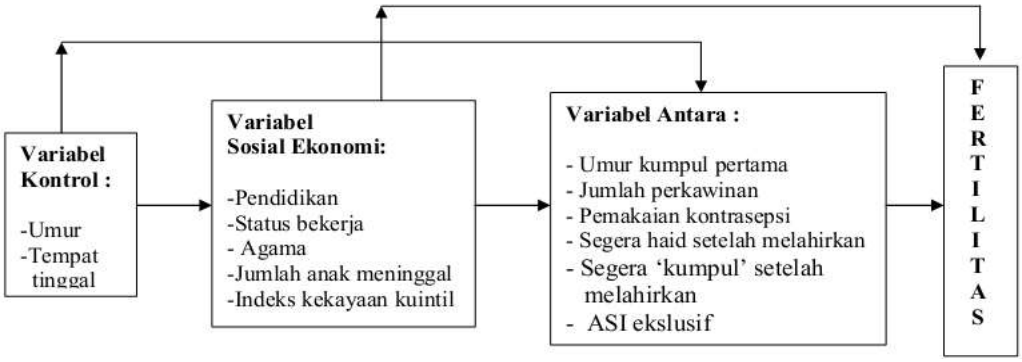
Jadi rata-rata jumlah anak lahir hidup menurut umur mencerminkan perjalanan fertilitas ibu sampai pada umur yang bersangkutan atau angka yang memberikan informasi fertilitas kumulatif dari seorang perempuan. Fertilitas didefinisikan sebagai peristiwa melahirkan anak lahir hidup dari seorang perempuan. Istilah fertilitas adalah sama dengan kelahiran hidup (*live birth*), yaitu terlepasnya bayi dari rahim seorang perempuan dengan ada tanda-tanda kehidupan (misalnya berteriak, bernafas, jantung berdenyut, dan sebagainya) dengan mengabaikan seberapa lama bayi tersebut dikandung. Apabila pada waktu lahir tidak ada tanda-tanda kehidupan disebut dengan lahir mati yang di dalam demografi tidak dianggap sebagai suatu peristiwa kelahiran (BKKBN , 2013).

Ada berbagai macam teori yang menerangkan faktor-faktor yang mempengaruhi fertilitas. Davis dan Blake (1956) mengemukakan faktor-faktor yang mempengaruhi fertilitas melalui "variabel antara" (*intermediate*

variables) dengan mengklasifikasikan 11 variabel yang dapat mempengaruhi fertilitas dalam masyarakat dan mengelompokkannya dalam tiga kategori, yaitu variabel-variabel hubungan seksual, variabel-variabel konsepsi, variabel-variabel gestasi (wanita harus berhasil menyelesaikan masa kehamilan).

Menurut Freedman variabel antara yang mempengaruhi langsung terhadap fertilitas pada dasarnya juga dipengaruhi oleh norma-norma yang berlaku di suatu masyarakat. Pada akhirnya perilaku fertilitas seseorang dipengaruhi norma-norma yang ada yaitu norma tentang besarnya keluarga dan norma tentang variabel antara itu sendiri. Selanjutnya norma-norma tentang besarnya keluarga dan variabel antara di pengaruhi oleh tingkat mortalitas dan struktur sosial ekonomi yang ada di masyarakat.

Selanjutnya, dijelaskan oleh Iswarati (2009) yang mengacu pada kerangka analisis yang diajukan oleh Freedman (1976) yang bersumber dari pola pikir Davis dan Blake (1956) tentang fertilitas dan variabel-variabel yang mempengaruhinya. Gambar 2.1 berikut merupakan kerangka model skema hubungan kausal antara variabel sosial ekonomi dan 'variabel antara' dengan fertilitas (Israwati, 2009).



Gambar 2.1 Skema Hubungan antara Variabel Sosial, Ekonomi, Variabel antara dan Fertilitas.

Oleh karena itu, dengan mempertimbangkan ketersediaan data dan mengacu beberapa penelitian terdahulu, kerangka model pada gambar 2.1 disederhanakan menjadi beberapa variabel prediktor yang dominan berpengaruh. Variabel-variabel yang digunakan dipilih berdasarkan variabel hasil penelitian Israwati (2009) di antaranya yaitu umur kawin pertama, tingkat partisipasi

angkatan kerja wanita, angka pravalensi pemakaian kontrasepsi, pendidikan, angka kematian bayi dan laju pertumbuhan ekonomi.

Berdasarkan penelitian Israwati (2009) memaparkan bahwa umur kawin pertama erat kaitannya dengan tingkat fertilitas, karena umur kawin pertama menandakan dimulainya masa reproduksi wanita. Umur kawin pertama dapat menjadi indikator dimulainya seorang perempuan berpeluang untuk hamil dan melahirkan. Perempuan yang kawin usia muda mempunyai rentang waktu untuk hamil dan melahirkan lebih panjang dibandingkan dengan mereka yang kawin pada umur lebih tua dan mempunyai lebih banyak anak. Variabel umur kawin pertama dalam penelitian ini direpresentasikan oleh persentase wanita kawin pertama usia dibawah 17 tahun. Semakin tinggi wanita kawin pertama usia dibawah 17 tahun maka kemungkinan semakin banyak jumlah anak yang dilahirkan.

Berdasarkan SDKI (2007) rata-rata usia kawin pertama adalah 18,1, sedangkan idealnya adalah 21 tahun bagi wanita dan 25 tahun bagi pria (demografi 94). Dalam UU RI tahun 2006 dinyatakan bahwa usia perkawinan untuk perempuan 16 tahun dan pria 19 tahun. Berdasarkan keadaan Jawa Timur tahun 2012, terdapat sekitar 26,32 persen penduduk perempuan usia 10 tahun ke atas yang pernah melangsungkan perkawinan pertamanya pada usia sangat muda (kurang dari 17 tahun) (BPS Jawa Timur, 2012)

Di samping itu, tingkat partisipasi angkatan kerja wanita mempunyai pengaruh terhadap tingkat fertilitas. Wanita yang bekerja umumnya mempunyai tingkat fertilitas lebih rendah dari wanita yang tidak bekerja. Sehingga semakin banyak tingkat partisipasi angkatan kerja wanita di suatu daerah maka kemungkinan dapat menekan tingkat fertilitas di daerah tersebut.

Pemakaian kontrasepsi secara langsung dapat mempengaruhi fertilitas. Semakin tinggi persentase wanita yang menggunakan alat/cara kontrasepsi maka semakin rendah tingkat fertilitasnya. Pada akhir-akhir ini pemerintah sangat gencar dalam menggalakkan program KB dengan sasaran pasangan usia subur. Usia 15-49 tahun merupakan usia subur bagi perempuan. Sekitar 83,53 persen perempuan dalam status kawin pada kelompok ini pernah menggunakan

alat/cara KB, dan sekitar 65,68 persen sekarang masih aktif manggunakan alat/cara KB.

Faktor pendidikan erat kaitannya dengan sikap dan pandangan hidup suatu masyarakat. Kesempatan perempuan untuk memperoleh pendidikan yang lebih tinggi semakin terbuka pada saat ini sehingga menyebabkan banyak perempuan menunda perkawinan. Perempuan yang lebih lama menghabiskan waktu untuk pendidikan akan memperpendek tahun resiko kehamilan karena menghabiskan periode panjang tahun melahirkan anak di sekolah. Selain itu perempuan berpendidikan tinggi cenderung memilih terjun ke pasar kerja terlebih dahulu sebelum memasuki perkawinan. Pendidikan juga dapat meningkatkan pengetahuan perempuan dalam proses informasi mengenai pilihan *fertilitas* dan perilaku kehamilan. Pendidikan akan mempengaruhi usia kawin, dengan sekolah maka wanita akan menunda perkawinannya, yang kemudian berdampak pada penundaan untuk memiliki anak. Tingkat pendidikan yang digunakan adalah rata-rata lama sekolah.

Fertilitas juga erat kaitannya dengan jumlah anak yang meninggal. Terdapat kecenderungan hubungan yang positif antara jumlah anak yang meninggal dengan fertilitas. Kebanyakan studi menunjukkan bahwa semakin banyak jumlah anak yang meninggal, semakin banyak jumlah anak yang dimiliki seorang ibu. Hal ini kemungkinan berkaitan dengan upaya seorang ibu untuk mendapatkan ganti dari anaknya yang sudah meninggal. Di samping itu, faktor ekonomi juga mempengaruhi fertilitas. Secara ekonomi fertilitas dipengaruhi oleh pendapatan keluarga. Meningkatnya pendapatan (*income*) dapat meningkatkan permintaan terhadap anak.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB 3
METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) yang dipublikasikan oleh Badan Pusat Statistika (BPS) Provinsi Jawa Timur. Penelitian ini menggunakan data panel seimbang, terdiri atas data *time series* yaitu data selama 9 tahun terakhir dari tahun 2005 sampai tahun 2013 dan data *cross section* meliputi 38 kabupaten/kota yang ada di provinsi Jawa Timur. Jadi, jumlah unit observasi yang digunakan dalam penelitian ini adalah 342 data.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini terdiri atas variabel dependen dan variabel independen. Variabel dependen (Y) berbentuk kategorik, yaitu rata-rata jumlah anak lahir hidup menurut kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur tahun 2005-2013. Sedangkan variabel independen merupakan variabel yang diduga mempengaruhi jumlah anak lahir hidup. Variabel-variabel yang digunakan pada penelitian ini disajikan pada tabel 3.1.

Model regresi data panel memiliki dua indeks, yaitu i dan t. Untuk penelitian ini, indeks i menyatakan unit *cross section* data yang meliputi kabupaten/kota Provinsi Jawa Timur yang disajikan pada Tabel 3.2. Sedangkan indeks t menyatakan unit *time series* data berupa tahun pengamatan, yaitu tahun 2005 sampai tahun 2013.

Adapun variabel-variabel yang digunakan adalah sebagai berikut:

Tabel 3.1 Variabel penelitian

Kode	Keterangan	Skala/ Kategori	Satuan
Variabel Respon:			
Y	Rata-rata jumlah anak lahir hidup (ALH)	1 = Rata-rata ALH ≥ rata-rata ALH per tahun se-Jawa Timur 0 = Rata-rata ALH < rata-rata ALH per tahun se-Jawa Timur	
Variabel Prediktor:			
X_1	Umur kawin pertama usia di bawah 17 tahun	Rasio	Persen
X_2	Tingkat partisipasi angkatan kerja wanita	Rasio	Persen
X_3	Angka Kematian Bayi (AKB) per 1000 kelahiran hidup	Rasio	Jiwa
X_4	Angka pravalensi pemakaian kontrasepsi	Rasio	Persen
X_5	Rata-rata lama sekolah	Rasio	Tahun
X_6	Laju Pertumbuhan Ekonomi	Rasio	Persen

Berikut merupakan definisi untuk variabel-variabel penelitian pada Tabel 3.1:

1. Rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)

Rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) adalah banyaknya kelahiran hidup dari sekelompok atau beberapa kelompok wanita selama masa reproduksinya. ALH merupakan angka yang memberikan informasi fertilitas kumulatif dari seorang perempuan. Rumus yang digunakan adalah:

$$\text{Rata-rata ALH} = \frac{\text{Jumlah ALH menurut kelompok umur wanita yang melahirkan}}{\text{Jumlah Wanita kelompok umur tertentu}}$$

2. Persentase umur kawin pertama di bawah 17 tahun (X_1)

Persentase wanita kawin pertama usia 17 tahun kebawah adalah proporsi perbandingan antara wanita pertama kali menikah pada usia dibawah 17 tahun dengan jumlah wanita pertama kali menikah dari semua golongan umur di suatu wilayah tertentu pada kurun waktu tertentu.

3. Persentase tingkat partisipasi angkatan kerja wanita (X_2)

Tingkat partisipasi angkatan kerja adalah persentase banyaknya angkatan kerja terhadap banyaknya penduduk usia kerja. Angkatan kerja adalah penduduk usia kerja yang telah berusia 15 tahun dan lebih yang sudah bekerja, mencari kerja atau menganggur. Dalam penelitian ini menggunakan tingkat partisipasi angkatan kerja wanita.

4. Angka Kematian Bayi per 1000 kelahiran hidup (X_3)

AKB merupakan salah satu indikator capaian kualitas kesehatan di suatu wilayah. Tinggi rendahnya AKB dapat juga menjadi salah satu indikator perbandingan kondisi kemiskinan antar wilayah. AKB adalah perbandingan antara jumlah bayi (0 s/d 1) tahun yang meninggal dengan jumlah kelahiran hidup dalam kurun waktu satu tahun. Pengertian dari besaran AKB adalah rata-rata banyaknya bayi yang meninggal setiap seribu kelahiran hidup. Rumus yang dipergunakan adalah:

$$\text{AKB} = \frac{\text{Jumlah kematian bayi usia 0 s/d 1 tahun selama tahun t}}{\text{Jumlah kelahiran hidup selama tahun t}} \text{ x } 1000$$

5. Angka pravelensi pemakaian kontrasepsi (X_4)

Angka pravelensi pemakaian kontrasepsi adalah angka yang menujukkan berapa banyaknya PUS (Pasangan Usia Subur) yang sedang memakai kontrasepsi pada saat pencacahan dibandingkan dengan seluruh PUS.

6. Rata-rata lama sekolah (X_5)

Rata-rata lama sekolah adalah rata-rata jumlah tahun yang dihabiskan oleh penduduk yang berusia 15 tahun ke atas untuk menempuh semua jenis pendidikan formal yang pernah dijalani. Batas maksimum untuk rata-rata lama sekolah adalah 15 tahun dan batas minimum sebesar 0 tahun (standar UNDP).

2. Laju Pertumbuhan Ekonomi (X_6)

Laju pertumbuhan ekonomi merupakan penambahan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), yaitu peningkatan jumlah barang dan jasa yang dihasilkan oleh suatu perekonomian dalam satu tahun dan dinyatakan dalam harga pasar. Laju pertumbuhan PDRB menunjukkan tingkat perkembangan riil dari agregat pendapatan untuk masing-masing tahun dibandingkan dengan tahun sebelumnya.

$$\text{Laju Pertumbuhan Ekonomi} = \frac{PDRB_t - PDRB_{t-1}}{PDRB_{t-1}} \times 100\%$$

Tabel 3.2 Kabupaten/ kota Provinsi Jawa Timur

Indeks (*i*)	Kabupaten/kota	Indeks (*i*)	Kabupaten/kota
1	Kabupaten Pacitan	20	Kabupaten Magetan
2	Kabupaten Ponorogo	21	Kabupaten Ngawi
3	Kabupaten Trenggalek	22	Kabupaten Bojonegoro
4	Kabupaten Tulungagung	23	Kabupaten Tuban
5	Kabupaten Blitar	24	Kabupaten Lamongan
6	Kabupaten Kediri	25	Kabupaten Gresik
7	Kabupaten Malang	26	Kabupaten Bangkalan
8	Kabupaten Lumajang	27	Kabupaten Sampang
9	Kabupaten Jember	28	Kabupaten Pamekasan
10	Kabupaten Banyuwangi	29	Kabupaten Sumenep
11	Kabupaten Bondowoso	30	Kabupaten Kediri
12	Kabupaten Situbondo	31	Kabupaten Blitar
13	Kabupaten Probolinggo	32	Kabupaten Malang
14	Kabupaten Pasuruan	33	Kabupaten Probolinggo
15	Kabupaten Sidoarjo	34	Kabupaten Pasuruan
16	Kabupaten Mojokerto	35	Kabupaten Mojokerto
17	Kabupaten Jombang	36	Kabupaten Madiun
18	Kabupaten Nganjuk	37	Kota Surabaya
19	Kabupaten Madiun	38	Kota batu

3.3 Struktur Data Penelitian

Struktur data dalam penelitian ini ditampilkan pada tabel 3.3 sebagai berikut.

