BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Pendahuluan

Sebelum melalukan pembahasan mengenai permasalahan dari skripsi ini, pada bab ini akan diuraikan beberapa teori penunjang yang dapat membantu dalam penulisan skripsi. Teori penunjang tersebut adalah: Regresi logistik, analisis *survival*, *model Cox proporsional hazard*, kriteria *mean cost*, kurva ROC untuk mencari *cut-off* optimal, serta kredit perbankan dan kredit bermasalah.

2.2 Regresi Logistik

Istilah model linear umum atau *generalized linear model* (GLM) biasanya merujuk pada model regresi biasa untuk variabel tak bebas kontinu pada variabel bebas kontinu dan/atau kategorik. Istilah GLM merujuk pada kelas model yang lebih besar yang dipopulerkan oleh McCullagh dan Nelder (1989). Dalam model ini, variabel respon y_i diasumsikan mengikuti distribusi dari keluarga eksponensial dengan rata-rata μ_i, yang biasanya diasumsikan sebagai suatu fungsi (seringkali bentuknya nonlinear) dari $\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}$. Beberapa penulis mengatakan bentuknya adalah nonlinear karena μ_i seringkali merupakan fungsi non linear dari kovariat, tetapi McCullagh dan Nelder (1989) mempertimbangkan fungsi tersebut sebagai bentuk yang linear, karena kovariat ini mempengaruhi distribusi dari y_i hanya melalui kombinasi linear dari $\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}$. Seluruh model linear umum akan mempunyai tiga buah komponen. Komponen acak yang mengidentifikasi variabel respon y yang mempunyai distribusi peluang tertentu yang berasal dari keluarga eksponensial. Komponen sistematis yang berisi variabel bebas x yang digunakan sebagai prediktor dalam model. Fungsi penghubung yang menggambarkan hubungan fungsional antara komponen sistematik dengan nilai harapan (rata-rata) dari komponen acak. Model linear umum akan menghubungkan fungsi dari rata-rata tersebut kepada variabel bebas melalui persamaan yang berbentuk linear.

Regresi logistik merupakan metode analisis statistika yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara variabel tak bebas yang bersifat biner atau dikotomus dengan satu atau lebih variabel bebas (Hosmer dan Lemeshow, 2000). Pada regesi logistik, variabel tak bebas berskala kategorik. Variabel tak bebas yang dinotasikan dengan y bersifat biner atau dikotomus yang mempunyai dua nilai yaitu 0 dan 1. Dalam keadaan demikian, variabel y mengikuti distribusi Bernoulli untuk setiap observasi tunggal. Fungsi probabilitas untuk setiap observasi diberikan sebagai berikut:

$$f(y) = \pi^y (1-\pi)^{1-y} \qquad y = 0 \; dan \; 1 \qquad ...(2.1)$$

sehingga diperoleh:

Jika y = 0 maka $f(y) = \pi^0 (1-\pi)^{1-0} = 1 - \pi$

Jika y = 1 maka $f(y) = \pi^1 (1-\pi)^{1-1} = \pi$

$E(y_i) = \pi$

Fungsi regresi logistiknya dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\pi(\boldsymbol{x}_i) = \frac{e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}}{1+e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}} \qquad ...(2.2)$$

Jika η_i = $\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_p x_{ip}$ dengan p = banyak variabel bebas. Maka nilai η_i antara $-\propto$ dan $+\propto$ sehingga nilai π terletak antara 0 dan 1. Hal tersebut menunjukkan bahwa model logistik sebenarnya menggambarkan probabilitas atau risiko dari suatu objek.

Dimana fungsi $\pi(\boldsymbol{x}_i)$ di atas berbentuk non linear sehingga untuk membuatnya menjadi fungsi linear harus dilakukan transformasi logit sebagai berikut:

$$g(\boldsymbol{x}_i) = \ln\left(\frac{\pi(\boldsymbol{x}_i)}{1-\pi(\boldsymbol{x}_i)}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_p x_{ip} \qquad ...(2.3)$$

2.2.1 Pendugaan Parameter Model Regresi Logistik

Pendugaan parameter yang digunakan regresi logistik adalah metode kemungkinan maksimum (*maximum likelihood*, ML). Metode kemungkinan maksimum adalah metode penaksiran yang banyak digunakan untuk menaksir model logistik, baik untuk data dikelompokkan dan data yang tidak dikelompokkan (*ungrouped data*). Prinsip dasar dari metode kemungkinan maksimum adalah memilih suatu penaksir parameter sedemikian rupa sehingga dapat memaksimumkan fungsi peluang yang diamati. Jika x_i dan y_i adalah pasangan variabel bebas dan tak bebas pada pengamatan ke $-i$ dan diasumsikan bahwa setiap pasangan pengamatan saling bebas dengan pasangan pengamatan lainnya, i = 1, 2, ... , n, maka fungsi probabilitas untuk setiap pasangan adalah sebagai berikut:

$$f(y_i) = \pi_i^{y_i}(1-\pi_i)^{1-y_i} \qquad ; y_i = 0 \text{ dan } 1 \qquad ...(2.4)$$

