

**ANALISIS PERBANDINGAN METODE ESTIMASI
BRESLOW, EFRON DAN *EXACT* PADA REGRESI COX
*PROPORTIONAL HAZARD***

(Studi kasus : Lama Waktu Pemberian Asi Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1)

TUGAS AKHIR

**Diajukan Sebagai Salah Satu Syarat Untuk Memperoleh Gelar Sarjana
Jurusan Statistika**



Disusun Oleh :

Al-aina Radiyah

13 611 052

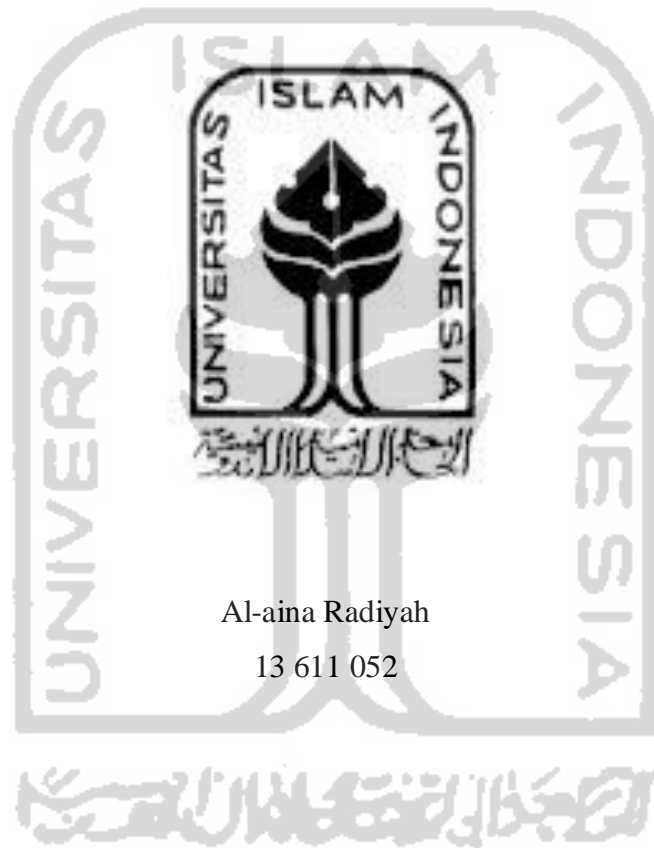
**JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS ISLAM INDONESIA
YOGYAKARTA**

2017

**ANALISIS PERBANDINGAN METODE ESTIMASI
BRESLOW, EFRON DAN *EXACT* PADA REGRESI COX
*PROPORTIONAL HAZARD***

(Studi kasus : Lama Waktu Pemberian Asi Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1)

TUGAS AKHIR



Al-aina Radiyah

13 611 052

**JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS ISLAM INDONESIA**

YOGYAKARTA

2017

HALAMAN PERSETUJUAN PEMBIMBING

TUGAS AKHIR

Judul : Analisis Perbandingan Metode Estimasi *Breslow, Efron*
dan *Exact* pada Regresi *Cox Proportional Hazard*
(Studi kasus : Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif di
Puskesmas Umbulharjo 1)
Nama Mahasiswa : Al-aina Radiyah
Nomor Mahasiswa : 13611052

**TUGAS AKHIR INI TELAH DIPERIKSA DAN DISETUJUI UNTUK
DIUJIKAN**

Yogyakarta, 22 Mei 2017

Mengetahui,

Dosen Pembimbing


(Dr. Edy Widodo, S.Si., M.Si)

HALAMAN PENGESAHAN

TUGAS AKHIR

ANALISIS PERBANDINGAN METODE ESTIMASI
BRESLOW, EFRON DAN EXACT PADA REGRESI COX
PROPORTIONAL HAZARD

(Studi kasus : Lama Waktu Pemberian Asi Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1)

Nama Mahasiswa : Al-aina Radiyah

Nomor Mahasiswa : 13611052

TUGAS AKHIR INI TELAH DIUJIKAN
PADA TANGGAL 13 JULI 2017

Nama Penguji :

1. Ir. Sukirman, M.M
2. Muhammad Muhajir S.Si., M.Si.
3. Dr. Edy Widodo, S.Si., M.Si

Tanda Tangan



Mengetahui,

Dekan Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam



Drs. Allwar, M.Sc, Ph.D

KATA PENGANTAR

Alhamdulillah, dengan menyebut nama Allah SWT yang Maha Pengasih lagi Maha Panyayang, penyusun panjatkan puja dan puji syukur atas kehadiran-Nya, yang telah melimpahkan rahmat, hidayah, dan inayah-Nya, sehingga penyusun dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir ini dengan baik. Shalawat serta salam juga penulis haturkan kepada Nabi Muhammad SAW beserta keluarga dan para pengikutnya sampai akhir zaman.

Tugas Akhir yang berjudul “Analisis Perbandingan Metode Estimasi *Breslow*, *Efron* dan *Exact* pada Regresi *Cox Proportional Hazard* (Studi kasus : Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1)” ini disusun untuk memenuhi salah satu syarat mencapai gelar Sarjana Statistika (S.Stat) Program Studi Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Islam Indonesia.

Selama mengerjakan tugas akhir ini penulis telah banyak mendapat bimbingan dan bantuan dari berbagai pihak. Untuk itu pada kesempatan ini peneliti bermaksud menyampaikan ucapan terima kasih kepada :

1. Drs. Allwar, M.Sc., Ph.D. selaku Dekan Fakultas Matematika dan Ilmu pengetahuan Alam, Universitas Islam Indonesia.
2. Bapak Dr. Raden Bagus Fajriya Hakim, S.Si., M.Si. Selaku Ketua Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Indonesia.
3. Bapak Dr. Edy Widodo, S.Si., M.Si, selaku Dosen Pembimbing Tugas Akhir, terima kasih bimbingan, kritik dan saran yang bersifat membangun, mulai dari awal hingga dalam penyusunan Tugas Akhir ini.
4. Kedua orang tua penulis tercinta, Ayah dan Ibu tercinta atas semua nasehat, kerja keras, pengorbanan, perhatian, doa dan kasih sayangnya kepada penulis.
5. Kedua adik penulis yang selalu mendo'akan dan memberi semangat.
6. Dosen-dosen Statistika UII yang telah mendedikasikan ilmunya kepada penulis.

7. Rekan-rekan Statistika 2013 UII, terimakasih untuk kebersamaan, bantuan moril, pengalaman dan segalanya.
8. Rekan-rekan Lembaga Pers Mahasiswa HimmaH UII, terimakasih untuk kebersamaan, bantuan moril, pengalaman dan segalanya.
9. Fitratul Aqidah, Kustati Nurul H. dan Teman-teman sekontrakkan penulis, terimakasih untuk hari-hari indah dan pelajaran berharga yang bisa aku ambil dan terima kasih telah menemani dalam pembuat laporan ini.
10. Semua pihak yang telah ikut membantu penulis, terima kasih.

Penulis menyadari sepenuhnya bahwa penelitian ini masih jauh dari sempurna, karena keterbatasan ilmu dan pengetahuan yang penulis miliki, untuk itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun selalu penulis harapkan. Semoga Laporan Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi penulis khususnya dan bagi semua pihak yang membutuhkan pada umumnya. Akhir kata, semoga Allah SWT selalu melimpahkan rahmat serta hidayah-Nya kepada kita semua, amin ya robbal' alamin.

Wassalamu'alaikum Wr. Wb.

Yogyakarta, 13 Juli 2017

Al-aina Radiyah

DAFTAR ISI

HALAMAN SAMPUL	i
HALAMAN PERSETUJUAN PEMBIMBING.....	ii
HALAMAN PENGESAHAN TUGAS AKHIR	iii
KATA PENGANTAR.....	iv
DAFTAR ISI.....	vi
DAFTAR TABEL.....	viii
DAFTAR GAMBAR.....	ix
DAFTAR LAMPIRAN.....	x
PERNYATAAN	xi
INTISARI.....	xii
ABSTRACT.....	xiii
BAB I : PENDAHULUAN	
1.1. Latar Belakang Masalah	1
1.2. Rumusan Masalah.....	4
1.3. Batasan Masalah.....	4
1.4. Jenis Penelitian.....	5
1.5. Tujuan Penelitian.....	5
1.6. Manfaat Penelitian	5
BAB II : TINJAUAN PUSTAKA	
BAB III : LANDASAN TEORI	
3.1. AIR SUSU IBU (ASI) EKSKLUSIF	9
3.1.1 Definisi ASI.....	9
3.1.2 Definisi ASI Eksklusif	9
3.2. Manfaat Pemberian ASI Eksklusif	10
3.3. Faktor-faktor yang Mempengaruhi Pemberian ASI Eksklusif.....	11
3.4. Analisis <i>Survival</i>	13
3.4.1 Data <i>Survival</i>	13
3.4.2 Tipe Penyensoran	14

3.5. Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	17
3.6. Estimasi Parameter Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	18
3.7. <i>Ties</i> dalam <i>Partial Likelihood</i>	21
3.8. Pengujian Parameter.....	29
3.9. Pemilihan Persamaan Akhir Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	31
3.10. Pengujian Asumsi <i>Proportional Hazard</i>	32
3.11. Interpretasi <i>Hazard Ratio (HR)</i>	33
BAB IV : METODOLOGI PENELITIAN	
4.1. Populasi dan Sampel	34
4.2. Tempat dan Waktu Penelitian	34
4.3. Variabel dan Definisi Operasional Variabel	34
4.4. Metode Analisis Data.....	35
4.5. Alur Penelitian.....	36
BAB IV : PEMBAHASAN	
5.1. Deskripsi Data.....	37
5.2. Estimasi Parameter Model Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	39
5.2.1 Estimsi Paremeter <i>Partial Likelihood Breslow</i>	39
5.2.2 Estimasi Parameter <i>Partial Likelihood Efron</i>	44
5.2.3 Estimasi Parameter <i>Partial Likelihood Exact</i>	50
5.3. Pemilihan Model Terbaik Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	55
5.4. Pengujian Asumsi <i>Proportional Hazard</i>	56
5.5. Interpretasi Paremeter Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i>	57
BAB VI : KESIMPULAN DAN SARAN	
6.1. Kesimpulan	59
6.2. Saran.....	60

DAFTAR PUSTAKA

LAMPIRAN

DAFTAR TABEL

Tabel	Keterangan	Halaman
3.1	Contoh Data <i>Survival</i> untuk Ilustrasi <i>Partial Likelihood</i>	20
3.2	Contoh Data <i>Survival</i> dengan <i>Ties</i>	22
3.3	Contoh Data <i>Survival</i> Untuk Ilustrasi <i>Partial Likelihood Breslow</i>	23
3.4	Contoh Data <i>Survival</i> Untuk Ilustrasi <i>Partial Likelihood Efron</i>	25
3.5	Contoh Data <i>Survival</i> Untuk Ilustrasi <i>Partial Likelihood Exact</i>	28
5.1	Penyebaran Pengamatan Tiap Karakteristik Variabel Penjelas	38
5.2	Presentase Variabel Penjelas Berdasarkan Status Penyensoran	38
5.3	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode <i>Breslow</i>	39
5.4	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode <i>Breslow</i>	40
5.5	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode <i>Efron</i>	44
5.6	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode <i>Efron</i>	45
5.7	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode <i>Exact</i>	50
5.8	Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode <i>Exact</i>	51
5.9	Nilai AIC dan <i>Loglikelihood</i>	55
5.10	Nilai Residual <i>Schoenfeld</i>	56

DAFTAR GAMBAR

Gambar	Keterangan	Halaman
3.1	Ilustrasi untuk <i>Partial Likelihood</i>	20
3.2	Membuat Fungsi Log <i>Partial Likelihood</i>	21
3.3	Fungsi Log <i>Partial Likelihood</i>	22
3.4	Ilustrasi Untuk <i>Partial Likelihood Breslow</i>	23
3.5	Membuat Fungsi Log <i>Partial Likelihood Breslow</i>	24
3.6	Fungsi Log <i>Partial Likelihood Breslow</i>	24
3.7	Ilustrasi Untuk <i>Partial Likelihood Efron</i>	25
3.8	Membuat Fungsi Log <i>Partial Likelihood Efron</i>	26
3.9	Fungsi Log <i>Partial Likelihood Efron</i>	27
3.10	Ilustrasi Untuk <i>Partial Likelihood Exact</i>	28
3.11	Membuat Fungsi Log <i>Partial Likelihood Exact</i>	29
3.12	Fungsi Log <i>Partial Likelihood Exact</i>	29
4.1	Bagan Tahapan Penelitian	36

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran	Keterangan	Halaman
1	Data Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1 Tahun 2016	65
2	Sintak Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Breslow</i>	66
3	Sintak Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Efron</i>	69
4	Sintak Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Exact</i>	70
5	<i>Output</i> Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Breslow</i>	71
6	<i>Output</i> Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Efron</i>	72
7	<i>Output</i> Regresi Cox <i>Proportional Hazard</i> dengan Metode <i>Exact</i>	73
8	Sertifikat Seminar Nasional	74

PERNYATAAN

Dengan ini saya menyatakan bahwa dalam Tugas Akhir ini tidak terdapat karya yang sebelumnya pernah diajukan untuk memperoleh gelar kesarjanaan di suatu perguruan tinggi dan sepanjang pengetahuan saya juga tidak terdapat karya atau pendapat yang pernah ditulis atau diterbitkan oleh orang lain, kecuali yang diacu dalam naskah ini dan disebutkan dalam daftar pustaka.

Yogyakarta,



Penulis

ANALISIS PERBANDINGAN METODE ESTIMASI *BRESLOW, EFRON DAN EXACT* PADA REGRESI COX *PROPORTIONAL HAZARD*

(Studi kasus : Lama Waktu Pemberian Asi Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1)

Al-aina Radiah
Program Studi Statistika Fakultas MIPA
Universitas Islam Indonesia

INTISARI

Angka kematian bayi (AKB) merupakan indikator untuk menentukan derajat kesehatan masyarakat. Salah satu faktor penyebab tingginya AKB adalah status gizi bayi. Status gizi bayi dapat ditingkatkan melalui pemberian Air Susu Ibu (ASI) secara eksklusif selama 6 bulan sejak kelahiran bayi. Dalam kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif sering dijumpai dua atau lebih individu yang mengalami kejadian bersama sehingga akan sulit menentukan himpunan anggota resiko oleh sebab itu pada penelitian ini menggunakan pendekatan Regresi Cox Proportional Hazard untuk menentukan partial likelihood estimasi dengan breslow, efron dan exact. Hasil penelitian menunjukkan bahwa berdasarkan persamaan regresi cox proportional hazard yang terbentuk metode exact merupakan metode yang terbaik dalam menyelesaikan kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif. Faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan adalah umur, berat badan, status gizi kurang dan status gizi lebih berdasarkan berat badan. Model akhir Regresi Cox Proportional Hazard yang terbentuk adalah $h(t|X) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4)$ dengan interpretasi hazard yang diperoleh menunjukkan bahwa setiap bertambahnya umur bayi mengakibatkan risiko bayi memperoleh ASI eksklusif semakin kecil, setiap bertambahnya berat badan bayi memberikan kesempatan bayi memperoleh ASI eksklusif semakin besar, risiko bayi yang memiliki status gizi kurang berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 5.699 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik dan bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 4.474 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik.

Kata Kunci : ASI Eksklusif, Regresi Cox Proportional hazard, Metode Exact

ANALYSIS COMPARATIVE OF BRESLOW, EFRON AND EXACT ESTIMATION METHOD ON REGRESSION COX PROPORTIONAL HAZARD

(Case Study : The Length Of Time Exclusive Breastfeeding In Puskesmas Umbulharjo 1)

ABSTRACT

Infant Mortality Rate (IMR) is an indicator to determine the level of public health. One of the causes for the high IMR is the nutritional status of infants. Infant nutritional status can be increased through breastfeeding exclusively for 6 months after birth. This research used Cox Proportional Hazard Regression approach because it did not cover the possibility of old data when exclusive breastfeeding occurs ties so there are several methods which can be used to determine partial likelihood such as Breslow, Efron and Exact. Based on the Cox Proportional Hazard regression equation by used the exact method it is known that factors affected the duration of exclusive breastfeeding are age, weight, malnutrition and more nutrition status based on weight. The final model of regression cox proportional hazard is formed :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.442X_2 + 0.288X_3 + 1.740X_{4(gk)} + 1.498X_{4(gl)})$$

Interpretation of the result based on cox equation indicated that age of baby is increasing it result is the baby got less exclusive breastfeeding. And if the weight of the baby is increasing the baby can get more exclusive breastfeeding. The risk of a baby who has nutritional status based on body weight has an opportunity to get exclusive breastfeeding 5.699 times compared with babies with good nutritional status. Infant with more weight-based nutritional status had a greater chance of exclusive breastfeeding 4.474 times compared with babies with good nutritional status.

Keywords: Exclusive Breastfeeding, Cox Proportional Hazard Regression, Exact Method

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Angka kematian bayi (AKB) merupakan indikator untuk menentukan derajat kesehatan masyarakat. Menurut hasil Survei Demografi Kesehatan Indonesia (SDKI) tahun 2012, angka kematian bayi sebesar 32 per 1000 kelahiran hidup. Salah satu faktor penyebab tingginya AKB adalah status gizi bayi. Status gizi bayi dapat ditingkatkan melalui pemberian Air Susu Ibu (ASI) secara eksklusif selama 6 bulan sejak kelahiran bayi (Kemenkes RI, 2016). Menurut hasil penelitian Khairunnayah (2004), pemberian ASI eksklusif berpengaruh pada kualitas kesehatan bayi. Semakin sedikit jumlah bayi yang mendapat ASI eksklusif maka kualitas kesehatan bayi dan anak balita akan semakin memburuk.

Masih rendahnya cakupan pemberian ASI eksklusif di Indonesia kemudian menjadi perhatian dari pemerintah. Salah satu program prioritasnya adalah peningkatan penggunaan air susu ibu khususnya ASI eksklusif karena dampaknya luas terhadap status gizi dan kesehatan bayi (Depkes RI, 2012). Pada tahun 2015 jumlah bayi yang berumur 0-6 bulan sebanyak 3.561.617 jiwa dan sekitar 55,7% memperoleh ASI eksklusif selama 6 bulan, yakni sebanyak 1.983.066 jiwa (Kemenkes RI, 2016). Cakupan ASI eksklusif di Asia Tenggara menunjukkan angka yang tidak banyak perbedaan. Sebagai perbandingan dengan cakupan ASI eksklusif di India sebesar 46%, Philipines sebesar 34%, Vietnam 27%, Myanmar sebesar 24 % dan Indonesia sebesar 27,1% (Depkes RI, 2012).