Tabel 3.3 Struktur Data Penelitian

No	Subjek	Tahun Pengamatan	Variabel Respon	Variabel prediktor					
				x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6
1	Kabupaten Pacitan	2005	y_{11}	x_{111}	x_{112}	x_{113}	x_{114}	x_{115}	x_{116}
		2006	y_{12}	x_{121}	x_{122}	x_{123}	x_{124}	x_{125}	x_{126}
		2007	y_{13}	x_{131}	x_{132}	x_{133}	x_{134}	x_{135}	x_{136}
		⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
		2013	$y_{1,9}$	$x_{1(9)1}$	$x_{1(9)2}$	$x_{1(9)3}$	$x_{1(9)4}$	$x_{1(9)5}$	$x_{1(9)6}$
2	Kabupaten Ponorogo	2005	y_{21}	x_{211}	x_{212}	x_{213}	x_{214}	x_{215}	x_{216}
		2006	y_{22}	x_{221}	x_{222}	x_{223}	x_{224}	x_{225}	x_{226}
		2007	y_{23}	x_{231}	x_{232}	x_{233}	x_{234}	x_{235}	x_{236}
		⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
		2013	$y_{2,9}$	$x_{2(9)1}$	$x_{2(9)2}$	$x_{2(9)3}$	$x_{2(9)4}$	$x_{2(9)5}$	$x_{2(9)6}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	
38	Kota Batu	2005	y_{51}	x_{511}	x_{512}	x_{513}	x_{514}	x_{515}	x_{516}
		2006	y_{52}	x_{521}	x_{522}	x_{523}	x_{524}	x_{525}	x_{526}
		2007	y_{53}	x_{531}	x_{532}	x_{533}	x_{534}	x_{535}	x_{536}

		⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
		2013	$y_{5,9}$	$x_{5(9)1}$	$x_{5(9)2}$	$x_{5(9)3}$	$x_{5(9)4}$	$x_{5(9)5}$	$x_{5(9)6}$

3.4 Metode Penelitian

Metode dan tahapan analisis yang dilakukan untuk mencapai tujuan penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mengkaji bentuk estimasi parameter dari model regresi probit untuk data panel dengan menggunakan *Maximum Likelihood estimation* (MLE) dengan langkah-langkah sebagai berikut.
   a. Mengasumsikan y biner, dengan persamaan model probit data panel sebagai berikut:

$$y_{it}^{*} = \mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i + v_{it},\ i = 1,...,n,\ t = 1,...,T\ ,$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ jika } y_{it}^{*} > 0, \\ 0 \text{ jika } y_{it}^{*} \le 0 \end{cases}$$

   b. Diberikan sejumlah pengamatan $y_{1t}, y_{2t},..., y_{it}$, untuk membentuk fungsi *likelihood.*

$$L = \prod_{i=1}^{N} \int_{-\infty}^{\infty} \left[\prod_{t=1}^{T} f\left(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, u_i; \boldsymbol{\beta}\right) \right] \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} \exp\left(-\frac{u_i^2}{2\sigma_u^2} \right) du_i$$

di mana $f\left(y_{it} | \mathbf{x}_{it}, u_i; \boldsymbol{\beta}\right) = \begin{cases} \Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i\right) & \text{jika } y \ne 0 \\ 1 - \Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_i\right) & \text{untuk yang lainnya} \end{cases}$

   c. Menyelesaikan fungsi likelihood dengan pendekatan *Gauss- Hermite quadratik*:

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} h(x)dx \approx \sum_{m=1}^{M} w_m^{*} h(a_m^{*})$$

   d. Memaksimumkan fungsi *likelihood* yang terbentuk dengan cara menurunkan ln fungsi *likelihood* terhadap parameter untuk selanjutnya disamakan dengan nol. Jika diperoleh bentuk yang tidak *close form*, maka estimasi parameter diperoleh dengan pendekatan iterasi *Newton Raphson.*

2. Mengaplikasikan model regresi probit panel pada data rata-rata jumlah ALH di Provinsi Jawa Timur

   a. Mengelompokkan variabel respon dalam 2 kategori, yaitu Y=0 untuk angka rata-rata jumlah ALH di bawah rata-rata provinsi Jawa Timur, dan Y=1 untuk angka rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata provinsi Jawa Timur.

   b. Melakukan pengujian signifikansi parameter.

   c. Mengidentifikasi pola hubungan rata-rata ALH terhadap variabel prediktor dengan menggunakan model regresi probit panel.

   d. Melakukan ketepatan klasifikasi pada model probit data panel.

BAB 4
ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Dalam bab ini mengkaji tentang bagaimana mendapatkan estimasi parameter probit data panel dengan *random effect* menggunakan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan pendekatan metode kuadrat *Gauss Hermit* untuk penyelesaian masalah integral. Model yang dibangun akan diimplementasikan pada data rata-rata jumlah anak lahir hidup di Provinsi Jawa Timur.

4.1 Estimasi Parameter Model Probit Data Panel *Random Effect*

Model probit data panel adalah model probit yang menggunakan data panel. Dalam penelitian ini, pendekatan estimasi model yang digunakan adalah *Random Effect*. Pemodelan regresi probit data panel dapat diawali dengan memperhatikan model sebagai berikut.

$$y_{it}^{*} = \mathbf{x_{it}}\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{it} \qquad i = 1, 2, ..., n \text{ dan } t = 1, ..., T \tag{4.1}$$

dengan *threshold* dapat ditulis sebagai berikut:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 \text{ jika } y_{it}^{*} > 0 \\ 0 \text{ jika } y_{it}^{*} \leq 0 \end{cases}$$

y_{it}^{*} merupakan variabel laten pengamatan untuk data ke-*i* untuk periode waktu ke-t yang berukuran (*n* x 1), $\mathbf{x}_{it}$ adalah vektor yang berukuran *1* x *p* pada variabel prediktor, $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor koefisien parameter *p* x 1, y_{it} adalah variabel dependen dengan $y_{it} = \left[y_{i1}, y_{i2}, ..., y_{in_i} \right]^T$. ε_{it} merupakan komponen *error* yang dapat ditulis seperti persamaan 4.2 berikut.

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it} \tag{4.2}$$

ε_{it} adalah model komponen error di mana $\varepsilon_i = \left[\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, ..., \varepsilon_{iT} \right]^T$, u_i adalah *random effect* dengan $u_i \sim IN(0, \sigma_u^2)$ dan v_{it} adalah random error dengan $v_{it} \sim IN(0, \sigma_v^2)$ diasumsikan tidak berkorelasi dengan x_{it}.

Model probit data panel dapat ditulis sebagai berikut.

$$P\left(y_{it}=1\left|\mathbf{x}_{it},u_i\right.\right)=f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},u_i,\boldsymbol{\beta}\right.\right)=\Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}+u_i\right) \tag{4.3}$$

dengan $\Phi(.)$ merupakan fungsi distribusi kumulatif normal standar.

Metode estimasi yang digunakan pada penelitian ini adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Karena pada penelitian ini menggunakan variabel respon *Y* dengan dua kategori, maka variabel respon *Y* mengikuti distribusi Bernoulli (1,*p*). Untuk mendapatkan estimasi parameter model regresi probit panel, langkah pertama yang dilakukan adalah mengambil sebanyak *n* sampel random kemudian membentuk fungsi *likelihood*. Fungsi *likelihood* dari Y untuk observasi ke-*i* seperti pada persamaan (4.4)

$$L_i=f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},u_i;\boldsymbol{\beta}\right.\right)=\prod_{t=1}^{T}\Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}+u_i\right)^{y_{it}}\left[1-\Phi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}+u_i\right)^{1-y_{it}}\right] \tag{4.4}$$

Karena u_i adalah *random effect* yang tidak teramati sehingga harus diintegrasikan seperti pada persamaan (4.5).

$$L_i=\int_{-\infty}^{\infty}\left[\prod_{t=1}^{T_i}f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},u_i;\boldsymbol{\beta}\right.\right)\right]f\left(u_i\right)du_i. \tag{4.5}$$

Diasumsikan bahwa $u_i\sim N(0,\sigma_u^2)$, sehingga fungsi *likelihood* untuk grup ke-*i* adalah sebagai berikut.

$$L_i=\int_{-\infty}^{\infty}\left[\prod_{t=1}^{T_i}f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},u_i;\boldsymbol{\beta}\right.\right)\right]\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}}\exp\left(-\frac{u_i^2}{2\sigma_u^2}\right)du_i \tag{4.6}$$

Dari persamaan (4.6), jika $w_i=\dfrac{u_i}{\sigma_u\sqrt{2}}$, maka $u_i=\left(\sigma_u\sqrt{2}\right)w_i=\theta w_i$ dan jacobian untuk transformasi u_i ke w_i adalah $du_i=\theta dw_i$. Selanjutnya mengubah variabel dalam integral, seperti pada persamaan (4.7) berikut.

$$\begin{aligned}L_i&=\int_{-\infty}^{\infty}\left[\prod_{t=1}^{T_i}f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},\theta w_i,\boldsymbol{\beta}\right.\right)\right]\frac{1}{\theta\sqrt{\pi}}\exp\left(-w_i^2\right)\theta dw_i\\&=\frac{1}{\sqrt{\pi}}\int_{-\infty}^{\infty}\left[\prod_{t=1}^{T_i}f\left(y_{it}\left|\mathbf{x}_{it},\theta w_i,\boldsymbol{\beta}\right.\right)\right]\exp\left(-w_i^2\right)dw_i\end{aligned} \tag{4.7}$$

Diberikan $g(w_i) = \prod_{t=1}^{T_i} f\left(y_{it} \middle| \mathbf{x}_{it}, \theta w_i, \boldsymbol{\beta}\right)$, sehingga fungsi dibentuk menjadi persamaan (4.7).

$$L_i = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} g(w_i) \exp\left(-w_i^2\right) dw_i \tag{4.8}$$

Pada umumnya secara analitik sulit untuk menyelesaikan persamaan (4.7) di atas sehingga menggunakan metode numerik. Butler dan Moffitt (1982) mengusulkan menggunakan pendekatan integral kuadrat *Gauss-Hermite*. *Gauss-Hermite* menggantikan integrasi dengan jumlah bobot pada fungsi yang dihitung pada serangkaian titik tertentu. Secara umum dapat dituliskan seperti persamaan (4.9) sebagai berikut.

$$\frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} g(w_i) \exp\left(-w_i^2\right) dw_i \approx \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{M} w_m^* g(a_m^*) \tag{4.9}$$

di mana w_m^* adalah bobot *quadrature* dan a_m^* adalah titik node/ absis dari *quadrature*. Berdasarkan persamaan (4.9) diperoleh pendekatan *Gauss Hermite* untuk fungsi *likelihood* seperti persamaan (4.10) berikut.

$$L_i = \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{M} w_m^* \left[\prod_{t=1}^{T_i} f\left(y_{it} \middle| \mathbf{x}_{it}, \left(\sigma_u \sqrt{2}\right) a_m^*, \boldsymbol{\beta}\right) \right]$$

$$L = \prod_{i=1}^{N} L_i = \prod_{i=1}^{N} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{M} w_m^* \left[\prod_{t=1}^{T_i} f\left(y_{it} \middle| \mathbf{x}_{it}, \left(\sigma_u \sqrt{2}\right) a_m^*, \boldsymbol{\beta}\right) \right] \tag{4.10}$$

Berdasarkan persamaan (2.15) diperoleh $\sigma_u = \left(\frac{\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}$, sehingga fungsi *likelihood* pada persamaan (4.10) dapat diubah menjadi persamaan (4.11) berikut.

$$L(\boldsymbol{\beta}, \rho) = \prod_{i=1}^{N} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{M} w_m^* \left\{ \prod_{t=1}^{T_i} \left(\Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}} \left(1 - \Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2} \right) \right)^{1-y_{it}} \right\} \tag{4.11}$$

Fungsi *likelihood* yang terbentuk pada persamaan (4.11) selanjutnya dimaksimumkan dengan terlebih dahulu dinyatakan dalam bentuk fungsi *ln-likelihood.*

$$\ln L = \sum_{i=1}^{n} \ln \left[\frac{1}{\sqrt{\pi}} \sum_{m=1}^{M} w_m^* \left\{ \prod_{t=1}^{T} \left(\Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}} \left(1 - \Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{1-y_{it}} \right\} \right]$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \ln \frac{1}{\sqrt{\pi}} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* \left(\Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* \left(1 - \Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{1-y_{it}}$$

$$= n \ln \frac{1}{\sqrt{\pi}} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* \left(\Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* \left(1 - \Phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{1-y_{it}} \quad (4.12)$$

Langkah selanjutnya melakukan turunan terhadap β dan ρ sebagai berikut:

Turunan terhadap β_0:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} (\phi) + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} (-\phi)$$

Turunan terhadap β_1:

$$\frac{\partial Ln\, L}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} \phi x_{it1} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} (-\phi x_{it1})$$

Turunan terhadap β_2:

$$\frac{\partial Ln\, L}{\partial \beta_2} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} \phi x_{it2} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} (-\phi x_{it2})$$

$$\vdots$$

Turunan terhadap β_p:

$$\frac{\partial Ln\, L}{\partial \beta_p} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} \phi x_{itp} - \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} (\phi x_{itp})$$

Turunan terhadap ρ:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \rho} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} (\phi) \left(\frac{1}{2} a_m^* \right) \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{-1/2} \left(\frac{2(1-\rho) - 2\rho(-1)}{(1-\rho)^2} \right) +$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} (-\phi) \left(\frac{1}{2} a_m^* \right) \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{-1/2} \left(\frac{2(1-\rho) - 2\rho(-1)}{(1-\rho)^2} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it} \left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{y_{it}-1} \left(\phi a_m^* \frac{(1-\rho)^{-3/2}}{(2\rho)^{1/2}} \right) +$$

$$- \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* (1-y_{it}) \left(1 - \left(x_{it}\boldsymbol{\beta} + a_m^* \left(\frac{2\rho}{1-\rho} \right)^{1/2} \right) \right)^{-y_{it}} \left(\phi a_m^* \frac{(1-\rho)^{-3/2}}{(2\rho)^{1/2}} \right)$$

Berdasarkan turunan pertama, misal:

$$U(\boldsymbol{\beta},\rho)=\left[\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0},\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_1},\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_2},\ldots,\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_p},\frac{\partial \ln L}{\partial \rho}\right]^T \tag{4.12}$$

Jika $U(\boldsymbol{\beta},\rho)=0$ maka diperoleh estimasi yang tidak *close form* sehingga diperlukan metode iterasi. Metode iterasi yang digunakan adalah *Newton Raphson*. Untuk membentuk iterasi *Newton Raphson* maka diperlukan matriks *Hessian* yang berisi turunan parsial kedua.

