TESIS - SS142501

MODEL REGRESI *STRATIFIED* COX DAN *EXTENDED* COX UNTUK MENGATASI *NON PROPORTIONAL HAZARD*

Studi Kasus : Lama Pemberian ASI di Propinsi Lampung Tahun 2013

ANITA MARYAMA
NRP. 1314201720

DOSEN PEMBIMBING
Dr. Wahyu Wibowo, M.Si
Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016

THESIS- SS14 2501

STRATIFIED COX AND EXTENDED COX REGRESSION MODEL FOR HANDLING NON PROPORTIONAL HAZARD

Case Study: Duration of Breastfeeding in Lampung Province in 2013

ANITA MARYAMA
NRP. 1314201720

SUPERVISOR
Dr. Wahyu Wibowo, M.Si
Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D

PROGRAM OF MAGISTER
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016

MODEL REGRESI *STRATIFIED* COX DAN *EXTENDED* COX

UNTUK MENGATASI *NON PROPORTIONAL HAZARD*

(Studi Kasus Lama Pemberian ASI di Propinsi Lampung Tahun 2013)

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

ANITA MARYAMA
NRP. 1314 201 720

Tanggal Ujian : 20 Januari 2016
Periode Wisuda : Maret 2016

Disetujui oleh:

1. Dr. Wahyu Wibowo, M. Si. (Pembimbing I)
NIP. 19740328 199802 1 001

2. Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D. (Pembimbing II)
NIP. 19720923 199803 2 001

3. Dr. Drs. I Nyoman Latra, M.S. (Penguji)
NIP. 19511130 197901 1 001

4. Dr. Vita Ratnasari, M.Si.. (Penguji)
NIP. 19700910 199702 2 001

5. Dr. Tiodora Hadumaon Siagian, M. Pop.Hum.Res. (Penguji)
NIP. 19700112 199112 2 001

Direktur Program Pascasarjana,

Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M. Sc., Ph. D.
NIP. 19601202 198701 1 001

Model Regresi *Stratified* Cox dan *Extended* Cox untuk Mengatasi *Non Proportional Hazard*
(Studi Kasus Lama Pemberian ASI di Propinsi Lampung Tahun 2013)

Nama mahasiswa	: Anita Maryama
NRP	: 1314201720
Dosen Pembimbing	: Dr. Wahyu Wibowo, M.Si
	Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D

ABSTRAK

Analisis *survival* merupakan salah satu prosedur dalam statistika untuk menganalisis data di mana variabel yang diperhatikan adalah waktu sampai terjadinya suatu kejadian (*event)* dan variabel-variabel lain yang diduga mempengaruhi waktu survival. Beberapa metode analisis tersedia untuk mendapatkan informasi dari data s*urvival*. Ada tiga macam pendekatan yaitu nonparametrik, parametrik, dan semiparametrik. Salah satu metode semiparametrik yang sering digunakan untuk menganalisis data *survival* yaitu regresi Cox. Penggunaan regresi Cox harus memenuhi asumsi *proportional hazard*, jika asumsi ini tidak terpenuhi dalam memodelkan regresi Cox, berarti komponen linear yang membentuk model dalam berbagai waktu tidak sesuai akibatnya pemodelan regresi Cox tidak tepat, dan disebut sebagai *non proportional hazard*. Untuk itu perlu dicari solusi untuk mengatasi permasalahan tersebut, yaitu dengan membentuk model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox. Dalam penelitian ini, sebagai aplikasinya diterapkan untuk kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013. Berdasarkan hasil pengolahan, model regresi *stratified* Cox lebih baik dibandingkan dengan model regresi *extended* Cox. Variabel yang signifikan mempengaruhi lamanya pemberian ASI pada model *stratified* Cox adalah tingkat pendidikan, dan untuk model *extended* Cox adalah tingkat pendidikan, jumlah anak lahir hidup dengan fungsi *heaviside* dan tempat tinggal dengan fungsi *heaviside*.

Kata Kunci : *lama menyusui, non proportional hazard, stratified Cox, extended Cox*

Stratified Cox and Extended Cox Regression Model for Handling Non Proportional Hazard (Case Study Duration of Breastfeeding in Lampung Province in 2013)

Name of Student	: Anita Maryama
NRP	: 1314201720
Supervisor	: Dr. Wahyu Wibowo, M.Si
	Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D

ABSTRACT

Survival analysis is a statistical procedure to analyze data in which variable to consider is the time to occurrence of an event and other variables that may have influenced the survival time. Several analytical methods are available to obtain information from the survival data. There are three kinds of approaches, non parametric, parametric, and semi parametric. One of the semi parametric method often is used to analyze the survival data is Cox regression. Using Cox regression must meet the assumptions of proportional hazard, if this assumption is not met in modeling Cox regression, it means the linear component establish the model in a variety of time does not match so the result of modeling Cox regression is not appropriate and it is referred to as non proportional hazard. For it is necessary to find a solution to overcome these problems namely by forming a stratified Cox and extended Cox regression model. In this study, as the application applied to duration of breastfeeding in Lampung Province in 2013. Based on the results, stratified Cox regression is better than the extended Cox regression model. Variables that significantly affect the duration of breastfeeding in stratified Cox model is the level of education, and the extended Cox model is the level of education, number of ever born child with the heaviside function and residence with the heaviside function.

Kata Kunci : *duration of breastfeeding, non proportional hazard, stratified Cox, extended Cox*

KATA PENGANTAR

Puji syukur alhamdulillah selalu terpanjatkan kepada Allah SWT yang telah memberikan segala rahmat, inayah dan hidayahNya kepada penulis yang tidak memiliki kekuatan sedekit sehingga hanya berkat rahmatNya penulis dapat menyelesaikan penulisan tesis dengan judul:

"Model Regresi *Stratified* Cox dan *Extended* Cox
untuk Mengatasi *Non Proportional Hazard*
(Studi Kasus Lama Pemberian ASI di Propinsi Lampung Tahun 2013)"

Dalam penyusunan tesis ini penulis menyadari sepenuhnya bahwa tesis ini sangat sulit terwujud tanpa adanya bantuan, bimbingan, dukungan dan do'a dari semua pihak, baik secara langsung maupun tidak langsung. Oleh karena itu pada kesempatan ini penulis mengaturkan banyak terima kasih kepada :

1. Badan Pusat Statistik (BPS) yang telah memberi kesempatan serta beasiswa kepada penulis untuk melanjutkan studi program S2 di ITS.
2. Bapak Dr. Wahyu Wibowo, M.Si dan Ibu Santi Wulan Purnami, M.Si, Ph.D. selaku dosen pembimbing yang telah bersedia meluangkan waktu, tenaga dan pikirannya, untuk memberikan bimbingan dan pengarahan dalam penyusunan tesis ini.
3. Bapak Dr. Drs. I Nyoman Latra, M.S., Ibu Dr. Vita Ratnasari, M.Si dan Ibu Dr. Tiodora Hadumaon Siagian, M. Pop.Hum.Res yang telah banyak memberikan saran dan masukan untuk kesempurnaan tesis ini.
4. Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS Surabaya.
5. Dr. Suhartono, M.Sc selaku Koordinator Program Studi Magister Jurusan Statistika ITS Surabaya.
6. Bapak dan Ibu dosen selaku pengajar di jurusan Statistika atas pembekalan ilmu selama penulis menempuh pendidikan di Program Studi Magister Jurusan Statistika ITS Surabaya.
7. Ayahanda Suhadi dan Ibunda Mutmainah selaku orang tua penulis, yang telah memberikan segalanya baik do'a, semangat, cinta, kasih sayang, ilmu dan bimbingan, yang tidak dapat penulis ganti dengan apapun.

8. Suamiku tercinta, Ayah Suprapto yang telah memberikan izin kepada penulis untuk melanjutkan pendidikan. Terima kasih atas segala do’a, cinta, kasih sayang, perhatian, pengorbanan selama ini.
9. Anakku tersayang, Aliful Huda Pratama, maafkan Bunda karena selama 1,5 tahun begitu banyak waktu berlalu tanpa Ayah. Terima kasih selalu ada buat Bunda.
10. Mbak Atik, Ante Annis, Mbak Fia dan Mas Bibi, terima kasih atas semuanya.
11. Dik Arina, terima kasih atas bantuannya, membuatku menjadi lega.
12. Teman-teman BPS angkatan 8, Mas Ali, Mas Duto, Mas Mur, Mas Henri, Mas Arip, Kak Nike, Aan, Rory, Widi, Dian, Mpih, Yanti, Santi, Yani, Vivin, Maul, Afni, Zablin dan Fatih, terima kasih atas segala bantuannya, kebersamaan dan kekompakannya selama menjalani pendidikan di ITS, senang bisa bertemu dan mengenal teman-teman semua, semoga dapat berjumpa lagi di lain kesempatan.

Pada akhirnya penulis menyadari bahwa penulisan tesis ini masih jauh dari kesempurnaan dalam arti sebenarnya. Oleh sebab itu saran dan kritik yang bersifat konstruktif penulis harapkan. Penulis berharap semoga penyusunan tesis ini bermanfaat bagi penulis sendiri dan para pembaca.

Surabaya, Februari 2016

Penulis

DAFTAR ISI

DAFTAR GAMBAR

DAFTAR TABEL

DAFTAR LAMPIRAN

BAB 1
PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Analisis *survival* merupakan salah satu prosedur dalam statistika untuk menganalisis data di mana variabel yang diperhatikan adalah waktu sampai terjadinya suatu kejadian (*event)* dan variabel-variabel lain yang diduga mempengaruhi waktu survival (Kleinbaum dan Klein, 2012). Waktu suatu objek telah bertahan selama periode pengamatan atau sampai terjadinya suatu *event* yang diinginkan disebut *survival time* atau *failure time*. Dengan kata lain, *survival time* adalah suatu variabel yang mengukur waktu dari sebuah titik awal tertentu sampai dengan sebuah titik akhir yang ingin diperhatikan. Analisis *survival* banyak digunakan pada bidang-bidang terapan seperti ilmu kedokteran, ekonomi, sosiologi, psikologi, teknik dan berbagai bidang lain. Kejadian (*event)* dapat dianggap sebagai suatu kegagalan (*failure)*, karena *event* yang diperhatikan biasanya berupa kematian pasien, kambuhnya penyakit setelah perawatan, kerusakan mesin, dan lain sebagainya. Disamping itu, terdapat juga kasus kegagalan yang kejadiannya positif, seperti sembuhnya seseorang setelah dilakukan operasi.

Manfaat yang dapat dipetik dari analis *survival* bermacam-macam, misalnya dokter medis dapat meneliti efektivitas penggunaan obat tertentu dan para insinyur dapat meneliti kekuatan desain instrumennya. Ilustrasi berikut ini menunjukkan mengapa analisis *survival* lebih tepat digunakan untuk situasi tersebut dari pada alat analisis lainnya (Gudono, 2014). Jika peneliti medis ingin meneliti ketahanan tubuh manusia yang terkena virus baru yang sangat berbahaya dan saat ini belum ada obatnya. Ingin diketahui apakah faktor-faktor tertentu seperti usia, gender, dan sebagainya mempengaruhi ketahanan tubuh sebagaimana ditunjukkan oleh lama waktu penderita mampu *survive* (tidak mati). Sekilas seolah-olah masalah ini dapat dicermati dengan analisis regresi logistik di mana peneliti dapat menentukan proporsi yang survive dan yang mati. Namun regresi logistik bisa saja tidak optimal karena tidak mempertimbangkan aspek waktu atau lama waktu pasien dapat bertahan hidup. Misalnya ada pasien yang meninggal sebulan kemudian (Februari) sejak menunjukkan tanda-tanda terkena virus, ada pula yang bisa bertahan sampai dengan bulan Desember. Analisis regresi logistik biasa tidak membedakan keduanya dengan baik.

Kemungkinan yang lainnya adalah menggunakan analisis regresi berganda di mana lama waktu (sejak subjek diobservasi sampai dengan sembuh/meninggal) digunakan sebagai variabel dependen. Pendekatan ini pun menimbulkan masalah baru, terutama jika ada penyensoran di mana ada sebagian subjek yang datanya tidak terobservasi atau misalnya dia bertahan melewati batas akhir periode amatan. Jika proporsi penderita yang tersensor ini kecil (misalnya 10%) mungkin dapat dibaikan saja. Namun, bila proporsinya besar (misalnya di atas 50%) penggunaan regresi berganda akan memberikan hasil yang bias.

Beberapa metode analisis tersedia untuk mendapatkan informasi dari data s*urvival*. Ada tiga macam pendekatan yaitu nonparametrik, parametrik, dan semiparametrik. Metode nonparametrik misalnya dengan menggunakan estimasi Kaplan-Meier. Akan tetapi, hanya melihat waktu *survival* saja tidak bisa mengakomodir keberadaan informasi dari pengukuran lainnya. Sedangkan dalam metode parametrik dilakukan dengan mencari sebaran atau distribusi teoritis yang telah dikenal dalam ilmu statistik seperti distribusi Eksponensial, Normal, Lognormal atau Weibull. Jika distribusi data diketahui, maka kita dapat mengestimasi parameternya. Untuk metode semiparametrik, kita tidak perlu mencari distribusi teoritis. Salah satu metode semiparametrik yang digunakan untuk menganalisis data *survival* yaitu regresi Cox. Regresi Cox ini populer dan sering digunakan, karena walaupun bentuk fungsional *baseline hazard* tidak diketahui, tetapi model regresi Cox ini tetap dapat memberikan informasi yang berguna, berupa *hazard ratio* (HR) yang tidak bergantung pada *baseline hazard*. Sementara itu Heeringa, West dan Berglund (2010) menyebutkan bahwa regresi Cox bersifat semiparametrik karena tidak ada asumsi yang mendasari distribusi peluang waktu *survival*. Asumsi yang dibutuhkan hanya *proportional hazard* yaitu bahwa fungsi hazard suatu individu terhadap fungsi hazard individu yang lain adalah proporsional (Guo, 2010).

Apabila asumsi *proportional hazard* ini tidak terpenuhi dalam memodelkan regresi Cox, berarti komponen linear yang membentuk model dalam berbagai waktu tidak sesuai akibatnya pemodelan regresi Cox tidak tepat (Kleinbaum dan Klein, 2012). Menurut Collet (2003), disebutkan bahwa jika asumsi ini tidak terpenuhi berarti komponen linier dari model berubah-ubah tergantung waktu dan dikatakan *non proportional hazard*. Ada 3 pilihan untuk mengatasi *non proportional hazard* yaitu mengeluarkan variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi dari model, menggunakan model *stratified* Cox dan dengan model *extended* Cox. Seperti penelitian yang sudah dilakukan oleh Ata dan Socer (2007), dalam penelitian ini juga akan digunakan model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox. Selanjutnya dipilih model terbaik untuk mengatasi permasalahan *non proportional hazard* tersebut. Sebagai aplikasi dari permasalahan tersebut akan diambil studi kasus tentang lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013 karena data lama pemberian ASI merupakan data *survival*.

Dalam rangka menurunkan angka kesakitan dan kematian anak, *United Nation Children Fund* (UNICEF) dan *World Health Organization* (WHO) merekomendasikan sebaiknya anak hanya disusui Air Susu Ibu (ASI) selama paling sedikit enam bulan. Makanan padat seharusnya diberikan sesudah anak berumur 6 bulan, dan pemberian ASI dilanjutkan sampai anak berumur dua tahun. Menurut WHO, jika setiap anak yang disusui dalam waktu satu jam kelahiran, hanya diberikan ASI selama enam bulan pertama kehidupan, dan terus menyusui sampai usia dua tahun, sekitar 800.000 jiwa anak akan diselamatkan setiap tahun. Adanya faktor protektif dan nutrien yang sesuai dalam ASI menjamin status gizi bayi baik serta kesakitan dan kematian anak menurun. Beberapa penelitian epidemiologis menyatakan bahwa ASI melindungi bayi dan anak dari penyakit infeksi, misalnya diare, *otitis media*, dan infeksi saluran pernafasan akut bagian bawah (Khamzah, 2012).

Sedangkan di Indonesia, dukungan pemerintah dalam hal ini dituangkan dalam Peraturan Pemerintah (PP) Republik Indonesia Nomor 33 Tahun 2012 tentang pemberian ASI eksklusif yang diputuskan pada tanggal 1 Maret 2012. Kemudian juga tertuang dalam Keputusan Menteri Kesehatan Nomor

450/MENKES/SK/VI/2004 yang menetapkan ASI eksklusif di Indonesia selama 6 bulan dan dianjurkan dilanjutkan sampai dengan anak berusia dua tahun atau lebih dengan pemberian makanan tambahan yang sesuai. PP ini dibuat selain untuk menjamin pemenuhan hak bayi untuk mendapatkan ASI, juga untuk melindungi ibu dalam memberikan ASI kepada bayinya.

Pengumpulan data mengenai lama pemberian ASI diantaranya melalui Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) yang dilakukan oleh Badan Pusat Statistik (BPS). Dari hasil SUSENAS didapat rata-rata lama pemberian ASI di Indonesia sebesar 20 bulan pada rentang waktu 2008-2012. Angka ini masih kurang dari yang disarankan WHO yaitu selama dua tahun. Sedangkan di Propinsi Lampung, hasil SUSENAS tahun 2013 dari populasi anak berumur 24-59 bulan, yang disusui kurang dari 24 bulan masih cukup tinggi yakni mencapai 60,70 persen.

Beberapa penelitian tentang lama pemberian ASI dengan menggunakan regresi Cox juga sudah banyak dilakukan, di antaranya yaitu penelitian tentang ASI eksklusif menggunakan analisis survival dilakukan di Xinjiang, China oleh Xu, Binns, Zeng, Wang, Zao dan Lee (2007). Median durasi menyusui eksklusif berdasarkan faktor demografi dihitung dengan estimasi Kaplan Meier dan regresi Cox digunakan untuk melihat pengaruh faktor demografi terhadap lama pemberian ASI eksklusif. Penelitian lain tentang ASI dilakukan di Belgia oleh Robert, Coppieters, Swennen dan Dramaix (2014). Analisis statistik yang digunakan adalah kurva survival Kaplan-Meier, *log-rank* dan Breslow test serta regresi Cox. Penelitian di Vietnam juga dilakukan Thu, Eriksson, Khanh, Petzold, Bondjers, Kim, Thanh dan Ascher pada tahun 2012 yang meneliti di satu daerah perkotaan dan satu daerah perdesaan tentang lama pemberian ASI. Terdapat 2.690 bayi yang dipantau pemberian ASI-nya setiap bulan dan dibagi menjadi empat strata berdasarkan kombinasi jenis kelamin dan daerah tempat tinggal. Pemodelan regresi Cox dilakukan pada masing-masing strata tersebut. Penelitian yang sama juga dilakukan di Kuwait oleh Dashti, Scott, Edwards, dan Al-Sughayer pada tahun 2014. Regresi Cox digunakan untuk melihat hubungan antara durasi menyusui dan berbagai karakteristik yang diduga mempengaruhinya. Agampodi, Suneth, Thilini dan Piyaseeli (2007) juga melakukan penelitian serupa di Sri

Lanka. Analisis yang digunakan adalah kurva *survival* Kaplan-Meier dan model *Cox proportional hazard.*

1.2 Rumusan Masalah

Penggunaan regresi Cox harus memenuhi asumsi *proportional hazard*, jika asumsi ini tidak terpenuhi, berarti komponen linear yang membentuk model dalam berbagai waktu tidak sesuai akibatnya pemodelan regresi Cox tidak tepat. Untuk mengatasi permasalahan ini dapat dibentuk model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox. Sehingga dapat diambil pokok permasalahan yang ingin diteliti yaitu bagaimana model dan estimasi parameter dari regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox dan bagaimana mengaplikasikan pada kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung dengan membandingkan kedua model (*stratified* dan *extended* Cox).

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan diatas, maka tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah:

1. Mengkaji estimasi parameter dari model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox
2. Mendapatkan model regresi Cox lama pemberian ASI dan mengetahui faktor-faktor sosial ekonomi yang mempengaruhi lama pemberian ASI serta mendapatkan model terbaik untuk kasus *non proportional hazard.*

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mengembangkan wawasan keilmuan dan pengetahuan mengenai regresi Cox, khususnya untuk kasus *non proportional hazard*
2. Memberikan informasi mengenai faktor-faktor sosial ekonomi yang mempengaruhi lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013.

1.5 Batasan Masalah

Dalam penelitian ini ada beberapa batasan masalah, di antaranya yaitu:

1. Unit observasi dalam penelitian ini adalah balita umur 1-59 bulan di Propinsi Lampung yang pernah diberikan ASI
2. Unit observasi dalam penelitian ini adalah balita yang memiliki ibu kandung yang tinggal bersama di dalam rumah tangga balita tersebut
3. Sensor yang digunakan adalah sensor kanan.
4. Status bekerja ibu berdasarkan keadaan seminggu yang lalu dari waktu pencacahan.

BAB 2
TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Analisis *Survival*

Analisis *survival* adalah salah satu metode statistika untuk menganalisis data dimana variabel responnya berupa waktu sampai suatu peristiwa atau *event* terjadi. Analisis ini memfokuskan perhatian pada suatu kelompok yang terdiri dari kumpulan individu di mana masing-masing individu memiliki waktu *survival*, yaitu selang waktu sampai terjadi kejadian yang diharapkan (Cox dan Oakes, 1984). Kejadian dapat didefinisikan sebagai perubahan kualitatif berupa transisi dari suatu status ke status lain (Allison, 2010). Hal yang menarik dalam analisis *survival* adalah adanya titik kejadian *(event point)* dalam kelompok atau kelompok-kelompok individu yang disebut gagal (*failure*), dan waktu bertahannya disebut waktu hidup (*life time*). Cox dan Oakes (1984) mensyaratkan tiga hal yang harus dipenuhi untuk menentukan waktu *survival* secara teliti, yaitu:

1. Ada waktu permulaan
2. Skala pengukuran waktu yang jelas
3. Definisi kejadian harus jelas

Secara umum, dalam analisis *survival* terdapat dua jenis data yang bisa digunakan, yaitu:

1. Data Lengkap

   Data lengkap terjadi bila semua individu yang diamati (unit observasi) selama periode penelitian tertentu mengalami kejadian yang diinginkan. Data ini yang disebut data tidak tersensor.
2. Data Tidak Lengkap

   Data tidak lengkap terjadi bila tidak semua unit observasi yang diamati selama periode penelitian tertentu mengalami kejadian yang diinginkan sehingga waktu *survival* yang sebenarnya dari sebagian objek tidak diketahui. Data dari individu yang belum mengalami kejadian yang diinginkan ini yang disebut sebagai data tersensor (Lee dan Wang, 2003).

2.1.1 Data Tersensor

Data tersensor merupakan data yang tidak dapat diamati secara utuh karena subyek penelitian hilang ataupun dengan alasan lain sehingga tidak dapat diambil datanya, atau sampai akhir penelitian subyek tersebut belum mengalami kejadian tertentu. Lee dan Wang (2003) membagi tipe data tersensor menjadi tiga macam yaitu:

1) Tersensor tipe I

   Dikatakan tersensor tipe I jika periode penelitian telah ditentukan dan objek penelitian masuk ke dalam penelitian pada waktu yang sama.

2) Tersensor tipe II

   Pada data tersensor tipe II, individu masuk ke dalam penelitian pada waktu yang sama dan penelitian dihentikan bila sejumlah individu telah mengalami kejadian yang diharapkan.

3) Tersensor tipe III

   Data disebut tersensor tipe III jika setiap individu masuk ke dalam penelitian pada waktu yang berbeda.

Sedangkan menurut Collet (2003) dalam analisis survival terdapat 3 jenis penyensoran yaitu:

a. Sensor kiri (*left censoring*)

   Sensor kiri merupakan sensor yang dilakukan ketika waktu awal dari subyek pengamatan tidak teramati namun kejadian (*failure time*) secara penuh dapat diamati sebelum penelitian berakhir. Sebagai contoh peneliti mengobservasi seorang yang positif menderita HIV. Peneliti mencatat kejadian tepatnya seseorang tersebut mendapatkan tes pertamanya dan positif HIV namun peneliti tidak memiliki catatan tentang waktu tepatnya seseorang tersebut terjangkit virus pertama HIV dan kapan tepatnya virus itu berkembang. Dengan demikian penderita HIV tersebut tersensor kiri yaitu ketika mengalami kejadian tes pertama dengan hasil positif menderita HIV.

b. Sensor kanan (*right censoring*)

   Sensor kanan terjadi ketika subyek yang masuk dalam observasi dapat diamati secara penuh namun hingga akhir penelitian belum mengalami kejadian. Sebagai contoh suatu subyek penderita kanker diteliti sejak umur 10 tahun saat mulai didiagnosa dokter subyek tekena kanker. Peneliti menetapkan periode amatan selama 5 tahun. Namun subyek pindah ke negara lain saat berumur 14 tahun. Subyek masih memiliki waktu survival dalam penelitian setidaknya satu tahun. Sehingga waktu pengamatan individu tersebut dikatakan tersensor kanan.

c. Sensor interval (*interval censoring*)

Sensor interval adalah sensor yang waktu survival berada dalam suatu selang tertentu. Sebagai contohnya, jika catatan medis menunjukkan bahwa pada saat berumur 30 tahun penderita HIV dalam contoh diatas dalam kondisi sehat, belum terjangkit virus HIV. Katakan penderita melakukan tes pertama saat berumur 40 tahun. Dengan demikian usia saat didiagnosis positif HIV adalah antara 30 dan 40 tahun.

2.1.2 Fungsi Waktu *Survival*

Waktu survival akan bervariasi secara acak, dan seperti variabel acak lainnya, waktu survival akan membentuk distribusi. Lee and Wang (2003) mewakilkan distribusi waktu survival menjadi tiga fungsi yaitu:

1. Fungsi Densitas Peluang *(Probability Density Function)*

T didefinisikan sebagai waktu survival dan merupakan variabel acak nonnegatif kontinu. Fungsi kepekatan peluang adalah limit peluang bahwa individu mengalami kejadian pada interval pendek antara t dan t+Δt.

$$f(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P\{individu\ mengalami\ kejadian\ pada\ interval\ (t, \mathrm{t} + \Delta \mathrm{t}\}}{\Delta \mathrm{t}}$$

$$f(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P\{t \leq T \leq t + \Delta \mathrm{t}\}}{\Delta \mathrm{t}} \quad (2.1)$$

Fungsi sebaran kumulatif dari f(t) adalah:

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(t)dt \quad (2.2)$$

F(t) adalah peluang individu mengalami kejadian hingga waktu t.

