

## Chương 9

# Thống kê dùng trong kiểm định lý thuyết khoa học

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. Tóm tắt thống kê cho mẫu
2. Kỳ vọng
3. Biến chuẩn trung bình và chuẩn hóa
4. Quan hệ giữa tham số mẫu và đám đông
5. Ước lượng thống kê
6. Kiểm định thống kê
7. Môi quan hệ giữa hai biến ngẫu nhiên
8. Sử dụng SPSS để tính hệ số tương quan

Chương này có mục đích ôn lại những kiến thức về thống kê căn bản cần thiết trong đánh giá thang đo và kiểm định các lý thuyết khoa học. Để dễ theo dõi, trong phần đông, các biến được ký hiệu bằng chữ in hoa (vd, X, Y, vv) và tương ứng của chúng trong mẫu, được ký hiệu bằng chữ thường (vd, x, y, vv).

## 1. Tóm tắt thống kê cho mẫu

Tóm tắt *thống kê* (statistical summarization) thông qua các đo lường **mức độ tập trung** (measure of centrality) như trung bình (mean), trung vị (median), mode, và **mức độ phân tán** (measure of dispersion) như phương sai (variance), độ lệch chuẩn (standard deviation), khoảng biến thiên (range) của các dữ liệu. Chú ý là các công thức sau đây sử dụng cho mẫu (tóm tắt là tóm tắt các thông tin của mẫu).

### 1.1. Đo lường mức độ tập trung

Ba đại lượng thường sử dụng trong đo lường mức độ tập trung của các biến là (1) trung bình, (2) trung vị, và (3) mode.

#### 1.1.1. Trung bình

Trung bình của dãy số  $x_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) của mẫu có kích thước (sample size)  $n$  được tính bằng công thức sau:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

#### 1.1.2. Trung vị

Trung vị là số nằm giữa (nếu số lượng các chữ số trong dãy là lẻ) hay trung bình của cặp số nằm giữa (nếu số lượng các chữ số trong dãy là

chẵn) của một dãy số đo được xếp theo thứ tự từ nhỏ đến lớn hoặc ngược lại.

### 1.1.3. Mode

Mode là giá trị có tần số xuất hiện lớn nhất của một tập hợp các số đo.

## 1.2. Đo lường mức độ phân tán

Hai đại lượng thường sử dụng để đo lường mức độ phân tán trong nghiên cứu kiểm định lý thuyết khoa học là (1) phương sai và (2) khoảng biến thiên.

### 1.2.1. Phương sai và độ lệch chuẩn

Phương sai đo lường mức độ phân tán của một tập số đo xung quanh trung bình của nó. Căn số bậc hai của phương sai được gọi là độ lệch chuẩn  $S$ . Phương sai  $S^2$  và độ lệch chuẩn  $S$  của mẫu được tính theo các công thức sau:

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$
$$\Rightarrow S = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

### 1.2.2. Khoảng biến thiên

Khoảng biến thiên là khoảng cách giữa giá trị lớn nhất và giá trị nhỏ nhất của một tập số đo.

## 2. Kỳ vọng

### 2.1. Trung bình đám đông

Kỳ vọng (Expectation) của biến  $X$ , ký hiệu là  $E(X)$ , là trung bình của đám đông, thường được ký hiệu là  $\mu_X$ . Nếu  $X$  là biến liên tục (continuous variable), kỳ vọng  $E(X)$  của nó được tính như sau:

$$E(X) = \mu_X = \int_X Xf(X)dX$$

Trong đó,  $f(X)$  là hàm phân bố (probability density function) của  $X$ :

$$\int_{-\infty}^{+\infty} Xf(X)dX = 1$$

Nếu  $X$  là biến gián đoạn (discrete variable; chú ý là trong thực tiễn nghiên cứu, các biến nghiên cứu thường là biến gián đoạn), kỳ vọng  $E(X)$  của nó được tính như sau:

$$\begin{aligned} E(X) &= \mu_X \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i \\ &= \sum_X XP(X) \end{aligned}$$

Trong đó,  $N$  là kích thước đám đông và  $P(X)$  là hàm phân bố (probability function) của  $X$ :

$$\sum_X P(X) = 1$$



## 2.2. Phương sai đám đông

Phương sai của đám đông có kích thước  $N$ , thường ký hiệu là  $\sigma_X$ , và được tính như sau:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= \sigma_X^2 \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (X_i - \mu_X)^2 \\ &= E[(X - \mu_X)^2] \\ &= E(X^2) - \mu_X^2 \end{aligned}$$

## 2.3. Một số qui tắc về tính toán kỳ vọng

$$E(X + Y + Z) = E(X) + E(Y) + E(Z)$$

Gọi  $c$  là một hằng số chúng ta có:

$$\begin{aligned} E(c) &= c \\ E(X + c) &= E(X) + c \\ E(cX) &= cE(X) \\ E[(X + Y)^2] &= E(X^2 + Y^2 + 2XY) \\ &= E(X^2) + E(Y^2) + 2E(XY) \end{aligned}$$

## 3. Biến chuẩn trung bình và chuẩn hóa

### 3.1. Biến chuẩn trung bình

Biến **chuẩn trung bình** (mean-deviated variable) là biến có trung bình bằng 0 nhưng phương sai khác với 1. Để chuyển một biến ngẫu nhiên thành biến chuẩn trung bình, chúng ta lấy biến đó trừ cho

trung bình của nó. Giả sử chúng ta chuyển biến  $Y$  thành biến chuẩn trung bình  $X$  như sau:

$$\begin{aligned} X &= Y - \mu_Y \\ \Rightarrow E(X) &= E(Y - \mu_Y) \\ &= E(Y) - E(\mu_Y) \\ &= \mu_Y - \mu_Y = 0 \end{aligned}$$

Như vậy biến chuẩn trung bình  $X$  có trung bình  $E(X) = 0$ . Tuy nhiên cần chú ý là phương sai  $\text{Var}(X)$  của nó vẫn khác 1:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X) &= E[(X - \mu_X)^2] \\ &= E(X^2) \neq 1 \end{aligned}$$

Từ đó chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X, Y) &= E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(XY) \\ \text{Cor}(X, Y) &= \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E(XY)}{\sigma_X \sigma_Y} \end{aligned}$$

### 3.2. Biến chuẩn hóa

Biến chuẩn hóa (standardized variable) là biến có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1. Nếu muốn chuyển một biến  $Y$  thành biến chuẩn hóa  $Z$ , chúng ta lấy biến đó trừ cho trung bình và chia cho độ lệch chuẩn (standard deviation) của nó. Chúng ta sẽ có biến chuẩn hóa có trung bình bằng không và phương sai bằng 1:

$$Z = \frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}$$

$$\Rightarrow E(Z) = E\left(\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}\right) = \frac{1}{\sigma_Y} [E(Y) - \mu_Y] = 0$$

$$\Rightarrow \text{Var}(Z) = E[(Z - \mu_Z)^2] = E(Z^2) = E\left[\left(\frac{Y - \mu_Y}{\sigma_Y}\right)^2\right]$$

$$\Rightarrow \text{Var}(Z) = \frac{E[(Y - \mu_Y)^2]}{\sigma_Y^2} = \frac{\sigma_Y^2}{\sigma_Y^2} = 1$$

Từ đó, chúng ta có:

$$\text{Cov}(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)] = E(XY)$$

$$\text{Cor}(X, Y) = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = E(XY) = \text{Cov}(XY)$$

#### 4. Quan hệ giữa tham số mẫu và đám đông

Trong nghiên cứu khoa học, như đã trình bày trong phần chọn mẫu (Chương 6), chúng ta không thể thu thập dữ liệu của đám đông do tốn kém thời gian và chi phí. Vì vậy, chúng ta phải thu thập dữ liệu của mẫu và dùng dữ liệu của mẫu để ước lượng hoặc kiểm định các tham số cần thiết trong đám đông. Chúng ta làm được điều này vì có mối quan hệ giữa tham số mẫu và tham số đám đông. Chúng ta giới thiệu một số mối quan hệ cơ bản giữa tham số mẫu và tham số đám đông.

##### 4.1. Trung bình mẫu $\bar{x}$ và trung bình đám đông $\mu_X$

Gọi  $\bar{x}$  là trung bình của một mẫu có kích thước  $n$ , được chọn ngẫu nhiên từ một đám đông có trung bình là  $\mu_X$  và phương sai là  $\sigma_X^2$ .

Trung bình  $E(\bar{x})$  và sai lệch chuẩn (standard error)  $\sigma_{\bar{x}}$  của phân bố mẫu (sampling distribution) được tính như sau (vd, Newbold 1991):

$$E(\bar{x}) = \mu_x \text{ và } \sigma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_x}{\sqrt{n}}$$

Nếu đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_x, \sigma_x^2)$  hay nếu kích thước mẫu  $n$  tương đối lớn ( $n \geq 30$ ), theo kết quả của định lý giới hạn trung tâm (central limit theorem), biến ngẫu nhiên  $z$  sau đây có phân bố chuẩn đơn vị (phân bố có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1):

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_x}{\sigma_{\bar{x}}} = \frac{\bar{x} - \mu_x}{\sigma_x / \sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

Nếu kích thước mẫu  $n$  nhỏ ( $n < 30$ ) nhưng đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_x, \sigma_x^2)$  thì biến ngẫu nhiên  $t$  sau đây có phân bố Gosset (Student's  $t$ ) với bậc tự do (degree of freedom) là  $n-1$ ; trong đó  $S_x$  là độ lệch chuẩn của mẫu:

$$t_{n-1} = \frac{\bar{x} - \mu_x}{S_x / \sqrt{n}}$$

#### 4.2. Phương sai mẫu $S_x^2$ và phương sai đám đông $\sigma_x^2$

Gọi  $S_x^2$  và  $Var(S_x^2)$  theo thứ tự là phương sai của mẫu và phương sai của phương sai mẫu của một mẫu ngẫu nhiên kích thước là  $n$ , được chọn từ đám đông có phương sai là  $\sigma_x^2$ , chúng ta có:

$$E(S_x^2) = \sigma_x^2 \text{ và } Var(S_x^2) = 2 \frac{\sigma_x^4}{n-1}$$



Nếu đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_x, \sigma_x^2)$  thì biến ngẫu nhiên sau đây có phân bố Chi-bình phương với bậc tự do là  $n-1$ :

$$\chi_{n-1}^2 = \frac{(n-1)S_x^2}{\sigma_x^2}$$

## 5. Ước lượng thống kê

Như đã giới thiệu, trong nghiên cứu, để tiết kiệm thời gian và chi phí chúng ta không thu thập dữ liệu của toàn bộ đám đông cần nghiên cứu mà chỉ thu thập dữ liệu của mẫu. Từ những dữ liệu đã được thu thập này, chúng ta có thể suy ra các tham số của đám đông. Nguyên tắc của ước lượng là thu thập dữ liệu từ mẫu và dùng chúng để ước lượng các tham số của đám đông. Chúng ta thực hiện được điều này vì có mối quan hệ giữa các tham số của mẫu và tham số của đám đông.

### 5.1. Ước lượng không chệch và hiệu quả của chúng

Cho một ước lượng  $\hat{\theta}$ , ước lượng này được gọi là **ước lượng không chệch** (unbiased estimators) của  $\theta$  nếu chúng ta có kỳ vọng của  $\hat{\theta}$  chính là  $\theta$ :  $E(\hat{\theta}) = \theta$ . Giả sử có hai ước lượng của  $\theta$  là  $\hat{\theta}_1$  và  $\hat{\theta}_2$ . Nếu phương sai của  $\hat{\theta}_1$  nhỏ hơn phương sai của  $\hat{\theta}_2$  thì ước lượng  $\hat{\theta}_1$  có hiệu quả hơn ước lượng  $\hat{\theta}_2$ .

Ước lượng nào có phương sai nhỏ nhất trong các ước lượng của  $\theta$ , thì ước lượng đó được gọi là **ước lượng hiệu quả nhất** (the most efficient estimator; vd, Newbold 1991). Bảng 9.1 cho ta các ước lượng hiệu quả nhất của các tham số đám đông.

Bảng 9.1. Các ước lượng tham số đám đông

Tham số mẫu	Tham số đám đông ước lượng	Lý giải cho ước lượng hiệu quả nhất
Trung bình mẫu $\bar{x}$	Trung bình đám đông $\mu_X$	$N(\mu_X, \sigma_X^2)$
Phương sai mẫu $S_x^2$	Phương sai đám đông $\sigma_X^2$	$N(\mu_X, \sigma_X^2)$

## 5.2. Ước lượng quăng

Nguyên tắc của ước lượng quăng là dựa vào dữ liệu thu thập từ mẫu để ước lượng cho các tham số đám đông. Kết quả của ước lượng là một quăng (a, b) chứa tham số đám đông với xác suất  $(1-\alpha)$ , nghĩa là:

$$P(a < \theta < b) = 1-\alpha$$

Trong đó,  $(1-\alpha)$  được gọi là **mức tin cậy** (confidence level/probability content), (a, b) được gọi là **khoảng tin cậy** (confidence interval) của  $\theta$ , và  $\alpha$  là **mức ý nghĩa** (significance level).

## 5.3. Ví dụ về ước lượng quăng

### 5.3.1. Ước lượng trung bình đám đông $\mu_X$

Trong trường hợp mẫu nhỏ, đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_X, \sigma_X^2)$ , biết được phương sai  $\sigma_X^2$  của đám đông: biến ngẫu nhiên z sau đây có phân bố chuẩn đơn vị  $N(0,1)$ :

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_X}{\sigma_{\bar{x}}} \sim N(0,1)$$

Như vậy,

$$P(-z_{\alpha/2} < z = \frac{\bar{x} - \mu_x}{\sigma_{\bar{x}}} < z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

Trong đó, sai lệch chuẩn  $\sigma_{\bar{x}} = \sigma_x / \sqrt{n}$  (chúng ta biết được phương sai  $\sigma_x^2$ ), cho nên:

$$P(\bar{x} - \frac{z_{\alpha/2}\sigma_x}{\sqrt{n}} < \mu_x < \bar{x} + \frac{z_{\alpha/2}\sigma_x}{\sqrt{n}}) = 1 - \alpha$$

Do đó chúng ta có khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông  $\mu_x$  với mức tin cậy  $1 - \alpha$  là:

$$\bar{x} - \frac{z_{\alpha/2}\sigma_x}{\sqrt{n}} < \mu_x < \bar{x} + \frac{z_{\alpha/2}\sigma_x}{\sqrt{n}}$$

1. Khi kích thước mẫu  $n$  và mức ý nghĩa  $\alpha$  là hằng số, nếu độ lệch chuẩn của đám đông  $\sigma_x$  càng lớn thì khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông càng lớn. Điều này có nghĩa là khi mức độ phân tán của biến ngẫu nhiên  $X$  xung quanh trung bình đám đông  $\mu_x$  càng cao thì kết quả của ước lượng này càng kém tin cậy.
2. Khi độ lệch chuẩn của đám đông  $\sigma_x$  và mức ý nghĩa  $\alpha$  là hằng số, nếu kích thước mẫu  $n$  càng lớn thì khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông càng nhỏ. Điều này có nghĩa là khi chúng ta có nhiều thông tin hơn về đám đông thì việc ước lượng này càng chính xác hơn.
3. Khi độ lệch chuẩn của đám đông  $\sigma_x$  và kích thước mẫu  $n$  là hằng số, nếu mức tin cậy  $1 - \alpha$  càng lớn (mức ý nghĩa  $\alpha$  càng nhỏ) thì khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông càng lớn. Điều này có nghĩa là khi chúng ta muốn tăng mức độ



tin cậy cho ước lượng thì phải chấp nhận việc giảm ý nghĩa của nó.

Trong trường hợp mẫu nhỏ, đám đông có phân bố chuẩn, không biết phương sai: Như chúng ta đã biết khi kích thước mẫu nhỏ nhưng đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_X, \sigma_X^2)$  thì biến ngẫu nhiên  $t$  sau đây có phân bố  $t$  với bậc tự do là  $n-1$ :

$$t_{n-1} = \frac{\bar{x} - \mu_X}{S_X / \sqrt{n}}$$

Như vậy,

$$P(-t_{n-1, \alpha/2} < t_{n-1} = \frac{\bar{x} - \mu_X}{S_X / \sqrt{n}} < t_{n-1, \alpha/2}) = 1 - \alpha$$

Từ đó,

$$P(\bar{x} - \frac{t_{n-1, \alpha/2} S_X}{\sqrt{n}} < \mu_X < \bar{x} + \frac{t_{n-1, \alpha/2} S_X}{\sqrt{n}}) = 1 - \alpha$$

Do đó, khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông  $\mu_X$  với mức tin cậy  $1-\alpha$ , trong trường hợp mẫu nhỏ, đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_X, \sigma_X^2)$ , nhưng không biết được phương sai  $\sigma_X^2$  là:

$$\bar{x} - \frac{t_{n-1, \alpha/2} S_X}{\sqrt{n}} < \mu_X < \bar{x} + \frac{t_{n-1, \alpha/2} S_X}{\sqrt{n}}$$

Trong trường hợp mẫu lớn: Chúng ta đã biết, từ kết quả của định lý giới hạn trung tâm, trong trường hợp kích thước mẫu lớn,



cho dù đám đông có phân bố chuẩn hay không thì biến ngẫu nhiên  $z$  dưới đây có phân bố chuẩn đơn vị  $N(0, 1)$ .

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_x}{\sigma_{\bar{x}}}$$

Chúng ta dùng độ lệch chuẩn  $S_x$  của mẫu để ước lượng cho độ lệch chuẩn đám đông  $\sigma_x$ . Trong trường hợp này khoảng tin cậy cho ước lượng trung bình đám đông  $\mu_x$  với mức tin cậy  $1-\alpha$  là:

$$\bar{x} - \frac{z_{\alpha/2} S_x}{\sqrt{n}} < \mu_x < \bar{x} + \frac{z_{\alpha/2} S_x}{\sqrt{n}}$$

## 6. Kiểm định thống kê

Nguyên tắc của **kiểm định thống kê** trong nghiên cứu là đưa ra các giả thuyết về mối quan hệ giữa các khái niệm trong thị trường (đám đông), thu thập thông tin từ mẫu để kiểm định các giả thuyết đã đưa ra.

### 6.1. Các bước kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Quy trình kiểm định các giả thuyết nghiên cứu có thể được chia thành năm bước như sau:

1. Thiết lập giả thuyết cần kiểm định
2. Chọn mức ý nghĩa  $\alpha$
3. Chọn phép kiểm định thích hợp và tính giá trị thống kê kiểm định của nó
4. Xác định giá trị tới hạn của phép kiểm định

## 5. So sánh giá trị kiểm định với giá trị tới hạn để ra quyết định

### Bước 1. Thiết lập giả thuyết kiểm định

Trong thống kê, chúng ta có hai dạng giả thuyết: **giả thuyết không** (null hypothesis), ký hiệu là  $H_0$ , và **giả thuyết thay thế** (alternative hypothesis). Giả thuyết không là vì phát biểu của nó thường bằng không (bằng 0, không khác biệt, vv). Ví dụ, không có mối quan hệ giữa chi phí quảng cáo và doanh thu (mối quan hệ giữa giữa chúng bằng không), kết quả kinh doanh giữa doanh nghiệp trong và ngoài quốc doanh không khác nhau, vv.

Trong nghiên cứu (kiểm định lý thuyết khoa học), giả thuyết chúng ta muốn kiểm định là giả thuyết thay thế chứ không phải  $H_0$ . Giả thuyết thay thế là giả thuyết nghiên cứu ký hiệu là  $H_R$  (research hypothesis), và nó được thiết lập dựa vào lý thuyết. Vì vậy khi kiểm định lý thuyết khoa học, chúng ta luôn mong muốn giả thuyết này được chấp nhận. Lấy ví dụ nhà nghiên cứu đưa ra giả thuyết là "có mối quan hệ giữa chất lượng người tiêu dùng nhận thức được của thương hiệu với xu hướng tiêu dùng thương hiệu" (giả thuyết  $H_R$ ). Giả thuyết  $H_0$  là không có mối quan hệ này.

### Bước 2. Chọn mức ý nghĩa $\alpha$

Như chúng ta đã biết, mức ý nghĩa  $\alpha$  là mức độ chấp nhận sai lầm của nhà nghiên cứu. Trong nghiên cứu kiểm định lý thuyết khoa học trong ngành kinh doanh, mức ý nghĩa thường được chọn là 5%. Ba mức  $\alpha$  phổ biến thường được báo cáo trong các kết quả là 5% (0.05), 1% (0.01) và 0.1% (0.001). Vì vậy, khi kiểm định giả thuyết nghiên cứu, các báo cáo thường viết ở dạng:  $p < 0.05$ ,  $p < 0.01$ , hay  $p < 0.001$ . Ví dụ, chúng ta thường viết là: Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết  $H_R$  này được chấp nhận ( $\beta = 0.45$ ;  $p < 0.001$ ).



Chúng ta cần chú ý thêm một số điểm. Một là, mức 5% là mức thông thường trong ngành kinh doanh (và nhiều ngành khoa học xã hội khác). Tuy nhiên đó không phải là mức bắt buộc. Chúng ta có thể chọn mức 10%. Khi chọn mức ý nghĩa  $\alpha$  ở mức 10% này, chúng ta đã tăng mức chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_R$ . Nếu làm điều này, chúng ta sẽ làm tăng xác suất mắc phải sai lầm loại I (tăng xác suất từ chối  $H_0$  nhưng nó lại đúng, nhưng lại giảm được sai lầm loại II; xem phần kế tiếp). Chúng ta cũng có thể chọn mức ý nghĩa  $\alpha = 1\%$  (0.01). Nếu chọn  $\alpha$  ở mức này, chúng ta giảm xác suất chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_R$  (nghĩa là chúng ta giảm sai lầm loại I nhưng lại tăng sai lầm loại II<sup>1</sup>).

### Bước 3. Chọn phép kiểm định và tính giá trị thống kê

Bước tiếp theo là chúng ta phải chọn lựa phép kiểm định thích hợp. Chọn phép kiểm định phụ thuộc bản chất mối quan hệ trong giả thuyết và bản chất phân bố của các biến ngẫu nhiên. Sau đó chúng ta sẽ tính giá trị thống kê kiểm định (test statistic) theo công thức phù hợp. Ví dụ khi chúng ta cần kiểm định giả thuyết là có mối quan hệ giữa X và Y. Nếu phân bố cặp (X,Y) là phân bố chuẩn (joint normal distribution), chúng ta dùng phép kiểm định t và giá trị thống kê kiểm định t với  $n-2$  bậc tự do được tính như sau (vd, Newbold 1991):

$$t_{n-2} = \frac{r}{\sqrt{(1-r^2)/(n-2)}}$$

---

<sup>1</sup> Có những tạp chí quan tâm vào sai lầm loại I nhưng cũng có tạp chí quan tâm vào sai lầm loại II. Những tạp chí quan tâm vào sai lầm loại I thường đòi hỏi mức chấp nhận giả thuyết  $H_R$  với  $\alpha$  nhỏ (vd, 0.01), vì vậy giả thuyết nghiên cứu  $H_R$  của chúng ta chỉ được ủng hộ với  $p < 0.01$ , và điều này ngược lại với những tạp chí quan tâm sai lầm loại II (xem, vd, Kline 2004).

#### Bước 4. Xác định giá trị tới hạn của phép kiểm định

Sau khi xác định được phép kiểm định thích hợp và tính giá trị của nó, chúng ta sẽ tra bảng để tìm giá trị tới hạn (critical value) tương ứng với mức ý nghĩa đã chọn. Thí dụ khi chúng ta dùng phép kiểm định  $t$  với mẫu có kích thước là  $n = 300$  và mức ý nghĩa  $\alpha = 5\%$  thì giá trị tới hạn trong trường hợp kiểm định hai phía ( $t_{df=298, \alpha=.05}$ ) là 1.968.

#### Bước 5. So sánh giá trị kiểm định với giá trị tới hạn

Sau khi đã có giá trị thống kê kiểm định và giá trị tới hạn của nó, chúng ta sẽ so sánh chúng với nhau. Tùy theo kết quả của so sánh này chúng ta sẽ ra quyết định là chấp nhận hay từ chối giả thuyết đã đưa ra. Ví dụ trong kiểm định mối tương quan giữa  $X$  và  $Y$  trên đây, nếu chúng ta tính được giá trị thống kê kiểm định  $t \geq 1.968$ , chúng ta kết luận là chấp nhận giả thuyết  $H_a$  (từ chối giả thuyết  $H_0$ ), nghĩa là có mối quan hệ giữa  $X$  và  $Y$ .

#### 6.2. Giá trị $p$

Giá trị  $p$  ( $p$ -value) là mức ý nghĩa quan sát (observed significance level), tương ứng với giá trị thống kê kiểm định. Ví dụ khi dùng hàm kiểm định  $z$ , giá trị  $p$  là diện tích (xác suất) của đường phân bố từ giá trị thống kê kiểm định  $z$  (chúng ta tính) đến vô cực. Hay nói cách khác, giá trị  $p$  là giá trị nhỏ nhất của mức ý nghĩa  $\alpha$  mà chúng ta từ chối giả thuyết không  $H_0$ . Nếu  $\alpha$  nhỏ hơn nữa thì chúng ta chấp nhận  $H_0$  vì lúc này  $z$  sẽ nhỏ  $z_\alpha$  (và  $p$  sẽ lớn hơn  $\alpha$ ). Giá trị  $p$  cũng là giá trị lớn nhất của  $\alpha$  cho phép chúng ta chấp nhận  $H_0$ . Nếu  $\alpha$  lớn hơn giá trị này, chúng ta từ chối  $H_0$ .

Giá trị  $p$  đóng vai trò quan trọng trong kiểm định thống kê vì các phần mềm xử lý thống kê đều cho chúng ta giá trị này. Hơn nữa nó rất dễ dàng nhận biết và sử dụng. Khi ra quyết định từ chối hay



chấp nhận một giả thuyết, chúng ta chỉ cần xem xét giá trị  $p$ : nếu  $p > \alpha$  chúng ta từ chối  $H_0$  (chấp nhận  $H_1$ ) và nếu  $p < \alpha$  chúng ta chấp nhận  $H_0$  (từ chối  $H_1$ ).

### 6.3. Sai lầm trong quyết định khi kiểm định thống kê

Trong kiểm định giả thuyết chúng ta gặp hai trường hợp sai lầm: **sai lầm loại I** (type I error) và **sai lầm loại II** (type II error). Sai lầm loại I xảy ra khi chúng ta từ chối một giả thuyết  $H_0$  nhưng giả thuyết này đúng. Sai lầm loại này xuất hiện với xác suất là  $\alpha$ . Sai lầm loại II xuất hiện khi chúng ta chấp nhận một giả thuyết  $H_0$  nhưng giả thuyết này sai. Xác suất xuất hiện của sai lầm loại II là  $\beta$  (Bảng 9.1).

Khi giả thuyết  $H_0$  đúng và chúng ta quyết định chấp nhận nó thì chúng ta đã ra quyết định đúng. Xác suất ra quyết định đúng trong kiểm định thống kê là  $1-\alpha$ . Khi giả thuyết  $H_0$  sai và chúng ta quyết định từ chối giả thuyết này thì chúng ta cũng đã ra một quyết định đúng, với xác suất là  $1-\beta$ . Giá trị  $1-\beta$  được gọi là **độ mạnh kiểm định** (power of the test). Để đi sâu vào vấn đề này, xem Cohen (1977) và Kraemer & Thiemann (1987).

**Bảng 9.1. Sai lầm trong kiểm định thống kê**

Quyết định	Giả thuyết $H_0$	
	Đúng	Sai
Chấp nhận	Quyết định đúng (xác suất $1 - \alpha$ )	Sai lầm loại II (xác suất $\beta$ )
Từ chối	Sai lầm loại I (xác suất $\alpha$ : mức ý nghĩa)	Quyết định đúng (xác suất $1-\beta$ : độ mạnh kiểm định)

#### 6.4. Mối quan hệ giữa $\alpha$ và $\beta$

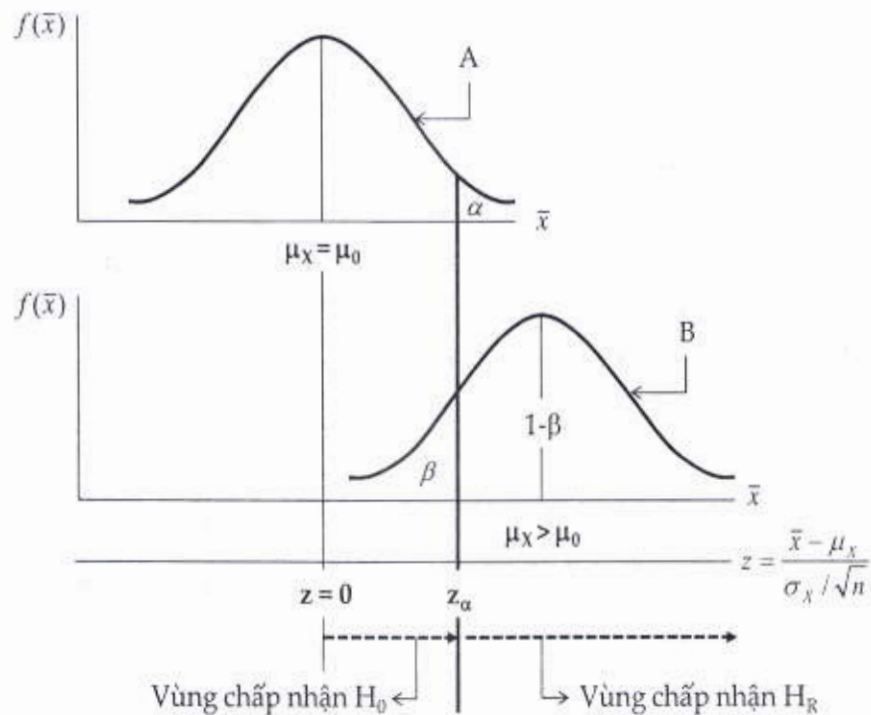
Giả sử chúng ta muốn kiểm định trung bình của một biến  $X$  có phân bố chuẩn:  $H_0: \mu = \mu_0$  và  $H_A: \mu > \mu_0$  (kiểm định một phía). Giả sử giả thuyết này đúng. Nghĩa là đường phân bố  $A$  là phân bố mẫu  $\bar{x}$  (sampling distribution) của biến  $X$  ( $A$  là đường phân bố thực của  $\bar{x}$ ). Khi thực hiện phép kiểm định  $z$  thì xác suất chúng ta từ chối  $H_0$  là  $\alpha\%$ . Nếu giá trị thống kê kiểm định  $z$  rơi vào vùng từ  $(z_\alpha, \infty)$ , chúng ta đã từ chối một giả thuyết đúng. Chúng ta mắc phải sai lầm loại I.