Turunan kedua β_0 :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_0^{\,T}}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{(1-y_{it})-2}\left(\phi^2\right)$$

Turunan β_0 dan β_1:

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_1^{T}}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2\right)\left(x_{it1}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi^2 x_{it1}\right)$$

Turunan terhadap β_0 dan β_2 :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_2^{\,T}}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2\right)\left(x_{it2}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(-\phi\right)\left(-\phi x_{it2}\right)$$

Turunan kedua β_1 :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1 \partial \beta_1^{T}}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi x_{it1}\right)^2+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi x_{it1}\right)^2$$

Turunan terhadap β_1 dan β_2 :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\beta_1\partial\beta_2^T} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2 x_{it1}x_{it2}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\beta+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi^2 x_{it1}x_{it2}\right)$$

$$\vdots$$

Turunan terhadap β_p dan β_q , di mana $p \le q$

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\beta_i\partial\beta_j^T} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2 x_{itp}x_{itq}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi^2 x_{itp}x_{itq}\right)$$

Turunan terhadap β_p dan ρ :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\beta_p\partial\rho^T} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi^2 x_{itp}\right)\left(a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi^2 x_{itp}\right)\left(a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)$$

Turunan kedua ρ :

$$\frac{\partial^2 \ln L}{\partial\rho\partial\rho^T} = \sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* y_{it}\left(y_{it}-1\right)\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-2}\left(\phi a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)\left(\phi a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^* a_m^*\left(\frac{-3/2\left(1-\rho\right)^{-5/2}\left(2\rho\right)^{1/2}-\left(\rho\right)^{-1/2}\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{2\rho}\right) y_{it}\left(\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{y_{it}-1}+$$

$$-\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M} w_m^*\left(1-y_{it}\right)\left(-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}-1}\left(\phi a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)\left(\phi a_m^*\frac{\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{\left(2\rho\right)^{1/2}}\right)+$$

$$\sum_{i=1}^{n}\sum_{t=1}^{T}\sum_{m=1}^{M}\phi a_m^*\left(\frac{-3/2\left(1-\rho\right)^{-5/2}\left(2\rho\right)^{1/2}-\left(\rho\right)^{-1/2}\left(1-\rho\right)^{-3/2}}{2\rho}\right)\left(1-y_{it}\right)\left(1-\phi\left(x_{it}\boldsymbol{\beta}+a_m^*\left(\frac{2\rho}{1-\rho}\right)^{1/2}\right)\right)^{-y_{it}}$$

Adapun bentuk matriks Hessian dengan parameter $\boldsymbol{\theta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta} \\ \rho \end{bmatrix}$ diberikan sebagai berikut.

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_0^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_2^T} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \beta_6^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_0 \partial \rho^T} \\ & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1 \partial \beta_1^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1 \partial \beta_2^T} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1 \partial \beta_6^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_1 \partial \rho^T} \\ & & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_2 \partial \beta_2^T} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_2 \partial \beta_6^T} & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta_2 \partial \rho^T} \\ & & & \ddots & & \vdots \\ & & & & & \frac{\partial^2 \ln L}{\partial \beta \partial \rho^T} \end{bmatrix}$$

Berdasarkan matriks Hessian tersebut, maka algoritma iterasi *Newton-Raphson* dapat dibentuk sebagai berikut:

1. Menentukan nilai taksiran awal parameter $\boldsymbol{\theta}$ untuk iterasi saat m=0
2. Membentuk vektor $\mathbf{U}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$:

$$\mathbf{U}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right) = \left[\frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0}, \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_1} \cdots \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_6}, \frac{\partial \ln L}{\partial \rho} \right]^T$$

3. Membentuk matriks Hessian $\boldsymbol{\theta}_{(0)}$ $\mathbf{H}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$
4. Substitusi nilai $\boldsymbol{\theta}_{(0)}$ ke elemen-elemen vektor $\mathbf{U}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$dan matriks Hessian $\mathbf{H}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$ sehingga diperoleh $\mathbf{U}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right), \mathbf{H}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$
5. Melakukan iterasi mulai dari m=0

$$\boldsymbol{\theta}_{(m+1)} = \boldsymbol{\theta}_{(m)} - \mathbf{H}^{-1}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)\mathbf{U}\left(\boldsymbol{\theta}_{(m)}\right)$$

6. Melakukan iterasi sampai konvergen

$$\left\| \boldsymbol{\theta}_{(m+1)} - \boldsymbol{\theta}_{(m)} \right\| < \varepsilon$$

dengan ε bilangan terkecil.

4.2 Pemodelan rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di Provinsi Jawa Timur

Salah satu indikator yang menunjukkan tinggi dan rendahnya fertilitas adalah rata-rata anak yang pernah dilahirkan hidup (ALH) atau paritas. Indikator ini membandingkan antara banyaknya anak lahir hidup dengan banyaknya wanita umur 15-49 tahun. Umur 15-49 tahun merupakan usia subur bagi seorang wanita karena pada rentang umur tersebut kemungkinan wanita melahirkan anak cukup besar. Berikut ini akan dijabarkan mengenai rata-rata jumlah ALH dan faktor-faktor yang mempengaruhinya di provinsi Jawa Timur tahun 2005-2013.

4.2.1 Gambaran Umum Variabel-Variabel Penelitian

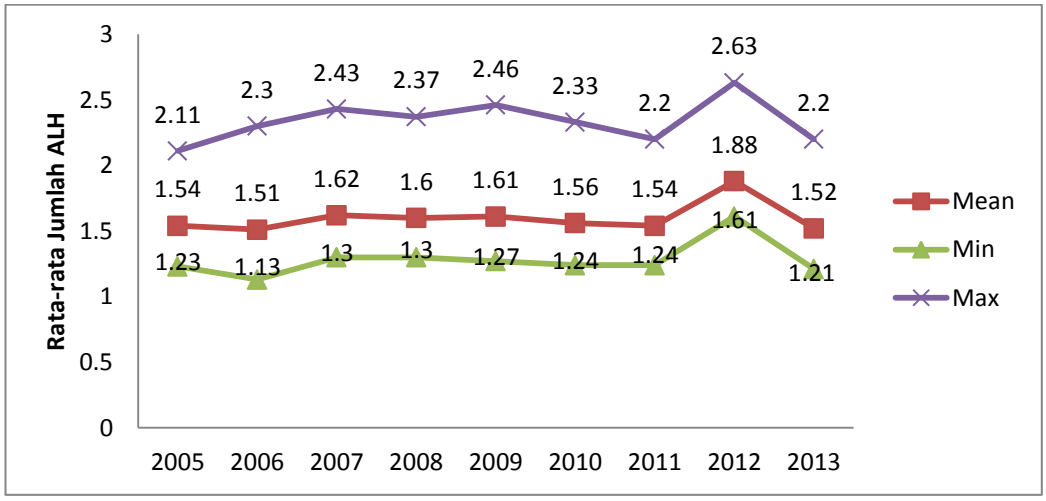
Dalam penelitian ini memfokuskan untuk menyelidiki pola hubungan rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) sebagai variabel respon terhadap beberapa variabel yang dianggap berpengaruh. Beberapa variabel yang dianggap berpengaruh di antaranya yaitu persentase umur wanita kawin pertama usia dibawah 17 tahun (X_1), tingkat partisipasi angkatan kerja wanita (X_2), angka kematian bayi per 1000 kelahiran hidup (X_3), angka pravalensi pemakaian kontrasepsi (X_4), rata-rata lama sekolah (X_5), dan laju pertumbuhan ekonomi (X_6). Keenam variabel prediktor tersebut bertipe kontinu.

Untuk menentukan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap rata-rata jumlah ALH, pada penelitian ini variabel respon dikategorikan menjadi 2 (biner) berdasarkan nilai *threshold* rata-rata ALH provinsi Jawa Timur per tahun. Suatu kabupaten/kota dikategorikan 1, jika rata-rata jumlah ALH kabupaten/kota di atas rata-rata ALH provinsi sedangkan apabila suatu kabupaten/kota memiliki rata-rata jumlah ALH di bawah rata-rata ALH provinsi, maka dikategorikan 0. Adapun perkembangan rata-rata jumlah ALH Provinsi Jawa Timur per tahun dapat dilihat pada tabel 4.1 berikut.

Tabel 4.1 Gambaran perkembangan rata-rata Jumlah ALH tahun 2005-2013

Tahun	Mean	Min	Max	Varians	Kabupaten Terendah	Kabupaten Tertinggi
2005	1,54	1,23	2,11	0,025	Kota Malang	Sampang
2006	1,51	1,13	2,3	0,035	Kota Malang	Sampang
2007	1,62	1,3	2,43	0,046	Kota Madiun	Sampang
2008	1,6	1,3	2,37	0,04	Kota Malang	Sampang
2009	1,61	1,27	2,46	0,05	Kota Malang	Sampang
2010	1,56	1,24	2,33	0,035	Surabaya	Sampang
2011	1,54	1,24	2,2	0,026	Surabaya	Sampang
2012	1,88	1,61	2,63	0,036	Trenggalek	Sampang
2013	1,52	1,21	2,2	0,024	Kota Malang	Sampang

Perkembangan dalam grafik ALH dari tahun 2005 sampai tahun 2013 Provinsi Jawa Timur ditunjukkan pada gambar 4.1 berikut.



Sumber: Hasil olahan data BPS Provinsi Jawa Timur, 2005-2013

Gambar 4.1. Perkembangan rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup tahun 2005-2013 (persen)

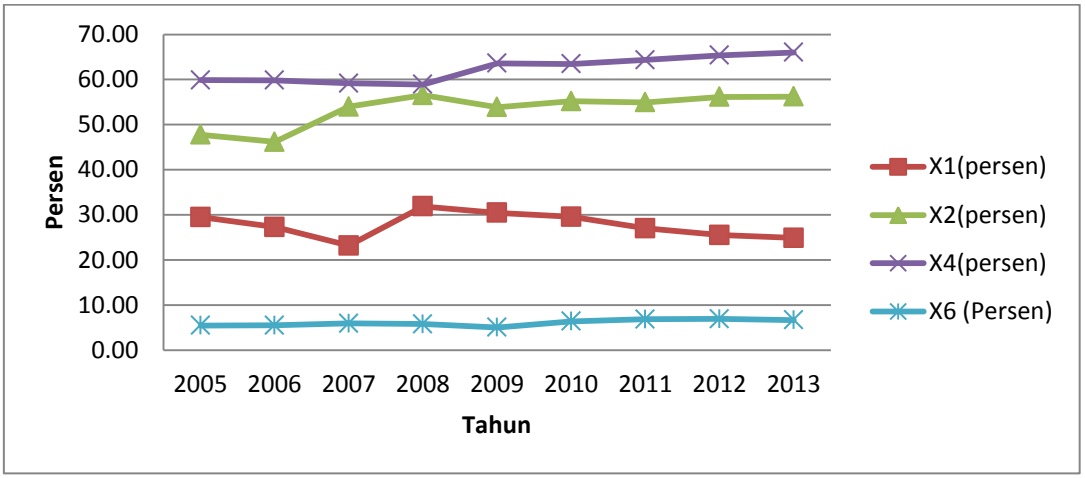
Berdasarkan Tabel 4.1 dan Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa persentase rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) di propinsi Jawa Timur dari tahun ke tahun mengalami fluktuasi. Pada tahun 2007 mengalami peningkatan sehingga rata-rata jumlah ALH sebesar 1,62 % kemudian menurun secara lambat sampai tahun 2011. Pada tahun 2012 mengalami peningkatan yang signifikan dari tahun sebelumnya dengan rata-rata jumlah ALH sebesar 1,88% atau kenaikan sebesar 0,34%. Peningkatan rata-rata jumlah ALH pada tahun 2012 ini dipengaruhi oleh faktor-faktor pendukung tingginya tingkat fertilitas dari tahun-tahun sebelumnya.

Misalnya meningkatnya usia kawin muda, masih tingginya AKB, kurangnya kesadaran dalam penggunaan kontrasepsi dan masih rendahnya rata-rata lama sekolah di provinsi Jawa Timur. Akan tetapi pada tahun 2013 kemudian mengalami penurunan ALH secara signifikan sebesar 0,36%.

Berdasarkan data persentase pada Tabel 4.1, kabupaten yang memiliki tingkat rata-rata jumlah ALH tertinggi dari tahun 2005-2013 adalah kabupaten sampang, dan terendah adalah Kota Malang tahun 2005, 2006, 2008, 2009 dan 2013, kota Madiun tahun 2007, kota Surabaya tahun 2010 dan 2011 dan Trenggalek tahun 2012. Dapat disimpulkan bahwa pada umumnya rata-rata jumlah ALH di Jawa Timur sudah cenderung rendah. Namun perlu diperhatikan faktor-faktor yang mempengaruhinya karena adanya disparitas ALH antar kabupaten/kota di Jawa Timur dari waktu ke waktu.