Secara nasional cakupan pemberian ASI eksklusif tahun 2015 pada bayi umur 0-6 bulan tertinggi pada Provinsi Nusa Tenggara Barat sebesar 86,9% dan terendah pada Provinsi Sulawesi Utara sebesar 26,3% sedangkan di Provinsi Daerah Istimewa

Yogyakarta menempati urutan ke 7 yaitu sebesar 71,62% atau sekitar 22.276 jiwa (Kemenkes RI, 2016).

Berdasarkan data Dinas Kesehatan Provinsi Daerah Istimewa Yogyakarta (DIY) (2016) cakupan pemberian ASI eksklusif tahun 2015 di Provinsi DIY sebesar 71,62%, dengan cakupan ASI eksklusif di Kabupaten Sleman sudah mencapai 81,62%, Kulon progo 74,97%, Bantul 74,23%, Gunung kidul 58,52% sedangkan di kota Yogyakarta sebesar 60,87%. Pemerintah DIY masih harus melakukan usaha lebih keras lagi dalam pencapaian pemberian ASI eksklusif secara merata.

Kota Yogyakarta merupakan salah satu yang memiliki masalah dalam pencapaian pemberian ASI eksklusif sebab tahun 2015 Kota Yogyakarta menempati urutan ke dua terendah pemberian ASI eksklusif setelah Gunung Kidul. Hal ini terbukti dari data Dinas Kesehatan Kota Yogyakarta (2016) yang menyatakan bahwa tiap tahun cakupan pemberian ASI eksklusif Kota Yogyakarta terus mengalami peningkatan dan penurunan, pada tahun 2010 pemberian ASI eksklusif sebanyak 35,51%, dan pada tahun 2011 cakupan pemberian ASI eksklusif menurun menjadi 34,7%. Mengalami peningkatan pada tahun 2012 sebesar 46,4% dan pada tahun 2014 cakupan pemberian ASI eksklusif meningkat menjadi 54,9% dari tahun 2013 yang hanya mencapai 51,6% dan mengalami peningkatan kembali pada tahun 2015 sebesar 60,87%.

Selanjutnya untuk mengetahui cakupan pemberian ASI eksklusif di Kota Yogyakarta, penulis memilih Puskesmas Umbulharjo 1 sebagai lokasi pengambilan data sebab dalam tiga tahun terakhir puskesmas ini merupakan salah satu puskesmas yang terus mengalami peningkatan dalam cakupan pemberian ASI eksklusif pada bayi berumur 0-6 bulan, dimana terjadi peningkatan sebanyak 27,4% tahun 2013, 43,69% tahun 2014 dan 45,80% pada tahun 2015 (Dinkes Kota Yogyakarta, 2016).

Dalam penelitian ini peneliti menggunakan variabel jenis kelamin, umur, berat badan, status gizi berdasarkan berat badan sebagai variabel bebas yang diduga mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif. Dimana pemilihan karakteristik variabelnya merujuk pada penelitian terdahulu seperti penelitian yang dilakukan oleh Yanuar, Ramaningrum dan Novitasari (2015) mengatakan bahwa ada hubungan

yang signifikan antara status gizi dan jenis kelamin dengan derajat infeksi dengue. Salah satu indikator kesehatan yang dinilai keberhasilan pencapaiannya dalam *Millennium Development Goals* (MDGs) adalah status gizi. Status gizi diukur berdasarkan umur (U), berat badan (BB) dan tinggi badan (TB) (Dinkes Prov. Jatim, 2014). Hal ini juga dibuktikan dari penelitian yang dilakukan oleh Nilakesuma, Dianne dan Renita (2015) mengatakan bahwa Bayi yang mendapat ASI eksklusif 80% berstatus gizi normal. Penelitian lain yang dilakukan oleh Iskandar (2015) menjelaskan bahwa faktor-faktor yang mempengaruhi kecelakaan lalu lintas di Amerika Serikat adalah umur pengemudi. Sedangkan menurut penelitian yang dilakukan oleh Simbolon (2006) mengatakan bahwa terdapat perbedaan faktor-faktor yang berhubungan dengan kelangsungan hidup bayi di perkotaan dan pedesaan. Di perkotaan, faktor-faktor yang berhubungan dengan kelangsungan hidup bayi meliputi berat badan lahir, waktu pemberian ASI dan penolong persalinan. Sedangkan di pedesaan, faktor tersebut adalah frekuensi pemeriksaan antenatal, berat badan lahir, penolong persalinan, nomor urut lahir, waktu pemberian ASI dan tempat persalinan. Menurut UNICEF dan WHO (2009) menunjukkan bahwa berat badan bayi saat dilahirkan merupakan faktor penting untuk kelangsungan hidup si bayi.

Berdasarkan berbagai permasalahan diatas, diperlukan sebuah metode yang efektif untuk menganalisis lamanya waktu yang dibutuhkan seorang bayi dalam menerima ASI eksklusif berdasarkan faktor-faktor yang diduga mempengaruhi, maka dalam penelitian ini penulis menganalisis dengan mengambil judul “ Analisis Perbandingan Metode Estimasi *Breslow*, *Efron* dan *Exact* Pada Regresi Cox *Proportional Hazard*” dalam Studi Kasus Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1.

Dalam Kasus Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif sering didapati dua atau lebih individu yang mengalami kejadian bersama. Hal ini dapat menimbulkan masalah pada estimasi parameter penentuan anggota dari himpunan resiko. Oleh sebab itu Klein dan Moeschberger (2003) menawarkan 3 metode estimasi parameter dalam regresi cox *proportional hazard*. Dikatakan Regresi Cox karena asumsi

Proportional Hazard yaitu fungsi *hazard* dari individu yang berbeda adalah *proportional* atau rasio dari fungsi *hazard* dua individu yang berbeda adalah konstan.

1.2 Rumusan Masalah

Agar penelitian ini sesuai dengan tujuan yang hendak dicapai, maka perlu adanya suatu perumusan masalah yang jelas dan terarah. Adapun rumusan masalah yang ingin penulis kemukakan dalam penelitian ini adalah :

1. Persamaan regresi cox manakah yang terbaik diantara metode *breslow*, *efron* dan *exact* dalam penerapannya pada kejadian data *ties* dalam kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif ?
2. Bagaimana mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif berdasarkan persamaan regresi cox terbaik yang terbentuk beserta *hazardnya*?

1.3 Batasan Masalah

Adapun batasan-batasan masalah yang diberikan pada penelitian ini adalah sebagai berikut

1. Penelitian ini hanya difokuskan pada kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif di puskesmas Umbulharjo 1 selama tahun 2016 dengan faktor-faktor yang digunakan adalah jenis kelamin, umur bayi, berat badan dan status gizi berdasarkan berat badan.
2. Analisis yang digunakan pada penelitian ini adalah analisis deskriptif dan analisis regresi cox *proportional hazard* dengan metode estimasi parameter *breslow*, *efron* dan *exact*.
3. Alat bantu yang digunakan untuk menganalisa data statistik dalam penelitian ini adalah *software* R versi 3.0.2 dan *Microsoft Excel*.

1.4 Jenis Penelitian dan Metode Analisis

Jenis penelitian ini adalah penelitian kategori aplikasi dengan metode analisis *survival* menggunakan pendekatan regresi cox *proportional hazard* dengan metode *breslow*, *efron* dan *exact* pada perhitungan parameter regresi cox dalam menduga faktor-faktor yang dianggap mempengaruhi lama waktu seorang bayi memperoleh ASI eksklusif.

1.5 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah diatas, maka tujuan yang hendak dicapai dari penelitian ini adalah :

1. Untuk mengetahui persamaan regresi cox terbaik berdasarkan metode *breslow*, *efron* dan *exact* dalam penerapannya pada kejadian data *ties* dalam kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif.
2. Untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif serta sejauh mana pengaruhnya berdasarkan model regresi cox terbaik yang terbentuk beserta *hazardnya*.

1.6 Manfaat Penelitian

Diharapkan dalam penelitian ini mampu mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif dan memberikan dampaknya agar ibu menyusui menyadari bahwa pentingnya pemberian ASI secara eksklusif selama 6 bulan.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

Penelitian-penelitian terdahulu baik yang memiliki tema dan variabel yang sama maupun tentang penggunaan metode yang digunakan menjadi acuan penulis dalam penelitian tugas akhir ini. Nurmiati dan Besral (2008), dalam penelitiannya yang berjudul *Durasi Pemberian ASI Terhadap Ketahanan Hidup Bayi Di Indonesia* menguraikan tentang durasi pemberian ASI eksklusif dan faktor-faktor yang mempengaruhi ketahanan hidup bayi di Indonesia dengan menggunakan pendekatan regresi cox berganda. Variabel bebas yang diambil oleh Nurmiati dan Besral antara lain status sosial ekonomi, pendidikan ibu, pekerjaan ibu, status kawin ibu, umur ibu, jumlah balita, urutan kelahiran, jarak kelahiran, berat badan lahir, status imunisasi, jenis kelamin dan wilayah. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa bayi yang disusui dengan durasi 6 bulan atau lebih memiliki ketahanan hidup lebih baik dari pada bayi yang disusui kurang dari 4 bulan dengan faktor yang berpengaruh terhadap ketahanan hidup adalah jumlah balita dalam keluarga dan tempat tinggal.

Salah satu penelitian yang dilakukan Mitra (2010) tentang *Faktor-Faktor Yang Berhubungan Dengan Kelangsungan Pemberian ASI Eksklusif Di Indonesia*. menguraikan bahwa probabilitas kelangsungan pemberian ASI eksklusif di Indonesia adalah 8,46% dengan kelangsungan pemberian ASI eksklusif selama 4 bulan dan faktor-faktor yang berhubungan dengan kelangsungan pemberian ASI eksklusif adalah waktu inisiasi menyusui dalam satu jam pertama setelah kelahiran, pendidikan ibu, pekerjaan ibu dan wilayah tempat tinggal ibu. Hasil penelitian ini didapatkan dari metode kaplan-meier dan uji logrank dengan menggunakan variabel bebas yaitu waktu inisiasi menyusui, tingkat pendidikan ibu, status pekerjaan dan wilayah tempat tinggal.

Penerapan regresi cox untuk penerapan *Faktor-Faktor Yang Berpengaruh Terhadap Lama Rawat Inap Pasien Demam Berdarah Dengue Menggunakan Regresi Cox* yang dilakukan oleh Wulandari (2012) menggunakan variabel bebas berupa jenis kelamin, usia, kadar hematokrit dan jumlah trombosit menunjukkan hasil bahwa faktor yang berpengaruh signifikan terhadap lama rawat inap pasien adalah faktor trombosit.

Penelitian lainnya tentang *Pemberian ASI Segera Pada Bayi Baru Lahir* yang dilakukan oleh Linda dan Yovsyah (2009) menguraikan tentang faktor yang berhubungan dengan pemberian ASI segera pada bayi baru lahir dengan menggunakan uji regresi logistik ganda. Variabel bebas yang digunakan adalah umur, pendidikan, pengetahuan, sikap, pelayanan antenatal, dukungan keluarga, perilaku penolong persalinan dan keterpaparan terhadap media. Hasil yang didapatkan bahwa pemberian ASI segera pada bayi baru lahir (30%) rendah dengan faktor yang paling dominan berhubungan dengan pemberian ASI segera pada bayi baru lahir adalah perilaku penolong persalinan.

Arintasari (2016) melakukan penelitian untuk mengetahui *Faktor-Faktor Yang Berhubungan Dengan Pemberian ASI Eksklusif Di Puskesmas Tegalrejo Yogyakarta Tahun 2015*. Analisis yang digunakan adalah analisis *chi square* dengan menggunakan variabel bebas yaitu umur, pendidikan, pekerjaan, paritas, pengetahuan, pendapatan keluarga, manajemen laktasi, dukungan keluarga, dan dukungan tenaga kesehatan. Hasil analisis membuktikan bahwa pencapaian pemberian ASI Eksklusif di Puskesmas Tegalrejo Yogyakarta tahun 2015 sebesar 39.7% dengan variabel yang berhubungan yaitu variabel pendidikan, pekerjaan, pengetahuan, manajemen laktasi, dukungan keluarga dan dukungan petugas kesehatan.

Berdasarkan penelitian yang dilakukan oleh Kamal (2015) tentang *Analisis Lama Waktu Kambuh Pasien Hipertensi Dengan Sensor Tipe III Menggunakan Regresi Cox Kegagalan Proporsional*. Menguraikan bahwa faktor yang menyebabkan penderita hipertensi lama kambuh adalah penyakit ginjal dan penyakit stroke. Pasien hipertensi yang juga menderita penyakit ginjal memiliki waktu untuk

kambuh lebih cepat dari pada pasien yang tidak menderita penyakit ginjal. Pasien hipertensi yang juga menderita penyakit stroke memiliki waktu untuk kambuh lebih cepat dari pada pasien yang tidak menderita penyakit stroke.

Berdasarkan penelitian-penelitian yang telah dijelaskan di atas kemudian dilakukan penelitian serupa mengenai Analisis lama waktu pemberian ASI Eksklusif di puskesmas Umbulharjo 1 dengan pendekatan Regresi Cox *Proportional Hazard*. Hal yang membedakan dengan penelitian sebelumnya yaitu terkait penggunaan data dalam penelian ini menggunakan data sekunder dari puskesmas Umbulharjo 1 dengan variabel bebas meliputi jenis kelamin, umur bayi, berat badan bayi, status gizi berdasarkan berat badan menggunakan metode pendekatan Regresi Cox *Proportional Hazard* dengan metode estimasi koefisien regresi yang digunakan untuk mengatasi kejadian data *ties* dalam analisis *survival* yang meliputi metode *breslow*, *efron* dan *exact*, dengan demikian akan diketahui variabel bebas mana yang akan berpengaruh terhadap lama waktu *survival* seorang bayi memperoleh ASI eksklusif.

BAB III

LANDASAN TEORI

3.1 Air Susu Ibu (ASI) Eksklusif

3.1.1 Definisi ASI

Air Susu Ibu (ASI) adalah satu jenis makanan yang mencakupi seluruh unsur kebutuhan bayi baik fisik, psikologi, sosial maupun spiritual. ASI mengandung nutrisi, hormon, unsur kekebalan pertumbuhan, anti alergi, serta inflamasi. Nutrisi dalam ASI mencakup hampir 200 unsur zat makanan (Hubertin, 2003).

Menurut Theresia (1995) ASI adalah emulsi lemak dalam larutan protein, laktosa dan garam-garam anorganik yang sekresi oleh kelenjar *mamae* ibu, yang berguna sebagai makanan bagi bayinya. ASI juga memiliki kandungan zat gizi yang lengkap dan sempurna untuk keperluan bayi serta mengandung zat anti infeksi.

3.1.2 Definisi ASI Eksklusif

Menurut Kemenkes RI (2015) ASI eksklusif adalah ASI yang diberikan kepada bayi sejak dilahirkan selama enam bulan, tanpa menambahkan dan mengganti dengan makanan atau minuman lain kecuali obat, vitamin dan mineral. Sedangkan menurut Suradi (2008), ASI eksklusif adalah pemberian ASI murni kepada bayi tanpa diberi tambahan seperti cairan air putih, teh, madu, buah-buahan, maupun makanan lainnya.

Diperkirakan 80% dari jumlah ibu yang melahirkan ternyata mampu menghasilkan ASI dalam jumlah yang cukup untuk keperluan bayinya secara penuh tanpa makanan tambahan selama enam bulan pertama. Bahkan ibu yang gizinya kurang baik pun sering dapat menghasilkan ASI cukup tanpa makanan tambahan selama tiga bulan pertama (Siregar, 2004).

Menurut *World Health Organization* (WHO) (2005) pemberian ASI eksklusif dianjurkan untuk jangka waktu sampai 6 bulan. Setelah bayi berumur 6 bulan, ia harus mulai diperkenalkan dengan makanan padat, sedangkan ASI dapat diberikan sampai bayi berusia 2 tahun atau bahkan lebih dari 2 tahun.

3.2 Manfaat Pemberian ASI Eksklusif

1. ASI merupakan sumber gizi

ASI mengandung zat gizi berkualitas tinggi yang berguna untuk pertumbuhan dan perkembangan kecerdasan bayi, faktor pembentukan sel-sel otak terutama DHA dalam kadar tinggi. ASI juga mengandung *whey* (protein utama dari susu yang berbentuk cair) lebih banyak dari *casein* (protein utama dari susu yang berbentuk gumpalan). Komposisi ini menyebabkan ASI mudah diserap oleh bayi (Rulina, 2007).

2. ASI dapat meningkatkan daya tahan tubuh bayi

Bayi yang baru lahir secara alamiah mendapat immunoglobulin (zat kekebalan tubuh) yang didapat dari ibunya melalui plasenta. Namun, setelah bayi lahir kadar zat ini akan secara cepat turun. Tubuh bayi baru memproduksi immunoglobulin dalam jumlah yang cukup pada usia 3-4 bulan. Saat kadar immunoglobulin bawaan menurun, sementara produksi sendiri belum mencukupi, maka akan muncul kesenjangan immunoglobulin pada bayi, disinilah ASI berperan untuk menghilangkan atau setidaknya mengurangi kesenjangan yang mungkin timbul. ASI mengandung zat kekebalan tubuh yang mampu melindungi bayi dari berbagai penyakit infeksi bakteri, virus, dan jamur. Kolostrum (cairan pertama yang mendahului ASI) mengandung zat kekebalan 10-17 kali lebih banyak dari susu matang (Cahyadi, 2007).

Menurut Natalia (2002), bayi yang mendapatkan ASI eksklusif ternyata akan lebih sehat dan lebih jarang sakit dibandingkan dengan bayi yang tidak mendapat ASI eksklusif. Anak yang sehat tentu akan lebih berkembang kepandaianya dibandingkan anak yang sering sakit.

3. Pemberian ASI secara eksklusif dapat meningkatkan kecerdasan dan kemandirian anak

Fakta-fakta ilmiah membuktikan, bayi dapat tumbuh lebih sehat dan cerdas bila diberi air susu ibu (ASI) secara eksklusif pada 4-6 bulan pertama kehidupannya. Di dalam ASI terdapat beberapa nutrien untuk pertumbuhan otak bayi di antaranya taurin, yaitu suatu bentuk zat putih telur khusus, laktosa atau hidrat arang utama dari ASI, dan asam lemak ikatan panjang antara lain DHA dan AA yang merupakan asam lemak utama dari ASI. Hasil penelitian Dr. Riva dkk. yang dikutip dari penelitian Albert (2007) menunjukkan anak-anak usia 9,5 tahun yang ketika bayi mendapat ASI eksklusif, ditemukan memiliki IQ mencapai 12,9 poin lebih tinggi dibandingkan anak-anak yang ketika bayi tidak mendapatkan ASI.

Pemberian ASI eksklusif akan memenuhi kebutuhan awal bayi untuk tumbuh kembang secara optimal baik fisik, kepandaian, emosional, spiritual maupun sosialisasinya.