2. Fungsi *Survival*

Fungsi *survival* S(t) didefinisikan sebagai peluang individu bertahan lebih lama dari waktu t. Dalam penelitian ini, fungsi tersebut menyatakan peluang seorang anak masih diberikan ASI selama lebih dari t bulan.

S(t) = P (individu dapat bertahan lebih dari waktu t)

$$= P(T > t) = 1 - F(t) \quad (2.3)$$

Fungsi *survival* atau kurva *survival* biasa digunakan untuk mencari median waktu *survival* dan membandingkan distribusi *survival* dari dua kelompok atau lebih. Biasanya nilai rata-rata digunakan untuk menggambarkan *central tendency*, namun pada distribusi *survival* penggunaan median akan lebih baik karena adanya sejumlah amatan yang mempunyai waktu *survival* yang sangat pendek maupun panjang akan membuat nilai rata-rata *survival*-nya menjadi tidak proporsional.

3. Fungsi *Hazard*

Fungsi *hazard* dinotasikan dengan h(t), dapat diinterpretasikan sebagai peluang individu mengalami kejadian yang diharapkan pada interval yang sangat singkat, jika diasumsikan individu tersebut mampu bertahan pada awal interval.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P\{individu\ yang\ bertahan\ hingga\ waktu\ t\ mengalami\ kejadian\ pada\ interval\ (t, t+\Delta t)\}}{\Delta t}$$

$$= \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P\,\{t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t\}}{\Delta t} \quad (2.4)$$

Fungsi *hazard* dalam penelitian ini adalah peluang seorang balita yang masih diberikan ASI sampai dengan t bulan akan berhenti diberikan ASI dalam waktu dekat. Untuk mengetahui hubungan antara fungsi *survival* dan fungsi *hazard,* maka digunakan teori probabilitas bersyarat. Pada teori probabilitas bersyarat, yaitu $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$ dimana A merupakan fungsi *hazard* dan B merupakan fungsi *survival*, sehingga pada persamaan (2.4) dapat ditentukan hubungannya yaitu:

$$\frac{\Pr(t < T < t + \Delta t)}{\Pr(T \geq t)} = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{S(t)}$$

dengan *F(t)* adalah fungsi distribusi kumulatif dari *T* maka persamaan (2.4) dapat dituliskan menjadi:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \left\{ \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \right\} \frac{1}{S(t)}$$

Selanjutnya yaitu dengan mengambil turunan fungsi distribusi *F(t)* didapatkan:

$$F'(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \left\{ \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \right\} = f(t)$$

maka diperoleh hubungan antara fungsi *survival* dan fungsi *hazard* yaitu sebagai berikut:

$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$ dengan *F(t)* = 1 – *S(t)* dan dapat dituliskan sebagai $\int_0^t f(t)\,dt = 1 - S(t)$.

Apabila fungsi tersebut diturunkan terhadap *t* maka diperoleh

$$f(t) = \frac{d\big(1 - S(t)\big)}{dt}$$

sehingga nilai *h(t)* menjadi

$$h(t) = \frac{\left(\frac{d\left(1 - S(t)\right)}{dt}\right)}{S(t)} = \frac{\left(-\frac{d}{dt}S(t)\right)}{S(t)}$$

$$-h(t)dt = \frac{d(S(t))}{S(t)}$$

Kemudian fungsi di atas dintegralkan, maka diperoleh

$$-\int_0^t h(t)dt = \int_0^t \frac{1}{S(t)} d(S(t))$$

$$-\int_0^t h(t)dt = \ln S(t) \Big|_0^t = \ln S(t) - \ln S(0) = \ln S(t)$$

$$S(t) = exp\left[-\int_0^t h(t)dt\right]$$

diketahui fungsi kumulatif *hazard* adalah sebagai berikut

$$H(t) = \int_0^t h(t)\,dt \tag{2.5}$$

maka hubungan antara fungsi kumulatif *hazard* yang dilambangkan *H(t)* dengan fungsi *survival* yang dilambangkan *S(t)* adalah

$$H(t) = -\ln S(t) \tag{2.6}$$

2.1.3 Metode Penaksiran Kaplan-Meier

Analisis *survival* diawali dengan menyajikan ringkasan data dalam bentuk numerik atau grafik dari waktu *survival* untuk individu keseluruhan maupun dalam grup (Collet, 2003). Estimator Kaplan-Meier adalah estimator nonparametrik dari fungsi *survival,* S(t). Estimasi ini tidak menggunakan asumsi khusus tentang distribusi dari waktu *survival*.

Misalkan terdapat *n* individu yang diobservasi dengan lama menyusui $t_1, t_2, \ldots, t_n$ dan ada *j* individu yang berhenti menyusui ($j \leq n$) dengan urutan waktu berhenti menyusui $t_{(1)} \leq t_{(2)} \leq \ldots \leq t_{(j)}$. Sementara itu $n_{t(j)}$ adalah banyaknya individu yang beresiko untuk berhenti menyusui pada waktu $t_{(j)}$ dan $d_{t(j)}$ adalah individu yang berhenti menyusui pada waktu $t_{(j)}$. Dengan demikian penaksir Kaplan-Meier dari S(t) dirumuskan:

$$\hat{S}(t) = \prod_{t(j) \leq t} \left(1 - \frac{d_{t(j)}}{n_{t(j)}}\right) \tag{2.7}$$

2.1.4 Uji Perbedaan antar Kelompok Data *Survival*

Uji *log rank* digunakan untuk menguji apakah secara statistik terdapat perbedaan pada kurva *survival* Kaplan-Meier antara dua kelompok data atau lebih. Uji *log rank* membandingkan jumlah kejadian hasil observasi pada masing-masing kelompok data dengan nilai ekspektasinya (Kleinbaum dan Klein, 2012). Hipotesis yang digunakan pada uji *log rank* untuk dua atau lebih kelompok adalah sebagai berikut:

H_0 : tidak ada perbedaan pada kurva *survival* antara grup yang berbeda

H_1 : minimal terdapat satu perbedaan pada kurva *survival* antara grup yang berbeda

Statistik uji pada uji *log rank* adalah

$$X^2 \approx \sum_{i=1}^{G} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \tag{2.8}$$

dimana

$$O_i - E_i = \sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{G} (m_{ij} - e_{ij}) \ dan \ e_{ij} = \left(\frac{n_{ij}}{\sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{G} n_{ij}}\right) \left(\sum_{j=1}^{n} \sum_{i=1}^{G} m_{ij}\right) \tag{2.9}$$

Keterangan

O_i : nilai observasi individu grup ke-i

E_i : nilai ekspektasi individu grup ke-i

m_{ij} : jumlah subjek yang gagal dalam grup ke-i pada waktu $t_{(j)}$

n_{ij} : jumlah subjek yang beresiko gagal seketika pada grup ke-i sebelum waktu $t_{(j)}$

e_{ij} : nilai ekspektasi dalam grup ke-i pada waktu $t_{(j)}$

G : banyak grup

2.2 Model Regresi Cox *Proportional Hazard*

Model regresi Cox banyak digunakan karena walaupun fungsi *baseline hazard*-nya tidak perlu diketahui namun bisa tetap mengestimasi koefisien regresi, rasio hazard dan kurva *survival* dengan baik. Karena itulah model Cox ini disebut model semiparametrik. Model ini juga *robust*, sehingga hasil dari penggunaan regresi Cox akan mendekati hasil dari model parametriknya (Kleinbaum dan Klein, 2012). Sementara itu Heeringa, West dan Berglund (2010) menyebutkan bahwa regresi Cox bersifat semiparametrik karena tidak ada asumsi yang mendasari distribusi peluang waktu *survival*. Asumsi yang dibutuhkan hanya *proportional hazard.*

Misalkan T adalah variabel kontinu yang menunjukkan waktu *survival* dan X adalah vektor kovariat yang independen terhadap waktu. Secara umum model regresi Cox dapat dituliskan sebagai berikut:

$$h(t,x) = h_0(t)\, exp\left(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p\right) \tag{2.10}$$

dengan memisalkan,

$h_0(t)$ = fungsi dasar hazard,

$\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_p$ = parameter regresi,

$x_1, x_2, \ldots, x_p$ = nilai dari variabel bebas $X_1, X_2, \ldots, X_p$.

Rumus model Cox pada persamaan (2.12) memiliki sifat bahwa jika semua X sama dengan nol, maka rumus tereduksi menjadi fungsi hazard dasar $h_0(t)$. Dengan demikian $h_0(t)$ dianggap sebagai awal atau dasar dari fungsi hazard, dapat dituliskan sebagai berikut.

$$h(t,x) = h_0(t)exp\big(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p\big)$$
$$= h_0(t)exp\big(\beta_1 \times 0 + \beta_2 \times 0 + \cdots + \beta_p \times 0\big)$$
$$= h_0(t)exp(0)$$
$$= h_0(t)(1)$$
$$h(t,x) = h_0(t) \tag{2.11}$$

Persamaan (2.12) dapat dituliskan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\log h(t,x) = \log\big([h_0(t)]exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p)\big)$$
$$\log \frac{h(t,x)}{h_0(t)} = \log\Big(exp\big(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p\big)\Big)$$
$$\log \frac{h(t,x)}{h_0(t)} = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p \tag{2.12}$$

Estimasi parameter regresi $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)$ pada model Cox dilakukan tanpa mengestimasi fungsi hazard dasar. Model pada persamaan (2.12) merupakan model dari log *hazard ratio (HR). Hazard ratio* didefinisikan sebagai hazard dari satu individu dibagi dengan hazard individu yang berbeda (Kleinbaum dan Klein, 2012). Persamaan (2.12) dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\log[HR(x)] = \big(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_p x_p\big). \tag{2.13}$$

Persamaan (2.13) mengimplikasikan bahwa dalam model dengan variabel bebas $x_1, x_2, \dots, x_p$ dan koefisien β_j yaitu peningkatan pada log *hazard ratio* untuk peningkatan satu satuan variabel bebas x_j, dengan asumsi bahwa nilai dari variabel bebas yang lain konstan. Dengan kata lain $exp(\beta_1)$ adalah *hazard ratio* untuk peningkatan satu satuan dalam x_j.

1.2.1 Asumsi *Proportional Hazard*

2.2.1.1 Pendekatan Grafik

Asumsi *proportional hazard* menyatakan bahwa fungsi hazard dari individu yang berlainan adalah proporsional atau rasio dari fungsi hazard dua individu yang berlainan adalah konstan (Guo, 2010). Salah satu cara untuk menguji asumsi *proportional hazard* adalah dengan membandingkan kurva estimasi ln (-ln S(t)) antar kategori dari variabel yang diteliti. Kurva yang sejajar antar kategori dan tidak berpotongan mengindikasikan terpenuhinya asumsi *proportional hazard* (Kleinbaum dan Klein, 2012).

Fungsi kumulatif hazard pada persamaan (2.6) dilogaritmakan menjadi:

$$\ln H(t) = \ln [-\ln S(t)] \tag{2.14}$$

$$\begin{aligned} \ln [-\ln S(t)] &= \ln H(t) \\ &= \ln \left[\int_0^t h(u)du\right] \\ &= \ln \left[\exp(XB) \int_0^t h_0\ (u)\ du\right] \end{aligned} \tag{2.15}$$

Jika X merupakan variabel penjelas dengan dua kategori (0 dan 1) maka

untuk $x = 0$

$$ln\ [-\ ln\, S_0\ (t)] = ln\ \left[\int_0^t h_0(u)\ du\right] \tag{2.16}$$

untuk $x = 1$

$$\begin{aligned} ln\ [-\ ln\, S_1\ (t)] &= ln\ \left[\exp(\beta) \int_0^t h_0(u)\ du\right] \\ &= \beta + ln\ \left[\int_0^t h_0(u)\ du\right] \end{aligned} \tag{2.17}$$

Sehingga dapat dituliskan

$$ln\ [-\ ln\, S_1\ (t)] - ln\ [-\ ln\, S_0\ (t)] = \beta \tag{2.18}$$

2.2.1.2 Uji Statistik Menggunakan *Goodness Of Fit* (GOF)

Pemeriksaan asumsi *proportional hazard* menggunakan pendekatan grafik akan subjektif. Kleinbaum dan Klein (2012) merekomendasikan untuk menggunakan metode grafik dan uji statistik dalam memeriksa asumsi tersebut. Untuk pemeriksaan asumsi menggunakan uji statistik, Grambsch dan Therneau (1994) memodifikasi metode residual yang diperkenalkan oleh Schoenfeld (1982). Asumsi *proportional hazard* pada suatu kovariat dianggap terpenuhi jika residual Schoenfeld pada kovariat tersebut tidak tergantung pada waktu survival. Langkah-langkah pengujian asumsi *proportional hazard* ini adalah:

1. Menggunakan model Cox *proportional hazard* untuk mendapatkan residual Schoenfeld untuk setiap variabel prediktor. Residual Schoenfeld ada pada setiap variabel prediktor pada model dan pada setiap objek yang mengalami *event*.

2. Membuat variabel *rank* waktu *survival* yang telah diurutkan berdasarkan waktu *survival* mulai dari individu yang mengalami *event* pertama kali.
3. Menguji korelasi antara variabel residual Schoenfeld dan *rank* waktu *survival*.

Residul Schoenfeld dari variabel prediktor ke-k dari individu yang mengalami *event* pada waktu $t_{(j)}$ dapat dirumuskan sebagai berikut

$PR_{kj} = x_{kj} - E\langle x_{kj} | R(t_{(j)})\rangle$

dimana

$$E\langle x_{kj} | R(t_{(j)})\rangle = \frac{\sum_{l \epsilon R(t_{(j)})} x_{kj} \exp(\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x_l})}{\sum_{l \epsilon R(t_{(j)})} \exp(\boldsymbol{\beta}' \boldsymbol{x_l})} \qquad (2.19)$$

Keterangan

PR_{kj} : residual Schoenfeld untuk variabel ke-k individu yang mengalami *event* pada waktu $t_{(j)}$.

x_{kj} : nilai dari variabel prediktor ke-k dari individu yang mengalami *event* pada waktu $t_{(j)}$.

$E\langle x_{kj} | R(t_{(j)})\rangle$: *conditional expectation* x_{kj} jika diketahui $R_{t(j)}$

Pengujian korelasi antara residual Schoenfeld dengan *rank* waktu *survival* untuk setiap variabel digunakan koefisien korelasi Pearson sebagai berikut:

$$r_{RT,PR_k} = \frac{\sum_{j=1}^{n}(PR_{kj} - \overline{PR}_{kj})(RT_j - \overline{RT_j})}{\sqrt{\sum_{j=1}^{n}(PR_{kj} - \overline{PR}_{kj})^2}\sqrt{\sum_{j=1}^{n}(RT_j - \overline{RT_j})^2}} \qquad (2.20)$$

Dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho = 0$

$H_1 : \rho \neq 0$

Statistik Uji:

$$t_{hit} = \frac{r_{RT,PR_k}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1 - r^2{}_{RT,PR_k}}} \qquad (2.21)$$

Tolak H_0 jika $|t_{hit}| > t_{\propto/2, n-2}$ atau *p-value* kurang dari α. Yang berarti terdapat korelasi antara residual Schoenfeld dengan *rank* waktu *survival*.

2.2.2 Penaksiran Parameter pada Model Cox *Proportional Hazard*

Terdapat dua komponen pada model Cox *proportional hazard* yaitu parameter regresi β dan fungsi *baseline* hazard $h_0(t)$. Cox mengenalkan suatu pendekatan untuk menaksir β di mana fungsi *likelihood*-nya tidak bergantung pada h_0(t) (Lawless, 1982). Umumnya, formulasi fungsi *likelihood* didasarkan pada distribusi dari variabel responnya. Pada regresi Cox tidak dibutuhkan asumsi distribusi pada waktu *survival* sehingga fungsi *likelihood* berdasarkan distribusi variabel respon tidak bisa digunakan. Regresi Cox menggunakan *partial likelihood* dalam penaksiran parameternya. Disebut *partial likelihood* karena formula *likelihood* yang digunakan hanya mempertimbangkan peluang subjek yang telah mengalami kejadian saja (Kleinbaum dan Klein, 2012).

Andersen dan Gill (1982) telah membuktikan bahwa estimasi parameter regresi Cox mempunyai sifat konsisten dan normal asimtotik. Dengan kata lain, estimasinya akan mendekati *unbiased* dan distribusi sampelnya akan mendekati normal pada ukuran sampel yang besar. Parameter β_j pada model Cox *Proportional Hazard* akan diestimasi dengan menggunakan metode *Maximum Partial Likelihood Estimation* (*MPLE*).

Pendugaan β_j dengan metode *MPLE* adalah nilai ketika fungsi *partial likelihood* maksimum. Misal data untuk n individu yang terdiri dari r waktu kejadian yang tidak tersensor dan n-r individu tersensor kanan, diurutkan menjadi $t_1 < t_2 < \cdots < t_j \ldots < t_n$ dengan t_j merupakan urutan waktu kejadian ke-j . Diasumsikan hanya terdapat satu individu yang mengalami *event* pada tiap waktu kegagalan, jadi tidak terjadi *ties* pada data. *Ties* adalah keadaan dimana terdapat dua individu atau lebih yang mengalami kejadian gagal pada waktu yang sama. Hal lain yang perlu dipertimbangkan adalah peluang *event* suatu individu pada waktu kegagalan t_j, dengan syarat t_j menjadi salah satu yang diamati dari *r* waktu kegagalan $t_1, t_2, \ldots, t_r$. Jika vektor variabel bebas dari individu yang gagal pada waktu t_j ,dinotasikan dengan $\boldsymbol{x}_j$, maka peluangnya menjadi sebagai berikut.

P[individu dengan variabel $\boldsymbol{x}_j$ mengalami *event* pada t_j | satu *event* pada t_j].

Misalkan kejadian A adalah individu dengan variabel $\boldsymbol{x}_j$ mengalami *event* pada saat t_j dan kejadian B adalah semua *event* pada saat t_j , maka

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$= \frac{P\left[\text{individu dengan variabel } x_j \text{ mengalami } event \text{ pada } t_j\right]}{P\left[\text{semua } event \text{ pada } t_j\right]}. \quad (2.22)$$

Pembilang pada persamaan (2.22) adalah bentuk sederhana dari risiko kematian pada waktu t_j untuk individu dengan variabel $\boldsymbol{x}_j$. Jika pembilang tersebut adalah individu ke-i yang mengalami *event* pada saat t_j , fungsi hazard ini dapat ditulis menjadi $h_i(t_j)$. Penyebut pecahan pada persamaan (2.22) adalah penjumlahan dari peluang *event* pada waktu t_j (dinotasikan $h_i(t_j)$) dari semua individu yang mempunyai risiko *event* pada waktu t_j. R(t_j) adalah himpunan individu yang berisiko pada waktu t_j yang terdiri dari individu-individu yang bertahan hidup hingga t_j. Peluang dalam persamaan (2.22) menjadi $\frac{h_i(t_j)}{\sum_{i \in \mathrm{R}(t_j)} h_i(t_j)}$, sehingga diperoleh

$$P(A|B) = \frac{h_i(t_j)}{\sum_{i \in \mathrm{R}(t_j)} h_i(t_j)}$$

$$P(A|B) = \frac{h_0(t) \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right)}{\sum_{l \epsilon R(t_j)} h_0(t) \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}$$

$$= \frac{h_0(t) \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right)}{h_0(t) \sum_{l \epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}$$

$$P(A|B) = \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right)}{\sum_{l \epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}. \quad (2.23)$$

Berdasarkan hasil peluang bersyarat diatas, diperoleh fungsi *partial likelihood* sebagai berikut

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^{r} \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right)}{\sum_{l \epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)} \quad (2.24)$$

Kemudian dari persamaan (2.24) diperoleh fungsi *log partial likelihood* yaitu sebagai berikut

$$\ln L(\boldsymbol{\beta}) = \ln \prod_{i=1}^{r} \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right)}{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}$$

$$= \sum_{i=1}^{r} \left[\ln\left(\exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij} \right)\right) - \ln\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj} \right)\right)\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{r} \left[\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right) - \ln\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\right)\right]. \qquad (2.25)$$

Turunan pertama dari $\ln L(\boldsymbol{\beta})$ terhadap β_j yaitu sebagai berikut,

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j} = \frac{\partial \left(\sum_{i=1}^{r} \left[\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}\right) - \ln\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\right)\right]\right)}{\partial \beta_j}$$

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^{r} \left[\sum_{j=1}^{p} x_{ij} - \frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right) \sum_{j=1}^{p} x_{lj}}{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)} \right] \qquad (2.26)$$

Pendugaan β_j dapat diperoleh dengan memaksimumkan turunan pertama fungsi *log partial likelihood* yaitu dengan mencari solusi dari:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j} = 0$$

$$\sum_{i=1}^{r} \left[\sum_{j=1}^{p} x_{ij} - \frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right) \sum_{j=1}^{p} x_{lj}}{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)} \right] = 0. \qquad (2.27)$$

Persamaan (2.27) diatas dapat diselesaikan secara numerik yaitu menggunakan metode Newton-Raphson.

Turunan kedua dari $\ln L(\boldsymbol{\beta})$ terhadap β_j yaitu sebagai berikut.

$$\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j^2} = \frac{\partial}{\partial \beta_j}\left(\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j}\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \beta_j}\left[\sum_{i=1}^{r}\left[\sum_{j=1}^{p} x_{ij} - \frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\sum_{j=1}^{p} x_{lj}}{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}\right]\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{r}\left[\frac{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)} \left(\sum_{j=1}^{p} x_{ij}\right) \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\right)^2}{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\right)^2} - \frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)\left(\sum_{j=1}^{p} x_{ij}\right)^2}{\sum_{l\epsilon R(t_j)} \exp\left(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}\right)}\right]$$

$$= -\sum_{i=1}^{r}\left[\frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\left(\sum_{j=1}^{p}x_{ij}\right)^2}{\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)} - \frac{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)}\left(\sum_{j=1}^{p}x_{ij}\right)\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\right)^2}{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\right)^2}\right] \tag{2.28}$$

Negatif turunan kedua dari *log likelihood* yaitu sebagai berikut,

$$-\frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j^2}$$

$$= -\left[-\sum_{i=1}^{r}\left[\frac{\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\left(\sum_{j=1}^{p}x_{ij}\right)^2}{\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)} - \frac{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)}\left(\sum_{j=1}^{p}x_{ij}\right)\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\right)^2}{\left(\sum_{l\epsilon R(t_j)}\exp\left(\sum_{j=1}^{p}\beta_j x_{lj}\right)\right)^2}\right]\right]. \tag{2.29}$$

Untuk memaksimalkan fungsi *partial likelihood* dalam penaksiran parameter model Cox *Proportional Hazard* dapat menggunakan prosedur Newton Raphson. Misalkan $L(\boldsymbol{\beta})$ merupakan fungsi *partial likelihood* p dimensi vektor $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)^t$. Misalkan $\mathbf{U}(\boldsymbol{\beta})$ merupakan vektor berukuran p dari turunan parsial pertama $L(\boldsymbol{\beta})$ seperti pada persamaan berikut

$$\mathbf{U}(\boldsymbol{\beta}) = [U_1(\boldsymbol{\beta}), \dots, U_{\mathrm{p}}(\boldsymbol{\beta})]^{\mathbf{t}} \tag{2.30}$$

dengan memisalkan $U_j(\boldsymbol{\beta}) = \dfrac{\partial\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j}, \qquad j = 1,2, \dots, p.$

Misalkan $\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta})$ merupakan matrik Hessian berukuran $p \times p$ dari turunan *partial likelihood* kedua $ln\, L(\boldsymbol{\beta})$ yaitu,

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}) = \left(I_{ij}(\boldsymbol{\beta})\right),\ i,j = 1, \dots, p \tag{2.31}$$

dengan memisalkan $I_{ij}(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_i \beta_j}$.

$$\boldsymbol{I}(\boldsymbol{\beta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1^2} & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \beta_2} & \cdots & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \beta_p} \\ \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2 \beta_1} & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2^2} & \cdots & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2 \beta_p} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_p \beta_1} & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_p \beta_2} & \cdots & \frac{\partial^2\, ln\, L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_p^2} \end{bmatrix}$$

Algoritma metode Newton Raphson yaitu sebagai berikut.

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{c+1} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_c - \mathbf{I}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_c\right)^{-1}\mathbf{U}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_c\right) \tag{2.32}$$

dengan memisalkan, $c = 0,1,2, \ldots$ dan $\mathbf{I}^{-1}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_c\right)$ merupakan invers dari $\mathbf{I}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_c\right)$.

Langkah interasi dengan metode Newton Raphson sebagai berikut.

1. Menentukan nilai awal, $\hat{\boldsymbol{\beta}}_0 = \mathbf{0}$.
2. $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_0 - \mathrm{I}\left(\hat{\beta}_0\right)^{-1}\mathrm{U}\left(\hat{\beta}_0\right)$.
3. Iterasi dilakukan sampai memperoleh nilai yang konvergen, $\hat{\beta}_{c+1} \cong \hat{\beta}_c$.

Variansi dari $\hat{\beta}_j$ dapat didefinisikan (Hosmer dan Lemeshow, 2008) sebagai berikut

$$Var\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) = \mathbf{I}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)^{-1}. \tag{2.33}$$

Standar deviasi dari $\hat{\beta}_j$ merupakan akar kuadrat dari varians $\hat{\beta}_j$ (Hosmer dan Lemeshow, 2008) sebagai berikut

$$SE\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right) = \sqrt{Var\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)} = \sqrt{\mathbf{I}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right)^{-1}}\ . \tag{2.34}$$

Standar deviasi dapat digunakan untuk mencari selang kepercayaan $\hat{\beta}_j$ yaitu $(1-\alpha)100\%$ selang kepercayaan untuk $\hat{\beta}_j$ ((Hosmer dan Lemeshow, 2008) sebagai berikut

$$\hat{\beta}_j \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} SE\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}\right). \tag{2.35}$$

2.3 Regresi Cox untuk *Non Proportional Hazard*

Regresi Cox didasarkan pada beberapa asumsi. Salah satunya adalah asumsi *proportional hazard* di mana merupakan hasil dari formula sebagai berikut:

$$HR = \frac{h(t,X_1)}{h(t,X_2)} = \frac{h_0(t)\exp(\beta X_1)}{h_0(t)\exp(\beta X_2)} = \frac{\exp(\beta X_1)}{\exp(\beta X_2)} = \exp[\beta(X_1 - X_2)] \tag{2.36}$$

Dimana:

HR = *Hazard ratio*

X_1 = vektor kovariat dari subjek 1

X_2 = vektor kovariat dari subjek 2

Asumsi *proportional hazard* menyatakan bahwa *hazard ratio* untuk dua subjek dari kelompok yang berbeda hanya tergantung pada nilai kovariat dan tidak tergantung dengan waktu. Dengan kata lain, *hazard ratio* konstan sepanjang waktu yang berarti bahwa efek dari kovariat pada *hazard level* adalah sama untuk semua waktu. Ada beberapa pendapat berkaitan dengan pentingnya asumsi ini. Beberapa peneliti berpendapat tidak masalah dengan pelanggaran asumsi ini, yang dapat diartikan sebagai efek rata-rata dari semua waktu yang diobservasi (Allison, 2010). Sedangkan peneliti lain menyatakan pentingnya asumsi ini (Hosmer dan Lemeshow, 2008) dan menyarankan beberapa model jika *hazard ratio* tidak konstan sepanjang waktu untuk beberapa kovariat.