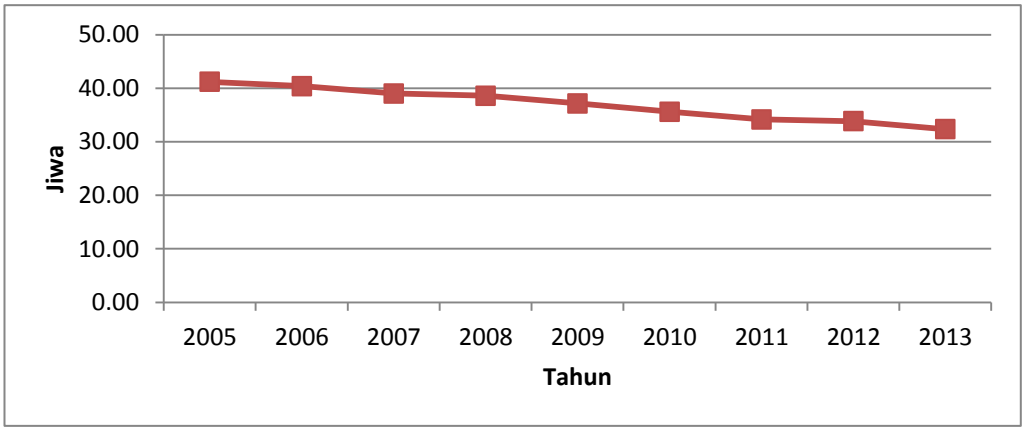
Tabel 4.2 Gambaran perkembangan variabel prediktor tahun 2005-2013

Variabel	Tahun								
	2005	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**
X1(persen)	29,49	27,31	23,18	31,88	30,45	29,54	27,00	25,51	24,86
X2(persen)	47,76	46,18	53,98	56,53	53,86	55,18	54,94	56,13	56,22
X3(jiwa)	41,19	40,40	39,00	38,58	37,17	35,60	34,18	33,85	32,35
X4(persen)	59,86	59,84	59,14	58,93	63,59	63,44	64,34	65,38	66,02
X5(tahun)	6,80	7,01	7,23	7,30	7,26	7,47	7,60	7,58	7,64
X6(persen)	5,46	5,49	5,91	5,79	5,05	6,4	6,86	6,93	6,66



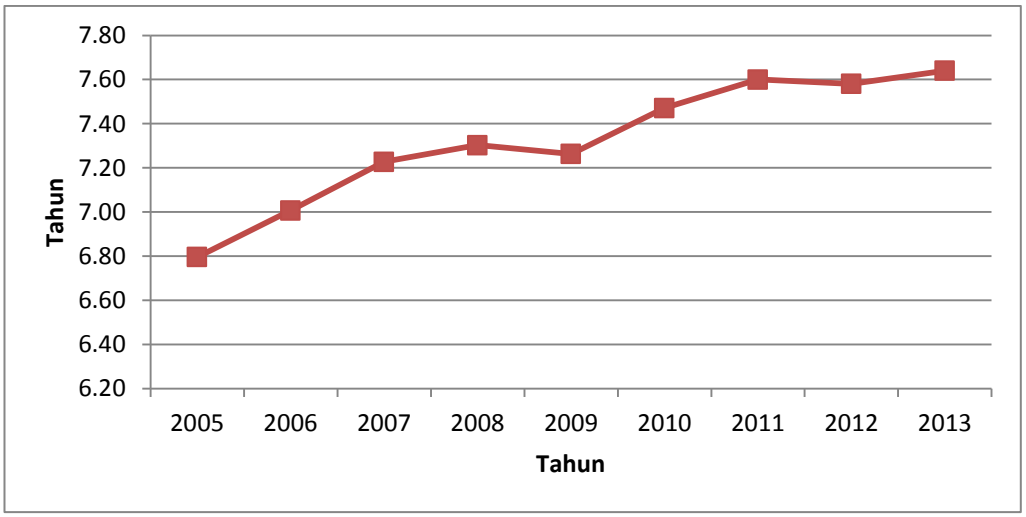
Sumber: Hasil olahan data BPS Provinsi Jawa Timur, 2005-2013

Gambar 4.2. Perkembangan rata-rata variabel X_1, X_2, X_4 dan X_6 tahun 2005-2013



Sumber: Hasil olahan data BPS Provinsi Jawa Timur, 2005-2013

Gambar 4.3. Perkembangan Rata-rata Variabel Angka Kematian Bayi Per 1000 Kelahiran Hidup (X_3) tahun 2005-2013



Sumber: Hasil olahan data BPS Provinsi Jawa Timur, 2005-2013

Gambar 4.4. Perkembangan rata-rata variabel Rata-rata Lama Sekolah (X_5) tahun 2005-2013

Secara umum, terjadi perkembangan yang baik untuk setiap variabel dari tahun 2005-2013. Berdasarkan Tabel 2 dan Gambar 2 di atas diperoleh bahwa untuk variabel X_1 yaitu umur kawin pertama di bawah 17 tahun dari tahun 2005-2007 terjadi penurunan, kemudian meningkat di tahun 2008 dengan kenaikan sebesar 8,7% dan kemudian mengalami penurunan lagi dari tahun 2009-2013. Pada variabel X_2 yaitu tingkat partisipasi angkatan kerja wanita mengalami peningkatan dari tahun 2005 dan persentase tertinggi yaitu tahun 2008 sebesar 56,53 % .

Pada variabel X_3 yaitu angka kematian bayi yang terdapat pada tabel 4.2 dan Gambar 4.3 memperlihatkan bahwa AKB di Jawa Timur mengalami penurunan, dari 41 per 1.000 kelahiran hidup pada tahun 2005 menjadi 32 jiwa per 1.000 kelahiran hidup pada tahun 2013. Hal ini menunjukkan adanya peningkatan dalam kualitas hidup dan pelayanan kesehatan masyarakat, serta semakin tingginya kesadaran dan pengetahuan masyarakat akan pentingnya kesehatan.

Pada variabel X_4 yaitu angka pravalensi pemakaian kontrasepsi pada tahun 2005-2007 tidak mengalami perubahan yang signifikan kemudian pada tahun 2008 mengalami penurunan sekitar 0,79% dan tahun 2009 terus meningkat secara lambat sampai tahun 2013 dengan persentase tertinggi sebesar 66,02%. Pada variabel X_5 yaitu rata-rata lama sekolah dari tahun 2005 sampai tahun 2013 semakin meningkat secara lambat.

Pertumbuhan ekonomi di Provinsi Jawa Timur dari tahun 2005-2013 menunjukkan peningkatan dari tahun ke tahun. Hal ini dapat dilihat pada Tabel 4.2 dan Gambar 4.2. Tahun 2006, Perekonomian Jawa Timur meningkat dari tahun 2005 sampai tahun 2007 kemudian terjadi penurunan sampai tahun 2009 sebesar 0,74% dari tahun sebelumnya. Selanjutnya pada tahun 2010 terjadi peningkatan 1,35% dari tahun sebelumnya sampai tahun 2012 dan pada tahun 2013 terjadi penurunan sebesar 0,27% dari tahun sebelumnya.

4.2.2 Pemodelan rata-rata jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) dengan Probit Panel

Pemodelan rata-rata jumlah ALH pada penelitian ini menggunakan regresi probit data panel. Dalam analisis regresi tidak diperkenankan terdapat kasus multikolinearitas, yaitu kondisi di mana terdapat hubungan yang erat antar variabel prediktor. Oleh karena itu sebelum melakukan pemodelan dilakukan deteksi multikolinearitas menggunakan nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) pada Tabel 4.3 berikut.

Tabel 4.3 Deteksi Multikolinearitas Regresi Probit Data Panel

Variabel	Nilai VIF
X_1	3,832
X_2	1,117
X_3	3,410
X_4	1,329
X_5	3,241
X_6	1,226

Sumber: Hasil olahan SPSS

Berdasarkan Tabel 4.3 dapat diketahui bahwa tidak terdapat VIF lebih dari 10. Hal ini menunjukkan bahwa tidak terdapat kasus multikolinearitas pada data. Dengan demikian, seluruh variabel prediktor dapat diikutsertakan dalam proses pemodelan selanjutnya.

Pemodelan rata-rata jumlah ALH menggunakan pendekatan regresi probit data panel model *random effect* diawali dengan melakukan pengujian parameter. Pengujian parameter bertujuan untuk mengetahui signifikansi dari pengaruh variabel-variabel prediktor terhadap variabel respon. Pengujian parameter pada regresi probit data panel yaitu dengan pengujian parameter secara serentak dan parsial. Berikut adalah pengujian parameter secara serentak.

H_0: $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_6 = 0$

H_1: Minimal ada satu $\beta_k \neq 0$, k= 1, 2,..., 6

Statistik uji:

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

Pengujian parameter secara serentak pada regresi probit panel digunakan untuk menguji peran koefisien $\boldsymbol{\beta}$ secara keseluruhan. Pengujian dilakukan dengan cara membandingkan nilai statistik uji G^2 dengan distribusi χ^2 pada derajat bebas 6. H_0 akan ditolak apabila $G^2 > \chi^2_{\alpha;6}$ atau nilai *p-value* $< \alpha$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, hasil uji *likelihood Ratio* diperoleh sebesar $548{,}38 > \chi^2_{(\alpha;6)}$ dan *p-value* sebesar $0{,}0000 < \alpha$ sehingga H_0 ditolak. Dengan demikian dapat dikatakan bahwa pada tingkat kepercayaan 95% minimal ada satu parameter yang signifikan pada model. Dengan kata lain minimal ada satu dari enam variabel prediktor yang

digunakan memilki pengaruh yang cukup signifikan terhadap rata-rata jumlah anak lahir hidup.

Selanjutnya melakukan uji parsial dengan uji *Wald*. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, diperoleh hasil sebesar 372,26>$\chi^2_{(\alpha;1)}$ dan *p-value* sebesar $0,00 < \alpha$ sehingga H_0 ditolak. Adapun hasil pengujian parameter secara parsial dapat dilihat pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 Pengujian Parameter Secara Parsial Pada Pemodelan Rata-Rata Jumlah ALH

Variabel	Koefisien	*Std.Error*	*W*	*p-value*	Keputusan
constant	-1.4681	0,9245	-1.60	0.112	
X_1	0.0551	0.0069	7,95	0.000	Tolak H_0
X_2	0.0019	0.0035	0.55	0.583	Gagal Tolak H_0
X_3	0.02499	0.0088	2.84	0.004	Tolak H_0
X_4	-0.0012	0.0058	-0.21	0.830	Gagal Tolak H_0
X_5	-0.3662	0.0655	-5,59	0.000	Tolak H_0
X_6	0.2565	0.0259	9,91	0.000	Tolak H_0
σ_u	1,7007	0,0914			
ρ	0,7431	0,0205			

Sumber: Hasil olahan STATA

Berdasarkan tabel 4.4 dapat diketahui bahwa dari 6 variabel prediktor yang diduga mempengaruhi rata-rata jumlah anak lahir hidup, hanya terdapat 4 variabel yang signifikan (nilai signifikansi kurang dari $\alpha = 5\%$), yaitu Umur kawin pertama usia di bawah 17 tahun (X_1), Angka Kematian Bayi (AKB) per 1000 kelahiran hidup (X_3), rata-rata lama sekolah (X_5) dan laju pertumbuhan ekonomi (X_6). Dengan demikian hanya terdapat 4 variabel prediktor yang secara statistik berpengaruh signifikan terhadap probabilitas suatu kabupaten/kota di provinsi Jawa Timur termasuk dalam kategori rata-rata jumlah anak lahir hidup di bawah atau di atas rata-rata jumlah ALH provinsi Jawa Timur.

Hasil dari pengujian parameter pada tabel 4.4 kemudian diuji kembali dengan menggunakan parameter-parameter yang signifikan sehingga diperoleh tabel 4.5 sebagai berikut.

Tabel 4.5 Pengujian Parameter Secara Parsial Berdasarkan Variabel yang Signifikan

Variabel	Koefisien	*Std.Error*	*W*	*p-value*
Konstanta	-1.4884	0.7447	-2.00	0.046
X_1	0.0550	0.0068	8.13	0.000
X_3	0.0254	0.0078	3.25	0.001
X_5	-0.3616	0.0640	-5.65	0.000
X_6	0.2558	0.0252	10.14	0.000
σ_u	1,6913	0.087		
ρ	0.741	0.0197		

Sumber: Hasil Olahan STATA

Berdasarkan Tabel 4.5 dapat diketahui bahwa nilai koefisien dari variabel prediktor X_1, X_3, X_5, X_6 memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon.

Model terbaik yang diperoleh melalui pendekatan regresi probit data panel dapat diukur kebaikan modelnya menggunakan ukuran kriteria kebaikan model. Pada penelitian ini ukuran kriteria kebaikan model yang digunakan adalah *Akaike's Information Criterion* (AIC). Berdasarkan nilai AIC, suatu model dapat dikatakan lebih baik apabila dapat menghasilkan nilai AIC yang lebih kecil. Berdasarkan hasil pengolahan data diperoleh perbandingan AIC dari hasil uji *Wald* dengan menggunakan 6 variabel dan 4 variabel prediktor seperti pada tabel 4.6 sebagai berikut.

Tabel 4.6 Perbandingan *Akaike's Information Criterion* (AIC)

Kriteria	Nilai	
	X1, X2, X3, X4, X5, X6	**X1, X3, X5, X6**
AIC	5110,627	5107,411

Sumber: Hasil Olahan STATA

Berdasarkan Tabel 4.6 nilai AIC yang dihasilkan dengan menggunakan 4 variabel prediktor yang signifikan lebih kecil daripada nilai AIC yang dihasilkan dengan menggunakan 6 variabel prediktor (memasukkan semua koefisien pada model). Dengan demikian, analisis dengan menggunakan 4 variabel yang signifikan lebih baik untuk pemodelan rata-rata jumlah ALH kabupaten/kota Provinsi Jawa Timur.

Model *random efek* yang baik tergantung pada pendekatan *goodness of the quadrature.* Jika koefisien berubah lebih dari 0,01%, maka pilihan titik kuadratur tidak signifikan mempengaruhi hasil dan tidak mendekati *likelihood* (Statacorp, 2013). Pada pemilihan titik kuadratur 12 diperoleh bahwa titik kuadratur pada variabel X_1 diperoleh perbedaan koefisien sebesar 0,1 % dengan titik kuadratur 8 dan 16 seperti pada lampiran 3A sehingga titik kuadratur yang diperoleh tidak signifikan mempengaruhi hasil. Oleh karena itu titik kuadratur ditambah sampai jumlah titik kuadratur sebanyak 60, sehingga diperoleh titik kuadratur yang stabil seperti pada lampiran 3B.

Berdasarkan tabel 4.5 nilai koefisien dapat digunakan untuk membentuk model terbaik melalui pendekatan regresi probit panel *random effect*. Diperoleh estimator pada standar deviasi (σ_u) sebesar 1,6913 dan estimator pada koefisien korelasi (ρ) sebesar 0,741 yang dihasilkan oleh metode kuadratur. Dengan demikian berdasarkan persamaan (2.12) y_{it}^* adalah sebagai berikut.

$$y_{it}^* = -1.488 + 0,055x_{1it} + 0,0254x_{3it} - 0,3616x_{5it} + 0,2558x_{6it} \qquad (4.13)$$

Jika $z = \gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + u_i$, di mana $\gamma = 0$ dan $u_i = 0$, maka model probit panel adalah

$$P(Y=1) = \Phi(z)$$
$$P(Y=0) = 1 - \Phi(z)$$

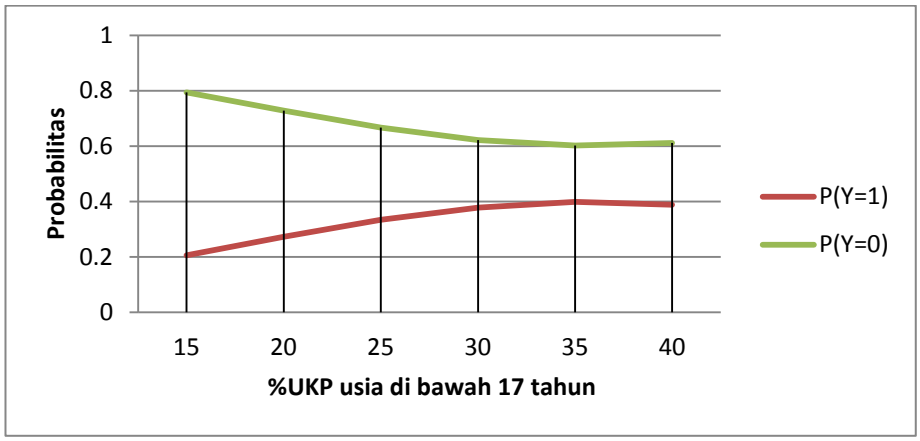
Jika suatu kabupaten/kota memiliki penduduk dengan persentase umur kawin pertama di bawah 17 tahun sebesar 25%, AKB sebesar 35 tiap 1000 jiwa, rata-rata lama sekolah 8 tahun dan pertumbuhan ekonomi sebesar 6 %, maka y_{it}^* adalah sebesar -0,582, sehingga probabilitas tiap kategori yang diperoleh adalah

$$P(Y=1) = \Phi(z) = \Phi(\text{-}0,582) = 0,3367$$
$$P(Y=0) = 1 - \Phi(\text{-}0,582)) = 0,6633$$

Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa kabupaten/kota tersebut tergolong dalam kategori rata-rata jumlah ALH di bawah rata-rata provinsi dengan peluang sebesar 66,33%.