Jika peluang sukses dimodelkan dengan variabel bebas x_i mengikuti model persamaan regresi logistik, fungsi *likelihood* untuk distribusi Bernoulli adalah:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^{n} \pi(x_i)^{y_i}\,[1-\pi(x_i)]^{1-y_i}$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \pi_i^{y_i}(1-\pi_i)^{-y_i}(1-\pi_i)$$

$$= \prod_{i=1}^{n} \left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right)^{y_i}(1-\pi_i)$$

dengan persamaan logistik $\pi(x_i) = \frac{e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}}{1+e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}} = \frac{e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}}}$

$$1-\pi_i = \frac{e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}}{1+e^{(\beta_0+\beta_1 x_{i1}+\beta_2 x_{i2}+\cdots+\beta_p x_{ip})}} = 1 - \frac{e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}}}{1+e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}}} = (1+e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}})^{-1}$$

Dari persamaan diatas maka diperoleh $\frac{\pi_i}{1-\pi_i} = e^{\boldsymbol{x}_i^T\boldsymbol{\beta}}$. Sehingga fungsi *likelihood* dapat diperoleh menjadi:

$l(\beta) = \prod_{i=1}^{n} e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta} y_i} (1 + e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}})^{-1}$ ...(2.5)

Setelah fungsi *likelihood* didapat, langkah selanjutnya yaitu memperoleh nilai log-*likelihood* yang dapat dinyatakan sebagai berikut:

$L(\beta) = \ln l(\beta)$

$L(\beta) = \ln \left[\prod_{i}^{n} e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta} y_i} (1 + e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}})^{-1}\right]$

$L(\beta) = \sum_{i=1}^{n} \left[\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta} y_i - \ln(1 + e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}})\right]$ ...(2.6)

Untuk mendapatkan nilai penaksiran koefisien regresi logistik $(\hat{\beta})$ dilakukan dengan penurunan $L(\beta)$ terhadap β dan disamakan dengan 0 sebanyak p buah. Turunan pertaman dari $\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$ terhadap β_j adalah x_{ij} , sehingga:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^{n} y_i x_{ij} - \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{1}{1 + \boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}}\right) e^{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}} x_{ij}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left[y_i x_{ij} - (\pi_i) x_{ij}\right]$$

$$= \sum_{i=1}^{n} (y_i - \mu_i) x_{ij} \qquad \text{...(2.7)}$$

dimana $\mu_i = E(y_i) = \pi_i$.

Persamaan diatas merupakan sistem persamaan non linier, maka langkah selanjutnya untuk melakukan penyelesaian penaksiran parameter digunakan iterasi *Newton Raphson*. Langkah-langkah yang ditempuh adalah sebagai berikut:

1. Tentukan nilai awal taksiran parameter dalam model, $\beta^{(0)}$.
2. Tentukan vektor skor statistik $\left(U(\beta)\right)$ dan matriks informasi $(I(\beta))$. Dalam hal ini, vektor statistik merupakan turunan pertama dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter-parameternya atau $\frac{\partial \log L(\beta)}{\partial \beta} = U(\beta)$. Sedangkan matriks informasi turunan kedua dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter-parameter atau $-\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta^2} = I(\beta)$.

3. Untuk iterasi ke-m hitung:

$$\underline{\beta}^{(m+1)} = \underline{\beta}^{(m)} - \left[I\left(\beta^{(m)}\right)\right]^{-1} U(\beta^{(m)}), \text{ untuk m = 0,1,2,...} \qquad ...(2.29)$$

4. Apabila selisih mutlak antara $\underline{\beta}^{(m)}$ dengan $\underline{\beta}^{(m+1)}$ mendekati nol maka proses iterasi berhenti. Tetapi jika $\left|\underline{\beta}^{(m)} - \underline{\beta}^{(m+1)}\right| > 0{,}0001$. Maka ulangi langkah ke-2 dan langkah ke-3 sampai memperoleh $\left|\underline{\beta}^{(m)} - \underline{\beta}^{(m+1)}\right| \leq 0{,}0001$.

2.2.2 Pengujian Parameter Model Regresi Logistik

Pengujian parameter model dilakukan untuk memeriksa signifikansi variabel bebas yang ada dalam model. Untuk mengetahui pengaruh variabel bebas terhadap variabel tidak bebas secara serentak di dalam model regresi logistik maka digunakan statistik uji *G* yang merupakan uji rasio kemungkinan (*likelihood ratio test)* dengan hipotesis :

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$

$H_1 :$ paling tidak terdapat satu $\beta_j \neq 0$; j = 1, 2, ..., p

Untuk menguji hipotesis digunakan statistik uji *G* :

$$G = -2 \ln \frac{\left(\frac{n_1}{n}\right)^{n_1}\left(\frac{n_0}{n}\right)^{n_0}}{\prod_{i=1}^{n} \hat{\pi}_i^{\,y_i}(1-\hat{\pi}_i)^{(1-y_i)}} = -2 \ln \left[\frac{L_0}{L_p}\right] \qquad ...(2.9)$$

dengan :

$n_1 = \sum y_i$

$n_0 = \sum(1 - y_i)$

$\hat{\pi}_i = \frac{e^{(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \hat{\beta}_2 x_{i2} + \cdots + \hat{\beta}_p x_{ip})}}{1 + e^{(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \hat{\beta}_2 x_{i2} + \cdots + \hat{\beta}_p x_{ip})}}$

L_0 = *likelihood* tanpa variabel bebas

L_p = *likelihood* dengan variabel bebas

Kriteria uji :

Tolak H_0 apabila $G > \chi^2_{(1-\alpha;p)}$ atau p-value $\leq \alpha$.

