

## BAB II

### TEORI PENUNJANG

#### 2.1. Definisi-definisi

##### 2.1.1. Sampel Kontinyu

Definisi : Suatu ruang sampel  $S$  yang mempunyai anggota semua titik dalam suatu interval atau dalam suatu penggabungan interval-interval pada suatu garis nyata dinamakan sampel kontinyu

Contoh :  $S = \{ x:0 \leq x \leq 10 \}$

$S = \{ x:0 \leq x \leq 1 \text{ atau } 2 \leq x \leq 3 \}$

dinamakan sampel kontinyu. Ruang sampel kontinyu mempunyai jumlah anggota tak hingga.

---

##### 2.1.2. Kontinuitas

Definisi : Suatu fungsi  $f(x)$  dikatakan kontinyu di  $x = x_0$  jika :

- i.  $f(x_0)$  terdefinisi
- ii.  $\lim_{x \rightarrow x_0} f(x)$  ada
- iii.  $\lim_{x \rightarrow x_0} f(x) = f(x_0)$ .

Contoh : Ambil  $f(x) = \frac{3}{4}(1-x^2)$  kontinyu di  $x = \frac{1}{2}$ . Selanjutnya akan diperlihatkan  $f(x)$  memenuhi ketiga syarat tersebut.

$$i. f(1/2) = \frac{3}{4}(1 - (1/2)^2) = \frac{3}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{9}{16} \text{ (terdefinisi)}$$

$$ii. \lim_{x \rightarrow \frac{1}{2}} \frac{3}{4}(1 - x^2) = \frac{9}{16} \text{ (ada)}$$

iii. Dari pers.(i) dan pers.(ii) terlihat dengan jelas bahwa

$$\lim_{x \rightarrow \frac{1}{2}} \frac{3}{4}(1 - x^2) = \frac{9}{16} = f(1/2).$$

maka jelaslah bahwa fungsi  $f(x) = \frac{3}{4}(1 - x^2)$  kontinu di

$$x = \frac{1}{2}.$$

### 2.1.3. Peubah Acak

Peubah acak adalah suatu peubah yang nilainya dari bilangan yang ditentukan melalui suatu hasil percobaan.

### 2.1.4. Fungsi Densitas

Fungsi distribusi dari peubah acak kontinu  $X$  adalah fungsi  $F(x) = P\{X \leq x\}$  didefinisikan untuk setiap  $x$  dari  $-\infty$  sampai  $\infty$ .

Definisi : Turunan dari  $F(x)$  yaitu  $f(x) = \frac{dF(x)}{dx}$  disebut fungsi densitas

dari peubah acak kontinu  $X$ .

### 2.1.5. Fungsi Densitas Gabungan

Bila  $X$  dan  $Y$  dua peubah acak kontinu, distribusi peluang terjadinya serentak  $X$  dan  $Y$  dinyatakan fungsi  $f(x,y)$  untuk setiap pasangan

nilai  $(x,y)$  dalam rentang peubah acak kontinu  $X$  dan  $Y$ .

Definisi : Fungsi  $f(x,y)$  disebut fungsi densitas gabungan peubah acak kontinyu X dan Y bila

1.  $f(x,y) \geq 0$  untuk semua  $(x,y)$

2.  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dx dy = 1$

3.  $P[(X,Y) \in A] = \iint_A f(x,y) dx dy$  untuk setiap daerah A dibidang xy.

Contoh : Suatu perusahaan coklat mengirim berkotak-kotak coklat dengan campuran krem, tofe serta kacang berlapis coklat cerah dan pekat. Bila kotak dipilih secara serentak, serta X dan Y masing-masing menyatakan proporsi yang krem berlapis coklat cerah dan pekat dan misalkan fungsi densitas gabungannya adalah

$$f(x,y) = \frac{2}{5}(2x+3y), \text{ untuk } 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1$$

$$= 0, \text{ untuk } x,y \text{ yang lain.}$$

Akan ditunjukkan bahwa ketiga syarat diatas terpenuhi.