3.3 Faktor-Faktor yang mempengaruhi pemberian ASI Eksklusif

1. Kondisi Ibu

Ibu yang melahirkan sesar dapat segera menyusui setelah ibu pulih (sesuai petunjuk dokter), begitu pula bagi ibu yang sakit pada umumnya tetap dapat terus menyusui bayinya serta ibu hamil juga dapat meneruskan menyusui bayinya.

2. Kondisi Bayi

Bagi bayi kembar, bayi prematur dan bayi dalam keadaan sakit diare atau apapun tetap harus diberikan ASI.

3. Umur

Umur mempengaruhi bagaimana ibu menyusui dalam mengambil keputusan pemberian ASI eksklusif, semakin bertambah umur ibu maka pengalaman dan pengetahuan semakin bertambah, (Notoatmodjo, 2003).

Selain itu umur ibu sangat menentukan kesalahan maternal dan berkaitan dengan kondisi kehamilan, persalinan dan nifas serta cara mengasuh dan menyusui bayinya. Ibu yang berumur kurang dari 20 tahun masih belum matang dan belum siap jasmani dan sosial dalam menghadapi kehamilan, persalinan serta membina bayi yang dilahirkan (Depkes RI, 2012). Menurut pendapat Hurlock (2002), semakin meningkat umur seseorang maka tingkat kematangan dan kekuatan dalam berfikir serta bekerja akan lebih matang.

4. Pendidikan

Seorang ibu yang memiliki pendidikan formal yang rendah belum tentu tidak mampu menyusun makanan yang memenuhi persyaratan gizi dibandingkan dengan pendidikan formalnya lebih tinggi. Perlu diperhatikan bahwa faktor tingkat pendidikan turut menentukan mudah tidaknya menyerap dan memahami pengetahuan gizi yang ibu peroleh (Suharyono, 1992).

5. Pekerjaan

Pekerjaan ibu juga diperkirakan dapat mempengaruhi pengetahuan dan kesempatan ibu dalam memberikan ASI eksklusif. Semua ini disebabkan karena ibu yang bekerja di luar rumah (sektor formal) memiliki akses yang lebih baik terhadap berbagai informasi, termasuk mendapatkan informasi tentang pemberian ASI eksklusif. Penelitian Soekirman (1994) mengungkapkan bahwa kemungkinan seorang ibu menyusui bayinya secara eksklusif hingga usia 4 bulan dan diteruskan hingga usia 2 tahun, rata-rata 38% jika ibu bekerja dan angka tersebut naik menjadi 91% jika ibu tidak bekerja.

6. Pendapatan

Tingkat ekonomi keluarga merupakan salah satu faktor yang menentukan pola pemberian ASI. Di daerah pedesaan keadaan ini tidak cukup nyata dibandingkan daerah perkotaan keadaan ini cukup nyata, sebab makin tinggi tingkat ekonomi makin berkurang prevalensi menyusui. Namun di negara-negara industri frekuensi menyusui lebih tinggi di kalangan tingkat sosial atas.

Menurut penelitian Sanjaya (2000), ada perbedaan bermakna dalam pemberian ASI dan penyapihan dengan penghasilan atau pendapatan keluarga, jadi semakin tinggi pendapatan keluarga maka semakin cepat menyapih. Orang yang berpenghasilan tinggi akan lebih mudah untuk menggantikan ASI dengan susu Formula.

3.4 Analisis Survival

Analisis *survival* adalah kumpulan dari prosedur statistika untuk menganalisis data waktu antar kejadian (*time to event data*) atau menganalisis data yang berhubungan dengan waktu, mulai dari *time origin* sampai terjadinya suatu peristiwa khusus. Dalam hal ini, kejadian khusus (*failure event*) tersebut dapat berupa kegagalan, kematian, kambuhnya suatu penyakit, respon dari suatu percobaan, atau peristiwa lain yang dipilih sesuai dengan kepentingan peneliti. Peristiwa khusus tersebut dapat berupa kejadian positif seperti kelahiran, kelulusan sekolah, kesembuhan dari suatu penyakit Kleinbaum dan Klein (2005) dalam .

Analisis *survival* banyak digunakan dalam bidang biologi, kedokteran, kesehatan umum seperti daya hidup pasien kanker paru-paru, sosiologi, teknik, seperti menganalisis masa hidup lampu pijar, ekonomi, demografi, dan epidemiologi (Collet, 2003).

3.4.1 Data Survival

Data *survival* merupakan data tentang pengamatan jangka waktu dari awal pengamatan sampai terjadinya suatu peristiwa. Waktu *survival* dapat didefinisikan sebagai waktu dari awal pengamatan hingga terjadinya peristiwa gagal, dalam hari, bulan, maupun tahun. Waktu awal (*time origin* atau *start-point*) yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian awal, seperti waktu seorang divonis menderita penyakit jantung, waktu pemberian perlakuan dan lain-lain. Waktu kegagalan (*failure time* atau *end-point*) yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian akhir seperti kematian, kesembuhan dan kejadian lain-lainnya (Collet, 2003).

Ada tiga faktor dalam menentukan waktu *survival* yaitu :

- a. Waktu awal pencatatan (*time origin* atau *start-point*) harus didefinisikan dengan tepat pada setiap individu, misalkan mula pengamatan berupa tanggal pemeriksaan bayi.
- b. Waktu akhir pencatatan (*failure time* atau *end-point*) didefinisikan jelas untuk mengetahui status tersensor atau tidak tersensor, meninggal atau sembuh seorang bayi.
- c. Skala pengukuran sebagai batas dari waktu kejadian dari awal sampai akhir kejadian, misalnya skala tahunan, bulanan, mingguan, harian.

Dalam data *survival* tidak hanya dijumpai data dalam bentuk data lengkap, akan tetapi ada juga data tersensor. Pengambilan data dengan menggunakan data lengkap memerlukan waktu yang lama sehingga jarang digunakan. Sedangkan menggunakan data tersensor merujuk pada batasan waktu yang telah ditentukan dalam penelitian (Lawless, 1982).

Data tersensor merupakan data yang tidak bisa diamati secara utuh, karena adanya individu yang hilang ataupun dengan alasan lain, sehingga tidak dapat diambil datanya sampai akhir pengamatan. Dengan kata lain, pada akhir pengamatan individu tersebut belum mengalami peristiwa tertentu. Berbeda ketika sampai akhir pengamatan individu tersebut telah mengalami peristiwa maka data tersebut disebut data tidak tersensor (Lee dan Wang, 2003).

3.4.2 Tipe Penyensoran

Pada data *survival* sering dijumpai suatu individu tidak mengalami kejadian sampai batas waktu pengamatan. Biasanya untuk mendapatkan data *survival* yang lengkap sampai semua individu mengalami kejadian membutuhkan waktu yang lama sehingga pengamatan yang dilakukan tidak efektif dan mengakibatkan biaya yang dikeluarkan sangat banyak. Untuk

mengatasi hal tersebut maka perlu dilakukan pensensoran data. Konsep pensensoran inilah yang membedakan antara analisis *survival* dengan ilmu-ilmu statistika yang lainnya (Kleinbaum dan Klein, 2005).

Menurut Kleinbaum dan Klein (2005) dalam analisis *survival* terdapat empat jenis pensensoran yaitu :

a. Pensensoran kanan (*right censoring*)

Pensensoran ini terjadi jika objek pengamatan atau individu yang diamati masih tetap hidup pada saat waktu yang telah ditentukan. Dengan kata lain individu tersebut belum mengalami kejadian sampai akhir periode pengamatan, sedangkan waktu awal dari objek pengamatan dapat diamati secara penuh. Sebagai contoh, seorang pasien kelainan jantung diamati dari awal perawatan sampai akhir perawatan ternyata pasien tersebut masih hidup. Kemudian pasien melanjutkan perawatan di luar negeri sehingga tidak bisa diamati lagi (*lost to follow up*). Pasien ini memiliki waktu *survival* setidaknya beberapa waktu. Sehingga waktu pengamatan individu tersebut dikatakan pensensoran kanan.

b. Pensensoran kiri (*left censoring*)

Pensensoran kiri terjadi jika semua informasi yang diinginkan diketahui dari seseorang individu telah diperoleh pada awal pengamatan. Dengan kata lain, pada saat waktu awal pengamatan individu tidak teramati pada awal pengamatan sementara kejadian dapat diamati secara penuh sebelum penelitian berakhir. Sebagai contoh, dalam sebuah penelitian untuk menentukan sebaran perokok di kalangan anak laki-laki di sebuah sekolah. Dengan mengajukan pertanyaan “kapan pertama kali anda merokok?”. Ternyata terdapat beberapa anak menjawab “saya pernah menggunakannya, tetapi saya tidak tahu tepatnya kapan pertama

kali menggunakannya”, pada kasus ini anak tersebut mengalami penyensoran kiri.

c. Penyensoran selang (*interval censoring*)

Penyensoran selang terjadi jika informasi yang dibutuhkan telah dapat diketahui pada kejadian peristiwa di dalam selang pengamatan atau penyensoran yang waktu daya tahannya berada dalam suatu selang tertentu. Sebagai contoh, beberapa kelinci yang diberikan karsinogen pada makanannya, dilakukan studi selama 9 bulan kepada 8 kelinci dan penelitian dilakukan setiap akhir tahun, jika 2 dari 6 kelinci tewas karena kanker pada bulan ke-4 dan ke-6, maka dua kelinci tersebut mengalami penyensoran selang.

d. Penyensoran acak (*random censoring*)

Penyensoran acak terjadi jika individu yang diamati meninggal atau mengalami kejadian karena sebab yang lain, bukan disebabkan dari tujuan utama penelitian. Sebagai contoh, 10 tikus yang diberikan zat karsinogen pada makanannya, pada saat pengamatan 1 dari 10 tikus tersebut meninggal karena terjepit (tewas bukan karena penelitian utama) bukan karena terkena kanker, maka tikus tersebut mengalami penyensoran acak.

Penyensoran-penyensoran yang terjadi pada data *survival* tersebut disebabkan oleh beberapa hal antara lain: (Kleinbaum dan Klein, 2005)

1. *Loss to follow up*, objek menghilang selama masa pengamatan terjadi apabila individu pindah atau menolak untuk berpartisipasi.
2. Individu tidak mengalami kejadian gagal (*failure event*) sebelum pengamatan berakhir.
3. Individu terpaksa dihentikan dari pengamatan karena kematian (jika kematian bukan *failure event*) atau disebabkan alasan lain.

3.5 Regresi Cox *Proportional Hazard*

Regresi *cox proportional hazard* pertama kali dikenalkan oleh David Cox. Dikatakan regresi *cox* karena asumsi *proportional hazard* yaitu fungsi *hazard* dari individu yang berbeda adalah *proportional* atau rasio dari fungsi *hazard* dua individu yang berbeda adalah konstan Lee dan Wang (2003). Persamaan regresi *cox* merupakan model berdistribusi semiparametrik karena dalam persamaan *cox* tidak memerlukan informasi tentang distribusi khusus yang mendasari waktu *survival* dan untuk mengestimasi parameter regresi *cox* tanpa harus menentukan fungsi *hazard* dasar Lee dan Wang (2003). Regesi *cox* secara umum lebih sering digunakan pada bidang kesehatan, namun dengan semakin berkembangnya waktu regresi *cox* dapat diterapkan pada bidang-bidang lain. Secara umum, Kleinbaum dan Klein (2005) menyatakan persamaan Regresi Cox *Proportional Hazard* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} h(t, X) &= h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p) \\ &= h_0(t) \exp\left(\sum_j^p \beta_j X_j\right) \end{aligned} \quad (3.1)$$

dengan,

$h(t, X)$: fungsi *hazard* untuk individu dengan karakteristik X

$h_0(t)$: fungsi *hazard* dasar

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_p$: koefisien regresi

$X_1, X_2, X_3, \dots, X_p$: nilai variabel untuk individu

Dalam persamaan *cox proportional hazard*, meskipun fungsi *hazard* dasarnya tidak diketahui bentuk fungsinya, akan tetapi persamaan *cox proportional hazard* tetap dapat memberikan informasi yang berguna, berupa *hazard ratio* yang tidak bergantung dari nilai $h_0(t)$. Sementara jika nilai $h_0(t)$ diketahui maka perhitungan nilai *hazardnya* mengikuti bentuk distribusi data waktunya yang menjadikan persamaan *hazardnya* menjadi persamaan parametrik (Gayatri, 2005).

Sementara dalam regresi cox, *hazard ratio* didefinisikan sebagai *hazard rate* dari satu individu dibagi dengan *hazard rate* dari individu lain. Hal ini dapat ditunjukkan sebagai berikut :

Misalkan, bayi A memiliki *hazard rate* $h_A(t, X^*)$, dimana $X^* = (X_1^* + X_2^* + \dots + X_j^*)$, dan bayi B memiliki *hazard rate* $h_B(t, X)$, dimana $X = X_1 + X_2 + \dots + X_j$, maka rasio *hazardnya* adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} HR &= \frac{h_A(t, X^*)}{h_B(t, X)} = \frac{h_0(t) \exp(\sum_j^p \beta_j X_j^*)}{h_0(t) \exp(\sum_j^p \beta_j X_j)} \\ &= \exp(\sum_j^p \beta_j X_j^* - \sum_j^p \beta_j X_j) \\ &= \exp[\sum_j^p \beta_j (X_j^* - X_j)] \end{aligned} \quad (3.2)$$

Dari perumusan tersebut, dapat diketahui bahwa X tetap dapat menjelaskan “*survival experience*” dari suatu objek. Apabila nilai *hazard ratio* konstan sepanjang waktu, maka dapat dikatakan bahwa X_1, X_2, \dots, X_j memenuhi asumsi *proportional hazard*. Maka meskipun dalam persamaan cox *proportional hazard* bentuk fungsi $h_0(t)$ tidak diketahui, akan tetapi koefisien β dapat ditaksir. Penaksiran ini dapat digunakan untuk mengetahui efek dari variabel-variabel penjelas.

3.6 Estimasi Parameter Regresi Cox *Proportional Hazard*

Dalam menduga parameter regresi pada persamaan cox *proportional hazard* menggunakan prosedur *maximum likelihood estimation* dengan hanya mempertimbangkan peluang individu yang mengalami *event* saja yang kemudian disebut dengan *partial likelihood* (Kleinbaum dan Klein 2012). Fungsi *partial likelihood* merupakan fungsi peluang bersama dari data *survival* tidak tersensor berupa fungsi dari parameter yang tidak diketahui nilainya. Pendugaan nilai β menggunakan *partial likelihood* yaitu memaksimalkan fungsi *partial likelihood* atau biasa disebut dengan *Maximum Partial Likelihood Estimation* (MPLE).

Secara umum, fungsi *partial likelihood* dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$L(\beta) = \prod_{j \in D} \frac{\exp(\beta X_j)}{\sum_{j \in R_k} \exp(\beta X_j)} \quad (3.3)$$

dengan, X merupakan vektor kovariat atau variabel penjelas, β merupakan parameter regresi yang akan diestimasi, D merupakan himpunan indeks j dari semua waktu kejadian, R_k merupakan himpunan resiko semua individu yang belum mendapatkan kejadian pada saat tertentu.

Untuk mempermudah pencarian penduga kemungkinan maksimum $L(\beta)$, maka persamaan 3.3 ditransformasikan ke dalam bentuk \ln , sehingga persamaannya menjadi sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \ln L(\beta) &= \ln \left(\prod_{j \in D} \frac{\exp(\beta X_j)}{\sum_{j \in R_k} \exp(\beta X_j)} \right) \\ &= \sum_{j=1}^p \left(\ln \frac{\exp(\beta X_j)}{\sum_{j \in R_k} \exp(\beta X_j)} \right) \\ &= \sum_{j=1}^p \left[\beta X_j - \ln \left(\sum_{j \in R_k} \exp(\beta X_j) \right) \right] \end{aligned} \quad (3.4)$$

Nilai penduga β dapat diperoleh dengan memaksimumkan fungsi *log partial likelihoodnya*, secara kalkulus berarti menurunkan persamaan (3.4) terhadap β , dengan mencari solusi dari persamaan berikut :

$$\frac{\partial \ln L(\beta)}{\partial \beta} = 0 \quad (3.5)$$

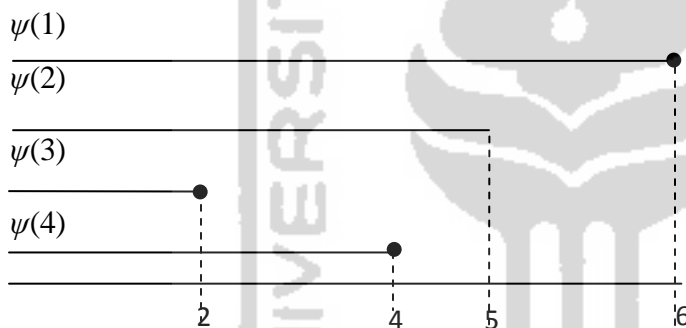
Persamaan tersebut dapat diselesaikan secara numerik atau secara komputasi dengan menggunakan bantuan *software*.

Ilustrasi perhitungan Maksimum *Partial Likelihood* akan dijelaskan dengan contoh data survival di bawah ini:

Tabel 3.1 Contoh Data Survival Untuk Ilustrasi *Partial Likelihood*.

Time	Status	X
5	0	8
6	1	6
4	1	4
2	1	2

Pada Regresi Cox terdapat nilai skor yang merupakan eksponensial kombinasi linear dari variabel penjelas dengan koefisien regresi yang dinotasikan dengan $\psi(\text{psi})$. Maka perhitungan skor untuk masing-masing t adalah sebagai berikut:



Gambar 3.1 Ilustrasi untuk *Partial Likelihood*.

$$t = 2, \psi(3) = \frac{\exp(2\beta)}{\exp(8\beta) + \exp(6\beta) + \exp(2\beta) + \exp(4\beta)}$$

$$t = 4, \psi(4) = \frac{\exp(4\beta)}{\exp(8\beta) + \exp(6\beta) + \exp(4\beta)}$$

$$t = 6, \psi(1) = \frac{\exp(6\beta)}{\exp(6\beta)}$$

Sehingga *Partial Likelihood*nya untuk data ilustrasi ini dapat disusun sebagai berikut:

$$L(\beta) = \psi(3) \times \psi(4) \times \psi(1)$$

$$L(\beta) = \frac{\exp(2\beta)}{\exp(8\beta) + \exp(6\beta) + \exp(2\beta) + \exp(4\beta)} \times \frac{\exp(4\beta)}{\exp(8\beta) + \exp(6\beta) + \exp(4\beta)} \times \frac{\exp(6\beta)}{\exp(6\beta)}$$

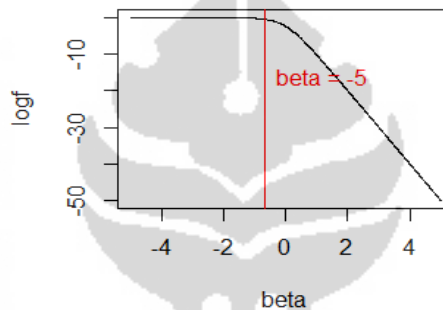
$$L(\beta) = a \times b \times 1$$

Selanjutnya melakukan perhitungan dan pembuat kurva dengan bantuan *software* R 3.0.2, sehingga muncul tampilan berikut:

```
> a=exp(2*(beta))/(exp(8*(beta))+exp(6*(beta))+exp(2*(beta))+exp(4*(beta)))
> b=exp(4*(beta))/(exp(8*(beta))+exp(6*(beta))+exp(4*(beta)))
> logf=log(a*b)
```

Gambar 3.2 Membuat Fungsi Log *Partial Likelihood*.