Dengan α : taraf arti

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara parsial dengan menggunakan uji *Wald* dengan hipotesis sebagai berikut :

$H_0 : \beta_j = 0$

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

Statistik uji Wald didefinisikan (Hosmer dan Lemeshow, 2000) sebagai :

$$W = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \qquad \text{...(2.10)}$$

Dengan $\hat{\beta}_j$ merupakan penaksir dari β_j sedangkan $SE(\hat{\beta}_j)$ adalah penaksir standar error dari $\hat{\beta}_j$. Statistik uji Wald akan mengikuti distribusi normal baku jika H_0 benar sehingga kriteria uji Wald yaitu tolak H_0 apabila $|W| > Z_{\alpha/2}$ atau p-value $\leq \alpha$. Sedangkan dalam *software* SPSS, *output* yang dikeluarkan adalah W^2 berdistribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas 1 sehingga kriteria uji Wald yaitu tolak H_0 apabila $|W| > \chi^2_{(\alpha,1)}$ atau p-value $\leq \alpha$.

2.3 Analisis *Survival*

Analisis *survival* adalah metode-metode analisis statistika tentang lamanya ketahanan hidup sampai terjadinya suatu peristiwa. Analisis *survival* telah menjadi alat penting 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. 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 & Klein, 2005).

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

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, dapat dalam hari bulan, maupun tahun. Waktu awal (*time origin* atau *start-point*) yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian awal, seperti waktu seorang divonis menderita kanker, waktu pemberian perlakuan dan lain-lain. Waktu kegagalan (*failure time* atau *end-point*) yaitu waktu pada saat terjadinya kejadian akhir seperti kematian, kejadian dan lain-lain (Collett, 2003).

Waktu *survival* mengukur lamanya waktu sampai terjadinya peristiwa yang diperhatikan seperti kegagalan, macet, kematian, kambuh, perkembangan pemberian obat terhadap suatu penyakit, dan sebagainya (Purnama, 2011). Lamanya waktu ini merupakan variabel acak yang diasumsikan mengikuti distribusi tertentu. Distribusi dari waktu survival biasanya digambarkan oleh dua fungsi, yaitu fungsi survival dan fungsi hazard yang mempunyai hubungan satu sama lain.

Penentuan waktu *survival*, ada tiga faktor yang dibutuhkan.

a. Waktu awal pencatatan (*time origin* atau *start-point*) harus didefinisikan dengan tepat pada setiap individu, misalkan awal mula pengamatan berupa tanggal perawatan pasien.

b. Waktu akhir pencatatan (*failure time* atau *end-point*) didefinisikan jelas untuk mengetahui status tersensor atau tidak tersensor, meninggal atau sembuh seorang pasien.

c. Satuan pengukuran sebagai batas dari waktu kejadian dari awal sampai akhir kejadian, misalnya satuan tahunan, bulanan, harian, mingguan, harian. 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. Jika berada dalam keadaan sebaliknya maka data tersebut disebut data tidak tersensor (Lee & Wang, 2003).

Dalam mendapatkan 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 penyensoran data. Konsep penyensoran inilah yang membedakan antara analisis *survival* dengan ilmu-ilmu statistika yang lainnya (Kleinbaum & Klein, 2005).

Menurut Klein & Moeschberger (2003) dalam analisis *survival* terdapat empat jenis penyensoran.

a. Penyensoran kanan (*right censoring*)

Penyensoran 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 kanker 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 penyensoran kanan.

b. Penyensoran kiri (*left censoring*)

Penyensoran 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 pengguna ganja di kalangan anak laki-laki di sebuah sekolahan. Dengan mengajukan pertanyaan "kapan pertama kali anda menggunakan ganja?". Ternyata terdapat beberapa anak menjawab "saya perrnah menggunakannya, tetapi saya tidak tahu tepatnya kapan pertama kali mengunakannya", 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 tikus yang diberikan karsinogen pada makanannya, dilakukan studi selama 10 bulan kepada 10 tikus dan penelitian dilakukan setiap akhir tahun, jika 2 dari 8 tikus tewas karena kanker pada bulan ke-5 dan ke-7, maka dua tikus 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 ada 1 dari 10 tikus tersebut meninggal karena terjepit (tewas bukan karena penelitian utama) bukan karena terkena kanker, maka tikus tersebut mengalami pensensoran acak.

Penyensoran-penyensoran di atas disebabkan oleh beberapa hal antara lain: (Kleinbaum & Klein, 2005).

a. *Loss to follow up*, objek menghilang selama masa pengamatan terjadi apabila individu pindah atau menolak untuk berpartisipasi.

b. Individu tidak mengalami kejadian gagal (*failure event*) sebelum pengamatan berakhir.

c. Individu terpaksa dihentikan dari pengamatan karena kematian (jika kematian bukan failure event) atau disebabkan alasan lain.

2.3.1 Fungsi *Survival*

Fungsi kepadatan peluang adalah peluang suatu individu mati atau gagal dalam interval waktu t sampai $t + \Delta t$. Fungsi kepadatan peluang dinotasikan dengan $f(t)$ dan dirumuskan dengan

$$f(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \left[\frac{P(t < T < (t + \Delta t))}{\Delta t} \right] = \lim_{\Delta t \to 0} \left[\frac{P(F(t + \Delta t) - F(t))}{\Delta t} \right] \qquad ...(2.11)$$

Misalkan T adalah variabel acak bukan negatif pada interval $[0,\infty)$ yang menunjukkan waktu hidup pada suatu populasi dan $f(t)$ merupakan fungsi kepadatan peluang dari variabel acak T maka fungsi distribusi kumulatif $F(t)$ adalah (Lawless, 1982)

$$F(t) = P(T \leq t)$$

$$= \int_0^t f(x)dx \qquad ...(2.12)$$

Dari persamaan (2.13), diperoleh

$$f(t) = \frac{d(F(t))}{dt} = F'(t) \qquad ...(2.13)$$

Jika T merupakan variabel acak tidak negatif pada interval $[0,\infty)$ yang waktu individu sampai mengalami kejadian pada populasi, $f(t)$ merupakan fungsi kepadatan peluang dari t maka peluang suatu individu tidak mengalami kejadian sampai waktu t dinyatakan dengan fungsi *survival* $S(t)$ (Lawless, 2007). Dalam skripsi ini, fungsi $S(t)$ tersebut menyatakan peluang seorang debitur tetap bertahan melakukan cicilan atas pinjamannya (tidak macet) pada waktu t.