Untuk melihat pengaruh masing-masing variabel prediktor terhadap rata-rata jumlah ALH di provinsi Jawa Timur adalah sebagai berikut.

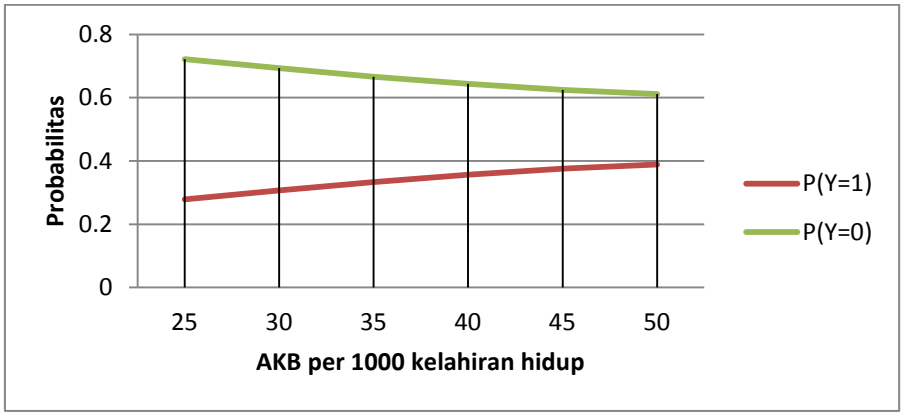
Pada gambar 4.5 menunjukkan bahwa semakin tinggi nilai persentase UKP di bawah 17 tahun, maka semakin tinggi probabilitas Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur yang memiliki rata-rata Jumlah ALH di atas rata-rata Provinsi. Probabilitas secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 5.A.



Gambar 4.5 Grafik Hubungan antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Persentase Usia Kawin Pertama di bawah 17 Tahun

Jumlah AKB per 1000 jiwa terhadap probabilitas rata-rata ALH di atas rata-rata Provinsi berbanding lurus. Semakin tinggi nilai AKB maka probabilitas rata-rata ALH di atas rata-rata provinsi semakin tinggi. Hubungan antara probabilitas dan AKB dapat dilihat pada Gambar 4.7. Ketika probabilitas kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur memiliki rata-rata jumlah ALH di atas Provinsi sebesar 30%, jumlah AKB per 1000 kelahiran hidup adalah sebesar 30 anak. Jika jumlah AKB per 1000 kelahiran hidup adalah sebesar 50, maka probabilitas Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur memiliki rata-rata jumlah ALH di atas Provinsi sebesar 39%. Probabilitas AKB secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 5.B.

Semakin banyak jumlah anak yang meninggal dalam suatu keluarga semakin banyak pula jumlah anak yang dilahirkan hidup. Hal ini berkaitan dengan upaya suatu keluarga untuk menggantikan anak yang telah meninggal. Melihat kenyataan ini menunjukkan bahwa kelangsungan hidup anak terancam, sehingga perlu meningkatkan kualitas hidup anak agar anak bisa hidup sehat dan dapat bertahan hidup lebih lama.

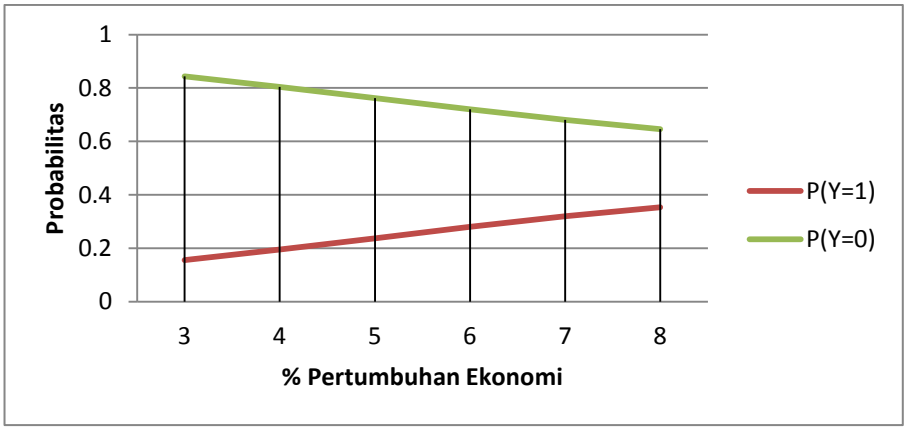


Gambar 4.6 Grafik Hubungan antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Angka Kematian Bayi per 1000 Kelahiran Hidup

Rata-rata lama sekolah terhadap probabilitas rata-rata ALH di atas rata-rata provinsi membentuk kurva. Berdasarkan Gambar 4.7, diperoleh bahwa rata-rata lama sekolah 4-6 tahun, berbanding lurus dengan probabilitas di atas rata-rata, semakin pendek masa sekolah, maka rata-rata ALH semakin tinggi, sedangkan untuk rata-rata usia sekolah 6-9 tahun, berbanding terbalik dengan probabilitas rata-rata ALH yakni semakin tinggi rata-rata lama sekolah, maka semakin rendah nilai probabilitas ALH yang diperoleh. Dari gambar 4.7 dapat disimpulkan bahwa untuk menekan rata-rata ALH, wanita di atas 15 tahun, sebaiknya mengecam pendidikan lebih lama. Probabilitas rata-rata lama sekolah secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 5C.

Gambar 4.7 Grafik Hubungan antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Rata rata Lama Sekolah

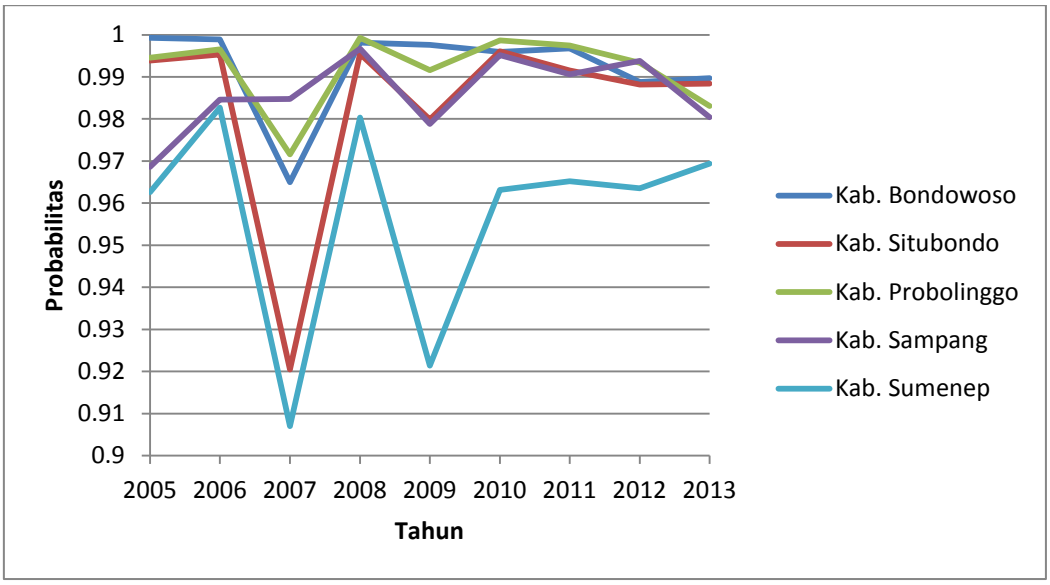
Pertumbuhan ekonomi terhadap probabilitas rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata Provinsi berbanding lurus. Semakin tinggi persentase pertumbuhan ekonomi, maka probabilitas rata-rata ALH semakin tinggi. Hubungan antara probabilitas dan pertumbuhan ekonomi dapat dilihat pada Gambar 4.8. Ketika Probabilitas kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur memiliki rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata Provinsi sebesar 0,21, maka persentase pertumbuhan ekonomi adalah sebesar 4%. Jika persentase pertumbuhan ekonomi sebesar 6%, maka probabilitas Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Timur memiliki rata-rata jumlah ALH di atas Provinsi sebesar 0,33. Probabilitas pertumbuhan ekonomi secara lengkap dapat dilihat pada lampiran 5.D.



Gambar 4.8 Grafik Hubungan antara Probabilitas $P(Y=1)$, $P(Y=0)$ dan Pertumbuhan Ekonomi

Berdasarkan prediksi probabilitas rata-rata jumlah anak lahir hidup pada kabupaten/ kota di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2005-2013 diperoleh bahwa kabupaten/kota yang memiliki rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata provinsi adalah Lumajang, Jember, Banyuwangi, Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Pasuruan, Bojonegoro, Tuban, Lamongan, Bangkalan, Sampang, Pemekasan, dan Sumenep, sedangkan kabupaten/kota yang memiliki rata-rata jumlah ALH di bawah rata-rata provinsi tahun 2005-2013 adalah Pacitan, Ponorogo, Trenggalek, Tulungagung, Blitar, Kediri, Malang, Sidoarjo, Mojokerto, Jombang, Nganjuk, Madiun, Magetan, Ngawi, Gresik, Kota Kediri, Kota Blitar, Kota Malang, Kota Probolinggo, Kota Pasuruan, Kota Mojokerto, Kota Madiun, Kota Surabaya dan

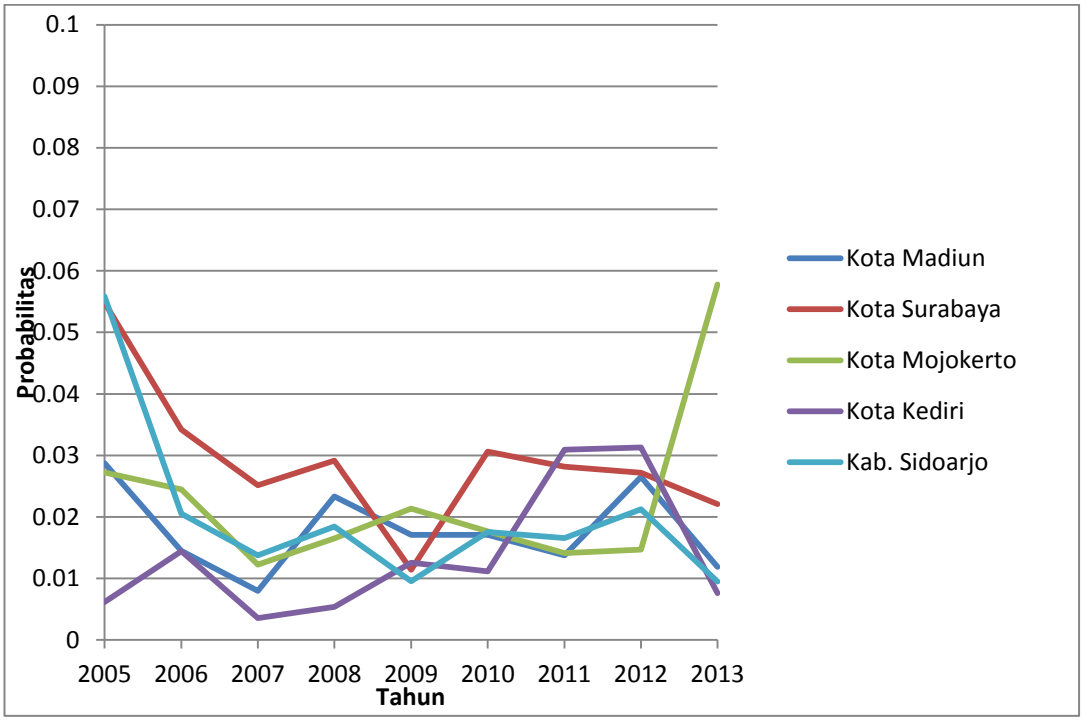
Kota Batu. Pada Gambar 4.9 berikut terdapat 5 kabupaten di Jawa Timur yang memiliki probabilitas rata-rata ALH terbesar.



Gambar 4.9 Grafik Prediksi Probabilitas Rata-rata Jumlah ALH Kabupaten Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Sampang, Sumenep Tahun 2005- 2013

Berdasarkan Gambar 4.9 lima kabupaten/kota yang memiliki probabilitas ALH di atas rata-rata Provinsi pada tahun 2005-2013 adalah Kabupaten Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Sampang dan Sumenep. Kelima kabupaten tersebut memiliki rata-rata jumlah ALH dengan $P(Y=1)>0,9$. Rata-rata jumlah ALH tertinggi didominasi oleh Kabupaten di Jawa Timur wilayah timur seperti Kabupaten Bondowoso, Kabupaten Situbondo, dan Kabupaten Probolinggo, serta wilayah Madura seperti Kabupaten Sampang, Kabupaten Sumenep. Hal ini berarti, pada kelima kabupaten ini memiliki penduduk wanita dengan umur kawin pertama usia di bawah 17 tahun dan angka kematian bayi yang masih relatif tinggi, serta wanita dengan tingkat berpendidikan yang rendah.

Selain itu, 5 kabupaten/kota di Jawa Timur yang memiliki probabilitas rata-rata ALH terkecil di bawah rata-rata jumlah ALH provinsi pada Gambar 4.10 berikut.



Gambar 4.10 Grafik Prediksi Probabilitas Rata-rata Jumlah ALH Kota Madiun, Surabaya, Mojokerto, Kediri dan Sidoarjo Tahun 2005-2013

Berdasarkan Gambar 4.10 di antara kabupaten/kota yang memiliki probabilitas ALH di bawah rata-rata Provinsi pada tahun 2005-2013 adalah Kota Madiun, Kota Surabaya, Kota Mojokerto, Kota Kediri dan Kota Sidoarjo. Kelima kabupaten tersebut memiliki rata-rata jumlah ALH dengan $P(Y=0)<0{,}1$. Kelima kota ini cenderung telah memiliki tingkat kesadaran sosial yang tinggi dengan menunda usia pernikahan, meningkatkan taraf kesehatan dan mengecam pendidikan tinggi.

Berdasarkan Gambar 4.9 dan Gambar 4.10 secara umum kabupaten/kota di Jawa Timur pada tahun 2005-2013 memiliki probabilitas rata-rata jumlah ALH yang fluktuatif. Untuk probabilitas rata-rata jumlah ALH di atas rata-rata provinsi terletak di wilayah timur Jawa Timur dan pulau Madura, sedangkan probabilitas rata-rata jumlah ALH di bawah rata-rata provinsi terletak di beberapa kota di Jawa Timur.

Model terbaik yang diperoleh melalui pendekatan regresi probit data panel dapat diukur kebaikan modelnya menggunakan nilai ketepatan klasifikasi. Nilai

ketepatan klasifikasi digunakan untuk mengukur akurasi model yang terbentuk yang diperoleh berdasarkan Tabel 4.7 berikut.