Setelah didapatkan nilai *loglikelihood*nya, maka selanjutnya menentukan nilai β , menentukan nilai β sebagai bilangan yang terletak diantara -5 dan 5 dengan jarak ketelitian 0,01. Kemudian membuat kurva berdasarkan fungsi $\log L(\beta)$ dan nilai β , sehingga terbentuk kurva sebagai berikut:



Gambar 3.3 Fungsi Log *Partial Likelihood*.

Dari kurva pada gambar 3.3 terlihat bahwa nilai parameter β yang memaksimalkan nilai *log partial likelihood* terletak pada $\beta = -5$ dengan nilai *log partial likelihood* sebesar $\log(L(-5)) = -0.000090801$. Kemudian nilai -5 inilah yang menjadi estimasi untuk parameter dalam Regresi Cox.

3.7 Ties dalam *Partial Likelihood*

Dalam analisis *survival* sangat sering ditemukan kejadian bersama atau sering disebut dengan *ties*. Dalam hal ini, *ties* merupakan kejadian dimana dua individu atau lebih yang mengalami kejadian pada waktu yang bersamaan. Terjadinya *ties* pada data *survival* akan menimbulkan permasalahan dalam *partial likelihood*nya yaitu saat menentukan anggota dari suatu himpunan resikonya. Sebagai contoh, dapat dilihat pada tabel 3.2.

Tabel 3.2 Contoh Data Survival Dengan *Ties*

i	1	2	3	4	5
t_i	3	4+	5	5	6

Misalkan, i adalah individu ke- i dan t_i merupakan waktu kejadian untuk individu ke- i . Jika $t_1 < t_2 < t_3 < t_4 < t_5$ merupakan waktu yang diamati yang telah diurutkan. Pada waktu $t=5$, terdapat dua individu yang mengalami kejadian dan tidak diketahui individu mana yang mengalami kejadian lebih dahulu. Kejadian bersama tersebut dapat menimbulkan masalah pada estimasi parameter yang berhubungan dengan penentuan anggota dari himpunan resiko. Metode alternatif yang ditawarkan oleh Klein dan Moeschberger (2003) yaitu meliputi :

a. Metode *Partial Likelihood Breslow*

Metode *breslow* merupakan metode paling sederhana dibandingkan dengan metode yang lainnya, karena tingkat komputasi yang tidak *intensive*. Selain itu, metode ini memberikan hasil estimasi yang baik jika data kejadian *ties* dalam ukuran kecil. Secara umum bentuk persamaan *breslow* adalah sebagai berikut :

$$L(\beta_{breslow}) = \prod_{j \in D} \frac{\exp(\beta S_k)}{\left[\sum_{j \in R_k} \exp(\beta X_j) \right]^{d_i}} \quad (3.6)$$

dengan,

X : vektor kovariat (variabel penjelas),

β : parameter regresi yang akan di estimasi,

D : himpunan indeks j dari semua waktu kejadian,

R_k : resiko (*risk set*) semua individu yang belum mendapatkan kejadian pada saat tertentu,

S_k : jumlah kovariat x pada kasus kejadian bersama,

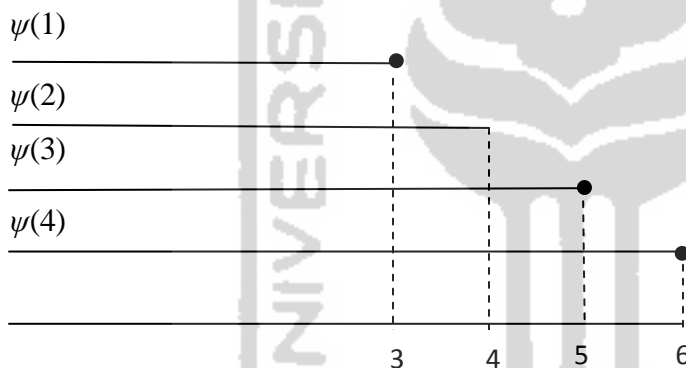
d_i : banyaknya kasus kejadian bersama (*ties*) pada waktu t_j

Ilustrasi perhitungan Maksimum *Partial Likelihood Breslow* akan dijelaskan dengan contoh data survival di bawah ini:

Tabel 3.3 Contoh Data Survival Untuk Ilustrasi *Partial Likelihood Breslow*.

Time	Status	X
3	1	4.9
4	0	5.3
5	1	5.9
5	1	4.5
6	1	6.1

Pada Regresi Cox terdapat nilai skor yang merupakan eksponensial kombinasi linear dari variabel penjelas dengan koefisien regresi yang dinotasikan dengan $\psi(\text{psi})$. Sehingga perhitungan skor untuk masing-masing t adalah sebagai berikut:



Gambar 3.4 Ilustrasi Untuk *Partial Likelihood Breslow*.

$$t = 3, \psi(1) = \frac{\exp \{(4.9\beta)\}}{\exp \{(4.9\beta)\} + \exp \{(5.3\beta)\} + \exp \{(5.9\beta)\} + \exp \{(4.5\beta)\} + \exp \{(6.1\beta)\}}$$

$$t = 5, \psi(3) = \frac{\exp \{(5.9+4.5)\beta\}}{[\exp \{(5.9\beta)\} + \exp \{(4.5\beta)\} + \exp \{(6.1\beta)\}]^2}$$

$$t = 6, \psi(4) = \frac{\exp \{6.1\beta\}}{\exp \{(6.1\beta)\}}$$

Sehingga *Partial Likelihood Breslow* untuk data ilustrasi ini dapat disusun sebagai berikut:

$$L(\beta_{\text{breslow}}) = \psi(1) \times \psi(3) \times \psi(4)$$

$$L(\beta_{\text{breslow}}) = \frac{\exp \{(4.9\beta)\}}{\exp \{(4.9\beta)\} + \exp \{(5.3\beta)\} + \exp \{(5.9\beta)\} + \exp \{(4.5\beta)\} + \exp \{(6.1\beta)\}} \times \frac{\exp \{(5.9+4.5)\beta\}}{[\exp \{(5.9\beta)\} + \exp \{(4.5\beta)\} + \exp \{(6.1\beta)\}]^2} \times \frac{\exp \{6.1\beta\}}{\exp \{(6.1\beta)\}}$$

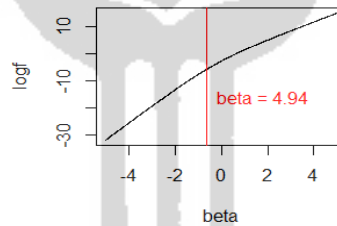
$$L(\beta_{\text{breslow}}) = c \times d \times 1$$

Selanjutnya melakukan perhitungan dan pembuat kurva dengan bantuan *software R* 3.0.2, sehingga muncul tampilan berikut:

```
> c=exp(4.9*(beta))/(exp(4.9*(beta))+exp(5.3*(beta))+exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> d=exp((5.9+4.5)*(beta))/(exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> logf=log(c*d)
```

Gambar 3.5 Membuat Fungsi Log *Partial Likelihood Breslow*.

Setelah didapatkan nilai *loglikelihood*-nya selanjutnya menentukan nilai β , penentuan nilai β sebagai bilangan yang terletak diantara -5 dan 5 dengan jarak ketelitian 0,01. Kemudian membuat kurva berdasarkan fungsi $\log L(\beta_{breslow})$ dan nilai β , dari kurva yang terbentuk pada gambar 3.6 terlihat bahwa nilai parameter β yang memaksimumkan nilai *log partial likelihood breslow* terletak pada $\beta = 4.94$ dengan nilai *log partial likelihood breslow* $\log(L(4.94)) = 14.8579$. Kemudian nilai 4.94 inilah yang menjadi estimasi untuk parameter dalam Regresi Cox. Berikut adalah tampilan gambar 3.6:



Gambar 3.6 Fungsi Log *Partial Likelihood Breslow*.

b. Metode *Partial Likelihood Efron*

Pada metode *efron* memang sedikit lebih *intensive* pada tingkat komputasinya dibandingkan dengan metode *breslow*. Akan tetapi jika dibandingkan dengan metode sebelumnya, pendekatan metode ini lebih mampu menghasilkan nilai estimasi yang baik ketika data kejadian *ties* dalam ukuran besar. Secara umum bentuk persamaan *partial likelihood efron* sebagai berikut :

$$L(\beta_{efron}) = \prod_{j \in D} \frac{\exp(\beta S_k)}{\prod_{j=1}^{d_k} [\sum_{i \in R(k)} \exp(X_i \beta) \frac{j-1}{d_k} \sum_{i \in D_k} \exp(X_i \beta)]} \quad (3.7)$$

dengan,

X : vektor kovariat (variabel penjelas),

β : parameter regresi yang akan di estimasi,

D : himpunan indeks j dari semua waktu kejadian,

R_k : resiko (*risk set*) semua individu yang belum mendapatkan kejadian pada saat tertentu,

S_k : jumlah kovariat x pada kasus kejadian bersama

d_k : banyaknya kasus kejadian bersama (*ties*) pada waktu t_j

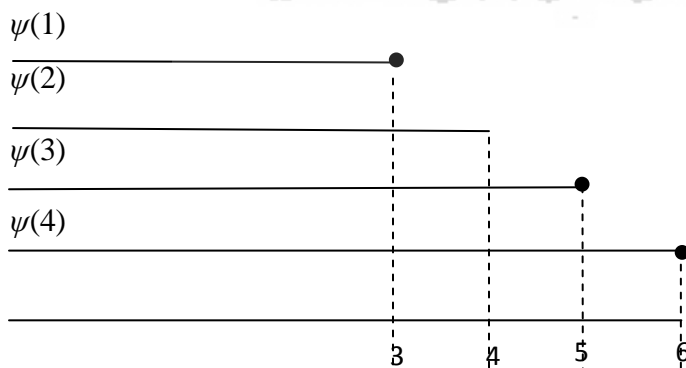
D_k : himpunan resiko

Ilustrasi perhitungan Maksimum *Partial Likelihood Efron* akan dijelaskan dengan contoh data survival di bawah ini:

Tabel 3.4 Contoh Data Survival Untuk Ilustrasi *Partial Likelihood Efron*.

Time	Status	X
3	1	4.9
4	0	5.3
5	1	5.9
5	1	4.5
6	1	6.1

Dalam Regresi Cox terdapat nilai skor yang merupakan eksponensial kombinasi linear dari variabel penjelas dengan koefisien regresi yang dinotasikan dengan ψ (*psi*). Sehingga perhitungan skor untuk masing-masing t adalah sebagai berikut:



Gambar 3.7 Ilustrasi Untuk *Partial Likelihood Efron*.

$$X = [\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta) - \frac{1-1}{2}(\exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta))] \\ Y = [\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta) - \frac{2-1}{2}(\exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta))] \\ t = 3, \psi(1) = \frac{\exp(4.9\beta)}{\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)} - \frac{1-1}{2}(\exp(4.9\beta)) \\ t = 5, \psi(3) = \frac{\exp((5.9+4.5)\beta)}{X.Y} \\ t = 6, \psi(4) = \frac{\exp(6.1\beta)}{\exp(6.1\beta)} - \frac{1-1}{2}(\exp(6.1\beta))$$

Sehingga *Partial Likelihood Efron* untuk data ilustrasi ini dapat disusun sebagai berikut:

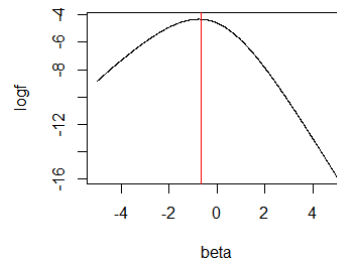
$$L(\beta_{efron}) = \psi(1) \times \psi(3) \times \psi(4) \\ L(\beta_{efron}) = \frac{\exp(4.9\beta)}{\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)} - \frac{1-1}{2}(\exp(4.9\beta)) \\ \times \frac{\exp((5.9+4.5)\beta)}{X.Y} \times \frac{\exp(6.1\beta)}{\exp(6.1\beta)} - \frac{1-1}{2}(\exp(6.1\beta)) \\ L(\beta_{efron}) = e \times f \times 1$$

Selanjutnya melakukan perhitungan dan pembuat kurva dengan bantuan *software R* 3.0.2, sehingga muncul tampilan berikut:

```
> X=(exp(4.9*(beta))+exp(5.3*(beta))+exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> Y=(exp(4.9*(beta))+exp(5.3*(beta))+exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))-0.5*(exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta)))
> e=exp(4.9*(beta))/(exp(4.9*(beta))+exp(5.3*(beta))+exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> f=exp((5.9+4.5)*(beta))/(X*Y)
> logf=log(e*f)
```

Gambar 3.8 Membuat Fungsi Log *Partial Likelihood Efron*.

Setelah didapatkan nilai *loglikelihood*nya selanjutnya menentukan nilai β , penentuan nilai β sebagai bilangan yang terletak diantara -5 dan 5 dengan jarak ketelitian 0,01. Kemudian membuat kurva berdasarkan fungsi $\log L(\beta_{efron})$ dan nilai β , dari kurva yang terbentuk pada gambar 3.9 terlihat bahwa nilai parameter β yang memaksimalkan nilai *log partial likelihood breslow* terletak pada $\beta = -0.84$ dengan nilai *log partial likelihood breslow* $\log(L(-0.84)) = -4.325244$. Kemudian nilai -0.84 inilah yang menjadi estimasi untuk parameter dalam Regresi Cox. Berikut adalah tampilan gambar 3.9:



Gambar 3.9 Fungsi Log *Partial Likelihood Efron*

c. Metode *partial likelihood exact*

Metode *partial likelihood exact* yang ditawarkan oleh (Cox, 1972) dalam Collet (2003) merupakan metode *alternative* dalam kasus kejadian bersama. Metode ini memang memiliki tingkat komputasi yang sangat *intensive* namun mampu menghasilkan estimasi parameter yang memiliki bias mendekati 0 meskipun data kejadian *ties* dalam ukuran yang sangat besar. Secara umum persamaan metode *partial likelihood exact* adalah sebagai berikut:

$$L(\beta_{Exact}) = \prod_{j \in D} \frac{\exp(\beta S_k)}{\sum_{l \in R(t_j, d_k)} \exp(\beta S_l)} \quad (3.8)$$

dengan,

X : vektor kovariat (variabel penjelas),

β : parameter regresi yang akan di estimasi,

D : himpunan indeks j dari semua waktu kejadian,

R_{t_j} : resiko (*risk set*) semua individu yang belum mendapatkan kejadian pada saat tertentu,

S_k : jumlah kovariat x pada kasus kejadian bersama

d_k : banyaknya kasus kejadian bersama (*ties*) pada waktu t_j

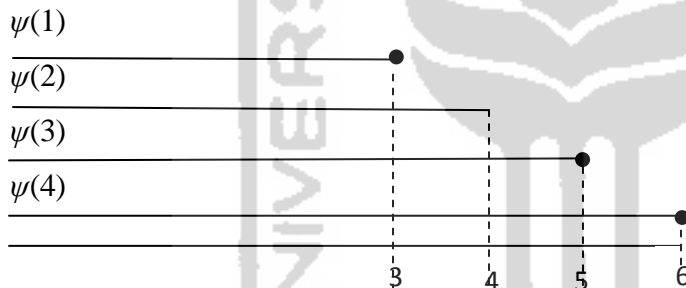
S_l : himpunan resiko yang dipilih dari himpunan $R(t_j)$

Ilustrasi perhitungan Maksimum *Partial Likelihood Exact* akan dijelaskan dengan contoh data survival di bawah ini:

Tabel 3.5 Contoh Data Survival Untuk Ilustrasi *Partial Likelihood Exact*

Time	Status	X
3	1	4.9
4	0	5.3
5	1	5.9
5	1	4.5
6	1	6.1

Dalam Regresi Cox terdapat nilai skor yang merupakan eksponensial kombinasi linear dari variabel penjelas dengan koefisien regresi yang dinotasikan dengan $\psi(\text{psi})$. Sehingga perhitungan skor untuk masing-masing t adalah sebagai berikut:



Gambar 3.10 Ilustrasi Untuk *Partial Likelihood Exact*

$$t = 3, \psi(1) = \frac{\exp(4.9\beta)}{\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)}$$

$$t = 5, \psi(3) = \frac{\exp((5.9+4.5)\beta)}{\exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)}$$

$$t = 6, \psi(4) = \frac{\exp(6.1\beta)}{\exp(6.1\beta)}$$

Sehingga *Partial Likelihood Exact* untuk data ilustrasi ini dapat disusun sebagai berikut:

$$L(\beta_{\text{exact}}) = \psi(1) \times \psi(3) \times \psi(4)$$

$$L(\beta_{\text{exact}}) = \frac{\exp(4.9\beta)}{\exp(4.9\beta) + \exp(5.3\beta) + \exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)} \times \frac{\exp((5.9+4.5)\beta)}{\exp(5.9\beta) + \exp(4.5\beta) + \exp(6.1\beta)} \times \frac{\exp(6.1\beta)}{\exp(6.1\beta)}$$

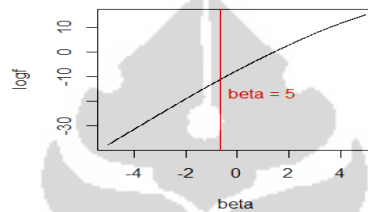
$$L(\beta_{\text{exact}}) = g \times h \times 1$$

Selanjutnya melakukan perhitungan dan pembuat kurva dengan bantuan *software R* 3.0.2, sehingga muncul tampilan berikut:

```
> g=exp(4.9*(beta))/(exp(4.9*(beta))+exp(5.3*(beta))+exp(5.9*(beta))+exp(4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> h=exp((5.9+4.5)*(beta))/(exp(5.9+4.5*(beta))+exp(6.1*(beta)))
> logf=log(g*h)
```

Gambar 3.11 Membuat Fungsi Log *Partial Likelihood Exact*

Setelah didapatkan nilai *loglikelihoodnya* selanjutnya menentukan nilai β , penentuan nilai β sebagai bilangan yang terletak diantara -5 dan 5 dengan jarak ketelitian 0,01. Selanjutnya membuat kurva berdasarkan fungsi $\log L(\beta_{exact})$ dan nilai β , sehingga terbentuk kurva sebagai berikut:



Gambar 3.12 Fungsi Log *Partial Likelihood Exact*.

