

**ANALISIS REGRESI KEGAGALAN PROPORSIONAL DARI COX PADA  
DATA WAKTU TUNGGU SARJANA  
DENGAN SENSOR TIPE I  
(Studi Kasus di Fakultas Sains dan Matematika  
Universitas Diponegoro)**

**Oka Afranda<sup>1</sup>, Triastuti Wuryandari<sup>2</sup>, Dwi Ispriyanti<sup>3</sup>**

<sup>1</sup>Mahasiswa Jurusan Statistika FSM UNDIP

<sup>2,3</sup>Staff Pengajar Jurusan Statistika FSM UNDIP

**ABSTRACT**

One of the goals of studying in Higher Education Institution is to obtain a job as soon as possible. A graduate is not required to be an unemployed. In Indonesia, the average period of waiting time for undergraduate (S1) to get the first job is 0 (zero) to 9 (nine) months. There are several factors have influenced the length of an undergraduate to get a job. They are Grade Point Average (GPA), Length of Study, etc. Therefore, it is important to know the factors influencing the waiting time of undergraduates to get a job. One method that can be used is the analysis of survival. Survival analysis is the analysis of survival time data from the initial time of the study until certain events occur. One method of survival analysis is Cox Proportional Hazard Regression. It is used to determine the relationship between one or more independent variables and the dependent variable. Cases raised in this study were the factors influencing the waiting time of graduates of the Faculty of Science and Mathematics, University of Diponegoro by using Type I data censoring. The conclusions state that the factors influencing the waiting time of graduates are Organization, Department, and Gender.

**Keywords:** Waiting time of undergraduate, survival analysis, Cox Proportional Hazard, Regression, University of Diponegoro.

**1. PENDAHULUAN**

Dalam peraturan pemerintah Republik Indonesia No. 30 tahun 1990, mendefinisikan mahasiswa sebagai peserta didik yang terdaftar dan belajar di Perguruan Tinggi tertentu. Undang-Undang Republik Indonesia No. 12 Tahun 2012 tentang Pendidikan Tinggi menyatakan bahwa pendidikan tinggi merupakan bagian dari sistem pendidikan nasional yang memiliki peran dalam mencerdaskan kehidupan bangsa dan memajukan ilmu pengetahuan dan teknologi dengan tetap memperhatikan nilai kemanusiaan serta pemberdayaan bangsa yang berkelanjutan.

Salah satu tujuan dalam menempuh pendidikan tinggi adalah untuk memperoleh pekerjaan secepatnya dengan penghasilan yang layak. Di dalam masyarakat lulusan sarjana dituntut untuk tidak menjadi seorang pengangguran. Menurut salah satu konsultan risiko yang ada di Indonesia, Anjar Priandoyo (2007), periode rata-rata waktu tunggu sarjana (S1) hingga mendapatkan pekerjaan pertama adalah 0 (nol) hingga 9 (sembilan) bulan. Jika setelah 9 (sembilan) bulan belum mendapatkan pekerjaan dapat dikatakan bahwa ada sesuatu yang salah dari lulusan sarjana tersebut, apakah dari faktor eksternal atau faktor internal. Menurut Dekan Fakultas Ekonomi Unika Soegijapranata, Dr. Andreas Lako mengatakan bahwa, faktor eksternal yaitu menyempitnya lapangan pekerjaan yang ada, pesatnya lulusan Perguruan Tinggi yang tidak diimbangi dengan permintaan dari dunia usaha. Sedangkan faktor internal yaitu dari sarjana itu sendiri, misalnya IPK, Lama Studi, dan lain sebagainya.