Tương tự như vậy, nhưng bây giờ giả thuyết  $H_0$  sai ( $A^2$  không phải là đường phân bố thực của  $\bar{x}$ ). Giả sử đường phân bố thực của  $\bar{x}$  là  $B$  (Hình 9.1). Giả sử chúng ta biết được phân bố thực của  $\bar{x}$  là  $B$  chứ thực sự chúng ta không biết (nếu biết được thì chúng ta không cần kiểm định nữa). Vì vậy, khi kiểm định  $H_0$  chúng ta dựa vào đường phân bố  $A$ . Vì vậy khi giá trị kiểm định nằm trong khoảng  $(\mu_0, z_\alpha)$ , chúng ta chấp nhận giả thuyết  $H_0$ .

Khi quyết định như vậy, chúng ta đã mắc phải sai lầm loại II (chấp nhận một giả thuyết sai). Xác suất chúng ta quyết định sai (chấp nhận  $H_0$ ) là  $\beta$ . Chú ý là đường phân bố thực của  $\bar{x}$  là  $B$  chứ không phải là  $A$ . Khi  $z$  nằm trong khoảng  $(z_\alpha, \infty)$ , chúng ta từ chối  $H_0$  (từ chối một giả thuyết sai), nghĩa là chúng ta đã ra một quyết định đúng. Xác suất ra quyết định đúng này là  $1-\beta$ . Như vậy, khi chúng ta giảm  $\alpha$ , lấy ví dụ thay vì chọn  $\alpha = 5\%$ , chúng ta chọn, lấy ví dụ  $1\%$ , để giảm sai lầm loại I, chúng ta đã làm tăng  $\beta$  (tăng sai lầm loại II), và giảm độ mạnh kiểm định (Hình 9.1; vd, McClave & Benson 1990).

<sup>2</sup> Đường phân bố  $A$  được gọi là đường phân bố không (null distribution) vì nó ứng với giả thuyết không  $H_0$ . Trong trường hợp giả thuyết  $H_0$  đúng thì  $A$  chính là đường phân bố thực của  $\bar{x}$ . Dĩ nhiên chúng ta không biết được điều này. Ở đây chỉ giả sử để phân tích.

Hình 9.1. Mối quan hệ giữa  $\alpha$  và  $\beta$



### 6.5. Ví dụ kiểm định trung bình

Trường hợp đám đông có phân bố chuẩn, mẫu nhỏ, và biết phương sai: Trong trường hợp kích thước  $n$  mẫu nhỏ ( $n < 30$ ), nhưng đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_X, \sigma_X^2)$  và nếu biết được phương sai  $\sigma_X^2$  của đám đông thì dùng phép kiểm định  $z$  vì biến ngẫu nhiên  $z$  sau đây có phân bố chuẩn đơn vị  $N(0, 1)$ :

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_X}{\sigma_X / \sqrt{n}}$$



Phép kiểm định này có giá trị thống kê kiểm định là:

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{\sigma_x / \sqrt{n}}$$

Trong trường hợp kích thước  $n$  của mẫu nhỏ và đám đông có phân bố chuẩn  $N(\mu_x, \sigma_x^2)$ , nhưng nếu chúng ta không biết được phương sai của đám đông  $\sigma_x^2$  thì phải dùng phép kiểm định  $t$  có bậc tự do  $df = n-1$ , vì biến ngẫu nhiên sau đây có phân bố  $t$  với bậc tự do là  $n-1$  (trong đó  $S_x$  là độ lệch chuẩn của mẫu):

$$t = \frac{\bar{x} - \mu_x}{S_x / \sqrt{n}}$$

Giá trị thống kê kiểm định của phép kiểm định  $t$  được tính như sau<sup>3</sup>:

$$t_{n-1} = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S_x / \sqrt{n}}$$

Trong trường hợp chúng ta không biết phương sai đám đông  $\sigma_x^2$ , nhưng nếu kích thước mẫu lớn ( $n \geq 30$ ), cho dù đám đông có phân bố chuẩn hay không, chúng ta dùng phép kiểm định  $z$  và thay  $\sigma_x$  bằng  $S_x$ , vì biến ngẫu nhiên  $z$  sau đây có phân bố chuẩn đơn vị  $N(0, 1)$ :

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_x}{S_x / \sqrt{n}}$$

---

<sup>3</sup> Trong thực tiễn, kiểm định  $t$  ( $t$ -test) được dùng thay cho phép kiểm định  $z$  vì chúng ta thường không biết phương sai đám đông. Khi kích thước mẫu lớn, thì hai phép kiểm định này như nhau.



Giá trị thống kê của phép kiểm định này là:

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S_x / \sqrt{n}}$$

Ví dụ cụ thể như sau: Giả sử chúng ta muốn kiểm định giả thuyết nghiên cứu của chúng ta ( $H_R$ ) là trung bình đám đông  $\mu_X \geq 4$  thông qua dữ liệu của mẫu có kích thước  $n=300$  với trung bình mẫu  $\bar{x}=4.2$  và phương sai mẫu  $S_x=.4$ . Quá trình kiểm định giả thuyết như sau:

*Bước 1:*  $H_0: \mu_X < \mu_0 = 4$  và  $H_R: \mu_X \geq \mu_0 = 4$

*Bước 2:* Chọn mức ý nghĩa  $\alpha$ , giả sử 5%

*Bước 3:* Vì kích thước mẫu lớn nên chúng ta dùng phép kiểm định  $z$ , giá trị thống kê kiểm định là:

$$z = \frac{\bar{x} - \mu_0}{S_x / \sqrt{n}} = \frac{4.2 - 4}{.4 / \sqrt{300}} = 8.66$$

*Bước 4:* Tra bảng của hàm  $z$  (trong EXCEL) chúng ta có giá trị tới hạn  $z_\alpha$  của phép kiểm định là 1.645.

*Bước 5:* Vì  $z > z_\alpha$ , cho nên chúng ta từ chối giả thuyết  $H_0$  và chấp nhận giả thuyết  $H_R: \mu_X \geq \mu_0 = 4$ .

Các ví dụ về ước lượng và kiểm định thống kê trong chương này có mục đích giúp chúng ta nắm bắt những nguyên tắc cơ bản trong ước lượng và kiểm định thống kê. Từ đó, chúng ta sẽ dễ dàng

ứng dụng trong ước lượng và kiểm định các tham số thống kê cụ thể trong các mô hình sau này, ví dụ như ước lượng và kiểm định trọng số hồi qui trong các mô hình hồi qui (trình bày trong các chương sau).

## 7. Mối quan hệ giữa hai biến ngẫu nhiên

Gọi  $X$  và  $Y$  là một cặp biến ngẫu nhiên có trung bình theo thứ tự là  $\mu_X$  và  $\mu_Y$  và phương sai theo thứ tự là  $\sigma_X^2$  và  $\sigma_Y^2$ .

### 7.1. Hiệp phương sai và hệ số tương quan

Hiệp phương sai Cov (Covariance) của hai biến ngẫu nhiên định lượng,  $X$  và  $Y$ , ký hiệu là  $Cov(X,Y)$ , trong đám đông được tính như sau:

$$Cov(X,Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

Hệ số tương quan tuyến tính Cor (linear Correlation coefficient) của hai biến ngẫu nhiên định lượng,  $X$  và  $Y$  trong đám đông, thường được ký hiệu là  $Cor(X,Y)$  hay  $r_{XY}$ , và được tính như sau:

$$\begin{aligned} r_{XY} &= Cor(X,Y) \\ &= \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} \\ &= \frac{E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sqrt{E[(X - \mu_X)^2 (Y - \mu_Y)^2]}} \end{aligned}$$

Hệ số tương quan tuyến tính của hai biến ngẫu nhiên định lượng,  $x$  và  $y$  trong mẫu, thường được ký hiệu là  $\text{cor}(x,y)$  hay  $r_{xy}$ , và được tính như sau:

$$\begin{aligned} r_{xy} &= \text{cor}(x, y) \\ &= \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right] \left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\left[ \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right] \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]}} \end{aligned}$$

## 7.2. Các dạng hệ số tương quan

Hệ số tương quan giữa hai biến định lượng  $X$  và  $Y$  được thể hiện ở ba dạng, (1) hệ số tương quan tuyến tính, còn gọi là tương quan cấp 0 (zero-order) hay tương quan Pearson:  $\text{Cor}(X,Y)$ , (2) tương quan từng phần PCor (Partial Correlation), và (3) tương quan bán phần SCor (Semipartial correlation hay part correlation). Hair & ctg (2006) biểu diễn các dạng tương quan này thông qua giản đồ Venn trong Hình 9.2.

### 7.2.1. Tương quan từng phần

Hệ số tương quan từng phần giữa hai biến  $X$  và  $Y$  trong đó có sự tham gia của biến  $Z$ . Nếu không có sự tham gia của biến  $X$ , hệ số tương quan Pearson của  $X$  và  $Y$  là diện tích  $a+c$  trong Hình 9.2. Khi có sự tham gia của  $Z$ , phần  $c$  là phần mà cả  $X$  và  $Z$  cùng giải thích cho  $Y$ .



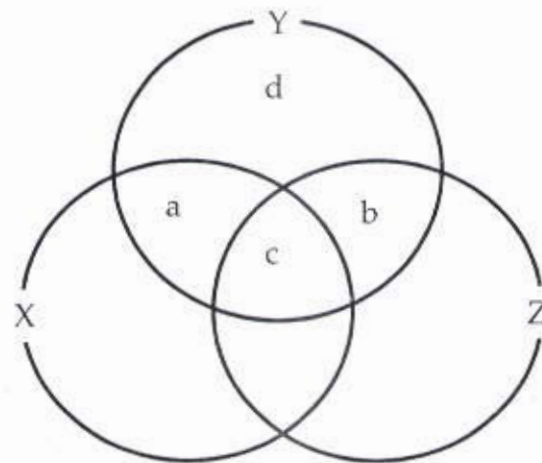
Để tính hệ số tương quan từng phần của X và Y, chúng ta phải loại phần giải thích của Z. Chú ý là khi chúng ta loại phần giải thích của Z thì phần phương sai của Y bây giờ chỉ còn là  $a+d$  chứ không phải là như ban đầu ( $a+b+c+d$ ) nữa. Sau khi loại phần giải thích của Z (phần  $a+b$ ), hệ số tương quan từng phần:  $PCor(X,Y) = a/(a+d)$ ; trong đó  $(a+d)$  là phần phương sai của Y chưa được giải thích sau khi loại phần giải thích bởi Z. Hệ số tương quan từng phần (PCor) được tính như sau (vd, Myers & Well 2003):

$$\begin{aligned} PCor &= r_{YX|Z} \\ &= Cor(Y|Z, X|Z) \\ &= \frac{r_{YX} - r_{YZ}r_{XZ}}{\sqrt{(1-r_{YZ}^2)(1-r_{XZ}^2)}} \end{aligned}$$

Trong đó:

- $r_{YX|Z}$  là hệ số tương quan từng phần (tách Z ra khỏi X và Y)
- $Y|Z$  và  $X|Z$  là phần phương sai của Y và X sau khi tách Z ra khỏi chúng

Hình 9.2. Các dạng tương quan



- a: Phương sai Y giải thích bởi một mình X  
 b: Phương sai Y giải thích bởi một mình Z  
 c: Phương sai Y cùng giải thích bởi X và Z  
 d: Phương sai Y không giải thích bởi X và Z  
 $a+b+c+d$ : Phương sai của Y

Nguồn: Hair & ctg (2006, 231)

### 7.2.2. Tương quan bán phần

Hệ số tương quan bán phần giữa hai biến X và Y trong đó có sự tham gia của biến Z. Bây giờ chúng ta không loại phần của Z ra như trong trường hợp tính hệ số tương quan từng phần mà chỉ cô lập Z ra khỏi X. Vì vậy, cần chú ý là trong trường hợp này (khác với tương quan từng phần), phần phương sai của Y trong tính toán vẫn như ban đầu, nghĩa là nó vẫn bằng  $a+b+c+d$ . Để tính hệ số tương quan bán phần của X và Y, chúng ta phải kiểm soát giải thích của Z. Sau khi cô lập phần giải thích của Z cho tương quan giữa X và Y (phần c), hệ số tương quan bán phần:  $SCor(X,Y) = a/(a+b+c+d)$ ; trong đó  $(a+b+c+d)$  là phương sai của Y. Hệ số tương quan bán phần (SCor) được tính như sau (vd, Myers & Well 2003):

$$\begin{aligned}
 SCor &= r_{Y(X|Z)} \\
 &= Cor(Y, X | Z) \\
 &= \frac{r_{YX} - r_{YZ}r_{XZ}}{\sqrt{1 - r_{XZ}^2}}
 \end{aligned}$$

Trong đó:

- $r_{Y(X|Z)}$  là hệ số tương quan bán phần (cô lập Z ra khỏi X)
- $X|Z$  là phần phương sai của X khi cô lập Z ra nó

Thông qua cách tính các hệ số tương quan giữa hai biến, chúng ta thấy giá trị tuyệt đối của hệ số tương quan bán phần phần SCor nhỏ hơn hệ số tương quan từng phần PCor (vì chúng có tử số nhau nhưng mẫu số của SCor lớn hơn mẫu số của PCor). Khi Z không có quan hệ với X và Y thì hai hệ số tương quan bán phần và từng phần sẽ bằng nhau và bằng hệ số tương quan Pearson.

### 7.3. Một số qui tắc về hiệp phương sai

Có hai biến ngẫu nhiên, X và Y và  $c, c_1, c_2, c_3$  là các hằng số, chúng ta có một số qui tắc cho hiệp phương sai dưới đây:

$$\begin{aligned}
 Cov(X, Y) &= Cov(Y, X) \\
 Cov(X, c) &= 0 \\
 Cov(X, X) &= Var(X) \\
 Cov(c_1X, c_2Y) &= c_1c_2Cov(X, Y) \\
 Cov(cX, cX) &= Var(cX) = c^2Cov(X, X) = c^2Var(X) \\
 Cov(c_1X, c_2Y + c_3Z) &= c_1c_2Cov(X, Y) + c_1c_3Cov(X, Z)
 \end{aligned}$$



## 8. Sử dụng SPSS để tính hệ số tương quan

Để tính hệ số tương quan giữa hai biến định lượng (tương quan Pearson) chúng ta thực hiện như sau:

*Analyze → Correlate → Bivariate:* đưa hai (hay nhiều) biến cần tính hệ số tương quan với nhau vào ô **Variables** → **OK**: chúng ta nhận được kết quả là giá trị của hệ số tương quan Pearson với mức ý nghĩa (sig) của nó.

Chú ý mặc định trong SPSS là tương quan Pearson. Nếu muốn tính các hệ số tương quan khác chỉ cần nhấn chuột vào ô tương ứng, vd, Spearman cho hệ số tương quan của hai biến định tính, vv. Nếu muốn tính thống kê mô tả của các biến, vd, trung bình, độ lệch chuẩn thì vào:

*Options → Statistics* → nhấn chuột vào **Means and Standard Deviations** → **Continue** → **OK**: chúng ta sẽ có thêm trung bình và độ lệch chuẩn của các biến.

Nếu muốn tính tương quan từng phần (PCor), chúng ta thực hiện như sau:

*Analyze → Correlate → Partial:* đưa hai biến cần tính hệ số tương quan với nhau vào ô **Variables** → đưa biến muốn kiểm soát vào ô **Controlling for** → **OK**: chúng ta nhận được kết quả là giá trị của hệ số tương quan từng phần với mức ý nghĩa (sig) của nó.

Nếu muốn tính một số thống kê mô tả, thực hiện như trong trường hợp tương quan Pearson.

## TÓM TẮT CHƯƠNG 9

Chương này có mục đích nhắc lại một số kiến thức thống kê căn bản và cần sử dụng trong đánh giá thang đo và kiểm định các lý thuyết khoa học. Trước tiên là tóm tắt thống kê. Tóm tắt thống kê được thực hiện thông qua các đo lường mức độ tập trung bao gồm, (1) trung bình, (2) trung vị, (3) mode, và mức độ phân tán bao gồm (1) phương sai, (2) độ lệch chuẩn, (3) khoảng biến thiên của dữ liệu.

Hai là, giới thiệu về biến chuẩn trung bình và biến chuẩn hóa. Biến chuẩn trung bình là biến có trung bình bằng 0 nhưng phương sai khác với 1. Để chuyển một biến ngẫu nhiên thành biến chuẩn trung bình chúng ta lấy biến đó trừ cho trung bình của nó. Biến chuẩn hóa là biến có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1. Để chuyển một biến thành biến chuẩn hóa chúng ta lấy biến đó trừ cho trung bình và chia cho độ lệch chuẩn.

Ba là, giới thiệu về mối quan hệ giữa tham số mẫu và tham số đám đông: kỳ vọng của trung bình mẫu chính là trung bình của đám đông và kỳ vọng của phương sai mẫu là phương sai của đám đông.

Nguyên tắc ước lượng thống kê là thu thập dữ liệu từ mẫu và dùng chúng để ước lượng các tham số của đám đông. Chúng ta thực hiện được điều này vì có một mối quan hệ giữa thông tin của mẫu và thông tin của đám đông.

Nguyên tắc của kiểm định thống kê trong nghiên cứu là đưa ra các giả thuyết về mối quan hệ giữa các khái niệm trong đám đông, thu thập thông tin từ mẫu để kiểm định các giả thuyết đã đưa ra. Quy trình kiểm định các giả thuyết nghiên cứu bao gồm (1) thiết lập giả thuyết cần kiểm định, (2) chọn mức ý nghĩa  $\alpha$ , (3) chọn phép kiểm định thích hợp và tính giá trị thống kê kiểm định của nó, (4) xác định

giá trị tới hạn của phép kiểm định, và (5) so sánh giá trị kiểm định với giá trị tới hạn để ra quyết định.

Trong kiểm định giả thuyết chúng ta gặp hai trường hợp sai lầm: sai lầm loại I và sai lầm loại II. Sai lầm loại I xảy ra khi chúng ta từ chối một giả thuyết  $H_0$  đúng. Sai lầm loại này xuất hiện với xác suất là  $\alpha$ . Sai lầm loại II xuất hiện khi chúng ta chấp nhận một giả thuyết  $H_0$  sai. Xác suất xuất hiện của sai lầm loại II là  $\beta$ . Khi giảm  $\alpha$ , để giảm sai lầm loại I, chúng ta đã làm tăng  $\beta$ , và giảm độ mạnh của phép kiểm định.

Cuối cùng, chương này giới thiệu mối quan hệ giữa hai biến ngẫu nhiên: hiệp phương sai và hệ số tương quan cùng với một số qui tắc tính toán chúng. Hệ số tương quan giữa hai biến định lượng X và Y được thể hiện ở ba dạng, (1) hệ số tương quan tuyến tính, còn gọi là tương quan cấp 0 hay tương quan Pearson  $r$ , (2) tương quan từng phần PCor, và (3) tương quan bán phần SCor.



## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 9

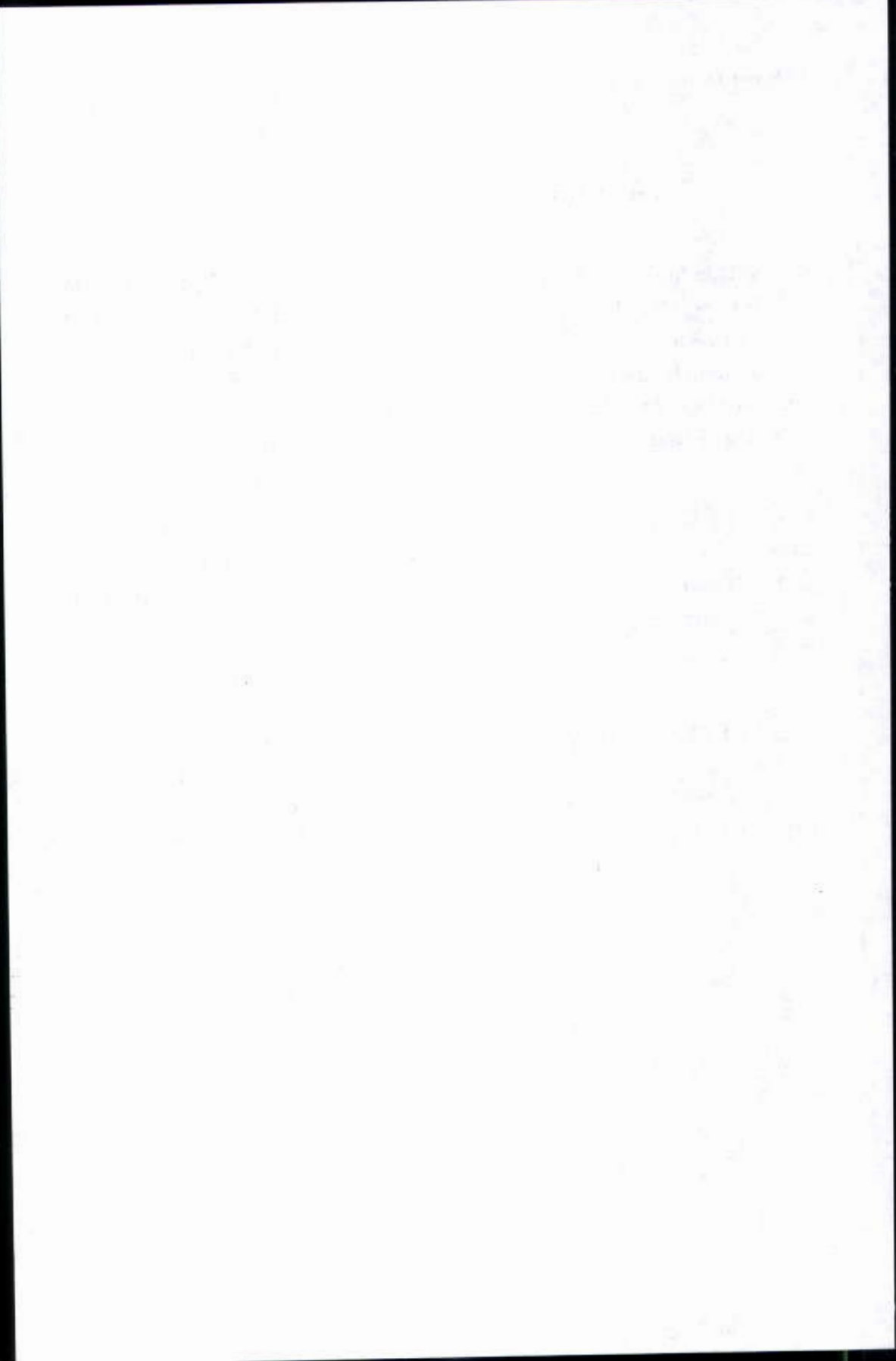
1. Tóm tắt thống kê bao gồm những tóm tắt gì? Cho ví dụ minh họa?
2. Cho biết các tính kỳ vọng cho biến liên tục và biến gián đoạn? Lấy ví dụ minh họa?
3. Biến chuẩn trung bình và chuẩn hóa giống nhau và khác nhau như thế nào? Cho biết cách biến đổi một biến thành biến chuẩn trung bình và chuẩn hóa?
4. Hãy cho biết mối quan hệ giữa tham số mẫu và tham số đám đông? Mối quan hệ này giúp ích gì cho nhà nghiên cứu trong kiểm định lý thuyết khoa học? Cho ví dụ minh họa?
5. Cho biết thế nào là ước lượng và thế nào là kiểm định thống kê? Ước lượng và kiểm định thống kê để làm gì trong nghiên cứu? Cho ví dụ minh họa?
6. Cho biết qui trình kiểm định thống kê và lấy ví dụ minh họa cho một phép kiểm định cụ thể nào đó?
7. Vì sao giả thuyết nghiên cứu là giả thuyết thay thế? Cho ví dụ minh họa?
8. Cho biết sự giống nhau và khác nhau giữa hiệp phương sai và hệ số tương quan? Cho ví dụ minh họa về mặt kiểm định lý thuyết khoa học?
9. Cho biết sự giống nhau và khác nhau giữa các loại hệ số tương quan (Pearson, từng phần và bán phần)? Cho ví dụ minh họa về mặt kiểm định lý thuyết khoa học?

## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 9

Miller I & Miller M (2004), *John E Freund's Mathematical Statistics with Applications*, 7<sup>th</sup>ed, Upper Saddle River NJ: Prentice Hall: Là tài liệu cơ bản về thống kê toán, viết dễ hiểu với hàng loạt ví dụ hấp dẫn. Là tài liệu nên đọc để trang bị kiến thức vững chắc hơn về thống kê sử dụng trong nghiên cứu khoa học trong kinh doanh sau khi nắm được những kiến thức cơ bản về thống kê ứng dụng, vd, Newbold (1991).

Carroll JD, Green PE & Chaturvedi A (1997), *Mathematical Tools for Applied Multivariate Analysis*, revised ed, San Diego: Academic Press: Một quyển sách viết rất hay và đòi hỏi một số kiến thức về đại số tuyến tính. Đây là tài liệu cần thiết cho những bạn muốn đi sâu vào các phương pháp phân tích đa biến.

Jaynes ET (2003), *Probability Theory: The Logic of Science*, Cambridge: Cambridge Uni Press: Một quyển sách chuyên khảo và rất hay nhưng không dễ, trình bày sâu sắc về mối quan hệ giữa lý thuyết xác suất và khoa học. Một quyển sách nên đọc cho những bạn thích thú về về lãnh vực này.





## *Chương 10*

# **Cronbach alpha: Đánh giá độ tin cậy thang đo**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *Giá trị và sai số trong đo lường*
2. *Lý thuyết đo lường cổ điển*
3. *Bổ sung lý thuyết đo lường cổ điển*
4. *Tính hệ số tin cậy Cronbach alpha bằng SPSS*

## 1. Giá trị và sai số đo lường

Trong Chương 8, chúng ta đã giới thiệu các tính chất của đo lường bao gồm độ tin cậy và giá trị của thang đo lường như tính đơn hướng, giá trị phân biệt, giá trị hội tụ, vv. Trong phần này, chúng ta mô hình hóa các sai số của đo lường để làm cơ sở cho các công cụ đánh giá thang đo.

### 1.1. Sai số trong đo lường

Như đã giới thiệu trong Chương 8, sai số trong đo lường (measurement error) được chia thành hai nhóm, đó là (1) **sai số hệ thống** (systematic error) và (2) **sai số ngẫu nhiên** (random error). Nếu gọi  $\varepsilon_M$  là sai số đo lường,  $\varepsilon_S$  là sai số hệ thống và  $\varepsilon_R$  là sai số ngẫu nhiên, chúng ta có:

$$\varepsilon_M = \varepsilon_S + \varepsilon_R$$

Sai số hệ thống là các sai số tạo nên một chệch cố định (constant bias) trong đo lường. Ví dụ, khi sử dụng thang đo không cân bằng, kỹ thuật phỏng vấn kém, vv. Trong khi đó, sai số ngẫu nhiên là các sai số xảy ra mang tính ngẫu nhiên. Ví dụ như phỏng vấn viên ghi nhầm số đo của trả lời; người trả lời thay đổi tính cách nhất thời (short-term characteristics) như do mệt mỏi, đau yếu, nóng giận, vv, làm ảnh hưởng đến trả lời của họ. Các sai số thường xảy ra trong đo lường được trình bày trong Bảng 10.1.

### 1.2. Giá trị và độ tin cậy của đo lường

Một đo lường được gọi là có giá trị (validity) nếu nó đo lường đúng được cái cần đo lường (Campbell & Fiske 1959). Hay nói cách khác,

đo lường đó vắng mặt cả hai loại sai số, hệ thống và ngẫu nhiên. Thật vậy, nếu gọi  $X$  là số đo được của một thuộc tính nào đó (số đo mà chúng ta đo lường) và  $X_0$  là số đo thật (nhưng chúng ta không biết được) của nó thì:

$$X = X_0 + \varepsilon_M = X_0 + \varepsilon_S + \varepsilon_R$$

**Bảng 10.1. Các dạng sai số thường gặp trong đo lường**

Nguồn sai số	Ví dụ
Sự thay đổi cá tính đột xuất của đối tượng nghiên cứu	Một môi, đau yếu, nóng giận, vui vẻ, vv.
Yếu tố tình huống	Sự hiện diện của người khác, ồn ào, vv.
Công cụ đo lường và cách thức phỏng vấn	Câu hỏi tối nghĩa, phỏng vấn viên thiếu kinh nghiệm, bảng câu hỏi in không rõ ràng, cách phỏng vấn khác nhau (trực diện, điện thoại, thư), vv.
Yếu tố phân tích	Nhập, mã, tóm tắt sai, vv.

Giả sử chúng ta có thể đo lường đúng được cái cần đo lường thì  $X = X_0$ , nghĩa là  $\varepsilon_M$  phải luôn luôn bằng không. Do vậy, cả  $\varepsilon_S$  và  $\varepsilon_R$  phải bằng không. Nếu chúng ta có thể đo lường đúng được cái chúng ta cần đo lường thì sự khác biệt về số đo sẽ phản ánh sự khác nhau về vấn đề cần đo lường của từng đối tượng nghiên cứu (Nunnally & Burnstein 1994).

Khi một đo lường vắng mặt các sai số ngẫu nhiên thì đo lường đó có độ tin cậy (reliability). Vì vậy, một đo lường có giá trị cao thì phải có độ tin cậy cao. Hay nói cách khác, độ tin cậy là điều kiện cần (nhưng chưa đủ) để cho một đo lường có giá trị. Chúng ta sẽ phân tích chi tiết vấn đề này trong các phần tiếp theo.



## 2. Lý thuyết đo lường cổ điển

Theo lý thuyết đo lường cổ điển (Lord & Norvick 1968), một biến đo lường của một thang đo (của một khái niệm nghiên cứu) được biểu diễn như sau:

$$X_i = \tau_i + \varepsilon_i$$

Trong đó:

- $X_i$ : số đo biến quan sát thứ  $i$  (observed score)
- $\tau_i$ : số đo thực của biến quan sát  $i$  (true score)
- $\varepsilon_i$ : sai số biến  $i$  (error) = sai số ngẫu nhiên

Với các giả định (assumptions) sau:

1.  $E(\varepsilon_i) = 0$
2.  $Cov(\tau_i, \varepsilon_i) = 0$
3.  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$
4.  $Cov(\tau_i, \varepsilon_j) = 0$

Như vậy, theo lý thuyết đo lường cổ điển, mô hình đo lường cổ điển chỉ có sai số ngẫu nhiên (random error) xuất hiện khi đo lường, nghĩa là vắng mặt sai số hệ thống (systematic error).

Các giả định trên đây dựa vào giả định cơ sở của mô hình đo lường cổ điển: sai số hệ thống không xuất hiện trong đo lường. Một

là, vì  $\varepsilon_i$  là sai số ngẫu nhiên cho nên kỳ vọng của nó bằng không (giả định 1); sai số của một biến quan sát không có tương quan với số đo thực của nó (giả định 2); các sai số này không có tương quan nhau (giả định 3); và, sai số của một biến quan sát nào đó sẽ không có tương quan với số đo thực của biến quan sát khác trong thang đo (giả định 4).

