

MODEL COX EXTENDED UNTUK MENGATASI NONPROPORTIONAL HAZARD PADA KEJADIAN BERSAMA

Anita Nur Vitriana^a, Rosita Kusumawati^b

^a Program Studi Matematika FMIPA UNY

Jl. Colombo No.1 Yogyakarta, anitavtrn@gmail.com

^b Program Studi Matematika FMIPA UNY

Jl. Colombo No.1 Yogyakarta, rosita.kusumawati@gmail.com

ABSTRAK

Model Cox extended merupakan modifikasi dari model Cox proportional hazard ketika asumsi proportional hazard tidak dipenuhi. Penelitian ini bertujuan untuk menjelaskan prosedur pembentukan model Cox extended pada kejadian bersama dan penerapannya pada kasus individu berhenti bekerja. Estimasi parameter pada model Cox extended menggunakan maximum partial likelihood estimation (MPLE) dan pendekatan metode Breslow untuk mengatasi kejadian bersama. Data yang digunakan adalah data berhenti bekerja dari 201 individu dengan 4 variabel bebas, yaitu jenis kelamin, umur, status pernikahan dan pendidikan terakhir. Dari hasil perhitungan dengan bantuan software R 3.1.2, diperoleh model Cox extended dengan fungsi waktu $g(t) = t$ adalah model terbaik dengan hasil variabel yang berpengaruh signifikan, yaitu umur, status pernikahan, umur terikat waktu dan status pernikahan terikat waktu, dimana setiap penambahan umur 1 tahun menurunkan risiko individu berhenti bekerja sebesar 0,9 kali dan setiap individu yang sudah menikah memiliki risiko berhenti bekerja 0,55 kali lebih kecil daripada yang belum menikah.

Kata Kunci: model Cox propotional hazard, model Cox extended, maximum partial likelihood estimation, kejadian bersama, metode Breslow

ABSTRACT

The extended Cox model is a modification of the Cox proportional hazards model when the proportional hazards assumption is not satisfied. The aims of this study are to explain the extended Cox model building procedure for ties and to apply the model job stopped case. Estimation of parameters in the extended Cox model is using the Maximum Partial Likelihood Estimation (MPLE) and the Breslow method approach to overcome ties events. The data used in this study is the job stopped data which contains 201 individuals with 4 independent variables, i.e. gender, age, marital status and highest education. From the analysis with R 3.1.2 software, it is obtained that an extended Cox model with $g(t) = t$ function time is the best model and the significant variables are age, marital status, time-dependent age, time-dependent marital status. The increasing of age will reduce the individual's retiring risks 0.9 times, while married people will have risk to leave their job 0.55 times smaller than single people.

Keywords: the Cox proportional hazards model, maximum partial likelihood estimation, AIC, the extended Cox model, ties, Breslow method

Pendahuluan

Analisis survival atau analisis data ketahanan hidup adalah suatu metode statistik untuk menganalisis data dengan variabel terikat yang diperhatikan berupa waktu sampai terjadinya suatu kejadian (Kleinbaum dan Klein 2012). Salah satu tujuan analisis survival adalah mengetahui hubungan antara waktu survival dengan variabel-variabel yang diduga mempengaruhi waktu survival. Hubungan tersebut dapat dimodelkan dengan model regresi Cox *proportional hazard*, yang mempunyai variabel terikat berupa waktu survival dan variabel bebas berupa variabel yang diduga berpengaruh terhadap waktu survival.

Penggunaan model regresi Cox *proportional hazard* harus memenuhi asumsi *proportional hazard*, berarti juga bahwa perbandingan antara fungsi *hazard* individu satu dengan fungsi *hazard* individu yang lain (*hazard ratio*) harus konstan dari waktu ke waktu. Jika asumsi ini tidak terpenuhi, maka model dikatakan *nonproportional hazard* (Kleinbaum dan Klein 2012). Salah satu perluasan model Cox yang memperhatikan pelanggaran asumsi *proportional hazard* adalah model Cox *extended*. Model Cox *extended* merupakan perluasan dari model Cox *proportional hazard*, yaitu perkalian dari variabel bebas yang tidak memenuhi

asumsi *proportional hazard* dengan fungsi waktu. Fungsi waktu yang dapat digunakan, antara lain $g(t) = 0$, $g(t) = t$, $g(t) = \log t$, dan fungsi *heaviside*.