Menurut Collet (2003), analisis survival merupakan suatu metode statistika yang digunakan untuk menguji ketahanan atau kemampuan suatu sampel percobaan hingga

muncul suatu kejadian yang ditentukan oleh peneliti. Di dalam analisis survival dikenal beberapa metode yaitu kegagalan proporsional dari Cox dan kegagalan nonproporsional dari Cox. Di dalam regresi kegagalan proporsional dari Cox harus memenuhi asumsi kegagalan yang proporsional. Asumsi dikatakan terpenuhi jika rasio antara fungsi kegagalan suatu kategori dengan kategori lain dari faktor penyebab kegagalan harus bersifat konstan setiap waktu. Jika rasio antara fungsi kegagalan suatu kategori dengan kategori lain tidak konstan setiap waktu maka metode yang digunakan adalah regresi kegagalan nonproporsional dari Cox.

## **2. TINJAUAN PUSTAKA**

### **2.1. Analisis Ketahanan Hidup**

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012), analisis ketahanan hidup adalah kumpulan prosedur statistik untuk menganalisis data yang berhubungan dengan waktu, yang dimulai dari *start point* hingga terjadinya suatu kejadian (*end point*). Biasanya untuk *start point* hingga *end point* ditentukan oleh peneliti sesuai dengan penelitiannya.

Menurut Deshpande dan Purohit (2005), ada tiga hal yang harus diperhatikan dalam menentukan waktu ketahanan hidup ( $T$ ) secara tepat, yaitu sebagai berikut :

1. Pendefinisian waktu awal (*start point*) harus tepat untuk masing-masing variabel.
2. Definisi terjadinya kegagalan secara keseluruhan harus jelas.
3. Skala waktu sebagai satuan pengukuran harus jelas.

Menurut Lee dan Wang (2003), data waktu pada analisis ketahanan hidup digambarkan oleh tiga fungsi, yaitu:

1. Fungsi ketahanan hidup (*survival function*)
2. Fungsi kepadatan peluang (*density function*)
3. Fungsi kegagalan (*hazards function*)

### **2.2. Tipe Penyensoran**

Sensor merupakan suatu teknik yang digunakan di dalam analisis survival yang bertujuan untuk mempersingkat waktu penelitian (Deshpande dan Purohit, 2005). Dalam analisis survival terdapat tiga jenis penyensoran data :

1. Sensor Tipe I

Data sensor tipe I adalah percobaan yang dilakukan selama waktu  $T$  yang telah ditentukan. Pada penyensoran tipe I semua unit uji  $n$  masuk pada waktu yang bersamaan dan jika tidak terdapat individu yang hilang secara tiba-tiba maka waktu tahan hidup observasi tersensor sama dengan waktu selama observasi berlangsung.

2. Sensor Tipe II

Data sensor tipe II adalah data waktu tahan hidup yang diperoleh setelah observasi mengalami kegagalan sebanyak  $r$  dari  $n$  individu yang ada. Pada data sensor tipe II, semua unit uji  $n$  masuk pada waktu yang bersamaan dan jika terdapat individu yang hilang secara tiba-tiba maka waktu tahan hidup observasi tersensor adalah waktu tahan hidup observasi tidak tersensor terbesar. Observasi akan berakhir jika telah ditemukan sejumlah  $r$  kegagalan.

3. Sensor Tipe III

Data sensor tipe III adalah penelitian yang dilakukan untuk individu yang masuk dalam percobaan pada waktu yang berlainan. Pada penyensoran tipe III ini terdapat beberapa kejadian yang mungkin terjadi. Pertama adalah unit uji mungkin gagal sebelum pengamatan berakhir sehingga waktu tahan hidupnya dapat diketahui secara pasti. Kemungkinan kedua adalah unit uji keluar sebelum pengamatan berakhir, atau

kemungkinan ketiga adalah unit uji tetap bertahan sampai batas waktu terakhir pengamatan. Untuk unit uji hilang, waktu tahan hidupnya adalah sejak masuk dalam pengamatan sampai dengan waktu terakhir sebelum hilang dari pengamatan. Untuk unit uji yang tetap hidup, waktu tahan hidupnya adalah dari mulai masuk pengamatan sampai dengan waktu pengamatan berakhir.