Trong mô hình đo lường cổ điển, có ba dạng đo lường, đó là (1) đo lường **song hành** (parallel measures), (2) đo lường  **$\tau$  tương đương** ( $\tau$ -equivalent measures), và (3) đo lường **tổng quát** (congeneric measures; Bollen 1989; Joreskog 1971). Giả sử chúng ta có hai biến quan sát  $i$  và  $j$ , mô hình đo lường của hai biến này như sau:

$$\text{Mô hình đo lường biến quan sát } i: X_i = \omega_i \tau_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Mô hình đo lường biến quan sát } j: X_j = \omega_j \tau_j + \varepsilon_j$$

Trước tiên, chúng ta giả định:  $\tau_i = \tau_j = \tau$  chúng ta có ba dạng đo lường sau:

1. Nếu:  $\omega_i = \omega_j = 1$  và  $Var(\varepsilon_i) = Var(\varepsilon_j)$ , hai biến quan sát  $X_i$  và  $X_j$  được gọi là hai **đo lường song hành**.
2. Nếu:  $\omega_i = \omega_j = 1$  nhưng  $Var(\varepsilon_i) \neq Var(\varepsilon_j)$ , hai biến quan sát  $X_i$  và  $X_j$  được gọi là hai **đo lường  $\tau$  tương đương**.
3. Nếu:  $\omega_i \neq \omega_j$  và  $Var(\varepsilon_i) \neq Var(\varepsilon_j)$ , hai biến quan sát  $X_i$  và  $X_j$  được gọi là hai **đo lường tổng quát**.

Như vậy, trong ba dạng đo lường nêu trên, đo lường tổng quát là dạng tổng quát nhất trong ba dạng đo lường.

## 2.1. Độ tin cậy của đo lường

Độ tin cậy  $\alpha_{X_i}$  cho biến quan sát  $X_i$  có thể được định nghĩa là phần phương sai của số đo chúng ta đo được  $X_i$  được giải thích bởi phần phương sai của số đo thực  $\tau_i$ . Hay nói cách khác, độ tin cậy của thang đo phản ánh mức độ hiện diện (văng mặt) của sai số ngẫu nhiên. Mức độ hiện diện của sai số ngẫu nhiên càng thấp (mức độ văng mặt càng cao) thì đo lường có độ tin cậy càng cao. Cụ thể, độ tin cậy  $\alpha_{X_i}$  cho biến quan sát  $X_i$  trong thang đo lường tổng quát được tính theo công thức sau (Lord & Novick 1968):

$$\begin{aligned}\alpha_{X_i} &= \frac{\omega_i^2 \text{Var}(\tau_i)}{\text{Var}(X_i)} \\ &= \frac{\omega^2 [\text{Var}(X_i) - \text{Var}(\varepsilon_i)]}{\text{Var}(X_i)}\end{aligned}$$

Khi biến quan sát  $X_i$  trong thang đo song hành hay thang đo  $\tau$  tương đương thì  $\omega_i = 1$ . Vì vậy, độ tin cậy  $\alpha_{X_i}$  cho biến quan sát  $X_i$  trong hai thang đo này như sau:

$$\begin{aligned}\alpha_{X_i} &= \frac{\omega_i^2 \text{Var}(\tau_i)}{\text{Var}(X_i)} \\ &= \frac{\text{Var}(\tau_i)}{\text{Var}(X_i)}\end{aligned}$$

Nếu tính hệ số tương quan giữa  $X_i$  và  $\tau_i$  chúng ta thấy rằng độ tin cậy  $\alpha_{X_i}$  cho biến quan sát  $X_i$  là bình phương của hệ số tương quan giữa  $X_i$  và  $\tau_i$ .



$$\begin{aligned}
 [Corr(X_i, \tau_i)]^2 &= \frac{[Cov(X_i, \tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)} \\
 &= \frac{[Cov(\omega_i \tau_i + \varepsilon_i, \tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)}
 \end{aligned}$$

Nhớ lại là  $Cov(X+Y, Z) = Cov(X, Z) + Cov(Y, Z)$ ,  $Cov(X, X) = Var(X)$ ;  $Var(aX) = a^2 Var(X)$ ; và,  $Cov(aX+bY) = abCov(X, Y)$ ; với  $a, b, c$  là các hằng số, và theo Giả định 2 của lý thuyết đo lường cổ điển thì  $Cov(\tau_i, \varepsilon_i) = 0$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned}
 [Corr(X_i, \tau_i)]^2 &= \frac{[Cov(\omega_i \tau_i, \tau_i) + Cov(\varepsilon_i, \tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)} \\
 &= \frac{[Cov(\omega_i \tau_i, \tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)} \\
 &= \frac{[\omega_i Var(\tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)} \\
 &= \frac{\omega_i^2 [Var(\tau_i)]^2}{Var(X_i)Var(\tau_i)} \\
 &= \frac{\omega_i^2 Var(\tau_i)}{Var(X_i)} \\
 &= \alpha_{X_i}
 \end{aligned}$$

## 2.2. Đo lường độ tin cậy bằng hệ số Cronbach alpha

Cronbach (1951) đưa ra hệ số tin cậy cho thang đo song hành và tương đương. Cần chú ý ở đây là hệ số Cronbach alpha chỉ đo lường độ tin cậy của thang đo (bao gồm từ ba biến quan sát trở lên) chứ không tính được độ tin cậy cho từng biến quan sát. Chúng ta có thể tính hệ số này như sau:

Gọi  $H$  là tổng của các biến quan sát trong thang đo bao gồm  $k$  biến quan sát. Vì vậy,  $H$  là một biến ngẫu nhiên:

$$H = \sum_{i=1}^k X_i$$

Chúng ta tính bình phương của hệ số tương quan giữa  $H$  và  $\tau_i$ , và chú ý là vì hệ số Cronbach alpha dùng để đánh giá độ tin cậy cho dạng đo lường song hành và  $\tau$  tương đương nên các giá trị thật  $\tau_i$  như sau, gọi chung là  $\tau$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} [Corr(\tau, H)]^2 &= \frac{[Cov(\tau, H)]^2}{Var(\tau)Var(H)} \\ &= \frac{[Cov(\tau, X_1 + X_2 + \dots + X_k)]^2}{Var(\tau)Var(H)} \end{aligned}$$

Thay thế  $X_i = \tau + \varepsilon_i$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} X_1 + X_2 + \dots + X_k &= \tau + \varepsilon_1 + \tau + \varepsilon_2 + \dots + \tau + \varepsilon_k \\ &= \sum_{i=1}^k \tau + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i = k\tau + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i \end{aligned}$$

Từ đó:

$$\begin{aligned} [Corr(\tau, H)]^2 &= \frac{[Cov(\tau, k\tau + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i)]^2}{Var(\tau)Var(H)} \\ &= \frac{[kCov(\tau, \tau) + kCov(\tau, \sum_{i=1}^k \varepsilon_i)]^2}{Var(\tau)Var(H)} \\ &= \frac{[kVar(\tau)]^2}{Var(\tau)Var(H)} \\ &= \frac{k^2Var(\tau)}{Var(H)} \\ &= \alpha_H \end{aligned}$$

Chú ý là  $\text{Var}(X+Y) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y)$  nếu  $\text{Cov}(X,Y) = 0$  và vì  $\text{Cov}(\tau, \varepsilon_i) = 0$  (Giả định 2), chúng ta có:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(\tau, \sum_{i=1}^k \varepsilon_i) &= \text{Cov}(\tau, \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_k) \\ &= \text{Cov}(\tau, \varepsilon_1) + \text{Cov}(\tau, \varepsilon_2) + \dots + \text{Cov}(\tau, \varepsilon_k) \\ &= 0\end{aligned}$$

Vì vậy:

$$\begin{aligned}[\text{Corr}(\tau, H)]^2 &= \frac{[k\text{Var}(\tau)]^2}{\text{Var}(\tau)\text{Var}(H)} \\ &= \frac{k^2\text{Var}(\tau)}{\text{Var}(H)} \\ &= \alpha_H\end{aligned}$$

Tuy nhiên, đến đây chúng ta chưa có thể tính được  $\alpha_H$  vì không biết được  $\text{Var}(\tau)$ . Vì vậy, để tính được  $\alpha_H$  chúng ta cần một vài biến đổi đơn giản sau:

$$\begin{aligned}\alpha_H &= \frac{k^2\text{Var}(\tau)}{\text{Var}(H)} \\ &= \frac{k(k-1)k\text{Var}(\tau)}{(k-1)\text{Var}(H)} \\ &= \left(\frac{k}{k-1}\right) \left[ \frac{k^2\text{Var}(\tau) - k\text{Var}(\tau)}{\text{Var}(H)} \right] \\ &= \left(\frac{k}{k-1}\right) \left[ \frac{k^2\text{Var}(\tau) + \sum_{i=1}^k \text{Var}(\varepsilon_i) - k\text{Var}(\tau) - \sum_{i=1}^k \text{Var}(\varepsilon_i)}{\text{Var}(H)} \right]\end{aligned}$$



Chú ý là:

$$\begin{aligned} \text{Var}(H) &= \text{Var}\left(\sum_{i=1}^k X_i\right) \\ &= \text{Var}\left[\sum_{i=1}^k (\tau + \varepsilon_i)\right] \\ &= \text{Var}\left(k\tau + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i\right) \end{aligned}$$

Vì  $\text{Cov}(\tau, \varepsilon_i) = 0$ , cho nên:

$$\text{Var}\left(k\tau + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i\right) = k^2 \text{Var}(\tau) + \text{Var}\left(\sum_{i=1}^k \varepsilon_i\right)$$

Do vậy:

$$\begin{aligned} \alpha_H &= \left(\frac{k}{k-1}\right) \left\{ \frac{\text{Var}(H) - [k\text{Var}(\tau) + \sum_{i=1}^k \text{Var}(\varepsilon_i)]}{\text{Var}(H)} \right\} \\ &= \left(\frac{k}{k-1}\right) \left[ 1 - \frac{\sum_{i=1}^k \text{Var}(X_i)}{\text{Var}(H)} \right] \end{aligned}$$

Trong nghiên cứu, chúng ta tính được phương sai các biến đo lường  $X_i$  và phương sai tổng  $H$  của các biến này. Từ đó, chúng ta có thể tính được hệ số tin cậy Cronbach alpha  $\alpha_H$  của thang đo.

### 3. Bổ sung lý thuyết đo lường cổ điển

#### 3.1. Mô hình đo lường với sai số hệ thống

Như đã giới thiệu, trong lý thuyết đo lường cổ điển, chúng ta giả sử là đo lường chỉ xuất hiện một loại sai số, đó là sai số ngẫu nhiên. Tuy nhiên, trong thực tiễn, chúng ta luôn luôn gặp phải hai loại sai số trong đo lường: sai số ngẫu nhiên và sai số hệ thống. Vì vậy, phần này sẽ bổ sung sai số hệ thống vào lý thuyết đo lường cổ điển.

Nếu đo lường xuất hiện sai số hệ thống thì mô hình của biến đo lường  $X_i$  được biểu diễn như sau:

$$X_i = \tau_i + \varepsilon_i$$

$$\text{với } \varepsilon_i = S_i + R_i$$

Trong đó:

- $X_i$ : số đo biến quan sát thứ  $i$
- $\tau_i$ : số đo thực của biến quan sát  $i$
- $\varepsilon_i$ : sai số biến  $i$  bao gồm  $S_i$  và  $R_i$
- $S_i$ : sai số hệ thống
- $R_i$ : sai số ngẫu nhiên

### 3.2. Độ tin cậy và giá trị: đo lường hiện diện sai số hệ thống

Tương tự như trong trường hợp vắng mặt của sai số hệ thống, chúng ta có thể tính toán giá trị và độ tin cậy của đo lường có hiện diện của sai số hệ thống như sau (Zeller & Carmines 1980):

Trung bình  $E(X_i)$  của  $X_i$ :

$$X_i = \tau_i + S_i + R_i$$

$$\Rightarrow E(X_i) = E(\tau_i) + E(S_i) + E(R_i)$$

Chú ý là  $E(R_i) = 0$  (theo giả định của mô hình đo lường cổ điển). Tuy nhiên  $E(S_i) \neq 0$ . Vì vậy:

$$E(X_i) = E(\tau_i) + E(S_i)$$

Nhớ lại là  $\text{Var}(X+Y+Z) = \text{Var}(X) + \text{Var}(Y) + \text{Var}(Z) + 2\text{Cov}(X,Y) + 2\text{Cov}(X,Z) + 2\text{Cov}(Y,Z)$ . Do đó, phương sai  $\text{Var}(X_i)$  của  $X_i$  được tính như sau:

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_i) &= \text{Var}(\tau_i + S_i + R_i) \\ &= \text{Var}(\tau_i) + \text{Var}(S_i) + \text{Var}(R_i) \\ &\quad + 2\text{Cov}(\tau_i S_i) + 2\text{Cov}(\tau_i R_i) + 2\text{Cov}(S_i R_i)\end{aligned}$$

Theo giả định của đo lường cổ điển thì thành phần sai số ngẫu nhiên không có tương quan với số đo thực cũng như với thành phần sai số hệ thống:

$$\text{Cov}(\tau_i R_i) = \text{Cov}(S_i R_i) = 0$$

Do vậy:

$$\text{Var}(X_i) = \text{Var}(\tau_i) + \text{Var}(S_i) + \text{Var}(R_i) + 2\text{Cov}(\tau_i S_i)$$

Nhớ lại, độ tin cậy của một đo lường nói lên mức độ vắng mặt của sai số ngẫu nhiên và trong mô hình đo lường cổ điển không hiện diện sai số hệ thống ( $\varepsilon_i = R_i$ ), độ tin cậy là:



$$\begin{aligned}\alpha_{X_i} &= \frac{Var(X_i) - Var(\varepsilon_i)}{Var(X_i)} \\ &= \frac{Var(\tau_i)}{Var(X_i)}\end{aligned}$$

Vì vậy, một đo lường đạt độ tin cậy hoàn toàn khi không có sự hiện diện của sai số ngẫu nhiên trong đo lường:

$$\begin{aligned}Var(\varepsilon_i) &= 0 \\ \Rightarrow \alpha_{X_i} &= \frac{Var(X_i)}{Var(X_i)} = 1\end{aligned}$$

Khi có sự hiện diện của sai số hệ thống ( $\varepsilon_i = S_i + R_i$ ), độ tin cậy của biến đo lường  $X_i$  được tính như sau:

$$\begin{aligned}\alpha_{X_i} &= \frac{Var(X_i) - Var(R_i)}{Var(X_i)} \\ &= 1 - \frac{Var(R_i)}{Var(X_i)}\end{aligned}$$

Giá trị  $Val(X_i)$  của một đo lường  $X_i$  nói lên mức độ vắng mặt của cả sai số ngẫu nhiên và hệ thống, và giá trị này được tính như sau<sup>1</sup>:

---

<sup>1</sup> Chú ý ở đây là công thức tính giá trị cũng tương tự như công thức tính độ tin cậy trong trường hợp vắng mặt sai số hệ thống. Khi vắng mặt sai số hệ thống thì giá trị của thang đo trong trường hợp này chính là độ tin cậy của nó. Lý do là một thang đo có giá trị hoàn toàn (= 1) khi nó đo lường đúng chính xác cái nó cần đo; nghĩa là  $\varepsilon_M = 0 \Rightarrow \varepsilon_S + \varepsilon_R = 0 \Rightarrow \varepsilon_S = 0$  và  $\varepsilon_R = 0$ . Nếu vắng mặt sai số hệ thống ( $\varepsilon_S = 0$ ) thì  $\varepsilon_M = \varepsilon_R$ ; vì vậy lúc này giá trị thang đo chính là độ tin cậy của nó.

$$\begin{aligned} Val(X_i) &= \frac{Var(\tau_i)}{Var(X_i)} \\ &= 1 - \frac{Var(R_i) + Var(S_i) + 2Cov(\tau_i S_i)}{Var(X_i)} \end{aligned}$$

Vì vậy, một đo lường đạt giá trị hoàn toàn khi không có sự hiện diện cả sai số ngẫu nhiên và sai số hệ thống trong đo lường:

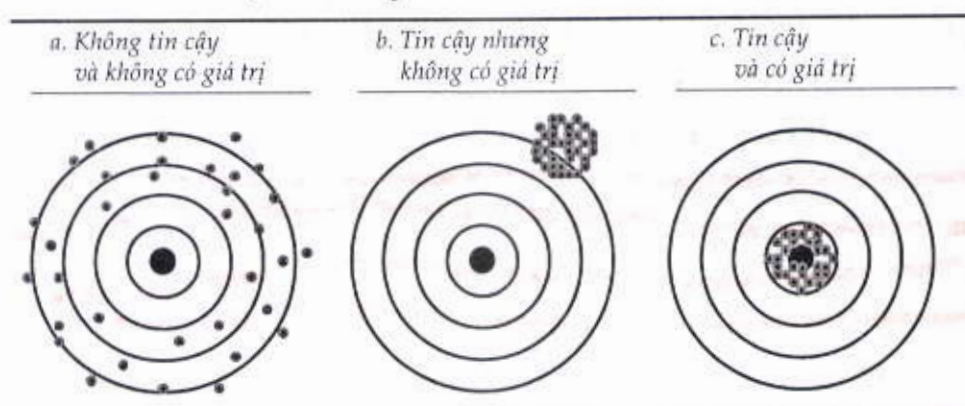
$$\begin{aligned} Var(R_i) &= Var(S_i) = 0 \\ \Rightarrow 2Cov(\tau_i S_i) &= 0 \\ \Rightarrow Val(X_i) &= 1 - \frac{Var(R_i) + Var(S_i) + 2Cov(\tau_i S_i)}{Var(X_i)} = 1 \end{aligned}$$

Từ đó chúng ta nhận thấy là khi vắng mặt sai số ngẫu nhiên thì độ tin cậy của một đo lường bằng 1 (tin cậy hoàn toàn) nhưng giá trị của nó có thể bằng 0 (không có giá trị gì cả) nếu  $Var(S_i) = Var(X_i)$ , nghĩa là toàn bộ biến thiên của  $X_i$  chính là do biến thiên của sai số hệ thống. Tuy nhiên khi đo lường có giá trị bằng 1 (hoàn toàn có giá trị, đo lường được chính xác cái cần đo) thì độ tin cậy của nó bắt buộc phải bằng 1, nghĩa là  $Var(R_i)$  phải bằng 0. Vì vậy, độ tin cậy là điều cần nhưng chưa đủ để cho một đo lường có giá trị.

Để minh họa cho vấn đề về giá trị và độ tin cậy, chúng ta xem xét ví dụ sau đây (Hình 10.1). Chúng ta bắn tên vào một mục tiêu (bắn nhiều lần). Trong Hình 10.1a, các mũi tên chúng ta bắn rải rác khắp mọi nơi và cũng không trúng vào đích cần bắn. Như vậy chúng không đạt được giá trị (giống như trong đo lường, chúng không đo được cái cần đo). Hơn nữa, các mũi tên này rời rạc khắp mọi nơi. Như vậy, chúng cũng không đạt được độ tin cậy. Trong Hình 10.1b, các mũi tên chúng ta bắn (bắn nhiều lần) đều tập trung vào một chỗ, nhưng lệch với đích cần bắn. Như vậy, chúng ta đạt được độ tin cậy (lần nào cũng gần như nhau, nghĩa là các điểm đến của mũi tên

chúng ta bắn tương quan với nhau rất mạnh như các biến quan sát cùng đo lường một khái niệm nghiên cứu). Nhưng chúng ta không đạt được giá trị (vì không trúng đích). Trong Hình 10.1c, các mũi tên chúng ta bắn hội tụ xung quanh điểm đích (các mũi tên quan hệ với nhau rất mạnh như trong trường hợp Hình 10.1b, và lại trúng vào đích cần bắn). Như vậy, trong trường hợp này, chúng đạt cả độ tin cậy lẫn giá trị.

**Hình 10.1. Giá trị và tin cậy**



Nguồn: Babie (1986, 113)

Trong đo lường khái niệm nghiên cứu, lấy ví dụ, chúng ta có hai thang đo lường  $X_A$  và  $X_B$  cho hai khái niệm nghiên cứu A và B. Giả sử  $X_A$  được đo lường bằng 5 biến quan sát (ký hiệu từ V1 đến V5) và  $X_B$  được đo lường bằng 4 biến quan sát (ký hiệu từ V6 đến V9). Giả sử nếu các biến trong thang đo  $X_A$  có tương quan với nhau rất mạnh thì khi tính độ tin cậy bằng hệ số Cronbach alpha, thì hệ số này rất lớn. Điều này có nghĩa là thang đo  $X_A$  dùng để đo khái niệm A có độ tin cậy (ở đây là tính nhất quán nội tại) rất cao. Tuy nhiên, điều này chưa khẳng định được giá trị của nó (lấy ví dụ, giá trị phân biệt; xem Chương 11). Các biến đo lường của A có thể vừa có tương quan cao với các biến khác cùng đo lường A nhưng nó cũng có thể có



cao với các biến trong thang đo  $X_B$  dùng để đo lường B. Lấy ví dụ, biến  $X_1$  có tương quan cao với  $X_2, X_3, X_4$ , và  $X_5$  (cùng đo lường A), nhưng biến đo lường  $X_1$  này cũng có thể có tương quan cao với  $X_6$  hoặc  $X_7$ , vv, trong thang đo  $X_B$ . Như vậy, nó sẽ không đạt được giá trị phân biệt với thang đo lường  $X_B$ . Nếu trường hợp này xảy ra, thì thang đo  $X_A$  đạt được độ tin cậy cao, nhưng giá trị của nó không đạt.

#### 4. Tính hệ số tin cậy Cronbach alpha bằng SPSS

Để tính Cronbach  $\alpha$  cho một thang đo thì thang đo phải có tối thiểu là ba biến đo lường. Hệ số Cronbach  $\alpha$  có giá trị biến thiên trong khoảng  $[0,1]$ . Về lý thuyết, Cronbach  $\alpha$  càng cao càng tốt (thang đo càng có độ tin cậy cao). Tuy nhiên điều này không thực sự như vậy. Hệ số Cronbach  $\alpha$  quá lớn ( $\alpha > 0.95$ ) cho thấy có nhiều biến trong thang đo không có khác biệt gì nhau (nghĩa là chúng cùng đo lường một nội dung nào đó của khái niệm nghiên cứu. Hiện tượng này được gọi là hiện tượng trùng lặp trong đo lường (redundancy).

Cũng cần chú ý thêm là mô hình đo lường kết quả dựa trên nguyên tắc trùng lặp (redundancy principle; DeVellis 2003). Các biến đo lường dùng để đo lường cùng một khái niệm nghiên cứu nên chúng phải có tương quan chặt chẽ với nhau. Vì vậy, khi kiểm tra từng biến đo lường chúng ta sử dụng hệ số tương quan biến tổng (item-total correlation). Hệ số tương quan này được tính như sau:

$$r_{i-t} = r(i, \sum_{i=1}^k i_i)$$

Trong đó  $r_{i-t}$  là hệ số tương quan biến-tổng (của biến đo lường  $i$  nào đó) với tổng  $k$  biến đo lường của thang đo. Chú ý là tổng  $k$  biến đo lường trong đó có biến  $i$ . Chú ý là SPSS sử dụng hệ số tương quan biến-tổng hiệu chỉnh (corrected item-total correlation). Hệ số này lấy

tương quan của biến đo lường xem xét với tổng các biến còn lại của thang đo (không tính biến đang xem xét). Nếu một biến đo lường có hệ số tương quan biến tổng (hiệu chỉnh)  $\geq 0.30$  thì biến đó đạt yêu cầu (Nunnally & Bernstein 1994).

Tuy nhiên, nếu chúng trùng lặp hoàn toàn ( $r = 1$ ) thì hai biến đo lường này thật sự chỉ làm một việc, và chúng ta chỉ cần một trong hai biến là đủ. Vì vậy, một thang đo có độ tin cậy tốt khi nó biến thiên trong khoảng  $[0.75-0.95]^2$ . Nếu Cronbach  $\alpha \geq 0.60$  là thang đo có thể chấp nhận được về mặt độ tin cậy (Nunnally & Bernstein 1994).

Để tính hệ số Cronbach  $\alpha$  bằng SPSS chúng ta thực hiện như sau:

*Analyze → Scale → Reliability Analysis: đưa các biến đo lường vào ô items → OK: chúng ta nhận được kết quả là giá trị của  $\alpha$ .*

Nếu chúng ta muốn biết một số tham số thống kê của thang đo, cần thực hiện tiếp như sau:

*Analyze → Scale → Reliability Analysis: đưa các biến đo lường vào ô items → Statistics → nhấn chuột trái vào Means, Variances, vv, nếu chúng ta muốn biết thống kê mô tả. Nhấn chuột trái vào Scale if Item Deleted để biết các tham số của thang đo khi bỏ đi một biến nào đó trong thang đo, vv, → OK.*

---

<sup>2</sup> Cũng chú ý thêm là những con số nêu ra cho tương quan biến-tổng hay Cronbach alpha mang tính chất kinh nghiệm và khuyến dùng, chúng không có nghĩa bắt buộc đúng như vậy.



**Ví dụ 10.1. Hệ số Cronbach alpha cho thang đo đơn hướng**

Trong nghiên cứu về tính vị chủng tiêu dùng (consumer ethnocentrism), Nguyen & ctg (2008) đo lường Tính vị chủng tiêu dùng bằng 6 biến đo lường với thang đo Likert 5 điểm, với 1: hoàn toàn phản đối, và 5: hoàn toàn đồng ý (Bảng 10.1).

Để đánh giá sơ bộ thang đo, các tác giả này sử dụng một nghiên cứu sơ bộ với mẫu 120 người tiêu dùng tại TPHCM, và kết quả Cronbach  $\alpha$  do SPSS xử lý được trình bày trong Bảng 10.2.

**Bảng 10.2. Thang đo khái niệm Tính vị chủng tiêu dùng<sup>a</sup>**

Ký hiệu	Phát biểu (biến đo lường)
V <sub>01</sub>	Chuộng mua hàng nhập ngoại không là hành vi đúng đắn của người Việt Nam
V <sub>02</sub>	Ủng hộ mua hàng nhập ngoại là góp phần làm một số người Việt bị mất việc
V <sub>03</sub>	Người Việt Nam chân chính luôn mua hàng sản xuất tại Việt Nam
V <sub>04</sub>	Mua hàng nhập ngoại chỉ giúp cho nước khác làm giàu
V <sub>05</sub>	Mua hàng nhập ngoại gây ra tổn hại kinh doanh của người trong nước
V <sub>06</sub>	Chúng ta chỉ nên mua hàng nhập ngoại khi nó không thể sản xuất được trong nước



**Bảng 10.2. Kết quả phân phân tích Cronbach alpha cho thang đo khái niệm tính vị chủng tiêu dùng**

Biến	Scale mean if item deleted	Scale variance if item deleted	Corrected item-total correlation	Alpha if item deleted
V <sub>01</sub>	13.9917	18.3613	.4363	.6853
V <sub>02</sub>	13.7083	15.8386	.5929	.6332
V <sub>03</sub>	14.0000	17.4454	.4867	.6699
V <sub>04</sub>	13.6250	16.3204	.5766	.6403
V <sub>05</sub>	13.6917	17.9125	.4384	.6844
V <sub>06</sub>	12.6500	20.2126	.1997	.7521

RELIABILITY ANALYSIS – SCALE (ALPHA) N of cases = 120

Reliability coefficients: 6 items; Alpha = 0.7189

Chú ý đến kết quả chúng ta thấy: Cột thứ hai biểu diễn trung bình thang đo, đó là trung bình của tất cả các biến đo lường còn lại (scale mean if item deleted), nếu bỏ đi biến đang xem xét. Ví dụ, nếu loại biến V<sub>01</sub> thì trung bình thang đo là 13.99. Cột thứ ba là phương sai của thang đo nếu loại bỏ biến đang xem xét. Nếu chúng ta loại bỏ biến V<sub>01</sub> thì phương sai của thang đo là 18.36. Cột thứ tư là hệ số tương quan biến-tổng hiệu chỉnh. Ví dụ hệ số tương quan biến-tổng (tương quan giữa V<sub>01</sub> với tổng phần còn lại (V<sub>02</sub>→V<sub>06</sub>) là 0.436. Cột cuối cùng là hệ số Cronbach alpha nếu loại biến đang xem xét. Ví dụ nếu loại biến V<sub>01</sub> thì Cronbach alpha của thang đo là 0.6853, nghĩa là Cronbach alpha của thang đo ban đầu (có V<sub>01</sub>) là 0.7189. Bây giờ, nếu loại V<sub>01</sub> thì Cronbach alpha giảm xuống còn 0.6853.

Một điểm cần chú ý ở kết quả này là biến V<sub>06</sub>. Biến này có hệ số tương quan biến-tổng (hiệu chỉnh) là 0.1997. Hệ số này nhỏ hơn nhiều với yêu cầu ( $\geq 0.30$ ). Vì vậy, về mặt số liệu thống kê, chúng ta cần loại biến này. Một vấn đề đặt ra là có nên loại biến này không. Loại hay không không chỉ đơn thuần nhìn vào con số thống kê mà

còn phải xem xét giá trị nội dung của khái niệm. Hay nói cách khác, nếu loại biến này, về mặt thống kê thì Cronbach alpha tăng từ 0.72 lên 0.75 (tốt hơn). Tuy nhiên nếu loại biến này mà không vi phạm giá trị nội dung của thang đo, nghĩa là những biến còn lại vẫn đo lường đầy đủ nội dung của khái niệm nghiên cứu thì chúng ta nên loại.

Nguyen & ctg (2008) đã làm điều này vì loại nó không vi phạm nội dung của khái niệm. Khi loại biến  $V_{06}$ , nếu muốn biết thêm các chỉ số thống kê của thang đo, chúng ta cần phải thực hiện phân tích Cronbach  $\alpha$  lần nữa cho các biến đo lường còn lại. Nếu không cần xem xét các chỉ số thống kê đó, chúng ta không cần phân tích Cronbach  $\alpha$  vì phân tích lần đầu chúng ta đã có hệ số Cronbach  $\alpha$  khi loại biến  $V_{06}$  rồi. Tuy nhiên, giả sử chúng ta loại nhiều biến hơn (ví dụ hai biến), chúng ta bắt buộc phải phân tích Cronbach  $\alpha$  trở lại vì lúc này kết quả SPSS cho lần phân tích Cronbach  $\alpha$  đầu không cho chúng ta kết quả Cronbach  $\alpha$  khi loại từ hai biến trở lên.

Trong trường hợp loại biến bị vi phạm nội dung thì chúng ta không nên loại vì Cronbach alpha 0.72 là đạt yêu cầu rồi. Không nhất thiết phải làm tăng nó lên mà hy sinh một giá trị quan trọng hơn, đó là giá trị nội dung. Đây là vấn đề mà các nhà nghiên cứu chưa kinh nghiệm (vd, nghiên cứu sinh) cần chú ý. Những con số thống kê là những con số thống kê, chúng không có ý nghĩa nếu như không gắn vào lý thuyết nào đó.

#### Ví dụ 10.2. Cronbach alpha cho thang đo đa hướng

Nguyen (2007) đo lường khái niệm *Định hướng học hỏi* (learning orientation) dựa theo thang đo của Sinkula & ctg (1997). Khái niệm định hướng học hỏi là một khái niệm đa hướng bao gồm ba thành phần: *Cam kết học hỏi* (commitment to learning), *Chia sẻ tầm nhìn* (shared vision), và *Xu hướng thoáng* (open mindedness). Thang đo Định hướng học hỏi bao gồm 11 biến đo lường. Thành phần Cam kết học hỏi được đo lường bằng bốn biến, thành phần Chia sẻ tầm nhìn



được đo lường bằng bốn biến và thành phần Xu hướng thoáng được đo lường bằng ba biến đo lường (Bảng 10.3).