$S(t)$ = P (individu bertahan pada waktu t)

$$S(t) = P(T \geq t)$$

$$= \int_t^\infty f(x)dx \qquad ...(2.14)$$

Dari definisi fungsi distribusi kumulatif dari *T*, fungsi *survival* dapat dinyatakan sebagai berikut.

$$S(t) = P(T \geq t)$$

= 1- P (individu gagal sebelum waktu t)

$$= 1 - P(T \leq t)$$

$$= 1 - F(t)$$

$$F(t) = 1 - S(t)$$

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

$$f(t) = -\frac{d\left(S(t)\right)}{dt} = -S'(t) \quad ...(2.15)$$

Hubungan kepadatan peluang, fungsi distribusi kumulatif dari T dengan fungsi *survival* yaitu

$$f(t) = F'(t) = -S'(t) \quad ...(2.16)$$

2.3.2 Fungsi Hazard

Misalkan T variabel acak non negatif pada interval $[0, \infty)$ yang menunjukkan waktu individu sampai mengalami kejadian pada suatu populasi, maka peluang bahwa individu mengalami kejadian pada interval $(t, t + \Delta t)$ dinyatakan dengan fungsi *hazard* $h(t)$ (Lawless, 2007). Sehingga fungsi hazard dalam skripsi ini adalah peluang debitur yang belum mengalami macet sampai dengan t bulan akan mengalami macet dalam waktu dekat.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t \mid T \ge t)}{\Delta t}$$

$$= \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t, T \ge t)}{\Delta t \cdot P(T \ge t)}$$

$$= \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t)}{\Delta t \cdot S(t)}$$

$$= \lim_{\Delta t \to 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t \cdot S(t)}$$

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

$$= \frac{F'(t)}{S(t)}$$

$$= \frac{f(t)}{S(t)} \qquad ...(2.17)$$

2.3.3 *Hazard* Kumulatif

Dari hasil substitusi persamaan (2.15) dan (2.17) diperoleh sebagai berikut (Lawless, 2007)

$$h(t) = \frac{-S'(t)}{S(t)} = \frac{d}{dt}\log S(t) \qquad ...(2.18)$$

Berdasarkan persamaan (2.19) diperoleh (Lawless, 2007)

$$\log\left(S(t)\right)|_0^t = -\int_0^t h(x)dx \qquad ...(2.19)$$

karena $S(0) = 1$ sehingga (Lawless, 2007)

$$S(t) = \exp\left[-\int_0^t h(x)dx\right] \qquad ...(2.20)$$

Dari persamaaan (2.21) didapatkan fungsi *hazard* maka fungsi kumulatif *hazard* dinyatakan dengan $H(t)$ (Lawless, 2007).

$$H(t) = \int_0^t h(x)dx \qquad ...(2.21)$$

Selain itu persamaan (2.21) dapat dituliskan (Lawless, 2007).

$$S(t) = \exp\left[-H(t)\right] \qquad ...(2.22)$$

2.4 Model *Cox proporsional hazard*

Untuk memodelkan data survival dengan variabel penjelas yang mempengaruhi fungsi hazard adalah model hazard proporsional yang diusulkan oleh Cox dan juga dikenal sebagai regresi Cox. Kelebihan Cox adalah tidak harus memiliki fungsi dari distribusi parametrik. Asumsi pemodelan hanya memvalidasi asumsi bahwa fungsi hazard harus proporsional setiap waktu. Asumsi proporsional pada model dapat diketahui melalui plot ${}^{e}\log$ [-${}^{e}\log S(t)$] terhadap waktu survival (t) untuk setiap kategori yang ada dalam p variabel penjelas yang membentuk pola yang sejajar pada level yang berbeda-beda.

Misal hazard tergantung pada nilai-nilai $x_1, x_2, \cdots, x_p$ dari p variabel penjelas, $X_1, X_2, \cdots, X_p$. Nilai-nilai dari variabel penjelas dalam model hazard proporsional dinyatakan dalam bentuk vektor $\boldsymbol{x}$, sehingga $\boldsymbol{x}$ = $(x_1, x_2, \cdots, x_p)$'. Misalkan $h_0(t)$ adalah fungsi hazard untuk individu yang semua variabel penjelas vektor $\boldsymbol{x}$ mempunyai nilai nol, maka fungsi $h_0(t)$ disebut *baseline hazard function*.