Tabel 4.7 Ketepatan Klasifikasi Rata-rata Jumlah ALH

Aktual	**Prediksi**		**Total**
	Rata-rata jumlah ALH di bawah provinsi(0)	Rata-rata jumlah ALH di atas provinsi(1)	
Rata-rata jumlah ALH di bawah provinsi (0)	177	38	215
Rata-rata jumlah ALH di atas provinsi (1)	62	65	127
Total	239	103	342

Tabel 4.7 merupakan hasil klasifikasi angka rata-rata jumlah ALH menggunakan model regresi probit data panel. Dengan demikian nilai ketepatan klasifikasi dari model regresi probit data panel pada pemodelan angka rata-rata jumlah anak lahir hidup dapat dihitung sebagai berikut:

$$\left(\frac{177}{342}\right)+\left(\frac{65}{342}\right)\text{x}100\% = 70,6\% \tag{4.14}$$

Berdasarkan perhitungan pada persamaan (4.14) di atas dapat diketahui bahwa ketepatan klasifikasi yang dihasilkan melalui pendekatan regresi probit data panel *random effect* adalah sebesar 70,6%.

BAB 5

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan pada bab 4 dapat diperoleh kesimpulan sebagai berikut.

1. Untuk melakukan estimasi parameter model probit panel *random effect* digunakan metode *Maximum likelihood* (MLE) dengan menggunakan pendekatan integral *Gauss Hermite*. Karena persamaan turunan pertama fungsi *likelihood* terhadap parameter menghasilkan bentuk yang tidak *close form*, maka proses estimasi parameter diselesaikan menggunakan proses iterasi *Newton Raphson*.
2. Variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap rata-rata jumlah ALH di provinsi Jawa Timur tahun 2005-2013 adalah umur kawin pertama di bawah usia 17 tahun, Angka Kematian Bayi (AKB) per 1000 kelahiran hidup, rata-rata lama sekolah dan laju pertumbuhan ekonomi, dengan ketepatan klasifikasi sebesar 70,6%. Model probit panel *random effect* terbaik yang diperoleh adalah:

   $$y_{it}^{*} = -1.488 + 0,055x_{1it} + 0,0254x_{3it} - 0,3616x_{5it} + 0,2558x_{6it}$$
3. Berdasarkan hasil prediksi probabilitas rata-rata jumlah ALH kabupaten/kota yang memiliki probabilitas ALH di atas rata-rata provinsi pada tahun 2005-2013 adalah Kabupaten Bondowoso, Situbondo, Probolinggo, Sampang dan Sumenep. Kelima kabupaten tersebut memiliki rata-rata jumlah ALH dengan $P(Y=1) > 0,9$. Di samping itu kabupaten/kota yang memiliki probabilitas ALH di bawah rata-rata provinsi pada tahun 2005-2013 adalah Kota Madiun, Kota Surabaya, Kota Mojokerto, Kota Kediri dan Kota Sidoarjo. Kelima kabupaten tersebut memiliki rata-rata jumlah ALH dengan $P(Y=0) < 0,1$.

5.2 Saran

Saran yang dapat direkomendasikan untuk penelitian selanjutnya adalah sebagai berikut.

1. Metode probit data panel dapat dikembangkan dengan memperhatikan efek waktu di samping efek individual (model dinamik) dengan menggunakan metode estimasi yang lainnya, seperti metode bayes, GEE, dsb.
2. Sebelum melakukan pemodelan, sebaiknya melakukan uji asumsi terlebih dahulu terutama uji *heteroskedastisitas* sehingga diperoleh pendekatan model terbaik yang dapat meminimumkan bias.

Lampiran 1. Data Penelitian

1.A. Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH) Kabupaten/Kota Jawa Timur Tahun 2005-2013

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	16,1	18,6	14,61	23,24	23,95	21,78	18,1	14,37	13,37
2	Kab. Ponorogo	26,4	20	22,58	28,5	28,53	24,82	20,66	22	20,45
3	Kab. Trenggalek	24,6	18,5	22,34	30,58	30,35	30,48	22,51	23,89	23,83
4	Kab.Tulungagung	29	20,6	22,27	25,5	23,55	22,34	21,81	21,9	21,66
5	Kab. Blitar	28,5	24,2	19,4	26,27	24,46	22,95	22	22,08	20,66
6	Kab. Kediri	26,1	20,6	17,05	22,39	20,84	20,71	17,03	17,49	16,48
7	Kab. Malang	31,3	26,5	23,78	34,13	33,19	30,05	29,79	23,6	27,11
8	Kab. Lumajang	41,2	35,1	30,3	41,93	43,15	34,5	33,67	33,88	30,09
9	Kab. Jember	38,7	31,9	34,12	45,75	43,5	40,79	38,69	36,13	38,13
10	Kab. Banyuwangi	33,2	31,6	26,53	36,52	35,34	31,04	33,36	30,79	28,15
11	Kab. Bondowoso	60,7	57,8	42,4	63,64	65,81	58,78	59,09	52,66	53,26
12	Kab. Situbondo	52,4	56,4	37,55	59,71	56,28	62,7	56,98	50,26	51,54
13	Kab. Brobolinggo	51,2	51,5	36,68	60,72	54,8	59,27	55,79	50,7	48,09
14	Kab. Pasuruan	31,7	28,9	25,53	34,44	33,33	33,63	31,62	25,81	30,25
15	Kab. Sidoarjo	13,1	10,7	9,32	13,96	11,96	13,92	10,07	10,59	8,72
16	Kab. Mojokerto	23,4	28,3	20,26	29,58	25,14	24,31	18,89	20,49	21,34
17	Kab. Jombang	17,7	22,1	19,67	24,2	23,33	22,38	20,65	18,5	18,62
18	Kab. Nganjuk	25,9	28,7	19,04	31,24	27,24	24,59	19,79	18,05	21,6
19	Kab. Madiun	27	26,8	22,2	26,31	32,76	29,47	23,59	22,58	21,88
20	Kab. Magetan	31,3	24,4	19,85	28,61	29,28	24,76	22,81	22,36	23,94
21	Kab. Ngawi	24	28,9	20,96	30,72	27,55	25,72	25,42	26,81	24,4
22	Kab. Bojonegoro	35,5	31,2	30,79	45,03	36,89	36,35	34,33	31,02	33,27
23	Kab. Tuban	34,1	31,6	26,95	36,57	37,81	34,67	31,22	33,15	29,51
24	Kab. Lamongan	40,9	36,3	28,71	43,36	38,79	37,44	36,37	31,56	32,16
25	Kab. Gresik	25,9	21	21,9	24,36	22,19	22,16	21,98	16,3	19,06
26	Kab. Bangkalan	29,7	27,9	32,34	43,23	38,58	37,43	30,04	25,12	27,14
27	Kab. Sampang	32,4	37,3	37,64	49,66	42,78	47,45	42,75	45,72	43,33
28	Kab. Pamengkasan	38	26,2	35,15	36,85	44,59	41,8	40,89	40,5	28,85
29	Kab. Sumenep	50,4	52,4	40,92	55,39	48,51	47,79	45,55	42,33	45,08
30	Kota Kediri	17,2	14,6	8,19	11,78	14,02	12,12	13,03	10,51	8,17
31	Kota Blitar	17,8	13	9,68	14,99	11,5	14,98	10,72	13,37	14,35
32	Kota Malang	20,5	13,2	13,44	16,43	21,02	17,75	11,47	10,82	11,42
33	Kota Probolinggo	32,9	30,3	21,9	31,16	25,28	27,28	28,89	27,46	20,88
34	Kota Pasuruan	20,2	19,8	16,31	20,59	19,29	21,88	18,87	18,69	16,18
35	Kota Mojokerto	13,8	17	9,67	14,08	14,66	13,05	11,86	10,39	10,85
36	Kota Madiun	14,9	11,9	9,15	12,3	14,32	13,32	11,31	11,84	10,03
37	Kota Surabaya	15,1	13	12,09	13,49	10,71	12,16	11,76	10,78	11,87
38	Kota Batu	28	29,3	19,53	24,34	21,75	26	22,59	24,72	19,04

1.B. Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja Wanita Kabupaten/Kota Jawa Timur Tahun 2005-2013

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	57,77	56,63	77,11	76,45	75,15	75	55,8	71,6	70,03
2	Kab. Ponorogo	54,22	47,86	64,02	56,59	60,82	61,96	55,31	63,54	61,67
3	Kab. Trenggalek	47,42	50,28	65,72	65,72	64,19	63,7	54,67	66,89	66,83
4	Kab.Tulungagung	55,55	52,78	65,11	63,82	64,06	63,31	54,95	60,02	59,4
5	Kab. Blitar	46,48	49,17	55,77	51,73	52,54	54,42	55,05	58,88	53,69
6	Kab. Kediri	49,13	46,22	48,59	46,59	48,84	50,6	55,07	56,41	52,99
7	Kab. Malang	51,09	48,9	54,78	56,08	51,21	52,3	54,82	53,93	53,9
8	Kab. Lumajang	41,56	39,7	43,48	46,01	47,99	43,54	54,56	48,72	50,35
9	Kab. Jember	45,62	41,66	46,76	51,81	51,62	48,38	54,46	44,73	47,71
10	Kab. Banyuwangi	54,3	46,57	52,61	57,03	54,11	54,62	54,74	60,68	57,5
11	Kab. Bondowoso	48,08	46,22	51,11	49,45	54,92	55,61	54,19	55,07	51,61
12	Kab. Situbondo	45,11	40,78	55,97	56,99	56,2	55,71	55,92	54	53,36
13	Kab. Brobolinggo	44,26	45,55	58,9	54,03	58,98	57,26	55,54	63,51	55,14
14	Kab. Pasuruan	47,73	41,77	55,77	57,56	55,14	53,43	55,69	54,96	55,32
15	Kab. Sidoarjo	46,27	40,41	50,95	51,83	49,49	53,23	55,28	50,72	53,99
16	Kab. Mojokerto	44,13	44,65	54,11	54,25	55,01	53,62	55,82	55,51	51,53
17	Kab. Jombang	44,24	42,39	49,82	53,23	53,53	53,06	54,87	48,82	46,36
18	Kab. Nganjuk	44,68	43,04	52	52,4	52,8	48,19	55,95	49,39	54,6
19	Kab. Madiun	48,06	46,88	49,87	122,66	50,62	52,68	55,43	54,83	53,07
20	Kab. Magetan	57,11	57,01	71,03	64,06	66,18	71,2	53,88	63,83	60,34
21	Kab. Ngawi	50,01	45,57	60,29	54,18	59,07	59,91	55,75	51,55	59,52
22	Kab. Bojonegoro	43,39	46,87	49,87	49,04	50,06	51,53	55,89	53,64	56,89
23	Kab. Tuban	44,64	39,42	47,68	50,2	52,61	51,36	55,2	48,05	55,08
24	Kab. Lamongan	51,89	51,29	50,94	53,74	52,72	50,85	55,24	54,91	58,3
25	Kab. Gresik	38,5	42,29	48,71	56,87	47,73	50,43	55,57	45,16	52,19
26	Kab. Bangkalan	49,45	49,35	47,53	52,6	56,79	55,72	52,89	57,51	58,25
27	Kab. Sampang	42,71	48,1	62,54	63,86	62,91	63,42	54,26	67,81	59,06
28	Kab. Pamengkasan	49,81	54,04	63,88	66,16	66,58	66,04	54,78	71,18	72,8
29	Kab. Sumenep	61,89	58,07	64,05	62,45	61,97	63,78	56,29	70,24	70,12
30	Kota Kediri	50,55	48,95	52,4	57,1	53,33	52,3	54,33	55,17	53,35
31	Kota Blitar	44,37	40,87	53,8	51,5	55,2	54,36	53,35	51,66	53,24
32	Kota Malang	49,33	48,94	51,8	50,03	54,23	52,98	53,1	52,32	54,72
33	Kota Probolinggo	40	33,71	45,63	48,28	48,76	45,43	54,72	53,46	49,86
34	Kota Pasuruan	41,87	37,42	44,2	49,77	50,44	46,95	54,7	53,39	56,07
35	Kota Mojokerto	45,45	47,42	47,77	52,81	5,3	55,48	55,61	57,75	57,97
36	Kota Madiun	44,67	50,71	42,14	46,49	47,73	57,74	54,04	48,8	53,24
37	Kota Surabaya	49,06	43,36	47,79	47,56	48,21	47,73	54,82	50,35	52,75
38	Kota Batu	44,49	39,99	46,75	47,06	49,74	48,86	55,15	53,87	53,48

1.C. Angka Kematian Bayi (AKB) per 1000 kelahiran hidup Kabupaten/Kota Jawa Timur Tahun 2005-2013

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	27,7	27,14	24,82	24,57	24,46	23,54	22,93	22,63	21,81
2	Kab. Ponorogo	35,5	34,21	32,01	31,41	30,72	28,97	27,32	27,03	25,33
3	Kab. Trenggalek	27,33	26,47	24,51	24,13	23,79	22,55	21,85	21,41	20,44
4	Kab.Tulungagung	27,33	27,14	25,62	25,38	24,13	23,07	22,27	22,02	21,09
5	Kab. Blitar	29,19	27,51	25,32	24,8	26,99	24,6	23,71	23,71	22,07
6	Kab. Kediri	34,39	34,21	33,39	33,17	31,15	29,86	29,07	27,79	26,75
7	Kab. Malang	39,6	39,18	38,93	38,72	33,46	32,1	30,75	30,46	29,1
8	Kab. Lumajang	45,06	44,64	43,31	42,88	41,34	39,67	38,55	37,89	36,49
9	Kab. Jember	63,05	61,72	59,59	58,47	59,13	57,74	56,45	56,33	54,99
10	Kab. Banyuwangi	46,32	44,65	43,91	43,3	40,6	38,29	35,04	34,81	32,03
11	Kab. Bondowoso	63,94	62,21	59,47	58,02	58,71	56,62	54,35	53,93	51,75
12	Kab. Situbondo	62,61	62,39	62,42	62,25	57,74	56,45	54,6	54,94	53,37
13	Kab. Brobolinggo	70,73	69,79	69,66	69,14	67,89	65,45	64,19	63,51	61,66
14	Kab. Pasuruan	60,39	60,17	59,81	59,48	55,36	53,34	51,62	51,07	49,2
15	Kab. Sidoarjo	32,16	31,6	30,79	30,51	28,18	25,43	23,88	24,27	22,11
16	Kab. Mojokerto	32,9	31,79	31,02	30,67	29,27	27,89	25,57	25,54	23,69
17	Kab. Jombang	32,53	31,42	29,24	28,69	28,81	28,05	27,03	27,56	26,67
18	Kab. Nganjuk	37,92	37,7	37,77	37,67	33,59	32,27	31,45	31,12	30,04
19	Kab. Madiun	36,65	35,88	35,2	34,86	33,16	32,07	31,35	31,18	30,28
20	Kab. Magetan	28,44	28,44	26,84	28,82	24,9	23,88	23,21	22,85	22,01
21	Kab. Ngawi	35,51	34,21	32,99	32,52	30,85	29,1	27,46	27,06	25,36
22	Kab. Bojonegoro	42,54	42,12	41,12	40,76	40,26	39,41	38,89	38,67	37,98
23	Kab. Tuban	42,54	41,7	40,34	39,9	38,22	36,96	34,84	34,41	32,72
24	Kab. Lamongan	38,76	38,34	37,96	37,72	36,62	34,58	34,02	33,72	32,42
25	Kab. Gresik	29,56	28,44	27,46	27,09	25,4	24,29	23,46	23,27	22,3
26	Kab. Bangkalan	61,72	61,72	59,81	59,21	56,91	55,69	54,22	54,56	53,21
27	Kab. Sampang	71,66	70,26	67,1	65,46	62,59	58,92	55,11	54,48	50,74
28	Kab. Pamengkasan	60,84	59,73	58,54	57,89	56,24	53,72	51,66	50,69	48,4
29	Kab. Sumenep	55,59	54,54	51,79	50,72	50,95	49,85	48,57	48,42	47,18
30	Kota Kediri	31,42	31,05	30,32	30,1	28,61	27,29	25,1	24,85	23,09
31	Kota Blitar	26,63	26,47	22,8	22,39	22,27	20,94	20,02	19,5	18,37
32	Kota Malang	34,02	32,53	30,13	29,49	29,3	27,85	25,26	24,74	22,72
33	Kota Probolinggo	34,02	33,09	31,58	31,18	30,16	28,35	25,6	25,12	22,84
34	Kota Pasuruan	44,64	43,38	42,27	41,68	42,42	41,97	41,31	39,45	38,89
35	Kota Mojokerto	26,63	26,3	24,9	24,66	23,74	22,8	22,21	21,88	21,12
36	Kota Madiun	28,82	28,63	27,92	27,75	25,21	24,27	23,43	23,24	22,35
37	Kota Surabaya	30,67	30,12	29,6	29,37	27,13	24,32	23,35	23,18	21,3
38	Kota Batu	35,88	34,39	31,91	31,38	32,17	30,52	29,27	28,87	27,42