i. Untuk  $0 \leq x \leq 1$  dan  $0 \leq y \leq 1$  terlihat dengan jelas bahwa

$$f(x,y) = \frac{2}{5}(2x+3y) \geq 0 \text{ dan } f(x,y) = 0 \text{ untuk } x,y \text{ yang}$$

lain, sehingga syarat 1 terpenuhi

ii.  $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 \frac{2}{5}(2x+3y) dx dy$

$$\begin{aligned}
 &= \int_0^1 \left. \frac{2x^2}{5} + \frac{6xy}{5} \right|_{x=0}^{x=1} dy \\
 &= \int_0^1 \left( \frac{2}{5} + \frac{6y}{5} \right) dy = \left. \frac{2y}{5} + \frac{3y^2}{5} \right|_{y=0}^{y=1} \\
 &= \frac{2}{5} + \frac{3}{5} = 1
 \end{aligned}$$

terlihat syarat 2 terpenuhi.

iii. Karena  $A$  daerah  $\{(x,y) | 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1\}$  maka

$$P[(x,y) \in A] = P[0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1]$$

$$= \int_0^1 \int_0^1 \frac{2}{5} (2x+3y) dx dy = 1$$

(seperti bukti no.ii)

terlihat bahwa  $f(x,y)$  memenuhi ketiga syarat tersebut sehingga dapat kita katakan bahwa  $f(x,y)$  merupakan fungsi densitas gabungan.

### 2.1.6. Fungsi Densitas Marginal

Bila diketahui fungsi densitas gabungan  $f(x,y)$  dari peubah acak kontinyu  $X$  dan  $Y$  maka distribusi peluang  $g(x)$  dari  $X$  sendiri dapat diperoleh dengan pengintegralan  $f(x,y)$  terhadap  $Y$ , begitu juga distribusi peluang  $h(y)$  dapat diperoleh dengan pengintegralan  $f(x,y)$  terhadap  $X$ . Selanjutnya kita sebut  $g(x)$  dan  $h(y)$  masing-masing sebuah fungsi densitas marginal dari  $X$  dan  $Y$ .

Definisi : Fungsi Densitas Marginal dari X sendiri dan Y sendiri didefinisikan sebagai

$$g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy \text{ dan } h(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dx$$

Contoh : Dari contoh 2.1.2. cari  $g(x)$  dan  $h(y)$  nya.

Penyelesaian : Menurut definisi  $g(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x, y) dy$

$$= \int_0^2 \frac{2}{5} (2x + 3y) dy$$

$$= \frac{4xy}{5} + \frac{6y^2}{10} \Big|_{y=0}^{y=1} = \frac{4x+3}{5}$$

untuk  $0 \leq x \leq 1$  dan  $g(x) = 0$  untuk yang lain, begitu pula

$$\text{untuk } h(x) = \int_0^2 \frac{2}{5} (2x + 3y) dx = \frac{2x^2}{5} + \frac{6xy}{5} \Big|_{x=0}^{x=1} = \frac{2}{5} (1 + 3y)$$

### 2.1.7. Simetris

Definisi : Variabel random X dikatakan simetris terhadap suatu harga  $\alpha$

jika  $P(x \geq \alpha + x) = P(x \leq \alpha - x)$  untuk setiap  $x$ ,

Pada dasarnya, jika X adalah variabel random kontinu, maka X adalah

simetris dengan pusat  $\alpha$  jika dan hanya jika  $F(\alpha - x) = F(\alpha + x)$  untuk

$\forall x \in R$ . Jika  $\alpha = 0$ , secara singkat kita katakan bahwa X adalah

simetris (atau F adalah simetris).

Contoh : Fungsi  $f(x) = \frac{3}{4}(1-x^2)$  adalah simetris terhadap 0.