Model hazard proporsional umum adalah sebagai berikut

$$h_i(t) = \exp\left(\beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_p x_{ip}\right) h_0(t) \qquad \text{...(2.23)}$$

dapat pula dinyatakan dalam bentuk persamaan log,

$$\log\left\{\frac{h_i(t)}{h_0(t)}\right\} = \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_p x_{ip} \qquad \text{...(2.24)}$$

dengan $h_i(t)$: Fungsi hazard untuk individu ke-i

$h_0(t)$: Fungsi hazard dasar (baseline)

$\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_p$: Koefisien regresi

$x_{i1}, x_{i2}, \cdots, x_{ip}$: Nilai variabel untuk individu ke-i

2.4.1 Pendugaan Parameter Model *Cox proporsional hazard*

Untuk menentukan model terbaik diperlukan taksiran koefisien variabel $X_1, X_2, \cdots, X_p$ yaitu $\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_p$. Koefisien β dalam model *Cox proporsional hazard* dapat ditaksir menggunakan metode *Maksimum Likelihood*. Apabila terdapat *n* individu, di antaranya terdapat *r* individu yang tidak tersensor dan *n* – *r* individu yang tersensor maka urutan waktu *r* waktu kegagalan dinotasikan oleh $t_{(1)} < t_{(2)} <$

$\cdots < t_{(r)}$, sehingga $t_{(q)}$ adalah urutan waktu kegagalan ke-*q*. Menurut Cox (1972) fungsi *likelihood* untuk model *hazard* proporsional adalah

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{q=1}^{r} \frac{\exp(\boldsymbol{x}_q^T \boldsymbol{\beta})}{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(\boldsymbol{x}_l^T \boldsymbol{\beta})} \qquad ...(2.25)$$

$x_{(q)}$ adalah vektor variabel dari individu yang gagal pada saat ke-*q* dengan waktu t_q. Notasi $R(t_q)$ adalah seluruh individu yang memiliki resiko gagal pada waktu ke-*q*. Jika terdapat *n* waktu *survival* yang diobservasi, dinotasikan oleh $t_1, t_2, \cdots t_n$ dan δ_i adalah *value indicator* maka fungsi likelihoodnya dinyatakan dalam fungsi parsial *likelihood* sebagai berikut

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^{n} \left[\frac{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(x_l^T \boldsymbol{\beta})}\right]^{\delta_i} \qquad ...(2.26)$$

dengan $\delta_i = \begin{cases} 0, \text{individu yang tersensor} \\ 1, \text{individu tidak tersensor} \end{cases}$

Fungsi *log likelihood* yang bersesuaian adalah

$$\log L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^{n} \delta_i \left\{\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta} - \log \sum_{l \in R(t_q)} \exp(\boldsymbol{x}_l^T \boldsymbol{\beta})\right\} \qquad ...(2.27)$$

Untuk mendapatkan nilai penaksiran $\hat{\beta}$ dilakukan dengan penurunan $L(\boldsymbol{\beta})$ terhadap β dan disamakan dengan 0. Turunan pertaman dari $\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta}$ terhadap β_j adalah x_{ij}, sehingga:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_j} = \frac{\partial (\sum_{i=1}^{n} \delta_i [(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{ij}) - \ln(\sum_{l \in R(t_q)} \exp(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}))])}{\partial \beta_j}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \delta_i \left[\sum_{j=1}^{p} x_{ij} \frac{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj}) \sum_{j=1}^{p} x_{ij}}{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(\sum_{j=1}^{p} \beta_j x_{lj})}\right] \qquad ...(2.28)$$

Persamaan diatas merupakan sistem persamaan non linier, maka langkah selanjutnya estimasi koefisien $\hat{\beta}$ diselesaikan dengan metode numerik melalui penyelesaian *Newton Raphson*. Langkah-langkah yang ditempuh adalah sebagai berikut:

1. Tentukan nilai awal taksiran parameter dalam model, $\beta^{(0)}$.

2. Tentukan vektor skor statistik $(U(\beta))$ dan matriks informasi $(I(\beta))$. Dalam hal ini, vektor statistik merupakan turunan pertama dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter-parameternya atau $\frac{\partial \log L(\beta)}{\partial \beta} = U(\beta)$. Sedangkan matriks informasi turunan kedua dari fungsi *log-likelihood* terhadap parameter-parameter atau $-\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta^2} = I(\beta)$.
3. Untuk iterasi ke-m hitung:

$$\underline{\beta}^{(m+1)} = \underline{\beta}^{(m)} - \left[I\left(\beta^{(m)}\right)\right]^{-1} U(\beta^{(m)}), \text{ untuk m = 0,1,2,...} \qquad ...(2.29)$$

4. Apabila selisih mutlak antara $\underline{\beta}^{(m)}$ dengan $\underline{\beta}^{(m+1)}$ mendekati nol maka proses iterasi berhenti. Tetapi jika $\left|\underline{\beta}^{(m)} - \underline{\beta}^{(m+1)}\right| > 0{,}0001$. Maka ulangi langkah ke-2 dan langkah ke-3 sampai memperoleh $\left|\underline{\beta}^{(m)} - \underline{\beta}^{(m+1)}\right| \leq 0{,}0001$.

2.4.2 Pengujian Parameter Model *Cox proporsional hazard*

Pengujian parameter model dilakukan untuk memeriksa signifikansi variabel bebas yang ada dalam model. Untuk mengetahui pengaruh variabel bebas terhadap variabel tidak bebas secara serentak di dalam model *Cox proporsional hazard* maka digunakan statistik uji *G* yang merupakan uji rasio kemungkinan (*likelihood ratio test)* dengan hipotesis :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat satu } \beta_j \neq 0 \qquad ; j = 1, 2, ..., p$$

Untuk menguji hipotesis digunakan statistik uji *G* :

$$G = -2 \ln \left[\frac{L_0}{L_p}\right] \qquad ...(2.30)$$

dengan :

L_0 = *likelihood* tanpa variabel bebas

L_p = *likelihood* dengan variabel bebas

Kriteria uji :

Tolak H_0 apabila $G > \chi^2{}_{(1-\alpha;p)}$ atau p-value $\leq \alpha$.