### 2.3. Regresi Kegagalan Proporsional Dari Cox

Model regresi kegagalan proporsional dari Cox adalah :

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi}) = h_0(t) e^{\sum_{j=1}^p \beta_j x_{ji}}$$

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_i)$$

dengan :

$\mathbf{X}$  =  $(X_1, X_2, \dots, X_p)$  merupakan variabel independen

$h_0(t)$  = Fungsi kegagalan dasar

$h_i(t|X)$  = Fungsi kegagalan individu ke- $i$

$x_{ji}$  = Nilai variabel ke- $j$  dari individu ke- $i$ , dengan  $j=1,2,\dots,p$  dan  $i=1,2,\dots,n$

$\beta_j$  = Koefisien regresi ke- $j$ , dengan  $j=1,2,\dots,p$

Menurut Lee dan Wang (2003), model regresi kegagalan proporsional dari Cox tidak memerlukan informasi tentang distribusi yang mendasari. Fungsi kegagalan dari kelompok individu yang berbeda diasumsikan proporsional setiap waktu.

### 2.4. Taksiran Parameter

Menurut Collet (2004), untuk menduga atau melakukan taksiran pada umumnya digunakan metode *Maximum Likelihood Estimation (MLE)*. Jika terdapat  $n$  sampel, dan diantaranya terdapat  $r$  amatan yang tidak tersensor dan  $n-r$  amatan yang tersensor, maka urutan  $r$  waktu tahan hidup dinotasikan  $t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(r)}$ , dengan  $t_{(i)}$  adalah urutan waktu tahan hidup ke- $i$ .

Menurut Cox (1972) dalam Collet (2004), fungsi likelihood untuk regresi kegagalan proporsional dari Cox adalah :

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^r \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\boldsymbol{\beta}' \mathbf{x}_l)}$$

dimana :

$\mathbf{x}_{(i)}$  = Vektor variabel dari individu yang gagal pada saat waktu ke- $i$ .

$R(t_{(i)})$  = Himpunan individu yang masih hidup pada waktu ke- $i$ .

$\mathbf{x}_l$  = Vektor variabel individu yang masih hidup dan merupakan elemen dari  $R(t_{(i)})$ .

Menurut Collet (2004), untuk menaksir parameter  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  dalam regresi kegagalan proporsional dari Cox dapat diperoleh dengan memaksimumkan fungsi likelihood dan diselesaikan dengan metode iterasi Newton-Raphson sebagai berikut :

$$\left( (\hat{\boldsymbol{\beta}})_{s+1} \right)_{px1} = \left( (\hat{\boldsymbol{\beta}})_s \right)_{px1} + \left( \mathbf{I}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}})_s \right)_{pp} \left( \mathbf{u}(\hat{\boldsymbol{\beta}})_s \right)_{px1}$$

dengan :

$s$  = 0,1,2,...

$\left( \mathbf{u}(\hat{\boldsymbol{\beta}})_s \right)_{px1}$  = matriks turunan pertama dari  $\log L(\boldsymbol{\beta})$  berukuran  $p \times 1$

$\left( \mathbf{I}^{-1}(\hat{\boldsymbol{\beta}})_s \right)_{pp}$  = invers matriks turunan kedua  $\log L(\boldsymbol{\beta})$  berukuran  $p \times p$

## 2.5. Asumsi Fungsi Kegagalan Proporsional

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012), asumsi fungsi kegagalan proporsional berarti rasio fungsi kegagalan harus konstan dari waktu ke waktu. Asumsi fungsi kegagalan proporsional ini dapat diketahui secara visual melalui pendekatan plot  $\log[-\log S(t)]$  terhadap waktu dan uji secara formal yaitu uji schoenfeld residual.

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012), uji schoenfeld residual merupakan uji formal yang digunakan untuk menguji asumsi fungsi kegagalan proporsional pada variabel independen yang diduga mempengaruhi waktu kegagalan.