Akan ditunjukkan bahwa  $f(x) = f(-x)$

$$f(1/2) = f(-1/2)$$

$$\frac{3}{4}(1-(1/2)^2) = \frac{3}{4}(1-(-1/2)^2)$$

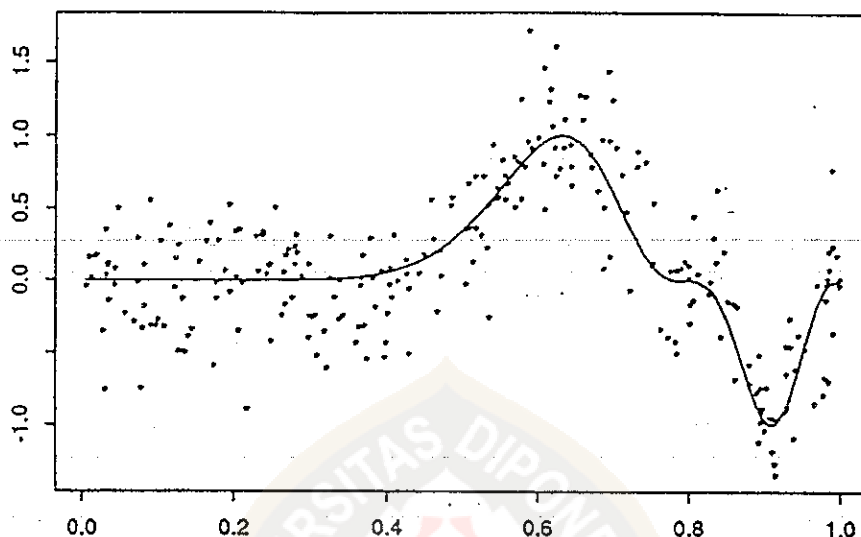
$$\frac{3}{4} \times \frac{3}{4} = \frac{3}{4} \times \frac{3}{4}$$

$$\frac{9}{16} = \frac{9}{16}$$

terlihat bahwa fungsi tersebut simetris terhadap 0.

## 2.2. Estimasi Densitas Kernel

Penghalusan dari data  $\{(X_i, Y_i)\}_{i=1}^n$  meliputi perkiraan dari kurva tanggapan  $m$  dalam hubungan regresi seperti terlihat dalam persamaan (1.1.1) yaitu  $Y_i = m(X_i) + \varepsilon_i$  dengan  $i = 1, 2, 3, \dots, n$ . Dari data yang diperoleh pada umumnya harga-harga dari  $(X_i, Y_i)$  tidak menunjukkan suatu penyimpangan yang sangat berarti walaupun kadang hal ini terjadi. Dengan kata lain data tersebut terlihat lebih terpusat pada suatu kelompok-kelompok tertentu (data mengelompok) seperti terlihat pada gambar (2.1). Perkiraan yang sesuai untuk kurva regresi  $m(x)$  oleh karenanya akan merupakan suatu harga yang mendekati pusat dari kelompok-kelompok itu sendiri.



Gambar 2.1: Plot penyebaran data tabel 1 serta kurva regresi sesungguhnya.

Pilihan yang sering dipakai adalah rata-rata dari variabel tanggapan  $Y$  mendekati suatu harga  $X$ . "Rata-rata lokal" tersebut dapat dipakai sebagai ide dasar dari penghalusan. Untuk lebih jelasnya prosedur ini dapat didefinisikan sebagai

$$\hat{m}_h(x) = n^{-1} \sum_{i=1}^n W_{hi}(x) Y_i \quad \dots (2.2.1)$$

sedangkan barisan bobot untuk penghalus kernel tersebut

$$\text{didefinisikan sebagai } W_{hi}(x) = \frac{K_h(x - X_i)}{\hat{f}_h(x)} \quad \dots (2.2.2)$$

dimana  $K_h(x)$  adalah fungsi kernel yang didefinisikan sebagai

$K_h(x) = h^{-1}K(x/h)$  dengan sifat simetris terhadap 0, merupakan fungsi

kontinu dan terintegralkan ke 1 dengan faktor skala  $h$  (yang lebih

dikenal dengan 'Bandwidth'). Dan

$$\hat{f}_h(x) = n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) = n^{-1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - X_i}{h}\right) \quad \dots (2.2.3)$$

sebagai estimator densitas kernel. Terdapat 7(tujuh) bentuk dari fungsi kernel yang telah kita kenal yaitu