Pada gambar 3.12 terlihat bahwa nilai parameter β yang memaksimumkan nilai *log partial likelihood exact* terletak pada $\beta = 5$ dengan nilai *log partial likelihood exact* $\log(L(5)) = 15.05589$. Kemudian nilai 5 inilah yang menjadi estimasi untuk parameter dalam Regresi Cox.

3.8 Pengujian Parameter

Dalam regresi *cox proportional hazard*, perlu dilakukan beberapa pengujian signifikansi parameter agar dapat diketahui apakah variabel bebas berpengaruh signifikan terhadap persamaan Regresi Cox yang terbentuk. Berikut beberapa pengujian yang dapat digunakan dalam pengujian signifikansi parameter yaitu :

a. Uji *Overall*

Uji *Overall* digunakan untuk mengetahui apakah satu atau beberapa parameter β_j sama dengan nol yang menyatakan bahwa satu atau beberapa parameter β_j tidak berpengaruh secara signifikan terhadap persamaan Regresi Cox *Proportional Hazard* yang terbentuk. Statistik uji yang digunakan mengikuti

distribusi *Chi-Square* dengan derajat bebas p (banyaknya variabel bebas). Secara keseluruhan, berikut merupakan rangkaian pengujian hipotesisnya :

i. Hipotesis

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

H_1 : minimal ada satu $\beta_j \neq 0$, dengan $j=1,2,\dots,k$

ii. Tingkat Signifikansi α

iii. Statistik Uji

$$G = -2 [\ln L_R - \ln L_f] \quad (3.9)$$

dengan, L_R merupakan log *partial likelihood* model tanpa variabel bebas, dan L_f merupakan log *partial likelihood* dari model yang terdiri dari p variabel bebas.

iv. Daerah Penolakan

H_0 ditolak jika nilai $G \geq \chi^2_{(\alpha; db=p)}$ atau nilai *p-value* $\leq \alpha$

Dimana, p merupakan banyaknya variabel bebas.

v. Kesimpulan

Jika H_0 ditolak, maka $\beta_j \neq 0$ yang mengindikasikan bahwa baik satu ataupun beberapa variabel bebas memberikan pengaruh secara signifikan terhadap waktu *survival* (variabel dependen).

b. Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk mengetahui variabel-variabel bebas apa saja yang berpengaruh secara signifikan. Statistik uji pada uji ini dinotasikan dengan z yang juga mengikuti distribusi *chi-square* dengan derajat bebas p , dan pengujian dengan β_j dimana $j=1,2,\dots,k$, berikut serangkaian pengujian hipotesisnya :

i. Hipotesis

$H_0: \beta_j = 0$ (Variabel bebas j tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1: \beta_j \neq 0$ (Variabel bebas j berpengaruh terhadap waktu lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. Tingkat Signifikansi α

iii. Statistik Uji

$$Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2 \quad (3.10)$$

iv. Daerah Penolakan

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(\alpha; db=p)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

v. Kesimpulan

Jika H_0 ditolak, maka $\beta_j \neq 0$ yang mengindikasikan bahwa kovariat yang diuji berpengaruh secara nyata terhadap waktu *survival* (variabel dependen).

3.9 Pemilihan Persamaan Akhir Regresi Cox *Proportional Hazard*

Dalam pemilihan persamaan akhir Regresi Cox *Proportional Hazard* menggunakan aturan *backward elimination*. Mula-mula memasukan semua variabel bebas pada persamaan model, kemudian dikeluarkan satu per satu berdasarkan nilai $p\text{-value}$ terbesar. Secara keseluruhan jika semua nilai $p\text{-value}$ dari setiap variabel yang masuk kedalam model sudah signifikan maka prosedur *backward* dihentikan.

Dalam menentukan model terbaik dari tiga metode yang ada, maka dapat dilihat dari nilai AIC (*Akaike's Information Criterion*) atau dari nilai *loglikelihood*nya. Dimana (Collet, 2003) menyatakan bahwa nilai AIC didapatkan dari persamaan berikut:

$$AIC = -2 \ln L + 2k \quad (3.11)$$

dengan, L merupakan fungsi *likelihood*, k merupakan banyaknya parameter β . Persamaan regresi terbaik adalah persamaan yang memiliki nilai AIC terkecil (Collet, 2003). Sementara nilai *loglikelihood* dapat diperoleh dari persamaan (3.9), dimana persamaan terbaik adalah persamaan yang memiliki nilai *loglikelihood* terbesar.

3.10 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard*

Kleinbaum dan Klein (2005) dalam Susenati (2015) menyatakan bahwa salah satu cara dalam melakukan pengecekan asumsi *proportional hazard* dapat dilakukan dengan melihat nilai *Goodnes of Fit* (GOF).

Metode penaksiran *Goodnes of Fit* ini menggunakan statistik uji dalam evaluasi asumsi *proportional hazard* sehingga lebih objektif dibandingkan dengan metode grafis. Statistik uji yang digunakan dalam metode ini adalah *schoenfeld* residuals. Dimana, *schoenfeld* residual ini merupakan sekumpulan nilai untuk masing-masing individu pada setiap kovariat dalam persamaan cox *proportional hazard*. Nilai *schoenfeld* residual dari kovariat ke- j untuk individu ke- i adalah sebagai berikut :

$$r_{ji} = \delta_i \{ X_{ji} - \hat{a}_{ji} \} \quad (3.12)$$

$$\text{dengan, } \hat{a}_{ji} = \frac{\sum_{l \in R(t_i)} X_{jl} \exp \hat{\beta} X_{li}}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp \hat{\beta} X_{li}}$$

dimana, δ_i menyatakan status individu yang bernilai 0 jika tersensor dan 1 jika tidak tersensor, x_{ji} merupakan nilai dari peubah penjelas ke- j , $j=1,2,\dots,p$, untuk individu ke- i , a_{ji} merupakan rata-rata terboboti dari peubah penjelas ke- j untuk individu dalam $R(t_i)$. Sementara (t_i) merupakan himpunan individu yang berisiko mengalami kejadian pada saat t_i .

Jika asumsi *proportional hazard* terpenuhi maka *schoenfeld* residual untuk kovariat tersebut tidak akan berkorelasi dengan peringkat waktu ketahanan. Adapun langkah-langkah pengujiannya adalah sebagai berikut :

- a. Mencari taksiran persamaan cox *proportional hazard* dan mencari residual *schoenfeld* pada masing – masing individu pada setiap kovariat.
- b. Membuat peubah yang menyatakan peringkat dari waktu ketahanan.
- c. Menguji korelasi antara variabel pada langkah pertama dan kedua dengan *schoenfeld residuals*, dimana hipotesis nol adalah korelasi antara *schoenfeld residuals* dan *rank* waktu ketahanan sama dengan nol. Penolakan hipotesis nol berarti asumsi *proportional hazard* tidak terpenuhi. Kleinbaum dan

Klein (2005), menyatakan bahwa ukuran yang digunakan untuk mengecek asumsi *proportional hazard* adalah nilai p , dimana dalam penelitian ini jika nilai $p < 0.05$ maka kovariat yang diuji tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.

3.11 Interpretasi Hazard Ratio (HR)

Persamaan regresi cox $h(t,x) = h_0 t \exp(\beta x)$ dapat diinterpretasikan sebagai *hazard ratio*. Dimana, Lasmini (2013) dalam (Lee, 1992) mengatakan bahwa *hazard ratio* mampu menunjukkan adanya penurunan atau peningkatan resiko individu yang dikenai perlakuan tertentu. Misalkan terdapat dua individu dengan karakteristik tertentu maka dari persamaan umum cox *proportional hazard* diperoleh formula untuk menduga *hazard rationya* sebagai berikut :

$$\begin{aligned} HR &= \frac{h_i(t)}{h_j(t)} \\ &= \frac{h_0(t) \exp(\beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi})}{h_0(t) \exp(\beta_1 X_{1j} + \beta_2 X_{2j} + \dots + \beta_p X_{pj})} \\ &= \exp\{\beta_1(X_{1i} - X_{1j}) + \dots + \beta_p(X_{pi} - X_{pj})\} \end{aligned} \quad (3.13)$$

Berkaitan dengan penggunaan variabel penjelas, dalam Regresi Cox secara umum cenderung menggunakan variabel kategorik. Lasmini dalam Allison (2010) menyatakan jika kovariat yang bersifat kuantitatif, lebih bermakna jika *hazardnya* dikurangi 1 dan dikalikan dengan 100% yang menyatakan perubahan presentase *hazard* penduga untuk penambahan satu unit peubah tersebut.

Sementara itu, terdapat 3 macam ketentuan tentang bertambahnya atau berkurangnya nilai *hazard*, yaitu sebagai berikut :

1. $\beta > 0$ maka semakin kecil nilai resiko seorang individu untuk mengalami kegagalan atau mengalami kematian.
2. $\beta < 0$ maka atau semakin kecil nilai resiko seorang individu untuk mengalami kegagalan atau mengalami kematian.
3. $\beta = 0$ maka besar resiko seseorang untuk hidup sama dengan besarnya resiko seseorang untuk mengalami kegagalan atau kematian.

BAB IV

METODOLOGI PENELITIAN

4.1 Populasi dan Sampel

Populasi dalam penelitian ini adalah seluruh bayi yang tercatat pada puskesmas Umbulharjo 1.

Sampel yang diambil dalam penelitian adalah bayi yang diberikan ASI Eksklusif dari bulan Januari sampai Desember 2016.

4.2 Tempat dan Waktu Penelitian

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diambil dari hasil pencatatan puskesmas Umbulharjo 1. Pengambilan data dilakukan pada tanggal 8 April 2017.

4.3 Variabel dan Definisi Operasional Variabel

a. ASI Eksklusif (Y)

ASI Eksklusif merupakan Air Susu Ibu yang diberikan kepada bayi sejak dilahirkan selama enam bulan, tanpa menambahkan dan/atau mengganti dengan makanan atau minuman lain (kecuali obat, vitamin, dan mineral).

Lama waktu pemberian ASI Eksklusif dalam penelitian ini mengikuti waktu pencatatan puskesmas Umbulharjo 1 yang diukur dalam lamanya waktu pemberian ASI dengan satuan bulan.

b. Status (Penyensoran)

Status dalam hal ini diartikan sebagai penyensor, dimana data dikatakan tersensor ketika bayi belum mendapatkan ASI eksklusif selama 6 bulan pada masa akhir penelitian, jika selama pemeriksaan posyandu dalam rentang penelitian telah memperoleh ASI Eksklusif maka data tersebut tidak mengalami penyensoran (tidak tersensor). Data tersensor dinotasikan dengan 0, dan data terobservasi dinotasikan dengan 1.

c. Jenis Kelamin (X_1)

Jenis kelamin menyatakan jenis kelamin dari individu bayi penerima ASI eksklusif. Angka 1 menyatakan jenis kelamin laki-laki dan 2 menyatakan jenis kelamin perempuan.

d. Umur Bayi (X_2)

Umur menyatakan usia bayi yang diukur dalam satuan bulan.

e. Berat Badan Bayi (X_3)

Berat badan bayi menyatakan berat bayi yang di timbang saat imunisasi pertama dan diukur dalam satuan kilogram.

f. Status Gizi berdasarkan Berat Badan (X_4)

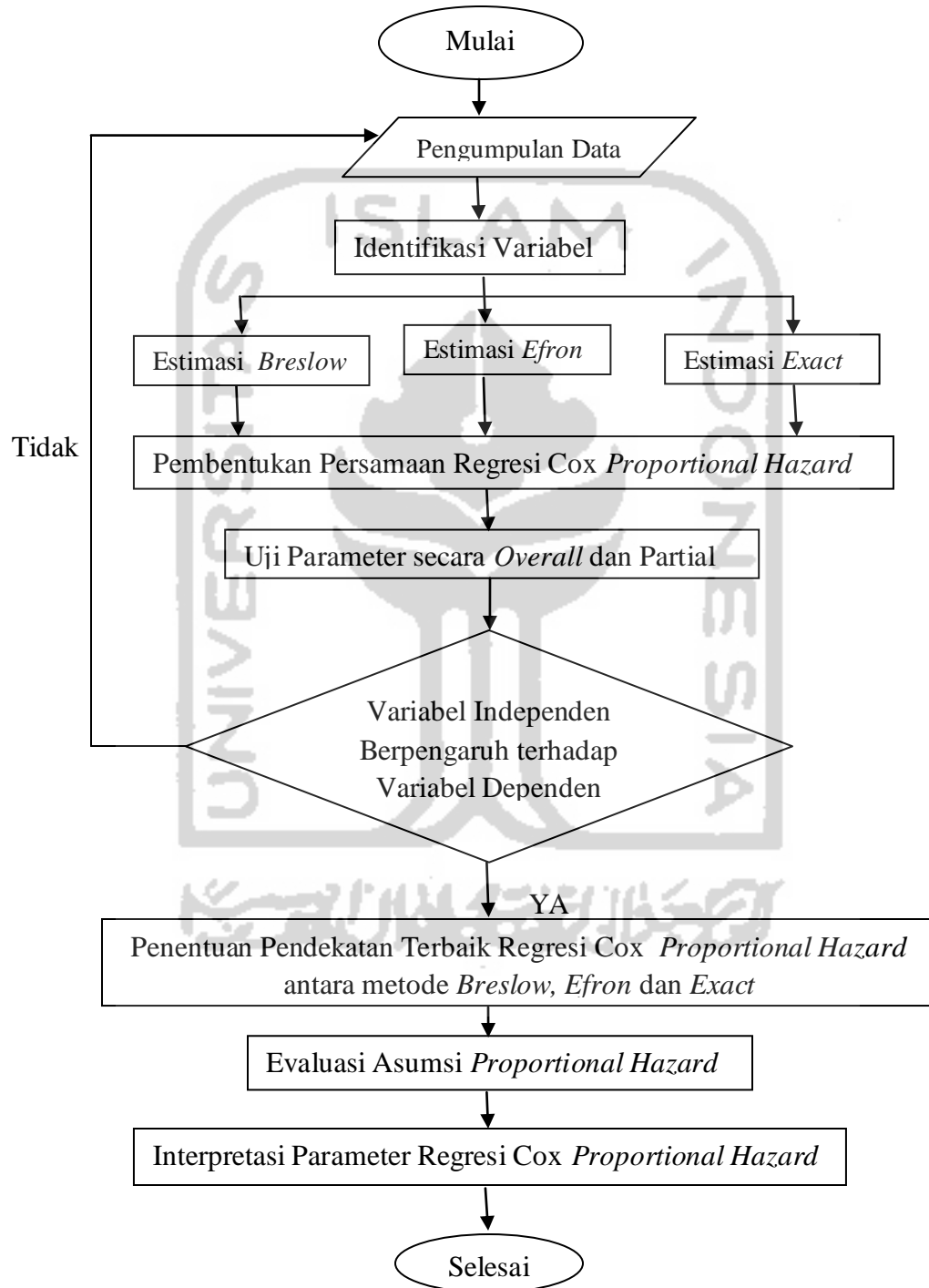
Status Gizi berdasarkan berat badan menyatakan penilaian dengan melihat perubahan berat badan pada saat pengukuran dilakukan, dalam penggunaannya memberikan gambaran keadaan kini. Dimana 1 menyatakan gizi kurang, 2 menyatakan gizi baik, dan 3 menyatakan gizi lebih.

4.4 Metode Analisis Data

Metode dalam penelitian ini adalah pendekatan regresi *cox proportional hazard* pada data kejadian bersama (*ties*) dengan menggunakan estimasi metode *breslow*, *efron* dan *exact* pada perhitungan parameter modelnya. Kemudian dari analisis regresi *cox proportional hazard* ini dapat digunakan untuk mengetahui faktor-faktor apa saja yang diduga mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif.

4.5 Alur Penelitian

Tahapan analisis pada penelitian ini adalah sebagai berikut :



Gambar 4.1 Bagan Tahapan Penelitian

BAB V

PEMBAHASAN

Pada bab ini, akan dibahas mengenai penerapan metode Regresi Cox *Proportional Hazard* pada kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif sehingga dapat diketahui faktor-faktor apa saja yang berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif. Dimana, perhitungan estimasi parameter regresi cox menggunakan metode *partial likelihood breslow*, *efron* dan *exact*. Dibahas juga penggunaan nilai AIC dan *loglikelihood* untuk menentukan persamaan cox mana yang terbaik antara metode *breslow*, *efron* dan *exact*.

5.1 Deskriptif Data

Data dalam penelitian ini adalah data lama waktu pemberian ASI eksklusif yang diperoleh dari puskesmas Umbulharjo 1 Kota Yogyakarta. Penelitian ini menggunakan konsep pemberian ASI secara eksklusif tanpa tambahan bantuan makanan lain selain ASI pada bayi yang berumur kurang dari 1 tahun. Dalam penelitian ini yang menjadi *failure event* dalam analisis *survival* kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif adalah kejadian ketika bayi memperoleh ASI selama 6 bulan. Sementara itu, sensor data yang digunakan adalah sensor selang (*interval censoring*) yang berarti bila bayi sampai pada masa pencatatan pemeriksaan posyandu terakhir belum mengalami *failure event* berarti waktunya dibatasi hanya sampai dengan berakhirnya masa pencatatan. Dimana sumber data yang digunakan adalah mulai dari bulan Januari hingga Desember 2016. Sementara batasan tersensor lama waktu pemberian ASI eksklusif adalah mulai dari pemberian ASI pertama hingga seberapa lama bayi memperoleh ASI eksklusif. Berikut penyebaran deskriptif data setiap variabel-variabel penjelas dapat dilihat pada Tabel 5.1.

Tabel 5.1 Penyebaran Pengamatan Tiap Karakteristik Variabel Penjelas

Variabel	Karakteristik	Jumlah
Jenis Kelamin	Laki-laki	19
	Perempuan	32
Umur	< 2 bulan	5
	3-6 bulan	19
	> 7 bulan	27
Berat Badan	< 4 kg	6
	4-6 kg	29
	> 6 kg	16
Status Gizi Berdasarkan Berat Badan	Gizi kurang	7
	Gizi Baik	38
	Gizi Lebih	6

Tabel 5.1 di atas menggambarkan observasi yang telah dilakukan. Sebanyak 19 bayi yang berjenis kelamin laki-laki dan sisanya 32 bayi berjenis kelamin perempuan. Bayi penerima ASI eksklusif yang berumur kurang dari 2 bulan sebanyak 5 bayi, 19 bayi berumur 3 sampai 6 bulan dan 27 bayi yang berumur lebih dari 7 bulan. Sebanyak 6 bayi memiliki berat badan kurang dari 4 kg, 29 bayi memiliki berat badan antara 4 sampai 6 kg dan 16 bayi memiliki berat badan lebih dari 6 kg. Bayi yang menerima ASI eksklusif yang berstatus gizi kurang sebanyak 7 bayi, bayi yang mempunyai status gizi kategorik gizi baik sebanyak 38 bayi dan sisanya bayi yang menerima ASI eksklusif dengan status gizi lebih sebanyak 6 bayi.