2.3.1 Model Regresi *Stratified* Cox

Model s*tratified* Cox merupakan perluasan dari model Cox *proportional hazard* untuk mengatasi variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi proporsional hazard. Asumsi *proportional hazard* menyatakan bahwa rasio fungsi hazard dari dua individu konstan dari waktu ke waktu atau ekuivalen dengan pernyataan bahwa fungsi hazard suatu individu terhadap fungsi hazard individu lain adalah proporsional (Guo, 2010). Modifikasi dilakukan dengan menstratifikasi variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Variabel bebas yang memenuhi asumsi *proportional hazard* masuk ke dalam model, sedangkan variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi, yang sedang distratifikasi, tidak masuk dalam model (Kleinbaum dan Klein, 2012).

Dalam model s*tratified* Cox diasumsikan terdapat sebanyak p variabel bebas. Sebanyak k variabel bebas diantaranya memenuhi asumsi *proportional hazard* dinotasikan $X_1, X_2, \dots, X_k$ dengan $k < p$. Variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* sebanyak m yang diperoleh dari $p - k = m$ yaitu $X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_p$ yang dinotasikan $Z_1, Z_2, \dots, Z_m$.

$$X_{k+1} \longrightarrow Z_1;\ X_{k+2} \longrightarrow Z_2;\ \dots;\ X_p \longrightarrow Z_m$$

Variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* Z_i dengan i = 1, ..., m dikeluarkan dari model Cox untuk dilakukan stratifikasi terhadap variabel tersebut sehingga diperoleh variabel stratifikasi Z^*. Variabel bebas yang memenuhi asumsi *proportional hazard* akan masuk ke dalam model s*tratified* Cox. Meskipun begitu variabel bebas yang dikeluarkan dari model tetap memiliki peran dan dengan dilakukan stratifikasi variabel akan terlihat kontribusi masing-masing variabel bebas tersebut dalam strata yang berbeda.

Langkah pertama untuk membentuk model regresi s*tratified* Cox adalah menguji interaksi pada model. Untuk menguji ada tidaknya interaksi pada model s*tratified* Cox digunakan uji *likelihood ratio* (LR) yaitu dengan membandingkan statistik log *likelihood* untuk model interaksi dan model tanpa interaksi (Kleinbaum & Klein, 2012). Hipotesis dari uji *likelihood ratio* (LR) adalah sebagai berikut.

H_0: tidak ada interaksi antara variabel stratifikasi dengan variabel independen yang masuk dalam model

H_1: terdapat interaksi antara variabel stratifikasi dengan variabel independen yang masuk dalam model

Statistik uji:

$$LR = -2\ln L_R - (-2\ln L_F) \sim \chi^2_{p(k^*-1)} \tag{2.37}$$

dimana

R = model tanpa interaksi

F = model dengan interaksi

Tolak H_0 jika $LR > \chi^2_{p(k^*-1)}$ atau p-value < α

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012) bentuk umum fungsi hazard dari model *stratified* Cox tanpa interaksi adalah sebagai berikut:

$$h_s(t, X) = h_{0s}(t)\, exp[\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k] \tag{2.38}$$

dengan

s	= strata yang didefinisikan dari Z^*, s=1,2,...,m^*
$h_{0s}(t)$	= fungsi dasar hazard untuk setiap strata
$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$	= parameter regresi

Strata didefinisikan sebagai kategori yang berbeda dari variabel stratifikasi Z^* dan m^* merupakan banyaknya strata. Dalam model *stratified* Cox, fungsi dasar hazard $h_{0s}(t)$ berbeda untuk setiap strata. Parameter regresi

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ untuk model ini sama untuk setiap strata sehingga perkiraan rasio hazard sama untuk masing-masing strata.

Estimasi parameter pada model s*tratified* Cox sama halnya dengan estimasi parameter pada model Cox *Proportional Hazard*, yaitu menggunakan *Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE)*.

2.3.2 Model Regresi *Extended* Cox

Dalam model regresi Cox ada variabel yang melibatkan waktu t. Variabel ini disebut variabel *time-dependent* (bergantung waktu). Variabel *time-dependent* didefinisikan sebagai variabel yang mempunyai nilai berubah sepanjang waktu (t). Jika ada variabel *time-dependent* dalam model, model regresi Cox dapat digunakan tetapi tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Sehingga perlu digunakan model regresi e*xtended* Cox. Dalam model ini, model regresi Cox diperluas dengan model yang mengandung kovariat *time-dependent*. Jika $x_1, x_2, \dots, x_{p1}$ adalah kovariat *time-independent* yang memenuhi asumsi *proportional hazard,* $x_{p_1+1}, x_{p_1+2}, \dots, x_{p2}$ adalah kovariat *time-independent* yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* dan $x_1(t_j), x_2(t_j), \dots, x_{p2}\ (t_j)$ adalah kovariat *time-dependent* maka model regresi Cox *Extended* didefinisikan sebagai berikut:

$$h(t, x(t)) = h_0(t) exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_a X_a + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_b X_b + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_b X_b(t_j)\right] \tag{2.39}$$

di mana β dan δ adalah vektor koefisien dari kovariat, p_1 adalah jumlah kovariat yang memenuhi asumsi *proportional hazard* dan p_2 adalah jumlah kovariat yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.

Estimasi parameter pada model *extended* Cox sama halnya dengan estimasi parameter pada model Cox *Proportional Hazard*, yaitu menggunakan *Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE).*

2.4 Pemberian ASI

Air Susu Ibu (ASI) adalah suatu emulsi lemak dalam larutan protein, laktosa dan garam-garam anorganik yang disekresikan oleh kelenjar mamae ibu, yang berguna sebagai makanan bagi bayinya (Khamzah, 2012). ASI dalam jumlah cukup merupakan makanan terbaik pada bayi dan dapat memenuhi kebutuhan gizi bayi selama enam bulan pertama. ASI merupakan makanan yang pertama, utama dan terbaik bagi bayi, dan bersifat alamiah (Prasetyono, 2012). Beberapa manfaat pemberian ASI untuk bayi yaitu (Khamzah, 2012):

a. ASI dapat meningkatkan kekebalan tubuh bayi
b. ASI dapat menurunkan angka kejadian infeksi
c. ASI penting untuk tumbuh kembang anak yang optimal
d. ASI dapat mencegah kanker pada anak
e. ASI dapat menurunkan resiko terjadinya penyakit kardiovaskular
f. ASI dapat menurunkan angka kejadian diabetes melitus dan sindrom metabolic
g. ASI dapat meningkatkan kecerdasan anak
h. ASI dapat melindungi bayi dari serangan alergi
i. ASI dapat menurunkan resiko gigi berlubang.

Manfaat menyusui tidak hanya bagi bayi, tapi juga untuk ibunya. Dengan menyusui, tidak hanya menjalin kasih sayang tetapi dapat mengurangi perdarahan setelah melahirkan, mempercepat pemulihan kesehatan ibu, menunda kehamilan, mengurangi resiko kanker payudara, dan merupakan kebahagiaan tersendiri bagi ibu. Pemberian ASI juga dapat menciptakan ikatan psikologis dan kasih sayang yang kuat antara ibu dan bayi. Bayi merasa terlindungi dalam dekapan ibunya, mendengar langsung degup jantung ibu, serta merasakan sentuhan ibu saat disusui olehnya (Prasetyono, 2012).

Meskipun banyak manfaat menyusui, namun akhir-akhir ini banyak ibu yang mulai enggan menyusui. Berbagai alasan dikemukakan oleh ibu-ibu, di antaranya produksi ASI kurang, kesulitan bayi dalam menghisap, keadaan puting ibu tidak menunjang, ibu bekerja, keinginan untuk disebut modern dan pengaruh iklan/promosi pengganti ASI.

Berdasarkan penelitian sebelumnya, terdapat beberapa faktor yang mempengaruhi pemberian ASI yang disajikan dalam tabel berikut ini:

Tabel 2.1 Faktor yang Mempengaruhi Lama Pemberian ASI

No.	Faktor yang Mempengaruhi Lama Pemberian ASI	Peneliti	Tahun	Hasil Penelitian
1	Umur ibu saat melahirkan	▪ McDowell, Wang, dan Kennedy ▪ Inoue, Binns, Otsuka, Jimba dan Matsubara	2008 2012	▪ persentase menyusui yang lebih tinggi justru ditemukan pada ibu berusia 30 tahun ke atas ▪ ibu berusia muda lebih memilih untuk memberikan susu formula kepada bayinya.
2	Jenis kelamin anak	Thu, Eriksson, Khanh, Petzold, Bondjers, Kim, Thanh dan Ascher	2012	median lama pemberian ASI pada bayi perempuan baik di perdesaan maupun perkotaan lebih besar daripada bayi laki-laki.
3	Penolong persalinan	Sinta	2003	ibu yang ditolong oleh tenaga kesehatan berpeluang untuk tidak memberikan ASI 1,4 kali dibanding yang ditolong oleh tenaga non kesehatan.
4	Jumlah anak lahir hidup	▪ Dashti, Scott, Edwards, dan Al-Sughayer ▪ Al Juaid, Binns, dan Giglia	2014 2014	ibu dengan jumlah anak lebih dari satu akan meyusui anaknya lebih lama dibanding ibu yang baru mempunyai satu anak
5	Tingkat pendidikan ibu	▪ Akter dan Rahman ▪ Al Juaid, Binns, dan Giglia	2010 2014	makin tinggi pendidikan ibu maka durasi menyusuinya akan makin pendek
6	Status bekerja ibu	▪ Sinta ▪ Al Juaid, Binns, dan Giglia	2003 2014	▪ proporsi pemberian ASI pada ibu yang tidak bekerja lebih tinggi daripada ibu yang bekerja. ▪ frekuensi dan durasi menyusui pada ibu bekerja lebih pendek dibandingkan ibu yang tidak bekerja
7	Tempat tinggal	▪ Akter dan Rahman ▪ Thu, Eriksson, Khanh, Petzold, Bondjers, Kim, Thanh dan Ascher ▪ Al Juaid, Binns, dan Giglia	2010 2012 2014	rata-rata durasi menyusui di perdesaan lebih lama dibandingkan di perkotaan

BAB 3
METODOLOGI PENELITIAN

Berikut ini akan dijabarkan langkah-langkah yang akan dilakukan dalam penelitian ini meliputi kajian teori dan aplikasi model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox.

1.1 Kajian Teori

Berdasarkan tujuan penelitian yang telah disebutkan di atas, maka langkah analisis yang pertama adalah melakukan kajian teoritis dari regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox.

1.1.1 Estimasi Parameter Regresi *Stratified* Cox

Untuk membentuk model regresi *stratified* Cox maka variabel prediktor yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* akan dijadikan strata dalam model, sedangkan variabel yang memenuhi asumsi *proportional hazard* tetap masuk ke dalam model dengan koefisien regresi berupa β. Fungsi dasar hazard $h_{0s}(t)$ berbeda untuk setiap strata. Parameter regresi $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ untuk model ini sama untuk setiap strata.

Untuk mengkaji estimasi parameter model regresi *stratified* Cox dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:

a. Menentukan fungsi *partial likelihood* untuk setiap strata
b. Mengalikan bersama fungsi *partial likelihood* dari setiap strata
c. Membentuk logaritma dari fungsi *partial likelihood* yang terbentuk pada point b
d. Memaksimalkan fungsi partial likelihood dengan menyelesaikan turunan pertama dan kedua logaritma fungsi *partial likelihood* terhadap ß sama dengan nol
e. Menyelesaikan persamaan yang dibentuk dengan iterasi (metode Newton Rhapson)

1.1.2 Estimasi Parameter Regresi *Extended* Cox

Dalam membentuk regresi extended Cox, variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* dijadikan *time dependent variable* dengan cara membuat interaksi antara variabel tersebut dengan fungsi waktu. Variabel yang memenuhi asumsi *proportional hazard* tetap masuk ke dalam model dengan koefisien regresi berupa β. Demikian juga variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* masuk ke dalam model dengan koefisien regresi berupa β sedangkan variabel yang diinteraksikan dengan fungsi waktu mempunyai koefisien regresi berupa δ.

Untuk mengkaji estimasi parameter model regresi *extended* Cox dilakukan langkah-langkah sebagai berikut:

a. Menentukan fungsi *partial likelihood* untuk masing-masing objek yang diamati
b. Mengalikan bersama fungsi *partial likelihood* dari masing-masing objek yang diamati
c. Membentuk logaritma dari fungsi *partial likelihood* yang terbentuk pada point b
d. Memaksimalkan fungsi partial likelihood dengan menyelesaikan turunan pertama dan kedua logaritma fungsi *partial likelihood* terhadap ß sama dengan nol
e. Menyelesaikan persamaan yang dibentuk dengan iterasi (metode Newton Rhapson)

1.2 Aplikasi Model Regresi *Stratified* Cox dan *Extended* Cox

Setelah kajian teori, langkah selanjutnya adalah melakukan kajian aplikasi model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox pada kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung.

3.2.1 Sumber Data

Data yang digunakan bersumber dari data Badan Pusat Statistik (BPS) melalui Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) tahun 2013 untuk Propinsi Lampung. Beberapa *point* penting dalam penelitian ini sebagai berikut:

a. Unit pengamatan adalah balita usia 1-59 bulan yang pernah diberikan ASI
b. Waktu permulaan *survival* adalah saat kelahiran anak sehingga balita masuk ke dalam penelitian pada waktu yang berbeda tergantung pada waktu kelahirannya
c. Waktu pemberian ASI diukur dalam bulan
d. Definisi kejadian adalah saat anak berhenti diberikan ASI
e. Data diasumsikan tersensor jika lama pemberian ASI sama dengan usia anak pada saat pendataan (sensor kanan dan tersensor tipe III).

3.2.2 Identifikasi Variabel

Dalam penelitian ini menggunakan variabel respon yaitu lama pemberian ASI. Sedangkan variabel prediktornya adalah jenis kelamin anak (X_1), umur ibu saat melahirkan (X_2), penolong persalinan(X_3), jumlah anak lahir hidup (X_4), status bekerja ibu (X_5), pendidikan ibu (X_6) dan tempat tinggal (X_7). Jika digambarkan dalam struktur data adalah sebagai berikut:

Tabel 3.1 Struktur Data Penelitian

Balita ke-	Lama pemberian ASI (t)	Status	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7
1	t_1	δ_1	X_{11}	X_{21}	X_{31}	X_{41}	X_{51}	X_{61}	X_{71}
2	t_2	δ_2	X_{12}	X_{22}	X_{32}	X_{42}	X_{52}	X_{62}	X_{72}
3	t_3	δ_3	X_{13}	X_{23}	X_{33}	X_{43}	X_{53}	X_{63}	X_{73}
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
n	t_n	δ_n	X_{1n}	X_{2n}	X_{3n}	X_{4n}	X_{5n}	X_{6n}	X_{7n}

Dimana:

n = jumlah balita yang diteliti

t = lama pemberian ASI

δ = status balita, $\delta = 1$ jika mengalami event (berhenti diberi ASI)

$\delta = 0$ jika tersensor (dalam penelitian ini tersensor hanya dilihat jika balita masih diberikan ASI)

X = variabel prediktor

Seluruh variabel prediktor dalam penelitian ini adalah berupa data kategorik sehingga perlu dibuat *dummy variable* sebagai berikut:

Tabel 3.2 Variabel Penelitian, Kategori dan *Dummy Variable*

Prediktor	Kode Variabel	Kategori	*Dummy1*	*Dummy2*
Jenis kelamin anak	jns_kelamin	Laki-laki	1	
		Perempuan	0	
Umur ibu saat melahirkan	umuribu_lahir	<20	1	0
		20-35	0	1
		>35	0	0
Penolong persalinan	tolong_salin	Non Medis	1	
		Paramedis	0	
Jumlah anak lahir hidup	jml_alh	1 anak	1	
		> 1 anak	0	
Status bekerja	status_kerja	Bekerja	1	
		Tidak bekerja	0	
Tingkat pendidikan	tk_didik	Tinggi	1	0
		Menengah	0	1
		Rendah	0	0
Tempat tinggal	tpt_tinggal	Perkotaan	1	
		Perdesaan	0	

3.2.3 Definisi Operasional

Konsep dan definisi dari variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

a. **Lama pemberian ASI** adalah berapa lama bayi diberi ASI. Pada penelitian ini lama pemberian ASI dibatasi pada balita berusia 1-59 bulan sehingga balita masuk ke dalam penelitian pada waktu yang berbeda tergantung pada waktu kelahirannya.

b. **Umur ibu saat melahirkan** adalah umur ibu pada saat melahirkan bayinya, dihitung berdasarkan ulang tahun terakhir.

c. **Jenis kelamin anak** adalah laki-laki atau perempuan.

d. **Penolong persalinan** adalah siapa orang yang menolong ibu saat melahirkan bayinya. Dalam penelitian ini terbagi menjadi dua yaitu tenaga medis (dokter, bidan dan tenaga paramedis lain) dan tenaga non medis (dukun bersalin, keluarga dan lainnya).

e. **Jumlah anak lahir hidup** adalah jumlah anak kandung yang saat dilahirkan menunjukkan tanda-tanda kehidupan walaupun hanya beberapa saat saja, seperti jantung berdenyut, bernafas dan menangis.

f. **Tingkat pendidikan ibu** adalah pendidikan tertinggi yang ditamatkan ibu dengan melihat ijazah/STTB tertinggi yang dimiliki.

g. **Status bekerja ibu** adalah apakah ibu bekerja atau tidak. Definisi bekerja sendiri adalah kegiatan melakukan pekerjaan dengan maksud memperoleh atau membantu memperoleh penghasilan atau keuntungan selama paling sedikit satu jam dalam seminggu secara berturut-turut.

h. **Tempat tinggal** adalah perdesaan atau perkotaan.

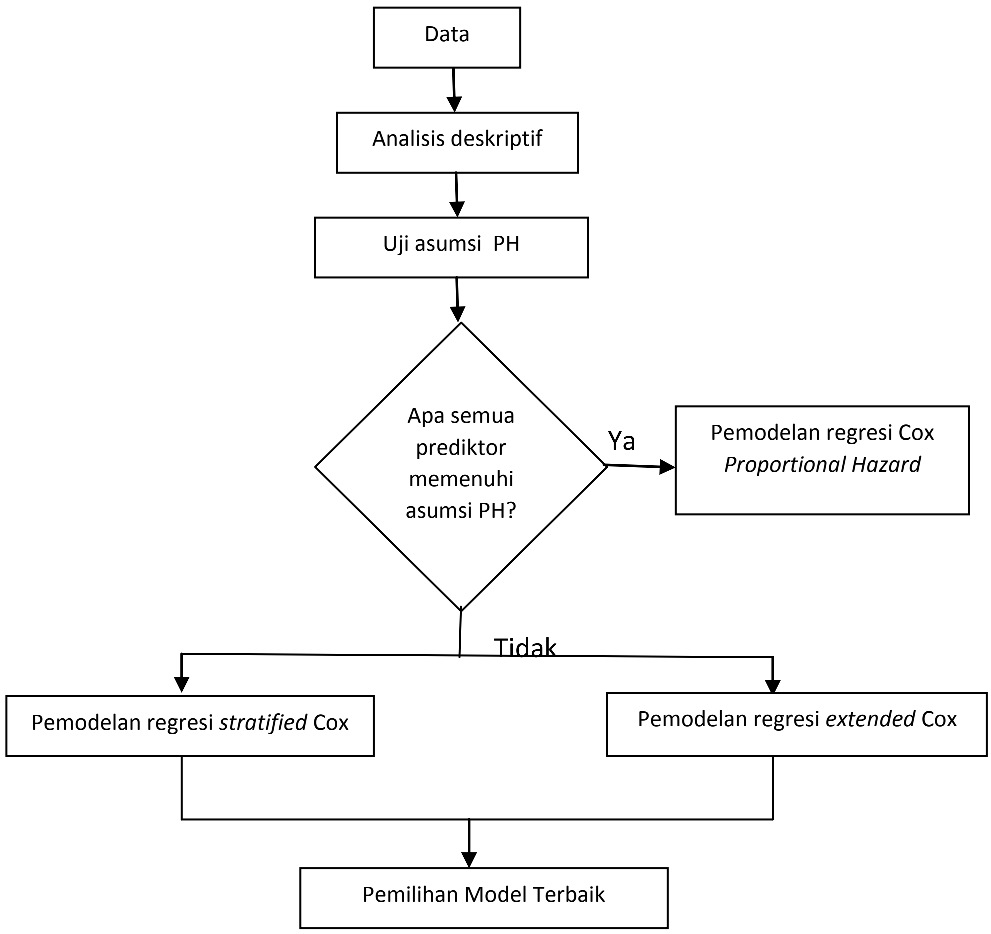
3.2.4 Langkah-langkah Analisis

Langkah-langkah dalam mengaplikasikan model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox pada kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013 sebagai berikut:

1. Analisis deskriptif karakteristik dari ibu dan balita yang masuk ke dalam sampel penelitian
2. Membentuk kurva *survival* Kaplan-Meier dan uji *Log Rank* untuk masing-masing prediktor
3. Pengujian asumsi *proportional hazard* yaitu independensi prediktor terhadap waktu

4. Membentuk model regresi Cox dengan asumsi *proportional hazard* yang tidak terpenuhi (*stratified* Cox dan *extended* Cox) dengan langkah-langkah sebagai berikut:
   a. *Stratified* Cox
      - Membentuk strata dari variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard.*
      - Menguji interaksi antara variabel strata dengan variabel yang masuk ke dalam model.
      - Membentuk model regresi *stratified* Cox dari hasil estimasi parameter.
      - Uji serentak dengan menggunakan uji *Likelihood Ratio*.
      - Uji parsial untuk mengetahui variabel yang signifikan mempengaruhi lama pemberian ASI.
   b. *Extended* Cox
      - Membentuk fungsi waktu yang akan dikalikan dengan variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.
      - Membentuk model regresi *stratified* Cox dari hasil estimasi parameter.
      - Uji serentak dengan menggunakan uji *Likelihood Ratio*.
      - Uji parsial untuk mengetahui variabel yang signifikan mempengaruhi lama pemberian ASI.
5. Pemilihan model terbaik antara *stratified* Cox dan *extended* Cox.

Jika digambarkan langkah-langkah tersebut adalah sebagai berikut:



Gambar 3.1 Langkah-langkah Aplikasi Regresi Cox

BAB 4
HASIL DAN PEMBAHASAN

Berikut ini akan dijabarkan kajian teori untuk estimasi parameter model regresi *stratified* Cox dan *extended* Cox serta hasil pengolahan data lama pemberian ASI di Propinsi Lampung.

4.1 Estimasi Parameter Model Regresi *Stratified* Cox

Model s*tratified* Cox merupakan perluasan dari model Cox *proportional hazard* untuk mengatasi variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Asumsi *proportional hazard* menyatakan bahwa rasio fungsi hazard dari dua individu konstan dari waktu ke waktu atau ekuivalen dengan pernyataan bahwa fungsi hazard suatu individu terhadap fungsi hazard individu lain adalah proporsional (Guo, 2010). Modifikasi dilakukan dengan menstratifikasi variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Variabel bebas yang memenuhi asumsi *proportional hazard* masuk ke dalam model, sedangkan variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi, yang sedang distratifikasi, tidak masuk dalam model (Kleinbaum dan Klein, 2012).

Dalam model s*tratified* Cox diasumsikan terdapat sebanyak *p* variabel bebas. Sebanyak k variabel bebas diantaranya memenuhi asumsi *proportional hazard* dinotasikan $X_1, X_2, \dots, X_k$ dengan $k < p$. Variabel bebas yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* sebanyak m yang diperoleh dari $p - k = m$ yaitu $X_{k+1}, X_{k+2}, \dots, X_p$ yang dinotasikan $Z_1, Z_2, \dots, Z_m$.

$$X_{k+1} \longrightarrow Z_1;\; X_{k+2} \longrightarrow Z_2; \dots; X_p \longrightarrow Z_m$$

Variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* Z_i dengan i = 1, ..., m dikeluarkan dari model Cox untuk dilakukan stratifikasi terhadap variabel tersebut sehingga diperoleh variabel stratifikasi Z^*. Variabel bebas yang memenuhi asumsi *proportional hazard* akan masuk ke dalam model s*tratified* Cox. Meskipun begitu variabel bebas yang dikeluarkan dari model tetap memiliki peran dan dengan dilakukan stratifikasi variabel akan terlihat kontribusi masing-masing variabel bebas tersebut dalam strata yang berbeda.

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012) bentuk umum fungsi hazard dari model *stratified* Cox adalah sebagai berikut:

$$h_s(t,X) = h_{0s}(t)\, exp[\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k] \quad (4.1)$$

dengan

s = strata yang didefinisikan dari Z^*, $s=1,2,...,m^*$

$h_{0s}(t)$ = fungsi dasar hazard untuk setiap strata

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ = parameter regresi

Strata didefinisikan sebagai kategori yang berbeda dari variabel stratifikasi Z^* dan m^* merupakan banyaknya strata. Dalam model *stratified* Cox, fungsi dasar hazard $h_{0s}(t)$ berbeda untuk setiap strata. Parameter regresi $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ untuk model ini sama untuk setiap strata sehingga perkiraan rasio hazard sama untuk masing-masing strata.