Kernel	$K(U)$
Uniform	$\frac{1}{2} I( U  \leq 1)$
Triangle	$(1 -  U ) I( U  \leq 1)$
Epanechnikov	$\frac{3}{4}(1 - U^2) I( U  \leq 1)$
Quartik	$\frac{15}{16}(1 - U^2)^2 I( U  \leq 1)$
Triweight	$\frac{35}{32}(1 - U^2)^3 I( U  \leq 1)$
Gaussian	$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{1}{2}U^2)$
Cosinus	$\frac{\pi}{4} \cos(\frac{\pi}{2}U) I( U  \leq 1)$

Selanjutnya fungsi bobot  $W_{hi}(x)$  pada persamaan(2.2.2) dikenal dengan nama fungsi bobot Nadaraya-Watson, dan oleh karenanya

$$\begin{aligned} \hat{m}_h(x) &= n^{-1} \sum_{i=1}^n W_{hi}(x) Y_i \\ &= \frac{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) Y_i}{n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i)} = \frac{\hat{r}_h(x)}{\hat{f}_h(x)} \quad \dots (2.2.4) \end{aligned}$$



dikenal dengan nama Estimator Nadaraya-Watson.

Selanjutnya untuk mengetahui sifat dari  $\hat{m}_h(x)$  terhadap  $m(x)$  maka kita pertimbangkan nilai ekspektasi dari elemen  $\hat{m}_h(x)$ . Bila didefinisikan  $r(x) = \int yf(x, y)dy = m(x)f(x)$  maka

$$\begin{aligned} E[\hat{r}_h(x)] &= E[n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) Y_i] \\ &= E[K_h(x - X) Y] \\ &= \iint y K_h(x - u) f(y|u) f(u) dy du \\ &= \int K_h(x - u) f(u) \left( \int y f(y|u) dy \right) du \\ &= \int K_h(x - u) f(u) (E[Y|X = u]) du \\ &= \int K_h(x - u) f(u) m(u) du \\ &= \int K_h(x - u) r(u) du \end{aligned}$$

dimisalkan  $\frac{x-u}{h} = (-s)$ , maka  $x + sh = u$  dan  $du = hds$  maka

persamaan diatas menjadi

$$\begin{aligned} &= h^{-1} \int K\left(\frac{x-u}{h}\right) r(u) du \\ &= h^{-1} \int K(s) r(x + sh) (hds) \\ &= \int K(s) [r(x) + shr'(x) + \frac{s^2 h^2}{2!} r''(x) + O(h^2)] ds \\ &= r(x) + \frac{h^2}{2!} r''(x) \mu_2(K) + O(h^2) \quad , h \rightarrow 0 \quad \dots (2.2.5) \end{aligned}$$

Term linier  $\int K(s)shr'(x)ds = 0$  karena diketahui bahwa  $K$  adalah simetris terhadap 0. Dari sini  $\hat{r}_h(x)$  adalah tidak bias asimtotik untuk  $h \rightarrow 0$ . Selanjutnya untuk menghitung variansi dari  $\hat{r}_h(x)$  dimisalkan  $s^2(x) = E[Y^2|X = x]$  maka

$$\begin{aligned} \text{Var}[\hat{r}_h(x)] &= \text{Var}\left[n^{-1} \sum_{i=1}^n K_h(x - X_i) Y_i\right] \\ &= n^{-1} h^{-2} \{E[K^2(\frac{x-X}{h}) Y^2] - E^2[K(\frac{x-X}{h}) Y]\} \\ &= n^{-1} h^{-2} \left\{ \iint K^2(\frac{x-X}{h}) y^2 f(y|u) f(u) dy du \right. \\ &\quad \left. - [\iint K(\frac{x-X}{h}) y f(y|u) f(u) dy du]^2 \right\} \\ &= n^{-1} h^{-1} \left\{ \iint K^2(s) y^2 f(y|x+sh) f(x+sh) dy ds \right. \\ &\quad \left. - [\iint K(s) y f(y|x+sh) f(x+sh) dy ds]^2 \right\} \\ &= n^{-1} h^{-1} \left\{ \int K^2(s) E[Y^2|X = x+sh] f(x+sh) ds \right. \\ &\quad \left. - h \left[ \int K(s) E[Y|X = x+sh] f(x+sh) ds \right]^2 \right\} \end{aligned}$$