Dựa vào nghiên cứu với mẫu 306 doanh nghiệp trên địa bàn TPHCM, Nguyen (2007) tính được độ tin cậy của ba thang đo dùng để đo lường các thành phần của khái niệm Định hướng học hỏi, Cam kết học hỏi, Chia sẻ tầm nhìn và Xu hướng thoáng, theo thứ tự là 0.84, 0.82 và 0.81.

Như vậy, chúng ta cần chú ý là độ tin cậy, ở đây được đánh giá thông qua tính nhất quán nội tại của các biến đo lường, và công cụ sử dụng là hệ số Cronbach  $\alpha$ . Hệ số này được tính cho các khái niệm đơn hướng. Một khái niệm đa hướng là một tập gồm nhiều khái niệm đơn hướng và các khái niệm đơn hướng này phân biệt nhau (đạt được giá trị phân biệt, trình bày trong chương sau). Vì vậy, với các khái niệm đa hướng, khi tính hệ số Cronbach  $\alpha$ , chúng ta phải tính cho từng thành phần. Hệ số này sẽ không có ý nghĩa nếu chúng ta tính chung một giá trị Cronbach  $\alpha$  cho tất cả các thành phần của khái niệm đa hướng hay cho nhiều khái niệm đơn hướng.

Với thang đo định hướng học hỏi trên đây, chúng ta phải tính Cronbach  $\alpha$  cho từng thành phần riêng lẻ, ví dụ thành phần cam kết học hỏi chúng ta xem xét tính nhất quán nội tại cho bốn biến ( $V_{01} \rightarrow V_{04}$ ) đo lường thành phần này. Tương tự như vậy cho hai thành phần còn lại. Chúng ta không thể tính Cronbach  $\alpha$  cho cả thang đo này (bao gồm 11 biến đo lường). Tương tự như vậy khi tính Cronbach  $\alpha$  cho nhiều khái niệm khác nhau trong một mô hình nghiên cứu: Cronbach  $\alpha$  chỉ có nghĩa cho từng khái niệm đơn hướng trong một mô hình nghiên cứu.



**Bảng 10.3. Thang đo khái niệm Định hướng học hỏi**

---

**Thành phần: Cam kết học hỏi:  $\alpha = .84$** 

---

V<sub>01</sub>: Lãnh đạo công ty cơ bản đồng ý là khả năng học hỏi là điểm theo chốt để tạo ra lợi thế cạnh tranh cho công ty

V<sub>02</sub>: Học hỏi là một trong những điểm then chốt tạo nên giá trị cho công ty

V<sub>03</sub>: Công ty cho rằng học hỏi là đầu tư, không phải là chi phí

V<sub>04</sub>: Học hỏi là một yếu tố để công ty tồn tại

---

**Thành phần: Chia sẻ tầm nhìn:  $\alpha = .82$** 

---

V<sub>05</sub>: Có sự thống nhất về mục tiêu trong công ty

V<sub>06</sub>: Có sự nhất trí cao giữa các phòng ban về hướng đi của công ty

V<sub>07</sub>: Tất cả thành viên trong công ty chúng tôi cùng theo đuổi mục tiêu của công ty

V<sub>08</sub>: Tất cả các thành viên trong công ty đều xem họ là những cộng sự dẫn dắt công ty đạt được mục tiêu

---

**Thành phần: Xu hướng thoát:  $\alpha = .81$** 

---

V<sub>09</sub>: Chúng tôi luôn mong muốn nhận được phê bình về cách nhìn về thị trường của mình

V<sub>10</sub>: Thành viên trong công ty nhận rõ rằng cách nhìn về thị trường của họ cần phải được liên tục xem xét, đánh giá lại

V<sub>11</sub>: Chúng tôi luôn đánh giá lại những lệch lạc của mình khi diễn giải thông tin thị trường

---

## TÓM TẮT CHƯƠNG 10

Chương 10 này giới thiệu về phương pháp đánh giá độ tin cậy của đo lường.

Sai số đo lường bao gồm (1) sai số hệ thống và (2) sai số ngẫu nhiên. Sai số hệ thống là các sai số tạo nên một chệch cố định trong đo lường. Sai số ngẫu nhiên là các sai số xảy ra mang tính ngẫu nhiên. Một đo lường có giá trị nếu nó đo lường đúng được cái cần đo lường, nghĩa là đo lường đó vắng mặt cả sai số hệ thống và ngẫu nhiên.

Theo lý thuyết đo lường cổ điển, số đo của một biến đo lường  $X_i$  bao gồm số đo thực  $\tau_i$  (không biết được) và sai số ngẫu nhiên  $\varepsilon_i$  (vắng mặt sai số hệ thống). Đo lường cổ điển tuân theo các giả định: (1)  $E(\varepsilon_i) = 0$ , (2)  $Cov(\tau_i, \varepsilon_i) = 0$ , (3)  $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ , và (4)  $Cov(\tau_i, \tau_j) = 0$ .

Trong mô hình đo lường cổ điển, có ba dạng đo lường, (1) song hành, (2)  $\tau$  tương đương, và (3) tổng quát. Đo lường tổng quát là dạng tổng quát nhất trong ba dạng đo lường của một biến quan sát.

Độ tin cậy  $\alpha_{X_i}$  của biến quan sát  $X_i$  được định nghĩa là phần phương sai của số đo chúng ta đo được  $X_i$  (số đo chúng ta có) được giải thích bởi phần phương sai của số đo thực  $\tau_i$  (chúng ta không biết) của nó.

Hệ số Cronbach alpha là hệ số sử dụng phổ biến để đánh giá độ tin cậy (tính nhất quán nội tại) của thang đo song hành và  $\tau$  tương đương. Chú ý Cronbach alpha là hệ số đo lường độ tin cậy của thang đo tổng chứ không phải là hệ số tin cậy cho từng biến quan sát.

Lý thuyết đo lường cổ điển có thể được bổ sung sai số hệ thống và lúc này, một đo lường đạt độ tin cậy hoàn toàn khi không có sự

hiện diện của sai số ngẫu nhiên trong đo lường. Một đo lường có giá trị khi vắng mặt của cả sai số ngẫu nhiên và hệ thống.

Khi vắng mặt sai số ngẫu nhiên thì độ tin cậy của một đo lường bằng đạt cực đại (bằng 1) nhưng giá trị của nó có thể bằng 0. Tuy nhiên khi đo lường có giá trị bằng 1 thì bắt buộc độ tin cậy bắt buộc phải bằng 1. Vì vậy, độ tin cậy là điều cần nhưng chưa đủ để cho một đo lường có giá trị.



## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 10

1. Cho biết các dạng sai số trong đo lường và cho ví dụ minh họa?
2. Lý thuyết đo lường cổ điển đòi hỏi những giả định gì? Những giả định đó có ý nghĩa gì trong thực tiễn đo lường các khái niệm nghiên cứu?
3. Có bao nhiêu dạng đo lường? Cho biết những ràng buộc (giả định) của từng dạng và ý nghĩa của các ràng buộc này trong thực tiễn đo lường khái niệm nghiên cứu?
4. Giá trị và độ tin cậy của đo lường có mối quan hệ với nhau như thế nào? Cho ví dụ minh họa?
5. Hệ số tin cậy nói lên đặc điểm gì của thang đo? Cho ví dụ minh họa?
6. Cho biết sự khác nhau giữa giá trị và độ tin cậy của đo lường khi vắng mặt (mô hình đo lường cổ điển) và có mặt (mô hình bổ sung) của sai số hệ thống?
7. Giá trị phản ánh đặc điểm gì của thang đo? Cho ví dụ minh họa?
8. Hệ số Cronbach alpha đo lường cái gì của thang đo? Nó được sử dụng cho loại thang đo nào?
9. Nhà nghiên cứu A, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, đánh giá thang đo đo lường ba khái niệm nghiên cứu sau đây:
  - a. Tính lạc quan của nhân viên (ký hiệu là LQ)
  - b. Tính kiên định của nhân viên (ký hiệu là KĐ)
  - c. Kết quả công việc của nhân viên (ký hiệu là KQ)

Tính lạc quan của nhân viên (LQ) được đo lường bằng 4 biến quan sát; tính kiên định của nhân viên (KD) được đo lường bằng 5 biến quan sát, và kết quả công việc của nhân viên (KQ) được đo lường bằng 6 biến quan sát. Sử dụng Cronbach alpha để đánh giá độ tin cậy các thang đo trên, nhà nghiên cứu A quyết định loại 1 biến quan sát trong thang đo LQ và loại 2 biến quan sát trong thang đo KQ. Hãy cho biết những lý do nào có thể dẫn đến việc loại bỏ các biến đo lường đó?

2. Nhà nghiên cứu B, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, đánh giá thang đo dùng để đo lường động cơ học tập của sinh viên (ký hiệu là ĐCHT). Thang đo này bao gồm 5 biến quan sát (ký hiệu từ Đ1 đến Đ5). Khi đánh giá độ tin cậy bằng Cronbach alpha, nhà nghiên cứu B thấy kết quả Cronbach alpha của ĐCHT như sau:

Tất cả các biến đo lường ĐCHT có hệ số tương quan biến tổng đạt yêu cầu ( $> 0.3$ ) và hệ số Cronbach alpha cũng đạt yêu cầu ( $= 0.7$ ). Tuy nhiên, nếu bỏ biến Đ5 thì hệ số Cronbach alpha của thang đo này tăng từ 0.7 đến 0.8. Hãy cho biết nhà nghiên cứu có nên loại biến Đ5 để tăng hệ số Cronbach alpha cho thang đo này không? Nếu loại, vì sao? Nếu không, vì sao?

## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 10

Zeller AR & Carmines EG (1980), *Measurement in the Social Science: The Link between Theory and Data*, New York: Cambridge University Press: Đây là quyển sách rất hay và rất cơ bản về đo lường trong khoa học xã hội. Các tác giả trình bày rõ ràng và dễ hiểu về đo lường, cách đánh giá giá trị và độ tin cậy của đo lường. Sách này rất cần thiết cho bất kỳ ai muốn biết về đo lường trong nghiên cứu định lượng.

Nunnally JC & Burnstein IH (1994), *Psychometric Theory*, 3<sup>rd</sup>ed, New York: McGraw-Hill: Đây là quyển sách kinh điển về lý thuyết đo lường định lượng. Sách trình bày đầy đủ hầu như tất cả các vấn đề về đo lường kể cả lý thuyết IRT (Item Response Theory) và đánh giá đo lường. Trong ấn bản lần thứ 3 này, phương pháp đánh giá đo lường bằng phân tích nhân tố khẳng định CFA (Confirmatory Factor Analysis) cũng được đưa vào.

Michell J (1999), *Measurement in Psychology: Critical History of a Methodological Concept*, New York: Cambridge Uni Press: Đây là quyển sách chuyên khảo về đo lường, giới thiệu quá trình ra đời và phát triển và những quan điểm về đo lường trong ngành tâm lý học. Sách được viết ở dạng lịch sử, vấn đề được trình bày rất đơn giản và dễ hiểu. Là quyển sách nên đọc cho bất kỳ ai muốn tìm hiểu về vấn đề đo lường trong tâm lý học nói riêng và trong khoa học xã hội nói chung.



## THE JOURNAL OF THE AMERICAN MEDICAL ASSOCIATION

Published weekly, except during the months of December and January, when it is published bi-weekly. The subscription price for the year in advance is \$5.00. Single copies, 15 cents. The subscription price for the year in advance is \$5.00. Single copies, 15 cents. The subscription price for the year in advance is \$5.00. Single copies, 15 cents.

Published by the American Medical Association, 535 North Dearborn Street, Chicago, Ill. 60610. Second-class postage paid at Chicago, Ill., and at additional mailing offices. Postmaster: Send address changes in this journal to The Journal of the American Medical Association, 535 North Dearborn Street, Chicago, Ill. 60610.

Copyright, 1919, by American Medical Association. All rights reserved. Reproduction of this journal in whole or in part without the written permission of the American Medical Association is prohibited. Printed in the United States of America.

*Chương 11***Mô hình EFA: Kiểm định giá trị thang đo**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *EFA và đánh giá thang đo*
2. *Mô hình EFA*
3. *Ví dụ đánh giá thang đo bằng EFA*
4. *Các dạng phân tích EFA và ứng dụng*
5. *Điều kiện để phân tích EFA*
6. *Đánh giá giá trị của thang đo bằng EFA*
7. *Phân tích EFA với SPSS*

### 1. EFA và đánh giá thang đo

Như đã trình bày ở Chương 8, chúng ta cần đánh giá độ tin cậy và giá trị của thang đo trước khi kiểm định lý thuyết khoa học. Chương 10 đã giới thiệu phương pháp Cronbach alpha để đánh giá độ tin cậy thang đo. Vấn đề tiếp theo là thang đo phải được đánh giá giá trị của nó. Hai giá trị quan trọng của thang đo là giá trị hội tụ và giá trị phân biệt. Phương pháp phân tích nhân tố khám phá EFA (Exploratory Factor Analysis, gọi tắt là phương pháp EFA) giúp chúng ta đánh giá hai loại giá trị này.

Phương pháp phân tích EFA thuộc nhóm **phân tích đa biến phụ thuộc lẫn nhau** (interdependence techniques), nghĩa là không có biến phụ thuộc và biến độc lập mà nó dựa vào mối tương quan giữa các biến với nhau (interrelationships). EFA dùng để rút gọn một tập  $k$  biến quan sát thành một tập  $F$  ( $F < k$ ) các nhân tố có ý nghĩa hơn. Cơ sở của việc rút gọn này dựa vào mối quan hệ tuyến tính của các nhân tố với các biến nguyên thủy (biến quan sát). Phương pháp EFA được sử dụng rộng rãi trong nghiên cứu để đánh giá sơ bộ các thang đo lường.

### 2. Mô hình EFA

Để hiểu rõ EFA chúng ta cần hiểu rõ hành vi của các thành phần trong mô hình của nó, bao gồm nhân tố ( $F_i$ ), biến đo lường ( $X_i$ ) và mối quan hệ giữa chúng với nhau. Dựa trên cơ sở phân tích của Kim & Mueller (1978a), chúng ta khám phá ba đại lượng quan trọng trong mô hình, đó là (1) phương sai của biến đo lường  $X_i$ :  $\text{Var}(X_i)$ , (2) hiệp phương sai giữa nhân tố  $F_i$  và biến đo lường  $X_i$ :  $\text{Cov}(F_i, X_i)$ , và (3) hiệp phương sai giữa hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$ :  $\text{Cov}(X_i, X_j)$ .



### 2.1. Mô hình EFA một nhân tố

Chúng ta xem xét mô hình EFA cho trường hợp một nhân tố, đây là trường hợp của thang đo đơn hướng, nghĩa là nhân tố trong mô hình là biến tiềm ẩn được đo lường bằng các biến  $X_1, X_2, \dots, X_K$ . Giả định của mô hình là biến đo lường  $X_i$  bao gồm hai thành phần: phần chung  $F$  (common Factor) cho nhiều biến đo lường và phần riêng  $U_i$  (Unique factor) cho biến đo lường đó:

$$X_i = \lambda_i F + \delta_i U_i$$

Giả định tiếp theo của mô hình là phần chung  $F$  và phần riêng  $U$  độc lập với nhau và các phần riêng của các biến đo lường khác nhau cũng độc lập với nhau vì nó là phần đặc trưng riêng của từng biến đo lường:

$$\text{Cov}(F, U_i) = \text{Cov}(F, U_j) = \text{Cov}(U_i, U_j) = 0$$

Hình 11.1 minh họa mô hình EFA một nhân tố. Quan hệ của các biến đo lường  $X_1, X_2, \dots, X_K$  với nhân tố  $F$  và phần riêng  $U_1, U_2, \dots, U_K$ , được tính như sau:

$$X_1 = \lambda_1 F + \delta_1 U_1$$

$$X_2 = \lambda_2 F + \delta_2 U_2$$

...

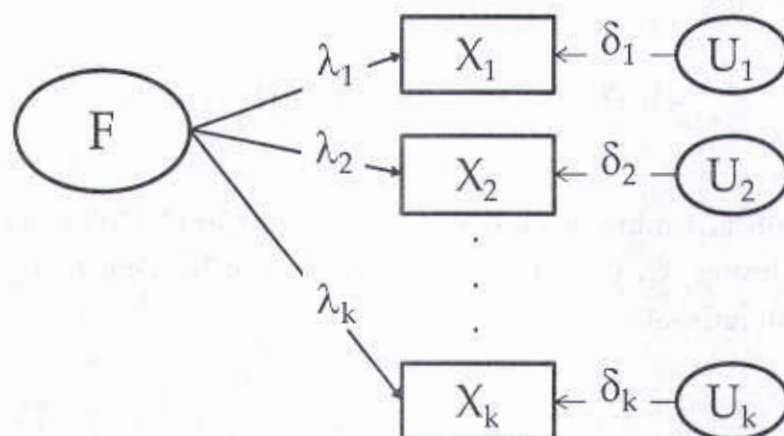
$$X_k = \lambda_k F + \delta_k U_k$$

Như đã giới thiệu, để hiểu rõ hành vi của  $X_i$ ,  $F$ , và  $U_i$  trong mô hình EFA chúng ta cần hiểu rõ  $\text{Var}(X_i)$ ,  $\text{Cov}(F, X_i)$  và  $\text{Cov}(X_i, X_j)$ .

Để đơn giản nhưng không làm mất tính tổng quát chúng ta dùng biến chuẩn trung bình (mean-deviated variable), nghĩa là biến có trung bình bằng 0 nhưng phương sai khác 1.

Nhớ lại biến chuẩn hóa (standardized variable) là biến có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1. Ở đây chúng ta sử dụng biến chuẩn trung bình (trung bình = 0 nhưng phương sai  $\neq 1$ ). Để chuyển một biến thành biến chuẩn trung bình chúng ta lấy biến đó trừ cho trung bình của nó. Nếu chúng ta chuyển một biến  $Y$  thành biến chuẩn hóa  $Z$  chúng ta lấy biến đó trừ cho trung bình và chia cho độ lệch chuẩn (standard deviation) của nó, chúng ta sẽ có biến chuẩn hóa có trung bình bằng không và phương sai bằng 1 (xem Chương 9).

Hình 11.1. Mô hình EFA một nhân tố



Nguồn: Dựa theo Kim & Mueller (1978a)

### 2.1.1. Phương sai của biến đo lường $X_i$ : $\text{Var}(X_i)$

Nhớ lại công thức tính  $\text{Var}(X_i)$ , trong đó  $\mu_{X_i}$  là trung bình của biến  $X_i$ , như sau:

$$\text{Var}(X_i) = E[(X_i - \mu_{X_i})^2]$$

Vì  $X_i$  là biến chuẩn trung bình nên  $\mu_{X_i} = 0$ , do đó:

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_i) &= E[(X_i - \mu_{X_i})^2] = E(X_i^2) \\ &= E[(\lambda_i F + \delta_i U_i)^2] \\ &= E(\lambda_i^2 F^2 + \delta_i^2 U_i^2 + 2\lambda_i \delta_i F U_i)\end{aligned}$$

Nhớ lại một số công thức tính kỳ vọng E:

$$E(X+Y+Z) = E(X)+E(Y)+E(Z);$$

$$\text{Cov}(X,Y) = E(X - \mu_X, Y - \mu_Y) = E(X,Y), \text{ vì } \mu_X = \mu_Y = 0;$$

và,  $E(cX) = cE(X)$ , trong đó  $c$  là hằng số, chúng ta có:

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_i) &= \lambda_i^2 E(F^2) + \delta_i^2 E(U_i^2) + 2\lambda_i \delta_i E(F U_i) \\ &= \lambda_i^2 \text{Var}(F) + \delta_i^2 \text{Var}(U_i) + 2\lambda_i \delta_i \text{Cov}(F, U_i)\end{aligned}$$

Vì  $\text{Cov}(F, U_i) = 0$ , cho nên:

$$\text{Var}(X_i) = \lambda_i^2 \text{Var}(F) + \delta_i^2 \text{Var}(U_i)$$



Nếu chúng ta chuẩn hóa các biến  $X_i$ ,  $F$  và  $U_i$  (biến có trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1), lúc này  $\text{Var}(X_i) = \text{Var}(F) = \text{Var}(U_i) = 1$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned}\text{Var}(X_i) &= \lambda_i^2 \text{Var}(F) + \delta_i^2 \text{Var}(U_i) \\ &= \lambda_i^2 + \delta_i^2 = 1\end{aligned}$$

Như vậy, phương sai của biến đo lường  $X_i$  của thang đo bao gồm hai thành phần, phần tương quan với  $F$ :  $\lambda_i^2$ , và phần tương quan với  $U_i$ :  $\delta_i^2$ . Chúng ta có phương sai các biến đo lường  $X_1, X_2, \dots, X_k$  như sau:

$$\text{Var}(X_1) = \lambda_1^2 + \delta_1^2 = 1$$

$$\text{Var}(X_2) = \lambda_2^2 + \delta_2^2 = 1$$

...

$$\text{Var}(X_k) = \lambda_k^2 + \delta_k^2 = 1$$

Phần  $\lambda_i^2$  là phần chung (communality) và được ký hiệu là  $H_i^2$ .  $H_i^2$  nói lên phần phương sai của  $X_i$  được giải thích bởi  $F$ .  $H_i^2$  càng lớn thì phần riêng  $\delta_i^2$  càng nhỏ. Điều này có nghĩa là biến  $X_i$  đó càng đóng góp nhiều cho đo lường khái niệm tiềm ẩn  $F$ .

### 2.1.2. Hiệp phương sai giữa $F$ và $X_i$ : $\text{Cov}(F, X_i)$

Nhớ lại là chúng ta sử dụng biến chuẩn trung bình (trung bình = 0), hiệp phương sai  $\text{Cov}(F, X_i)$  được tính như sau:

$$\text{Cov}(F, X_i) = E[(F - \mu_F)(X_i - \mu_{X_i})] = E(FX_i)$$

Cũng nhắc lại là mô hình đo lường của biến  $X_i$  là  $X_i = \lambda_i F + \delta_i U_i$ , và  $E(F^2) = \text{Var}(F)$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(F, X_i) &= E[(F)(\lambda_i F + \delta_i U_i)] \\ &= E(\lambda_i F^2 + \delta_i F U_i) \\ &= \lambda_i E(F^2) + \delta_i E(F U_i) \\ &= \lambda_i \text{Var}(F) + \delta_i \text{Cov}(F, U_i) \end{aligned}$$

Nếu chúng ta chuẩn hóa  $F$  và  $X_i$ :  $\text{Var}(F) = 1$ ,

$\text{Cov}(F, X_i) = \text{Corr}(F, X_i)$ , và nhớ lại  $F$  và  $U_i$  độc lập nhau:  $\text{Cov}(F, U_i) = 0$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(F, X_i) &= \lambda_i \text{Var}(F) + \delta_i \text{Cov}(F, U_i) \\ &= \lambda_i \text{Var}(F) = \lambda_i = \text{Corr}(F, X_i) \end{aligned}$$

Từ đó chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(F, X_1) &= \text{Corr}(F, X_1) = \lambda_1 \\ \text{Cov}(F, X_2) &= \text{Corr}(F, X_2) = \lambda_2 \\ &\dots \\ \text{Cov}(X_k, U_k) &= \text{Corr}(X_k, U_k) = \lambda_k \end{aligned}$$

Như vậy, trong mô hình EFA chỉ có một nhân tố, trọng số nhân tố chính là hệ số tương quan giữa nhân tố đó với biến đo lường  $X_i$ .

### 2.1.3. Hiệp phương sai giữa $X_i$ và $X_j$ : $\text{Cov}(X_i, X_j)$

Nhớ lại chúng ta sử dụng biến chuẩn trung bình:  $\mu_{X_i} = \mu_{X_j} = 0$ , chúng ta tính hiệp phương sai  $\text{Cov}(X_i, X_j)$  như sau:

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}(X_i, X_j) &= E[(X_i - \mu_{X_i})(X_j - \mu_{X_j})] \\
 &= E(X_i X_j) \\
 &= E[(\lambda_i F + \delta_i U_i)(\lambda_j F + \delta_j U_j)] \\
 &= E(\lambda_i \lambda_j F^2 + \lambda_i \delta_j F U_j + \delta_i \lambda_j U_i F + \delta_i \delta_j U_i U_j) \\
 &= \lambda_i \lambda_j E(F^2) + \lambda_i \delta_j E(F U_j) + \delta_i \lambda_j E(U_i F) \\
 &\quad + \delta_i \delta_j E(U_i U_j) \\
 &= \lambda_i \lambda_j \text{Var}F + \lambda_i \delta_j \text{Cov}(F, U_j) + \delta_i \lambda_j \text{Cov}(U_i, F) \\
 &\quad + \delta_i \delta_j \text{Cov}(U_i, U_j)
 \end{aligned}$$

Nhớ lại  $F$  và  $U_i$  độc lập nhau và các  $U_i$  cũng độc lập nhau:  $\text{Cov}(F, U_i) = \text{Cov}(U_i, F) = \text{Cov}(U_i, U_j) = 0$ , và nếu các biến được chuẩn hóa:  $\text{Var}(F) = 1$  và  $\text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Corr}(X_i, X_j)$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}(X_i, X_j) &= \lambda_i \lambda_j \text{Var}F + \lambda_i \delta_j \text{Cov}(F, U_j) \\
 &\quad + \delta_i \lambda_j \text{Cov}(U_i, F) + \delta_i \delta_j \text{Cov}(U_i, U_j) \\
 &= \lambda_i \lambda_j \text{Var}F \\
 &= \lambda_i \lambda_j = \text{Corr}(X_i, X_j)
 \end{aligned}$$

Như vậy:

$$\begin{aligned}
 \text{Cov}(X_1, X_2) &= \lambda_1 \lambda_2 = \text{Corr}(X_1, X_2) \\
 \text{Cov}(X_1, X_3) &= \lambda_1 \lambda_3 = \text{Corr}(X_1, X_3) \\
 &\dots \\
 \text{Cov}(X_1, X_k) &= \lambda_1 \lambda_k = \text{Corr}(X_1, X_k)
 \end{aligned}$$



Từ đó chúng ta nhận thấy, nếu hệ số tương quan giữa hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  càng lớn thì trọng số nhân tố của hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  càng lớn. Điều này có nghĩa là  $X_i$  và  $X_j$  là hai biến đo lường tốt cho khái niệm tiềm ẩn  $F$ .

## 2.2. Mô hình EFA hai nhân tố độc lập

Bây giờ chúng ta xem xét mô hình hai nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  trong trường hợp  $F_1$  và  $F_2$  độc lập nhau:  $Cov(F_1, F_2) = 0$  (Hình 11.2).

Trong trường hợp hai nhân tố độc lập, đây là mô hình đo lường hai khái niệm đơn hướng độc lập nhau,  $F_1$  và  $F_2$ . Hai khái niệm này được đo lường bởi  $k$  biến đo lường:  $X_1, X_2, \dots, X_k$ . Tương tự như mô hình EFA cho một nhân tố, biến đo lường  $X_i$  bao gồm hai thành phần: phần chung cho  $F_1$  và  $F_2$  và phần riêng  $U_i$  của  $X_i$ :

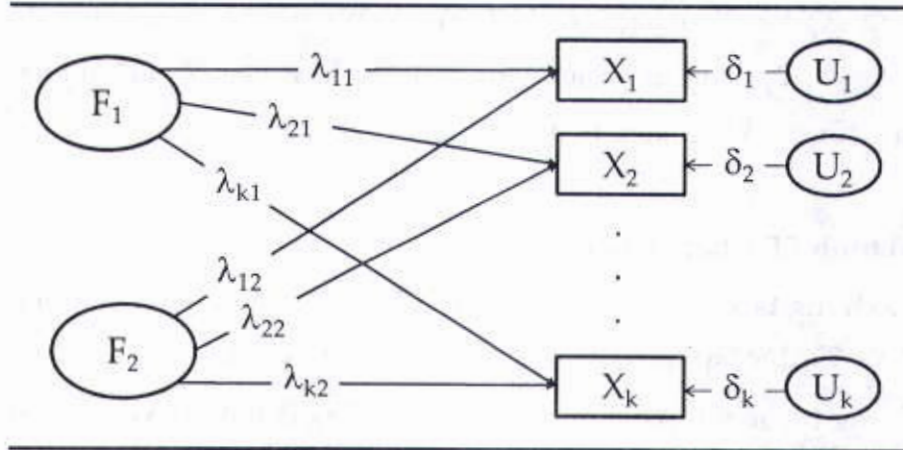
$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i$$

Giả định của mô hình là các nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  độc lập nhau và chúng cũng độc lập với các phần riêng của các biến đo lường. Các phần riêng của hai biến đo lường khác nhau cũng độc lập với nhau:

$$Cov(F_1, F_2) = Cov(F_1, U_i) = Cov(F_2, U_j) = Cov(U_i, U_j) = 0$$

Tương tự như trường hợp mô hình EFA một nhân tố, chúng ta cần biết:  $Var(X_i)$ ,  $Cov(F, X_i)$  và  $Cov(X_i, X_j)$ . Chúng ta vẫn sử dụng biến chuẩn trung bình trong tính toán.