Beberapa artikel yang mengkaji tentang model Cox *extended* telah ditulis oleh beberapa orang, antara lain Ata dan Sozer (2007) yang membahas model regresi Cox untuk mengatasi *nonproportional hazard* yang diterapkan pada data survival kanker paru-paru. Model Cox *extended* untuk mengatasi *nonproportional hazard* juga telah ditulis oleh Agnesia (2014) yang membahas perbandingan model Cox *extended* dan model Cox stratifikasi pada data ketahanan hidup penderita kanker leher rahim dan penderita hipertensi dengan terapi tablet *Captopril*.

Pada data waktu survival sering terdapat kejadian bersama, yaitu keadaan dimana terdapat dua individu atau lebih yang mengalami kejadian pada waktu bersamaan atau disebut *ties*. Pada model Cox *proportional hazard* tidak boleh terjadi *ties* karena akan menimbulkan masalah pada pembentukan *maximum partial likelihood* (Xin 2011). Ada beberapa pendekatan yang dapat digunakan untuk mengatasi terjadinya *ties*, yaitu metode *Efron*, metode *Breslow* dan metode *Exact*.

Mengingat kebaikan model Cox *extended* untuk mengatasi *nonproportional hazard*, peneliti tertarik untuk mempelajari model Cox *extended* dengan metode *Breslow* pada kejadian bersama yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard* dan menerapkannya. Penulis menggunakan data berhenti bekerja pada *German Life History Study* (Blossfeld dan Rohwer 2002) yang mengandung kejadian bersama dan tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.

Metode Penelitian

Peneliti tertarik untuk mempelajari model Cox *extended* dengan metode *Breslow* dan menerapkannya pada data survival yang memuat kejadian bersama dan tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, yaitu data individu berhenti bekerja (Blossfeld dan Rohwer 2002). Data penelitian ini berisi waktu individu berhenti bekerja dengan 208 individu, tetapi ada 7 individu yang tidak dapat diamati secara lengkap sehingga hanya ada 201 individu yang dapat diamati. Dari 201 individu, ada beberapa yang berhenti bekerja lebih dari satu kali sehingga diperoleh $n = 600$ dan terdapat 4 variabel bebas, yaitu jenis kelamin, umur, status pernikahan dan pendidikan terakhir.

Sebelum pembentukan model Cox *extended*, akan dijelaskan pembentukan

model Cox *proportional hazard* pada kejadian bersama. Langkah-langkah dalam pembentukan model Cox *proportional hazard* pada kejadian bersama antara lain; (1) identifikasi data, (2) pendugaan parameter model regresi Cox *proportional hazard* dengan metode *Breslow*, (3) pengujian parameter pada model regresi Cox *proportional hazard* dengan uji *Wald*, (4) pengujian asumsi *proportional hazard*.

Setelah dilakukan uji asumsi pada model Cox *proportional hazard* pada kejadian bersama, diketahui variabel yang memenuhi asumsi *proportional hazard* atau tidak. Jika terdapat variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, diperlukan model baru yaitu model Cox *extended* pada kejadian bersama. Langkah-langkah pembentukan model *extended* untuk mengatasi *nonproportional hazard* pada kejadian bersama antara lain; (1) penambahan fungsi waktu $g(t)$ pada variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, (2) pendugaan parameter model Cox *extended* dengan metode *Breslow*, (3) pengujian parameter model Cox *extended*, (4) perbandingan nilai *Akaike's Information Criterion* (AIC) pada masing-masing model, dan (5) interpretasi *hazard ratio* pada model Cox *extended*.

Hasil dan Pembahasan

Sebelum pembentukan model Cox *extended*, terlebih dahulu akan dilakukan pembentukan model Cox *proportional hazard*.

Pembentukan Model Cox *Proportional Hazard*

Pembentukan model Cox *proportional hazard* dilakukan untuk mengetahui hubungan antara waktu survival dengan variabel-variabel yang diduga mempengaruhi waktu survival.