Estimasi parameter pada model *stratified* Cox ini menggunakan metode seperti halnya metode *Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE)* pada model Cox *proportional hazard*, yang disebut dengan *Maximum Stratified Partial Likelihood Estimation*. Pendugaan parameter regresi dengan metode *MPLE* adalah nilai ketika fungsi *partial likelihood* maksimum. Dalam model *stratified* Cox akan ditentukan peluang terjadi *event* suatu individu ke i pada strata ke s pada waktu kegagalan t_{si}. Jika k variabel bebas individu yang mengalami *event* pada waktu t_{si}, dinotasikan dengan $x_{(si)}$ maka peluangnya menjadi sebagai berikut:

$$\text{P}\left[\text{individu dengan variabel } \mathbf{x}_{(si)} \text{ mengalami } event \text{ pada saat } t_{si} \middle| \text{satu } event \text{ pada } t_{si}\right]$$

Misalkan kejadian A adalah individu dengan variabel $\mathbf{x}_{(si)}$ mengalami *event* pada saat t_{si} dan kejadian B adalah semua *event* pada t_{si}, maka

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$= \frac{P[\text{individu dengan variabel } \mathbf{x}_{(si)} \text{mengalami event saat } t_{si}]}{P[\text{semua event saat } t_{si}]} \quad (4.2)$$

Pada persamaan (4.2) diatas, pembilang merupakan bentuk sederhana dari risiko kematian untuk individu dengan variabel $x_{(si)}$ saat t_{si} yang merupakan fungsi hazard yang dinotasikan $h(t_{si})$. Penyebut pecahan pada persamaan (4.2) merupakan jumlahan peluang kematian atau fungsi hazard pada waktu t_{si} dari semua individu yang mempunyai risiko kematian pada waktu t_{si}. $R(t_{si})$ adalah himpunan individu yang berisiko pada waktu t_{si} yang terdiri dari individu-individu yang bertahan hidup hingga t_{si}. Peluang dalam persamaan (4.2) pada strata s menjadi

$$P(A|B) = \frac{h(t_{si})}{\sum_{j\in R(t_{si})} h(t_{si})}$$

$$P(A|B) = \frac{h_{0s}(t_{si})\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(si)}\right]}{\sum_{j\in R(t_{si})} h_{0s}(t)\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(sj)}\right]}$$

$$= \frac{h_{0s}(t_{si})\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(si)}\right]}{h_{0s}(t_{si})\sum_{j\in R(t_{si})} \exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(sj)}\right]}$$

$$= \frac{\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(si)}\right]}{\sum_{j\in R(t_{si})} \exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(sj)}\right]} \tag{4.3}$$

Dengan menggunakan hasil peluang bersyarat pada persamaan (4.3) maka diperoleh fungsi *partial likelihood* untuk setiap strata (*subscript s* yang mengindikasikan strata) sebagai berikut:

$$L_s(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^{n_s} \frac{\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}\right]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})} \exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}\right]} \tag{4.4}$$

Estimasi parameter regresi $\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}} = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k]$ dapat diperoleh dengan cara mengalikan bersama fungsi *partial likelihood* dari setiap strata, dimana masing-masing fungsi *partial likelihood* dari setiap strata berasal dari fungsi hazard yang sesuai.

$$L_p(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{s=1}^{m^*} L_s(\boldsymbol{\beta})$$

$$= L_1(\boldsymbol{\beta}) \times L_2(\boldsymbol{\beta}) \times \dots \times L_{m^*}(\boldsymbol{\beta}) \tag{4.5}$$

Kemudian diperoleh bentuk fungsi *log partial likelihood* stratifikasi sebagai berikut:

$$\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \ln L_1(\boldsymbol{\beta}) \times \ln L_2(\boldsymbol{\beta}) \times \ldots \times \ln L_{m^*}(\boldsymbol{\beta})$$

$$= \ln\left(\prod_{s=1}^{m^*} L_s(\boldsymbol{\beta})\right) \tag{4.6}$$

$$\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \ln\left[\prod_{s=1}^{m^*}\left(\prod_{i=1}^{n_s}\frac{\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]}\right)\right]$$

$$= \sum_{s=1}^{m^*}\left[\ln\left(\prod_{i=1}^{n_s}\frac{\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]}\right)\right]$$

$$\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{s=1}^{m^*}\left[\sum_{i=1}^{n_s}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x} - \ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]\right)\right] \tag{4.7}$$

Untuk mendapatkan estimasi parameter regresi $\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}} = [\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k]$ dengan memaksimalkan fungsi *partial likelihood* yaitu dengan menyelesaikan turunan logaritma fungsi *partial likelihood* terhadap β_g sama dengan nol seperti pada persamaan (4.8) berikut:

$$\frac{\partial}{\partial\beta_g}\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial\beta_g}\sum_{s=1}^{m^*}\left[\sum_{i=1}^{n_s}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x} - \ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]\right)\right] = 0 \tag{4.8}$$

dengan $g = 1,2,\ldots,k$.

Estimasi parameter pada model *stratified* cox dengan metode *Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE)* dengan mencari solusi dari:

a. $\frac{\partial}{\partial\beta_1}\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial\beta_1}\ln\left(\prod_{i=1}^{n_1}\frac{\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]}\right) = 0$

$\Leftrightarrow \frac{\partial}{\partial\beta_1}\left[\sum_{i=1}^{n_1}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x} - \ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]\right)\right] = 0$

b. $\frac{\partial}{\partial\beta_2}\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial\beta_2}\ln\left(\prod_{i=1}^{n_2}\frac{\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]}\right) = 0$

$\Leftrightarrow \frac{\partial}{\partial\beta_2}\left[\sum_{i=1}^{n_2}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x} - \ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}]\right)\right] = 0$

Secara umum diperoleh,

$$\frac{\partial}{\partial \beta_g}\ln L_s(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial \beta}\ln\left(\prod_{i=1}^{n_s}\frac{\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{si})}\right]}{\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}\right]}\right) = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial}{\partial \beta_g}\left[\sum_{i=1}^{n_s}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x} - \ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}\right]\right)\right] = 0 \tag{4.9}$$

Persamaan (4.9) diatas dapat diselesaikan secara numerik menggunakan metode Newton Rhapson.

Turunan kedua persamaan dari fungsi log *partial likelihood* model *stratified* Cox pada persamaan (4.7) adalah sebagai berikut :

$$\frac{\partial^2}{\partial \beta \partial \beta^{\mathbf{T}}}\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial \beta}\left(\frac{\partial}{\partial \beta}\ln L_p(\boldsymbol{\beta})\right)$$

$$\frac{\partial^2}{\partial \beta^2}\ln L_p(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial}{\partial \beta}\left[\frac{\partial}{\partial \beta}\sum_{s=1}^{m^*}\sum_{i=1}^{n_s}\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})} - \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}}\sum_{s=1}^{m^*}\ln\left(\sum_{j\in R(\mathrm{t_{si}})}\exp\left[\boldsymbol{\beta}^{\mathbf{T}}\mathbf{x}_{(\mathrm{sj})}\right]\right)\right] \quad 4.10)$$

Misalkan $L_p(\boldsymbol{\beta})$ merupakan fungsi *partial likelihood* k dimensi dengan vektor $\boldsymbol{\beta} = (\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k)^{\boldsymbol{t}}$**.** Misalkan $\boldsymbol{U}(\boldsymbol{\beta})$ merupakan vektor ukuran p diperoleh dari turunan parsial pertama $\ln L_p(\boldsymbol{\beta})$**.**

$$\boldsymbol{U}(\boldsymbol{\beta}) = [U_1(\boldsymbol{\beta}), U_2(\boldsymbol{\beta}), \ldots, U_k(\boldsymbol{\beta})]^{\mathbf{t}} \tag{4.11}$$

dimana $U_j(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j}$, $j = 1, 2, \ldots,$ k.

Misalkan $\boldsymbol{I}(\boldsymbol{\beta})$ adalah matriks Hessian berukuran $k \times k$ dari turunan parsial kedua $\ln L_p(\boldsymbol{\beta})$ yaitu

$$\boldsymbol{I}(\boldsymbol{\beta}) = \left(\boldsymbol{I_{ij}}(\boldsymbol{\beta})\right) \text{ dengan } i, j = 1, \ldots, k \tag{4.12}$$

dengan $\boldsymbol{I_{ij}}(\boldsymbol{\beta}) = \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_i \beta_j}$, sehingga diperoleh matriks Hessian sebagai berikut

$$\mathbf{I}(\boldsymbol{\beta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1^2} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \beta_2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1 \beta_k} \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2 \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2^2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2 \beta_k} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k \beta_1} & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k \beta_2} & \cdots & \frac{\partial^2 \ln L_p(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_k^2} \end{bmatrix}.$$

Langkah iterasi pada metode Newton Raphson sebagai berikut

a. Menetapkan nilai awal: $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_0 = \mathbf{0}.$

b. Menghitung $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_0 - \mathrm{I}(\hat{\beta}_0)^{-1}\mathrm{U}(\hat{\beta}_0)$.

c. Iterasi dilakukan hingga memperoleh nilai yang konvergen : $\widehat{\beta}_{c+1} \cong \widehat{\beta}_{c}$.

Perkiraan varians dari perkiraan maksimum *partial likelihood* $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ merupakan invers dari persamaan (4.12) yaitu (Hosmer dan Lemeshow, 2008) :

$$V\hat{a}r(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{I}(\widehat{\boldsymbol{\beta}})^{-1} \tag{4.13}$$

Untuk perkiraan standar deviasi dari $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ sebagai berikut,

$$S\hat{E}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \sqrt{V\hat{a}r(\widehat{\boldsymbol{\beta}})} \tag{4.14}$$

4.2 Estimasi Parameter Model Regresi *Extended* Cox

Dalam model regresi Cox ada variabel yang melibatkan waktu t. Variabel ini disebut variabel *time-dependent* (bergantung waktu). Variabel *time-dependent* didefinisikan sebagai variabel yang mempunyai nilai berubah sepanjang waktu (t). Jika ada variabel *time-dependent* dalam model, model regresi Cox dapat digunakan tetapi tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Sehingga perlu digunakan model regresi e*xtended* Cox. Dalam model ini, model regresi Cox diperluas dengan model yang mengandung kovariat *time-dependent*. Jika $x_1, x_2, \dots, x_{p1}$ adalah kovariat *time-independent* yang memenuhi asumsi *proportional hazard,* $x_{p_1+1}, x_{p_1+2}, \dots, x_{p2}$ adalah kovariat *time-independent* yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* dan $x_1(t_j), x_2(t_j), \dots, x_{p2}\ (t_j)$ adalah kovariat *time-dependent* maka model regresi Cox *Extended* didefinisikan sebagai berikut:

$$h(t, x(t)) = h_0(t) exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_a X_a + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_b X_b + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_b X_b(t_j)\right]$$

di mana β dan δ adalah vektor koefisien dari kovariat, p_1 adalah jumlah kovariat yang memenuhi asumsi *proportional hazard* dan p_2 adalah jumlah kovariat yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.

Seperti halnya dengan regresi *stratified* Cox, estimasi parameter pada model *extended* Cox ini juga menggunakan metode *Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE)*. Pembentukan fungsi *partial likelihood* dalam model *extended* Cox berdasarkan pada urutan kejadian yang teramati. Setelah diurutkan, dibentuk *likelihood* dari masing-masing objek yang teramati. *Likelihood* dari masing-masing objek yang teramati menyatakan probabilitas objek tersebut mengalami *event* pada waktu t, bersyarat bahwa $T_j \geq t$. L_j bergantung pada himpunan objek-objek yang masih beresiko untuk mengalami *event* sampai waktu t_j yang disebut himpunan resiko, dinotasikan dengan $R(t_{(j)})$. Himpunan individu-individu yang teramati dinotasikan dengan $D(t_j)$. Sehingga kontribusi masing-masing objek yang diamati pada himpunan $D(t_j)$ terhadap fungsi partial likelihood, sebut saja individu Z pada waktu t_j dengan fungsi hazard $h_z\left(t_j, X(t_j)\right)$ adalah sebagai berikut:

$$L_{pz} = \frac{h_z\left(t_j, X(t_j)\right)}{\sum_{i \in R(t_{(j)})} h_i\left(t_j, X(t_j)\right)} \tag{4.15}$$

Dimana

L_{pz} = Probabilitas bahwa individu A mengalami *event* di waktu t_j bersyarat bahwa terdapat suatu *event* di waktu t_j.

$h_z\left(t_j, X(t_j)\right)$ = Pr(individu dengan *covariate X* mengalami *event* di waktu t_j)

$\sum_{i \in R(t_{(j)})} h_i\left(t_j, X(t_j)\right)$ = Pr(terdapat suatu *event* di waktu t_j)

Sehingga

$$L_{pz} = \frac{h_0(t_j)\exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{az}X_{az} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bz}X_{bz} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bz}X_{bz}(t_j)\right]}{\sum i \epsilon R(t_{(j)}\, h_0(t_j)\exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{ai}X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bi}X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bi}X_{bi}(t_j)\right]}$$

$$= \frac{\exp\left[\sum_{a=1}^{p1}\beta_{az}X_{az} + \sum_{b=p1+1}^{p2}\beta_{bz}X_{bz} + \sum_{b=p1+1}^{p2}\delta_{bz}X_{bz}(t_j)\right]}{\sum i \epsilon R(t_{(j)})\exp\left[\sum_{a=1}^{p1}\beta_{ai}X_{ai} + \sum_{b=p1+1}^{p2}\beta_{bi}X_{bi} + \sum_{b=p1+1}^{p2}\delta_{bi}X_{bi}(t_j)\right]} \tag{4.16}$$

Dengan,

X_{ai} = Kovariat ke-a dari individu-i untuk *time independent covariate*

X_{bi} = Kovariat ke-b dari individu-i untuk *time independent covariate*

$X_{bi}(t_j)$ = Kovariat ke-b dari individu-i pada waktu t_j untuk *time dependent covariate*

β_{ai} = Koefisien parameter dari kovariat X_{ai}

β_{bi} = Koefisien parameter dari kovariat X_{bi}

δ_{bi} = Koefisien parameter dari kovariat $X_{bi}(t_j)$

Selanjutnya dibentuk *Partial Likelihood* yaitu perkalian antara *partial likelihood* dari masing-masing objek yang teramati. Misalkan terdapat k objek yang menjadi anggota himpunan $D(t_j)$

$$L_p(\beta) = \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} L_j = L_1 x\ L_2 x \dots x\ L_k \tag{4.17}$$

$$L_p(\beta) = \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{aj}X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bj}X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bj}X_{bj}(t_j)\right]}{\sum i\epsilon R(t_{(j)})\exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{ai}X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bi}X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bi}X_{bi}(t_j)\right]}$$

Misalkan,

$$exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{aj}X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p2}\beta_{bj}X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p2}\delta_{bj}X_{bj}\ (t_j)\right] = \psi_j$$

Sehingga, bentuk *partial likelihood* dapat disederhanakan menjadi:

$$L_p(\beta) = \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\psi_j}{\sum i\epsilon R\,(t_j)\,\psi_i} \tag{4.18}$$

Selanjutnya, mencari taksiran dari parameter-parameter dari model dengan metode *Maximum Partial Likelihood Estimator.*

- $\frac{\partial ln\,L_p}{\partial\beta_a} = 0, a = 1, 2, \dots, p_1$

$$\frac{\partial}{\partial\beta_a}\left(In \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\psi_j}{\sum i\epsilon R(t_j)\,\psi_i}\right) = \frac{\partial}{\partial\beta_a}\left(\prod_{j\epsilon D\,(t_j)} ln\frac{\psi_j}{\sum i\epsilon R(t_j)\,\psi_i}\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial\beta_a}\left(In \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\psi_1}{\sum i\epsilon R(t_1)\,\psi_i} + In \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\psi_2}{\sum i\epsilon R(t_2)\,\psi_i} + \cdots + In \prod_{j\epsilon D\,(t_j)} \frac{\psi_d}{\sum i\epsilon R(t_d)\,\psi_i}\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial\beta_a}\left(ln\,\psi_1 - \ln \sum_{i\epsilon R\,(t_1)} \psi_i + \ln\psi_2 - \ln \sum_{i\epsilon R\,(t_2)} \psi_i + \cdots + \ln\psi_d - \ln \sum_{i\epsilon R\,(t_d)} \psi_i\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial\beta_a}\left(\sum_{j\epsilon D\,(t_j)} ln\,\psi_j - \sum_{j\epsilon D\,(t_j)} ln \sum_{i\epsilon R\,(t_j)} \psi_i\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial\beta_a}\sum_{j\epsilon D\,(t_j)} ln\,\psi_j - \frac{\partial}{\partial\beta_a}\sum_{j\epsilon D\,(t_j)} ln \sum_{i\epsilon R\,(t_j)} \psi_i$$

$$=0 \tag{4.19}$$

Misal, $\frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \psi_j$ ... (1) dan $\frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} \psi_i$ ... (2)

Untuk bagian (1), didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \psi_j = \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}\,(t_j)\right]$$

$$= \frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}\,(t_j)\right]$$

$$= \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}\,(t_j)\right] \tag{4.20}$$

Untuk bagian (2), didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} \psi_i$$

$$= \frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \ln \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} \exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}\,(t_j)\right]$$

$$= \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left(\frac{1}{M} \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} N\right) \tag{4.21}$$

dimana,

$$M = \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} \exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}\,(t_j)\right]$$

$$N = \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{ai}\, exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}(t_j)\right]$$

Gabungan hasil turunan dari (1) dan (2) yaitu

$$= \frac{\partial}{\partial \beta_\alpha} \sum_{j \in D(t_j)} \ln \psi_j - \frac{\partial}{\partial \beta_a} \sum_{j \in D(t_j)} \ln \sum_{i \in R(t_j)} \psi_i$$

$$= \sum_{j \in D(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_1} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}(t_j)\right] - \sum_{j \in D(t_j)} \left(\frac{1}{M} \sum_{i \in R(t_j)} N\right) = 0 \tag{4.22}$$

- $\frac{\partial \ln L_p}{\partial \beta_b} = 0, \mathrm{b} = 1,2,\dots,\mathrm{p}_2$

$$\frac{\partial}{\partial \beta_b}\left(ln\prod_{j\in D}\frac{\psi_j}{\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i}\right)=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\left(\sum_{j\in D}ln\frac{\psi_j}{\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i}\right)$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\left(ln\frac{\psi_1}{\sum_{i\in R(t_1)}\psi_i}+ln\frac{\psi_2}{\sum_{i\in R(t_2)}\psi_i}+\ ...+ln\frac{\psi_d}{\sum_{i\in R(t_d)}\psi_i}\right)$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\left(ln\psi_1-ln\sum_{i\in R(t_1)}\psi_1+ln\,\psi_2-ln\sum_{i\in R(t_1)}\psi_i+\cdots+ln\,\psi_d-ln\sum_{i\in R(t_d)}\psi_i\right)$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\left(\sum_{j\in D(t_j)}ln\ \psi_j-\sum_{j\in D(t_j)}ln\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i\right)$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\ \psi_j-\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i$$

$$=0 \tag{4.23}$$

Misal $\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\,\psi_j\ ...(1)$ dan $\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i\ ...(2)$

Untuk bagian (1), didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\,\psi_j=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\,exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{aj}X_{aj}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bj}X_{bj}+\sum_{b=p_1}^{p_2}\delta_{bj}X_{bj}(t_j)\right]$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{aj}X_{bj}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bj}X_{bj}+\sum_{b=p_2+1}^{p_2}\delta_{bj}X_{bj}(t_j)\right]$$

$$=\textstyle\sum_{j\in D(t_j)}\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{aj}X_{aj}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}X_{bj}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bj}X_{bj}(t_j)\right] \tag{4.24}$$

Untuk bagian (2) didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\sum_{i\in R(t_j)}\psi_i$$

$$=\frac{\partial}{\partial \beta_b}\sum_{j\in D(t_j)}ln\sum_{i\in R(t_j)}exp\left[\sum_{a=1}^{p_1}\beta_{ai}X_{ai}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}\beta_{bi}X_{bi}+\sum_{b=p_1+1}^{p_2}\delta_{bi}X_{bi}(t_j)\right]$$

$$=\textstyle\sum_{j\epsilon D\,(t_j)}\left(\frac{1}{0}\sum_{i\in R(t_j)}Y\right) \tag{4.25}$$

dimana,

$$0 = \sum_{i \in R(t_j)} \exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}(t_j)\right]$$

$$Y = \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{bi}\, exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}(t_j)\right]$$

Gabungan hasil turunan (1) dan (2) yaitu

$$= \frac{\partial}{\partial \beta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)}^{p_1} ln\, \psi_j - \frac{\partial}{\partial \beta_b} \sum_{j\, \epsilon D(t_j)} ln \sum_{i \epsilon R(t_j)} \psi_i$$

$$= \sum_{j \epsilon D(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}(t_j)\right] - \sum_{j \epsilon D(t_j)} \left(\frac{1}{0} \sum_{i \epsilon R(t_j)} y\right) = 0$$

(4.26)

- $\frac{\partial ln\, l_p}{\partial \delta_b} = 0,\ b = 1,2,\dots,p_2$

$$\frac{\partial}{\partial \delta_b}\left(ln \prod_{j \epsilon D(t_j)} \frac{\psi_j}{\sum_{i \epsilon R(t_j)} \psi_i}\right) = \frac{\partial}{\partial \delta_b}\left(\sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \frac{\psi_j}{\sum_{i \epsilon D(t_j)} \psi_i}\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b}\left(ln \frac{\psi_1}{\sum_{i \epsilon R(t_1)} \psi_i} + ln \frac{\psi_2}{\sum_{i \epsilon R(t_2)} \psi_i} + \cdots + ln \frac{\psi_d}{\sum_{i \epsilon R(t_d)} \psi_i}\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b}\left(ln \psi_1 - ln \sum_{i \epsilon R(t_1)} \psi_i + ln\, \psi_2 - ln \sum_{i \epsilon R(t_2)} \psi_i + \cdots + ln \psi_d - ln \sum_{i \epsilon R(t_d)} \psi_i\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b}\left(\sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \psi_j - \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \sum_{i \epsilon R(t_j)} \psi_i\right)$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln\, \psi_j - \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \sum_{i \epsilon R(t_j)} \psi_i$$

$$= 0 \tag{4.27}$$

Misal, $\frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \psi_j$ ... (1) dan $\frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} \psi_i$ ... (2)

Untuk bagian (1) didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln \psi_j = \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D(t_j)} ln\, exp\left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj}(t_j)\right]$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bj} X_{bj} \right]$$

$$= \textstyle\sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{bj}\left(t_j\right) \right] \qquad (4.28)$$

Untuk bagian (2) didapat,

$$\frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} ln \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} \psi_i$$

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} ln \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} exp \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}\left(t_j\right) \right]$$

$$= \textstyle\sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left(\frac{1}{F} \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} G \right) \qquad (4.29)$$

dimana,

$$F = \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} exp \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}\left(t_j\right) \right]$$

$$G = \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{bi}\left(t_j\right) \exp \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{ai} X_{ai} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bi} X_{bi} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \delta_{bi} X_{bi}\left(t_j\right) \right]$$

Gabungan hasil turunan (1) dan (2) yaitu

$$= \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} ln\psi_j - \frac{\partial}{\partial \delta_b} \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} ln \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \psi_i$$

$$= \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left[\sum_{a=1}^{p_1} \beta_{aj} X_{aj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} \beta_{bj} X_{bj} + \sum_{b=p_1+1}^{p_2} X_{bj}\left(t_j\right) \right] - \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left(\frac{1}{F} \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} G \right) = 0$$

$$(4.30)$$

Persamaan (4.22), (4.26) dan (4.30) diselesaikan dengan iterasi numerik dengan metode Newton Raphson. Taksiran yang didapat bersifat *asymptotically* normal, yaitu $\hat{\beta} \sim N(\beta, (E[I(\beta)])^{-1})$

dimana

$$
\mathrm{I}(\beta) = \begin{bmatrix} -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_1^2} & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_1 \beta_2} & \cdots & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_p} \\ -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_2 \beta_1} & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_2^2} & \cdots & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_2 \beta_p} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_p \beta_1} & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_p \beta_2} & \cdots & -\frac{\partial^2 I_p(\beta)}{\partial \beta_p^2} \end{bmatrix}
$$

dengan

$$
I_P(\beta) = \sum_{j \epsilon D\,(t_j)} \left(x_j^T \beta - log \sum_{i \epsilon R\,(t_j)} e^{x_i^T \beta} \right)
$$

Langkah iterasi pada metode Newton Raphson sebagai berikut

a. Menetapkan nilai awal: $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_0 = \mathbf{0}.$

b. Menghitung $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_0 - \mathrm{I}(\hat{\beta}_0)^{-1} \mathrm{U}(\hat{\beta}_0)$.

c. Iterasi dilakukan hingga memperoleh nilai yang konvergen : $\hat{\beta}_{c+1} \cong \hat{\beta}_c$.

Perkiraan varians dari perkiraan maksimum *partial likelihood* $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ merupakan invers dari persamaan (4.12) yaitu (Hosmer dan Lemeshow, 2008) :

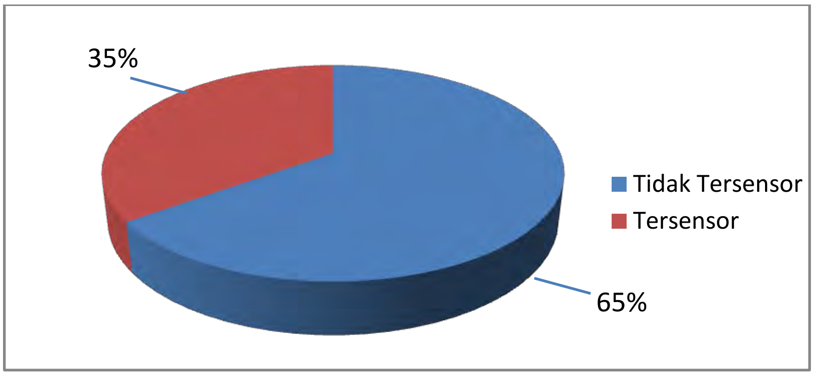
$$
V\hat{a}r(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{I}(\widehat{\boldsymbol{\beta}})^{-1} \quad (4.13)
$$

Untuk perkiraan standar deviasi dari $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ sebagai berikut,

$$
S\hat{E}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}) = \sqrt{V\hat{a}r(\widehat{\boldsymbol{\beta}})} \quad (4.14)
$$

4.3 Aplikasi Model Regresi *Stratified* Cox dan *Extended* Cox Pada Kasus Lama Pemberian ASI di Propinsi Lampung

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) 2013 Propinsi Lampung. Data yang digunakan adalah data empat triwulan yang pendataannya dilaksanakan pada Maret, Juni, September dan Desember 2013. Dari 2.679 balita yang diamati, sebanyak 1.731 balita sudah berhenti diberikan ASI (tidak tersensor) dan sisanya 948 balita masih diberikan ASI pada saat pendataan (tersensor). Perbandingan amatan tersensor dan tidak tersensor ditunjukkan melalui gambar berikut.