Langkah-langkah pengujiannya sebagai berikut:

1. Mencari taksiran model kegagalan proporsional dari Cox dan mencari schoenfeld residual untuk masing-masing individu pada tiap-tiap variabel, dengan rumus:

$$\hat{r}_{ji} = \delta_i(x_{ji} - \hat{a}_{ji}) \text{ dengan } \hat{a}_{ji} = \frac{\sum_{l \in R(t_i)} x_{jl} e^{\beta x_l}}{\sum_{l \in R(t_i)} e^{\beta x_l}}$$

dengan :

$\hat{r}_{ji}$  = Taksiran schoenfeld residual dari variabel  $j$  untuk individu ke- $i$

$x_{ji}$  = Nilai dari variabel  $j$  untuk individu ke- $i$  dengan  $j = 1, 2, 3, \dots, p$

$\delta_i$  = Indikator censoring untuk individu ke- $i$

$\hat{a}_{ji}$  = Rata-rata tertimbang dari nilai kovariat

2. Membuat variabel rank survival time yaitu waktu terjadi kegagalan yang diurutkan. Individu yang mengalami kegagalan pertama kali diberi nilai 1, mengalami kegagalan selanjutnya diberi nilai 2, dan seterusnya.
3. Menguji korelasi antara variabel pada langkah pertama dan kedua. Dengan hipotesis nullnya adalah tidak ada korelasi antara schoenfeld residual dan rank survival. Penolakan hipotesis null berarti asumsi kegagalan proporsional tidak dipenuhi.

Setelah didapatkan schoenfeld residual dan juga rank dari variabel time, kemudian dilakukan pengujian korelasi antara variabel rank survival time dengan schoenfeld residual dengan hipotesis:

Hipotesis :

$H_0 : \rho = 0$  (Asumsi kegagalan proporsional terpenuhi)

$H_1 : \text{minimal terdapat satu } \rho \neq 0$  (Asumsi kegagalan proporsional tidak terpenuhi)

Taraf signifikansi :

$\alpha = 0,05$

Statistik uji :

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \sum_{i=1}^n (Y - \bar{Y})^2}}$$

dengan:

$X$  = Schoenfeld residual untuk masing-masing variabel

$Y$  = Rank waktu ketahanan

Kriteria uji :

$H_0$  diterima jika  $-r_{\text{tabel}} \leq r_{\text{hitung}} \leq +r_{\text{tabel}}$  atau  $p\text{-value} < \alpha = 0.05$

## 2.6. Pengujian Parameter

### 1. Pengujian Secara Serentak

Hipotesis

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$  (Tidak ada variabel yang berpengaruh secara signifikan)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_j \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, p$  (Paling tidak ada satu variabel yang berpengaruh secara signifikan)

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 5\%$$

Statistik uji

$$\chi_{LR}^2 = -2(\log L_0 - \log L_v)$$

Derah penolakan :

Tolak  $H_0$  jika  $\chi_{LR}^2 > \chi_{p;\alpha}^2$

dimana:

$L_v$  : nilai fungsi likelihood dengan variabel independen

$L_0$  : nilai fungsi likelihood tanpa variabel independen

$p$  : jumlah parameter  $\beta$

### 2. Pengujian Secara Parsial

Hipotesis

$H_0 : \beta_j = 0, \text{ untuk suatu } j \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, p$  (Variabel ke- $j$  tidak berpengaruh secara signifikan)

$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk suatu } j \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, p$  (Variabel ke- $j$  tidak berpengaruh secara signifikan)

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 5\%$$

Statistik uji

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

Daerah penolakan :

Tolak  $H_0$  jika  $\chi_W^2 > \chi_{1;\alpha}^2$ .

## 2.7. Rasio Kegagalan

Menurut Kleinbaum dan Klein (2012), rasio kegagalan adalah kegagalan untuk satu kelompok individu dibagi dengan kegagalan untuk kelompok individu lainnya. Rasio kegagalan dapat dinyatakan ke dalam bentuk seperti dibawah ini :

$$\widehat{HR} = \frac{h_0(t) e^{\sum_{j=1}^p \beta_j x_j^*}}{h_0(t) e^{\sum_{j=1}^p \beta_j x_j}} = \exp^{\sum_{j=1}^p \hat{\beta}_j (x_j^* - x_j)}$$

$HR$  merupakan rasio kegagalan,  $\mathbf{x}_j^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_p^*)$  sebagai nilai variabel independen untuk satu kelompok individu, dan  $\mathbf{x}_j = (x_1, x_2, \dots, x_p)$  menunjukkan nilai variabel independen untuk satu kelompok individu lain dan  $\beta$  adalah parameter regresi.