1. Pendugaan Parameter

Estimasi parameter model Cox *proportional hazard* menggunakan pendekatan metode *Breslow* untuk mengatasi kejadian bersama dengan bantuan *software* R 3.1.2 sebagai berikut:

Tabel 1. Estimasi Parameter Model Cox *Proportional Hazard* dengan metode *Breslow*

Variabel	Koefisien n	$\exp(\beta_j)$	SE
Jenis Kelamin	0,08405	1,0876 9	0,0972 0
Umur	-0,14743	0,8629 2	0,0097 9
Status Pernikahan	-0,28405	0,7527 3	0,1093 1
Pendidikan Terakhir	0,10356	1,1091 1	0,0208 4

Dari Tabel 1 diperoleh persamaan model Cox *proportional hazard*, sebagai berikut:

$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,08405X_1 - 0,14743X_2 - 0,28405X_3 + 0,10356X_4)$$

Selanjutnya dilakukan uji *log partial likelihood ratio*, dengan bantuan *software* R 3.1.2 diperoleh $\ln L(0) = -2.583,436$ dan $\ln L(\hat{\beta}) = -2.336,730$ sehingga diperoleh hasil yaitu $G = 493,412 \geq \chi^2_{(0,05;4)}$ dengan $\chi^2_{(0,05;4)} = 9,48772$, maka H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel yang berpengaruh dalam model.

2. Pengujian Parameter

Hasil pengujian parameter secara parsial menggunakan uji *Wald* dengan bantuan *software* R 3.1.2 yaitu sebagai berikut.

Tabel 2. Hasil Pengujian Parameter secara Parsial dengan Uji *Wald* menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	SE	z^2_{hitung}
Jenis Kelamin	0,41560	0,0948 1	19,215 1
Umur	-0,14849	0,0086 1	297,66 7
Status Pernikahan	-1,2365	0,0980	159,19 7
Pendidikan Terakhir	0,004401	0,0212 9	0,0426 9

Dari Tabel 2 diperoleh bahwa variabel jenis kelamin, umur, dan status pernikahan

berpengaruh terhadap waktu survival, sedangkan variabel pendidikan terakhir tidak berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 0,04269 < \chi_{0,05;1}^2 = 3,841$, maka variabel pendidikan terakhir dikeluarkan dari model, sehingga diperoleh:

Tabel 3. Estimasi Parameter Model Cox *Proportional Hazard* dengan metode *Breslow* pada Variabel yang Berpengaruh Signifikan

Variabel	Koefisien	$\exp(\beta_j)$	SE
Jenis Kelamin	0,01785	1,0180	0,0965
Umur	-0,13840	0,8707	0,0094
Status Pernikahan	-0,27929	0,7563	0,1106

Dari Tabel 3 diperoleh persamaan model Cox *proportional hazard* pada variabel yang signifikan berpengaruh adalah:

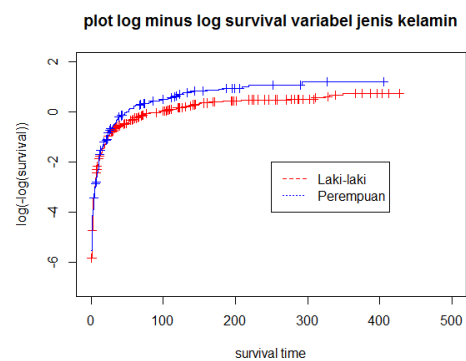
$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,01785X_1 - 0,13840X_2 - 0,27929X_3)$$

3. Pengujian Asumsi *Proportional Hazard*

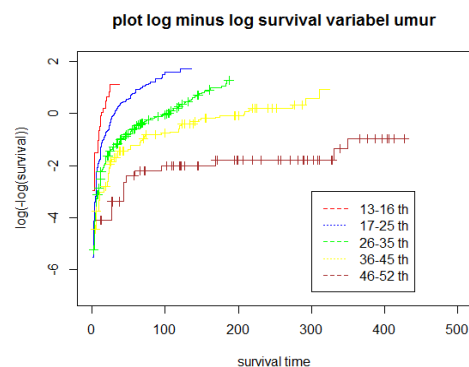
Pengujian asumsi *proportional hazard* pada penelitian ini menggunakan plot *log-minus-log survival* dan residual *Schoenfeld*.