Gambar 4.1 Perbandingan Amatan Tersensor dan Tidak Tersensor

Dari seluruh amatan, jumlah balita berjenis kelamin laki-laki lebih banyak namun tidak terpaut jauh dibandingkan jenis kelamin perempuan. Mayoritas balita (73,57 persen) dilahirkan pada saat ibu berusia antara 20-35 tahun. Sebanyak 85,03 persen balita ditolong oleh tenaga medis saat dilahirkan. Sebanyak 64,46 persen balita bukan merupakan anak pertama. Jika dilihat dari latar belakang pendidikan, 57,26 persen balita dilahirkan oleh ibu berpendidikan menengah. Bila ditinjau dari status bekerja ibu, sebagian besar ibu (58,87 persen) tidak bekerja. Jika dilihat dari tempat tinggal, sebagian besar balita tinggal di daerah perdesaan (74,58 persen).

Tabel 4.1 Karakteristik Balita dan Ibu Hasil SUSENAS 2013 Propinsi Lampung

Prediktor	Kategori	Jumlah	Persentase
Jenis kelamin anak	Laki-laki	1.402	52,33
	Perempuan	1.277	47,67
Umur ibu saat melahirkan	<20	299	11,16
	20-35	1.971	73,57
	>35	409	15,27
Penolong persalinan	Non Medis	401	14,97
	Paramedis	2.278	85,03
Jumlah anak lahir hidup	1 anak	952	35,54
	> 1 anak	1.727	64,46
Status bekerja	Bekerja	1.102	41,13
	Tidak bekerja	1.577	58,87
Tingkat pendidikan	Tinggi	207	7,73
	Menengah	1.534	57,26
	Rendah	938	35,01
Tempat tinggal	Perkotaan	681	25,42
	Perdesaan	1.998	74,58

4.3.1 Model Regresi Cox untuk Balita Umur 1-24 Bulan

Sebelum melakukan analisis terhadap lama pemberian ASI pada balita umur 1-59 bulan, terlebih dahulu peneliti akan melakukan analisis dengan menggunakan jumlah unit observasi lebih sedikit dengan mengacu pada panduan WHO bahwa ASI sebaiknya diberikan sampai balita berumur 24 bulan, sehingga akan dilakukan analisis terhadap lama pemberian ASI pada balita berumur 1-24 bulan terlebih dahulu. Dari 1.108 balita umur 1-24 bulan, ada sebanyak 226 balita (20,40 %) yang sudah berhenti diberikan ASI dan 882 balita (79,60 %) yang masih diberikan ASI (tersensor). Selanjutnya akan dilakukan pengujian asumsi *proportional hazard* untuk variabel-variabel yang diduga mempengaruhi lama pemberian ASI. Dengan menggunakan uji statistik *Goodness Of Fit* (GOF) didapatkan hasil sebagai berikut:

Tabel 4.2 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard* dengan *Goodness Of Fit* untuk Balita Umur 1-24 Bulan

Variabel	Korelasi	*P-Value*	Keputusan
Jenis kelamin anak	0,02356	0,7247	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan	-0,05203	0,4364	Gagal tolak H_0
Penolong persalinan	0,07094	0,2883	Gagal tolak H_0
Jumlah anak lahir hidup	-0,00687	0,9182	Gagal tolak H_0
Status bekerja	0,03653	0,5848	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan	0,02249	0,7367	Gagal tolak H_0
Tempat tinggal	-0,03606	0,5897	Gagal tolak H_0

Jika dilihat dari Tabel 4.2 dengan menggunakan α sebesar 10 % semua nilai *p-value* untuk seluruh variabel lebih besar dari pada α sehingga menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti bahwa asumsi *proportional hazard* terpenuhi untuk semua variabel. Karena seluruh variabel memenuhi asumsi *proportional hazard* maka selanjutnya akan dibentuk model regresi Cox *proportional hazard*. Berikut ini hasil estimasi parameternya.

Tabel 4.3 Estimasi Parameter Model Regresi Cox *Proportional Hazard* untuk Balita Umur 1-24 Bulan

Variabel	Estimasi Parameter	Chi_ Square	*p-value*	Keputusan
Jenis kelamin anak (X_1)	-0,33111	6,0076	0,0142	Tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (1) ($X_2(1)$)	-0,17020	0,3264	0,5678	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (2) ($X_2(2)$)	-0,11011	0,3320	0,5645	Gagal tolak H_0
Penolong Persalinan (X_3)	-0,25007	1,2437	0,2648	Gagal tolak H_0
Jumlah ALH (X_4)	0,28740	3,4072	0,0649	Tolak H_0
Status bekerja (X_5)	0,14100	0,9607	0,3270	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan (1) ($X_6(1)$)	0,44598	3,3270	0,0682	Tolak H_0
Tingkat pendidikan (2) ($X_6(2)$)	-0,08567	0,3110	0,5771	Gagal tolak H_0
Tempat Tinggal (X_7)	0,33607	4,7550	0,0292	Tolak H_0
Likelihood Ratio		25,3837	0,0026	Tolak H_0

Berdasarkan hasil estimasi parameter, diperoleh model regresi Cox *proportional hazard* untuk balita umur 1-24 bulan sebagai berikut.

$\hat{h}(t) = \hat{h}_0(t)$ exp(-0,33111 X_1 - 0,17020 $X_2(1)$ - 0,11011 $X_2(2)$ - 0,25007 (X_3) + 0,28740 (X_4) + 0,14100 (X_5) + 0,44598 $X_6(1)$ - 0,08567 $X_6(2)$ + 0,33607 X_7)

Langkah selanjutnya adalah melakukan uji serentak untuk mengetahui kesesuaian model. Uji serentak dapat dilakukan dengan melihat statistik uji *Likelihood Ratio* pada Tabel 4.3 yakni sebesar 25,3837, dan dengan derajat bebas 9 diperoleh *p-value* sebesar 0,0026. Nilai *p-value* ini akan dibandingkan dengan nilai α yakni sebesar 0,05 Karena *p-value* lebih kecil dari α maka uji ini menghasilkan keputusan tolak H_0. Berdasarkan keputusan ini, sehingga dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat satu variable yang berbeda signifikan atau berpengaruh dalam model regresi Cox *proportional hazard* yang terbentuk.

Setelah pengujian serentak, model regresi Cox *proportional hazard* perlu dilakukan uji parsial untuk mengetahui variabel yang berpengaruh signifikan terhadap model. Dapat dilihat pada Tabel 4.3, bahwa *p-value* uji parsial untuk variabel jenis kelamin, jumlah anak lahir hidup, tingkat pendidikan (1) dan tempat tinggal memiliki nilai *p-value* yang lebih kecil dari α=0,10, sehingga tolak H_0. Hal ini menunjukkan pada uji parsial menghasilkan kesimpulan ada empat variabel yang berpengaruh terhadap model, dengan kata lain, variabel jenis kelamin, jumlah anak lahir hidup, tingkat pendidikan (1) dan tempat tinggal berpengaruh terhadap ketahanan pemberian ASI pada balita umur 1-24 bulan di Propinsi Lampung. Selanjutnya untuk menginterpretasikan variabel yang signifikan mempengaruhi lama pemberian ASI akan digunakan nilai *hazard ratio* sebagai berikut.

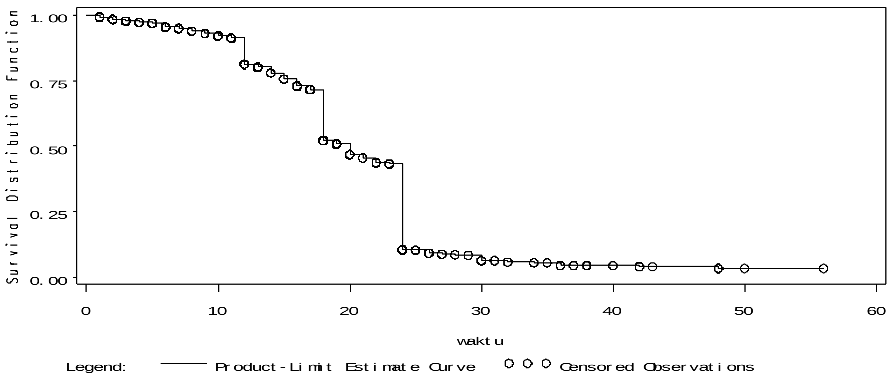
Tabel 4.4 Nilai *Hazard Ratio* Variabel yang Signifikan untuk Balita Umur 1-24 Bulan

Variabel	*Hazard Ratio*
Jenis kelamin anak	0,72
Jumlah ALH	1,33
Tingkat pendidikan (1)	1,56
Tempat Tinggal	1,40

Berdasarkan Tabel 4.4, *hazard ratio* untuk jenis kelamin adalah 0,72 dapat diinterpretasikan bahwa balita laki-laki mempunyai kemungkinan 0,72 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita perempuan, dengan kata lain balita perempuan mempunyai kemungkinan 1,39 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita laki-laki. *Hazard ratio* untuk jumlah anak lahir hidup sebesar 1,33 diinterpretasikan bahwa balita dengan ibu yang memiliki ALH satu anak mempunyai kemungkinan 1,33 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita dengan ibu yang memiliki ALH lebih dari satu anak. Untuk tingkat pendidikan (1) memiliki nilai *hazard ratio* sebesar 1,56 dapat diinterpretasikan bahwa balita dengan ibu berpendidikan tinggi mempunyai kemungkinan 1,56 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita dengan ibu berpendidikan rendah. Sedangkan *hazard ratio* untuk tempat tinggal adalah sebesar 1,40 diinterpretasikan bahwa balita yang bertempat tinggal di perkotaan mempunyai kemungkinan 1,40 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan dengan balita yang bertempat tinggal di perdesaan.

4.3.2 Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank*

Kurva *survival* Kaplan-Meier digunakan untuk menggambarkan probabilitas seorang balita diberikan ASI hingga 59 bulan berdasarkan tujuh faktor yang diduga mempengaruhinya meliputi jenis kelamin anak, umur ibu saat melahirkan, penolong persalinan, jumlah anak lahir hidup, pendidikan ibu, status bekerja ibu, dan tempat tinggal. Sedangkan uji *log rank* digunakan untuk mengetahui apakah terdapat perbedaan antara kurva *survival* dari kelompok faktor yang berbeda. Kurva *survival* lama pemberian ASI dengan tujuh faktor yang diduga mempengaruhi yang telah disebutkan di atas ditunjukkan pada gambar berikut



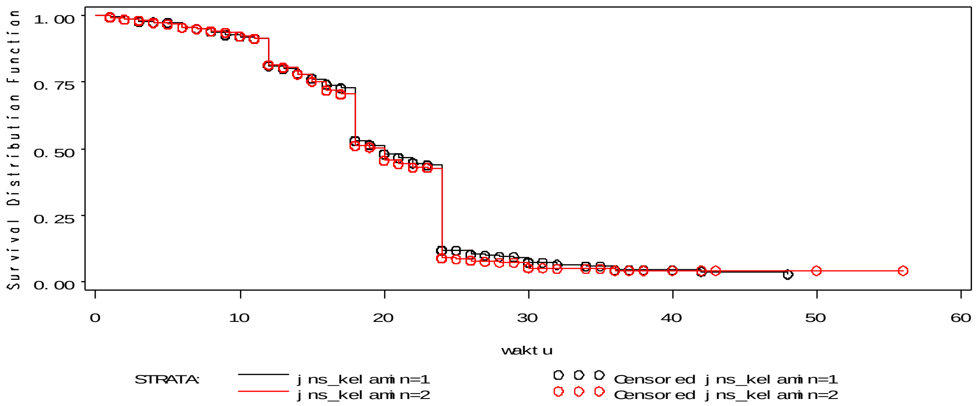
Gambar 4.2 Kurva Survival Kaplan-Meier Lama Pemberian ASI

Dari gambar di atas terlihat bahwa pada awal waktu peluang balita untuk tetap diberikan ASI (survive) masih tinggi. Seiring dengan bertambahnya waktu, peluang pun terus menurun. Penurunan peluang paling drastis terjadi pada waktu 24 bulan. Ini berarti banyak balita yang berhenti diberikan ASI setelah menginjak usia 24 bulan.

Setelah mengetahui kurva *survival* Kaplan-Meier berdasarkan keseluruhan faktor yang diduga mempengaruhi lama pemberian ASI, selanjutnya akan ditunjukkan bagaimana bentuk kurva *survival* Kaplan-Meier dan uji *log rank* untuk faktor jenis kelamin anak, umur ibu saat melahirkan, penolong persalinan, jumlah anak lahir hidup, pendidikan ibu, status bekerja ibu, dan tempat tinggal dari kelompok yang berbeda.

a. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Jenis Kelamin Anak

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor jenis kelamin anak.



Gambar 4.3 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Jenis Kelamin Anak

Pada gambar 4.3 garis hitam menunjukkan kurva survival balita laki-laki sedangkan garis merah menunjukkan kurva survival balita perempuan. Terlihat kedua kurva berhimpit dari awal sampai akhir. Artinya balita laki-laki dan perempuan memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang relatif sama. Untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara balita laki-laki dan perempuan dalam pemberian ASI maka dilakukan uji *Log Rank* seperti pada tabel berikut ini.

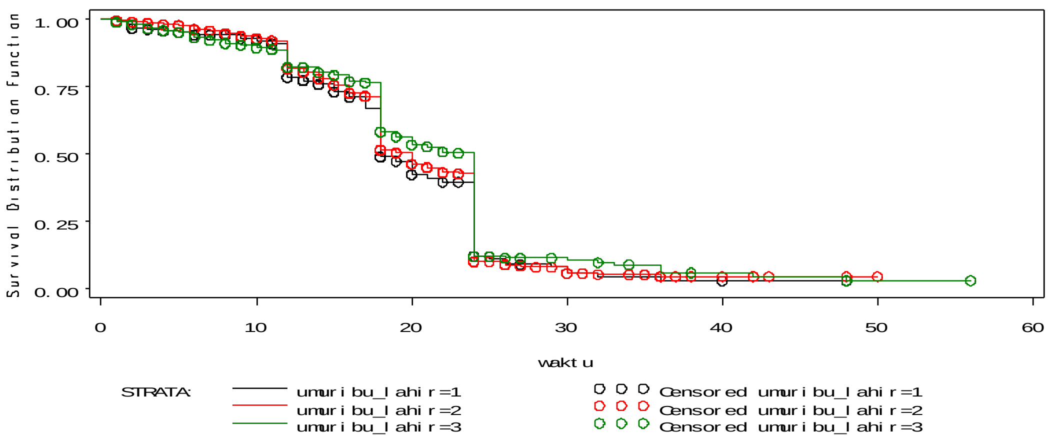
Tabel 4.5 Uji *Log Rank* Faktor Jenis Kelamin Anak

Log Rank	**df**	***P-Value***
1,1614	1	0,2812

Tabel 4.5 menunjukkan hasil uji *log rank* untuk faktor jenis kelamin anak dengan nilai uji *log rank* sebesar 1,1614 dan *p-value* sebesar 0,2812. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada balita laki-laki dan perempuan sehingga dapat disimpulkan balita laki-laki dan perempuan memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

b. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Umur Ibu Saat Melahirkan

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor umur ibu saat melahirkan.



Gambar 4.4 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Umur Ibu Saat Melahirkan

Pada gambar 4.4 garis hitam menunjukkan kurva survival untuk ibu umur kurang dari 20 tahun, garis merah menunjukkan kurva survival untuk ibu umur 20-35 tahun dan garis hijau menunjukkan kurva survival untuk ibu umur lebih dari 35 tahun. Pada awal waktu terlihat ketiga kurva berhimpit, tapi pada bulan ke 18 kurva hijau terlihat lebih survive. Namun setelah bulan ke 24 ketiga kurva berhimpit lagi sampai akhir. Artinya pada awal waktu ketiga kelompok balita dengan ibu umur kurang dari 20, 20-35 dan lebih dari 35 tahun memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama, tetapi pada saat memasuki bulan ke 18 balita dengan ibu umur lebih dari 35 tahun terlihat lebih survive dibandingkan kelompok lainnya. Untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara ketiga kelompok balita berdasarkan umur ibu saat melahirkan dalam pemberian ASI maka dilakukan uji *Log Rank* seperti pada tabel berikut ini.

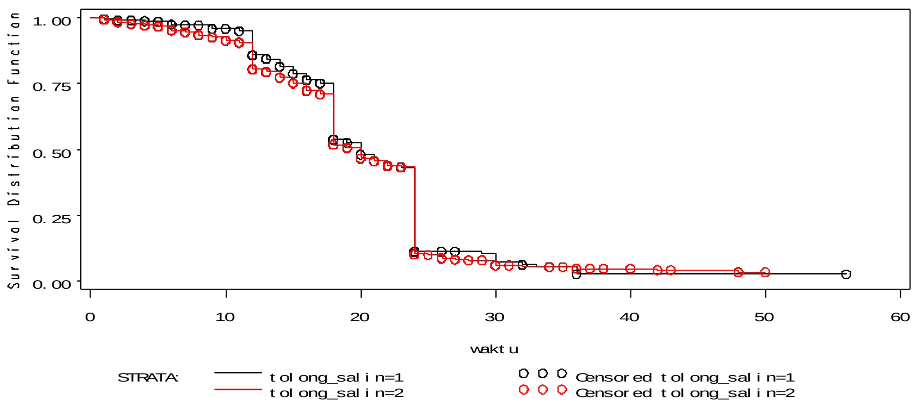
Tabel 4.6 Uji *Log Rank* Faktor Umur Ibu Saat Melahirkan

Log Rank	**df**	***P-Value***
5,3323	2	0,0695

Hasil uji *log rank* untuk faktor umur ibu saat melahirkan ditunjukkan pada Tabel 4.6 dengan nilai uji *log rank* sebesar 5,3323 dan *p-value* sebesar 0,0695. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada ketiga kelompok balita berdasarkan umur ibu saat melahirkan sehingga dapat disimpulkan ketiga kelompok balita berdasarkan umur ibu saat melahirkan memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

c. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Penolong Persalinan

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor penolong persalinan.



Gambar 4.5 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Penolong Persalinan

Pada gambar 4.5 kurva survival untuk penolong persalinan non medis ditunjukkan dengan garis hitam sedangkan kurva survival untuk penolong persalinan paramedis ditunjukkan dengan garis warna merah. Pada awal waktu kedua kurva terlihat berhimpit, hanya pada bulan ke 10 terlihat kurva hitam terlihat lebih survive namun kembali berhimpit ketika memasuki bulan ke 18. Artinya pada awal waktu kedua kelompok balita dengan penolong persalinan non medis dan paramedis memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama, tetapi pada saat memasuki bulan ke 10 balita dengan penolong persalinan non medis terlihat lebih survive namun pada saat memasuki bulan ke 18 kedua kelompok balita memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama lagi. Untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara kedua kelompok balita berdasarkan penolong persalinan dalam pemberian ASI maka dilakukan uji *Log Rank* seperti pada tabel berikut ini.

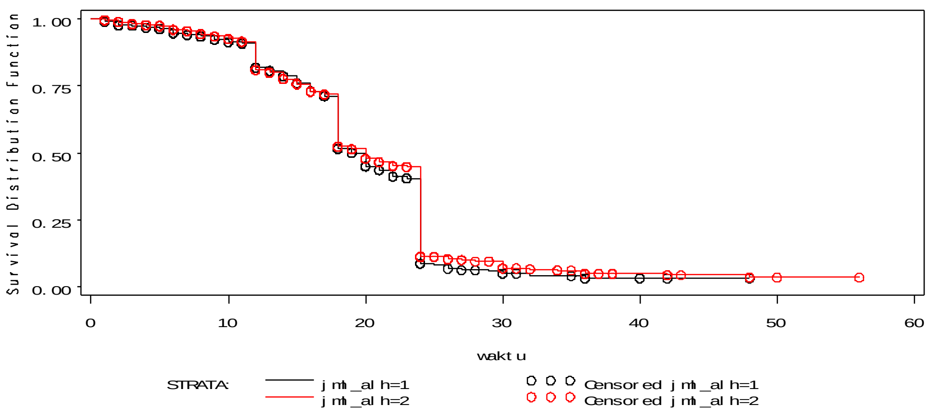
Tabel 4.7 Uji *Log Rank* Faktor Penolong Persalinan

Log Rank	**df**	***P-Value***
0,7751	1	0,3786

Tabel 4.7 menunjukkan hasil uji *log rank* untuk faktor penolong persalinan dengan nilai uji *log rank* sebesar 0,7751 dan *p-value* sebesar 0,3786. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada kedua kelompok balita berdasarkan penolong persalinan sehingga dapat disimpulkan kedua kelompok balita tersebut memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

d. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor jumlah anak lahir hidup.



Gambar 4.6 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Jumlah Anak Lahir Hidup

Pada gambar 4.6 kurva survival untuk jumlah ALH 1 (satu) ditunjukkan dengan garis hitam sedangkan kurva survival untuk jumlah ALH lebih dari satu ditunjukkan dengan garis warna merah. Kedua kurva terlihat berhimpit dari awal waktu sampai akhir. Artinya balita dengan jumlah ALH yang dimiliki ibu sebanyak satu dan lebih dari satu memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang relatif sama. Selanjutnya dilakukan uji *Log Rank* untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara kedua kelompok balita tersebut seperti pada tabel berikut ini.

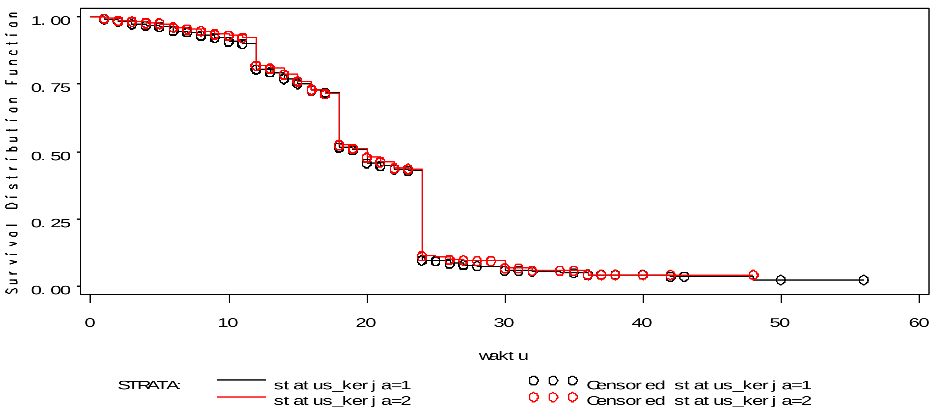
Tabel 4.8 Uji *Log Rank* Faktor Jumlah Anak Lahir Hidup

Log Rank	**df**	***P-Value***
3,1657	1	0,0752

Hasil uji *log rank* untuk faktor jumlah anak lahir hidup ditunjukkan pada Tabel 4.8 dengan nilai uji *log rank* sebesar 3,1657 dan *p-value* sebesar 0,0752. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada kedua kelompok balita berdasarkan jumlah ALH sehingga dapat disimpulkan kedua kelompok balita tersebut memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

e. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Status Kerja Ibu

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor status kerja ibu.



Gambar 4.7 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Status Kerja Ibu

Pada gambar 4.7 garis hitam menunjukkan kurva survival untuk status ibu bekerja sedangkan garis merah menunjukkan kurva survival untuk status ibu tidak bekerja. Kedua kurva terlihat berhimpit dari awal waktu sampai akhir. Artinya balita dengan status ibu bekerja dan tidak bekerja memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang relatif sama. Selanjutnya dilakukan uji *Log Rank* untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara kedua kelompok balita tersebut seperti pada tabel berikut ini.

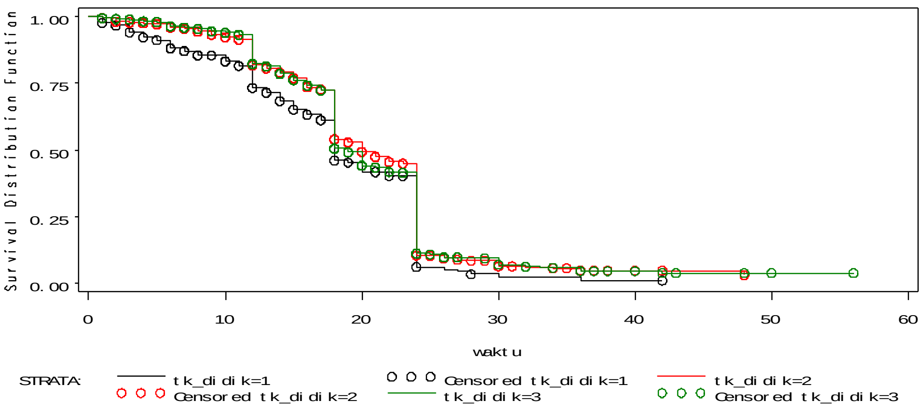
Tabel 4.9 Uji *Log Rank* Faktor Status Kerja Ibu

Log Rank	**df**	***P-Value***
0,6657	1	0,4145

Tabel 4.9 menunjukkan hasil uji *log rank* untuk faktor status kerja ibu dengan nilai uji *log rank* sebesar 0,6657 dan *p-value* sebesar 0,4145. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada kedua kelompok balita berdasarkan status kerja ibu sehingga dapat disimpulkan kedua kelompok balita tersebut memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

f. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Tingkat Pendidikan Ibu

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor tingkat pendidikan ibu.



Gambar 4.8 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Tingkat Pendidikan Ibu

Pada gambar 4.8 garis hitam menunjukkan kurva survival untuk tingkat pendidikan ibu tinggi, garis merah menunjukkan kurva survival untuk tingkat pendidikan ibu menengah dan garis hijau menunjukkan kurva survival untuk tingkat pendidikan ibu rendah. Pada awal waktu terlihat kurva hitam memiliki probalilitas yang lebih rendah dibandingkan kedua kurva lainnya tapi pada bulan ke 18 ketiga kurva terlihat mulai berhimpit hingga akhir waktu. Artinya pada awal waktu kelompok balita dengan tingkat pendidikan ibu tinggi memiliki probabilitas diberikan ASI lebih rendah dibandingkan kelompok balita lainnya, tetapi pada saat memasuki bulan ke 18 hingga akhir waktu ketiga kelompok balita tersebut memiliki probabilitas yang cenderung sama untuk diberikan ASI. Untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara ketiga kelompok balita berdasarkan tingkat pendidikan ibu dalam pemberian ASI maka dilakukan uji *Log Rank* seperti pada tabel berikut ini.