Hình 11.2. Mô hình EFA với hai nhân tố độc lập



Nguồn: Dựa theo Kim & Mueller (1978a)

### 2.2.1. Phương sai của $X_i$ : $\text{Var}(X_i)$

Phương sai của  $X_i$  được tính như sau:

$$\text{Var}(X_i) = E[(X_i - \mu_{X_i})^2] = E(X_i^2)$$

Trong đó:

$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i$$

Thay thế các thành phần của  $X_i$  và công thức tính phương sai của nó chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Var}(X_i) &= E(X_i^2) = E[(\lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i)^2] \\ &= E[(\lambda_{i1}F_1)^2] + E[(\lambda_{i2}F_2)^2] + E[(\delta_i U_i)^2] \\ &\quad + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2}E(F_1F_2) + 2\lambda_{i1}\delta_i E(F_1U_i) + 2\lambda_{i2}\delta_i E(F_2U_i) \\ &= \lambda_{i1}^2 \text{Var}(F_1) + \lambda_{i2}^2 \text{Var}(F_2) + \delta_i^2 \text{Var}(U_i) \\ &\quad + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2} \text{Cov}(F_1, F_2) + 2\lambda_{i1}\delta_i \text{Cov}(F_1, U_i) + 2\lambda_{i2}\delta_i \text{Cov}(F_2, U_i) \end{aligned}$$

Nhớ lại giả định của mô hình:

$$\text{Cov}(F_i, F_j) = \text{Cov}(F_i, U_j) = \text{Cov}(F_j, U_i) = 0$$

Do vậy:

$$\text{Var}(X_i) = \lambda_{i1}^2 \text{Var}(F_1) + \lambda_{i2}^2 \text{Var}(F_2) + \delta_i^2 \text{Var}(U_i)$$

Nếu các biến đều ở dạng chuẩn hóa:  $\text{Var}(F_i) = \text{Var}(U_i) = 1$ , chúng ta có:

$$\text{Var}(X_i) = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + \delta_i^2$$

Như vậy, tương tự trong mô hình một nhân tố, phương sai  $X_i$  bao gồm hai phần: phần chung cho cả  $F_1$  ( $\lambda_{i1}^2$ ) và  $F_2$  ( $\lambda_{i2}^2$ ) và phần riêng  $U_i$  ( $\delta_i^2$ ) của nó. Vì vậy chỉ số phần chung  $H_i^2$  được tính như sau:

$$H_i^2 = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2$$

### 2.2.2. Hiệp phương sai giữa $F_i$ và $X_i$ : $\text{Cov}(F_i, X_i)$

Tiếp theo, chúng ta tính hiệp phương sai giữa nhân tố  $F_i$ , lấy ví dụ  $F_1$ , và biến đo lường  $X_i$ :

$$\text{Cov}(F_1, X_i) = \text{Cov}(F_1, \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i)$$

Nhớ lại công thức tính hiệp phương sai của tổng:  $\text{Cov}(aX, bY+cZ) = ab\text{Cov}(X,Y)+ac\text{Cov}(X,Z)$ , và  $\text{Cov}(F_i, F_j) = \text{Cov}(F_i, U_j)$ , chúng ta có:



$$\begin{aligned} Cov(F_1, X_i) &= \lambda_{i1}Cov(F_1, F_1) + \lambda_{i2}Cov(F_1, F_2) + \delta_iCov(F_1, U_i) \\ &= \lambda_{i1}Var(F_1) \end{aligned}$$

Nếu  $F_1$  và  $X_i$  là các biến chuẩn hóa:  $Cov(F_1, X_i) = Cor(F_1, X_i)$  và  $Var(F_1) = 1$ , chúng ta có:

$$Cov(F_1, X_i) = Corr(F_1, X_i) = \lambda_{i1}$$

Từ đó, chúng ta có:

$$Cov(F_1, X_1) = Corr(F_1, X_1) = \lambda_{11}$$

$$Cov(F_1, X_2) = Corr(F_1, X_2) = \lambda_{21}$$

...

$$Cov(F_2, X_1) = Corr(F_2, X_1) = \lambda_{12}$$

$$Cov(F_2, X_2) = Corr(F_2, X_2) = \lambda_{22}$$

...

Chúng ta nhận thấy trong trường hợp mô hình EFA với hai nhân tố độc lập thì trọng số nhân tố giữa nhân tố  $F_i$  và biến đo lường  $X_i$  vẫn là hệ số tương quan giữa nhân tố  $F_i$  và biến đo lường  $X_i$  đó.

### 2.2.3. Hiệp phương sai giữa $X_i$ và $X_j$ : $Cov(X_i, X_j)$

Chúng ta có thể tính hiệp phương sai giữa hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  như sau:

Với:

$$\begin{aligned}X_i &= \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i \\X_j &= \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \delta_j U_j\end{aligned}$$

Chúng ta có:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(X_i, X_j) &= \text{Cov}(\lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i, \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \delta_j U_j) \\&= \lambda_{i1}\lambda_{j1}\text{Cov}(F_1, F_1) + \lambda_{i1}\lambda_{j2}\text{Cov}(F_1, F_2) + \lambda_{i1}\delta_j\text{Cov}(F_1, U_j) \\&\quad + \lambda_{i2}\lambda_{j1}\text{Cov}(F_2, F_1) + \lambda_{i2}\lambda_{j2}\text{Cov}(F_2, F_2) + \lambda_{i2}\delta_j\text{Cov}(F_2, U_j) \\&\quad + \delta_i\lambda_{j1}\text{Cov}(U_i, F_1) + \delta_i\lambda_{j2}\text{Cov}(U_i, F_2) + \delta_i\delta_j\text{Cov}(U_i, U_j)\end{aligned}$$

Chú ý là  $\text{Cov}(F_i, F_j) = \text{Cov}(F_i, U_j) = \text{Cov}(U_i, U_j) = 0$ , chúng ta có:

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \lambda_{i1}\lambda_{j1}\text{Var}(F_1) + \lambda_{i2}\lambda_{j2}\text{Var}(F_2)$$

Nếu nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  là các biến chuẩn hóa:  $\text{Var}(F_1) = \text{Var}(F_2) = 1$  và  $\text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Corr}(X_i, X_j)$ , chúng ta có:

$$\text{Cov}(X_i, X_j) = \text{Corr}(X_i, X_j) = \lambda_{i1}\lambda_{j1} + \lambda_{i2}\lambda_{j2}$$

Từ đó:

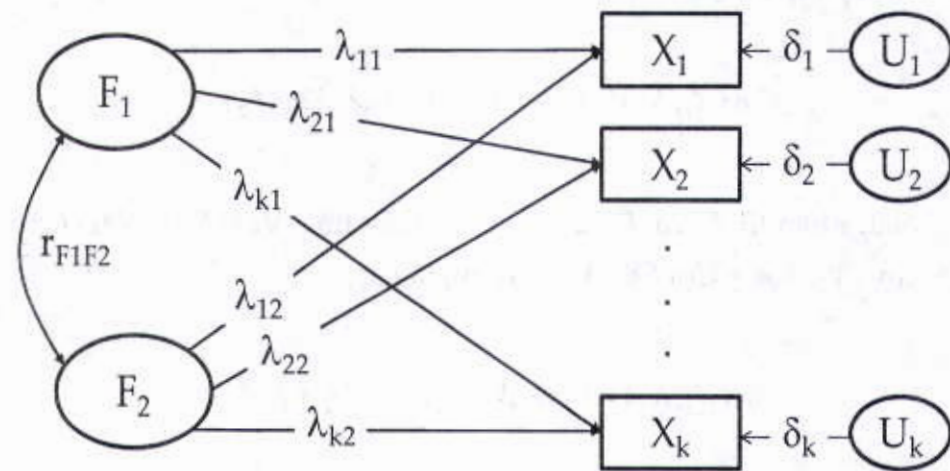
$$\begin{aligned}\text{Cov}(X_1, X_2) &= \text{Corr}(X_1, X_2) = \lambda_{11}\lambda_{21} + \lambda_{12}\lambda_{22} \\ \text{Cov}(X_1, X_3) &= \text{Corr}(X_1, X_3) = \lambda_{11}\lambda_{31} + \lambda_{12}\lambda_{32} \\ \text{Cov}(X_2, X_3) &= \text{Corr}(X_2, X_3) = \lambda_{21}\lambda_{31} + \lambda_{22}\lambda_{32} \\ &\dots\end{aligned}$$

Chúng ta nhận thấy, tương tự với mô hình EFA một nhân tố, trong mô hình EFA hai nhân tố độc lập, hệ số tương quan giữa hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  là tổng của tích hai trọng số:  $\lambda_{i1}$  và  $\lambda_{j1}$  của  $X_i$  và  $X_j$  trên từng nhân tố.

### 2.3. Mô hình EFA hai nhân tố tương quan

Bây giờ chúng ta xem xét mô hình hai nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  trong trường hợp  $F_1$  và  $F_2$  có mối quan hệ với nhau:  $\text{Cov}(F_1, F_2) \neq 0$  (Hình 11.3).

Hình 11.3. Mô hình hai nhân tố có tương quan



Nguồn: Dựa theo Kim & Mueller (1978a)

Trong trường hợp hai nhân tố có mối quan hệ với nhau, và đây là mô hình đo lường hai khái niệm đơn hướng có quan hệ nhau,  $F_1$  và  $F_2$ . Hai khái niệm này được đo lường bởi  $k$  biến đo lường:  $X_1, X_2, \dots, X_k$ . Tương tự như mô hình EFA cho hai nhân tố không



quan hệ nhau, biến đo lường  $X_i$  bao gồm hai thành phần: phần chung cho  $F_1$  và  $F_2$  và phần riêng  $U_i$  của  $X_i$ :

$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i$$

Giả định của mô hình là các nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  phụ thuộc nhau:  $\text{Cov}(F_1, F_2) \neq 0$ , nhưng chúng độc lập với các phần riêng của các biến đo lường. Các phần riêng của hai biến đo lường khác nhau cũng độc lập với nhau:

$$\text{Cov}(F_i, U_j) = \text{Cov}(F_i, U_j) = \text{Cov}(U_i, U_j) = 0$$

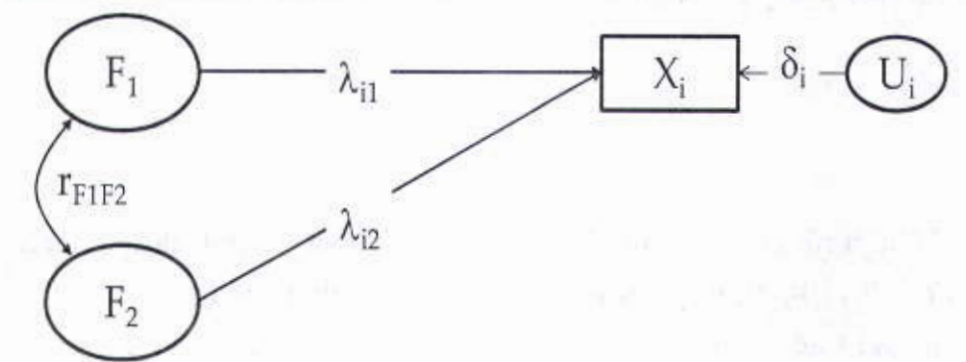
Tương tự như trường hợp mô hình EFA hai nhân tố độc lập, chúng ta cần biết:  $\text{Var}(X_i)$ ,  $\text{Cov}(F, X_i)$  và  $\text{Cov}(X_i, X_j)$ . Chúng ta vẫn sử dụng biến chuẩn trung bình trong tính toán.

### 2.3.1. Phương sai của $X_i$ : $\text{Var}(X_i)$

Để dễ theo dõi, chúng ta xem xét mô hình hai nhân tố có tương quan nhau  $F_1$  và  $F_2$  với một biến đo lường  $X_i$  nào đó, biểu diễn ở Hình 11.3a.

Tương tự như trong trường hợp mô hình hai nhân tố độc lập, mô hình đo lường biến  $X_i$  được biểu diễn như sau:

$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i$$

Hình 11.3a. Mô hình EFA:  $F_1$  và  $F_2$  với biến đo lường  $X_i$ 

Nguồn: Dựa theo Kim & Mueller (1978a)

Vì vậy chúng ta sẽ thấy công thức tính phương sai của  $X_i$  trong trường hợp này tương tự như trong trường hợp hai nhân tố độc lập:

$$\begin{aligned}
 Var(X_i) &= E[(X_i)^2] = E[(\lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i)^2] \\
 &= E[(\lambda_{i1}F_1)^2] + E[(\lambda_{i2}F_2)^2] + E[(\delta_i U_i)^2] \\
 &\quad + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2}E(F_1F_2) + 2\lambda_{i1}\delta_i E(F_1U_i) + 2\lambda_{i2}\delta_i E(F_2U_i) \\
 &= \lambda_{i1}^2 Var(F_1) + \lambda_{i2}^2 Var(F_2) + \delta_i^2 Var(U_i) \\
 &\quad + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2}Cov(F_1F_2) + 2\lambda_{i1}\delta_i Cov(F_1U_i) + 2\lambda_{i2}\delta_i Cov(F_2U_i)
 \end{aligned}$$

Tuy nhiên, bây giờ  $Cov(F_1, F_2) \neq 0$ , nhưng  $Cov(F_1, U_i) = Cov(F_2, U_i) = 0$ , chúng ta có:

$$Var(X_i) = \lambda_{i1}^2 Var(F_1) + \lambda_{i2}^2 Var(F_2) + \delta_i^2 Var(U_i) + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2}Cov(F_1, F_2)$$

Nếu  $F_1$  và  $F_2$  và  $U_i$  là các biến chuẩn hóa:  $Cov(F_1, F_2) = Cor(F_1, F_2)$  và  $Var(F_1) = Var(F_2) = Var(U_i) = 1$ , chúng ta có:

$$\text{Var}(X_i) = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + 2\lambda_{i1}\lambda_{i2}r_{F_1F_2} + \delta_i^2$$

Và hệ số phần chung  $H_i^2$  của biến đo lường  $X_i$  được tính như sau:

$$H_i^2 = \lambda_{i1}^2 + \lambda_{i2}^2 + 2r_{F_1F_2}\lambda_{i1}\lambda_{i2}$$

### 2.3.2. Hiệp phương sai của $F_i$ và $X_i$ : $\text{Cov}(F_i, X_i)$

Tiếp theo, chúng ta tính hiệp phương sai giữa nhân tố, ví dụ  $F_1$ , và biến đo lường  $X_i$  như sau:

$$\text{Cov}(F_i, X_i) = \text{Cov}(F_i, \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i)$$

Chú ý trong trường hợp này  $\text{Cov}(F_i, F_j) \neq 0$ ,  
nhưng  $\text{Cov}(F_i, U_i) = 0$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned}\text{Cov}(F_i, X_i) &= \lambda_{i1}\text{Cov}(F_i, F_1) + \lambda_{i2}\text{Cov}(F_i, F_2) + \delta_i\text{Cov}(F_i, U_i) \\ &= \lambda_{i1}\text{Var}(F_i) + \lambda_{i2}\text{Cov}(F_i, F_2)\end{aligned}$$

Nếu  $F_i$  là biến chuẩn hóa:  $\text{Cov}(F_i, F_j) = \text{Cor}(F_i, F_j) = r_{F_iF_j}$  và  $\text{Var}(F_i) = 1$ , chúng ta có:

$$\text{Cov}(F_i, X_i) = \text{Cor}(F_i, X_i) = \lambda_{i1} + \lambda_{i2}r_{F_iF_2}$$



Kết quả này cho thấy trong trường hợp mô hình EFA với hai nhân tố phụ thuộc nhau thì hệ số tương quan giữa biến  $X_i$  với nhân tố  $F_i$  bây giờ không phải chỉ là trọng số nhân tố giữa  $X_i$  và  $F_i$  như trong trường hợp hai nhân tố độc lập nữa mà còn thêm thành phần tương quan của hai nhân tố ( $\lambda_{i2}r_{F_1F_2}$ ).

### 2.3.3. Hiệp phương sai giữa $X_i$ và $X_j$ : $Cov(X_i, X_j)$

Để tính toán hiệp phương sai của hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  chúng ta bổ sung một biến ( $X_j$ ) vào mô hình (Hình 11.3b):

Với:

$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i$$

$$X_j = \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \delta_j U_j$$

Chúng ta có:

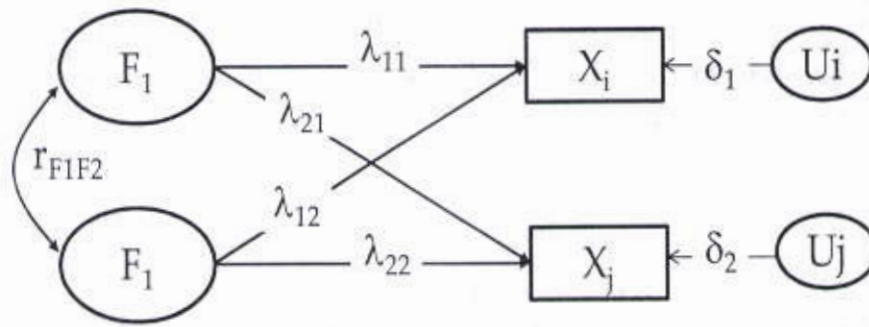
$$\begin{aligned} Cov(X_i, X_j) &= Cov(\lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_i U_i, \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \delta_j U_j) \\ &= \lambda_{i1}\lambda_{j1}Cov(F_1, F_1) + \lambda_{i1}\lambda_{j2}Cov(F_1, F_2) + \lambda_{i1}\delta_jCov(F_1, U_j) \\ &\quad + \lambda_{i2}\lambda_{j1}Cov(F_2, F_1) + \lambda_{i2}\lambda_{j2}Cov(F_2, F_2) + \lambda_{i2}\delta_jCov(F_2, U_j) \\ &\quad + \delta_i\lambda_{j1}Cov(U_i, F_1) + \delta_i\lambda_{j2}Cov(U_i, F_2) + \delta_i\delta_jCov(U_i, U_j) \end{aligned}$$

Chú ý là bây giờ  $Cov(F_i, F_j) \neq 0$ .

Tuy nhiên,  $Cov(F_i, U_j) = Cov(U_i, U_j) = 0$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} Cov(X_1, X_2) &= \lambda_{11}\lambda_{21}Var(F_1) + \lambda_{12}\lambda_{22}Var(F_2) \\ &\quad + (\lambda_{11}\lambda_{22} + \lambda_{12}\lambda_{21})Cov(F_1, F_2) \end{aligned}$$

Hình 11.3b. Mô hình EFA:  $F_1, F_2$  và hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$



Nguồn: Dựa theo Kim & Mueller (1978a)

Nếu nhân tố  $F_1$  và  $F_2$  là các biến chuẩn hóa:

$\text{Var}(F_1) = \text{Var}(F_2) = 1$  và  $\text{Cov}(F_1, F_2) = \text{Cor}(F_1, F_2)$ , chúng ta có:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(X_i, X_j) &= \text{Corr}(X_i, X_j) \\ &= \lambda_{11}\lambda_{21} + \lambda_{12}\lambda_{22} + (\lambda_{11}\lambda_{22} + \lambda_{12}\lambda_{21})r_{F_1F_2} \end{aligned}$$

Như vậy, cũng tương tự với mô hình EFA hai nhân tố độc lập, trong mô hình EFA hai nhân tố phụ thuộc, hệ số tương quan giữa hai biến đo lường  $X_i$  và  $X_j$  là tổng của tích hai trọng số:  $\lambda_{11}$  và  $\lambda_{21}$  của  $X_i$  và  $X_j$  trên từng nhân tố cộng thêm thành phần tạo ra từ tương quan giữa hai nhân tố này.

Tương tự như vậy, chúng ta có thể tính hiệp phương sai của hai biến đo lường  $X_i, X_j$  bất kỳ nào đó trong mô hình. Và, cũng tương tự như vậy, chúng ta có thể tính toán  $\text{Var}(X_i)$ ,  $\text{Cov}(F_i, X_i)$  và  $\text{Cov}(X_i, X_j)$  cho các mô hình EFA có nhiều nhân tố ( $F > 2$ ) có hay không có tương quan với nhau.

Trong thực tiễn nghiên cứu, các nhân tố là các khái niệm nghiên cứu (biến tiềm ẩn) trong một mô hình nghiên cứu. Vì vậy, chúng thường có tương quan với nhau. Các mô hình EFA không có tương quan với nhau là các mô hình đã được xoay vuông góc (giới thiệu trong các phần tiếp theo).

#### 2.4. Ma trận EFA

Trong phân tích EFA, chúng ta có hai ma trận quan trọng để xem xét khi đánh giá các thang đo, đó là ma trận các trọng số nhân tố (factor pattern matrix) và ma trận các hệ số tương quan (factor structure matrix). Khi các nhân tố không có quan hệ với nhau thì trọng số nhân tố giữa một nhân tố và một biến đo lường là hệ số tương quan giữa hai biến đó. Cũng chú ý thêm là trọng số nhân tố là tác động của khái niệm nghiên cứu vào biến đo lường. Nhớ lại trong mô hình đo lường kết quả: khái niệm nghiên cứu (biến tiềm ẩn) là biến nguyên nhân và biến đo lường là biến kết quả.

Nhắc lại là một biến đo lường  $X_i$  được biểu diễn ở dạng tổ hợp tuyến tính (linear combination) của phần chung (chung cho tất cả các biến đo lường) và phần riêng (riêng cho biến đo lường đó). Vì vậy, giả sử mô hình đo lường EFA có hai nhân tố:  $F_1$  và  $F_2$ , và  $k$  biến đo lường:  $X_1, X_2, \dots, X_k$ , tập tổ hợp tuyến tính biểu diễn các biến đo lường  $X_i$  như sau:

$$X_1 = \lambda_{11}F_1 + \lambda_{12}F_2 + \delta_1U_1$$

$$X_2 = \lambda_{21}F_1 + \lambda_{22}F_2 + \delta_2U_2$$

...

$$X_i = \lambda_{i1}F_1 + \lambda_{i2}F_2 + \delta_iU_i$$

...

$$X_k = \lambda_{k1}F_1 + \lambda_{k2}F_2 + \delta_kU_k$$



Và ma trận trọng số của mô hình này có dạng như sau (Bảng 11.1):

**Bảng 11.1. Ma trận trọng số nhân tố**

Biến đo lường	Trọng số nhân tố		Phần chung $H_i$	Phần riêng $U_i$
	$F_1$	$F_2$		
$X_1$	$\lambda_{11}$	$\lambda_{12}$	$H_1$	$U_1$
$X_2$	$\lambda_{21}$	$\lambda_{22}$	$H_2$	$U_2$
...	...	...	...	...
$X_i$	$\lambda_{i1}$	$\lambda_{i2}$	$H_i$	$U_i$
...	...	...	...	...
$X_k$	$\lambda_{k1}$	$\lambda_{k2}$	$H_k$	$U_k$

### 3. Ví dụ đánh giá thang đo bằng EFA

#### 3.1. Thang đo đơn hướng: một nhân tố

Nguyen (2009a) trong một nghiên cứu về marketing địa phương đo lường sự thỏa mãn của doanh nghiệp đối với địa phương (tỉnh Tiền Giang) với thang đo bao gồm 6 biến đo lường (Bảng 11.2).

**Bảng 11.2. Thang đo mức độ hài lòng của doanh nghiệp**

$X_1$ . Công ty tôi hoạt động có hiệu quả tại Tiền Giang
$X_2$ . Doanh thu của công ty tôi tăng trưởng theo mong muốn
$X_3$ . Công ty tôi đạt lợi nhuận như ý muốn
$X_4$ . Chúng tôi tiếp tục đầu tư kinh doanh dài hạn tại Tiền Giang
$X_5$ . Công ty tôi sẽ giới thiệu Tiền Giang cho các công ty khác
$X_6$ . Nhìn chung, công ty chúng tôi rất hài lòng về việc đầu tư tại Tiền Giang

Để kiểm định giá trị hội tụ của thang đo này, phân tích EFA được sử dụng với một mẫu gồm 396 doanh nghiệp tại Tiền Giang với kết quả do SPSS thực hiện được trình bày trong Bảng 11.3a và 11.3b. Kết quả này dựa vào phép trích PCA (Principal Component Analysis), một dạng của phân tích EFA.

Bảng 11.3a cho thấy có một nhân tố trích được với tổng phương sai trích TVE (Total Variance Explained) là 61.49%. Điều này có nghĩa là nhân tố này lấy được 61.49% phương sai của 6 biến quan sát đo lường khái niệm sự hài lòng của doanh nghiệp. Phần còn lại là phần riêng của các biến đo lường ( $X_1 \rightarrow X_6$ ). Bảng 11.3b cho chúng ta trọng số nhân tố ( $\lambda_i$ ) và chỉ số phần chung ( $H_i^2$ ). Nhớ lại là khi chúng ta có một nhân tố thì  $H_i^2 = \lambda_i^2$  và trọng số nhân tố chính là hệ số tương quan giữa nhân tố và biến đo lường.

**Bảng 11.3a. Nhân tố và phương sai trích**

F	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3.690	61.492	61.492	3.690	61.492	61.492
2	.930	15.506	76.998			
3	.554	9.237	86.235			
4	.349	5.823	92.059			
5	.296	4.933	96.991			
6	.181	3.009	100.000			

**Bảng 11.3b. Ma trận nhân tố**

Biến	Trọng số $\lambda_i$	$H_i^2$
$X_1$	.842	.709
$X_2$	.837	.701
$X_3$	.763	.582
$X_4$	.722	.522
$X_5$	.695	.483
$X_6$	.832	.693

Kết quả trên cho chúng ta thấy là các biến đo lường đều có phần chung với một và chỉ một nhân tố. Vì vậy, thang đo này là thang đo đơn hướng. Hơn nữa, các trọng số nhân tố  $\lambda_i$  đều cao, hay nói cách khác, phần chung  $H_i^2$  lớn (từ 50% trở lên, trừ biến  $X_5$  hơi nhỏ hơn 50%) hơn phần riêng  $U_i$ . Nghĩa là phần phương sai của  $X_i$  tham gia vào F lớn. Vì vậy thang đo đạt giá trị hội tụ<sup>1</sup>. Vì chỉ có một nhân tố, nên chúng ta không xem xét giá trị phân biệt. Cũng chú ý là EFA thường dùng để đánh giá sơ bộ thang đo. Chính xác hơn, chúng ta phải sử dụng phân tích nhân tố khẳng định CFA.

### 3.2. Thang đo đơn hướng: hai hay nhiều nhân tố

Nguyen & Nguyen (2010a) trong một nghiên cứu về giáo dục kinh doanh xây dựng khái niệm *năng lực giảng viên*, một khái niệm đa hướng bao gồm ba thành phần: *giảng dạy, tổ chức môn học, và tương tác lớp học*. Thang đo khái niệm này bao gồm 11 biến đo lường (Bảng 11.4).

**Bảng 11.4. Thang đo năng lực giảng viên**

<i>Giảng dạy</i>
X <sub>01</sub> .GV có kiến thức sâu về môn học này
X <sub>02</sub> .GV giảng giải các vấn đề trong môn học này rất dễ hiểu
X <sub>03</sub> .GV môn học này chuẩn bị bài giảng rất kỹ lưỡng
<i>Tổ chức môn học</i>
X <sub>04</sub> .Mục tiêu và nội dung môn học này được giảng viên giới thiệu rõ ràng
X <sub>05</sub> .Nội dung môn học này được sắp xếp rất hệ thống
X <sub>06</sub> .Tôi nắm rõ được mục đích và yêu cầu của môn học này
X <sub>07</sub> .GV làm rõ ngay từ đầu những kỳ vọng GV mong đợi từ SV khi học môn học này

<sup>1</sup> Chú ý đây chưa phải là cách đánh giá đúng đắn giá trị hội tụ mà cần phải tiến hành đo lường nhiều lần, hoặc phải dùng CFA.



---

*Tương tác lớp học*

X<sub>08</sub>.GV môn học này kích thích SV thảo luận trong lớp

X<sub>09</sub>.Tôi thường xuyên thảo luận với GV khi học môn học này

X<sub>10</sub>.GV môn học này luôn tạo cơ hội cho SV đặt câu hỏi trong lớp

X<sub>11</sub>.GV môn học này luôn khuyến khích SV đưa ra các ý tưởng, quan điểm mới

---

Các tác giả trên sử dụng phân tích EFA để đánh giá sơ bộ thang đo này với một mẫu 129 sinh viên cử nhân khối ngành kinh tế. Kết quả EFA như sau cho hai trường hợp sau:

1. Sử dụng phép trích nhân tố là Principal Component Analysis (PCA) với phép quay vuông góc Varimax.
2. Sử dụng phép trích nhân tố là Principal Axis Factoring (PAF) với phép quay không vuông góc Promax.

### 3.2.1. Sử dụng PCA với Varimax

Khi chúng ta sử dụng phương pháp PCA trong phân tích EFA, phần chung ban đầu (initial) luôn bằng 1 và phần trích cuối cùng (extraction) nhỏ hơn 1 (Bảng 11.4a).

**Bảng 11.4a. Communalities trong PCA**

	Initial	Extraction
X <sub>01</sub>	1.000	.797
X <sub>02</sub>	1.000	.776
X <sub>03</sub>	1.000	.845
X <sub>04</sub>	1.000	.764
X <sub>05</sub>	1.000	.705
X <sub>06</sub>	1.000	.677
X <sub>07</sub>	1.000	.626
X <sub>08</sub>	1.000	.636
X <sub>09</sub>	1.000	.566
X <sub>10</sub>	1.000	.798
X <sub>11</sub>	1.000	.769

**Bảng 11.4b. Total variance explained**

F	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5.110	46.456	46.456	5.110	46.456	46.456
2	1.766	16.055	62.511	1.766	16.055	62.511
3	1.082	9.837	72.348	1.082	9.837	72.348
4	.600	5.456	77.804			
5	.540	4.906	82.710			
6	.443	4.031	86.740			
7	.442	4.021	90.761			
8	.318	2.888	93.649			
9	.305	2.776	96.425			
10	.238	2.162	98.588			
11	.155	1.412	100.000			

Bảng 11.4c. Component matrix

	Component		
	C1	C2	C3
X <sub>01</sub>	.713	-.147	-.517
X <sub>02</sub>	.766	-.038	-.434
X <sub>03</sub>	.767	-.236	-.448
X <sub>04</sub>	.719	-.473	.154
X <sub>05</sub>	.668	-.430	.271
X <sub>06</sub>	.606	-.421	.363
X <sub>07</sub>	.677	-.158	.378
X <sub>08</sub>	.618	.490	.123
X <sub>09</sub>	.636	.368	.162
X <sub>10</sub>	.690	.556	.108
X <sub>11</sub>	.613	.626	.038

Bảng 11.4d. Rotated component matrix

	Component		
	Tổ chức	Tương tác	Giảng dạy
X <sub>01</sub>	.192	.208	.847
X <sub>02</sub>	.324	.223	.788
X <sub>03</sub>	.167	.331	.841
X <sub>04</sub>	.077	.782	.383
X <sub>05</sub>	.106	.793	.253
X <sub>06</sub>	.096	.804	.142
X <sub>07</sub>	.346	.702	.116
X <sub>08</sub>	.769	.147	.150
X <sub>09</sub>	.692	.250	.155
X <sub>10</sub>	.861	.142	.189
X <sub>11</sub>	.857	.016	.187



### 3.2.2. Sử dụng PAF với Promax

Khi chúng ta sử dụng phép trích PAF với phép quay không vuông góc (promax) trong phân tích EFA, phần chung ban đầu (initial) không bằng 1 nữa vì có phần riêng U trong mô hình (Bảng 11.5a). Tương tự như trong PCA, Bảng 11.5b trình bày phương sai trích và một số chỉ tiêu khác như eigenvalues. Bảng 11.5c là ma trận trọng số khi chưa quay nhân tố.

**Bảng 11.5a. Communalities**

	Initial	Extraction
X <sub>01</sub>	.623	.634
X <sub>02</sub>	.630	.673
X <sub>03</sub>	.719	.850
X <sub>04</sub>	.613	.731
X <sub>05</sub>	.523	.610
X <sub>06</sub>	.457	.519
X <sub>07</sub>	.483	.478
X <sub>08</sub>	.452	.496
X <sub>09</sub>	.421	.431
X <sub>10</sub>	.694	.792
X <sub>11</sub>	.616	.702

Bảng 11.5b. Total variance explained

F	Initial eigenvalues			Extraction sums of squared loadings			Rotation	
	Total	% of	Cumulative	Total	% of	Cumulative	Total	% of
		variance	%		variance	%		variance
1	5.110	46.456	46.456	4.756	43.236	43.236	3.431	31.846
2	1.766	16.055	62.511	1.423	12.939	56.175	3.605	33.457
3	1.082	9.837	72.348	.737	6.698	62.873	3.738	34.697
4	.600	5.456	77.804					
5	.540	4.906	82.710					
6	.443	4.031	86.740					
7	.442	4.021	90.761					
8	.318	2.888	93.649					
9	.305	2.776	96.425					
10	.238	2.162	98.588					
11	.155	1.412	100.000					

Chú ý là vì chúng ta sử dụng phép quay không vuông góc nên ma trận nhân tố sau khi quay có hai dạng: Pattern matrix (Bảng 11.5d) là ma trận các trọng số nhân tố ( $\lambda_i$ ), và Structure matrix (Bảng 11.5e) là ma trận hệ số tương quan giữa biến  $X_i$  và nhân tố  $F_i$ . Chúng ta cũng thấy là PAF trích được ba nhân tố tương ứng với ba thành phần của thang đo năng lực giảng viên (Bảng 11.5d): giảng dạy, tổ chức môn học, và tương tác lớp học.