Adapun presentase deskriptif data variabel-variabel penjelas berdasarkan status penyensorannya dapat dilihat pada Tabel 5.2.

Tabel 5.2 Presentase Variabel Penjelas Berdasarkan Status Penyensoran

Variabel Penjelas		Tersensor (%)	Event (%)
Jenis Kelamin	Laki-laki	13	30
	Perempuan	21	36
Umur		43	57
Berat Badan		43	57
Status Gizi berdasarkan Berat Badan	Gizi Kurang	1	8
	Gizi Baik	41	42
	Gizi Lebih	1	7

Berdasarkan Tabel 5.2 dapat diketahui untuk masing-masing variabel penjelas beserta karakteristiknya mengenai nilai presentase berdasarkan total data pakai dalam penelitian ini. Dilihat dari variabel jenis kelamin yang berjenis kelamin laki-laki mengalami kejadian pemberian ASI eksklusif sebesar 30% dan sisanya tidak terobservasi. Sementara, untuk yang berjenis kelamin perempuan memiliki presentase kejadian memperoleh ASI eksklusif sebesar 36% dan sisanya tidak terobservasi. Begitu juga dengan variabel penjelas lainnya, memiliki interpretasi tersebut.

5.2 Estimasi Parameter Model Cox Regresi *Proportional Hazard*

Parameter β_j pada model cox merupakan parameter yang belum diketahui dan akan diduga menggunakan metode *maximum partial likelihood* estimasi *breslow*, *efron* dan *exact*.

5.2.1 Estimasi Parameter Cox Regresi *Proportional Hazard* dengan Metode *Breslow*

Estimasi parameter dengan metode *breslow* merupakan metode yang paling sederhana dibandingkan dengan metode *ties* lainnya. Selain itu metode ini memberikan hasil estimasi yang baik atau cukup tangguh pada data kejadian *ties* dengan ukuran kecil.

Berikut hasil estimasi parameter regresi cox dengan metode *breslow* berdasarkan perhitungan *software R 3.0.2* :

Tabel 5.3 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode *Breslow*

Variabel	<i>Coef</i>	<i>Exp (Coef)</i>	<i>SE (Coef)</i>	<i>Z</i>	<i>P</i>	Keputusan
X _{1(pr)}	-0.165	0.848	0.3434	-0.481	0.6300	$P\text{-value} > \alpha$: Gagal Tolak H ₀
X ₂	-0.319	0.727	0.0984	-3.242	0.0012	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀
X ₃	0.193	1.213	0.1109	1.740	0.0820	$P\text{-value} > \alpha$: Gagal Tolak H ₀
X _{4(gk)}	1.041	2.832	0.4832	2.154	0.0310	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀
X _{4(gl)}	0.969	2.637	0.4550	2.131	0.0330	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀

Dari hasil estimasi parameter metode *breslow* pada Tabel 5.3 dengan diasumsikan semua variabel independen berpengaruh terhadap model maka semua variabel dimasukkan pada persamaan umum regresi cox sehingga estimasi regresi cox dengan metode *breslow* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.165X_{1(pr)} - 0.319X_2 + 0.193X_3 + 1.041X_{4(gk)} + 0.969X_{4(gl)}) \quad (5.1)$$

Berdasarkan persamaan (5.1) maka langkah selanjutnya adalah menentukan model akhir yang dilakukan dengan eliminasi *backward*. Dari hasil perhitungan *software R 3.0.2* diperoleh persamaan model terbaik sebagai berikut :

Tabel 5.4 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode *Breslow*

Variabel	Coef	Exp (Coef)	SE (Coef)	Z	P	Keputusan
X ₂	-0.268	0.765	0.0916	-2.93	0.0034	P-value < α: Tolak H ₀
X _{4(gk)}	1.048	2.852	0.4215	2.49	0.0130	P-value < α: Tolak H ₀
X _{4(gl)}	0.895	2.448	0.4478	2.00	0.0460	P-value < α: Tolak H ₀

Dari Tabel 5.4 diketahui bahwa persamaan regresi cox akhir dengan menggunakan metode *breslow* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.268X_2 + 1.048X_{4(gk)} + 0.895X_{4(gl)}) \quad (5.2)$$

Untuk mengetahui apakah suatu persamaan regresi memiliki perubah penjelas yang berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon, maka perlu dilakukan uji kontribusi perubah yang meliputi pengujian berikut ini :

a. Uji *Overall*

Awalnya semua variabel penjelas diuji secara bersama-sama, untuk mengetahui apakah semua variabel penjelas yang masuk model berpengaruh terhadap variabel respon. Pengujian *overall* menggunakan *likelihood ratio* yang statistik ujinya mengikuti distribusi *chi-square*, rangkaian pengujianya sebagai berikut :

i. **Hipotesis**

$H_0 : \beta_{1(pr)} = \beta_2 = \beta_3 = \beta_{4(gk)} = \beta_{4(gl)} = 0$ (variabel independen tidak berpengaruh terhadap model)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_i \neq 0, 1, 2, 3, 4, 5$ (variabel independen berpengaruh terhadap model)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $G = -2[\ln L_R - \ln L_F]$

$$G = -2 \times [(-210.1779) - (-200.4445)] = 19.466$$

Dimana H_0 ditolak jika nilai $G \geq X^2_{0.05;5}$ atau $p\text{-value} < \alpha = 0.05$

iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai *likelihood ratio* (G) sebesar 19.466 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai *p-value* sebesar 0.00157 sementara nilai $X^2_{0.05;5}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 9.488. Dengan demikian, nilai $G = 19.466 \geq X^2_{0.05;5} = 9.488$ dan $p = 0.00157 < \alpha = 0.05$, sehingga tolak H_0 .

v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen yang meliputi $X_{1(pr)}$, X_2 , X_3 , $X_{4(gk)}$, $X_{4(gl)}$, berpengaruh terhadap model yang terbentuk.

b. Uji Parsial

Dilihat dari hasil model akhir pada uji *overall* menunjukkan bahwa baik satu maupun semua peubah penjelas berpengaruh secara signifikan terhadap variabel respon. Dengan demikian, langkah selanjutnya perlu dilakukan uji peubah tunggal guna mengetahui apakah peubah penjelas tersebut benar-benar memberikan pengaruh secara signifikan terhadap peubah respon. Maka rangkaian uji hipotesis untuk masing-masing peubah penjelas sebagai berikut:

1. Variabel Umur

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_2=0$ (variabel umur bayi tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_2 \neq 0$ (variabel umur bayi berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{-0.268}{0.0916(-0.268)}\right)^2 = 119.18$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;3)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 119.18 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai $p\text{-value}$ sebesar 0.0034 sementara nilai $\chi^2_{0.05;3}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 5.991. Dengan demikian, nilai $Z^2=119.18 \geq \chi^2_{0.05;3}=5.991$ dan $p=0.0034 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen X_2 atau yang menyatakan hubungan bayi dengan umur ternyata berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

2. Variabel Status Gizi Kurang berdasarkan Berat Badan

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_{4(gk)}=0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(gk)} \neq 0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{1.048}{0.4215(1.048)}\right)^2 = 5.628$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 5.628 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai $p\text{-value}$ sebesar 0.0130 sementara nilai $\chi^2_{0.05;2}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 3.84. Dengan demikian, nilai $Z^2=5.628 \geq \chi^2_{0.05;3}=3.84$ dan $p= 0.0130 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(gk)}$ atau yang menyatakan hubungan bayi dengan berat badan ternyata berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

3. Variabel Status Gizi Lebih berdasarkan Berat Badan

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_{4(gl)}=0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(gzilebih)} \neq 0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{0.895}{0.4478(0.895)}\right)^2 = 4.98$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 4.98 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai p -value sebesar 0.0460 sementara nilai $X^2_{0.05;2}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 3.84. Dengan demikian, nilai $Z^2=4.98 \geq X^2_{0.05;2}=3.84$ dan $p=0.0460 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .
- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(gl)}$ atau yang menyatakan hubungan bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan ternyata berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

5.2.2 Estimasi Parameter Cox Regresi *Proportional Hazard* dengan Metode *Efron*

Metode *efron* merupakan salah satu metode yang juga digunakan untuk menghitung parameter regresi cox pada data kejadian bersama selain metode *breslow*. Metode *efron partial likelihood* ini cocok untuk mengatasi data kejadian bersama dalam ukuran kecil juga besar, berdeda dengan metode sebelumnya yang lebih cocok untuk mengatasi data kejadian bersama dengan ukuran kecil.

Berdasarkan hasil estimasi parameter regresi cox dengan metode *efron* yang dihitung menggunakan bantuan *software R 3.0.2* sebagai berikut :

Tabel 5.5 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode *Efron*

Variabel	Coef	Exp (Coef)	SE (Coef)	Z	P	Keputusan
$X_{1(pr)}$	-0.185	0.831	0.3456	-0.53	0.59000	P -value $> \alpha$: Gagal Tolak H_0
X_2	-0.337	0.714	0.0988	-3.41	0.00065	P -value $< \alpha$: Tolak H_0
X_3	0.209	1.232	0.1098	1.90	0.05700	P -value $> \alpha$: Gagal Tolak H_0
$X_{4(gk)}$	1.321	3.747	0.4881	2.70	0.00680	P -value $< \alpha$: Tolak H_0
$X_{4(gl)}$	1.066	2.903	0.4515	2.36	0.01800	P -value $< \alpha$: Tolak H_0

Dari hasil estimasi parameter regresi cox pada Tabel 5.5 diasumsikan semua variabel independen berpengaruh terhadap model, maka semua variabel dimasukan pada persamaan umum regresi cox sehingga estimasi persamaan regresi cox dengan metode *efron* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.185X_{1(pr)} - 0.337X_2 + 0.209X_3 + 1.321X_{4(gk)} + 1.066X_{4(gl)}) \quad (5.3)$$

Setelah terbentuk model awal berdasarkan persamaan (5.3), maka langkah selanjutnya adalah menentukan model cox terbaik dari metode *efron*. Dimana penentuan model terbaik dilakukan dengan aturan *eliminasi backward*. Berdasarkan perhitungan *software R 3.0.2* maka diperoleh model terbaik sebagai berikut :

Tabel 5.6 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode *Efron*

Variabel	Coef	Exp (Coef)	SE (Coef)	Z	P	Keputusan
X ₂	-0.348	0.706	0.0966	-3.61	0.0003	P-value < α: Tolak H ₀
X ₃	0.220	1.246	0.1075	2.05	0.0410	P-value < α: Tolak H ₀
X _{4(gk)}	1.444	4.236	0.4336	3.33	0.0008	P-value < α: Tolak H ₀
X _{4(gl)}	1.036	2.819	0.4471	2.32	0.0200	P-value < α: Tolak H ₀

Dari Tabel 5.6 di atas dapat diketahui bahwa persamaan regresi cox akhir dengan menggunakan metode *efron* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.348X_2 + 0.220X_3 + 1.444X_{4(gk)} + 1.036X_{4(gl)}) \quad (5.4)$$

Untuk mengetahui apakah suatu persamaan regresi memiliki perubahan penjelas yang berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon, maka perlu dilakukan uji kontribusi peubah yang meliputi pengujian berikut ini :

a. Uji *Overall*

Awalnya semua variabel penjelas diuji secara bersama-sama, untuk mengetahui apakah semua variabel penjelas yang masuk model berpengaruh terhadap variabel respon. Pengujian *overall* menggunakan *likelihood ratio*

yang statistik ujinya mengikuti distribusi *chi-square*, rangkaian pengujiannya sebagai berikut :

i. **Hipotesis**

$H_0 : \beta_{1(pr)} = \beta_2 = \beta_3 = \beta_{4(gk)} = \beta_{4(gl)} = 0$ (variabel independen tidak berpengaruh terhadap model)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_i \neq 0, 1, 2, 3, 4, 5$ (variabel independen berpengaruh terhadap model)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji : $G = -2[\ln L_R - \ln L_F]$**

$$G = -2 \times [(-200.9289) - (-189.5104)] = 22.8$$

Dimana H_0 ditolak jika nilai $G \geq X^2_{0.05;5}$ atau $p\text{-value} < \alpha = 0.05$

iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai *likelihood ratio* (G) sebesar 22.8 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai *p-value* sebesar 0.000363 sementara nilai $X^2_{0.05;5}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 9.488. Dengan demikian, nilai $G=22.8 \geq X^2_{0.05;5}=9.488$ dan $p= 0.000363 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen yang meliputi $X_{1(pr)}$, X_2 , X_3 , $X_{4(gk)}$, $X_{4(gl)}$, berpengaruh terhadap model yang terbentuk.

b. Uji Parsial

Dilihat dari hasil model akhir pada uji *overall* menunjukkan bahwa baik satu maupun semua peubah penjelas berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon. Dengan demikian, langkah selanjutnya perlu dilakukan uji peubah tunggal guna mengetahui apakah peubah penjelas tersebut benar-benar memberikan pengaruh secara nyata terhadap peubah respon. Maka rangkaian uji hipotesis untuk masing-masing peubah penjelas sebagai berikut:

1. Variabel Umur

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_2=0$ (variabel umur tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_2 \neq 0$ (variabel umur berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{-0.348}{0.0966(-0.348)}\right)^2 = 107.16$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;4)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 107.16 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai $p\text{-value}$ sebesar 0.0003 sementara nilai $X^2_{0.05;4}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 7.815. Dengan demikian, nilai $Z^2=107.16 \geq X^2_{0.05;4}=7.815$ dan $p= 0.0003 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen X_2 atau variabel umur berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

2. Variabel Berat Badan

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_3=0$ (variabel berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_3 \neq 0$ (variabel berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{0.220}{0.1075 \times 0.220}\right)^2 = 86.53$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;3)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

- iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 86.53 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai $p\text{-value}$ sebesar 0.0410 sementara nilai $\chi^2_{0.05;3}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 5.991. Dengan demikian, nilai $Z^2=86.53 \geq \chi^2_{0.05;3}=5.991$ dan $p=0.0410 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .
- v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen X_3 atau variabel berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

3. Variabel Status Gizi Kurang Berdasarkan Berat Badan

i. **Hipotesis :**

$H_0 : \beta_{4(\text{gk})}=0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(\text{gk})} \neq 0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :** $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{1.444}{0.4336 \times 1.444}\right)^2 = 5.3188$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

- iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 5.3188 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai $p\text{-value}$ sebesar 0.0008 sementara nilai $\chi^2_{0.05;2}$

pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 3.84. Dengan demikian, nilai $Z^2=5.3188 \geq X^2_{0.05;2}=3.84$ dan $p=$ sebesar $0.0008 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(gk)}$ atau variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

4. Variabel Status Gizi Lebih Berdasarkan Berat Badan

i. Hipotesis :

$H_0 : \beta_{4(gl)}=0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(gl)} \neq 0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. Tingkat signifikansi (α) = 0.05

iii. Statistik uji : $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{1.036}{0.4471 \times 1.036}\right)^2 = 5.00$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai *p-value* $\leq \alpha$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 5.00 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai *p-value* sebesar 0.020 sementara nilai $X^2_{0.05;2}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 3.84. Dengan demikian, nilai $Z^2=5.00 \geq X^2_{0.05;2}=3.84$ dan $p= 0.020 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(gl)}$ atau yang menyatakan hubungan bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

5.2.3 Estimasi Parameter Cox Regresi *Proportional Hazard* dengan Metode *Exact*

Metode *exact* merupakan metode estimasi parameter pada regresi cox untuk data kejadian *ties*. Metode ini sama halnya dengan metode *efron* yang mampu mengatasi *ties* dengan ukuran kecil maupun besar, namun pada metode *exact* sendiri mampu menghasilkan nilai estimasi yang baik karena nilai bias yang dihasilkan mendekati nol sehingga sangat cocok digunakan jika dibandingkan dengan metode lainnya yang rata-rata memiliki bias yang besar, ketika ditemukan banyak data *ties*.