## 2.8. Taksiran Peluang

Menurut Collet (2004), jika pada komponen dalam model regresi kegagalan proporsional dari Cox terdapat  $p$  variabel  $X_1, X_2, \dots, X_p$  dan taksiran koefisien dari variabel tersebut adalah  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  maka taksiran fungsi kegagalan untuk individu ke- $i$  adalah

$$h_i(t/X) = h_0(t) \exp(\beta' x_i)$$

dengan  $h_0(t)$  merupakan nilai fungsi kegagalan dasar.

Fungsi kegagalan individu dapat ditaksir jika nilai dari  $h_0(t)$  telah diketahui, dengan persamaan:

$$h_0(t_{(i)}) = 1 - \xi_i$$

dimana,  $\xi_i = \left( 1 - \frac{\exp(\hat{\beta}'x_{(i)})}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\hat{\beta}'x_l)} \right)^{\exp(-\hat{\beta}'x_{(i)})}$ , untuk  $d_i = 1$ .

Jika  $d_i > 1$ , maka digunakan rumus,  $\xi_i = \exp\left(\frac{-d_i}{\sum_{l \in R(t_{(i)})} \exp(\hat{\beta}'x_l)}\right)$ .

Dengan  $x_{(i)}$  merupakan vektor dari variabel dari individu yang gagal pada waktu ke  $t_{(i)}$  dan  $R(t_{(i)})$  merupakan himpunan individu yang bertahan pada waktu  $t_{(i)}$  serta  $d_i$  merupakan jumlah individu gagal pada  $t_{(i)}$ .

Taksiran fungsi kegagalan dasar dapat dihitung dengan :

$$\widehat{S}_0(t) = \prod_{i=1}^r \xi_i$$

Nilai taksiran dari fungsi kegagalan dasar kumulatif adalah :

$$\widehat{H}_0(t) = -\log \widehat{S}_0(t) = -\sum_{i=1}^r \log \xi_i$$

$$\widehat{S}(t) = [\widehat{S}_0(t)]^{\exp(\hat{\beta}'x_i)}$$

### 3. METODOLOGI PENELITIAN

Jenis data yang digunakan peneliti adalah data sekunder dan primer. Lokasi penelitian ini adalah di Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro Semarang, Jawa Tengah. Data sekunder dari penelitian ini diperoleh dari buku “Wisuda Universitas Diponegoro ke-130 (24-25 April 2013)”. Dari buku tersebut diperoleh variabel IPK, variabel Lama Studi, variabel Daerah Asal, variabel Jurusan, dan variabel Jenis Kelamin. Sedangkan untuk data primer diperoleh dengan cara wawancara melalui telepon yaitu variabel Organisasi, variabel *Part Time*, dan variabel Waktu Tunggu sampai mendapatkan pekerjaan.

Populasi di dalam penelitian ini adalah lulusan S1 Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro Semarang periode wisuda bulan April. Sampelnya merupakan lulusan S1 Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro periode wisuda ke-130 (24-25 April 2013) yang berjumlah 97 orang. Berdasarkan hasil wawancara telepon diketahui bahwa sebanyak 3 orang melanjutkan Program Magister dan sebanyak 2 orang merupakan mahasiswa tugas belajar dari suatu instansi. Sebanyak 5 orang tersebut tidak dimasukkan sebagai sampel, karena kelima mahasiswa tersebut tidak termasuk ke dalam kategori penelitian. Sehingga sampel yang digunakan adalah sebanyak 92 orang.