a. Plot *Log-Minus-Log Survival*

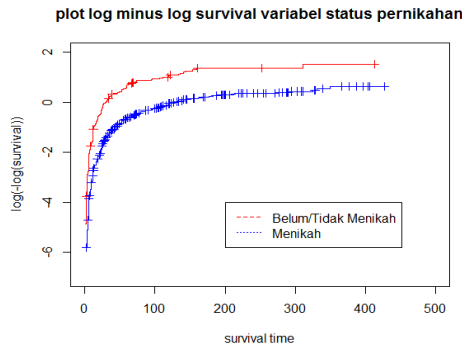
Berdasarkan pengujian asumsi menggunakan plot *log-minus-log survival* pada Gambar 1, 2, dan 3 diperoleh hasil bahwa variabel jenis kelamin, umur, dan status pernikahan memenuhi asumsi *proportional hazard* karena dari ketiga plot tersebut tidak berpotongan dan mendekati paralel.



Gambar 1. Plot *Log-Minus-Log Survival* pada Variabel Jenis Kelamin



Gambar 2. Plot *Log-Minus-Log Survival* pada Variabel Umur



Gambar 3. Plot *Log-Minus-Log* Survival pada Variabel Status Pernikahan

b. Residual Schoenfeld

Berikut pengujian asumsi dengan residual *Schoenfeld* pada variabel bebas dengan bantuan *software* R 3.1.2, yaitu:

Tabel 4. Korelasi, χ^2_{hit} dan *p-value* Variabel Bebas

Variabel	Korelasi	χ^2_{hit}	<i>p-value</i>
Jenis Kelamin	0,0386	0,715	0,39795
Umur	-0,1071	7,330	0,00678
Status Pernikahan	0,1127	5,454	0,01953

Dari Tabel 4 diperoleh bahwa variabel jenis kelamin memenuhi asumsi *proportional hazard*, sedangkan variabel umur tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, dengan *p-value* = 0,00678 < α = 0,05 dan variabel status pernikahan juga tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, dengan *p-value* = 0,01953 < α = 0,05.

Berdasarkan pengujian dengan plot *log-minus-log* dan residual *Schoenfeld*

diperoleh kesimpulan bahwa variabel umur dan status pernikahan tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*.

Model Cox Extended

Persamaan model *Cox extended* pada variabel umur (X_2) dan status pernikahan (X_3), yaitu sebagai berikut:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp[\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \delta_2 X_2 g(t) + \delta_3 X_3 g(t)]$$

a. Model Cox Extended dengan Fungsi Waktu $g(t) = t$

1) Pendugaan Parameter

Estimasi parameter model *Cox extended* dengan $g(t) = t$ menggunakan metode *Breslow* dengan bantuan *software* R 3.1.2, yaitu sebagai berikut.

Tabel 5. Estimasi Parameter Model *Cox Extended* dengan $g(t) = t$ menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	$\exp(\beta_j)$	SE
Jenis Kelamin	0,02396	1,0243	0,0965
Umur	-	0,9052	0,0133
Umur $g(t)$	0,09953	7	5
Status Pernikahan	-	0,9992	0,0001
Status Pernikahan $g(t)$	0,00071	9	9
Status Pernikahan	-	0,5418	0,1693
Status Pernikahan $g(t)$	0,61269	9	5
Status Pernikahan	-	1,0062	0,0027
Status Pernikahan $g(t)$	0,00618	1	5

Dari Tabel 5 diperoleh persamaan model Cox *extended* dengan $g(t) = t$, sebagai berikut:

$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,02396X_1 - 0,09953X_2 - 0,61269X_3 - 0,00071X_2g(t) + 0,00618X_3g(t))$$

Selanjutnya dilakukan uji *log partial likelihood ratio*, dengan bantuan *software R 3.1.2* diperoleh $\ln L(\hat{\beta}) = -2.347,311$ dan $\ln L(\hat{\delta}) = -2.339,316$ sehingga diperoleh hasil yaitu $G = 15,99 > \chi^2_{(0,05;2)}$ dengan $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$, maka H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel yang berpengaruh dalam model.

