Estimering av forventet respons og predikasjon av ny verdi  $y^*$ .

Akkurat som ved enkel lineær regresjon vil vi være interessert i å estimere, gitt forklaringsvariable  $x_1, x_2, ..., x_p$ ,

forventningen til y med disse forklaringsvariablene

$$\mu_{y} = \beta_{0} + \beta_{1}x_{1} + \beta_{2}x_{2} + \dots + \beta_{p}x_{p}$$

• verdien av ny  $y^*$  med de samme forklaringsvariablene

$$y^* = \mu_y + \varepsilon = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p + \varepsilon$$

Her er  $\varepsilon$  et feilledd som antas å ha forventning 0 og standardavvik  $\sigma$ , og kanskje er normalfordelt.

For begge størrelsene benytter vi samme punktestimat

$$\hat{\mu}_{y} = b_{0} + b_{1}x_{1} + b_{2}x_{2} + \cdots + b_{p}x_{p}$$

men variasjonen må behandles på ulike måter.

Usikkerhet i forventet respons - og i predikert ny verdi y\*:

Standardfeilen  $SE_{\hat{\mu}_y}$  til  $\hat{\mu}_y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \cdots + b_p x_p$  avhenger av usikkerheten (varianser og kovarianser) til minste kvadraters estimatorene  $b_0, b_1, b_2, \cdots, b_p$  samt av verdiene av forklaringsvariablene  $x_1, x_2, \ldots, x_p$ .

Et 95% konfidensintervall for  $\hat{\mu}_y$  blir nå gitt ved  $\hat{\mu}_y \pm t^* SE_{\hat{\mu}_y}$  der  $t^*$  er 97.5 persentilen i t-fordelingen med n-p-1 frihetsgrader.

Tilsvarende blir til et 95% prediksjonsintervall for ny  $y^*$  gitt ved

$$\hat{\mu}_{y} \pm t^{*} SE_{y^{*}}$$

der  $SE^2_{y^*} = s^2 + SE^2_{\hat{\mu}}$  er estimert varians for ny  $y^*$ .

# Usikkerhet i forventet respons og predikert ny GPA verdi y\* ved ulike verdier av HSM, HSS, HSE

Variable Setting: HSM = 5, HSS = 5, HSE = 5

```
Fit SE Fit 95% CI 95% PI
1,659 0,202 (1,259; 2,058) (0,169; 3,148)
```

Variable Setting: HSM = 2, HSS = 2, HSE = 2

```
Fit SE Fit 95% CI 95% PI 0,705 0,352 (0,009; 1,401) (-0,890; 2,300) XX
```

Variable Setting: HSM = 10, HSS = 10, HSE = 10

```
Fit SE Fit 95% CI 95% PI 3,248 0,088 (3,074; 3,422) (1,802; 4,693)
```

**Merk**: Ved HSM=HSS =HSE får vi negativ nedre grense, umulig! Tilsvarende øvre grense ved HSM=HSS=HSE=10 større enn 4 (også umulig!)

#### Forklart andel av varians: R<sup>2</sup>

Ved enkel lineær regresjon hadde vi at forklart andel av variasjon

$$R^{2} = \frac{\sum (\hat{y}_{i} - \bar{y})^{2}}{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}} = 1 - \frac{\sum (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2}}{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}}$$

faktisk var lik korrelasjonskoeffisienten opphøyd i 2 ( $R^2=r^2$ ).

En så enkel sammenheng har vi ikke ved multippel regresjon. Men vi er fortsatt interessert i å se hvor mye av variasjonen i de opprinnelige dataene som kan forklares ved regresjonen og denne størrelsen er gitt ved den generelle definisjonen, altså

$$R^{2} = \frac{\sum (\hat{y}_{i} - \bar{y})^{2}}{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}} = 1 - \frac{\sum (y_{i} - \hat{y}_{i})^{2}}{\sum (y_{i} - \bar{y})^{2}}$$

som lett kan regnes ut også i dette generaliserte tilfellet.

Kvadratroten  $R = \sqrt{R^2}$  kalles den multiple korrelasjonskoeffisient

#### Minitab-utskrift for GPA-data: nå uthevd for R<sup>2</sup>

## Model Summary

| S        | R-sq   | R-sq(adj) | R-sq(pred) |
|----------|--------|-----------|------------|
| 0,726103 | 22,77% | 21,19%    | 18,01%     |

#### Coefficients

| Term     | Coef   | SE Coef | T-Value | P-Value |
|----------|--------|---------|---------|---------|
| Constant | 0,069  | 0,454   | 0,15    | 0,879   |
| HSM      | 0,1232 | 0,0549  | 2,25    | 0,026   |
| HSS      | 0,1361 | 0,0700  | 1,95    | 0,054   |
| HSE      | 0,0585 | 0,0654  | 0,89    | 0,373   |

# Regression Equation

GPA = 0,069 + 0,1232 HSM + 0,1361 HSS + 0,0585 HSE

## Noen egenskaper ved R<sup>2</sup>

- $0 \le R^2 \le 1$
- R<sup>2</sup> er kvadratet av korrelasjonskoeffisienten mellom observasjonene  $y_i$  og prediksjonene  $\hat{y}_i$ .
- R<sup>2</sup> vil øke (kan ikke avta) når vi inkluderer en ny forklaringsvariabel
- $R^2$  er større enn kvadrert korrelasjon mellom alle forklaringsvariable  $x_i$  og respons y.

Siden R<sup>2</sup> vil øke med antall forklaringsvariable også når disse har helt marginal betydning vil den overestimere betydningen av alle forklaringsvariablene. Derfor oppgis også andre varianter av dette målet i statistikkpakker, bl.a.: Justert (adjusted) og predikert R<sup>2</sup>

```
Model Summary
```

```
S R-sq R-sq(adj) R-sq(pred)
0,726103 22,77% 21,19% 18,01%
```