Variabel dependen yang diamati yaitu variabel waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro hingga mendapatkan pekerjaan pertama dalam satuan bulan. Sedangkan variabel independennya adalah variabel Jenis Kelamin (laki-laki dan perempuan), IPK ( $IPK < 3.00$ ;  $3 \leq IPK \leq 3.50$ ;  $IPK > 3.50$ ), Organisasi (pernah atau tidak pernah), Lama Studi ( $LS \leq 48$  bulan dan  $LS > 48$  bulan), Daerah Asal (Jawa atau Luar Jawa), *Part Time* (pernah atau tidak), dan Jurusan (Matematika, Biologi, Kimia, Fisika, Statistika, dan Teknik Informatika)

Tipe penyensoran yang digunakan di dalam penelitian ini yaitu data sensor tipe I dimana waktu penelitian dimulai pada waktu yang sama yaitu semua lulusan S1 periode wisuda ke-130 (24-25 April 2013) dan batas waktu tunggu tidak lebih dari 9 bulan.

#### 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

##### 4.1. Pemodelan Awal Regresi Kegagalan Proporsional Dari Cox

Berdasarkan output, model awal regresi kegagalan proporsional dari Cox sebagai berikut :

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp(-0.576IPK(1) - 0.637IPK(2) - 1.435Organisasi + 0.015LS - 0.489Asal - 0.311Parttime + 0.172Jurusan(1) + 0.505Jurusan(2) + 0.450Jurusan(3) + 1.157Jurusan(4) - 0.550Jurusan(5) - 0.631JK)$$

##### 4.2. Pengujian Parameter Model Lengkap

###### 1. Pengujian Secara Serentak

Hipotesis :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{12} = 0$$

$H_1$  : Minimal ada satu  $\beta_j \neq 0$ , dengan  $j = 1, 2, \dots, 12$

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 0.05$$

Statistik uji :

$$X_{LR}^2 = -2(\log L_0 - \log L_v)$$

$$X_{LR}^2 = 613.443 - 582.972$$

$$X_{LR}^2 = 30.471$$

Kriteria uji :

Tolak  $H_0$  jika  $X_{LR}^2 > \chi_{p;\alpha}^2$  atau tolak  $H_0$  jika  $\text{sig} < \alpha = 0.05$

Keputusan:

Dari tabel distribusi  $\chi^2$  diperoleh nilai  $\chi_{12;0.05}^2 = 21.0261$ . Karena  $X_{LR}^2 = 25.255 > \chi_{12;0.05}^2 = 21.0261$  atau  $\text{sig} = 0.001 < \alpha = 0.05$  maka  $H_0$  ditolak.

Kesimpulan :

Karena  $H_0$  ditolak maka dapat disimpulkan bahwa paling tidak ada satu variabel independen dari persamaan yang berpengaruh secara signifikan terhadap waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro.

###### 2. Pengujian Secara Parsial

Hipotesis :

$H_0 : \beta_j = 0$ , untuk suatu  $j$  dengan  $j = 1, 2, \dots, 12$

$H_1 : \beta_j \neq 0$ , untuk suatu  $j$  dengan  $j = 1, 2, \dots, 12$

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 0.05$$

Statistik Uji :

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

Kriteria uji :

Tolak  $H_0$  jika  $\chi_W^2 > \chi_{1;\alpha}^2$  atau  $\text{Sig} < \alpha = 0.05$

Tabel 1. Uji Parsial Model Awal

Variabel	$\hat{\beta}_j$	$SE(\hat{\beta}_j)$	$\chi^2_w$	Sig	Keputusan
IPK(1)	-0,576	0,485	1,408	0,235	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
IPK(2)	-0,637	0,355	3,222	0,073	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Organisasi	-1,435	0,408	12,387	0,000	Sig < $\alpha$ : Tolak $H_0$
LS	0,015	0,443	0,001	0,972	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Asal	-0,489	0,400	1,492	0,222	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Parttime	-0,311	0,268	1,349	0,245	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Jurusan(1)	0,172	0,520	0,109	0,742	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Jurusan(2)	0,505	0,398	1,612	0,204	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Jurusan(3)	0,450	0,471	0,913	0,339	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
Jurusan(4)	1,157	0,535	4,685	0,030	Sig < $\alpha$ : Tolak $H_0$
Jurusan(5)	-0,550	0,641	0,734	0,391	Sig > $\alpha$ : Terima $H_0$
JK	-0,631	0,251	6,309	0,012	Sig < $\alpha$ : Tolak $H_0$