Berdasarkan hasil estimasi parameter regresi cox dengan metode *exact* yang dihitung menggunakan bantuan *software R 3.0.2* sebagai berikut:

Tabel 5.7 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox dengan Metode *Exact*

Variabel	<i>Coef</i>	<i>Exp (Coef)</i>	<i>SE (Coef)</i>	<i>Z</i>	<i>P</i>	Keputusan
X _{1(pr)}	-0.290	0.748	0.440	-0.658	0.5100	P-value > α: Gagal Tolak H ₀
X ₂	-0.426	0.653	0.117	-3.630	0.0002	P-value < α: Tolak H ₀
X ₃	0.276	1.317	0.144	1.914	0.0560	P-value > α: Gagal Tolak H ₀
X _{4(gk)}	1.565	4.781	0.648	2.415	0.0160	P-value < α: Tolak H ₀
X _{4(gl)}	1.509	4.523	0.640	2.357	0.0180	P-value < α: Tolak H ₀

Dari hasil estimasi parameter regresi cox pada Tabel 5.7 di atas diasumsikan semua variabel independen berpengaruh terhadap model, maka semua variabel dimasukkan pada persamaan umum regresi cox sehingga estimasi persamaan regresi cox dengan metode *exact* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.290X_{1(pr)} - 0.426X_2 + 0.276X_3 + 1.565X_{4(gk)} + 1.509X_{4(gl)}) \quad (5.5)$$

Berdasarkan persamaan (5.5), maka langkah selanjutnya adalah menentukan model cox terbaik dari metode *exact*. Dimana penentuan model terbaik dilakukan dengan aturan *eliminasi backward*. Berdasarkan perhitungan *software R 3.0.2* maka diperoleh model terbaik sebagai berikut :

Tabel 5.8 Hasil Estimasi Parameter Regresi Cox Akhir dengan Metode *Exact*

Variabel	<i>Coef</i>	<i>Exp (Coef)</i>	<i>SE (Coef)</i>	Z	P	Keputusan
X ₂	-0.442	0.643	0.115	-3.83	0.00013	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀
X ₃	0.288	1.334	0.143	2.02	0.04300	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀
X _{4(gk)}	1.740	5.699	0.592	2.94	0.00330	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀
X _{4(gl)}	1.498	4.474	0.643	2.33	0.02000	$P\text{-value} < \alpha$: Tolak H ₀

Dari Tabel 5.8 di atas dapat diketahui bahwa persamaan regresi cox akhir dengan menggunakan metode *exact* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.442X_2 + 0.288X_3 + 1.740X_{4(gk)} + 1.498X_{4(gl)}) \quad (5.6)$$

Untuk mengetahui apakah suatu persamaan regresi memiliki perubahan penjelas yang berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon, maka perlu dilakukan uji kontribusi peubah yang meliputi pengujian berikut ini :

a. Uji *Overall*

Awalnya semua variabel penjelas diuji secara bersama-sama, untuk mengetahui apakah semua variabel penjelas yang masuk model berpengaruh terhadap variabel respon. Pengujian *overall* menggunakan *likelihood ratio* yang statistik ujinya mengikuti distribusi *chi-square*, rangkaian pengujiannya sebagai berikut :

i. **Hipotesis**

H₀ : $\beta_{1(pr)} = \beta_2 = \beta_3 = \beta_{4(gk)} = \beta_{4(gl)} = 0$ (variabel independen tidak berpengaruh terhadap model)

H₁ : minimal ada satu $\beta_i \neq 0, 1, 2, 3, 4, 5$ (variabel independen berpengaruh terhadap model)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji : $G = -2[\ln L_R - \ln L_F]$**

$$G = -2[-103.10538 - -89.56728] = 27.076$$

Dimana H₀ ditolak jika nilai $G \geq X^2_{0.05;5}$ atau $p\text{-value} < \alpha = 0.05$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai *likelihood ratio* (G) sebesar 27.076 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai *p-value* sebesar 0.0000551 sementara nilai $X^2_{0.05;5}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 9.488. Dengan demikian, nilai $G=27.076 \geq X^2_{0.05;5}=9.488$ dan $p=0.0000551 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .
- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen yang meliputi $X_{1(pr)}$, X_2 , X_3 , $X_{4(gk)}$, $X_{4(gl)}$, berpengaruh terhadap model yang terbentuk.

b. Uji Parsial

Dilihat dari hasil model akhir pada uji *overall* menunjukkan bahwa baik satu maupun semua peubah penjelas berpengaruh secara signifikan terhadap variabel respon. Dengan demikian, langkah selanjutnya perlu dilakukan uji peubah tunggal guna mengetahui apakah peubah penjelas tersebut benar-benar memberikan pengaruh secara signifikan terhadap peubah respon. Maka rangkaian uji hipotesis untuk masing-masing peubah penjelas sebagai berikut:

1. Variabel Umur

i. **Hipotesis** :

H_0 : $\beta_2=0$ (variabel umur tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

H_1 : $\beta_2 \neq 0$ (variabel umur berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α)** = 0.05

iii. **Statistik uji** : $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{-0.442}{0.115(-0.442)} \right)^2 = 75.61$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;4)}$ atau nilai *p-value* $\leq \alpha$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 75.61 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai p -value sebesar 0.00013 sementara nilai $X^2_{0.05;4}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 7.815. Dengan demikian, nilai $Z^2=75.61 \geq X^2_{0.05;4}=7.815$ dan $p= 0.00013 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .
- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen X_2 atau variabel umur berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

2. Variabel Berat Badan

i. Hipotesis :

$H_0 : \beta_3=0$ (variabel berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_3 \neq 0$ (variabel berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. Tingkat signifikansi (α) = 0.05

iii. Statistik uji : $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)}\right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{0.288}{0.143 \times 0.288}\right)^2 = 48.90$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;3)}$ atau nilai p -value $\leq \alpha$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan statistik uji diperoleh nilai Z^2 sebesar 48.90 dan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai nilai p -value sebesar 0.04300 sementara nilai $X^2_{0.05;3}$ pada tabel distribusi *chi-kuadrat* diperoleh sebesar 5.991. Dengan demikian, nilai $Z^2=48.90 \geq X^2_{0.05;3}=5.991$ dan $p= 0.04300 < \alpha=0.05$, sehingga tolak H_0 .

- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen X_3 atau variabel berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

3. Variabel Status Gizi Kurang Berdasarkan Berat Badan

i. **Hipotesis** :

$H_0 : \beta_{4(gk)}=0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(gk)} \neq 0$ (variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α)** = 0.05

iii. **Statistik uji** : $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{1.740}{0.592 \times 1.740} \right)^2 = 2.8533$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

- iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai $p\text{-value } X_{4(gk)}$ sebesar 0.00330. Dengan demikian, nilai $p=0.00330 < \alpha=0.05$, maka tolak H_0 .

- v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(gk)}$ atau variabel status gizi kurang berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

4. Variabel Status Gizi Lebih Berdasarkan Berat Badan

i. **Hipotesis** :

$H_0 : \beta_{4(gl)}=0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan tidak berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

$H_1 : \beta_{4(\text{gl})} \neq 0$ (variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif)

ii. **Tingkat signifikansi (α)** = 0.05

iii. **Statistik uji** : $Z^2 = \left(\frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \right)^2$

$$Z^2 = \left(\frac{1.498}{0.643 \times 1.498} \right)^2 = 2.418$$

H_0 ditolak jika nilai $Z^2 \geq \chi^2_{(0.05;2)}$ atau nilai $p\text{-value} \leq \alpha$

iv. **Keputusan** : berdasarkan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai $p\text{-value } X_{4(\text{gl})}$ sebesar 0.02000. Dengan demikian, nilai $p=0.02000 < \alpha=0.05$, maka tolak H_0 .

v. **Kesimpulan** : dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen $X_{4(\text{gl})}$ atau variabel status gizi lebih berdasarkan berat badan berpengaruh terhadap lama waktu pemberian ASI eksklusif.

5.3 Pemilihan Model Terbaik Regresi Cox *Proportional Hazard* dengan Metode *Breslow, Efron, dan Exact*

Berdasarkan hasil perhitungan dengan menggunakan bantuan *software R 3.0.2* maka nilai AIC dan *loglikelihood* dapat dilihat pada tabel berikut ini :

Tabel 5.9 Nilai AIC dan *Loglikelihood*

Metode	AIC	<i>Loglikelihood</i>
<i>Breslow</i>	410.5729	15.78
<i>Efron</i>	387.3006	22.56
<i>Exact</i>	187.5638	26.65

Dilihat dari hasil Tabel 5.9 di atas, model regresi cox *proportional hazard* dengan pendekatan metode *breslow, efron* dan *exact* yang memiliki nilai AIC semakin kecil maka akan semakin baik model yang dihasilkan, model regresi cox *proportional hazard* dengan pendekatan *exact partial likelihood* lebih unggul dalam

membentuk model terbaik, hal ini berdasarkan nilai AIC yang dihasilkan lebih kecil dibandingkan dengan pendekatan *breslow* dan *efron*. Begitu pula ditinjau dari segi nilai *loglikelihood*-nya, semakin besar nilai *loglikelihood* akan semakin baik mengevaluasi nilai koefisien regresi yang dihasilkan. Berdasarkan hasil analisis, metode *exact* memiliki nilai *loglikelihood* yang lebih besar dari pada metode *breslow* dan *efron*, hal ini berarti nilai koefisien regresi yang dihasilkan metode *exact* lebih baik dari pada nilai koefisien regresi yang dihasilkan oleh metode *breslow* dan *efron*. Sehingga model regresi *cox proportional hazard* yang paling baik adalah model dengan metode *exact*.

5.4 Pengujian Asumsi *Proportional Hazard*

Pengujian asumsi *proportional hazard* sangatlah penting karena untuk mengetahui rasio fungsi *hazard* dari dua individu konstan dari waktu ke waktu atau ekuivalen dengan pernyataan bahwa fungsi *hazard* suatu individu terhadap fungsi *hazard* individu yang lain adalah *proportional*. Pengujian asumsi *proportional hazard* dapat dilakukan dengan menggunakan metode *Goodness of Fit*. Metode ini menggunakan uji statistik dalam memeriksa asumsi *proportional hazard* pada suatu peubah sehingga lebih objektif dibandingkan dengan metode lainnya. Salah satu yang dapat digunakan dalam metode ini adalah nilai residual *schoenfeld*. Berikut perhitungan residual *schoenfeld* dengan bantuan *software R 3.0.2* sehingga diperoleh hasil pengaruh waktu *survival* dari masing-masing variabel.

Tabel 5.10 Nilai Residual *Schoenfeld*

Variabel	<i>P-value</i>	Keputusan
X ₂	0.0896	<i>P-value</i> > α : Gagal Tolak H ₀
X ₃	0.1299	<i>P-value</i> > α : Gagal Tolak H ₀
X _{4gk}	0.9885	<i>P-value</i> > α : Gagal Tolak H ₀
X _{4gl}	0.6131	<i>P-value</i> > α : Gagal Tolak H ₀

Berdasarkan Tabel 5.10 dapat diketahui serangkaian uji hipotesis untuk mengetahui bahwa semua variabel independen yang diduga mempengaruhi lama waktu pemberian ASI eksklusif dengan model *cox proportional hazard* memenuhi asumsi *proportional* atau tidak. Berikut rangkaian pengujian hipotesisnya:

i. **Hipotesis :**

$H_0 : p=0$ (asumsi *proportional hazard* terpenuhi)

$H_1 : p \neq 0$ (asumsi *proportional hazard* tidak terpenuhi)

ii. **Tingkat signifikansi (α) = 0.05**

iii. **Statistik uji :**

Variabel	<i>P-value</i>
X_2	0.0896
X_3	0.1299
X_{4gk}	0.9885
X_{4gl}	0.6131

iv. **Keputusan :** berdasarkan perhitungan dengan menggunakan *software R 3.0.2* diperoleh nilai *p-value* untuk masing-masing kovariat lebih besar dari $\alpha=0.05$ sehingga keputusan yang diambil untuk masing-masing kovariat gagal tolak H_0 .

v. **Kesimpulan :** dengan menggunakan α sebesar 0.05 dan berdasarkan keputusan yang diperoleh maka variabel independen yang meliputi X_2 , X_3 , $X_{4(gk)}$, $X_{4(gl)}$ atau variabel umur, berat badan, status gizi kurang dan status gizi lebih memenuhi asumsi *proportional hazard*.

5.5 Interpretasi Parameter Regresi Cox Proportional Hazard

Berdasarkan uji log *partial likelihood* dan pengujian asumsi *proportional hazard* disimpulkan bahwa model akhir *cox proportional hazard* yang dihasilkan dengan metode *exact* sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.442X_2 + 0.288X_3 + 1.740X_{4(gk)} + 1.498X_{4(gl)}) \quad (5.9)$$

Berdasarkan persamaan (5.9) terlihat bahwa nilai $\exp(\beta_j)$ menunjukkan pengaruh variabel terikat terhadap fungsi *hazard* sebagai berikut :

- a. Setiap bertambahnya umur (X_2) bayi maka akan mengurangi kesempatan bayi memperoleh ASI eksklusif yang ditunjukkan dari nilai koefisien peubah pada model memberi pengaruh negatif. Nilai *hazard* rasio peubah ini sebesar 0.643, maka bertambahnya umur mengakibatkan risiko bayi memperoleh ASI eksklusif semakin kecil, yaitu $[(0.643-1)*100\%] = 35.7\%$.
- b. Setiap bertambahnya berat badan (X_3) bayi maka akan menambah kesempatan bayi memperoleh ASI eksklusif yang ditunjukkan dari nilai koefisien peubah pada model memberi pengaruh positif. Nilai *hazard* rasio peubah ini sebesar 1.334 kali, maka bertambahnya berat badan memberikan kesempatan bayi memperoleh ASI eksklusif semakin besar.
- c. Dengan status gizi berdasarkan berat badan sebagai referensinya, maka dapat dikatakan bahwa jika $X_{4(gk)}$ mewakili bayi dengan status gizi kurang berdasarkan berat badan memiliki pengaruh positif. Dilihat dari nilai rasio *hazard* peubah ini menyatakan bahwa bayi dengan status gizi kurang berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 5.699 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik.
- d. Dengan status gizi berdasarkan berat badan sebagai referensinya, maka dapat dikatakan bahwa jika $X_{4(gl)}$ mewakili bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan memiliki pengaruh positif. Dilihat dari nilai rasio *hazard* peubah ini menyatakan bahwa bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 4.474 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik.

BAB VI KESIMPULAN DAN SARAN

6.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis dan pembahasan diperoleh kesimpulan sebagai berikut :

1. Persamaan Regresi Cox *Proportional Hazard* terbaik dalam penerapan data kejadian bersama (*ties*) pada kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1 adalah dengan metode *partial likelihood exact*.
2. Faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan dalam kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif adalah umur, berat badan, status gizi kurang dan status gizi lebih berdasarkan berat badan. Model Regresi Cox *Proportional Hazard* yang terbentuk yaitu sebagai berikut :

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(-0.442X_2 + 0.288X_3 + 1.740X_{4(gk)} + 1.498X_{4(gl)})$$

dengan interpretasi fungsi *hazard* yaitu :

- a. Setiap bertambahnya umur bayi mengakibatkan risiko bayi memperoleh ASI eksklusif semakin kecil.
- b. Setiap bertambahnya berat badan bayi memberikan kesempatan bayi memperoleh ASI eksklusif semakin besar.
- c. Risiko bayi yang memiliki status gizi kurang berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 5.699 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik dan bayi dengan status gizi lebih berdasarkan berat badan memiliki kesempatan memperoleh ASI eksklusif lebih besar 4.474 kali dibandingkan dengan bayi yang status gizinya baik.

6.2 Saran

Berdasarkan kesimpulan yang diperoleh dari analisis maka, saran yang dapat diberikan adalah sebagai berikut :

1. Melalui hasil penelitian ini, untuk penelitian selanjutnya agar dapat mengembangkan penelitian menggunakan analisis yang lebih kompleks dengan cara menambah variabel terkait dengan ibu bayi sehingga dapat mengetahui faktor lain selain faktor pada bayi.
2. Penerapan analisis survival dalam penelitian ini diharapkan dapat menjadi bahan pertimbangan bagi para ibu yang tengah menyusui bayinya mengenai pentingnya pemberian ASI eksklusif yang berpengaruh terhadap perkembangan bayi.
3. Bagi peneliti selanjutnya perlu menambah beberapa sampel puskesmas agar penelitian yang dilakukan dapat mewakili Kota Yogyakarta menggambarkan faktor-faktor yang berpengaruh terhadap kasus lama waktu pemberian ASI eksklusif.

DAFTAR PUSTAKA

- Amalia, L.Y. 2009. *Pemberian ASI Segera Pada Bayi Baru Lahir*. Kesmas, Jurnal Kesehatan Masyarakat Nasional Vol 3, No. 4, Februari 2009.
- Arintasari, F. 2016. *Faktor-Faktor Yang Berhubungan Dengan Pemberian ASI Eksklusif Di Puskesmas Tegalrejo Yogyakarta Tahun 2015*. Vol XI Nomor 2 April 2016- Jurnal Medika Respati.
- Bain, L.J dan Engelhardt, M. 1991. *Introduction To Probability And Mathematical Statistics Second Edition*. California: Bermont Duxbury Press.
- BPS, BKKBN, Depkes. 2012. *Survei Demografi dan Kesehatan Indonesia*. Jakarta: BPS, 2013.
- Cahyadi, W. 2007. *Analisis Dan Aspek Kesehatan Bahan Tambahan Pangan*. Bumi aksara: Jakarta.
- Collet, D. 2003. *Test In Statistical Science : Modelling Survival Data In Medical Research Second Edition*. USA : Chapman dan Hall.
- Dinas Kesehatan, Provinsi DIY. 2016. *Profil Kesehatan Provinsi DIY 2016*. Dinas Kesehatan Provinsi DIY: Yogyakarta.
- Dinas Kesehatan, Kota Yogyakarta. 2016. *Profil Kesehatan Tahun 2015 Kota Yogyakarta*. Dinas Kesehatan Kota Yogyakarta:Yogyakarta.
- Departemen Kesehatan RI. 2012. *Profil Kesehatan Republik Indonesia Tahun 2012*. Dinas Kesehatan RI: Jakarta
- Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur. 2014. *Profil Kesehatan Provinsi Jawa Timur Tahun 2014*. Dinas Kesehatan Provinsi Jawa Timur : Jawa Timur.
- Gayatri, D. 2005. *Mengenal Analisis Ketahanan (Survival Analysys)*. Jurnal Keperawatan Indonesia, Vol 9, No. 1, Maret 2005;36-40
- Hubertin S.P. 2003. *Konsep Penerapan Asi Eksklusif EGC 5,6*. Jurnal E Clinic (Ecl) Vol 2 No 2 Juli 2014.
- Hurlock, B.E. 2002. *Psikologi Perkembangan 5th*. Edition erlanga: Jakarta.

- Iskandar, B.M. 2015. *Model Cox Proportional Hazard Pada Kejadian Bersama*. Skripsi Departemen Matematika, Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Negeri Yogyakarta.
- Kamal, I. 2015. *Analisis Lama Kambuh Pasien Hipertensi Dengan Sensor Tipe III Menggunakan Regresi Cox Kegagalan Proporsional*. Skripsi. Jurusan Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro.
- Kementrian Kesehatan RI. 2016. *Profil Kesehatan Indonesia Tahun 2015*. Jakarta: Kemenkes RI: Jakarta.
- Khairunnayah. 2004. *Pemberian Air Susu Ibu Eksklusif Ditinjau Dari Hubungan Pengetahuan Dan Sikap Dengan Pemberian ASI Eksklusif*. Jurnal vol 10 No XIX Oktober 2008- Februari 2009 Hal 85.
- Kleinbaum, D.G dan Klein, M. 2005. *Survival Analysis : A Self-Learning Text Second Edition*. New York : Springer.
- Kleinbaum, D.G dan Klein, M. 2012. *Computer Appendix : Survival Analysis On The Computer*. New York : Springer.
- Klein, J.P. dan Moeschberger, M.L. 2003. *Survival Analysis Techniques For Censored Dan Truncated Data Second Edition*. New York : Springer-Verlag.
- Lasmini, N. 2013. *Model Regresi Cox Dengan Hazard Tak Proportional Dan Aplikasinya Pada Waktu Ketahanan Pengguna Narkoba*. Skripsi Departemen Matematika, Fakultas Matematika Dan Ilmu Pengetahuan Alam Institute Pertanian Bogor: Bogor.
- Lawless, J.F. 1982. *Statistical Model and Methods for Lifetime Data*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Lee, E.T dan Wang, J.W. 2003. *Statistical Methods For Survival Data Analysis*. Third Edition :Wiley Interscience.
- Mitra. 2010. *Faktor-Faktor Yang Berhubungan Dengan Kelungungan Pemberian ASI Eksklusif Di Indonesia*. Jurnal Kesehatan Masyarakat, Maret 2010-September 2010, Vol. 4, No 2.