1.D. Angka Pravalensi Pemakaian Kontrasepsi Kabupaten/Kota Jawa Timur Tahun 2005-2013 (Persen)

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	72,25	65,7	67,67	62,27	66,05	73,08	71,36	71,45	69,24
2	Kab. Ponorogo	61,96	62	57,56	55,33	57,89	60	61,23	65,13	66,05
3	Kab. Trenggalek	63,22	60,21	58,41	59,87	67,79	65,06	63,3	64,87	63,25
4	Kab.Tulungagung	50,53	49,08	46,14	53,93	53,71	54,01	58,53	59,38	59,05
5	Kab. Blitar	59,42	62,05	56,85	53,48	63,59	61,75	59,57	61,7	64,23
6	Kab. Kediri	63,66	59,43	61,93	62,39	64,95	60,74	65,49	64,72	62,52
7	Kab. Malang	63,73	61,19	62,99	63,02	62,71	68,38	69,97	70,03	73,14
8	Kab. Lumajang	54,7	51,59	60,06	56,83	62,71	66,43	69,53	70,36	71,65
9	Kab. Jember	60,47	56,9	61,26	60,26	64,02	62,78	63,39	67,39	69,89
10	Kab. Banyuwangi	58,21	58,5	61,86	62,24	67,7	61,76	66,85	73,47	68,03
11	Kab. Bondowoso	60,79	62,61	61,67	57,9	67,16	67,03	71,04	71,27	73,14
12	Kab. Situbondo	53,66	66,48	61,57	58,96	63,37	66,86	71,27	67,02	70,73
13	Kab. Brobolinggo	61,59	65,18	64,74	62,51	68,04	63,99	68,95	65,96	74,31
14	Kab. Pasuruan	63,8	69,11	69,17	63,61	68,11	68,32	69,25	72,26	70,9
15	Kab. Sidoarjo	64,99	71,59	64,29	70,64	72,49	67,78	70,23	68,78	66,29
16	Kab. Mojokerto	69,5	70,33	70,68	71,24	73,23	75,01	75,46	74,35	75,75
17	Kab. Jombang	62,85	66,46	68,41	63,86	68,77	70,13	73,4	74,26	73,99
18	Kab. Nganjuk	69,45	65,79	69,47	63,51	70,67	74,55	69,31	70,86	69,86
19	Kab. Madiun	69,87	67,38	63,11	61,85	66,29	63,52	66,59	64,2	63,08
20	Kab. Magetan	67,92	67,32	64,26	69,19	65,5	64,88	67,81	66,29	69,24
21	Kab. Ngawi	65,01	69,93	68,93	69,61	70,87	67,17	72,03	71,97	73,65
22	Kab. Bojonegoro	70,3	67,29	67,16	62,69	70,44	73,54	75,07	69,24	70,89
23	Kab. Tuban	59,29	60,4	68,31	61,7	68,3	69,67	67,67	65,34	69,07
24	Kab. Lamongan	63,45	61,86	61,68	60,28	69,5	67,04	65,78	67,83	67,31
25	Kab. Gresik	63,7	64,1	62,93	60,31	59,88	67,7	68,27	67,3	71,9
26	Kab. Bangkalan	33,53	26,7	30,26	30,48	35,89	36,66	32,8	48,02	44,3
27	Kab. Sampang	40,06	38,74	31,76	48,24	44,03	49,83	51,42	46,58	52,99
28	Kab. Pamengkasan	51,11	42,68	39,72	51,6	54,69	52,64	56,21	58,09	59,35
29	Kab. Sumenep	30,83	30,48	34,35	38,24	41,94	52,69	40,69	49,46	45,55
30	Kota Kediri	57,34	61,59	57,88	55,55	63,35	57,21	65,13	67,49	60,27
31	Kota Blitar	58,86	59,29	51,68	59,13	66,91	58,7	59,01	65,49	53,26
32	Kota Malang	57,52	56,93	58,46	56,76	59,16	63,66	65,65	58,52	60,62
33	Kota Probolinggo	65,63	65,07	61,17	63,27	70,38	64,85	68,35	65,46	73,93
34	Kota Pasuruan	61,44	64,26	61,98	61,66	66,88	62,64	58,84	66,52	76,24
35	Kota Mojokerto	57,38	61,72	60,95	56,14	67	63,82	62,08	67,34	77,32
36	Kota Madiun	59,93	58,46	57,78	48,34	60,01	55,75	59,75	61,97	55,35
37	Kota Surabaya	56,38	57,25	54,2	55,93	63,13	61,94	58,25	57,84	59,98
38	Kota Batu	70,53	68,29	66,17	66,45	69,42	69,15	65,2	66,17	62,53

1.E. Rata-rata Lama Sekolah Kabupaten/Kota Jawa Timur Tahun 2005-2013 (Tahun)

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	6,36	6,62	6,8	6,7	6,49	6,9	7,1	6,71	6,88
2	Kab. Ponorogo	6,11	6,37	6,69	6,62	6,53	6,7	6,8	7,18	7,49
3	Kab. Trenggalek	6,59	7,04	6,85	7,13	6,91	7,2	7,4	7,31	7,29
4	Kab.Tulungagung	6,89	7,1	7,68	7,55	7,82	7,8	8	7,95	7,86
5	Kab. Blitar	6,47	7,08	6,79	7,19	7,18	7,4	7,4	7,2	7,22
6	Kab. Kediri	6,99	7,01	7,63	7,23	7,23	7,6	7,9	7,62	7,75
7	Kab. Malang	5,96	6,65	6,81	6,71	6,67	6,8	6,9	7,08	7,08
8	Kab. Lumajang	5,1	5,76	5,73	6,04	5,88	6,1	6,2	6,18	6,52
9	Kab. Jember	5,58	6,29	6,11	6,1	6,81	6,5	6,8	6,24	6,28
10	Kab. Banyuwangi	5,9	6,68	6,54	6,66	6,65	6,9	7	7,25	7,12
11	Kab. Bondowoso	4,62	4,53	5,38	5,38	5,76	5,5	5,6	5,94	5,65
12	Kab. Situbondo	5,22	5,48	5,9	5,68	6,37	6,2	6,3	5,81	6,05
13	Kab. Brobolinggo	4,96	4,98	5,25	5,3	5,99	5,6	5,6	5,92	6,31
14	Kab. Pasuruan	6	6,16	6,37	6,65	6,97	6,3	6,4	6,83	6,83
15	Kab. Sidoarjo	9,19	9,48	9,61	9,42	9,28	9,8	9,9	9,92	10,23
16	Kab. Mojokerto	7,38	7,16	7,86	7,55	7,76	7,8	8	7,94	8,22
17	Kab. Jombang	7,42	7,21	7,66	7,69	7,85	7,8	7,9	8,04	8,03
18	Kab. Nganjuk	6,88	6,83	7,02	7,41	7,28	7,2	7,3	7,61	7,36
19	Kab. Madiun	6,92	6,71	6,82	7,39	7,43	7,4	7,5	7,3	7,39
20	Kab. Magetan	6,47	7,19	7,22	7,64	7,53	7,6	7,6	7,85	7,76
21	Kab. Ngawi	5,98	5,77	6,33	6,22	6,3	6,4	6,4	6,76	6,94
22	Kab. Bojonegoro	6,16	6,39	6,46	6,25	6,53	6,7	6,8	6,67	6,68
23	Kab. Tuban	6,08	6,09	6,24	6,16	6,26	6,4	6,6	6,53	6,82
24	Kab. Lamongan	6,39	6,76	6,92	7,14	6,98	7,2	7,2	7,59	7,79
25	Kab. Gresik	8,08	8,4	7,99	8,31	8	8,5	8,7	8,98	8,91
26	Kab. Bangkalan	4,77	4,93	4,48	4,63	5,19	5,2	5,2	5,74	5,66
27	Kab. Sampang	3,41	3,77	3,31	3,81	4,19	3,9	4,1	4,12	4,39
28	Kab. Pamengkasan	5,38	5,35	5,97	5,97	5,84	6,1	6,2	6,32	6,63
29	Kab. Sumenep	4,86	4,73	4,97	5,25	5,91	5,6	5,7	5,35	5,43
30	Kota Kediri	8,74	9,03	9,78	9,89	9,18	10,2	10,4	9,8	10,02
31	Kota Blitar	9,02	9,3	9,63	9,8	8,92	9,7	9,9	9,37	9,87
32	Kota Malang	9,56	10,57	9,92	10,45	9,38	10,8	11,1	10,6	10,27
33	Kota Probolinggo	7,6	7,86	8,47	8,42	8,25	8,5	8,6	8,67	8,79
34	Kota Pasuruan	8,44	8,54	8,92	8,68	8,54	8,8	9,1	9,05	8,89
35	Kota Mojokerto	9,47	9,48	9,84	9,69	8,94	10	10,1	10,11	8,22
36	Kota Madiun	9,62	9,56	10,32	10,09	9,38	10,4	10,5	10,24	10,94
37	Kota Surabaya	9,96	9,71	9,98	10,07	9,37	9,9	10	9,96	9,94
38	Kota Batu	7,72	7,7	8,4	8,64	8,45	8,5	8,6	8,32	8,76

1.F. Laju Pertumbuhan Ekonomi Jawa Timur Tahun 2005-2013 (Persen)

No.	Kabupaten/ Kota	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
1	Kab. Pacitan	3,97	4,16	5,07	5,34	5,28	6,66	6,72	6,77	6,02
2	Kab. Ponorogo	4,55	4,81	5,91	5,75	5,01	5,89	6,41	6,67	5,67
3	Kab. Trenggalek	4,36	4,37	5,38	5,68	5,02	6,16	6,53	6,72	6,21
4	Kab.Tulungagung	5,22	5,63	6,16	5,93	5,25	6,65	6,88	6,99	6,63
5	Kab. Blitar	5,57	5,06	5,64	6,01	5,05	6,12	6,42	6,44	6,18
6	Kab. Kediri	3,27	4,72	5,18	4,38	4,28	6,07	6,28	6,99	6,52
7	Kab. Malang	5,05	5,33	6,06	5,83	5,02	6,57	7,35	7,56	6,65
8	Kab. Lumajang	5,18	5,05	5,16	5,15	5,04	5,94	6,35	6,47	6,51
9	Kab. Jember	5,65	5,7	5,98	6	5,02	6,16	7,21	7,27	6,9
10	Kab. Banyuwangi	5,26	5,73	5,8	5,86	5,06	6,26	7,14	7,29	6,76
11	Kab. Bondowoso	5,4	5,56	5,49	5,32	5	5,69	6,28	6,47	6,27
12	Kab. Situbondo	5,53	5,4	5,4	5,04	5,02	5,89	6,39	6,62	6,87
13	Kab. Brobolinggo	4,75	5,44	5,89	5,84	5,12	6,25	6,33	6,67	6,58
14	Kab. Pasuruan	6,32	5,9	6,35	5,9	5,02	6,23	7,19	7,29	6,97
15	Kab. Sidoarjo	6,59	5,81	5,73	4,95	4,41	5,92	6,95	7,23	7,04
16	Kab. Mojokerto	6,93	5,13	5,44	5,87	5,03	6,87	7,23	7,29	6,92
17	Kab. Jombang	5,49	5,6	6,09	5,81	5,04	6,65	6,91	6,99	6,44
18	Kab. Nganjuk	5,64	5,87	6,09	5,99	5,18	6,32	6,47	6,72	6,73
19	Kab. Madiun	4,53	4,25	5,01	5,26	5,02	5,96	6,49	6,58	6,37
20	Kab. Magetan	4,85	4,75	5,19	5,07	5,02	5,81	6,18	6,51	6,67
21	Kab. Ngawi	4,82	4,43	5,16	5,49	5,05	6,19	6,2	6,67	6,98
22	Kab. Bojonegoro	8,88	10,03	13,01	9,24	6,55	10,97	9,2	5,82	5,3
23	Kab. Tuban	5,86	7,05	6,72	6,93	5,03	6,3	7,24	6,19	7,03
24	Kab. Lamongan	5,81	5,48	5,94	6,22	5,31	6,86	7,07	7,22	6,9
25	Kab. Gresik	7,88	6,94	6,88	6,17	5,96	6,89	7,39	7,43	7,14
26	Kab. Bangkalan	4,67	4,57	5	4,71	4,37	5,47	6,27	6,45	6,32
27	Kab. Sampang	3,84	4,61	4,21	4,65	4,27	5,4	6,14	6,19	5,74
28	Kab. Pamengkasan	4,99	4,65	4,71	5,59	5,04	5,77	6,27	6,43	6,28
29	Kab. Sumenep	3,31	4,08	4,08	4,36	4,22	5,51	6,36	6,49	6,44
30	Kota Kediri	1,58	3,82	4,35	4,31	4,19	5,99	7,93	7,67	6,45
31	Kota Blitar	6,07	6,01	6,26	6,79	5,31	6,66	6,64	6,84	6,57
32	Kota Malang	6,67	5,97	6,1	5,93	5,2	6,6	7,22	7,71	7,3
33	Kota Probolinggo	6,27	6,55	6,49	6,37	5,02	6,41	6,67	6,96	6,81
34	Kota Pasuruan	6,15	6,19	6,49	5,91	5,02	5,99	6,35	6,59	6,54
35	Kota Mojokerto	6,08	5,26	6,39	5,71	5,03	6,66	6,77	7,19	6,86
36	Kota Madiun	5,94	5,4	6,25	6,91	5,22	6,97	7,29	7,88	8,07
37	Kota Surabaya	7,35	6,64	6,74	6,84	5,17	7,47	7,65	7,76	7,34
38	Kota Batu	7,32	6,81	6,83	6,96	5,9	7,16	8,17	8,26	8,2