Dari hasil model awal tersebut dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel yang berpengaruh secara signifikan terhadap waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro adalah variabel Organisasi, variabel Jurusan(4), dan variabel Jenis Kelamin.

#### 4.3. Pengujian Parameter Model Baru

##### 1. Pengujian Secara Serentak

Hipotesis :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_7 = 0$$

$$H_1 : \text{Minimal ada satu } \beta_j \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, 7$$

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 0.05$$

Statistik uji :

$$X^2_{LR} = -2(\log L_0 - \log L_v)$$

$$X^2_{LR} = 613.443 - 588.188$$

$$X^2_{LR} = 25.255 \text{ (Lampiran 3)}$$

Kriteria uji :

$$\text{Tolak } H_0 \text{ jika } X^2_{LR} > \chi^2_{p;\alpha} \text{ atau tolak } H_0 \text{ jika sig} < \alpha = 0.05$$

Keputusan:

Dari tabel distribusi  $\chi^2$  diperoleh nilai  $\chi^2_{7;0.05} = 14.07$ . Karena  $X^2_{LR} = 25.255 > \chi^2_{7;0.05} = 14.07$  atau sig = 0.001 <  $\alpha = 0.05$  maka  $H_0$  ditolak.

Kesimpulan :

Karena  $H_0$  ditolak maka dapat disimpulkan bahwa paling tidak ada satu variabel independen dari persamaan yang berpengaruh secara signifikan terhadap waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro.

##### 2. Pengujian Secara Parsial

Hipotesis :

$$H_0 : \beta_j = 0, \text{ untuk suatu } j \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, 7$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0, \text{ untuk suatu } j \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, 7$$

Taraf signifikansi :

$$\alpha = 0.05$$

Statistik Uji :

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

Kriteria uji :

Tolak  $H_0$  jika  $\chi_W^2 > \chi_{1,\alpha}^2$  atau  $Sig < \alpha = 0.05$

Tabel 2. Uji Parsial Model Baru

Variabel	$\hat{\beta}_j$	$SE(\hat{\beta}_j)$	$\chi_W^2$	Sig
Organisasi	-1,458	0,389	14,081	0,000
Jurusan(1)	0,040	0,440	0,008	0,972
Jurusan(2)	0,440	0,380	1,341	0,247
Jurusan(3)	0,250	0,397	0,395	0,530
Jurusan(4)	0,972	0,506	3,694	0,055
Jurusan(5)	-0,741	0,597	1,544	0,214
JK	-0,554	0,251	4,878	0,027

Dari hasil pengujian secara serentak dan uji secara parsial diperoleh model baru sebagai berikut:

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp(-1.458Organisasi + 0.040Jurusan(1) + 0.440Jurusan(2) + 0.250Jurusan(3) + 0.972Jurusan(4) - 0.741Jurusan(5) - 0.554JK)$$

#### 4.4. Rasio Kegagalan

$X^*$  = Mahasiswa yang pernah berorganisasi

$X$  = Mahasiswa yang tidak pernah berorganisasi

$$\widehat{HR} = \frac{\hat{h}(t|X^*)}{\hat{h}(t|X)} = \exp[-1,458(1 - 0)] = 0,23270$$

Dari hasil tersebut dapat dikatakan bahwa kecenderungan lulusan Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro yang berorganisasi semasa kuliah mendapatkan pekerjaan lebih cepat dibandingkan dengan yang tidak pernah berorganisasi semasa kuliah.