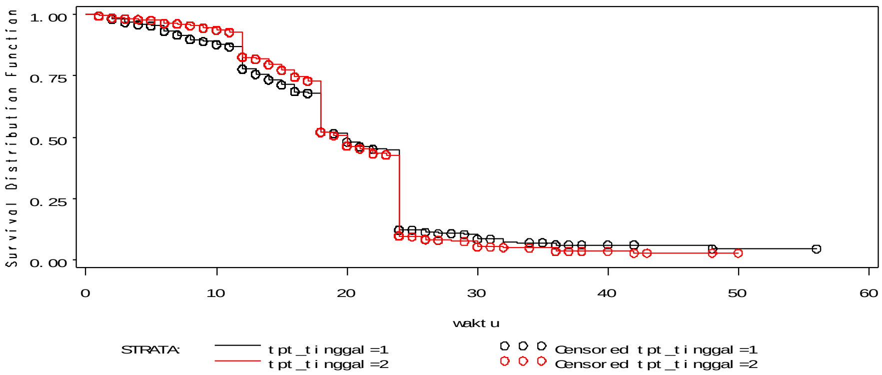
Tabel 4.10 Uji *Log Rank* Faktor Tingkat Pendidikan Ibu

Log Rank	**df**	***P-Value***
9,5326	2	0,0085

Hasil uji *log rank* untuk faktor tingkat pendidikan ibu ditunjukkan pada Tabel 4.10 dengan nilai uji *log rank* sebesar 9,5326 dan *p-value* sebesar 0,0085. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan tolak H_0 yang berarti ada perbedaan antara kurva *survival* pada ketiga kelompok balita berdasarkan tingkat pendidikan ibu sehingga dapat disimpulkan ketiga kelompok balita tersebut memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung berbeda.

g. Kurva *Survival* Kaplan-Meier dan Uji *Log Rank* pada Faktor Tempat Tinggal

Berikut ini disajikan kurva *survival* Kaplan-Meier untuk faktor tempat tinggal.



Gambar 4.9 Kurva *Survival* Kaplan-Meier Faktor Tempat Tinggal

Pada gambar 4.9 garis hitam menunjukkan kurva survival untuk tempat tinggal di perkotaan sedangkan garis merah menunjukkan kurva survival untuk tempat tinggal di perdesaan. Pada awal waktu terlihat kurva merah lebih *survive* dibanding kurva hitam tapi pada bulan ke 18 kedua kurva terlihat mulai berhimpit hingga akhir waktu. Artinya pada awal waktu kelompok balita dengan tempat tinggal perdesaan memiliki probabilitas diberikan ASI lebih tinggi dibandingkan kelompok balita di perkotaan, tetapi pada saat memasuki bulan ke 18 hingga akhir waktu kedua kelompok balita tersebut memiliki probabilitas yang cenderung sama untuk diberikan ASI. Selanjutnya dilakukan uji *Log Rank* untuk memastikan ada tidaknya perbedaan antara kedua kelompok balita tersebut seperti pada tabel berikut ini.

Tabel 4.11 Uji *Log Rank* Faktor Tempat Tinggal

Log Rank	**df**	***P-Value***
0,0006	1	0,9802

Tabel 4.11 menunjukkan hasil uji *log rank* untuk faktor tempat tinggal dengan nilai uji *log rank* sebesar 0,0006 dan *p-value* sebesar 0,9802. Apabila digunakan α sebesar 0,05 maka dapat menghasilkan keputusan gagal tolak H_0 yang berarti tidak ada perbedaan antara kurva *survival* pada kedua kelompok balita berdasarkan tempat tinggal sehingga dapat disimpulkan kedua kelompok balita tersebut memiliki probabilitas untuk diberikan ASI yang cenderung sama.

4.3.3 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard* (PH)

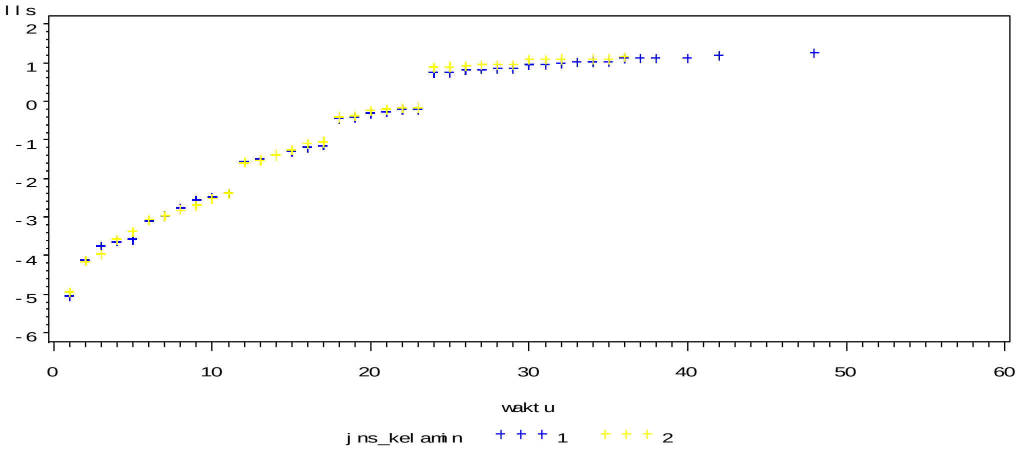
Pengujian asumsi *proportional hazard* pada data kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung digunakan untuk mengetahui apakah laju berhentinya pemberian ASI pada balita (*hazard ratio*) berdasarkan faktor-faktor yang diduga mempengaruhinya bernilai konstan atau berubah bergantung waktu. Nilai *hazard ratio* yang konstan merupakan syarat yang harus dipenuhi jika menggunakan model Cox *proportional hazard.* Pada penelitian ini digunakan dua pendekatan dalam pengujian asumsi *proportional hazard* yaitu pendekatan grafik dan uji statistik menggunakan *Goodness Of Fit* (GOF).

4.3.3.1 Pendekatan Grafik

Metode grafik yang digunakan untuk pengujian asumsi *proportional hazard* adalah plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk setiap faktor yang diduga mempengaruhi lamanya pemberian ASI. Berikut ini akan ditunjukkan bagaimana bentuk plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk setiap faktor.

a. Jenis Kelamin Anak

Berikut ini disajikan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor jenis kelamin anak.

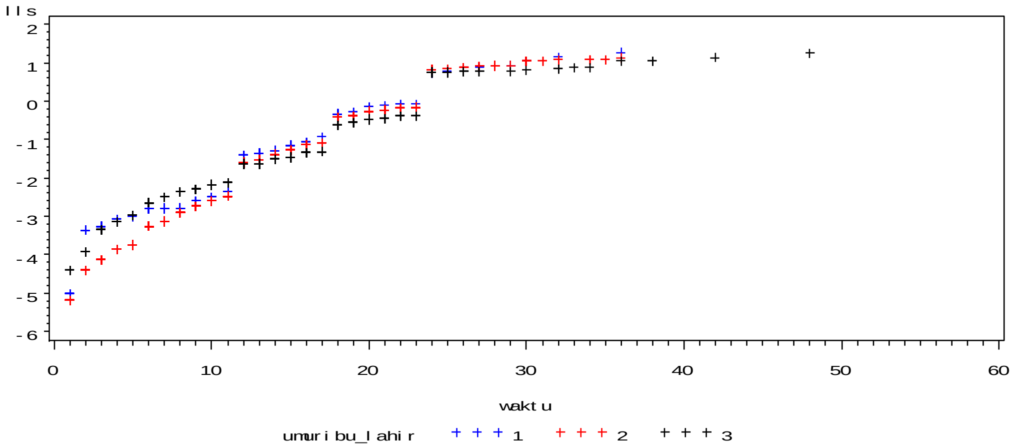


Gambar 4.10 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Jenis Kelamin Anak

Gambar 4.10 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor jenis kelamin anak. Warna biru menunjukkan kelompok balita laki-laki sedangkan warna kuning menunjukkan kelompok balita perempuan. Plot biru dan kuning terlihat sejajar, sehingga mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* terpenuhi.

b. Umur Ibu Saat Melahirkan

Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor umur ibu saat melahirkan disajikan dalam gambar berikut ini

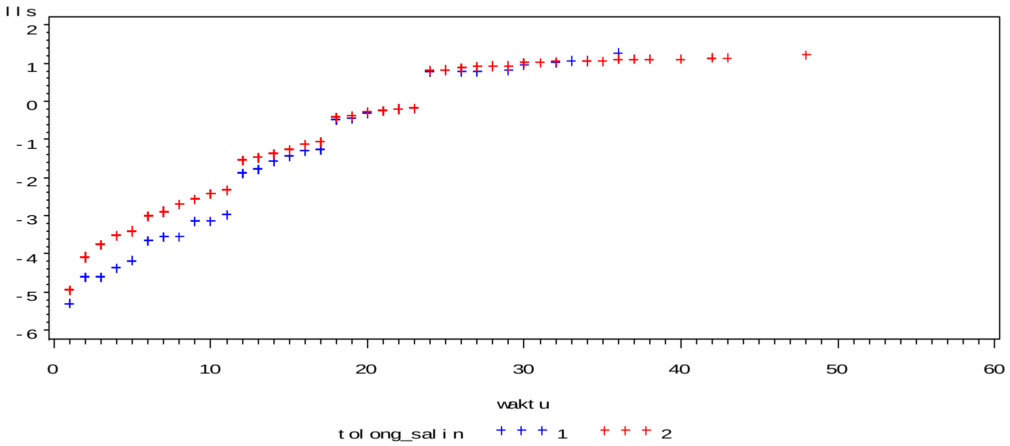


Gambar 4.11 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Umur Ibu Saat Melahirkan

Gambar 4.11 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor umur ibu saat melahirkan. Warna biru menunjukkan kelompok balita dengan umur ibu kurang dari 20 tahun, warna merah balita dengan umur ibu 20-35 tahun sedangkan warna hitam menunjukkan kelompok balita dengan umur ibu lebih dari 35 tahun. Ketiga plot terlihat sejajar, sehingga mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* terpenuhi.

c. Penolong Persalinan

Berikut ini disajikan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor penolong persalinan.

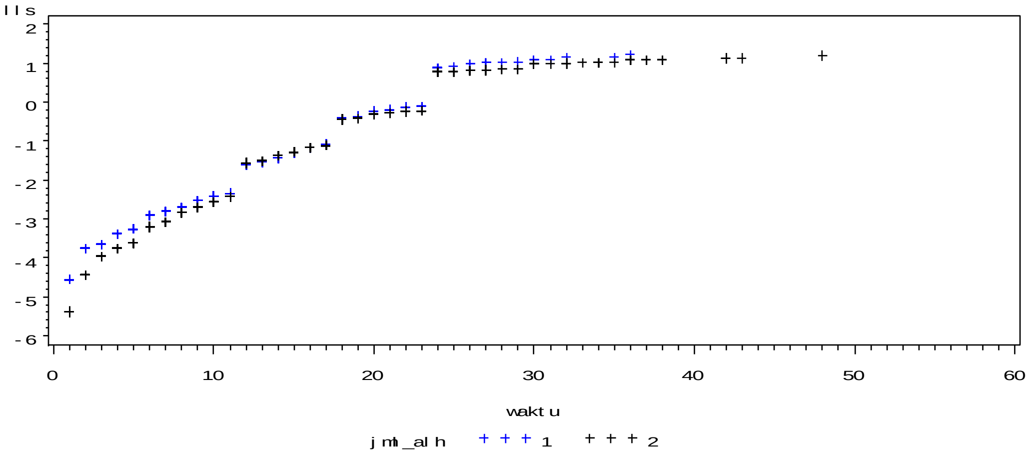


Gambar 4.12 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Penolong Persalinan

Gambar 4.12 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor penolong persalinan. Warna biru menunjukkan kelompok balita dengan penolong persalinan non medis sedangkan warna merah menunjukkan kelompok balita dengan penolong persalinan paramedis. Plot biru dan merah terlihat sejajar, sehingga mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* terpenuhi.

d. Jumlah Anak Lahir Hidup (ALH)

Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor jumlah anak lahir hidup disajikan dalam gambar berikut ini.

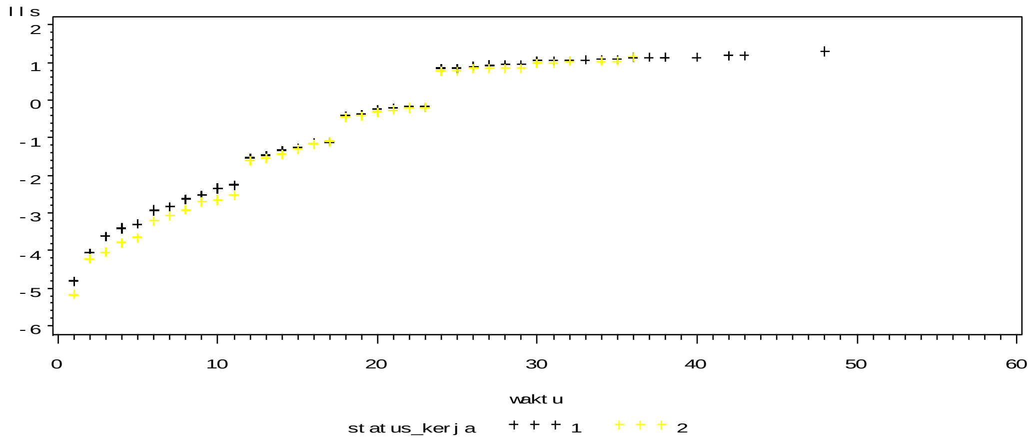


Gambar 4.13 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Jumlah Anak Lahir Hidup

Gambar 4.13 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor jumlah ALH. Warna biru menunjukkan kelompok balita dengan jumlah ALH yang dimiliki ibu satu sedangkan warna hitam menunjukkan kelompok balita dengan jumlah ALH yang dimiliki ibu lebih dari satu. Plot biru dan hitam terlihat sejajar, namun ada beberapa titik yang berpotongan sehingga kemungkinan mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung tidak konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* tidak terpenuhi.

e. Status Bekerja Ibu

Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor status bekerja ibu disajikan dalam gambar berikut ini.

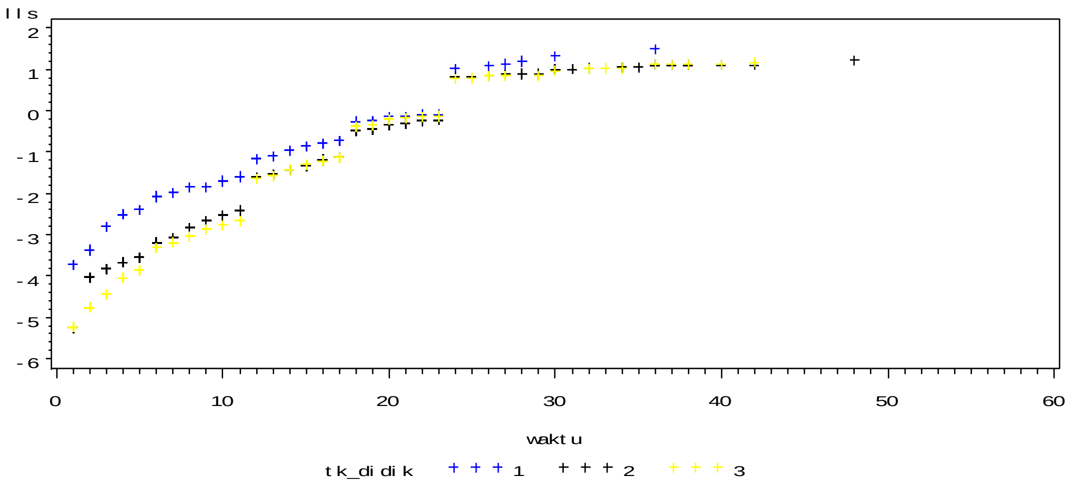


Gambar 4.14 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Status Bekerja Ibu

Gambar 4.14 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor status bekerja ibu. Warna hitam menunjukkan kelompok balita dengan status ibu bekerja sedangkan warna kuning menunjukkan kelompok balita dengan status ibu tidak bekerja. Plot hitam dan kuning terlihat sejajar, sehingga mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* terpenuhi.

f. Tingkat Pendidikan Ibu

Berikut ini disajikan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ untuk faktor tingkat pendidikan ibu.

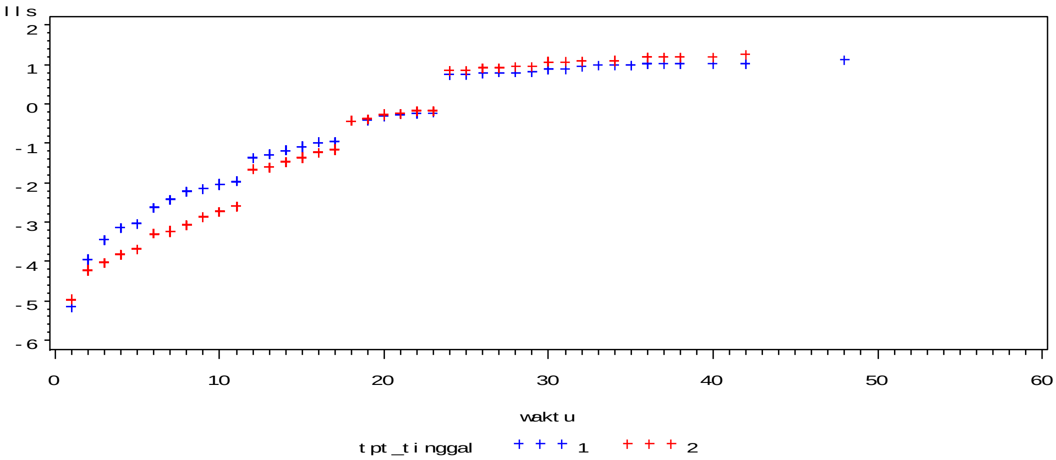


Gambar 4.15 Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Tingkat Pendidikan Ibu

Gambar 4.15 menunjukkan plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor tingkat pendidikan ibu. Warna biru menunjukkan kelompok balita dengan tingkat pendidikan ibu tinggi, warna hitam menunjukkan kelompok balita dengan tingkat pendidikan ibu menengah dan warna kuning menunjukkan kelompok balita dengan tingkat pendidikan ibu rendah. Ketiga plot terlihat sejajar, sehingga mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* terpenuhi.

g. Tempat Tinggal

Berikut ini disajikan plot $\ln(-\ln\hat{S}(t))$ untuk faktor tempat tinggal.



Gambar 4.16 Plot $\ln(-\ln\hat{S}(t))$ Berdasarkan Tempat Tinggal

Gambar 4.16 menunjukkan plot $\ln(-\ln\hat{S}(t))$ dari balita berdasarkan faktor tempat tinggal. Warna biru menunjukkan kelompok balita yang bertempat tinggal di perkotaan sedangkan warna merah menunjukkan kelompok balita yang bertempat tinggal di perdesaan. Plot biru dan merah terlihat sejajar, namun ada beberapa titik yang berpotongan sehingga kemungkinan mengindikasikan bahwa laju berhentinya pemberian ASI cenderung tidak konstan atau dengan kata lain asumsi *proportional hazard* tidak terpenuhi.

4.3.3.2 Uji Statistik Menggunakan *Goodness Of Fit* (GOF)

Pengujian asumsi *proportional hazard* dengan pendekatan grafik, biasanya menghasilkan keputusan yang berbeda antara satu pengamat dan pengamat yang lain, sehingga perlu digunakan pendekatan lain yang lebih dapat menguatkan keputusan apakah asumsi *proportional hazard* terpenuhi atau tidak. Salah satu pendekatan yang dapat digunakan adalah uji statistik menggunakan *Goodness Of Fit* (GOF) . Metode ini menghasilkan *p-value* untuk setiap faktor yang diduga mempengaruhi lamanya pemberian ASI, sehingga dapat lebih meyakinkan jika dibandingkan metode grafik. Hasil pengujian statistik untuk setiap faktor yang diduga mempengaruhi lamanya pemberian ASI ditunjukkan pada Tabel 4.12 berikut ini.

Tabel 4.12 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard* dengan *Goodness Of Fit*

Variabel	**Korelasi**	***P-Value***	**Keputusan**
Jenis kelamin anak	0,00166	0,9448	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan	-0,02132	0,3754	Gagal tolak H_0
Penolong persalinan	0,01521	0,5271	Gagal tolak H_0
Jumlah anak lahir hidup	0,04156	0,0839	Tolak H_0
Status bekerja	0,01285	0,5930	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan	-0,01016	0,6728	Gagal tolak H_0
Tempat tinggal	-0,05786	0,0161	Tolak H_0

Laju berhentinya pemberian ASI dikatakan konstan atau tidak bergantung kepada waktu, jika tidak ada korelasi yang besar antara faktor yang diduga mempengaruhi lamanya pemberian ASI dengan waktu *survival*. Berdasarkan tabel 4.12 di atas dapat diketahui variabel jumlah anak lahir hidup dan tempat tinggal memiliki korelasi yang tinggi dengan waktu *survival*. Dengan menggunakan α sebesar 0,05 maka variabel tempat tinggal tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Sedangkan jika menggunakan α sebesar 0,10 maka variabel tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* sehingga metode regresi Cox *proportional hazard* tidak dapat digunakan. Variabel jumlah anak lahir hidup tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* kemungkinan dikarenakan jumlah anak lahir hidup dapat bertambah seiring waktu berjalan sedangkan variabel tempat tinggal dapat berubah sepanjang waktu dikarenakan adanya migrasi (perpindahan) penduduk baik di perkotaan maupun perdesaan berdasarkan hasil Sensus Penduduk 2010 di Propinsi Lampung ada sebanyak 5,27 % penduduk migran perkotaan dan 2,43 % penduduk migran perdesaan.

4.3.4 Pembentukan Model Regresi *Stratified* Cox

Model regresi *stratified* Cox adalah salah satu metode yang dapat digunakan untuk pemodelan data *survival* jika terdapat satu atau lebih variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*. Model regresi *stratified* Cox didapatkan dengan memodifikasi model Cox *proportional hazard*. Modifikasi dilakukan dengan mengontrol variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* yaitu variabel tempat tinggal untuk α=0,05 sedangkan untuk α=0,10 yaitu variabel tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup. Pengontrolan dilakukan dengan cara menstratifikasi variabel tempat tinggal serta variabel tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup sebagai berikut.

4.3.4.1 Strata Tempat Tinggal

Langkah pertama yang dilakukan adalah menguji apakah terdapat interaksi antara variabel stratifikasi yaitu tempat tinggal dengan variabel-variabel yang masuk dalam model meliputi umur ibu saat melahirkan, jenis kelamin anak, jumlah anak lahir hidup, penolong persalinan, tingkat pendidikan ibu, status bekerja ibu. Adapun hasil pengujian interaksi disajikan dalam tabel 4.13.

Tabel 4.13 Hasil Pengujian Interaksi dengan Strata Tempat Tinggal

Model	-2ln L	df	*p-value*
Tanpa Interaksi (R)	22258,44	13	0,99984
Dengan Interaksi (F)	22256,57		

Berdasarkan Tabel 4.13, ditunjukkan bahwa dengan nilai -2ln L dari model tanpa interaksi sebesar 22258,44 dan model dengan interaksi sebesar 22256,57 serta derajat bebas 13 diperoleh *p-value* 0,99984. Jika *p-value* dibandingkan dengan nilai α yakni sebesar 0,05 maka akan lebih besar sehingga keputusannya adalah gagal tolak H_0 , artinya bahwa tidak ada interaksi antara variabel tempat tinggal dengan variabel umur ibu saat melahirkan, jenis kelamin anak, jumlah anak lahir hidup, penolong persalinan, tingkat pendidikan ibu, dan status bekerja ibu. Setelah diketahui bahwa tidak ada interaksi pada model berdasarkan hasil pengujian interaksi, langkah selanjutnya adalah membuat model. Berikut ini adalah hasil estimasi parameter model regresi *stratified* Cox tanpa interaksi untuk strata tempat tinggal.

Tabel 4.14 Estimasi Parameter Model Regresi *Stratified* Cox dengan Strata Tempat Tinggal

Variabel	Estimasi Parameter	Chi_ Square	*p-value*	Keputusan
Jenis kelamin anak (X_1)	-0,04050	0,7061	0,4007	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (1) ($X_2(1)$)	0,15552	2,0548	0,1517	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (2) ($X_2(2)$)	0,09618	1,8337	0,1757	Gagal tolak H_0
Jumlah ALH (X_3)	0,04386	0,5844	0,4446	Gagal tolak H_0
Penolong persalinan (X_4)	0,06722	0,5023	0,4785	Gagal tolak H_0
Status bekerja (X_5)	0,04956	0,1433	0,7050	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan (1) ($X_6(1)$)	0,09807	3,1494	0,0760	Tolak H_0
Tingkat pendidikan (2) ($X_6(2)$)	0,05388	0,7451	0,3880	Gagal tolak H_0
Likelihood Ratio		11,9345	0,1542	Tolak H_0

Berdasarkan hasil estimasi parameter, diperoleh model regresi *stratified* Cox tanpa interaksi adalah sebagai berikut.

Model tempat tinggal perkotaan

$\hat{h}_1(t) = \hat{h}_{01}(t)$ exp(-0,04050 X_1 + 0,15552 $X_2(1)$ + 0,09618 $X_2(2)$ + 0,04386 (X_3) + 0,06722 (X_4) + 0,04956 (X_5) + 0,09807 $X_6(1)$ + 0,05388 $X_6(2)$)

Model tempat tinggal perdesaan

$\hat{h}_2(t) = \hat{h}_{02}(t)$ exp(-0,04050 X_1 + 0,15552 $X_2(1)$ + 0,09618 $X_2(2)$ + 0,04386 (X_3) + 0,06722 (X_4) + 0,04956 (X_5) + 0,09807 $X_6(1)$ + 0,05388 $X_6(2)$)

Dari dua model stratifikasi yang terbentuk, langkah selanjutnya adalah melakukan uji serentak untuk mengetahui kesesuaian model. Uji serentak dapat dilakukan dengan melihat statistik uji *Likelihood Ratio* pada Tabel 4.14 yakni sebesar 11,9345, dan dengan derajat bebas 8 diperoleh *p-value* sebesar 0,1542. Nilai *p-value* ini akan dibandingkan dengan nilai α yakni sebesar 0,20. Karena *p-value* lebih kecil dari α maka uji ini menghasilkan keputusan tolak H_0. Berdasarkan keputusan ini, sehingga dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat satu variabel yang berbeda signifikan atau berpengaruh dalam model *stratified* Cox yang terbentuk. Dengan kata lain, model *stratified* Cox telah sesuai digunakan untuk memodelkan data *survival* lama pemberian ASI di Propinsi Lampung.