Dengan α : taraf arti

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter secara parsial dengan menggunakan uji *Wald* dengan hipotesis sebagai berikut :

$$H_0 : \beta_j = 0$$

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

Statistik uji Wald didefinisikan (Hosmer dan Lemeshow, 2000) sebagai :

$$W = \frac{\hat{\beta}_j}{SE(\hat{\beta}_j)} \qquad \text{...(2.31)}$$

Dengan $\hat{\beta}_j$ merupakan penaksir dari β_j sedangkan $SE(\hat{\beta}_j)$ adalah penaksir standar error dari $\hat{\beta}_j$. Statistik uji *Wald* akan mengikuti distribusi normal baku jika H_0 benar sehingga kriteria uji *Wald* yaitu tolak H_0 apabila $|W| > Z_{\alpha/2}$ atau p-value $\leq \alpha$. Sedangkan dalam *software* SPSS, *output* yang dikeluarkan adalah W^2 berdistribusi chi-kuadrat dengan derajat bebas 1 sehingga kriteria uji Wald yaitu tolak H_0 apabila $|W| > \chi^2{}_{(\alpha,1)}$ atau p-value $\leq \alpha$.

2.5 Taksiran Fungsi *Survival* dalam Model *Cox proporsional hazard*

Pada model *Cox proporsional hazard* terdapat p variabel $X_1, X_2, \ldots, X_p$ dan taksiran koefisien dari variabel tersebut adalah $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \ldots \hat{\beta}_p$ maka taksiran fungsi *hazard* ke-i adalah

$$\hat{h}_i(t) = \exp(\boldsymbol{x}_i^T \widehat{\boldsymbol{\beta}})\, \hat{h}_0(t) \qquad ...(2.32)$$

Besaran kontribusi terhadap fungsi *survival* dalam interval (t_{q-1}, t_q) adalah

$$s_q = exp\left[-\int_{q-1}^{q} h_0(u)du\right] \qquad ...(2.33)$$

$$\hat{s}_q = \left[1 - \frac{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \widehat{\boldsymbol{\beta}})}{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(\boldsymbol{x}_l^T \widehat{\boldsymbol{\beta}})}\right]^{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \widehat{\boldsymbol{\beta}})} \qquad ...(2.34)$$

dimana s_q adalah peluang dasar dalam interval (t_{q-1}, t_q).

Sedangkan peluang dasar dari fungsi *survival* dalam waktu t_q adalah

$$S_0(t_q) = \prod_{j=0}^{q-1} s_j \qquad ...(2.35)$$

dimana s_j adalah besaran kontribusi dari interval ke-*j* terhadap nilai fungsi *survival* dasar.

$$\hat{S}_0(t) = \prod_{t_q<t} \hat{s}_q = \prod_{t_q<t} \left[1 - \frac{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \widehat{\beta})}{\sum_{l \in R(t_q)} \exp(x_l^T \widehat{\beta})}\right]^{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \widehat{\beta})} \qquad ...(2.36)$$

$\hat{S}_0(t) = 0$ jika t > t_n

Fungsi *survival* dengan vektor kovariat $\boldsymbol{x}$ adalah

$$S(t_i; \boldsymbol{x}) = [S_0(t_i)]^{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} = \left(\prod_{j=0}^{q-1} s_j\right)^{\exp(\boldsymbol{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \qquad ...(2.37)$$

$$\hat{S}(t; x_i) = \left[\hat{S}_0(t)\right]^{\exp(x_i^T \boldsymbol{\beta})} \qquad ...(2.38)$$

Dalam skripsi ini, fungsi $\hat{S}(t; x_i)$ tersebut menyatakan peluang seorang debitur tetap bertahan melakukan cicilan atas pinjamannya (tidak macet) pada waktu *t*. Sedangkan 1- $\hat{S}(t; x_i)$ menyatakan peluang seorang debitur mengalami macet.

2.6 Kriteria *Mean Cost*

Mean cost merupakan risiko dari perbankan. Pengertian *mean cost* adalah ongkos atau kerugian akibat salah memprediksi. Makin kecil nilai *mean cost* maka model akan semakin bagus. Sebelum mengetahui nilai *mean cost*, akan ditetapkan nilai *cut-off* yang optimal. *Cut-off* adalah nilai untuk menentukan bagaimana prediksi dari setiap individu yang diteliti. Nilai *cut-off* biasanya ditentukan oleh masing-masing kebijakan bank yaitu sebesar 0,5. Tetapi agar prediksi tepat, maka harus ditetapkan nilai *cut-off* optimal.

Jika peluang debitur mengalami macet ≥ *cut-off* optimal maka $\hat{y} = 1$ dan

Jika peluang debitur mengalami macet < *cut-off* optimal maka $\hat{y} = 0$

Dengan *matriks cost*:

Tabel 2.1 *Matriks cost*

		Prediksi ($\hat{y}$)	
		Lancar (0)	Macet (1)
Aktual (y)	Lancar (0)	0	1
	Macet (1)	20	0

Matriks cost diatas menunjukan besar biaya yang digunakan atas kesalahan melakukan prediksi:

- Seseorang yang diprediksi dengan benar menimbulkan biaya 0
- Seseorang yang aktualnya lancar diprediksi macet menimbulkan biaya 1 (salah prediksi jenis II)
- Sesorang yang aktualnya macet diprediksi lancar menimbukan biaya 20 (salah prediksi jenis I)