Tabel 3. Perhitungan Rasio Kegagalan Untuk Variabel yang Siginifikan

Variabel	Koefisien Regresi	Exp(B)
Organisasi	-1,458	0,23270
Jurusan(1)	0,040	1,04081
Jurusan(2)	0,440	1,55271
Jurusan(3)	0,250	1,28403
Jurusan(4)	0,972	2,64323
Jurusan(5)	-0,741	0,47664
JK	-0,554	0,57465

## 5. KESIMPULAN

Berdasarkan pembahasan tentang faktor-faktor yang diduga mempengaruhi waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro pada periode wisuda ke-130 (24-25 April 2013) dapat ditarik kesimpulan sebagai berikut :

1. Dari hasil penelitian diperoleh model awal, yaitu :  

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp[-0.576IPK(1) - 0.637IPK(2) - 1.435Organisasi + 0.015LS - 0.489Asal - 0.311Parttime + 0.172Jurusan(1) + 0.505Jurusan(2) + 0.450Jurusan(3) + 1.157Jurusan(4) - 0.550Jurusan(5) - 0.631JK]$$

Setelah memperoleh model awal, langkah selanjutnya adalah mencari model terbaik dengan melakukan uji secara serentak dan uji secara parsial. Setelah dianalisis diperoleh model terbaik, yaitu :

$$h_i(t|X) = h_0(t) \exp(-1.458Organisasi - 0.040Jurusan(1) + 0.440Jurusan(2) + 0.250Jurusan(3) + 0.972Jurusan(4) - 0.741Jurusan(5) - 0.554JK)$$

2. Dalam pemodelan regresi kegagalan proporsional dari Cox didapatkan faktor-faktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap waktu tunggu sarjana Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro dengan periode wisuda bulan April adalah variabel Organisasi, Variabel Jurusan(4), dan Variabel Jenis Kelamin. Karena Jurusan(4) merupakan bagian dari Jurusan, maka variabel Jurusan berpengaruh secara signifikan terhadap waktu tunggu lulusan Fakultas Sains dan Matematika Universitas Diponegoro dengan periode wisuda bulan April.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Bain, L. J & Engelhardt, M. 1992. *Introduction to Probability and Mathematical Statistics*. Duxbury. USA.
- Collet, D. 2004. *Modelling Survival Data in Medical Research*. CRC Press.
- Deshpande, J. V & Purohit, S. G. 2005. *Life Time Data: Statistical Models and Methods*. World Scientific Publishing Co, Pte, Ltd. Siangpore.
- Fakultas Sains dan Matematika. *Sejarah*. Diakses tanggal 15 November 2014, dari <http://fsm.undip.ac.id/profil/sejarah/>
- Fakultas Sains dan Matematika. *Visi dan Misi*. Diakses tanggal 15 November 2014, dari <http://fsm.undip.ac.id/profil/visi-dan-misi/>
- Kleinbaum, D. G. & Klein, M. 2012. *Survival Analysis A Self-Learning Text*. Springer. New York.
- Lawless, F. 2003. *Statistical Models and Methods for Life Time Data*. John Wiley & Sons, Inc. New York.
- Lee, E. T & Wang, J. W. 2003. *Statistical Methods for Survival Data Analysis*. John Wiley & Sons, Inc. Canada.
- O'Quigley, J. 2008. *Proportional Hazards Regression*. Springer. New York.
- Soeratno & Arsyad, L. 2003. *Metodologi Penelitian untuk Ekonomi dan Bisnis*. Universitas Yogyakarta. UPP Akademi Manajemen Perusahaan YKPN. Yogyakarta.
- Suara Merdeka. 2010. *Pengangguran Sarjana, Kesalahan PT?*. Diakses tanggal 15 November 2014, dari <http://www.suaramerdeka.com/v1/index.php/read/cetak/2010/01/09/94400/Pengangguran-Sarjana-Kesalahan-PT>.
- Wienke, A. 2011. *Frailty Models in Survival Analysis*. Taylor and Francis Group. New York.