2) Pengujian Parameter

Hasil pengujian parameter secara parsial menggunakan uji *Wald* dengan bantuan *software R 3.1.2* yaitu sebagai berikut:

Tabel 6. Hasil Pengujian Parameter secara Parsial dengan Uji *Wald* untuk Model Cox *Extended* dengan $g(t) = t$ menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	SE	z^2_{hitung}
Umur $g(t)$	- 0,0022 1	0,0001 6	187,48 3
Status Pernikahan $g(t)$	- 0,0099 2	0,0014 3	48,065

Dari Tabel 6 diperoleh bahwa variabel umur terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 187,483 > \chi^2_{0,05;1} = 3,841$, dan variabel status pernikahan terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 48,065 > \chi^2_{0,05;1} = 3,841$.

b. Model Cox *Extended* dengan Fungsi Waktu $g(t) = \log t$

1) Pendugaan Parameter

Estimasi parameter model Cox *extended* dengan $g(t) = \log t$ menggunakan metode *Breslow* dengan bantuan *software R 3.1.2*, yaitu sebagai berikut.

Tabel 7. Estimasi Parameter Model Cox *Extended* dengan $g(t) = \log t$ menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	$\exp(\beta_j)$	SE
Jenis Kelamin	0,02213	1,0223 8	0,0966 6
Umur	- 0,00428	0,9580 6	0,0311 7
Umur $g(t)$	- 0,02649	0,9738 6	0,0085 8
Status Pernikahan	- 1,42409	0,2407 2	0,4425 2
Status Pernikahan $g(t)$	0,32162	1,3793 5	0,1227 8

Dari Tabel 7 diperoleh persamaan model Cox *extended* dengan $g(t) = \log t$, sebagai berikut:

$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,02213X_1 - 0,00428X_2 - 1,42409X_3 - 0,02649X_2g(t) + 0,32162X_3g(t))$$

likelihood ratio, dengan bantuan *software R 3.1.2* diperoleh $\ln L(\hat{\beta}) = -2.347,311$ dan $\ln L(\hat{\delta}) = -2.341,517$, sehingga diperoleh hasil yaitu $G = 11,588 > \chi^2_{(0,05;2)}$ dengan $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$, maka H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel yang berpengaruh dalam model.

2) Pengujian Parameter

Hasil pengujian parameter secara parsial menggunakan uji *Wald* dengan bantuan *software R 3.1.2* yaitu sebagai berikut.

Tabel 8. Hasil Pengujian Parameter secara Parsial dengan Uji *Wald* untuk Model Cox *Extended* dengan $g(t) = \log t$ menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	SE	z^2_{hitung}
Umur	-	0,0024	287,44
$g(t)$	0,04142	4	3
Status Pernikahan	-	0,0269	136,96
$an\ g(t)$	0,31482	0	8

Dari Tabel 8 diperoleh bahwa variabel umur terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 287,443 > \chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$ dan variabel status pernikahan terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 136,968 > \chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$.

c. Model Cox *Extended* dengan Fungsi *Heaviside*

Pada pembentukan model Cox *extended* dengan fungsi *heaviside* akan dibagi dua interval waktu, dari Gambar 2 dan Gambar 3 peneliti menentukan nilai $t_0 = 36$, maka diperoleh bentuk model Cox *extended* sebagai berikut:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp[\beta_i X_i + \delta_i X_i g(t)]$$

dengan,

$$g(t) = \begin{cases} 0, & \text{jika } t_0 < 36 \\ 1, & \text{jika } t_0 \geq 36 \end{cases}$$

1) Pendugaan Parameter

Estimasi parameter model Cox *extended* dengan fungsi *heaviside* menggunakan metode *Breslow* dengan bantuan *software R 3.1.2*, yaitu sebagai berikut.