Bảng 11.5c. Factor matrix

	Factor		
	F1	F2	F3
X <sub>01</sub>	.690	-.138	-.373
X <sub>02</sub>	.745	-.045	-.340
X <sub>03</sub>	.775	-.254	-.430
X <sub>04</sub>	.705	-.437	.208
X <sub>05</sub>	.639	-.363	.263
X <sub>06</sub>	.568	-.333	.294
X <sub>07</sub>	.629	-.114	.263
X <sub>08</sub>	.576	.396	.084
X <sub>09</sub>	.585	.284	.093
X <sub>10</sub>	.685	.557	.111
X <sub>11</sub>	.598	.587	.028

Bảng 11.5d. Pattern matrix

	Factor		
	Tương tác	Tổ chức	Giảng dạy
X <sub>01</sub>	.022	-.009	.791
X <sub>02</sub>	.151	-.016	.745
X <sub>03</sub>	-.082	.046	.930
X <sub>04</sub>	-.090	.799	.135
X <sub>05</sub>	-.023	.779	.017
X <sub>06</sub>	-.011	.761	-.060
X <sub>07</sub>	.230	.605	-.057
X <sub>08</sub>	.677	.050	.010
X <sub>09</sub>	.568	.140	.033
X <sub>10</sub>	.899	.012	-.027
X <sub>11</sub>	.865	-.130	.037



Bảng 11.5e. Structure matrix

	Factor		
	Tương tác	Tổ chức	Giảng dạy
X <sub>01</sub>	.412	.499	.796
X <sub>02</sub>	.516	.515	.810
X <sub>03</sub>	.400	.600	.919
X <sub>04</sub>	.300	.848	.595
X <sub>05</sub>	.299	.781	.497
X <sub>06</sub>	.266	.719	.415
X <sub>07</sub>	.446	.662	.440
X <sub>08</sub>	.702	.329	.379
X <sub>09</sub>	.640	.389	.403
X <sub>10</sub>	.890	.357	.428
X <sub>11</sub>	.831	.243	.386

Bảng 11.5f. Ma trận tương quan: thang đo năng lực giảng viên

	X <sub>01</sub>	X <sub>02</sub>	X <sub>03</sub>	X <sub>04</sub>	X <sub>05</sub>	X <sub>06</sub>	X <sub>07</sub>	X <sub>08</sub>	X <sub>09</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
X <sub>01</sub>	1	.639	.734	.341	.492	.388	.359	.296	.274	.397	.309
X <sub>02</sub>	.639	1	.737	.342	.485	.392	.336	.377	.460	.431	.416
X <sub>03</sub>	.734	.737	1	.315	.541	.485	.369	.461	.340	.317	.306
X <sub>04</sub>	.341	.342	.315	1	.255	.248	.225	.320	.475	.628	.576
X <sub>05</sub>	.492	.485	.541	.255	1	.679	.617	.528	.276	.278	.176
X <sub>06</sub>	.388	.392	.485	.248	.679	1	.547	.514	.280	.272	.182
X <sub>07</sub>	.359	.336	.369	.225	.617	.547	1	.478	.291	.197	.168
X <sub>08</sub>	.296	.377	.461	.320	.528	.514	.478	1	.389	.430	.284
X <sub>09</sub>	.274	.460	.340	.475	.276	.280	.291	.389	1	.535	.518
X <sub>10</sub>	.397	.431	.317	.628	.278	.272	.197	.430	.535	1	.751
X <sub>11</sub>	.309	.416	.306	.576	.176	.182	.168	.284	.518	.751	1

Bảng 11.5g. KMO and Bartlett's Test

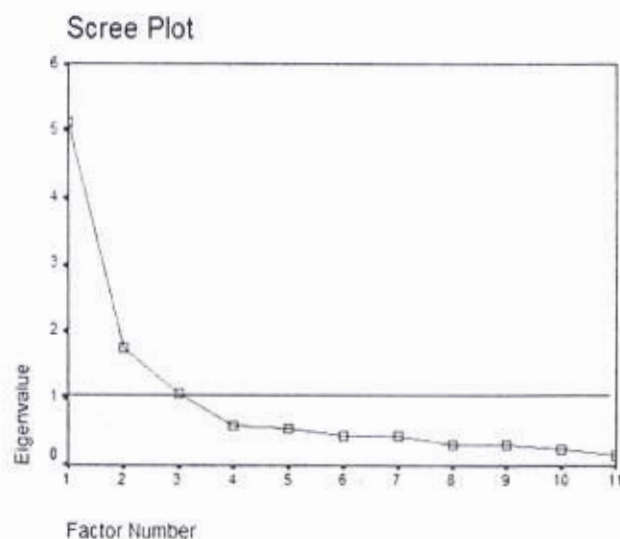
Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy		.839
Bartlett's test of sphericity	Approx. Chi-square	754.424
	df	55
	Sig.	.000

**Bảng 11.5h. Anti-image correlation matrix**

	X <sub>01</sub>	X <sub>02</sub>	X <sub>03</sub>	X <sub>04</sub>	X <sub>05</sub>	X <sub>06</sub>	X <sub>07</sub>	X <sub>08</sub>	X <sub>09</sub>	X <sub>10</sub>	X <sub>11</sub>
X <sub>01</sub>	.812	-.144	-.511	-.055	-.119	.045	-.137	.234	.114	-.257	.101
X <sub>02</sub>	-.144	.876	-.451	.082	-.124	.045	.002	.071	-.230	-.078	-.098
X <sub>03</sub>	-.511	-.451	.785	-.060	-.044	-.143	.112	-.280	.000	.240	-.096
X <sub>04</sub>	-.055	.082	-.060	.914	-.015	-.012	-.039	.013	-.160	-.278	-.170
X <sub>05</sub>	-.119	-.124	-.044	-.015	.868	-.396	-.321	-.150	.049	-.028	.087
X <sub>06</sub>	.045	.045	-.143	-.012	-.396	.885	-.182	-.130	-.020	-.047	.035
X <sub>07</sub>	-.137	.002	.112	-.039	-.321	-.182	.853	-.209	-.114	.162	-.072
X <sub>08</sub>	.234	.071	-.280	.013	-.150	-.130	-.209	.837	-.104	-.299	.118
X <sub>09</sub>	.114	-.230	.000	-.160	.049	-.020	-.114	-.104	.911	-.128	-.139
X <sub>10</sub>	-.257	-.078	.240	-.278	-.028	-.047	.162	-.299	-.128	.758	-.562
X <sub>11</sub>	.101	-.098	-.096	-.170	.087	.035	-.072	.118	-.139	-.562	.802

**Ghi chú:** Giá trị trên đường chéo là MSA (measure of sampling adequacy) và ngoài đường chéo là giá trị âm của hệ số tương quan từng phần giữa các biến.

**Hình 11.4. Sơ đồ điểm gãy và eigenvalue**



#### 4. Các dạng phân tích EFA và ứng dụng

Thông qua hai ví dụ minh họa, trong phần này chúng ta giới thiệu những điểm cơ bản trong sử dụng và diễn giải kết quả EFA trong đánh giá thang đo.

##### 4.1. Nhân tố chung và thành phần chính

Trong phân tích EFA chúng ta có nhiều phép trích nhân tố. Gorsuch (1983) liệt kê một mẫu gồm 19 phép trích. Một số phép trích thông dụng có thể kể tên là phép trích Principal Components, Maximum Likelihood, Least-Squares, Alpha Factoring, Image Factoring, Principal Axis Factoring. Chúng ta thể chia chúng thành hai nhóm chính: mô hình nhân tố chung (Common Factor Model), gọi tắt là CFM, và mô hình thành phần chính PCA (Principal Components Analysis model).

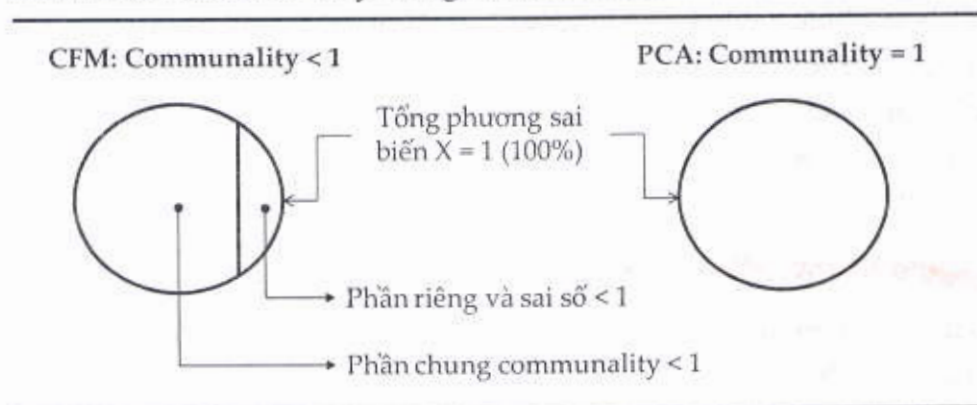
Khác nhau cơ bản giữa hai phương pháp này là Communalility đưa vào trong phép trích. Nhớ lại, trong EFA, phương sai của biến đo lường  $X_i$  bao gồm hai thành phần, phần chung Communalility và phần riêng Unique. Nếu đo lường có sai số (điều này luôn luôn xảy ra trong nghiên cứu), chúng ta có thêm phần sai số đo lường. Trong PCA, phần Communalility đưa vào cho các biến đo lường bằng 1, nghĩa là đưa toàn bộ (100%) phương sai của biến đo lường  $X_i$  vào phân tích. Trong CFM, ban đầu chúng ta chỉ chọn phần Communalility để đưa vào và nó luôn nhỏ hơn 1 và cô lập phần riêng và sai số (Hình 11.5). Cụ thể hơn, mục tiêu của PCA là làm sao trích được nhiều nhất phương sai các biến  $X_i$  còn mục tiêu của CFM là giải thích tốt nhất hiệp phương sai giữa các biến  $X_i$  (Kim & Mueller 1978b). Các phần mềm máy tính, ví dụ SPSS đều chọn sẵn các Communalility ban đầu để đưa vào phân tích CFM.

Một điểm cũng cần phân biệt là phần Communalility đưa vào (bằng 1 trong PCA và nhỏ hơn 1 trong CFM) là giá trị ban đầu. Sau



khi trích thành phần chính (trong PCA) hay nhân tố (trong CFM) chúng ta sẽ có giá trị cuối cùng. Lấy ví dụ ở Bảng 11.4a (PCA) giá trị communality ban đầu (initial) cho biến  $X_1$  là 1 và giá trị Communality trích được (extraction) là 0.797 ( $< 1$ ). Bảng 11.5a (CFM) giá trị Communality ban đầu cho biến  $X_1$  là 0.623 ( $< 1$ ) và giá trị trích được là 0.634 ( $< 1$ ).

Hình 11.5. Communality trong CFM và PCA



Trên cơ sở này, PCA trích được nhiều phương sai hơn CFM. So sánh hai ví dụ trên đây chúng ta thấy nếu sử dụng PCA, phương sai các thành phần trích được từ 11 biến đo lường thang đo năng lực giảng viên là 72.348%. Trong khi đó, PAF (một dạng trích của CFM) chỉ trích được 62.873%. Vì vậy, PCA cùng với phép quay vuông góc, thường là Varimax (Kaiser 1958), được sử dụng khi chúng ta muốn trích được nhiều phương sai từ các biến đo lường với số lượng thành phần nhỏ nhất để phục vụ cho mục tiêu dự báo tiếp theo (Dunteman 1989; Hair & ctg 2006). Phương pháp CFM, ví dụ, PAF với phép quay không vuông góc (oblique), thường là Promax (Hendrickson & White 1964), phản ánh cấu trúc dữ liệu chính xác hơn PCA (Gerbing & Anderson 1988). Vì vậy, phương pháp CFM thường được sử dụng để đánh giá thang đo lường.

## 4.2. Chọn số lượng nhân tố

Chọn số lượng nhân tố hay thành phần chính trong PCA, gọi chung là nhân tố, là vấn đề quan tâm tiếp theo trong ứng dụng EFA để đánh giá thang đo. Có nhiều phương pháp chọn nhân tố, còn gọi là chọn điểm dừng, vì chúng ta dừng ở nhân tố thứ mấy. Cũng cần chú ý thêm là các nhà nghiên cứu không sử dụng một phương pháp riêng biệt nào đó trong xác định số lượng các nhân tố mà họ thường kết hợp nhiều tiêu chí khác nhau (vd, Hair & ctg 2006). Ba phương pháp thường được sử dụng là: (1) tiêu chí eigenvalue, (2) tiêu chí điểm gãy (scree test criterion; Cattell 1966) và (3) xác định trước số lượng nhân tố.

### 4.2.1. Tiêu chí eigenvalue

Tiêu chí eigenvalue là một tiêu chí sử dụng phổ biến trong xác định số lượng nhân tố trong phân tích EFA. Với tiêu chí này, số lượng nhân tố được xác định ở nhân tố (dừng ở nhân tố) có eigenvalue tối thiểu bằng 1 ( $\geq 1$ ). Ví dụ Bảng 11.5b cho thấy có ba nhân tố trích được tại eigenvalue là 1.082. Nếu chúng ta trích thêm một nhân tố nữa (nhân tố thứ tư) thì eigenvalue lúc này là 0.600 ( $< 1$ ). Vì vậy, nếu dựa vào tiêu chí eigenvalue lớn hơn 1, chúng ta dừng ở nhân tố thứ ba.

### 4.2.2. Tiêu chí điểm gãy

Tiêu chí điểm gãy cũng thường được sử dụng để xác định số lượng nhân tố. Tiêu chí này dựa vào được biểu diễn giữa số nhân tố (trục hoành) và giá trị của eigenvalue (trục tung). Điểm gãy là điểm tại đó đường biểu diễn eigenvalue =  $f(\text{số nhân tố})$  thay đổi đột ngột độ dốc (Hình 11.4). Kết quả của ví dụ cho chúng ta thấy không khác biệt nhiều giữa hai tiêu chí: eigenvalue và điểm gãy.



### 4.2.3. Chọn trước số lượng nhân tố

Một phương pháp xác định nhân tố thường dùng nữa là chúng ta xác định trước số lượng nhân tố: **khẳng định số lượng nhân tố trước**. Dùng phương pháp này tương tự như trong phân tích nhân tố khẳng định CFA (Confirmatory Factor Analysis).

Số lượng nhân tố được xác định dựa vào lý thuyết. Vì vậy, phương pháp này cũng rất thường dùng trong đánh giá thang đo ( dĩ nhiên CFA sẽ tốt hơn). Khi chúng ta xây dựng các thang đo cho một khái niệm đa hướng, chúng ta đã xác định được, về mặt lý thuyết (giả thuyết), khái niệm này có bao nhiêu thành phần. Hoặc là, chúng ta xây dựng nhiều thang đo cho nhiều khái niệm nghiên cứu đơn hướng khác nhau, chúng ta đã biết được số lượng nhân tố (một khái niệm đơn hướng là một nhân tố). Phương pháp này đặc biệt phù hợp cho trường hợp đánh giá lại các thang đo trong bối cảnh nghiên cứu khác. Ví dụ thang đo đã được xây dựng và kiểm định nhưng ở thị trường nào đó, chúng ta sử dụng lại cho thị trường Việt Nam, chúng ta cần phải kiểm định lại trong bối cảnh nghiên cứu mới này.

### 4.3. Quay nhân tố

Để dễ dàng trong diễn giải kết quả EFA, người ta thường dùng phương pháp quay nhân tố (factor rotation). Khi chưa quay nhân tố, EFA trích nhân tố thứ nhất với phương sai lớn nhất, nhân tố thứ hai có phương sai lớn thứ hai, vv. Lấy ví dụ, trong Bảng 11.5b, nhân tố thứ nhất trích 43.236% phương sai các biến đo lường, nhân tố thứ hai trích 12.939% phương sai và nhân tố thứ ba trích 6.698% phương sai.

Để cho kết quả có ý nghĩa hơn, chúng ta cần quay các nhân tố theo những qui tắc nhất định và cũng phân phối lại phương sai trích cho các nhân tố. Ví dụ, trong Bảng 11.5b, sau khi quay (promax, không vuông góc), nhân tố thứ nhất trích 31.846% phương sai các



biến đo lường, nhân tố thứ hai trích 33.457% phương sai và nhân tố thứ ba trích 34.697% phương sai.

Có hai phương pháp quay nhân tố: **quay vuông góc** (orthogonal rotation), ví dụ, phép quay Varimax và quay không vuông góc (oblique rotation), ví dụ, phép quay Promax. Trong phép quay vuông góc, sau khi quay trục của các nhân tố vẫn ở vị trí vuông góc với nhau. Với phép **quay không vuông góc**, sau khi quay trục của các nhân tố không còn vuông góc với nhau nữa mà chúng ở vị trí phù hợp nhất: trọng số nhân tố của các biến đo lường sẽ tối đa ở trục nhân tố chúng đo lường và tối thiểu ở các trục còn lại. Hình 11.6 minh họa kết quả của hai phép quay: vuông góc và không vuông góc của hai nhân tố  $F_1$  và  $F_2$ , trong đó  $F_1$  được đo lường bởi ba biến  $X_1, X_2, X_3$  và  $F_2$  được đo lường bởi ba biến  $Y_1, Y_2, Y_3$ . Bảng 11.6 trình bày trọng số nhân tố của ba trường hợp: nguyên thủy (không quay), quay vuông góc và quay tự do (không vuông góc).

**Bảng 11.6. Trọng số nhân tố**

Biến	Nguyên thủy		Quay vuông góc		Quay tự do	
	$\lambda_{F1}$	$\lambda_{F2}$	$\lambda_{F1}$	$\lambda_{F2}$	$\lambda_{F1}$	$\lambda_{F2}$
$X_1$	.65	-.21	.70	.15	.70	.01
$X_2$	.78	-.27	.82	.13	.80	.00
$X_3$	.90	-.25	.94	.22	.95	.02
$Y_1$	.46	.60	.40	.80	.01	.92
$Y_2$	.47	.51	.36	.77	-.02	.88
$Y_3$	.50	.66	.42	.86	.00	.96

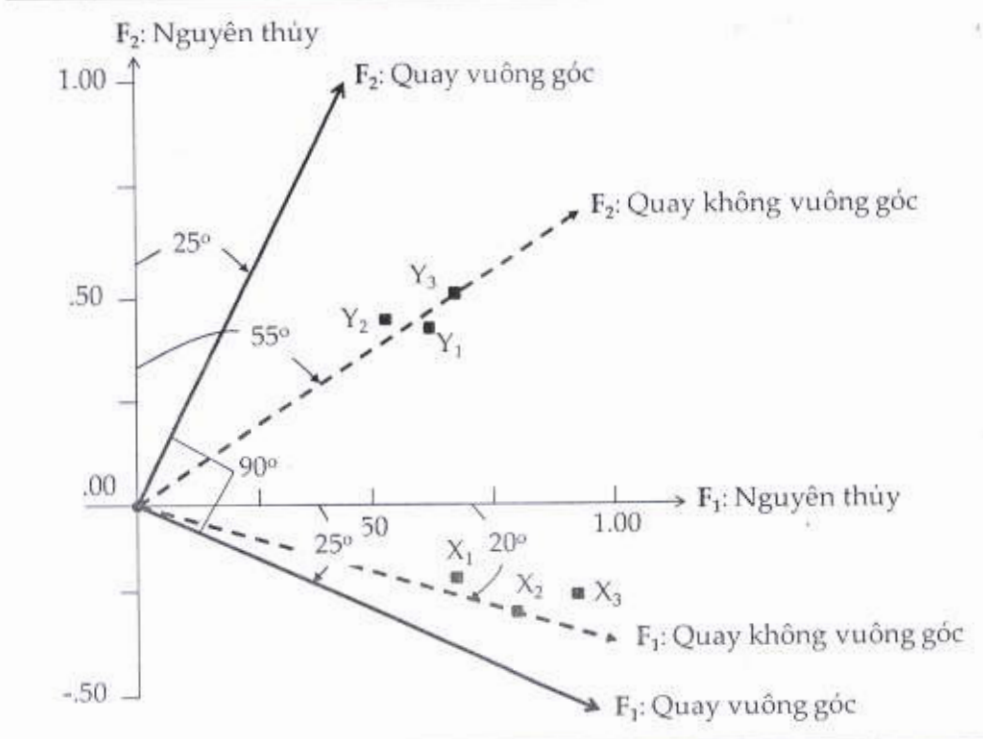
## 5. Điều kiện để phân tích EFA

### 5.1. Mức độ quan hệ giữa các biến đo lường

Như đã trình bày, phân tích EFA dựa trên cơ sở mối quan hệ giữa các biến đo lường  $X_i$ . Vì vậy, trước khi quyết định sử dụng EFA chúng

ta cần phải xem xét mối quan hệ giữa các biến đo lường này. Sử dụng ma trận hệ số tương quan (correlation matrix, Bảng 11.5g) chúng ta có thể nhận biết được mức độ quan hệ giữa các biến. Nếu các hệ số tương quan nhỏ ( $< 0.30$ ) sử dụng EFA không phù hợp (Hair & ctg 2006). Một số tiêu chí đánh giá mối quan hệ giữa các biến sau:

Hình 11.6. Phép quay nhân tố



### 5.1.1. Kiểm định Bartlett

Kiểm định Bartlett (Bartlett's test of sphericity) dùng để xem xét ma trận tương quan có phải là ma trận đơn vị I (identity matrix), là ma trận có các thành phần (hệ số tương quan giữa các biến) bằng không và đường chéo (hệ số tương quan với chính nó) bằng 1. Nếu phép kiểm định Bartlett có  $p < 5\%$ , chúng ta từ chối giả thuyết không  $H_0$ .

(ma trận tương quan là ma trận đơn vị), nghĩa là các biến có quan hệ nhau.

### 5.1.2. Kiểm định KMO

Kiểm định KMO (Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy) là chỉ số dùng để so sánh độ lớn của hệ số tương quan giữa hai biến  $X_i$  và  $X_j$  với độ lớn của hệ số tương quan từng phần của chúng (Norusis 1994). Chỉ số này được tính như sau:

$$KMO = \frac{\sum_i \sum_{j \neq i} r_{X_i, X_j}^2}{\sum_i \sum_{j \neq i} r_{X_i, X_j}^2 + \sum_i \sum_{j \neq i} a_{X_i, X_j}^2}$$

Tính cho từng biến đo lường  $X_i$ :

$$MSA_{X_i} = \frac{\sum_{j \neq i} r_{X_i, X_j}^2}{\sum_{j \neq i} r_{X_i, X_j}^2 + \sum_{j \neq i} a_{X_i, X_j}^2}$$

Trong đó  $r_{X_i, X_j}$  là hệ số tương quan giữa biến  $X_i$  và  $X_j$ , và  $a_{X_i, X_j}$  là hệ số tương quan riêng phần (PCor) của  $X_i$  và  $X_j$ .

Như vậy,  $KMO \rightarrow 1$  khi  $a_{ij} \rightarrow 0$ . KMO càng lớn càng tốt vì phần chung giữa các biến càng lớn. Để sử dụng EFA, KMO phải lớn hơn 0.50. Kaiser (1974) đề nghị  $KMO \geq 0.90$ : rất tốt;  $KMO \geq 0.80$ : tốt;  $KMO \geq 0.70$  được;  $KMO \geq 0.60$ : tạm được;  $KMO \geq 0.50$ : xấu; và,  $KMO < 0.50$ : không thể chấp nhận được. Tương tự như vậy cho MSA. SPSS cho chúng ta kiểm định những tiêu chí này (Bảng 11.5g,h). Tuy nhiên, cũng cần chú ý, trong thực tế, với sự hỗ trợ của các phần mềm xử lý thống kê như SPSS và chúng ta có thể nhìn vào kết quả trọng số nhân tố và phương sai trích đạt yêu cầu thì vấn đề



kiểm định Bartlett, KMO và MSA không còn ý nghĩa nữa vì chúng luôn luôn đạt yêu cầu.

## 5.2. Kích thước mẫu

Để sử dụng EFA chúng ta cần kích thước mẫu lớn. Vấn đề xác định kích thước mẫu phù hợp là vấn đề phức tạp. Thông thường dựa theo kinh nghiệm. Trong EFA, kích thước mẫu thường được xác định dựa vào (1) kích thước tối thiểu và (2) số lượng biến đo lường đưa vào phân tích. Hair & ctg (2006) cho rằng để sử dụng EFA, kích thước mẫu tối thiểu phải là 50, tốt hơn là 100 và tỉ lệ quan sát (observations)/biến đo lường (items) là 5:1, nghĩa là 1 biến đo lường cần tối thiểu là 5 quan sát, tốt nhất là 10:1 trở lên.

Lấy ví dụ chúng ta có 9 biến đưa vào phân tích, nếu lấy tỉ lệ 5:1, kích thước mẫu là  $9 \times 5 = 45$ . Tuy nhiên, kích thước này nhỏ hơn kích thước tối thiểu. Vì vậy, chúng ta phải cần mẫu là 50 (100 thì tốt hơn). Nếu chúng ta có 30 biến và dùng tỉ lệ 5:1, chúng ta cần kích thước mẫu là  $30 \times 5 = 150$ . Kích thước này lớn hơn kích thước tối thiểu, vì vậy chúng ta phải có mẫu tối thiểu là 150 quan sát.

## 5.3. Tạo giá trị cho nhân tố

Một vấn đề nữa trong nghiên cứu là một khái niệm nghiên cứu được đo lường bằng nhiều biến đo lường. Tuy nhiên, trong đa số các phân tích tiếp theo (vd, hồi qui, ANOVA, vv), một khái niệm phải là một biến (được đo lường bằng một biến). Vì vậy, chúng ta cần phải tạo giá trị (score construction) cho khái niệm nghiên cứu. Chỉ trong trường hợp sử dụng phương pháp phân tích nhân tố khẳng định CFA chúng ta không cần làm điều này vì mô hình SEM (trong đó CFA là mô hình đo lường) thực hiện điều này đồng thời. Có nhiều cách thức xây dựng biến cho nhân tố. Một là, chúng ta có thể lấy tổng hoặc trung bình của các biến đo lường để tạo thành giá trị cho khái niệm. Khi thực hiện điều này, chúng ta giả định là các biến đều có giá trị như nhau để đo lường khái niệm nghiên cứu ( $\lambda_i \approx \lambda_j$ ). Vì vậy, cần

chú ý là chúng ta chỉ làm được điều này cho các thang đo đơn hướng (Gerbing & Anderson 1988). Vì vậy chúng ta cần phải đánh giá tính đơn hướng của chúng.

Hai là, sử dụng cách tính giá trị nhân tố theo kết quả của EFA. Có nhiều cách tính giá trị nhân tố. Ba cách tính phổ biến (SPSS sử dụng) là hồi qui, Bartlett và Anderson-Rubin, và dựa trên cơ sở  $F_j$  là tổ hợp tuyến tính của các biến đo lường  $X_i$  (Norusis 1994):

$$\hat{F}_{jn} = \sum_{i=1}^k w_{ji} X_{in}$$

Trong đó:

$\hat{F}_{jn}$ : giá trị ước lượng của nhân tố  $F_j$  tại quan sát thứ  $n$  (đối tượng nghiên cứu  $n$ ,  $n = 1, 2, \dots, n$ ),

$k$ : số lượng biến đo lường.

Chú ý  $\hat{F}_{jn}$  là giá trị ước lượng, không phải giá trị chính xác. Nếu sử dụng phép trích thành phần chính PCA thì nó là giá trị chính xác và ba cách tính giá trị nhân tố: hồi qui, Bartlett và Anderson-Rubin, đều cho cùng kết quả. Chú ý thêm là các giá trị tạo nên đều đã được chuẩn hóa (có trung bình = 0 và phương sai = 1).

## 6. Đánh giá giá trị thang đo bằng EFA

Để đánh giá thang đo, chúng ta cần xem xét ba thuộc tính quan trọng trong kết quả EFA: (1) số lượng nhân tố trích được, (2) trọng số nhân tố, và tổng phương sai trích.



### 6.1. Số lượng nhân tố trích

Công việc đầu tiên trong kiểm tra kết quả thang đo là xem xét số lượng nhân tố trích cho phù hợp với giả thuyết ban đầu về số lượng thành phần của thang đo (nếu khái niệm đa hướng) hoặc số lượng khái niệm đơn hướng. Nếu đạt được điều này, chúng ta có thể kết luận là các khái niệm nghiên cứu (đơn hướng) hoặc các thành phần của một khái niệm đa hướng đạt được giá trị phân biệt.

Ví dụ đối với thang đo năng lực giảng viên, giả thuyết ban đầu có là khái niệm này có ba thành phần. Kết quả EFA, lấy ví dụ cách trích PAF trích được ba nhân tố (Bảng 11.5b). Như vậy, sơ bộ, về mặt số lượng các thành phần là đạt yêu cầu. Tuy nhiên, vấn đề này chưa đủ. Lý do là có thể EFA vẫn trích được ba thành phần nhưng các biến đo lường các thành phần không như giả thuyết ban đầu. Vì vậy, chúng ta cần phải xem xét chi tiết các biến.

Chúng ta thấy, thành phần giảng viên đo lường bằng ba biến ( $X_1$ ,  $X_2$ , và  $X_3$ ), tổ chức lớp học đo lường bằng bốn biến ( $X_4$ ,  $X_5$ ,  $X_6$ , và  $X_7$ ), và tương tác lớp học được đo lường bằng bốn biến ( $X_8$ ,  $X_9$ ,  $X_{10}$  và  $X_{11}$ ). Kết quả EFA (Bảng 11.5e) cho thấy các biến này đều nằm ở những thành phần như đã giả thuyết. Vì vậy, về mặt nhân tố, thang đo này phù hợp.

Vấn đề đặt ra ở đây là nếu số lượng nhân tố trích và các biến không phù hợp như giả thuyết đã có: vì sao và giải quyết như thế nào trong thực tiễn nghiên cứu.

#### 6.1.1. Số lượng nhân tố trích không phù hợp

Số lượng nhân tố trích không phù hợp: lớn hơn hoặc nhỏ hơn giả thuyết ban đầu. Nguyên nhân có thể là do dữ liệu chúng ta thu thập không đạt yêu cầu, ví dụ như phỏng vấn không đạt, câu hỏi (biến) không rõ ràng gây hiểu nhầm cho đối tượng nghiên cứu (người trả lời), đối tượng nghiên cứu không thực sự hợp tác (trả lời các câu hỏi lắt lết, không chú tâm vào chúng), nhập dữ liệu sai, đặc biệt là không



làm sạch chúng, vv. Vì vậy, chúng ta cần phải làm lại chặt chẽ các công việc này.