Lampiran 2

Uji Multikolinearitas

Coefficients[a]

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
(Constant)	1,684	,162		10,364	,000		
X1	-,006	,001	-,366	-4,240	,000	,261	3,832
X2	,004	,001	,137	2,929	,004	,895	1,117
X3	,007	,001	,435	5,331	,000	,293	3,410
X4	-7,921E-005	,001	-,003	-,065	,948	,753	1,329
X5	-,069	,011	-,506	-6,366	,000	,309	3,241
X6	,025	,009	,132	2,698	,007	,816	1,226

Lampiran 3. Nilai Kuadratur

3.A. Perbedaan Koefisien Dengan Titik Kuadratur 12

Quadrature check

	Fitted quadrature 12 points	Comparison quadrature 8 points	Comparison quadrature 16 points	
Log likelihood	-2547.3134	-2549.0207	-2547.5114	
		-1.7073201	-.19805509	Difference
		.00067024	.00007775	Relative difference
Y:	.05508983	.05640669	.05495438	
X1		.00131686	-.00013545	Difference
		.02390382	-.00245877	Relative difference
Y:	.00198765	.00228592	.00186934	
X2		.00029827	-.00011831	Difference
		.15006182	-.0595232	Relative difference
Y:	.02518726	.02421529	.02500827	
X3		-.00097197	-.00017899	Difference
		-.03858982	-.00710638	Relative difference
Y:	-.00123884	-.00177235	-.00122432	
X4		-.00053351	.00001452	Difference
		.4306536	-.01172201	Relative difference
Y:	-.36853513	-.38259635	-.36469556	
X5		-.01406123	.00383957	Difference
		.03815438	-.01041846	Relative difference
Y:	.25722435	.26086609	.25611999	
X6		.00364174	-.00110436	Difference
		.01415784	-.00429338	Relative difference
Y:	-1.4684847	-1.3702524	-1.4742127	
_cons		.09823225	-.00572806	Difference
		-.06689361	.00390066	Relative difference
lnsig2u:	1.0650771	1.097982	1.0592478	
_cons		.03290487	-.00582934	Difference
		.03089436	-.00547316	Relative difference

3.B. Perbedaan Koefisien Dengan Titik Kuadratur 60

Quadrature check

	Fitted quadrature 60 points	Comparison quadrature 40 points	Comparison quadrature 80 points	
Log likelihood	-2547.5316	-2547.5316	-2547.5316	
		-.00002544	2.444e-07	Difference
		9.988e-09	-9.595e-11	Relative difference
Y:	.05505077	.05505078	.05505082	
X1		1.806e-09	5.049e-08	Difference
		3.280e-08	9.172e-07	Relative difference
Y:	.00190923	.00190923	.00190925	
X2		6.472e-10	1.576e-08	Difference
		3.390e-07	8.256e-06	Relative difference
Y:	.02499433	.02499432	.02499426	
X3		-1.094e-09	-6.228e-08	Difference
		-4.378e-08	-2.492e-06	Relative difference
Y:	-.00124882	-.00124882	-.00124885	
X4		-5.346e-10	-2.312e-08	Difference
		4.281e-07	.00001851	Relative difference
Y:	-.36624536	-.36624539	-.3662464	
X5		-3.070e-08	-1.037e-06	Difference
		8.381e-08	2.832e-06	Relative difference
Y:	.25653556	.25653557	.25653578	
X6		7.187e-09	2.144e-07	Difference
		2.802e-08	8.356e-07	Relative difference
Y:	-1.46815	-1.4681498	-1.4681418	
_cons		1.721e-07	8.140e-06	Difference
		-1.172e-07	-5.544e-06	Relative difference
lnsig2u:	1.062119	1.062119	1.0621206	
_cons		5.166e-08	1.587e-06	Difference
		4.864e-08	1.495e-06	Relative difference

Lampiran 4. Pengujian Parameter Secara Serentak dan Parsial

```
Random-effects probit regression                Number of obs      =       342
Group variable: Kab                             Number of groups   =        38

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =         9
                                                               avg =       9.0
                                                               max =         9

                                                LR chi2(6)         =    548.38
Log likelihood  = -2547.3134                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Y	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
X1	.0550898	.0068845	8.00	0.000	.0415964	.0685833
X2	.0019876	.003463	0.57	0.566	-.0047996	.0087749
X3	.0251873	.0087417	2.88	0.004	.0080539	.0423207
X4	-.0012388	.0057795	-0.21	0.830	-.0125664	.0100887
X5	-.3685351	.0645137	-5.71	0.000	-.4949796	-.2420907
X6	.2572244	.0257745	9.98	0.000	.2067073	.3077414
_cons	-1.468485	.9183025	-1.60	0.110	-3.268325	.3313552
/lnsig2u	1.065077	.105979			.8573621	1.272792
sigma_u	1.703251	.0902544			1.535231	1.889658
rho	.7436596	.0202028			.7021092	.7812203

```
Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) =  1545.01 Prob >= chibar2 = 0.000

. estat ic
```

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	342	-2821.503	-2547.313	8	5110.627	5141.305

```
Random-effects probit regression                Number of obs      =       342
Group variable: Kab                             Number of groups   =        38

Random effects u_i ~ Gaussian                   Obs per group: min =         9
                                                               avg =       9.0
                                                               max =         9

                                                Wald chi2(4)       =    377.05
Log likelihood  = -2547.7054                    Prob > chi2        =    0.0000
```

Y	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
X1	.054979	.0067641	8.13	0.000	.0417216	.0682364
X3	.0253877	.0078198	3.25	0.001	.0100613	.0407142
X5	-.3616535	.0640455	-5.65	0.000	-.4871804	-.2361267
X6	.2557919	.0252208	10.14	0.000	.2063601	.3052238
_cons	-1.488449	.7446527	-2.00	0.046	-2.947941	-.0289563
/lnsig2u	1.050995	.1029155			.8492839	1.252705
sigma_u	1.6913	.0870305			1.529043	1.870775
rho	.7409659	.0197531			.7004169	.7777678

```
Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) =  1845.01 Prob >= chibar2 = 0.000

. estat ic
```

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	342	.	-2547.705	6	5107.411	5130.42

Lampiran 5. Probabilitas variabel yang mempengaruhi Rata-rata Jumlah ALH di Jawa Timur

5.A Probabilitas persentase umur kawin pertama usia di bawah 17 tahun (AKB=35 per 1000 kelahiran hidup, Rata-rata lama sekolah= 8 tahun, pertumbuhan ekonomi=6%)

Persentase UKP usia di bawah 17 tahun	P(Y=1)	P(Y=0)
15	0,206369	0,793631
20	0,272476	0,727524
25	0,333557	0,666443
30	0,378589	0,621411
35	0,398403	0,601597
40	0,388717	0,611283

5.B Probabilitas angka kematian bayi (UKP=25%, Rata-rata lama sekolah= 8 tahun, pertumbuhan ekonomi=6%)

AKB per 1000 kelahiran hidup	P(Y=1)	P(Y=0)
25	0,278401	0,721599
30	0,307124	0,692876
35	0,333557	0,666443
40	0,356649	0,643351
45	0,375427	0,624573
50	0,389067	0,610933

5.C Probabilitas Rata-rata lama Sekolah (UKP=25%, AKB=35 per 1000 kelahiran hidup, pertumbuhan ekonomi=6%)

Rata-rata lama sekolah	P(Y=1)	P(Y=0)
4	0,277929	0,722071
5	0,354087	0,645913
6	0,395708	0,604292
7	0,387908	0,612092
8	0,333557	0,666443
9	0,251594	0,748406

5.D Probabilitas pertumbuhan ekonomi (UKP=25%, AKB=35 per 1000 kelahiran hidup, Rata-rata lama sekolah= 8 tahun)

Pertumbuhan ekonomi	P(Y=1)	P(Y=0)
3	0,156905	0,843095
4	0,215415	0,784585
5	0,276983	0,723017
6	0,333557	0,666443
7	0,376205	0,623795
8	0,39739	0,60261

Lampiran 6

Nilai Probabilitas dan Prediksi Rata-rata Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)

No.	Kabupaten	Tahun	Y	P(Y=1)	$\hat{Y}$
1	Kab. Pacitan	2005	0	0,1184006	0
		2006	0	0,1342943	0
		2007	0	0,1117144	0
		2008	0	0,259752	0
		2009	0	0,2920973	0
		2010	0	0,3137621	0
		2011	0	0,2236253	0
		2012	0	0,206433	0
		2013	0	0,1254879	0
2	Kab. Ponorogo	2005	0	0,4273055	0
		2006	0	0,2754281	0
		2007	0	0,36614	0
		2008	0	0,4810726	0
		2009	0	0,4129094	0
		2010	0	0,3802394	0
		2011	0	0,3161087	0
		2012	0	0,3144695	0
		2013	0	0,163666	0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
37	Kota Surabaya	2005	0	0,0548632	0
		2006	0	0,0342092	0
		2007	0	0,025142	0
		2008	0	0,0291538	0
		2009	0	0,01139	0
		2010	0	0,0305978	0
		2011	0	0,0281427	0
		2012	0	0,0271515	0
		2013	0	0,0220882	0
38	Kota Batu	2005	0	0,5166536	1
		2006	0	0,4802729	0
		2007	0	0,185282	0
		2008	0	0,2425986	0
		2009	0	0,1532172	0
		2010	0	0,2991849	0
		2011	1	0,3002175	0
		2012	0	0,3849367	0
		2013	0	0,207219	0

DAFTAR PUSTAKA

Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis*, 2nd edition, Wiley-Inter-sciense A John Wiley & Sons,Inc., New York.

Agresti, A. (2007), *An Introduction to Categorical Data Analysis*, 2nd edition, Wiley-Inter-sciense A John Wiley & Sons,Inc., New York.

Arulampalam, Wiji. (1998), *A Note On Estimated Coefficients In Random Effects Probit Models*, Department of Economics,University of Warwick,UK.

Bantalgi, B. (2005), *Econometric analysis of Panel Data, 3rd edition*, John wiley & Sons, Ltd., New York.

BPS, BKKBN dan KEMENKES. (2007), *Survey Demografi dan Kesehatan Indonesia 2007*, Badan Pusat Statisika, Badan Kependudukan dan Keluarga Berencana Nasional, Kementerian Kesehatan, Jakarta.

Badan Pusat Statistik (BPS). (2009), *Perkembangan beberapa indikator utama Sosial-Ekonomi Indonesia,* BPS, Jakarta.

Badan Pusat Statistik (BPS). (2014). *Data Statistika Indonesia* (online). (http://www.datastatistik indonesia.com/portal/index.php?option=com_content&task=view&id=83&Itemid=115, diakses 14 Agustus 2014).

Bliss, C.I. (1934), "The Method of Probits", *American Association for the Advancement of Science*, Vol. 2039, hal. 38-39.

BPS Provinsi Jawa Timur. (2014), *Jumlah Penduduk Jawa Timur 2000-2013.* URL: http://jatim.bps.go.id/index.php?hal=tabel&id=4, diakses 2 Juli 2014).

Butler, J, S. dan Moffitt, R. (1982), "A Computationally Efficient Quadrature Procedure For The One-Factor Multinomial Probit Model", *Econometrica*, Vol.50, No.3, hal.761-764.

Casella, G. dan Berger, R.L. (2002), *Statistical Inference*, 2nd edition, Duxbury Press, An Imprint of Wadsworth Publishing Company Belmont, California.

Gujarati, DN. (2004), *Basic Econometric,* 4th edition, McGraw-Hill, New York.

Greene, W. (2004), "Convenient Estimators for The Panel Probit Model: Further result", *Empirical Economics*, Vol. 29, hal.21–47.

Greene, W. (2012), *Econometric Analysis*, 7th edition, New Jersey.

Guilkey, DK dan Murphy, JL. (1993), "Estimation and Testing in The Random Effect Probit Model", *Journal of Economics*, Vol.59, hal. 301-317.

Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data,* 2nd edition, Cambridge: University Press.

Harris, M., Macquarie LR. & Siouclis AJ. (2000), "A Comparison of alternative Estimators for Binary Panel Probit Models", *Working Paper* no 3/00, Melbourne Institute.

Harris, M., Rogers, M., and Siouclis, A. (2003), "Modelling Firm Innovation Using Panel Probit Estimators", *Applied Economics Letter*, Vol. 10, hal. 683-686.

Hocking, R.R. (1996), *Methods and Applications of Linear Models: Regression and Analysis of Variance,* New York: John Wiley & Sons, Inc.

Iswarati. (2009), *Proximate Determinant Fertilitas di Indonesia (Analisis Lanjut SDKI 2007),* BKKBN, Jakarta.

John, R.A., & Wichern, D.W. (1992), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice Hall, New Jersey.

Lechner, M. (1995), "Some Specification Tests for Probit Models Estimated on Panel Data", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.13, hal. 475-488.

Lee, L. F. (2000), "A Numerically Stable Quadrature Procedure for the One-factor Random-component Discrete Choice Model", *Journal of Econometrics*, Vol. 95, hal. 117-129.

Maddala, G. S. (1987), "Limited dependent variable models using panel data", *Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 3, hal. 307-337.

Mantra, I. B., (2003), *Demografi Umum*, Edisi kedua, Pustaka pelajar,Yogyakarta.

Matyas,L., Sevestre, P. (2008), *The Econometrics of Panel Data*, 3rd edition. Springer.

Nugraha, J. (2014), "Random Effect Model and Generalized Estimating Equations for Binary Panel Response, *Prosiding,* Konferensi Internasional Pada penelitian, Implementasi Dan Pendidikan Matematika dan Ilmu Pengetahuan, UNY, hal.47-54.

Puspita, F.I. (2013), *Model Probit Spasial Pada Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Klasifikasi IPM di Pulau Jawa*, Tesis, Institut Teknologi Sepuluh November, Surabaya.

Ratnasari, V. (2012), *Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Model Probit Bivariate*, Disertasi, Institut Teknologi Sepuluh November, Surabaya.

StataCorp. (2013), *Stata: Release 13*, Statistical Software, College Station, Texas.

Wooldridge, JM. (2010), *Econometric Analysis of Cross section and Panel Data*, 2nd edition, Masachusetts Institute of Technology.

BIODATA PENULIS

SUHARNI, dengan nama panggilan Arni, lahir pada tanggal 22 Mei 1988 di kota Sungguminasa, Sulawesi Selatan. Penulis merupakan anak pertama dari lima bersaudara. Pendidikan formal dimulai pada tahun 1993 di SD Inpres Pabangiang, kemudian dilanjutkan di SLTP negeri 1 sungguminasa tahun 1999, dan SMA Negeri 17 Makassar tahun 2002. Pendidikan S1 penulis dimulai tahun 2005 pada program studi statistika FMIPA Universitas Hasanuddin, kemudian melanjutkan S2 Jurusan Statistika FMIPA ITS (Institut Teknologi Sepuluh Nopember) Surabaya pada tahun 2012. Jika ingin diskusi mengenai penelitian ini silahkan diajukan melalui alamat email arnystat88@gmail.com.