Tabel 9. Estimasi Parameter Model Cox *Extended* dengan *heaviside* menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	$\exp(\beta_j)$	SE
----------	-----------	-----------------	----

Jenis Kelamin	0,01943	1,0196	0,0966
Umur	-	0,8890	0,0128
Umur $g(t)$	0,11766	0	3
Status Pernikahan	-	0,9615	0,0185
Status Pernikahan $g(t)$	0,03919	7	9
	-	0,5928	0,1545
	0,52281	5	4
	0,48827	1,6294	0,2266
		9	9

Dari Tabel 9 diperoleh persamaan model Cox *extended* dengan fungsi *heaviside*, sebagai berikut:

$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,01943X_1 - 0,11766X_2 - 0,52281X_3 - 0,03919X_2g(t) + 0,48827X_3g(t))$$

Selanjutnya dilakukan uji *log partial likelihood ratio*, dengan bantuan *software R 3.1.2* diperoleh $\ln L(\hat{\beta}) = -2.347,311$ dan $\ln L(\hat{\delta}) = -2.344,023$ sehingga diperoleh hasil yaitu $G = 6,576 > \chi^2_{(0,05;2)}$ dengan $\chi^2_{(0,05;2)} = 5,991$, maka H_0 ditolak dan dapat disimpulkan bahwa paling sedikit ada satu variabel yang berpengaruh dalam model.

2) Pengujian Parameter

Hasil pengujian parameter secara parsial menggunakan uji *Wald* dengan bantuan *software R 3.1.2* yaitu sebagai berikut.

Tabel 10. Hasil Pengujian Parameter secara Parsial dengan Uji *Wald* untuk Model Cox *Extended* dengan fungsi *heaviside* menggunakan Metode *Breslow*

Variabel	Koefisien	SE	z^2_{hitung}
Umur	-	0,0129	148,99
$g(t)$	0,15807	5	1
Status Pernikahan $g(t)$	-0,9208	0,1575	34,1798

Dari Tabel 10 diperoleh bahwa variabel umur terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 148,991 > \chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$ dan variabel status pernikahan terikat waktu berpengaruh terhadap waktu survival dengan $z^2 = 34,1798 > \chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$.

Perbandingan Nilai AIC

Berikut adalah perbandingan nilai AIC untuk masing-masing model:

Tabel 11. Perbandingan Nilai AIC pada Model

Model	AIC
Model Cox <i>Proportional Hazard</i>	4.700,62
Model Cox <i>Extended</i> dengan $g(t) = t$	4.688,63
Model Cox <i>Extended</i> dengan $g(t) = \log t$	4.693,03
Model Cox <i>Extended</i> dengan Fungsi <i>Heaviside</i>	4.698,04
	6

Dari Tabel 11 dapat disimpulkan bahwa model Cox *extended* dengan $g(t) = t$ adalah model terbaik dalam penelitian ini dengan nilai AIC terkecil yaitu 4.688,632.

Interpretasi Hazard Ratio

Persamaan model Cox *extended* dengan $g(t) = t$ menggunakan pendekatan metode *Breslow* adalah sebagai berikut.

$$h_i(t_i) = h_0(t) \exp(0,02396X_1 - 0,09953X_2 - 0,61269X_3 - 0,00071X_2g(t) + 0,00618X_3g(t)) \quad (1)$$

Selanjutnya dilakukan pengujian pada setiap variabel bebas dengan uji *Wald* dari Tabel 5 untuk mengetahui variabel bebas yang berpengaruh signifikan dalam model Cox *extended* dengan $g(t) = t$. Diperoleh kesimpulan, yaitu variabel jenis kelamin tidak berpengaruh signifikan terhadap model, dengan $z^2 = 0,06161 < \chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$, sedangkan variabel umur, status pernikahan, umur terikat waktu, dan status pernikahan terikat waktu berpengaruh signifikan terhadap model.

Berdasarkan hasil uji *Wald*, diketahui variabel jenis kelamin tidak berpengaruh dalam model (1), maka variabel tersebut dikeluarkan dari model,

sehingga diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$h(t, X(t)) = h_0(t) \exp(-0,09996X_2 - 0,60896X_3 - 0,00071X_2g(t) + 0,00618X_3g(t)) \quad (2)$$

Selanjutnya dilakukan uji *partial likelihood* antara model (1) dengan model (2) untuk mengetahui model yang dipilih sebagai model akhir Cox *extended*. Berdasarkan uji *partial likelihood* diperoleh $G = 0,06 < \chi^2_{(0,05;1)}$ dengan $\chi^2_{(0,05;1)} = 3,841$, maka dapat disimpulkan bahwa model (2) lebih baik daripada model (1), sehingga model (2) dipilih sebagai model akhir Cox *extended*.