catatan bahwa  $m(x) = E[Y|X = x]$ ,  $r(x) = m(x)f(x)$  dan

$s^2(x) = E[Y^2|X = x]$ , sekarang dipertimbangkan untuk kasus  $h \rightarrow 0$

dan  $nh \rightarrow \infty$ :

$$\begin{aligned} \text{Var}[\hat{r}_h(x)] &= n^{-1} h^{-1} \left\{ \int K^2(s) s^2(x+sh) f(x+sh) ds \right. \\ &\quad \left. - h \left[ \int K(s) m(x+sh) f(x+sh) ds \right]^2 \right\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= n^{-1}h^{-1} \left\{ \int K^2(s)s^2(x+sh)f(x+sh)ds \right. \\
&\quad \left. - h \left[ \int K(s)r(x+sh)ds \right]^2 \right\} \\
&= n^{-1}h^{-1} \int K^2(s)s^2(x+sh)f(x+sh)ds \\
&\quad - n^{-1} \left[ \int K(s)r(x+sh)ds \right]^2 \\
&= n^{-1}h^{-1} \left[ s^2(x)f(x) \int K^2(s)ds + O(h^2) \right] \\
&\quad - n^{-1} \left[ r(x) \int K(s)ds + O(h^2) \right]^2 \\
&= n^{-1}h^{-1} s^2(x)f(x) \int K^2(s)ds + O(n^{-1}h) \\
&\quad - n^{-1} r^2(x) + O(n^{-1}h^2) \\
&= n^{-1}h^{-1} s^2(x)f(x) \int K^2(s)ds + O((nh)^{-1}) \\
&= n^{-1}h^{-1} s^2(x)f(x) \|K\|_2^2 + O((nh)^{-1}), \quad nh \rightarrow \infty \quad \dots (2.2.6)
\end{aligned}$$

Bila kita jumlahkan bias<sup>2</sup> persamaan(2.2.5) dan persamaan(2.2.6)

maka kita peroleh formula Rata-rata Kesalahan Kuadrat  $MSE[\hat{r}_h(x)]$ .

$$\begin{aligned}
MSE[\hat{r}_h(x)] &= Var(\hat{r}_h(x)) + [Bias(\hat{r}_h(x))]^2 \\
&= n^{-1}h^{-1} s^2(x)f(x) \|K\|_2^2 + \frac{h^4}{4} (r''(x) \mu_2(K))^2 \\
&\quad + O(h^4) + O((nh)^{-1}) \quad (h \rightarrow 0, nh \rightarrow \infty) \quad \dots (2.2.7)
\end{aligned}$$

dari sini bila kita ambil  $h \rightarrow 0$  dan  $nh \rightarrow \infty$ , kita peroleh

$MSE[\hat{r}_h(x)] \rightarrow 0$ , sebagai akibatnya adalah  $\hat{r}_h(x) \rightarrow r(x)$ . Begitu juga

untuk  $\hat{f}_h(x)$ nya, dari sini kita peroleh

$$\hat{m}_h(x) = \frac{\hat{r}_h}{\hat{f}_h} \rightarrow \frac{r(x)}{f(x)} = m(x) \quad (h \rightarrow 0, nh \rightarrow \infty)$$

Dari keterangan diatas kita peroleh suatu konsistensi (ketepatan terhadap kurva  $m(x)$ ) dari estimasi Nadaraya-Watson  $\hat{m}_h(x)$  untuk  $h \rightarrow 0$  dan  $nh \rightarrow \infty$ .