Setelah pengujian serentak, model *stratified* Cox perlu dilakukan uji parsial untuk mengetahui variabel yang berpengaruh signifikan terhadap model. Dapat dilihat pada Tabel 4.14, bahwa *p-value* uji parsial untuk semua variabel kecuali tingkat pendidikan (1) memiliki nilai yang lebih besar dari α=0,10, sehingga gagal tolak H_0. Sedangkan *p-value* untuk variabel tingkat pendidikan (1) adalah 0,0760. Nilai ini lebih kecil dari α (0,10), sehingga tolak H_0. Hal ini menunjukkan pada uji parsial menghasilkan kesimpulan hanya variabel tingkat pendidikan (1) yang berpengaruh terhadap model, dengan kata lain, tingkat pendidikan (1) berpengaruh terhadap ketahanan pemberian ASI pada balita di Propinsi Lampung. Tingkat pendidikan (1) adalah tingkat pendidikan tinggi dibandingkan dengan tingkat pendidikan rendah.

4.3.4.2 Strata Tempat Tinggal dan Jumlah Anak Lahir Hidup

Selanjutnya akan dilakukan pembentukan model dengan menggunakan strata dua variabel yaitu tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup. Langkah pertama yang dilakukan untuk strata tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup adalah menguji apakah terdapat interaksi antara variabel stratifikasi yaitu tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup dengan variabel yang masuk dalam model meliputi umur ibu saat melahirkan, jenis kelamin anak, penolong persalinan, tingkat pendidikan ibu, status bekerja ibu. Adapun hasil pengujian interaksi disajikan dalam tabel 4.15.

Tabel 4.15 Hasil Pengujian Interaksi dengan Strata Tempat Tinggal dan Jumlah Anak Lahir Hidup

Model	-2ln L	df	*p-value*
Tanpa Interaksi (R)	20025,86	12	0,94062
Dengan Interaksi (F)	20020,39		

Berdasarkan Tabel 4.15, ditunjukkan bahwa dengan nilai -2ln L dari model tanpa interaksi sebesar 20025,86 dan model dengan interaksi sebesar 20020,39 serta derajat bebas 12 diperoleh *p-value* 0,94062. Jika *p-value* dibandingkan dengan nilai α yakni sebesar 0,05 maka akan lebih besar sehingga keputusannya adalah gagal tolak H_0, artinya bahwa tidak ada interaksi antara variabel tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup dengan variabel umur ibu saat melahirkan, jenis kelamin anak, penolong persalinan, tingkat pendidikan ibu dan status bekerja ibu. Setelah diketahui bahwa tidak ada interaksi pada model berdasarkan hasil pengujian interaksi, langkah selanjutnya adalah membuat model. Berikut ini adalah hasil estimasi parameter model regresi *stratified* Cox tanpa interaksi untuk strata tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup.

Tabel 4.16 Estimasi Parameter Model Regresi *Stratified* Cox dengan Strata Jumlah ALH dan Tempat Tinggal

Variabel	Estimasi Parameter	Chi_ Square	*p-value*	Keputusan
Jenis kelamin anak (X_1)	-0,03994	0,6864	0,4074	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (1) ($X_2(1)$)	0,15692	2,0742	0,1498	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (2) ($X_2(2)$)	0,09544	1,7994	0,1798	Gagal tolak H_0
Penolong persalinan (X_3)	-0,04594	0,4662	0,4947	Gagal tolak H_0
Status bekerja (X_4)	0,01694	0,1165	0,7328	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan (1) ($X_5(1)$)	0,17353	3,1242	0,0771	Tolak H_0
Tingkat pendidikan (2) ($X_5(1)$)	-0,04305	0,6376	0,4246	Gagal tolak H_0
Likelihood Ratio		9,3667	0,2274	Tolak H_0

Berdasarkan hasil estimasi parameter, diperoleh model regresi *stratified* Cox tanpa interaksi dengan strata tempat tinggal dan jumlah anak lahir hidup sebagai berikut.

Model jumlah ALH 1 dan tempat tinggal perkotaan

$\hat{h}_1(t) = \hat{h}_{01}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

Model jumlah ALH 1 dan tempat tinggal perdesaan

$\hat{h}_2(t) = \hat{h}_{02}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

Model jumlah ALH lebih dari 1 dan tempat tinggal perkotaan

$\hat{h}_3(t) = \hat{h}_{03}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

Model jumlah ALH lebih dari 1 dan tempat tinggal perdesaan

$\hat{h}_4(t) = \hat{h}_{04}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

Dari empat model stratifikasi yang terbentuk, langkah selanjutnya adalah melakukan uji serentak untuk mengetahui kesesuaian model. Uji serentak dapat dilakukan dengan melihat statistik uji *Likelihood Ratio* pada Tabel 4.16 yakni sebesar 9,3667, dan dengan derajat bebas 7 diperoleh *p-value* sebesar 0,2274. Nilai *p-value* ini akan dibandingkan dengan nilai α yakni sebesar 0,25. Karena *p-value* lebih kecil dari α maka uji ini menghasilkan keputusan tolak H_0. Berdasarkan keputusan ini, sehingga dapat disimpulkan bahwa minimal terdapat satu variabel yang berbeda signifikan atau berpengaruh dalam model *stratified* Cox yang terbentuk. Dengan kata lain, model *stratified* Cox telah sesuai digunakan untuk memodelkan data *survival* lama pemberian ASI di Propinsi Lampung.

Setelah pengujian serentak, model *stratified* Cox perlu dilakukan uji parsial untuk mengetahui variabel yang berpengaruh signifikan terhadap model. Dapat dilihat pada Tabel 4.16, bahwa *p-value* uji parsial untuk semua variabel kecuali tingkat pendidikan (1) memiliki nilai yang lebih besar dari α=0,10, sehingga gagal tolak H_0. Sedangkan *p-value* untuk variabel tingkat pendidikan (1) adalah 0,0771. Nilai ini lebih kecil dari α (0,10), sehingga tolak H_0. Hal ini menunjukkan pada uji parsial menghasilkan kesimpulan hanya variabel tingkat pendidikan (1) yang berpengaruh terhadap model, dengan kata lain, tingkat pendidikan (1) berpengaruh terhadap ketahanan pemberian ASI pada balita di Propinsi Lampung.

4.3.5 Pembentukan Model Regresi *Extended* Cox

Metode lain yang dapat digunakan untuk pemodelan data *survival* jika terdapat satu atau lebih variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* adalah dengan menggunakan model *extended* Cox. Dengan menggunakan model *extended* Cox berarti terdapat variabel *time dependent* dalam model. Variabel jumlah ALH dan tempat tinggal pada faktor yang diduga mempengaruhi lamanya pemberian ASI tidak memenuhi asumsi *proportional hazard,* sehingga perlu diinteraksikan dengan waktu. Interaksi waktu yang digunakan adalah fungsi *heaviside.* Fungsi *heaviside* digunakan untuk mengakomodir perbedaan *hazard ratio* pada interval waktu yang berbeda.

Jika dilihat dari kurva *survival* Kaplan-Meier berdasarkan jumlah ALH pada Gambar 4.6, kurva *survival* Kaplan-Meier turun cepat pada bulan ke-19 dan ke-23. Setelah bulan ke-23, kurva konstan hingga akhir penelitian, sehingga dicurigai *hazard ratio* balita sebelum bulan ke-19 berbeda dengan *hazard ratio* setelah bulan ke-19 serta *hazard ratio* sebelum bulan ke-23 berbeda dengan *hazard ratio* setelah bulan ke-23 sehingga digunakan fungsi *heaviside* sebagai berikut:

$$g_1(t) = \begin{cases} 1\ jika\ T < 19\ bulan \\ 0\ jika\ T \geq 19\ bulan \end{cases}$$

$$g_2(t) = \begin{cases} 1\ jika\ T < 23\ bulan \\ 0\ jika\ T \geq 23\ bulan \end{cases}$$

Sedangkan jika dilihat dari kurva *survival* Kaplan-Meier berdasarkan tempat tinggal pada Gambar 4.9, kurva *survival* Kaplan-Meier turun pada bulan ke-12 sehingga digunakan fungsi *heaviside* sebagai berikut:

$$g(t) = \begin{cases} 1\ jika\ T < 12\ bulan \\ 0\ jika\ T \geq 12\ bulan \end{cases}$$

Estimasi parameter dan pengujian model *extended* Cox ketahanan pemberian ASI dengan menggunakan fungsi *heaviside* ditunjukkan pada tabel 4.17 berikut ini.

Tabel 4.17 Estimasi Parameter Model Regresi *Extended* Cox

Variabel	Estimasi Parameter	Chi_ Square	*p-value*	Keputusan
Jenis kelamin anak (X_1)	-0,04165	0,7469	0,3875	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (1) ($X_2(1)$)	0,16684	2,6031	0,1067	Gagal tolak H_0
Umur ibu saat melahirkan (2) ($X_2(2)$)	0,10070	2,0699	0,1502	Gagal tolak H_0
Penolong persalinan (X_3)	-0,04962	0,5453	0,4603	Gagal tolak H_0
Status bekerja (X_4)	0,01899	0,1468	0,7016	Gagal tolak H_0
Tingkat pendidikan (1) ($X_5(1)$)	0,17711	3,2772	0,0702	Tolak H_0
Tingkat pendidikan (2) ($X_5(2)$)	-0,04434	0,6791	0,4099	Gagal tolak H_0
Jumlah ALH × $g_1(t)$ (HV1)	0,35771	3,9086	0,0480	Tolak H_0
Jumlah ALH × $g_2(t)$ (HV2)	-0,35781	4,4164	0,0356	Tolak H_0
Tempat tinggal × $g(t_1)$ (HV3)	-0,61121	18,5376	<0,0001	Tolak H_0
Tempat tinggal × $g(t_2)$ (HV4)	0,12077	3,7796	0,0519	Tolak H_0
Likelihood Ratio		37,9350	<0,0001	Tolak H_0

Berdasarkan Tabel 4.17 model *extended* Cox ketahanan pemberian ASI dengan fungsi *heaviside* adalah sebagai berikut:

$\hat{h}(t, \boldsymbol{x}(t)) = \hat{h}_0(t) \exp$ (-0,04165 X_1 + 0,16684 $X_2(1)$ + 0,10070 $X_2(2)$ - 0,04962 X_3 + 0,01899 X_4 + 0,17711 $X_5(1)$ - 0,04434 $X_5(2)$ + 0,35771 HV1 - 0,35781 HV2 - 0,61121 HV3 + 0,12077 HV4)

Pengujian serentak dengan menggunakan *likelihood ratio* pada Tabel 4.17 sebesar 37,9350 dan *p-value* <0,0001. Dengan menggunakan α sebesar 0,05 didapatkan keputusan tolak H_0 yang berarti minimal terdapat satu variabel yang berpengaruh signifikan terhadap ketahanan pemberian ASI pada balita.

Untuk mengetahui variabel mana yang signifikan mempengaruhi ketahanan pemberian ASI pada balita, maka dilakukan uji parsial dengan menggunakan uji *chi-square* dan didapatkan hasil dengan α sebesar 0,10 variabel tingkat pendidikan (1), jumlah ALH dengan fungsi *heaviside* dan tempat tinggal dengan fungsi *heaviside* signifikan mempengaruhi ketahanan pemberian ASI pada balita.

4.3.6 *Hazard Ratio*

Berdasarkan hasil estimasi parameter untuk model regresi *stratified* terdapat satu variabel signifikan yaitu tingkat pendidikan (1). Variabel ini membandingkan antara balita dengan ibu berpendidikan tinggi terhadap balita dengan ibu berpendidikan rendah. Sedangkan untuk model regresi *extended* Cox menghasilkan variabel signifikan yaitu tingkat pendidikan (1), jumlah ALH dengan fungsi *heaviside* dan tempat tinggal dengan fungsi *heaviside.* Untuk menginterpretasikan variabel yang signifikan tersebut digunakan nilai *hazard ratio*. Nilai *hazard ratio* untuk variabel tingkat pendidikan (1) sama untuk ketiga model regresi baik *stratified* Cox dengan strata tempat tinggal, *stratified* Cox dengan strata tempat tinggal dan jumlah ALH, maupun model regresi *extended* Cox. Nilai *hazard ratio* secara rinci adalah sebagai berikut:

Tabel 4.18 Nilai *Hazard Ratio* untuk Variabel Signifikan

Variabel	*Hazard Ratio*
Tingkat pendidikan (1)	1,20
Jumlah ALH × $g_1(t)$	1,43
Jumlah ALH × $g_2(t)$	0,70
Tempat tinggal × $g(t_1)$	0,54
Tempat tinggal × $g(t_2)$	1,13

Dari Tabel 4.18 dapat diinterpretasikan beberapa nilai *hazard ratio* sebagai berikut:

- Variabel tingkat pendidikan (1) memiliki nilai *hazard ratio* sebesar 1,20 dapat diinterpretasikan bahwa balita dengan ibu berpendidikan tinggi mempunyai kemungkinan 1,20 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita dengan ibu berpendidikan rendah.
- Variabel Jumlah ALH × $g_1(t)$ memiliki nilai *hazard ratio* 1,43 diinterpretasikan bahwa balita dengan ibu yang memiliki satu anak saat $T < 19\ bulan$ mempunyai kemungkinan 1,43 kali untuk berhenti diberikan

ASI dibandingkan balita dengan ibu yang memiliki anak lebih dari satu saat $T \geq 19\ bulan$.

- Variabel Jumlah ALH $\times\ g_2(t)$ memiliki nilai *hazard ratio* 0,70 diinterpretasikan bahwa balita dengan ibu yang memiliki satu anak saat $T < 23\ bulan$ mempunyai kemungkinan 0,70 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita dengan ibu yang memiliki anak lebih dari satu saat $T \geq 23\ bulan$ atau dengan kata lain bahwa balita dengan ibu yang memiliki anak lebih dari satu saat $T \geq 23\ bulan$ mempunyai kemungkinan 1,43 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita dengan ibu yang memiliki satu anak saat $T < 23\ bulan$.
- Variabel Tempat tinggal $\times\ g(t_1)$ memiliki nilai *hazard ratio* 0,54 diinterpretasikan bahwa saat $T < 12\ bulan$ balita yang bertempat tinggal di perkotaan mempunyai kemungkinan 0,54 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita yang bertempat tinggal di perdesaan atau dengan kata lain bahwa balita yang bertempat tinggal di perdesaan mempunyai kemungkinan 1,85 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita yang bertempat tinggal di perkotaan.
- Variabel Tempat tinggal $\times\ g(t_2)$ memiliki nilai *hazard ratio* 1,13 diinterpretasikan bahwa saat $T \geq 12\ bulan$ balita yang bertempat tinggal di perkotaan mempunyai kemungkinan 1,13 kali untuk berhenti diberikan ASI dibandingkan balita yang bertempat tinggal di perdesaan.

4.3.7 Pemilihan Model Terbaik

Setelah dilakukan pembahasan tentang model regresi *stratified* dan *extended* Cox di atas, selanjutnya akan dilakukan pemilihan model terbaik dengan menggunakan nilai AIC. Model terbaik adalah model dengan nilai AIC yang lebih kecil. Berikut nilai AIC berdasarkan pengolahan dengan menggunakan model regresi *stratified* Cox tanpa interaksi dan *extended* Cox.

Tabel 4.19 Nilai AIC Model Regresi *Stratified* dan *Extended* Cox

	Stratified		*Extended*
	Strata Tempat Tinggal	Strata Tempat Tinggal dan Jumlah ALH	
AIC	22274,443	20039,858	24235,512

Berdasarkan tabel 4.19 terlihat bahwa model regresi *stratified* Cox baik dengan satu variabel strata maupun dua variabel strata lebih baik jika dibandingkan dengan model regresi *extended* Cox karena memiliki nilai AIC yang lebih kecil. Hal ini sesuai dengan penelitian Ata dan Socer (2007) yang diaplikasikan pada kasus kanker paru-paru di Turki. Sedangkan jika dibandingkan antara satu variabel strata dan dua variabel strata, untuk model regresi *stratified* Cox dengan strata tempat tinggal dan jumlah ALH mempunyai nilai AIC paling kecil jika dibandingkan dengan semua nilai AIC lainnya. Sehingga dapat disimpulkan bahwa model regresi *stratified* Cox dengan strata dua variabel *non proportional hazard* (tempat tinggal dan jumlah ALH) lebih baik dibandingkan dengan model regresi Cox lainnya untuk kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013 dengan model sebagai berikut:

- Model jumlah ALH 1 dan tempat tinggal perkotaan

$\hat{h}_1(t) = \hat{h}_{01}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

- Model jumlah ALH 1 dan tempat tinggal perdesaan

$\hat{h}_2(t) = \hat{h}_{02}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

- Model jumlah ALH lebih dari 1 dan tempat tinggal perkotaan

$\hat{h}_3(t) = \hat{h}_{03}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

- Model jumlah ALH lebih dari 1 dan tempat tinggal perdesaan

$\hat{h}_4(t) = \hat{h}_{04}(t)$ exp(-0,03994 X_1 + 0,15692 $X_2(1)$ + 0,09544 $X_2(2)$ - 0,04594 X_3 + 0,01694 X_4 + 0,17353 $X_5(1)$ - 0,04305 $X_5(2)$)

LAMPIRAN

Lampiran 1. *Syntax* SAS Membuat Kurva Kaplan Meier Secara Keseluruhan dan Berdasarkan Masing-masing Variabel Prediktor

```
proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata jns_kelamin;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata umuribu_lahir;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata  tolong_salin;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata jml_alh;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata status_kerja;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata tk_didik;
run;

proc lifetest data=datasas method=km plots=(s);
time waktu*status(0);
strata tpt_tinggal;
run;
```

Lampiran 2. *Syntax* SAS Membuat Plot $\ln(-\ln \hat{S}(t))$ Berdasarkan Variabel Prediktor

```
proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata jns_kelamin;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
symbol2 color=yellow;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=jns_kelamin;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata umuribu_lahir ;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
symbol2 color=yellow;
symbol2 color=red;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=umuribu_lahir ;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata tolong_salin;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
symbol2 color=red;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=tolong_salin;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata jml_alh;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
```

```
symbol2 color=black;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=jml_alh;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata status_kerja;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=black;
symbol2 color=yellow;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=status_kerja;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata tk_didik;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
symbol2 color=black;
symbol3 color=yellow;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=tk_didik;
run;

proc lifetest data=datasas method=km outsurv=dog;
time waktu*status(0);
strata tpt_tinggal;
run;
data cat;
set dog;
lls=log(-log(survival));
run;
symbol1 color=blue;
symbol2 color=red;
proc gplot data=cat;
plot lls*waktu=tpt_tinggal;
run;
```

Lampiran 3. *Syntax* SAS untuk Uji Asumsi *Proportional Hazard*

```
PROC TPHREG DATA=DATASAS;
class jns_kelamin/ref=last;
class umuribu_lahir/ref=last;
class tolong_salin/ref=last;
class jml_alh/ref=last;
class status_kerja/ref=last;
class tk_didik/ref=last;
class tpt_tinggal/ref=last;
MODEL WAKTU*STATUS(0)=jns_kelamin umuribu_lahir tolong_salin jml_alh
status_kerja tk_didik tpt_tinggal;
OUTPUT OUT=RESID RESSCH=Rjns_kelamin Rumuribu_lahir Rtolong_salin
Rjml_alh Rstatus_kerja Rtk_didik Rtpt_tinggal;
RUN;
PROC PRINT DATA=RESID;RUN;
DATA EVENTS;
SET RESID;
IF STATUS=1;
RUN;
PROC RANK DATA=EVENTS OUT=RANKED TIES=MEAN;
VAR WAKTU;
RANKS TIMERANK;
RUN;
PROC PRINT DATA=RANKED;RUN;
PROC CORR DATA=RANKED NOSIMPLE;
VAR Rjns_kelamin Rumuribu_lahir Rtolong_salin Rjml_alh Rstatus_kerja
Rtk_didik Rtpt_tinggal;
WITH TIMERANK;
RUN;
```

Lampiran 4. *Syntax* SAS Pemodelan *Stratified* Cox tanpa Interaksi

```
proc tphreg data=datasas;
class jns_kelamin/ref=last;
class umuribu_lahir/ref=last;
class tolong_salin/ref=last;
class status_kerja/ref=last;
class tk_didik/ref=last;
class jml_alh/ref=last;
model waktu*status(0)=jns_kelamin umuribu_lahir jml_alh tolong_salin
status_kerja tk_didik;
STRATA tpt_tinggal;
run;

proc tphreg data=datasas;
class jns_kelamin/ref=last;
class umuribu_lahir/ref=last;
class tolong_salin/ref=last;
class status_kerja/ref=last;
class tk_didik/ref=last;
model waktu*status(0)=jns_kelamin umuribu_lahir tolong_salin
status_kerja tk_didik;
STRATA jml_alh tpt_tinggal;
run;
```

Lampiran 5. *Syntax* SAS Pemodelan *Stratified* Cox dengan Interaksi

```
proc tphreg data=datasas;
class jns_kelamin/ref=last;
class umuribu_lahir/ref=last;
class tolong_salin/ref=last;
class status_kerja/ref=last;
class tk_didik/ref=last;
class jml_alh/ref=last;
model waktu*status(0)=jns_kelamin umuribu_lahir jml_alh tolong_salin
status_kerja tk_didik TT_JK TT_UI TT_TS TT_SK TT_TD;
STRATA tpt_tinggal;
TT_JK=tpt_tinggal*jns_kelamin;
TT_UI=tpt_tinggal*umuribu_lahir;
TT_TS=tpt_tinggal*tolong_salin;
TT_SK=tpt_tinggal*status_kerja;
TT_TD=tpt_tinggal*tk_didik;
run;

proc tphreg data=datasas;
class jns_kelamin/ref=last;
class umuribu_lahir/ref=last;
class tolong_salin/ref=last;
class status_kerja/ref=last;
class tk_didik/ref=last;
model waktu*status(0)=jns_kelamin umuribu_lahir tolong_salin
status_kerja tk_didik TT_JA_JK TT_JA_UI TT_JA_TS TT_JA_SK TT_JA_TD;
STRATA jml_alh tpt_tinggal;
TT_JA_JK=tpt_tinggal*jml_alh*jns_kelamin;
TT_JA_UI=tpt_tinggal*jml_alh*umuribu_lahir;
TT_JA_TS=tpt_tinggal*jml_alh*tolong_salin;
TT_JA_SK=tpt_tinggal*jml_alh*status_kerja;
TT_JA_TD=tpt_tinggal*jml_alh*tk_didik;
run;
```

Lampiran 6. *Syntax* SAS untuk Pengujian Interaksi Pada Model *Stratified* Cox

```
data test;
reduced=22258.443;
full=22256.565;
df=13;
p_value =1-probchi(reduced-full,df);
run;
proc print data=test;
run;

data test;
reduced=20025.858;
full=20020.393;
df=12;
p_value =1-probchi(reduced-full,df);
run;
proc print data=test;
run;
```

Lampiran 7. *Syntax* SAS untuk Pemodelan *Extended* Cox

```
proc tphreg data=datasas;
class jns_kelamin umuribu_lahir tolong_salin status_kerja
tk_didik/ref=last;
model waktu*status(0)=jns_kelamin umuribu_lahir tolong_salin
status_kerja tk_didik HV1 HV2 HV3 HV4;
if waktu<19 then HV1=jml_alh;else HV1=0;
if waktu<23 then HV2=jml_alh;else HV2=0;
if waktu<12 then HV3=tpt_tinggal;else HV3=0;
if waktu>=12 then HV4=tpt_tinggal;else HV4=0;
run;
```

Lampiran 8. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Prediktor

1. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Jenis Kelamin

```
The SAS System            04:14 Wednesday, December 22, 2015  57

                     The LIFETEST Procedure

     Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata


                         Rank Statistics

             jns_
                kelamin     Log-Rank    Wilcoxon

                1            -18.506      -23621
                2             18.506       23621


           Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

              jns_kelamin            1             2

              1                294.866      -294.866
              2               -294.866       294.866


           Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

              jns_kelamin            1             2

              1               7.7514E8      -7.751E8
              2               -7.751E8      7.7514E8


                  Test of Equality over Strata

                                Pr >
            Test      Chi-Square      DF    Chi-Square

             Log-Rank      1.1614       1      0.2812
             Wilcoxon      0.7198       1      0.3962
             -2Log(LR)     0.2305       1      0.6312
```

2. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Umur Ibu Saat Melahirkan

```
The SAS System           04:14 Wednesday, December 22, 2015 171

                     The LIFETEST Procedure

     Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata
```

Rank Statistics

umuribu_ lahir	Log-Rank	Wilcoxon
1	12.780	23095
2	13.971	5093
3	-26.752	-28188

Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

umuribu_lahir	1	2	3
1	109.186	-89.668	-19.518
2	-89.668	229.683	-140.014
3	-19.518	-140.014	159.532

Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

umuribu_lahir	1	2	3
1	2.9403E8	-2.437E8	-5.031E7
2	-2.437E8	5.9656E8	-3.528E8
3	-5.031E7	-3.528E8	4.0315E8

Test of Equality over Strata

Test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	5.3323	2	0.0695
Wilcoxon	3.3028	2	0.1918
-2Log(LR)	0.7814	2	0.6766

3. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Penolong Persalinan

The SAS System 04:14 Wednesday, December 22, 2015 342

The LIFETEST Procedure

Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata

Rank Statistics

tolong_ salin	Log-Rank	Wilcoxon
1	-11.429	-34163
2	11.429	34163

Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

tolong_salin	1	2

1	168.530	-168.530
2	-168.530	168.530

Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

tolong_salin	1	2
1	4.3153E8	-4.315E8
2	-4.315E8	4.3153E8

Test of Equality over Strata

Test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	0.7751	1	0.3786
Wilcoxon	2.7046	1	0.1001
-2Log(LR)	0.0228	1	0.8799

4. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Jumlah Anak Lahir Hidup

The SAS System 04:14 Wednesday, December 22, 2015 570

The LIFETEST Procedure

Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata

Rank Statistics

jml_alh	Log-Rank	Wilcoxon
1	29.023	27919
2	-29.023	-27919

Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

jml_alh	1	2
1	266.085	-266.085
2	-266.085	266.085

Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

jml_alh	1	2
1	7.0698E8	-7.07E8
2	-7.07E8	7.0698E8

Test of Equality over Strata

Test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	3.1657	1	0.0752
Wilcoxon	1.1025	1	0.2937
-2Log(LR)	0.3943	1	0.5301

5. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Status Bekerja

The SAS System 04:14 Wednesday, December 22, 2015 855

The LIFETEST Procedure

Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata

Rank Statistics

status_ kerja	Log-Rank	Wilcoxon
1	13.988	26270
2	-13.988	-26270

Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

status_kerja	1	2
1	293.907	-293.907
2	-293.907	293.907

Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

status_kerja	1	2
1	7.6711E8	-7.671E8
2	-7.671E8	7.6711E8

Test of Equality over Strata

Test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	0.6657	1	0.4145
Wilcoxon	0.8996	1	0.3429
-2Log(LR)	8.1450	1	0.0043

6. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Tingkat Pendidikan

```
The SAS System           04:14 Wednesday, December 22, 2015 1541

                    The LIFETEST Procedure

  Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata


                       Rank Statistics

             tk_didik    Log-Rank    Wilcoxon

             1             26.368       53944
             2            -26.758      -44203
             3              0.390       -9741


     Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

     tk_didik            1             2             3

     1              76.380       -46.785       -29.595
     2             -46.785       290.443      -243.659
     3             -29.595      -243.659       273.254


     Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

     tk_didik            1             2             3

     1             2.0422E8      -1.249E8      -7.933E7
     2             -1.249E8      7.6272E8      -6.378E8
     3             -7.933E7      -6.378E8      7.1716E8


                Test of Equality over Strata

                            Pr >
        Test      Chi-Square      DF    Chi-Square

         Log-Rank      9.5326       2      0.0085
         Wilcoxon     14.4320       2      0.0007
         -2Log(LR)     4.5842       2      0.1011
```

7. *Output* SAS Uji Log Rank Pada Variabel Tempat Tinggal

```
The SAS System            04:14 Wednesday, December 22, 2015 1941

                    The LIFETEST Procedure

  Testing Homogeneity of Survival Curves for waktu over Strata
```

Rank Statistics

tpt_ tinggal	Log-Rank	Wilcoxon
1	-0.37124	43869
2	0.37124	-43869

Covariance Matrix for the Log-Rank Statistics

tpt_tinggal	1	2
1	224.485	-224.485
2	-224.485	224.485

Covariance Matrix for the Wilcoxon Statistics

tpt_tinggal	1	2
1	5.7773E8	-5.777E8
2	-5.777E8	5.7773E8

Test of Equality over Strata

Test	Chi-Square	DF	Pr > Chi-Square
Log-Rank	0.0006	1	0.9802
Wilcoxon	3.3311	1	0.0680
-2Log(LR)	0.3467	1	0.5560

Lampiran 9. *Output* SAS Pengujian Asumsi *Proportional Hazard*

```
              The SAS System                         17:12 Sunday, December 19, 2015 192

                                                      The CORR Procedure

     1 With Variables:    TIMERANK
     7      Variables:    Rjns_kelamin   Rumuribu_lahir Rtolong_salin  Rjml_alh       Rstatus_kerja  Rtk_didik      Rtpt_tinggal


                                               Pearson Correlation Coefficients, N = 1731
                                                       Prob > |r| under H0: Rho=0

                                    Rjns_      Rumuribu_      Rtolong_                   Rstatus_                        Rtpt_
                                  kelamin          lahir         salin      Rjml_alh        kerja      Rtk_didik       tinggal

     TIMERANK                     0.00166       -0.02132       0.01521       0.04156      0.01285       -0.01016      -0.05786
     Rank for Variable waktu       0.9448         0.3754        0.5271        0.0839        0.5930         0.6728        0.0161
```

Lampiran 10. *Output SAS* Pemodelan Regresi *Stratified* Cox tanpa Interaksi

1. Strata Tempat Tinggal

```
The SAS System                    05:01 Friday, January 8, 2016   3

            The TPHREG Procedure
             Model Information

   Data Set                 WORK.DATASAS
   Dependent Variable       waktu
   Censoring Variable       status
   Censoring Value(s)       0
   Ties Handling            BRESLOW
         Class Level Information
                                Design
   Class             Value     Variables

   jns_kelamin       1           1
                     2           0

   umuribu_lahir     1           1      0
                     2           0      1
                     3           0      0

   tolong_salin      1           1
                     2           0

   status_kerja      1           1
                     2           0

   tk_didik          1           1      0
                     2           0      1
                     3           0      0

   jml_alh           1           1
                     2           0
```

Summary of the Number of Event and Censored Values

Stratum	tpt_ tinggal	Total	Event	Censored	Percent Censored
1	1	681	450	231	33.92
2	2	1998	1281	717	35.89
Total		2679	1731	948	35.39

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

The TPHREG Procedure

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	22270.377	22258.443
AIC	22270.377	22274.443
SBC	22270.377	22318.094

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	11.9345	8	0.1542
Score	12.2080	8	0.1422
Wald	12.1833	8	0.1432

Type 3 Tests

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
jns_kelamin	1	0.7061	0.4007
umuribu_lahir	2	2.4084	0.2999
jml_alh	1	0.5844	0.4446
tolong_salin	1	0.5023	0.4785
status_kerja	1	0.1433	0.7050
tk_didik	2	5.9239	0.0517

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter		DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio	Variable Label
jns_kelamin	1	1	-0.04050	0.04820	0.7061	0.4007	0.960	jns_kelamin 1
umuribu_lahir	1	1	0.15552	0.10849	2.0548	0.1517	1.168	umuribu_lahir 1
umuribu_lahir	2	1	0.09618	0.07103	1.8337	0.1757	1.101	umuribu_lahir 2
jml_alh	1	1	0.04386	0.05737	0.5844	0.4446	1.045	jml_alh 1
tolong_salin	1	1	-0.04764	0.06722	0.5023	0.4785	0.953	tolong_salin 1
status_kerja	1	1	0.01876	0.04956	0.1433	0.7050	1.019	status_kerja 1
tk_didik	1	1	0.17405	0.09807	3.1494	0.0760	1.190	tk_didik 1
tk_didik	2	1	-0.04651	0.05388	0.7451	0.3880	0.955	tk_didik 2

2. Strata Jumlah ALH dan Tempat Tinggal

The SAS System 05:01 Friday, January 8, 2016 5

The TPHREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.DATASAS
Dependent Variable	waktu
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Ties Handling	BRESLOW

Class Level Information

Class	Value	Design Variables	
jns_kelamin	1	1	
	2	0	
umuribu_lahir	1	1	0
	2	0	1
	3	0	0
tolong_salin	1	1	
	2	0	
status_kerja	1	1	
	2	0	
tk_didik	1	1	0
	2	0	1
	3	0	0

Summary of the Number of Event and Censored Values

Stratum	jml_alh	tpt_ tinggal	Total	Event	Censored	Percent Censored
1	1	1	196	127	69	35.20
2	1	2	756	487	269	35.58
3	2	1	485	323	162	33.40
4	2	2	1242	794	448	36.07
Total			2679	1731	948	35.39

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates

-2 LOG L	20035.224	20025.858
AIC	20035.224	20039.858
SBC	20035.224	20078.053

The TPHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	9.3667	7	0.2274
Score	9.6418	7	0.2098
Wald	9.6246	7	0.2109

Type 3 Tests

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
jns_kelamin	1	0.6864	0.4074
umuribu_lahir	2	2.4014	0.3010
tolong_salin	1	0.4662	0.4947
status_kerja	1	0.1165	0.7328
tk_didik	2	5.6625	0.0589

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter		DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio	Variable Label
jns_kelamin	1	1	-0.03994	0.04822	0.6864	0.4074	0.961	jns_kelamin 1
umuribu_lahir	1	1	0.15692	0.10896	2.0742	0.1498	1.170	umuribu_lahir 1
umuribu_lahir	2	1	0.09544	0.07115	1.7994	0.1798	1.100	umuribu_lahir 2
tolong_salin	1	1	-0.04594	0.06728	0.4662	0.4947	0.955	tolong_salin 1
status_kerja	1	1	0.01694	0.04964	0.1165	0.7328	1.017	status_kerja 1
tk_didik	1	1	0.17353	0.09817	3.1242	0.0771	1.189	tk_didik 1
tk_didik	2	1	-0.04305	0.05391	0.6376	0.4246	0.958	tk_didik 2

Lampiran 11. *Output* SAS Pemodelan Regresi *Stratified* Cox dengan Interaksi

1. Strata Tempat Tinggal

```
                    The SAS System                  20:35 Wednesday, December 22, 2015   3
          The TPHREG Procedure
           Model Information
Data Set                 WORK.DATASAS
Dependent Variable       waktu
Censoring Variable       status
Censoring Value(s)       0
Ties Handling            BRESLOW
       Class Level Information
                               Design
Class              Value     Variables

jns_kelamin        1           1
                   2           0

umuribu_lahir      1           1      0
                   2           0      1
                   3           0      0

tolong_salin       1           1
                   2           0

status_kerja       1           1
                   2           0

tk_didik           1           1      0
                   2           0      1
                   3           0      0

jml_alh            1           1
                   2           0


      Summary of the Number of Event and Censored Values
```

Stratum	tpt_ tinggal	Total	Event	Censored	Percent Censored
1	1	681	450	231	33.92
2	2	1998	1281	717	35.89
Total		2679	1731	948	35.39

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

The TPHREG Procedure

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	22270.377	22256.565
AIC	22270.377	22282.565
SBC	22270.377	22353.498

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	13.8126	13	0.3872
Score	14.0697	13	0.3690
Wald	14.0353	13	0.3714

Type 3 Tests

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq

jns_kelamin	1	0.9690	0.3249
umuribu_lahir	2	0.2402	0.8868
jml_alh	1	0.5827	0.4452
tolong_salin	1	0.2063	0.6497
status_kerja	1	0.0084	0.9269
tk_didik	2	6.2010	0.0450
TT_JK	1	0.6358	0.4252
TT_UI	1	0.5376	0.4634
TT_TS	1	0.1181	0.7311
TT_SK	1	0.0349	0.8518
TT_TD	1	0.4406	0.5068

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter		DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio	Variable Label
jns_kelamin	1	1	-0.19495	0.19805	0.9690	0.3249	0.823	jns_kelamin 1
umuribu_lahir	1	1	-0.14339	0.41720	0.1181	0.7311	0.866	umuribu_lahir 1
umuribu_lahir	2	1	-0.04890	0.20752	0.0555	0.8137	0.952	umuribu_lahir 2
jml_alh	1	1	0.04389	0.05750	0.5827	0.4452	1.045	jml_alh 1
tolong_salin	1	1	-0.18446	0.40608	0.2063	0.6497	0.832	tolong_salin 1
status_kerja	1	1	-0.01890	0.20600	0.0084	0.9269	0.981	status_kerja 1
tk_didik	1	1	0.39762	0.35024	1.2888	0.2563	1.488	tk_didik 1
tk_didik	2	1	0.07903	0.19722	0.1606	0.6886	1.082	tk_didik 2
TT_JK		1	-0.08798	0.11033	0.6358	0.4252	0.916	
TT_UI		1	-0.08360	0.11402	0.5376	0.4634	0.920	
TT_TS		1	-0.07292	0.21221	0.1181	0.7311	0.930	
TT_SK		1	-0.02124	0.11374	0.0349	0.8518	0.979	
TT_TD		1	0.06804	0.10250	0.4406	0.5068	1.070	

2. Strata Tempat Tinggal dan Jumlah Anak Lahir Hidup

The TPHREG Procedure

Model Information

Data Set	WORK.DATASAS
Dependent Variable	waktu
Censoring Variable	status
Censoring Value(s)	0
Ties Handling	BRESLOW

Class Level Information

Class	Value	Design Variables	
jns_kelamin	1	1	
	2	0	
umuribu_lahir	1	1	0
	2	0	1
	3	0	0
tolong_salin	1	1	
	2	0	
status_kerja	1	1	
	2	0	
tk_didik	1	1	0
	2	0	1
	3	0	0

Summary of the Number of Event and Censored Values

tpt_ Percent

Stratum	jml_alh	tinggal	Total	Event	Censored	Censored
1	1	1	196	127	69	35.20
2	1	2	756	487	269	35.58
3	2	1	485	323	162	33.40
4	2	2	1242	794	448	36.07
Total			2679	1731	948	35.39

Convergence Status

Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	20035.224	20020.393
AIC	20035.224	20044.393
SBC	20035.224	20109.870

The TPHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	14.8317	12	0.2508
Score	15.1629	12	0.2326
Wald	15.1407	12	0.2338

Type 3 Tests

Wald

Effect	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
jns_kelamin	1	3.8065	0.0511
umuribu_lahir	2	0.3613	0.8347
tolong_salin	1	0.0444	0.8330
status_kerja	1	0.0185	0.8919
tk_didik	2	6.6209	0.0365
TT_JA_JK	1	3.0779	0.0794
TT_JA_UI	1	1.2512	0.2633
TT_JA_TS	1	0.0001	0.9910
TT_JA_SK	1	0.0837	0.7724
TT_JA_TD	1	0.8214	0.3648

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter		DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio	Variable Label
jns_kelamin	1	1	-0.26291	0.13476	3.8065	0.0511	0.769	jns_kelamin 1
umuribu_lahir	1	1	-0.19619	0.34230	0.3285	0.5665	0.822	umuribu_lahir 1
umuribu_lahir	2	1	-0.12929	0.21516	0.3611	0.5479	0.879	umuribu_lahir 2
tolong_salin	1	1	-0.04409	0.20916	0.0444	0.8330	0.957	tolong_salin 1
status_kerja	1	1	-0.01891	0.13916	0.0185	0.8919	0.981	status_kerja 1
tk_didik	1	1	0.38361	0.24104	2.5328	0.1115	1.468	tk_didik 1
tk_didik	2	1	0.07502	0.13670	0.3012	0.5831	1.078	tk_didik 2
TT_JA_JK		1	-0.07769	0.04428	3.0779	0.0794	0.925	
TT_JA_UI		1	-0.06749	0.06033	1.2512	0.2633	0.935	
TT_JA_TS		1	0.0007246	0.06418	0.0001	0.9910	1.001	
TT_JA_SK		1	-0.01301	0.04499	0.0837	0.7724	0.987	
TT_JA_TD		1	0.03715	0.04098	0.8214	0.3648	1.038	

Lampiran 12. *Output* SAS Pemodelan Regresi *Extended* Cox

```
                         The SAS System                    04:44 Friday, January 8, 2016   5
                    The TPHREG Procedure
                     Model Information

                 Data Set                 WORK.DATASAS
                 Dependent Variable       waktu
                 Censoring Variable       status
                 Censoring Value(s)       0
                 Ties Handling            BRESLOW

                      Class Level Information
                                              Design
                 Class              Value     Variables

                 jns_kelamin        1           1
                                    2           0

                 umuribu_lahir      1           1      0
                                    2           0      1
                                    3           0      0

                 tolong_salin       1           1
                                    2           0

                 status_kerja       1           1
                                    2           0
                 tk_didik           1           1      0
                                    2           0      1
                                    3           0      0
          Summary of the Number of Event and Censored Values

                                                 Percent
                 Total        Event    Censored    Censored

                  2679        1731         948       35.39
```

Convergence Status
Convergence criterion (GCONV=1E-8) satisfied.

Model Fit Statistics

Criterion	Without Covariates	With Covariates
-2 LOG L	24251.447	24213.512
AIC	24251.447	24235.512
SBC	24251.447	24295.533

The TPHREG Procedure

Testing Global Null Hypothesis: BETA=0

Test	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq
Likelihood Ratio	37.9350	11	<.0001
Score	40.3185	11	<.0001
Wald	39.6101	11	<.0001

Type 3 Tests

Effect	DF	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
jns_kelamin	1	0.7469	0.3875
umuribu_lahir	2	2.9385	0.2301
tolong_salin	1	0.5453	0.4603
status_kerja	1	0.1468	0.7016
tk_didik	2	5.9373	0.0514
HV1	1	3.9086	0.0480
HV2	1	4.4164	0.0356
HV3	1	18.5376	<.0001
HV4	1	3.7796	0.0519

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter		DF	Parameter Estimate	Standard Error	Chi-Square	Pr > ChiSq	Hazard Ratio	Variable Label
jns_kelamin	1	1	-0.04165	0.04820	0.7469	0.3875	0.959	jns_kelamin 1
umuribu_lahir	1	1	0.16684	0.10341	2.6031	0.1067	1.182	umuribu_lahir 1
umuribu_lahir	2	1	0.10070	0.06999	2.0699	0.1502	1.106	umuribu_lahir 2
tolong_salin	1	1	-0.04962	0.06720	0.5453	0.4603	0.952	tolong_salin 1
status_kerja	1	1	0.01899	0.04955	0.1468	0.7016	1.019	status_kerja 1
tk_didik	1	1	0.17711	0.09783	3.2772	0.0702	1.194	tk_didik 1
tk_didik	2	1	-0.04434	0.05381	0.6791	0.4099	0.957	tk_didik 2
HV1		1	0.35771	0.18094	3.9086	0.0480	1.430	
HV2		1	-0.35781	0.17026	4.4164	0.0356	0.699	
HV3		1	-0.61121	0.14196	18.5376	<.0001	0.543	
HV4		1	0.12077	0.06212	3.7796	0.0519	1.128	

BAB 5
KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan diperoleh beberapa kesimpulan sebagai berikut :

1. Estimasi parameter untuk model regresi *stratified* maupun *extended* Cox menggunakan metode *Maximum Partial Likelihood Estimation* (MPLE). Estimasi tersebut menghasilkan persamaan yang tidak *close form* sehingga diselesaikan dengan metode iterasi Newton Raphson untuk mendapatkan penaksir parameternya.
2. Berdasarkan hasil estimasi parameter model regresi *stratified* Cox maupun *extended* Cox, variabel prediktor yang secara signifikan (α=10%) mempengaruhi lamanya pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013 adalah tingkat pendidikan (1) yaitu yang membandingkan ibu dengan tingkat pendidikan tinggi terhadap ibu dengan tingkat pendidikan rendah.
3. Berdasarkan nilai AIC, model regresi *stratified* Cox lebih baik dibandingkan dengan model regresi *extended* Cox untuk kasus lama pemberian ASI di Propinsi Lampung tahun 2013.

5.2 Saran

Berdasarkan hasil analisis dan kesimpulan, saran yang dapat diberikan pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini hanya terkait faktor sosial ekonomi saja, sehingga untuk penelitian selanjutnya dapat menggunakan faktor-faktor lain yang berhubungan dengan lama pemberian ASI misalnya faktor agama, lingkungan, adat istiadat dan lainnya.
2. Berdasarkan hasil analisis, variabel yang berpengaruh signifikan terhadap lama pemberian ASI adalah tingkat pendidikan (1) yang berarti bahwa ibu yang berpendidikan tinggi justru berpeluang lebih besar untuk berhenti memberikan ASI dibandingkan dengan ibu yang berpendidikan rendah.

Sehingga untuk mengkampanyekan pentingnya pemberian ASI, pemerintah harusnya lebih fokus pada ibu yang berpendidikan tinggi dibandingkan dengan ibu yang berpendidikan rendah.

3. Data yang digunakan dalam penelitian ini bersifat *cross section*, sehingga disarankan untuk penelitian selanjutnya menggunakan data dengan pendekatan kohort prospektif dimana para ibu yang menjadi responden dipantau terus pemberian ASI-nya dalam beberapa waktu ke depan.
4. Karena keterbatasan data, definisi data tersensor pada penelitian ini hanya pada balita yang masih diberikan ASI, sehingga untuk penelitian selanjutnya dapat dikaji untuk data tersensor lainnya misalnya balita yang ditinggal bekerja oleh ibu sebagai TKW (Tenaga Kerja Wanita), balita yang ibunya meninggal dunia, dan sebagainya.

DAFTAR PUSTAKA

Agampodi, Suneth B., Thilini C dan Piyaseeli. (2007), "Breastfeeding Practise in A Public Health Field Practice Area in Sri Lanka: A Survival Analysis", *International Breastfeeding Journal,* Vol. 2, hal. 13.

Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis Second Edition*, John Wiley and Sons, New Jersey.

Akter, S. dan Rahman, M.M. (2010), "Duration of Breastfeeding and Its Corralates in Bangladesh", *Journal Health Population Nutrition,* Vol. 6, hal. 595-601.

Al Juaid, D., Binns, C.W. dan Giglia, R.C. (2014), "Breastfeeding in Saudi Arabia: A Review", *International Brestfeeding Journal*, Vol. 9, hal. 1.

Allison, P. D. (2010), *Survival Analysis Using SAS®: A Practical Guide,* SAS Institute Inc, USA.

Anderson, P.K. dan Gill, R.D. (1982), "Cox's Regression Models for Counting Processes: A large Sample Study", *The Annals of Statistics,* Vol. 10, No. 4, hal. 1100-1120.

Ata, N. dan Sozer, M. T. (2007), "Cox Regression Models with Nonproportional Hazards Applied to Lung Cancer Survival Data", *Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics,* Vol. 36 (2), hal. 157-167.

Budiarti, E. (2015), *Regresi Cox Pada Survei Kompleks (Studi Kasus: Lama Pemberian ASI di Propinsi Riau Menggunakan Data SUSENAS 2012)*, Tesis, Universitas Padjadjaran, Bandung.

Collet, D. (2003), *Modeling Survival Data in Medical Research*, Chapman & Hall, London.

Cox, D.R., dan Oakes, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, Chapman & Hall, New York.

Dashti, M., Scott, J.A., Edwards, C.A. dan Al-Sughayer, M. (2014), "Predictors of Breastfeeding Duration among Women in Kuwait: Results of A Prospective Cohort Study", *Nutrients*, Vol. 6, hal. 711-728.

Grambsch, P M. dan Therneau, T. M. (1994), "Proportional Hazards Tests in Diagnostics Based on Weighted Residuals", *Biometrika*, Vol. 81, No. 3, hal. 515—526.

Gudono. (2014), *Analisis Data Multivariat*, BPFE UGM, Jogjakarta.

Guo, S. (2010), *Survival Analysis,* Oxford University Press, Inc, New York.

Heeringa, S.G. dan Liu, J. (1998), "Complex Sample Design Effect and Inference for Mental Health Survey Data", I*nternational Journal of Methods in Physchiatric Research,* Vol. 7, No. 1, hal. 56-65.

Heeringa, S.G., West, B.T. dan Berglund, P.A. (2010), *Applied Survey Data Analysis*, Taylor and Francis Group, Florida.

Horta, B.L., dan Victora, C.G. (2013), *Long Term Effect of Breastfeeding: A systemic Review,* World Health Organization.

Horta, B.L., dan Victora, C.G. (2013), *Short Term Effect of Breastfeeding: A systemic Review,* World Health Organization.

Hosmer D.W., dan Lemeshow S. (2008), *Applied Survival Analysis, Regression modelling of Time to Event Data*, Willey, New Jersey.

Inoue, M., Binns, C.W., Otsuka, K., Jimba, M. dan Matsubara, M. (2012), "Infant Feeding Practices and Breastfeeding Duration in Japan: A Review", *International Breastfeeding Journal,* Vol.7, hal. 15.

Khamzah, S.N. (2012), *Segudang Keajaiban ASI yang Harus Anda Ketahui*, Flashbooks, Jogjakarta.

Kleinbaum, D. G., dan Klein, M. (2012), *Survival Analysis: A Self-Learning Text Third Edition*, Springer, London.

Lawless, J. F. (1982), *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, John Wiley and Sons, New York.

Lee, E.T., dan Wang, J.W. (2003), *Statistical Methods for Survival Data Analysis Third Edition*, John Wiley & Sons, Inc, New Jersey.

Lin, D.Y. (2000), "On Fitting Cox's Proportional Hazards Models to Survey Data", *Biometrika,* Vol. 1, hal. 37-47.

McDowell, M.M., Wang, C. dan Kennedy, S.J. (2008), "Breastfeeding in the United States: Findings from the National Health and Nutrition Examination Surveys, 1999-2006", *NCHS Data Brief*, No. 5, hal. 1-8.

Prasetyono, D. S. (2012), *Buku Pintar ASI Eksklusif*, DIVA Press, Jogjakarta.

Robert, E., Coppieters, Y., Swennen, B., dan Dramaix, M. (2014), "Breastfeeding Duration: A Survival Analysis–Data from a Regional Immunization Survey", *Biomed Research International.*

Schoenfeld, D. (1982), "Partial Residuals for The Proportional Hazards Regression Model", *Biometrika,* Vol. 69, No. 1, hal. 239-241.

Sinta, P. (2003), "Faktor-faktor Yang berhubungan dengan Pola Pemberian ASI pada Bayi Berusia Empat Bulan", *Media Litbang Kesehatan,* Vol. XIII, No. 3, hal. 29-37.

Thu, H.N., Eriksson, B., Khanh, T.T., Petzold, M., Bondjers, G., Kim, C.N.T., Thanh, L.N., dan Ascher, H. (2012), "Breastfeeding Practices in Urban and Rural Vietnam", *BMC Public Health*, Vol. 12, hal. 964.

Xu, F., Binns, C., Zeng, S., Wang, Y., Zao, Y., dan Lee, A. (2007), "Determinants of Exclusive Breastfeeding Duration in Xinjiang, PR China", *Asia Pasific Journal of Clinical Nutrition* 2007, Vol. 16 (2), hal. 316-321.

BIOGRAFI PENULIS

Penulis dilahirkan di Pati, Jawa Tengah pada 10 Nopember 1982, merupakan anak kedua dari tiga bersaudara. Pendidikan formal yang pernah ditempuh oleh penulis adalah SD Negeri Mulyoharjo 1, Pati (1989-1995), SMP Negeri 3 Pati (1995-1998), SMA Negeri 2 Pati (1998-2001), Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) Jakarta (2001-2005). Setelah menyelesaikan pendidikan di STIS, ikatan dinas di bawah Badan Pusat Statistik (BPS), penulis ditempatkan di BPS Kabupaten Tanggamus, Provinsi Lampung sebagai staf seksi statistik sosial. Pada tahun 2014, penulis mendapatkan kesempatan untuk melanjutkan studi S2 di Jurusan Statistik Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya. Penulis dapat dihubungi melalui alamat email amarpaty@gmail.com atau anitam@bps.go.id