Pada model (2), nilai $\exp(\beta_i)$ menunjukkan pengaruh variabel terhadap *fungsi hazard*, yaitu:

1. Setiap penambahan umur 1 tahun, individu memiliki risiko berhenti bekerja yaitu sebesar $\exp(-0,09996 + (-0,00071)) = 0,90423$, sehingga setiap penambahan umur 1 tahun akan menurunkan risiko individu berhenti bekerja sebesar 0,9 kali.
2. Setiap individu yang sudah menikah memiliki risiko berhenti bekerja sebesar $\exp(-0,60896 + 0,00618) = 0,54728$, sehingga

individu yang sudah menikah memiliki risiko berhenti bekerja lebih kecil daripada individu yang belum menikah yaitu sebesar 0,55 kali.

Kesimpulan

Prosedur pembentukan model Cox *extended* untuk mengatasi *nonproportional hazard* pada kejadian bersama, yaitu (1) penambahan fungsi waktu pada variabel yang tidak memenuhi asumsi *proportional hazard*, (2) pendugaan parameter pada model Cox *extended* menggunakan pendekatan metode *Breslow* untuk kejadian bersama, (3) pengujian parameter pada model Cox *extended* menggunakan uji *Wald*, (4) perbandingan nilai AIC untuk mengetahui model regresi terbaik, dan (5) interpretasi *hazard ratio* untuk mengetahui adanya peningkatan atau penurunan risiko pada perlakuan tertentu.

Pada penerapan data survival berhenti bekerja diperoleh model Cox *extended* dengan $g(t) = t$ sebagai model terbaik dengan variabel yang berpengaruh signifikan, yaitu variabel umur, status pernikahan, umur terikat waktu dan status pernikahan terikat waktu.

Pengembangan untuk penelitian selanjutnya mengenai model Cox *extended* untuk mengatasi *nonproportional hazard* pada kejadian

bersama dapat dilakukan dengan pendekatan lain, yaitu metode *Exact* dan dapat diterapkan pada kasus berhenti bekerja di Indonesia.

Pustaka

- Agnesia Berlian Nirwana Sari. 2014. Perbandingan Model Regresi Cox Menggunakan Time-Dependent Variable dan Stratified Proportional Hazard untuk Mengatasi Nonproportional Hazard. *Jurnal Statistik FMIPA Universitas Brawijaya* 2(1): 69-72.
- Ata, N., & Sozer, M. Tekin. 2007. Cox Regression Model with Nonproportional Hazard Applied to Lung Cancer Survival Data. *Hacettepe Journal of Mathematics and Statistics* 36(2): 157-167.
- Blossfeld, Hans-Peter, & Rohwer, Gotz. 2002. *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Casual Analysis Second Edition*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Breslow, N. 1974. Covariance Analysis of Censored Survival Data. *Biometrics* 30:89-99.
- Collett, D. 2003. *Modelling Survival Data in Medical Research Second Edition*. London: Chapman and Hall.
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. 2012. *Survival Analysis A Self-Learning Text Third Edition*. New York: Springer Science+Business Media, Inc.
- Kreitner, Robert, & Kinicki, Angelo. 2003. *Perilaku Organisasi Edisi Pertama*. Jakarta: Salemba Empat.
- Lee, Elisa T., & Wang, John Wenyu.

2003. *Statistical Methods for Survival Data Analysis Third Edition*. New Jersey: A John Wiley & Sons, Inc., Publication.
- Robbins, Stephen P. & Judge, Timothy A. 2012. *Perilaku Organisasi*. Jakarta: Salemba Empat.
- Therneau, Terry M. & Grambsch, Patricia M. 2000. *Modeling Survival Data: Extending The Cox Model*. New York: Springer-Verlag, Inc.
- Xin, Xin. 2011. A Study of Ties and Time-Varying Covariates in Cox Proportional Hazards Model. *Tesis*. The University of Guelph.