Hai là, nếu số lượng nhân tố nhỏ hơn, nghĩa là có ít nhất hai thành phần gộp lại thành một. Nếu trường hợp này xảy ra, chúng ta cần xem xét lại lý thuyết xây dựng khái niệm. Có thể hai khái niệm nào đó về mặt lý thuyết là hai khái niệm khác nhau (đa hướng) nhưng trong thực tiễn chúng là một khái niệm đơn hướng (xem Chương 8). Đây là trường hợp phổ biến trong khoa học xã hội (Bollen & Hoyle 1991).

Ba là, nếu số nhân tố trích được lớn hơn giả thuyết về số lượng nhân tố ban đầu. Điều này xảy ra có thể là do chúng thực sự là hai khái niệm đơn hướng. Vì vậy, chúng ta cũng cần xem lại lý thuyết dùng để xây dựng khái niệm và xem xét cho bối cảnh nghiên cứu cụ thể. Nhiều khái niệm ở thị trường này là đa hướng nhưng ở thị trường khác thì đơn hướng. Vì vậy, khi giải thích vấn đề này, lý thuyết không chưa đủ, chúng ta cần thực tiễn (dữ liệu tại thị trường đang nghiên cứu). Để làm điều này, nghiên cứu định tính tiếp theo là công cụ phù hợp để diễn giải và kết luận về kết quả. Như vậy, chúng ta đã chuyển dần nghiên cứu từ khẳng định sang khám phá (xem Chương 1).

Cũng cần chú ý thêm là, nếu số lượng nhân tố không phù hợp với giả thuyết về nhân tố ban đầu và chúng ta lý giải được, chúng ta cần phải điều chỉnh mô hình lý thuyết của chúng ta cùng với các giả thuyết về mối quan hệ của các khái niệm trong mô hình trước khi kiểm định mô hình lý thuyết và các giả thuyết.

#### 6.1.2. Biến không nhóm vào nhân tố như đã giả thuyết

Trong trường hợp một số biến chúng ta giả thuyết đo lường một khái niệm (vd, A) nhưng kết quả EFA cho thấy chúng lại nhóm vào một nhân tố khác (vd, B). Đây thuộc vào vấn đề xây dựng các biến đo lường. Như đã giới thiệu trên đây, nguyên nhân có thể do dữ liệu không đạt yêu cầu do đối tượng nghiên cứu không hợp tác, hiểu

nhằm câu hỏi, hoặc câu hỏi không được thiết kế và kiểm tra cẩn thận nên nội dung của nó không thật sự đo lường khái niệm cần đo lường.

Kiểm tra lại lý thuyết và sử dụng nghiên cứu định tính sẽ giúp chúng ta quyết định được vấn đề này. Nếu các biến này thực sự không đo lường khái niệm cần đo, chúng ta sẽ loại chúng đi và phân tích EFA trở lại cho các biến còn lại. Nếu chúng thật sự đo lường khái niệm mà nó đang đo (B) thì chúng ta chỉ cần điều chỉnh lại thang đo trong phần thiết kế thang đo.

## 6.2. Trọng số nhân tố và tổng phương sai trích

Vấn đề xem xét tiếp theo trong sử dụng EFA đánh giá thang đo là trọng số nhân tố và tổng phương sai trích. Trọng số nhân tố của biến  $X_i$  trên nhân tố mà nó là một biến đo lường sau khi quay phải cao và các trọng số trên các nhân tố khác nó không đo lường phải thấp. Đạt được điều kiện này, thang đo đạt được giá trị hội tụ.

Vấn đề đặt ra là cao đến đâu và thấp đến đâu (chênh lệch giữa trọng số trên nhân tố nó đo lường, ví dụ A, và nhân tố không đo lường, ví dụ B)?

Một là, trọng số nhân tố biến  $X_i$  (nhân tố A, tác động vào  $X_i$ ) phải cao ở mức độ mà phần chung phải lớn hơn hoặc bằng phần riêng và sai số. Hay nói cách khác, trên 50% phương sai của  $X_i$  được giải thích bởi A. Điều này có nghĩa là  $h_i^2 = \lambda_i^2 \geq 0.50(50\%) \Rightarrow \lambda_i \geq 0.707$  (xem lại phần phân tích một nhân tố). Tuy nhiên, thang đo bao gồm nhiều biến đo lường, vì vậy, trong thực tiễn nghiên cứu,  $\lambda_i \geq 0.50$  là giá trị chấp nhận. Trong trường hợp  $\lambda_i < 0.50$  chúng ta có thể xóa biến  $X_i$  vì nó thực sự không đo lường khái niệm chúng ta cần đo lường.

Tuy nhiên, cần chú ý những giá trị này chỉ về mặt thống kê. Trong nghiên cứu, thống kê là công cụ chứ không phải tất cả. Vấn đề loại bỏ biến có trọng số thấp cần chú ý đến giá trị nội dung của biến



đó đóng góp vào giá trị nội dung của khái niệm nó đo lường. Nếu  $\lambda_i$  quá nhỏ, nhưng giá trị nội dung của nó đóng vai trò quan trọng trong thang đo, chúng ta bắt buộc phải loại nó, và như vậy, thang đo không đạt yêu cầu và chúng ta bắt buộc phải thiết kế lại thang đo. Nếu  $\lambda_i$  không quá nhỏ, ví dụ  $\lambda_i = 0.40$ , chúng ta không nên loại nó.

Hai là, chênh lệch trọng số:  $\lambda_{iA} - \lambda_{iB} < 0.30$  là giá trị thường được các nhà nghiên cứu chấp nhận. Nếu hai trọng số này tương đương nhau thì biến  $X_i$  này vừa đo lường A và cũng vừa đo lường B. Vì vậy, chúng ta cần loại bỏ biến này. Tuy nhiên, cũng tương tự như trên, chúng ta cần xem xét đóng góp của biến đo lường này vào giá trị nội dung của khái niệm trước khi ra quyết định loại bỏ hay không loại bỏ nó.

Cuối cùng là, khi đánh giá kết quả EFA chúng ta cần xem xét phần tổng phương sai trích TVE. Tổng này thể hiện các nhân tố trích được bao nhiêu phần trăm của các biến đo lường. Tương tự như trong trường hợp xem xét từng biến  $X_i$ , tổng này phải đạt từ 50% trở lên, nghĩa là phần chung phải lớn hơn phần riêng và sai số (từ 60% trở lên là tốt). Thỏa được điều kiện này, chúng ta kết luận là mô hình EFA phù hợp.

Một chú ý nữa là trọng số nhân tố, tổng phương sai trích trong PCA thường cao hơn so với các phương pháp trong CFM vì PCA có mục tiêu là trích được nhiều phương sai của các biến đo lường.

### 6.3. Chiến lược phân tích EFA để đánh giá thang đo

Một vấn đề cũng được nhiều nhà nghiên cứu quan tâm là khi sử dụng EFA để đánh giá thang đo, chúng ta nên đánh giá từng thang đo riêng lẻ hay xem xét chúng trong cùng một lúc. Lấy ví dụ, mô hình nghiên cứu của chúng ta có 5 khái niệm nghiên cứu A, B, C, D, và E. Trong đó A, B, C, và D là khái niệm (biến) độc lập và E là khái niệm (biến) phụ thuộc.



Để trả lời cho câu hỏi này chúng ta chú ý là trong đánh giá độ tin cậy của thang đo (Chương 10), chúng ta sử dụng phương pháp đánh giá độc lập, nghĩa là đánh giá từng thang đo cho từng khái niệm riêng lẻ và không xem xét mối quan hệ giữa các thang đo với nhau. Trong khi đó, sử dụng EFA để đánh giá giá trị thang đo là phương pháp đánh giá liên kết: đánh giá thang đo của khái niệm này trong mối quan hệ của nó với thang đo các khái niệm khác. Cụ thể chúng ta xem xét: (1) các biến đo lường một khái niệm có đạt yêu cầu về trọng số ( $\lambda_i$  cao trên khái niệm chúng muốn đo) và (2) chúng chỉ đo lường khái niệm chúng muốn đo hay cùng đo lường các khái niệm khác (thông qua trọng số  $\lambda_i$  của nó trên các khái niệm khác).

Nếu chúng ta sử dụng EFA cho từng thang đo riêng lẻ, chúng ta không thể trả lời vấn đề thứ hai nêu trên. Còn vấn đề thứ nhất thì tương tự như phân tích Cronbach alpha: nếu các biến cùng đo lường một khái niệm nghiên cứu có mối quan hệ chặt chẽ với nhau (hệ số tương quan giữa các biến lớn) thì Cronbach alpha sẽ cao và trọng số  $\lambda_i$  trong EFA cũng cao. Vì vậy, nếu dùng EFA để đánh giá từng thang đo riêng lẻ, kết quả của nó hầu như không mấy giá trị. Vì thế, chúng ta không nên sử dụng EFA để đánh giá giá trị của từng thang đo. Tuy nhiên, nếu chưa có nhiều kinh nghiệm trong phân tích EFA, chúng ta có thể đánh giá từng thang đo riêng lẻ: xem xét trọng số  $\lambda$  của biến đo lường trên từng khái niệm trước, nếu biến nào có trọng số  $\lambda$  nhỏ và không vi phạm giá trị nội dung chúng ta loại trước, rồi liên kết chúng với nhau. Hoặc là, có những biến hầu như là biến rác (nhưng chưa rõ ràng trong phân tích Cronbach alpha) kết hợp với một số biến khác trong thang đo tạo thành nhân tố giả, nên cần loại trước. Nhưng chiến lược này chỉ mang tính thực tập nhiều hơn.

Cũng cần chú ý là trong thực tiễn nghiên cứu, chúng ta thường dùng EFA để đánh giá sơ bộ thang đo. Trong nghiên cứu sơ bộ, do kích thước mẫu thường nhỏ (để tiết kiệm thời gian và chi phí), nếu xem xét tất cả các thang đo cùng một lúc, chúng ta gặp khó khăn về kích thước mẫu. Vì vậy, chúng ta có thể sử dụng chiến lược sau:

1. Dùng EFA cho từng khái niệm đa hướng, nếu có trong mô hình nghiên cứu: xem xét các thành phần của nó, và dùng EFA cho tất cả các khái niệm đơn hướng. Chiến lược này không hoàn chỉnh vì chúng ta không xem xét được sự kết hợp giữa thang đo đơn hướng và đa hướng (các thành phần của thang đo đa hướng với các thang đo đơn hướng). Vì vậy, nó chỉ nên dùng để đánh giá sơ bộ và sau đó tiếp tục đánh giá khi có mẫu lớn hơn (vd, nghiên cứu chính thức) và/hoặc phương pháp đánh giá tiếp (vd, phân tích nhân tố khẳng định CFA).
2. Sử dụng cặp, nghĩa là đánh giá từng cặp với nhau. Phương pháp này hoàn chỉnh hơn, tuy nhiên tốn nhiều thời gian hơn nếu số lượng khái niệm nghiên cứu trong mô hình lớn. Nếu chúng ta có  $n$  khái niệm nghiên cứu chúng ta có đến  $\frac{1}{2}n(n-1)$  cặp. Ví dụ, chúng ta có năm khái niệm: A, B, C, D, và E, chúng ta có tổng cộng 10  $[\frac{1}{2}5(5-1)]$  cặp nhân tố cần đánh giá.

Ví dụ Nguyen (2009a) trong một nghiên cứu về các yếu tố địa phương tác động vào sự hài lòng của doanh nghiệp đo lường hai khái niệm đa hướng: cơ sở hạ tầng đầu tư và dịch vụ chính quyền. Tác giả dùng EFA cho từng khái niệm đa hướng trên và khám phá được khái niệm cơ sở hạ tầng đầu tư bao gồm ba thành phần: hạ tầng cơ bản, mặt bằng, và lao động. Khái niệm dịch vụ chính phủ cũng bao gồm ba thành phần: hỗ trợ chính quyền, dịch vụ kinh doanh, và ưu đãi đầu tư.

Một vấn đề tiếp theo nữa là các tính giá trị nhân tố. Nếu dùng giá trị nhân tố do EFA tạo ra (sử dụng lệnh Save as variables trong SPSS) để phân tích tiếp theo cần chú ý đến phép quay. Nếu sử dụng phép quay vuông góc và trong đó có biến phụ thuộc thì các nhân tố này không có tương quan nhau: nghĩa là các biến độc lập và biến phụ



thuộc không có quan hệ với nhau. Vì vậy, không được đưa biến phụ thuộc vào chung với biến độc lập để xử lý EFA cùng một lúc khi sử dụng phép quay vuông góc và sử dụng giá trị nhân tố do EFA tạo ra.

Tuy nhiên, cũng cần chú ý là nếu làm như vậy (tách biến phụ thuộc riêng) thì chúng ta không thể đánh giá được giá trị hội tụ của thang đo khái niệm (biến) phụ thuộc cũng như giá trị phân biệt<sup>2</sup> giữa biến phụ thuộc với các biến độc lập. Vì vậy, phương pháp phù hợp nhất là dùng tổng hoặc trung bình của các biến đo lường các nhân tố trong mô hình cho các phân tích tiếp theo (vd, hồi qui). Chúng ta không nên dùng giá trị nhân tố do EFA tạo ra do hai lý do (1) như đã nêu trên, và (2) giá trị nhân tố tính tất cả các biến đo lường đưa vào phân tích chứ không phải chỉ các biến đo lường của khái niệm nó (xem lại công thức tính trọng số nhân tố ở phần trước).

Lấy ví dụ, chúng ta có ba khái niệm A, B, và C. Khái niệm A được đo lường bằng ba biến quan sát, B đo lường với bốn biến và C với năm biến. EFA tính giá trị cho khái niệm A bao gồm cả 12 biến biến sát (3 biến của chính nó, với trọng số lớn, và 9 biến của B và C, với trọng số nhỏ). Như vậy, về mặt lý thuyết là không phù hợp. Do vậy, nếu chúng ta thực hiện hai phương pháp (lấy tổng và lấy giá trị nhân tố do EFA tạo nên), chúng ta thu được kết quả khác nhau. Khác nhau nhiều hay ít tùy thuộc vào sự khác biệt về trọng số giữa các biến đo lường và các biến không đo lường của một khái niệm.

Một điểm nữa cũng cần lưu ý là giá trị nhân tố (biến) do EFA tạo nên là giá trị đã chuẩn hóa (trung bình = 0 và phương sai = 1). Vì vậy, chúng có một số hạn chế trong các phân tích tiếp theo. Lấy ví dụ, khi chúng ta dùng phân tích hồi qui (giới thiệu ở Chương 13) với mục đích là so sánh trọng số hồi qui giữa các mẫu với nhau thì không thực hiện được vì lúc này chúng ta cần trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa.

---

<sup>2</sup> Cũng lưu ý thêm là dùng EFA để đánh giá giá trị phân biệt chỉ mang tính tham khảo. Chúng ta cần phải kiểm định hệ số tương quan giữa hai khái niệm để xem nó có khác 1 hay không. Để đánh giá giá trị phân biệt chúng ta phải dùng phương pháp MTMM (MultiTrait-MultiMethod; xem Campbell & Fiske 1959).



Để kết luận, chúng ta cần phân biệt mục tiêu sử dụng EFA: để đánh giá thang đo hay để rút gọn một tập biến. Khi sử dụng EFA để rút gọn một tập biến quan sát thành một tập  $F$  nhân tố có ý nghĩa hơn, chúng ta có thể dùng giá trị do SPSS tạo ra theo công thức đã giới thiệu. Tuy nhiên, khi sử dụng EFA để đánh giá thang đo, chúng ta cần lấy tổng (hoặc trung bình) để tính giá trị cho các nhân tố (biến tiềm ẩn) cho phân tích tiếp theo.

## 7. Phân tích EFA với SPSS

SPSS cho chúng ta cách thức thực hiện phân tích EFA rất dễ dàng và thuận tiện: Trình tự thực hiện như sau:

*Analyze* → *Data reduction* → *Factor* → đưa tất cả các biến cần phân tích vào hộp *Variables* → *Extraction*: Chọn phép trích thích hợp (vd, *Principal Components*, *Principal Axis Factoring*, vv) → chọn điểm dừng: mặc định là *eigenvalue = 1*, nếu muốn dùng điểm uốn thì nhấn chuột trái vào *Scree plot*, nếu muốn xác định số lượng nhân tố trước → đánh số lượng nhân tố vào ô *Number of factors* → *Continue* → *Rotation*: chọn phép quay mong muốn: vuông góc, vd, *Varimax* hoặc không vuông góc, vd, *Promax* → *Scores*: nếu muốn biến đổi nhân tố thành một biến để sử dụng cho phân tích tiếp theo (vd, hồi qui): nhấn chuột trái vào *Save as variables* và chọn phương pháp phù hợp (vd, *regression*) → *Continue* → nếu muốn kiểm định KMO và Bartlett hoặc một số tham số khác như thống kê mô tả: vào *Descriptives* và nhấn chuột trái vào *KMO and Bartlett's test of sphericity*, vv, → *OK*: chúng ta có kết quả mong muốn.

## TÓM TẮT CHƯƠNG 11

Chương 11 giới thiệu phân tích nhân tố EFA và cách sử dụng nó để đánh giá giá trị thang đo. Phân tích nhân tố khám phá EFA là tập kỹ thuật phân tích thống kê có liên hệ nhau dùng để rút gọn một tập K biến quan sát thành một tập F ( $F < k$ ) các nhân tố có ý nghĩa hơn. Cơ sở của việc rút gọn này dựa vào mối quan hệ tuyến tính của các nhân tố với các biến nguyên thủy.

Phương pháp EFA thuộc nhóm các phương pháp phân tích đa biến phụ thuộc lẫn nhau vì các biến được đưa vào phân tích không có biến độc lập và phụ thuộc mà chúng cùng phụ thuộc lẫn nhau. Để xem xét hành vi của các thành phần trong mô hình EFA chúng ta xem xét ba trường hợp của EFA, (1) EFA một nhân tố, (2) EFA hai nhân tố độc lập, và EFA hai nhân tố phụ thuộc. Trong phân tích EFA chúng ta có hai ma trận quan trọng để xem xét khi đánh giá các thang đo, đó là ma trận các trọng số nhân tố và ma trận các hệ số tương quan.

Có hai nhóm trích nhân tố chính: (1) mô hình nhân tố chung, gọi tắt là CFM, và (2) mô hình thành phần chính PCA. Phương pháp PCA trích được nhiều phương sai hơn CFM nên được sử dụng khi chúng ta muốn trích được nhiều phương sai từ các biến đo lường với số lượng thành phần nhỏ nhất để phục vụ cho mục tiêu dự báo tiếp theo. Phương pháp CFM phản ánh cấu trúc dữ liệu chính xác hơn PCA nên thường được sử dụng để đánh giá thang đo lường.

Để chọn số lượng nhân tố, ba phương pháp thường được sử dụng là: (1) tiêu chí eigenvalue, (2) tiêu chí điểm uốn, và (3) xác định trước số lượng nhân tố. Để dễ dàng trong diễn giải kết quả EFA, người ta thường dùng phương pháp quay nhân tố để dễ dàng diễn giải kết quả. Có thể quay (1) vuông góc hay (2) không vuông góc. Để xác định sự phù hợp khi dùng EFA, có thể dùng kiểm định Bartlett hoặc KMO.



Về kích thước mẫu, EFA cần kích thước mẫu lớn. Kích thước mẫu được xác định dựa vào kinh nghiệm, tối thiểu phải là 50, tốt hơn là 100 và tỉ lệ quan sát/biến đo lường tối thiểu là 5:1.

Có nhiều cách thức xây dựng biến cho nhân tố. Một là, chúng ta có thể lấy tổng hoặc trung bình của các biến đo lường để tạo thành giá trị cho khái niệm. Hai là, sử dụng cách tính giá trị nhân tố theo kết quả của EFA. Phương pháp lấy tổng phù hợp nhất khi sử dụng EFA để đánh giá thang đo để dùng cho các phương pháp phân tích tiếp theo.

Để đánh giá thang đo, chúng ta cần xem xét ba thuộc tính quan trọng trong kết quả EFA: (1) số lượng nhân tố trích được, (2) trọng số nhân tố, và (3) tổng phương sai trích. Chúng ta không nên sử dụng EFA để đánh giá giá trị của từng thang đo mà nên đánh giá cùng một lúc các thang đo trong mô hình nghiên cứu.



## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 11

1. EFA được dùng để đánh giá những tiêu chí gì của thang đo? Cho ví dụ minh họa?
2. Khi dùng EFA, khi nào sử dụng phép trích nhân tố chung CFM và khi nào sử dụng phép trích thành phần chính PCA? Cho ví dụ minh họa?
3. Khi dùng EFA để đánh giá thang đo, vì sao chúng ta phải dùng phép quay? Trong trường hợp nào sử dụng phép quay vuông góc và trường hợp nào sử dụng phép quay quan không vuông góc? Cho ví dụ minh họa?
4. Vì sao chúng ta phải kiểm định Bartlett và KMO khi sử dụng EFA? Cho biết ý nghĩa và so sánh chúng với nhau?
5. Khi dùng EFA để đánh giá thang đo, tổng phương sai trích nói lên điều gì của thang đo? Cho ví dụ minh họa?
6. Trọng số nhân tố của một biến đo lường nói lên điều gì của biến đo lường đó? Cho ví dụ minh họa?
7. Khi một biến đo lường có trọng số đều lớn trên hai nhiều khái niệm nghiên cứu trong EFA thì biến đo lường này nói lên điều gì trong đo lường và xử lý biến này như thế nào? Cho ví dụ minh họa?
8. Nhà nghiên cứu A, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, đánh giá thang đo đo lường ba khái niệm nghiên cứu sau đây:
  1. Tính lạc quan của nhân viên (ký hiệu là LQ)
  2. Tính kiên định của nhân viên (ký hiệu là KĐ)
  3. Kết quả công việc của nhân viên (ký hiệu là KQ)

Tính lạc quan của nhân viên (LQ) được đo lường bằng 4 biến quan sát; Tính kiên định của nhân viên (KD) được đo lường bằng 5 biến quan sát; và hiệu quả công việc của nhân viên (KQ) được đo lường bằng 6 biến quan sát.

Sau khi phân tích Cronbach alpha, nhà nghiên cứu A tiếp tục dùng phân tích nhân tố khám phá EFA để đánh giá thang đo. Kết quả EFA cho thấy nhà nghiên cứu A loại 1 biến quan sát trong thang đo LQ, 1 biến trong thang đo KD và 2 biến quan sát trong thang đo KQ. Hãy cho biết phân tích EFA giúp nhà nghiên cứu đánh giá những gì của các thang đo trên và cho biết những lý do nào có thể dẫn đến việc loại bỏ các biến quan sát đó?

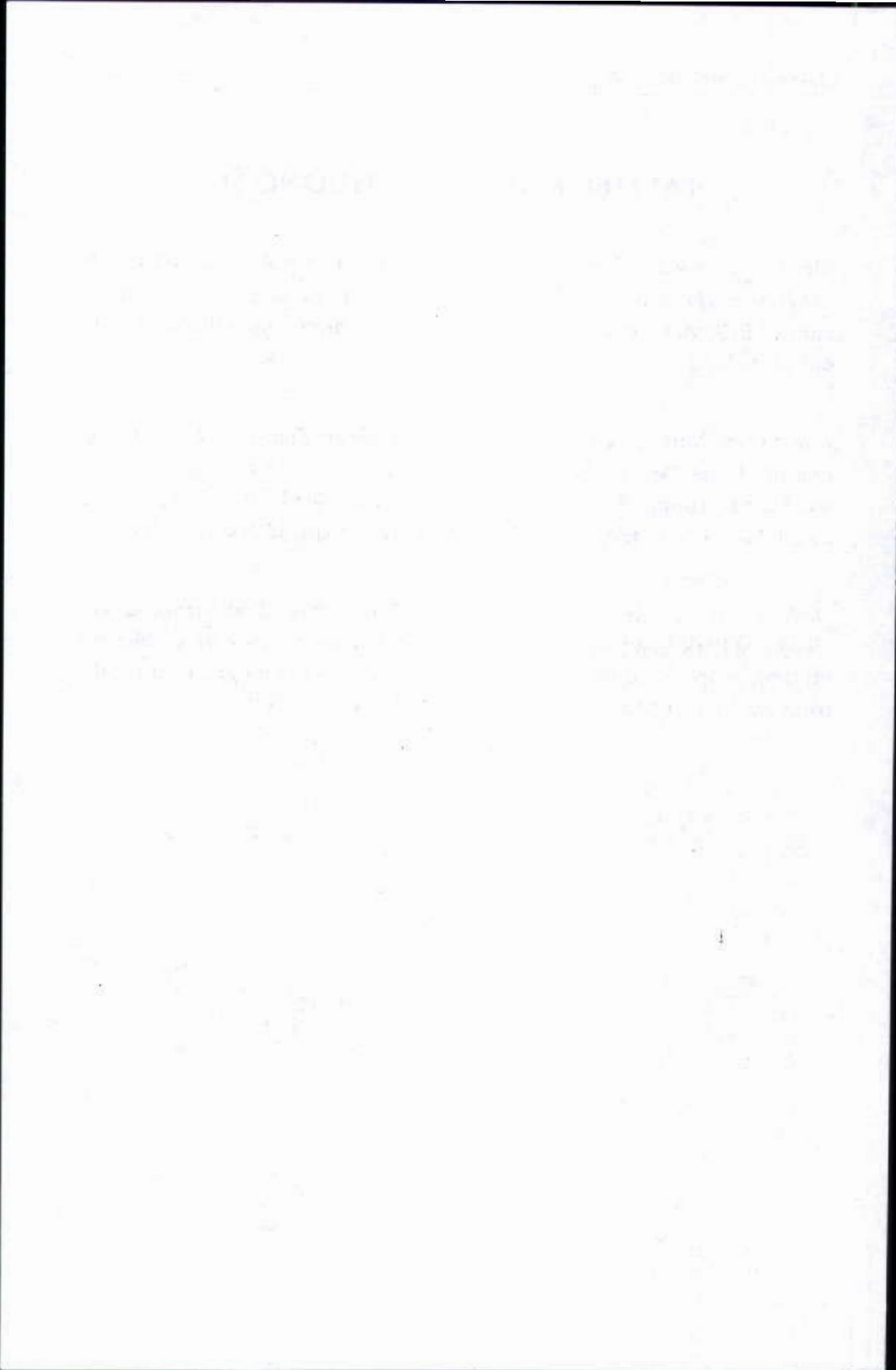
## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 11

Kim J-O & Mueller CW (1978a), *Introduction to Factor Analysis: What It Is and How to Do It*, Beverly Hills CA: Sage: Đây là tài liệu giáo khoa nhập môn về EFA viết ở dạng ứng dụng EFA, không dùng nhiều thuật toán, dễ đọc và dễ hiểu.

Kim J-O & Mueller CW (1978b), *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*, Beverly Hills CA: Sage: Tài liệu giáo khoa nâng cao so với quyển trên. Tương tự như quyển trên, dành cho các nhà nghiên cứu trong ngành khoa học xã hội, không dùng nhiều thuật toán, dễ đọc và dễ hiểu.

DeVellis RF (2003), *Scale Development: Theory and Applications*, 2<sup>nd</sup>ed, Newbury Park CA: Sage: Quyển sách trình bày rất cô đọng và dễ hiểu về phương pháp xây dựng và đánh thang đo cho khái niệm nghiên cứu. Sách trình bày khá đầy đủ về sử dụng EFA để đánh giá thang đo.





*Chương 12***Mô hình t-test và ANOVA:  
Kiểm định khác biệt trung bình**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *Vấn đề nghiên cứu với t-test và ANOVA*
2. *Mô hình t-test*
3. *Mô hình ANOVA*

### 1. Vấn đề nghiên cứu

Trong nghiên cứu khoa học chúng ta thường gặp vấn đề nghiên cứu là so sánh trung bình của các đám đông. Lấy ví dụ, nhà nghiên cứu thường phải trả lời các câu hỏi nghiên cứu sau:

- Q1. Có sự khác biệt về kết quả học tập giữa sinh viên nam và nữ không?
- Q2. Động cơ làm việc của nhân viên nam và nữ có khác nhau không?
- Q3. Chất lượng sống trong học tập của sinh viên tại TPHCM và sinh viên ngoài TPHCM có khác nhau không?
- Q4. Có sự khác biệt về kết quả kinh doanh của doanh nghiệp nhà nước, doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài và doanh nghiệp tư nhân không?
- Q5. Thái độ đối với một thương hiệu nào đó có khác nhau giữa người tiêu dùng có mức thu nhập khác nhau (vd, thấp, trung bình và cao) không? vv.

Để trả lời các câu hỏi nghiên cứu trên, chúng ta cần phải kiểm định các giả thuyết về sự khác biệt các trung bình của các đám đông, vd, nam và nữ, doanh nghiệp nhà nước, doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài, doanh nghiệp tư nhân, vv. Ví dụ, giả thuyết cho các câu hỏi nghiên cứu trên có dạng như sau:

- H1. Kết quả học tập của sinh viên nam cao hơn sinh viên nữ.
- H2. Động cơ làm việc của nhân viên nam cao hơn nhân viên nữ.
- H3. Chất lượng sống trong học tập của sinh viên tại TPHCM cao hơn sinh viên ngoài TPHCM.



H4. Kết quả kinh doanh của doanh nghiệp nhà nước thấp hơn doanh nghiệp tư nhân và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp tư nhân thấp hơn doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài.

H5. Thái độ đối với một thương hiệu khác nhau giữa những người tiêu dùng có mức thu nhập khác nhau.

## 2. So sánh trung bình hai đám đông: t-test

### 2.1. So sánh hai trung bình đám đông $\mu_1$ và $\mu_2$

Để kiểm định sự khác biệt giữa trung bình hai đám đông chúng ta có hai trường hợp chọn mẫu (1) chọn mẫu theo cặp (matched pair) trong đó các phần tử mẫu được chọn theo cặp, mỗi biến thành phần của cặp thuộc vào mỗi đám đông và (2) chọn mẫu độc lập (independent samples) trong đó hai mẫu được chọn riêng biệt từ hai đám đông.

#### 2.1.1. Trường hợp mẫu cặp

Giả sử chúng ta có một mẫu ngẫu nhiên của các cặp biến  $(y_1, y_2)$  từ hai đám đông  $(Y_1, Y_2)$  có trung bình  $\mu_1$  và  $\mu_2$ . Gọi  $\bar{d}$  và  $S_d$  theo thứ tự là trung bình và độ lệch chuẩn của biến  $d_i = y_{1i} - y_{2i}$  và độ khác biệt giữa hai trung bình đám đông là  $D_0 = \mu_1 - \mu_2$ . Nếu đám đông của độ khác biệt có phân bố chuẩn, thì chúng ta dùng phép kiểm định t, với bậc tự do  $df = n - 1$ .

$$t_{n-1} = \frac{\bar{d} - D_0}{S_d / \sqrt{n}}$$

Ví dụ, nếu  $H_0: \mu_1 - \mu_2 \leq D_0$ ,  $H_R: \mu_1 - \mu_2 > D_0$  thì chúng ta quyết định từ chối  $H_0$  nếu  $t_{n-1} > t_{n-1, \alpha}$ . Nếu  $H_0: \mu_1 - \mu_2 \geq D_0$ ,  $H_R: \mu_1 - \mu_2 < D_0$  thì chúng ta quyết định từ chối  $H_0$  nếu  $t_{n-1} < -t_{n-1, \alpha}$ .