- Natalia, R. 2002. *Penyakit Periodontal Pada Anak Dan Remaja*. <http://www.scribd.com/doc/94936763/TGS1-Drg-Ike-Penyakit-Periodontal>. Diakses pada tanggal 10 April 2017 pukul 21:00 WIB.
- Nilakesuma, A., Dianne, Y dan Renita, S. 2015. *Hubungan Status Gizi Bayi dengan Pemberian ASI Eksklusif, Tingkat Pendidikan Ibu dan Status Ekonomi Keluarga di Wilayah Kerja Puskesmas Padang Pasir*. *Jurnal Kesehatan Andalas*. 2015:4.
- Notoatmodjo. 2003. *Pendidikan Dan Perilaku Kesehatan*. Rineka Cipta: Jakarta.
- Nurmiati dan Besral. 2008. *Durasi Pemberian ASI Terhadap Ketahanan Hidup Bayi Di Indonesia*. *MAKARA, Kesehatan*, Vol. 12, No 2, Desember 2008:47-52.
- Rulina, dkk. 2007. *ASI Tinjauan Dari Beberapa Aspek*. Jakarta : Fakultas Kedokteran Universitas Indonesia.
- Sanjaya e.a. 2000. *Penyimpangan Positif Status Gizi Anak Balita Dan Faktor-Faktor Yang Berpengaruh*. Bogor : Pustitbang Gizi.
- Simbolon, D. 2006. *Kelangsungan Hidup Bayi di Perkotaan dan Pedesaan Indonesia*. *KESMAS, Jurnal Kesehatan Masyarakat Nasional* Vol. 1, No. 1, Agustus 2006.
- Soekirman. 1994. *Ilmu Gizi Dan Aplikasinya Untuk Keluarga Dan Masyarakat*. Jakarta: Direktorat Jenderal Pendidikan Tinggi, Departemen Pendidikan Nasional.
- Suharyono, dkk. 1992. *ASI Tinjauan Dari Beberapa Aspek*. Jakarta: Fakultas Kedokteran Universitas Indonesia.
- Suradi, R. 2008. *Penggunaan Air Susu Ibu Dan Rawat Gabung*. In: *Prawiharjo, S. Ilmu Kebidanan*. Jakarta : PT Bina Pustaka.
- Susenati, M.N. 2015 *Analisis Lama Waktu Mencari Kerja Dengan Pendekatan Regresi Cox Proportional Hazard*. Skripsi. Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam dan Teknologi, Universitas Islam Indonesia.
- Siregar, M.HD. 2004. *Pemberian ASI Eksklusif Dan Faktor-Faktor Yang Mempengaruhinya*. Bagian Gizi Kesehatan Masyarakat, Fakultas Kesehatan Masyarakat Universitas Sumatera Utara.

- Theresia, P.T. 1995. *Bahan Kuliah Gizi Dalam Daur Kehidupan*. Akzi. Banda Aceh. 1995 Dalam Skripsi Rezki Ayu Paradillah Tentang Hubungan Pemberian Asi Eksklusif Dan Status Gizi Terhadap Perkembangan Motorik Halus Bayi Usia 6-15 Bulan Di RSIA ST KHADIJAH Makasar.
- Unicef dan WHO. 2009. *Tracking Progress On Child And Maternal Nutrition A Survival and Development Priority*. New York. USA www.unicef.org/publications. Diakses pada tanggal 15 Juli 2017 pukul 21:00 WIB.
- World Health Organization (WHO). 2005. *Situasi Dan Analisis ASI Eksklusif*. Dalam Pusat Data Dan Informasi Kementerian Kesehatan RI 2014: Jakarta.
- Wulandari, D. 2012. *Faktor-faktor yang berpengaruh terhadap lama rawat inap pasien demam berdarah dengue di RS Siti Khodijah Menggunakan Regresi Cox*. Skripsi. Departemen Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Airlangga.
- Yanuar, D.P., Ramaningrum, G dan Novitasari, A. 2015. *Hubungan Status Gizi, Umur, dan Jenis Kelamin dengan Derajat Infeksi Dengue pada Anak*. Jurnal Kedokteran Muhammadiyah Volume 2 Nomor 1 Tahun 2015.

Lampiran 1. Data Lama Waktu Pemberian ASI Eksklusif di Puskesmas Umbulharjo 1 Tahun 2016

No	ASI	Status	Jenis_Kelamin	Umur	Berat_Badan	Status_Gizi
1	5	0	Perempuan	7	5.9	Gizi Baik
2	6	1	Laki-laki	6	5	Gizi Baik
3	5	0	Perempuan	7	4.4	Gizi Baik
4	6	1	Perempuan	6	3.2	Gizi Baik
5	5	1	Perempuan	10	6.1	Gizi Kurang
6	5	0	Perempuan	10	6	Gizi Baik
7	5	1	Perempuan	8	8	Gizi Baik
8	5	1	Perempuan	10	7.9	Gizi Baik
9	5	0	Perempuan	7	4.3	Gizi Baik
10	2	1	Perempuan	2	5.8	Gizi Lebih
11	5	1	Perempuan	8	4.3	Gizi Baik
12	6	1	Perempuan	7	4	Gizi Lebih
13	5	0	Perempuan	7	4.1	Gizi Baik
14	6	1	Perempuan	8	3.1	Gizi Baik
15	6	0	Perempuan	7	3.2	Gizi Baik
16	5	1	Perempuan	7	6.4	Gizi Baik
17	4	0	Perempuan	4	4.3	Gizi Baik
18	5	0	Perempuan	10	8.2	Gizi Baik
19	5	1	Perempuan	10	6.5	Gizi Baik
20	6	0	Perempuan	8	6.3	Gizi Baik
21	5	1	Perempuan	6	5.2	Gizi Baik
22	6	1	Perempuan	6	5.5	Gizi Baik
23	5	1	Perempuan	7	6.3	Gizi Baik
24	5	1	Perempuan	8	5	Gizi Baik
25	5	0	Perempuan	6	4.8	Gizi Baik
26	5	1	Laki-laki	9	8.5	Gizi Baik
27	6	1	Perempuan	8	4.9	Gizi Baik
28	5	1	Perempuan	8	7.5	Gizi Baik
29	6	0	Perempuan	7	8.2	Gizi Baik

No	ASI	Status	Jenis_Kelamin	Umur	Berat_Badan	Status_Gizi
30	5	1	Perempuan	6	3.8	Gizi Baik
31	6	0	Perempuan	6	2.8	Gizi Baik
32	6	0	Perempuan	9	7	Gizi Baik
33	3	1	Perempuan	3	4.9	Gizi Baik
34	5	1	Perempuan	6	4.5	Gizi Baik
35	5	1	Perempuan	10	6.8	Gizi Baik
36	5	1	Laki-laki	8	6.5	Gizi Kurang
37	4	1	Laki-laki	8	6	Gizi Lebih
38	5	0	Perempuan	11	6.8	Gizi Baik
39	5	1	Perempuan	7	5.9	Gizi Baik
40	5	1	Laki-laki	9	4	Gizi Kurang
41	6	0	Perempuan	6	6.1	Gizi Baik
42	6	0	Perempuan	6	3.4	Gizi Baik
43	3	1	Perempuan	3	5.1	Gizi Baik
44	3	0	Laki-laki	3	5.1	Gizi Baik
45	5	1	Perempuan	9	5.6	Gizi Baik
46	2	1	Laki-laki	2	4.6	Gizi Baik
47	5	0	Laki-laki	9	4.4	Gizi Baik
48	5	1	Perempuan	6	7.1	Gizi Baik
49	6	1	Laki-laki	6	7.6	Gizi Baik
50	5	0	Perempuan	8	5.3	Gizi Baik
51	5	0	Perempuan	9	5.2	Gizi Baik
52	5	0	Perempuan	5	6.5	Gizi Baik
53	6	0	Perempuan	6	4.6	Gizi Baik
54	6	1	Perempuan	6	4.9	Gizi Lebih
55	1	0	Laki-laki	1	3	Gizi Baik
56	5	1	Laki-laki	6	5.1	Gizi Baik
57	5	0	Laki-laki	6	5.4	Gizi Baik
58	5	0	Laki-laki	7	5.3	Gizi Baik
59	5	1	Laki-laki	8	5.4	Gizi Kurang
60	5	0	Laki-laki	9	4.6	Gizi Baik
61	6	0	Perempuan	7	5.1	Gizi Baik

No	ASI	Status	Jenis_Kelamin	Umur	Berat_Badan	Status_Gizi
62	5	1	Laki-laki	11	3.5	Gizi Baik
63	5	0	Laki-laki	6	6	Gizi Baik
64	5	1	Laki-laki	6	6.9	Gizi Baik
65	6	0	Perempuan	7	3.2	Gizi Baik
66	6	0	Laki-laki	6	5.6	Gizi Baik
67	5	1	Laki-laki	8	5.2	Gizi Baik
68	5	0	Laki-laki	10	4.8	Gizi Baik
69	4	1	Laki-laki	4	5.2	Gizi Kurang
70	4	1	Laki-laki	4	5.4	Gizi Kurang
71	6	0	Laki-laki	7	4.2	Gizi Baik
72	5	0	Laki-laki	6	6.7	Gizi Baik
73	3	0	Perempuan	3	4	Gizi Baik
74	5	0	Laki-laki	9	6.9	Gizi Kurang
75	5	1	Laki-laki	6	4.9	Gizi Baik
76	1	1	Laki-laki	1	4.2	Gizi Baik
77	2	1	Laki-laki	2	3.8	Gizi Lebih
78	5	0	Perempuan	5	4.8	Gizi Baik
79	6	1	Perempuan	7	4.8	Gizi Baik
80	6	0	Perempuan	12	8.2	Gizi Lebih
81	5	1	Perempuan	11	7.6	Gizi Baik
82	2	1	Laki-laki	2	4.6	Gizi Lebih
83	5	1	Laki-laki	5	3	Gizi Kurang
84	5	1	Perempuan	8	5.3	Gizi Baik
85	5	1	Perempuan	7	6.5	Gizi Baik
86	6	1	Perempuan	8	4.2	Gizi Baik
87	6	0	Perempuan	6	3.2	Gizi Baik
88	6	1	Perempuan	6	5.5	Gizi Baik
89	5	1	Perempuan	6	5	Gizi Baik
90	6	0	Perempuan	6	4.3	Gizi Baik

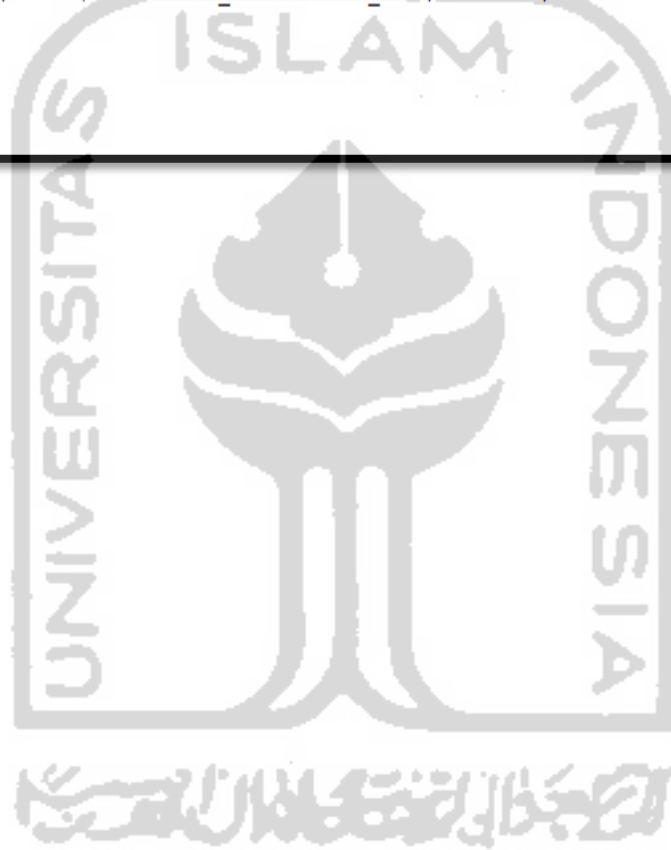
Lampiran 2. Sintak Regresi Cox *Proportional Hazard* dengan Metode *Breslow*

```
library(survival)
data<-read.delim("clipboard")
data
#Breslow
cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Jenis_Kelamin+Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="breslow")
cox
cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="breslow")
cox
cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Umur+Status_Gizi,data=data,method="breslow")
cox
summary(cox)
AIC(cox)
cox$loglik
```



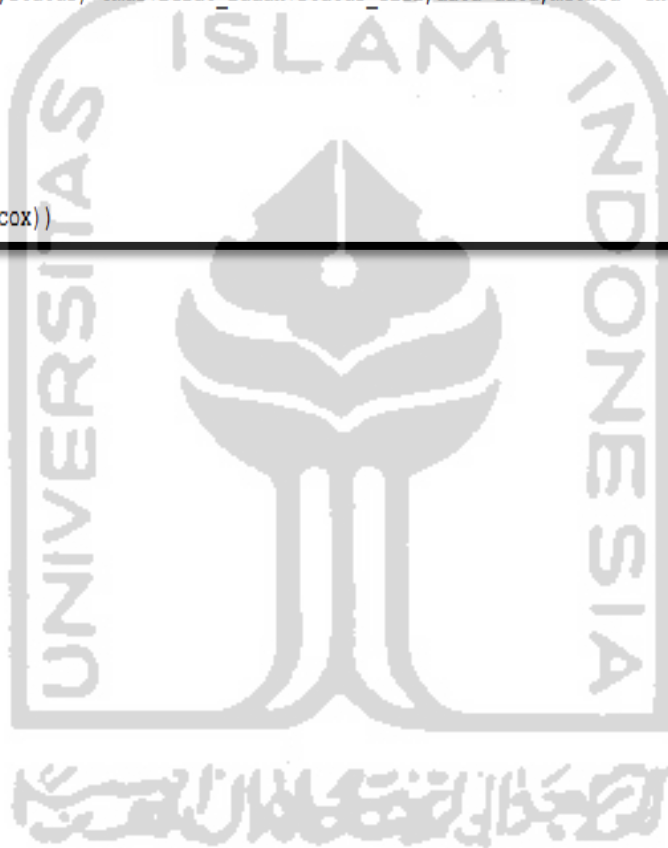
Lampiran 3. Sintak Regresi Cox *Proportional Hazard* dengan Metode Efron

```
data<-read.delim("clipboard")
data
#Efron
cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Jenis_Kelamin+Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="efron")
cox
cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="efron")
cox
summary(cox)
AIC(cox)
cox$loglik
```



Lampiran 4. Sintak Regresi Cox *Proportional Hazard* dengan Metode *Exact*

```
data<-read.delim("clipboard")
data
#exact
cox=coxph(Surv(ASI, Status)~Jenis_Kelamin+Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="exact")
cox
cox=coxph(Surv(ASI, Status)~Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="exact")
cox
summary(cox)
AIC(cox)
cox$loglik
#Asumsi
(data.zph=cox.zph(cox))
```



Lampiran 5. *Output Regresi Cox Proportional Hazard dengan Metode Breslow*

```
> cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Umur+Status_Gizi,data=data,method="breslow")
> summary(cox)
Call:
coxph(formula = Surv(ASI, Status) ~ Umur + Status_Gizi, data = data,
      method = "breslow")

n= 90, number of events= 51

              coef exp(coef) se(coef)      z Pr(>|z|)
Umur          -0.26803   0.76489  0.09162 -2.926  0.00344 **
Status_GiziGizi Kurang  1.04796   2.85182  0.42147  2.486  0.01290 *
Status_GiziGizi Lebih  0.89541   2.44834  0.44785  1.999  0.04557 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

              exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
Umur              0.7649   1.3074   0.6392   0.9153
Status_GiziGizi Kurang  2.8518   0.3507   1.2484   6.5145
Status_GiziGizi Lebih  2.4483   0.4084   1.0178   5.8895

Concordance= 0.646 (se = 0.06 )
Rsquare= 0.161 (max possible= 0.991 )
Likelihood ratio test= 15.78 on 3 df,  p=0.001256
Wald test               = 17.29 on 3 df,  p=0.0006146
Score (logrank) test = 17.93 on 3 df,  p=0.0004537
```

Lampiran 6. Output Regresi Cox Proportional Hazard dengan Metode Efron

```
> cox=coxph(Surv(ASI, Status)~Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="efron")
> summary(cox)
Call:
coxph(formula = Surv(ASI, Status) ~ Umur + Berat_Badan + Status_Gizi,
      data = data, method = "efron")

n= 90, number of events= 51

              coef exp(coef) se(coef)      z Pr(>|z|)
Umur          -0.34845  0.70578  0.09663 -3.606 0.000311 ***
Berat_Badan    0.22010  1.24620  0.10753  2.047 0.040677 *
Status_GiziGizi Kurang  1.44366  4.23617  0.43358  3.330 0.000870 ***
Status_GiziGizi Lebih  1.03633  2.81885  0.44712  2.318 0.020461 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

              exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
Umur              0.7058      1.4169    0.584    0.8529
Berat_Badan       1.2462      0.8024    1.009    1.5386
Status_GiziGizi Kurang  4.2362      0.2361    1.811    9.9091
Status_GiziGizi Lebih  2.8188      0.3548    1.173    6.7711

Concordance= 0.697 (se = 0.061 )
Rsquare= 0.222 (max possible= 0.988 )
Likelihood ratio test= 22.56 on 4 df, p=0.0001552
Wald test               = 23.87 on 4 df, p=8.49e-05
Score (logrank) test = 25.49 on 4 df, p=4.018e-05
```

Lampiran 7. *Output Regresi Cox Proportional Hazard dengan Metode Exact*

```

> cox=coxph(Surv(ASI,Status)~Umur+Berat_Badan+Status_Gizi,data=data,method="exact")
> summary(cox)
Call:
coxph(formula = Surv(ASI, Status) ~ Umur + Berat_Badan + Status_Gizi,
      data = data, method = "exact")

n= 90, number of events= 51

              coef exp(coef) se(coef)      z Pr(>|z|)
Umur          -0.4420   0.6427  0.1153 -3.833 0.000126 ***
Berat_Badan    0.2883   1.3342  0.1428  2.020 0.043427 *
Status_GiziGizi Kurang  1.7402   5.6986  0.5924  2.938 0.003308 **
Status_GiziGizi Lebih  1.4983   4.4741  0.6434  2.329 0.019869 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

              exp(coef) exp(-coef) lower .95 upper .95
Umur              0.6427    1.5559    0.5127    0.8057
Berat_Badan       1.3342    0.7495    1.0085    1.7649
Status_GiziGizi Kurang  5.6986    0.1755    1.7845   18.1980
Status_GiziGizi Lebih  4.4741    0.2235    1.2678   15.7891

Rsquare= 0.256 (max possible= 0.899 )
Likelihood ratio test= 26.65 on 4 df,  p=2.343e-05
Wald test              = 24.7 on 4 df,  p=5.785e-05
Score (logrank) test = 28.76 on 4 df,  p=8.757e-06
> (data.zph=cox.zph(cox))
              rho      chisq      p
Umur          0.1810  2.881816 0.0896
Berat_Badan   -0.2259  2.293531 0.1299
Status_GiziGizi Kurang -0.0020  0.000209 0.9885
Status_GiziGizi Lebih  -0.0723  0.255734 0.6131
GLOBAL                NA  4.009223 0.4048

```

Lampiran 8. Sertifikat Seminar Nasional