Dengan tabel kontingensi antara y (aktual) dan $\hat{y}$ (prediksi):

Tabel 2.2 Tabel Klasifikasi antara y dan $\hat{y}$

		$\hat{y}$	
		0	1
y	0	f_{00}	f_{01}
	1	f_{10}	f_{11}

dimana f_{00} : banyaknya individu yang diprediksi dengan benar

f_{01} : banyaknya individu yang aktualnya lancar diprediksi macet

f_{10} : banyaknya individu yang aktualnya macet diprediksi lancar

f_{11} : banyaknya individu yang diprediksi dengan benar

Maka $$\text{Mean cost} = \frac{(0\times f_{00}) + (1\times f_{01}) + (20\times f_{01}) + (0\times f_{11})}{n}$$

$$= \frac{f_{01} + 20 f_{10}}{n} \qquad ...(2.39)$$

2.6 Kurva *Receiver Operating Characteristic* (ROC)

Kurva ROC adalah plot kombinasi nilai sensitivitas dengan nilai 1-spesifisitas dengan berbagai *cut-off* yang mungkin. Suatu model dikatakan sempurna jika memprediksi semua debitur baik yang diwakili oleh garis horizontal atau tingkat positif benar. Sebuah titik di dalam kurva ROC ditentukan dengan terlebih dahulu membentuk tabel klasifikasi dengan *cut-off* tertentu. Adapun penentuan cut-offnya dilakukan berdasarkan nilai peluang macet ($\hat{\pi}$). Setelah nilai peluang macet ($\hat{\pi}$) diperoleh, kemudian hitung nilai sensitivitas dan spesifisitas terlebih dahulu. Hasil tabulasi silang disebut *confusion matrix*.

Bentuk dari *confusion matrix* diperlihatkan pada Gambar 2.1

<table>
<tr><td colspan="2" rowspan="2"></td><td colspan="2">Prediksi ($\hat{y}$)</td><td rowspan="2">Jumlah Total Kolom</td></tr>
<tr><td>+
(Positif)</td><td>-
(Negatif)</td></tr>
<tr><td rowspan="2">Aktual
(y)</td><td>+
(Positif)</td><td>TP</td><td>FN</td><td>P</td></tr>
<tr><td>-
(Negatif)</td><td>FP</td><td>TN</td><td>N</td></tr>
</table>

Gambar 2.1 Bentuk dari *confusion matrix* untuk *cutpoint c* tertentu

Dengan :

Benar Positif (*True Positives* (TP)) : Yang diprediksi positif dan sebenarnya positif

Salah Positif (*False Positives* (FP)) : Yang diprediksi positif dan sebenarnya negatif

Salah Negatif (*False Negatives* (FN)) : Yang diprediksi negatif dan sebenarnyan positif

Benar Negatif (*True Negatives* (TN)): Yang diprediksi negatif dan sebenarnya negatif

P : Jumlah untuk total kolom positif

N : Jumlah untuk total kolom negatif

Beberapa parameter pengukur kinerja ditunjukkan dengan Persamaan (2.40) sampai dengan Persamaan (2.46).

$$\text{FP } rate = \frac{\text{FP}}{\text{N}} \qquad \dots(2.40)$$

$$\text{TP } rate = \frac{\text{TP}}{\text{P}} = Recall \qquad \dots(2.41)$$

$$\text{Presisi} = \frac{\text{TP}}{\text{TP+FP}} \quad \text{...(2.42)}$$

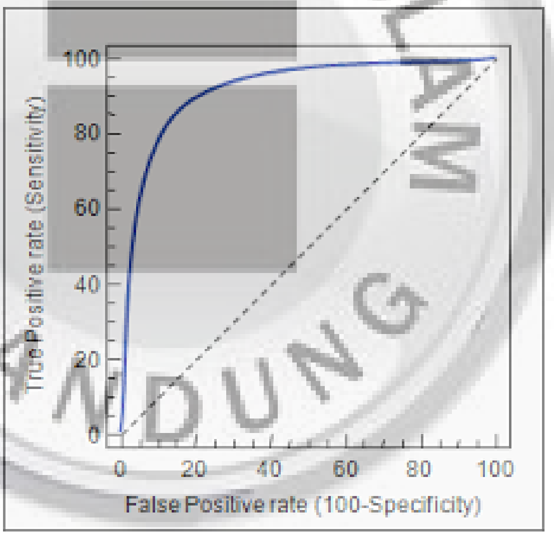
$$\text{Akurasi} = \frac{\text{TP+TN}}{\text{P+N}} \quad \text{...(2.43)}$$

$$\text{Sensitivitas} = \textit{Recall} \quad \text{...(2.44)}$$

$$\text{Spesifisitas} = \frac{\text{TN}}{\text{FP+TN}} = \frac{\text{TN}}{\text{N}} = 1 - \text{FP } \textit{rate} \quad \text{...(2.45)}$$

$$1 - \text{Spesifisitas} = 1 - (1 - \text{FP } \textit{rate}) = \text{FP } \textit{rate} \quad \text{...(2.46)}$$

Kurva *Receiver Operating Characteristic* (ROC) dibentuk berdasar pasangan koordinat 1-spesifisitas dan sensitivitas untuk berbagai nilai *cut-off*, seperti pada Gambar 2.2.



Gambar 2.2. Kurva ROC

Hasil semua pasangan sensitivitas dan spesifisitas untuk berbagai nilai *c* dapat digambarkan dalam plot. Plot ini sangat bermanfaat untuk menentukan *cut-off* optimal yang akan digunakan untuk memprediksi kelas-kelas dari pengamatan, yakni dicari nilai $\hat{\pi}$ dimana selisih antara sensitivitas dan 1-spesifisitas adalah maksimum.

2.8 Kredit Perbankan dan Kredit Bermasalah

Menutut Triandaru (2006), kredit merupakan pemberian fasilitas pinjaman kepada nasabah, baik berupa fasilitas pinjaman tunai (*cash loan*) maupun pinjaman nontunai (*non-cash loan*). Pemberian kredit, dalam pengertian sebagai *cash loan* merupakan salah satu bentuk usaha yang dilakukan oleh sebuah bank. Berdasarkan UU Nomor 10 tahun 1998 tentang perubahan atas UU Nomor 7 tahun 1992 tentang perbankan, yang dimaksud dengan kredit adalah penyediaan uang atau tagihan yang dapat dipersamakan dengan itu, berdasarkan persetujuan atau kesepakatan pinjam-meminjam antara bank dengan pihak lain yang mewajibkan pihak peminjam untuk melunasi utangnya setelah jangka waktu tertentu dengan pemberian bunga. Dalam memberikan kredit atau pembiayaan, bank umum wajib mempunyai keyakinan berdasarkan analisis yang mendalam atas itikad dan kemampuan serta kesanggupan nasabah debitur untuk melunasi utangnya atau mengembalikan pembiayaan yang dimaksud sesuai dengan perjanjian yang disepakati. Mengingat hal tersebut, adanya prinsip kehati-hatian dalam pengelolaan bank serta adanya risiko yang selalu melekat dalam penyaluran dana, maka sebelum kredit atau pembiayaan disalurkan bank selalu ingin mengetahui segala sesuatu tentang kemampuan dan kemauan nasabah debiturnya untuk mengembalikan dana yang telah diberikan oleh bank. Hal-hal yang selalu ingin diketahui bank sebelum menyalurkan dananya dalam bentuk kedit maupun pembiayaan antara lain :

1. Perijinan dan legalitas kegiatan atau usaha nasabah secara yuridis. Terhentinya kegiatan usaha nasabah akan menyebabkan hilang atau berkurangnya kemampuan nasabah untuk mengembalikan dana yang telah diterima, sehingga kredit atau pembiayaan menjadi bermasalah.

2. Karakter nasabah, dapat diukur oleh beberapa indikator. Indikator tersebut antara lain adalah profesi. Penampilan, lingkungan sosial, pengalaman, dan tindakan atau perilaku masa lalu.
3. Pengalaman dan manajemen nasabah, pengalaman yang tidak sesuai dengan bidang kegiatan yang akan dijalankan akan mengurangi kinerja usaha nasabah.
4. Keuangan nasabah, sehat tidak sehatnya suatu kegiatan atau usaha nasabah sangat bergantung pada keadaan keuangan nasabah tersebut.
5. Kemampuan teknis nasabah, menyangkut faktor-faktor yang dapat mendukung kelancaran kegiatan atau usaha nasabah secara teknis.
6. Sosial, keberadaan kegiatan atau usaha yang dibiayai oleh bank sedikit banyak akan membawa dampak tertentu terhadap masyarakat. Pihak bank harus ekstra hati-hati apabila dampak yang ditimbulkan adalah sesuatu yang bertentangan dengan masyarakat karena dapat berdampak pula pada kelancaran pembayaran kredit debitur.

Dalam pelepasan kartu kredit selalu terkandung risiko yang akan ditanggung oleh bank. Risiko-risiko yang berkaitan dengan pelepasan kredit nasabah dapat dikelompokan ke dalam 4 kelompok yaitu *Credit Risk, Liquidity Risk*, *Price Risk*, dan *Prepayment Risk* (Prasetya, 2006).

Manajemen risiko kredit dilakukan agar bank dapat memperkirakan besarnya kerugian yang akan dialami dan untuk melindungi modal bank serta memaksimumkan *risk return trade off*. Kerugian potensial meliputi kerugian yang dapat diperkirakan sebelumnya (*Expected Loss*) sehingga tidak mempengaruhi kesehatan bank karena telah tertutup oleh provisi yang dikenakan kepada debitur dan penyisihan penghapusan aktiva produktif dan kerugian yang tidak diperkirakan

(*Unexpected Loss*) atau tingkat kerugian yang berada di atas rata-rata sehingga dapat langsung mengkonsumsi modal, yang mengakibatkan menurunkan kesehatan bank.

Dalam Prasetya (2006) kredit bermasalah dikelompokan menjadi tiga yaitu kredit kurang lancar, kredit diragukan, dan kredit macet.

Tabel 2.3 Peringkat Kredit Berdasarkan Ketepatan Pembayaran

Klasifikasi	Kolektibilitas BI	Hari Tunggakan
Kurang Lancar (KL)	III	9-120 hari
Diragukan (D)	IV	121-180 hari
Macet (M)	V	>180 hari

Sumber : Rangkuman SK Direksi BI No.7/3/DPNP 31 Januari 2005

Secara singkat, penyebab dari kredit bermasalah adalah faktor internal dan faktor eksternal. Faktor eksternal meliputi kondisi luar yang berdampak pada penghasilan debitur misalnya kebijakan pemerintah yang menaikan harga kebutuhan pokok sehingga berdampak terhadap penghasilan debitur. Sedangkan faktor internal disebabkan oleh kebijakan bank itu sendiri misalnya sistem prosedur bank dan jaminan yang tidak *marketable*.