### 2.1.2. Trường hợp mẫu độc lập

Nếu không biết được phương sai  $\sigma_1^2$  và  $\sigma_2^2$ , nhưng biết  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ , chúng ta ước tính phương sai chung của đám đông và dùng phép kiểm định t với bậc tự do  $df = n_1 + n_2 - 2$ . Phương sai chung  $\sigma^2$  của đám đông được tính theo phương sai  $S_1^2$  và  $S_2^2$  của mẫu như sau:

$$\sigma^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

Giá trị thống kê của phép kiểm định t với bậc tự do  $df = n_1 + n_2 - 2$  được tính như sau:

$$t_{n_1+n_2-2} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - d_0}{\sigma \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 n_2}}}$$

### 2.1.3. Ví dụ so sánh hai trung bình đám đông, mẫu cặp

Giả sử một doanh nghiệp muốn đánh giá hai chương trình đào tạo (A và B) cho nhân viên để chọn một chương trình phù hợp. Giả thuyết nghiên cứu là: nhân viên đánh giá hai chương trình đào tạo này khác nhau. Để kiểm định giả thuyết này, doanh nghiệp thực hiện một nghiên cứu định lượng bằng cách chọn ngẫu nhiên một mẫu  $n = 20$  nhân viên (sẽ tham gia chương trình đào tạo) và đề nghị từng người đánh giá hai hai chương trình A và B theo thang đo quãng, năm điểm như sau:

Xin bạn vui lòng đánh giá mức độ phù hợp của hai chương trình đào tạo A và B theo thang điểm sau:

Chương trình A:				
Hoàn toàn không phù hợp			Hoàn toàn phù hợp	
1	2	3	4	5
Chương trình B:				
Hoàn toàn không phù hợp			Hoàn toàn phù hợp	
1	2	3	4	5

Sau khi thu thập và tóm tắt dữ liệu, kết quả thu được trình bày trong Bảng 12.1. Chúng ta thấy rằng, trong nghiên cứu này mẫu được chọn theo cặp (một nhân viên đánh giá cả hai chương trình đào tạo A và B). Nghĩa là hai mẫu này có mối liên hệ với nhau. Vì vậy, chúng ta dùng phép kiểm định t để kiểm định sự khác biệt.

Chúng ta tính trung bình  $\bar{d}$ , phương sai  $S_d$  của biến  $d_i$  (sai biệt) và giá trị kiểm định t, với  $n-1$  bậc tự do như sau:

$$\begin{aligned}\bar{d} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i = \frac{1}{20} 39 = 1.95 \\ S_d &= \sqrt{\frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n d_i^2 - n\bar{d}^2)} = \sqrt{\frac{1}{19} [117 - 20(1.95)^2]} = 1.468 \\ \Rightarrow t_{n-1} = t_{19} &= \frac{\bar{d} - d_0}{S_d / \sqrt{n}} = \frac{1.95 - 0}{1.468 / \sqrt{20}} = 5.94\end{aligned}$$

Tra hàm t trong EXCEL chúng ta có giá trị tới hạn của t với 19 bậc tự do và mức ý nghĩa  $\alpha = 5\%$  là:  $t_{19,05} = 2.093$  (kiểm định hai phía). Vì giá trị kiểm định (5.94) lớn hơn giá trị tới hạn (2.09), cho nên chúng ta quyết định chấp nhận giả thuyết nghiên cứu đã đưa ra (từ chối giả thuyết  $H_0$ ). Hay nói cách khác, nhân viên đánh giá hai chương trình đào tạo A và B khác nhau. Trong trường hợp này thì



chương trình A phù hợp hơn chương trình B (vì  $d_i = y_A - y_B$  có giá trị dương).

**Bảng 12.1. Kết quả đánh giá của nhân viên**

Nhân viên	Điểm đánh giá chương trình		$d_i$	$d_i^2$
	A ( $y_A$ )	B ( $y_B$ )	$(y_A - y_B)$	
1	5	1	4	16
2	3	2	1	1
3	4	1	3	9
4	5	2	3	9
5	3	1	2	4
6	4	1	3	9
7	5	2	3	9
8	3	1	2	4
9	5	4	1	1
10	3	2	1	1
11	5	2	3	9
12	3	5	-2	4
13	5	4	1	1
14	3	2	1	1
15	4	2	2	4
16	5	2	3	9
17	3	3	0	0
18	4	3	1	1
19	5	1	4	16
20	5	2	3	9
Tổng			39	117

### 2.1.4. Sử dụng SPSS t-test mẫu cặp

Trở lại ví dụ Bảng 12.1 chúng ta tiến hành xử lý trên SPSS như sau:

*Analyze* → *Compare means* → *Paired Samples T-Test* →  
*Nhập cặp biến vào Paired Variables* → *OK*.

SPSS cho chúng ta kết quả trong các bảng sau đây: Bảng 12.2 (Paired samples statistics) cho chúng ta thống kê mô tả (trung bình Mean, độ lệch chuẩn Std Deviation, vv). Bảng 12.3 xem xét mối quan hệ giữa các hai lần đo lường. Mong muốn của chúng ta là chúng không có mối quan hệ. Kết quả cho thấy chúng không có quan hệ giữa A và B ( $p = .949$ ). Chú ý giá trị  $p$  trong SPSS ghi là sig (significant). Cuối cùng Bảng 12.4 cho chúng ta kết quả so sánh.

**Bảng 12.2. Paired Samples Statistics**

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error Mean
Pair	A	4.1000	20	.91191	.20391
	B	2.1500	20	1.13671	.25418

**Bảng 12.3. Paired Samples Correlations**

	N	Correlation	Sig.
Pair 1 A & B	20	-.015	.949

**Bảng 12.4. Paired Samples Test**

Paired Differences (A-B)					Sig		
Mean	Std Dev	Std Err Mean	95% Confidence Interval of the Difference		t	df	(2-tailed)
			Lower	Upper			
1.95	1.469	.32827	1.2629	2.6371	5.94	19	.000

### 2.1.5. Ví dụ 1: So sánh hai trung bình đám đông: mẫu độc lập

Giả sử chúng ta muốn biết có sự khác biệt về đánh giá sự phù hợp của một chương trình huấn luyện nhân viên giữa nam và nữ. Giả thuyết nghiên cứu  $H_a$  là có sự khác nhau giữa nam và nữ trong đánh giá chương trình huấn luyện này (giả thuyết  $H_0$  là nam và nữ đánh giá chương trình này như nhau).

Để kiểm định giả thuyết trên, chúng ta thực hiện một nghiên cứu định lượng bằng cách chọn ngẫu nhiên  $n_1 = 150$  nhân viên nữ và  $n_2 = 160$  nhân viên nam (mẫu độc lập), phỏng vấn họ theo câu hỏi có thang đo quãng, năm điểm như sau:

Xin bạn vui lòng đánh giá tính phù hợp của chương trình đào tạo này:

Không phù hợp			Rất phù hợp	
1	2	3	4	5

**Bảng 12.5. Dữ liệu đánh giá chương trình đào tạo**

Nhóm nghiên cứu	Kích thước mẫu	Trung bình mẫu	Phương sai mẫu
Nữ	$n_1 = 150$	$\bar{y}_1 = 4.2$	$S_1^2 = .64$
Nam	$n_2 = 160$	$\bar{y}_2 = 3.6$	$S_2^2 = .81$

Sau khi thu thập và tóm tắt thông tin, kết quả thu được trình bày trong Bảng 12.5. Chúng ta thấy rằng, nghiên cứu này có mẫu độc lập, kích thước của hai mẫu đều lớn. Vì vậy, để kiểm định giả thuyết không  $H_0$  là trung bình đánh giá của hai nhóm nhân viên, nam và nữ ( $\mu_1 - \mu_2 = D_0 = 0$ ), chúng ta dùng phép kiểm định z. Giá trị kiểm định là:



$$z = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - D_0}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} = \frac{4.2 - 3.6}{\sqrt{\frac{.64}{150} + \frac{.81}{160}}} = 6.21$$

Giá trị tới hạn của kiểm định ở mức ý nghĩa  $\alpha = .05$ , tra hàm z trong EXCEL chúng ta có  $z_{\alpha/2} = 1.96$  (kiểm định hai phía). Giá trị này nhỏ hơn giá trị thống kê kiểm định (6.21) nên chúng ta chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_a$  (từ chối giả thuyết  $H_0$ ). Thông tin thu thập được cho thấy nhân viên nam và nữ đánh giá tính phù hợp của chương trình đào tạo đưa ra không giống nhau: so với nhân viên nam, nhân viên nữ đánh giá chương trình đào tạo này phù hợp hơn (nữ:  $\bar{y}_1 = 4.2 >$  nam:  $\bar{y}_2 = 3.6$ ; Bảng 12.5).

### 2.1.6. Ví dụ 2: So sánh trung bình đám đông: mẫu độc lập

Giả sử chúng ta muốn biết có sự khác nhau giữa nam và nữ về thái độ của họ đối với một chương trình quảng cáo dự định của một thương hiệu A. Chúng ta thực hiện một nghiên cứu một mẫu  $n = 307$  khách hàng bằng cách cho họ xem quảng cáo đó và hỏi họ theo câu hỏi với thang đo quãng năm điểm như sau:

Xin bạn vui lòng đánh giá quảng cáo này:

Rất ghét				Rất thích	
1	2	3	4	5	
Giới tính:					
				Nữ	1
				Nam	2

### 2.1.7. Sử dụng SPSS t-test mẫu độc lập

Kết quả được nhập vào ma trận dữ liệu với hai biến. Một biến là thái độ đối với quảng cáo với năm giá trị (từ 1 đến 5), và một biến là giới tính với hai giá trị (1: nữ và 2: nam). Để kiểm định thái độ trung bình của nam và nữ với quảng cáo này như nhau và hay khác nhau, chúng thực hiện trên SPSS như sau:

*Analyze* → *Compare Means* → *Independent-Samples T-Test* → Đưa biến thái độ vào ô biến kiểm định *Test Variable(s)* → Đưa biến giới tính vào ô biến phân nhóm *Grouping Variable* → Xác định nhóm *Define Groups:* Chúng ta có hai nhóm (1: nữ và 2: nam) → *Continue* → *OK*.

SPSS cho chúng ta kết quả trong các bảng sau đây. Bảng 12.6 là thống kê mô tả như trung bình, độ lệch chuẩn, kích thước mẫu, vv. Ví dụ, kết quả này cho thấy có 173 khách hàng nữ (giá trị 1) và 134 khách hàng nam (giá trị 2). Chú ý là mẫu độc lập nên kích thước của chúng không cần phải bằng nhau.

Bảng 12.7 cho chúng ta kết quả kiểm định. Kết quả cho thấy có sự khác biệt giữa hai trung bình trong đám đông ( $p = 0.000$ ). Như vậy, hai trung bình đám đông khác nhau. Trong trường hợp này  $\mu_1 > \mu_2$  (Bảng 12.6). Hay nói cách khác, khách hàng nữ đánh giá quảng cáo này cao hơn khách hàng nam.

**Bảng 12.6. Group Statistics**

Y	Giới tính	n	Mean	Std Dev	Std Error Mean
Thái độ	Nữ 1	173	3.76	.998	.076
	Nam 2	134	3.45	1.023	.088

**Bảng 12.7.Independent Samples Test**

	Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
	F	Sig.	t	df	Sig (2-tailed)	Mean Diff	Std Err Diff	95% Confidence Interval of the Diff	
								Lower	Upper
Equal variances assumed	.443	.506	2.72	305	.007	.32	.116	.087	.544
Equal variances not assumed			2.71	282.63	.007	.32	.116	.086	.544

Cũng cần chú ý thêm là để kiểm định t, trước tiên chúng ta phải kiểm định phương sai của hai mẫu (nữ và nam). Phép kiểm định này cho thấy giá trị p (dùng phép kiểm định F) có giá trị  $p = 0.506 > 0.05$ . Điều này có nghĩa là chúng ta chấp nhận giả thuyết là hai phương sai của của hai mẫu bằng nhau. Vì vậy khi đọc kết quả của kiểm định t chúng ta phải đọc ở dòng thứ nhất (equal variances assumed). Nếu giả sử giả định phương sai đồng nhất không chấp nhận ( $\text{sig } F < 5\%$ ), chúng ta phải đọc kết quả so sánh hai trung bình ở dòng thứ hai Bảng 12.10 (equal variances not assumed).

### 3. So sánh ba trung bình trở lên: mô hình ANOVA

ANOVA là tên gọi tắt của các phương pháp phân tích phương sai (ANalysis Of VAriance) được sử dụng để so sánh trung bình từ ba đám đông trở lên (nhớ lại t-test dùng để so sánh trung bình của hai đám đông). Mô hình ANOVA sử dụng phổ biến để so sánh trung bình các đám đông với dữ liệu khảo sát (survey data) và đặc biệt là dữ liệu thử nghiệm (experimental data). Cũng chú ý là dữ liệu khảo sát hay dữ liệu thử nghiệm, xử lý trên mô hình ANOVA, về cơ bản là như nhau. Điểm khác nhau là trong thiết kế để thu thập dữ liệu. Dữ



liệu thử nghiệm được thu thập thông qua các thiết kế thử nghiệm với các xử lý (treatments) theo mục đích nghiên cứu. Vì vậy, những phần tiếp theo trong chương này trình bày phương pháp ANOVA để so sánh trung bình nói chung, không phân biệt là dữ liệu khảo sát hay dữ liệu thử nghiệm.

### 3.1. Mô hình ANOVA

Các biến trong phương pháp ANOVA gồm một biến phụ thuộc định lượng  $Y_{ij}$  và một hay nhiều biến độc lập  $X_i$  định tính. Trong các thử nghiệm  $Y_{ij}$  thường được gọi là đo lường và  $X_i$  thường được gọi là các xử lý.

Khi có một biến độc lập  $X_i$ , như trong trường hợp thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn, phương pháp ANOVA được gọi là ANOVA một chiều (one-way ANOVA). Nếu có hai biến độc lập như trong trường hợp thử nghiệm khối ngẫu nhiên, phương pháp ANOVA được gọi là ANOVA hai chiều (two-way ANOVA), vv. Trường hợp có từ hai biến phụ thuộc, định lượng trở lên, thì phương pháp ANOVA lúc này biến thành đa biến, gọi tắt là MANOVA (Multivariate ANalysis Of VAriance).

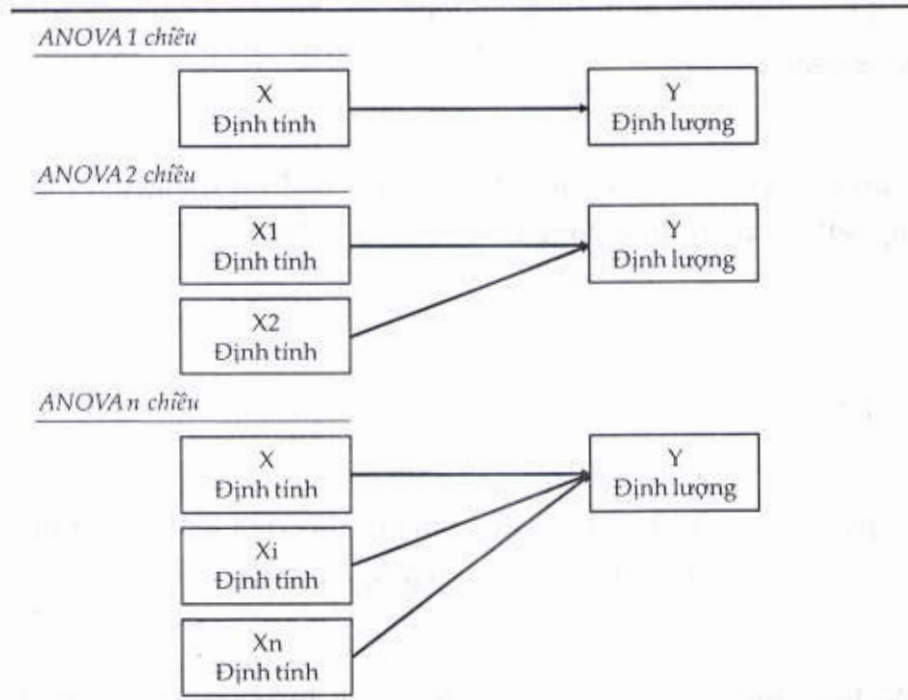
ANOVA thường được xếp vào nhóm **phân tích đơn biến** vì nó được dùng để xem xét mức độ khác biệt giữa các nhóm trên cơ sở của một biến phụ thuộc (định lượng). Chúng ta cũng cần chú ý chiều của ANOVA liên quan đến biến độc lập và phân tích đơn biến hay đa biến trong ANOVA phụ thuộc vào số lượng biến phụ thuộc<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Trong phân tích định lượng, chúng ta có hai nhóm phân tích chính: phân tích phụ thuộc (dependence methods) nếu các biến đưa vào phân tích có biến phụ thuộc và biến độc lập (vd, hồi qui, ANOVA, vv), và phân tích phụ thuộc lẫn nhau (interdependence methods), trong đó các biến đưa vào phân tích không có biến nào là biến phụ thuộc hay biến độc lập mà chúng phụ thuộc lẫn nhau (vd, EFA, Cluster Analysis, vv). Trong nhóm phân tích phụ thuộc, chúng thường được chia ra thành hai phép phân tích: phân tích đơn biến (univariate analysis) và phân tích đa biến

Chú ý là, nếu so sánh với mô hình hồi qui, mô hình ANOVA là dạng đặc biệt của mô hình hồi qui trong đó biến tất cả các biến độc lập là biến định tính. ANOVA một chiều tương đương với mô hình hồi qui đơn, ANOVA hai hay nhiều chiều tương đương với mô hình hồi qui bội và MANOVA tương đương với mô hình hồi qui đa biến. Do đó, chúng ta có thể gọi ANOVA một chiều là ANOVA đơn (Simple ANOVA), ANOVA đa chiều là ANOVA bội (Multiple ANOVA) và MANOVA là ANOVA đa biến (Multivariate ANOVA). Các mô hình này trong họ mô tuyến tính tổng quát GLMs (General Linear Models). Mô hình ANOVA được biểu diễn trong Hình 12.1.

**Hình 12.1. Mô hình ANOVA**



(multivariate analysis). Cách phân loại này dựa vào số lượng biến phụ thuộc: nếu chỉ có 1 biến phụ thuộc chúng ta gọi các phép phân tích này là phân tích đơn biến (vd, ANOVA, hồi qui đơn, hồi qui bội, vv); nếu có từ 2 biến phụ thuộc trở lên, các phép phân tích được gọi là phân tích đa biến (vd, MANOVA, hồi qui đa biến, vv).



Biểu diễn ANOVA ở dạng mô hình cấu trúc (structural model), chúng ta có thể biểu diễn ANOVA ở dạng mô hình trung bình (mean model), mô hình này có dạng:

$$Y_{ij} = \mu_i + \varepsilon_i$$

Trong đó:

- $Y_{ij}$ : biến phụ thuộc định lượng,
- $\mu_i$ : trung bình của nhóm  $i$ ,
- $i = 1, 2, \dots, k$ : số nhóm cần so sánh (số nhóm của  $X_i$ , trong thử nghiệm,  $k$  được gọi là các xử lý),
- $j = 1, 2, \dots, N$ : kích thước đám đông,
- $\varepsilon_i$ : sai số.

Chúng ta cũng có thể biểu diễn ANOVA dưới dạng mô hình hiệu ứng (effects model) có dạng sau:

$$Y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_i$$

Trong đó:

- $\mu$ : trung bình tổng thể (trung bình của trung bình các nhóm),
- $\tau_i = \mu_i - \mu$ : khác biệt trung bình giữa các nhóm.

Mô hình hiệu ứng được gọi là mô hình hiệu ứng cố định cố định (fixed effects model) nếu  $k$  được chọn trước (fixed). Nếu  $k$  là một mẫu của của một đám đông (ví dụ trong thử nghiệm, chúng ta có một đám đông các xử lý và chỉ chọn ngẫu nhiên  $k$  xử lý trong đám đông xử lý này) thì lúc này  $\tau_i$  là một biến ngẫu nhiên. Mô hình hiệu



ứng dụng này được gọi là mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (random effects model). Giáo trình này chỉ tập trung vào mô hình hiệu ứng cố định, nghĩa là số lượng nhóm được chọn trước và cố định.

### 3.2. ANOVA một chiều

Phương pháp ANOVA một chiều cho phép chúng ta so sánh trung bình của  $k$  ( $k$  cố định) mẫu ngẫu nhiên và độc lập với nhau, có kích thước  $n_1, n_2, \dots, n_k$  được chọn từ  $k$  đám đông ( $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ ; Bảng 12.8). Mô hình này phổ biến trong mô hình thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn (completely randomized design).

#### 3.2.1. Trường hợp các đám đông có phân bố chuẩn

Để thực hiện ANOVA một chiều chúng ta giả thuyết các đám đông này có cùng phương sai và có phân bố chuẩn  $N(\mu, \sigma^2)$ . Giả thuyết không  $H_0$  là các đám đông có trung bình như nhau.

$$\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_k$$

Trong đó,  $\mu_i$  là trung bình của đám đông thứ  $i$ . Giả thuyết thay thế  $H_a$  (giả thuyết nghiên cứu) là có ít nhất hai trung bình khác nhau. Trung bình tổng thể (overall mean, chú ý tương tự như các dạng phân tích khác, chúng ta ký hiệu  $y$  thay cho  $Y$  khi nó là của mẫu) được tính theo công thức sau:

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k n_i \bar{y}_i$$

Bảng 12.8. Dữ liệu ANOVA một chiều

Quan sát	Nhóm		
	1	i	k
1	$y_{11}$	$y_{1i}$	$y_{1k}$
j	$y_{1j}$	$y_{ij}$	$y_{kj}$
$n_1, n_2, \dots, n_k$	$y_{1n_1}$	$y_{in_i}$	$y_{kn_k}$
Trung bình mẫu:	$\bar{y}_1 = \frac{1}{n_1} \sum_{j=1}^{n_1} y_{1j}$	$\bar{y}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}$	$\bar{y}_k = \frac{1}{n_k} \sum_{j=1}^{n_k} y_{kj}$

Chúng ta hãy xem xét các biến thiên trong mô hình. Trước tiên, biến thiên giữa các nhóm, cho nhóm thứ i là:

$$(\bar{y}_i - \bar{y})^2$$

Chúng ta có tổng các biến thiên giữa các nhóm  $SS_G$  (between-group sums of squares) là:

$$SS_G = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2$$

Biến thiên trong nhóm, cho nhóm thứ i là:

$$\sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

Tổng các biến thiên trong nhóm  $SS_W$  (within-group sums of squares):

$$SS_W = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

Tổng biến thiên trong nhóm và giữa các nhóm  $SS_T$  (Total sum of squares):

$$SS_T = SS_G + SS_W = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

Quyết định chấp nhận giả thuyết  $H_R$  (từ chối giả thuyết  $H_0$ ) nếu giá trị thống kê của F lớn hơn giá trị tới hạn  $F_{k-1, n-k, \alpha}$ :

$$F = \frac{MS_G}{MS_W} > F_{k-1, n-k, \alpha}$$

Trong đó:

- $MS_G = \frac{SS_G}{k-1}$ : trung bình biến thiên giữa nhóm
- $MS_W = \frac{SS_W}{n-k}$ : trung bình biến thiên trong nhóm

Khi trung bình (theo bậc tự do) của biến thiên giữa các nhóm với nhau lớn hơn trung bình biến thiên trong cùng một nhóm có nghĩa là có sự khác biệt ít nhất giữa trung bình của hai nhóm. Nếu trung bình của biến thiên giữa các nhóm nhỏ hơn trung bình biến thiên trong cùng một nhóm thì biến thiên ANOVA chủ yếu là biến thiên trong nhóm. Vì vậy, chúng ta kết luận là trung bình của các nhóm không khác nhau. Các thành phần của ANOVA được tóm tắt trong Bảng 12.9.



Bảng 12.9. Bảng ANOVA một chiều

Loại biến thiên	Biến thiên	Bậc tự do df	Trung bình biến thiên	F
Giữa nhóm	$SS_G$	$k - 1$	$MS_G = \frac{SS_G}{k - 1}$	$\frac{MS_G}{MS_W}$
Trong nhóm	$SS_W$	$n - k$	$MS_W = \frac{SS_W}{n - k}$	
Tổng	$SS_T$	$n - 1$		

## 3.2.2. Ví dụ ANOVA một chiều: dữ liệu thử nghiệm

Giả sử chúng ta muốn so sánh hiệu ứng của ba dạng POP ( $POP_1, POP_2, POP_3$ ) vào doanh thu một thương hiệu, chúng ta thực hiện thử nghiệm bằng cách chọn ngẫu nhiên 20 cửa hàng và chia ngẫu nhiên chúng ra thành ba nhóm. Nhóm A gồm 7 cửa hàng dùng để trưng bày  $POP_1$ ; nhóm B cũng có 7 cửa hàng để trưng bày  $POP_2$ , và nhóm C gồm 6 cửa hàng để trưng bày  $POP_3$ . Doanh thu thu thập được trình bày trong Bảng 12.10.

Bảng 12.10. Dữ liệu thu thập từ thử nghiệm

Doanh thu các cửa hàng (triệu đồng)		
Nhóm A ( $POP_1$ )	Nhóm B ( $POP_2$ )	Nhóm C ( $POP_3$ )
122.5	124.9	122.7
120.0	123.0	122.3
120.0	122.1	123.2
121.5	123.0	123.4
121.2	123.6	123.9
121.0	122.1	123.6
120.4	123.5	

**Bảng 12.11a. Dữ liệu ở dạng ma trận để xử lý trên SPSS**

Doanh thu các cửa hàng (triệu đồng)	
$y_{ij}$ (doanh thu)	x (xử lý)
122.5	1
120.0	1
120.0	1
121.5	1
121.2	1
121.0	1
120.4	1
124.9	2
123.0	2
122.1	2
123.0	2
123.6	2
122.1	2
123.5	2
122.7	3
122.3	3
123.2	3
123.4	3
123.9	3
123.6	3

Bảng 12.11a trình bày dạng ma trận dữ liệu để xử lý trên SPSS và Bảng 12.11b là thống kê mô tả mẫu. Từ dữ liệu này chúng ta tính được các thành phần của bảng ANOVA theo các công thức tính chúng. Trong bảng kiểm định phương sai đồng nhất (Bảng 12.12)

chúng ta thấy giá trị  $p$  của phép kiểm định Levene không có ý nghĩa ( $p = 0.598$ ). Kết quả này cho thấy giả định phương sai đồng nhất được chấp nhận. Tiếp theo, trong Bảng ANOVA (Bảng 12.13), giá trị  $p = 0.000$ , có nghĩa là giá trị lớn nhất mà chúng ta có thể chấp nhận  $H_0$ . Như vậy, giả thuyết  $H_0$  chỉ được chấp nhận khi  $\alpha = 0\%$ . Điều này có nghĩa là chúng ta quyết định từ chối giả thuyết không  $H_0$  và chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_a$  là các POP khác nhau tạo nên hiệu ứng khác nhau trên các cửa hàng.

**Bảng 12.11b. Thống kê mô tả**

	Kích thước mẫu $n$	Trung bình $M$	Độ lệch chuẩn $SD$
$POP_1$	7	120.943	.9016
$POP_2$	7	123.171	.9690
$POP_3$	6	123.183	.5913
Tổng	20	122.395	1.3567

**Bảng 12.12. Kiểm định phương sai đồng nhất**

Levene statistic	df1	df2	Sig
.529	2	17	.598

**Bảng 12.13. Bảng ANOVA thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn**

Loại biến thiên	Biến thiên	df	Trung bình biến thiên	F	p
Giữa nhóm	22.710	2	11.355	15.745	.000
Trong nhóm	12.260	17	.721		
Tổng	34.970	19			



### 3.2.3. Ví dụ ANOVA một chiều: dữ liệu khảo sát

Để đánh giá mức độ khác biệt về nỗ lực làm việc của nhân viên marketing trong các doanh nghiệp có qui mô khác nhau ( $\leq 100$  nhân viên,  $> 100-300$  nhân viên, và  $> 300$  nhân viên), Nguyen & Nguyen (2011) thực hiện một nghiên cứu thông qua phỏng vấn 364 nhân viên marketing làm việc cho các doanh nghiệp tại TPHCM với thang đo nỗ lực trong công việc (job effort) với thang đo Likert 7 điểm, 1: hoàn toàn phản đối và 7: hoàn toàn đồng ý:

$Y_1$ . Tôi luôn luôn hoàn thành công việc của mình tại công ty tôi đang làm

$Y_2$ . Tôi luôn luôn cố gắng hoàn thành tốt công việc của mình tại công ty tôi đang làm

$Y_3$ . Tôi luôn luôn có tinh thần trách nhiệm cao với công việc của mình tại công ty tôi đang làm

$Y_4$ . Tôi sẵn sàng làm thêm giờ khi cần thiết để hoàn thành công việc tại công ty tôi đang làm

Kết quả Cronbach alpha và EFA cho thấy thang đo này đạt yêu cầu về giá trị và độ tin cậy. Vì vậy, tổng của bốn biến đo lường trên được sử dụng trong phân tích ANOVA để so sánh sự khác biệt giữa nhân viên marketing làm việc trong ba nhóm doanh nghiệp có qui mô lao động khác nhau: biến phụ thuộc  $Y$  là nỗ lực trong công việc và biến độc lập  $X$  là qui mô (theo lao động) của doanh nghiệp.

$$Y = Y_1 + Y_2 + Y_3 + Y_4$$

Bảng 12.14 trình bày thống kê mô tả của  $Y$  (y trong mẫu). Kết quả kiểm định ANOVA từ SPSS cho thấy: kiểm định Levene về

phương sai đồng nhất không có ý nghĩa ( $p = 0.175$ ; Bảng 12.15), nghĩa là không có sự khác biệt về phương sai của các nhóm. Tiếp theo, kết quả định sự khác biệt giữa các nhóm cũng cho thấy không có sự khác biệt giữa các nhóm ( $p = 0.670$ ; Bảng 12.16). Vì vậy, chúng ta kết luận là nỗ lực làm việc của nhân viên không khác nhau trong các doanh nghiệp có qui mô lao động khác nhau.

**Bảng 12.14. Thống kê mô tả y**

Qui mô doanh nghiệp x	Mẫu	$\bar{y}$	SD
≤100 nhân viên	$n_1 = 148$	23.02	4.113
100-300 nhân viên	$n_2 = 85$	23.20	4.044
>300 nhân viên	$n_3 = 131$	22.7	3.320
<b>Tổng</b>	<b>N = 364</b>	<b>22.96</b>	<b>3.823</b>

**Bảng 12.15. Kiểm định Levene phương sai đồng nhất**

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.750	2	361	.175

**Bảng 12.16. Kết quả ANOVA**

Loại biến thiên	Tổng biến thiên	df	Trung bình biến thiên	F	p
Giữa nhóm	11.747	2	5.873	.401	.670
Trong nhóm	5293.715	361	14.664		
<b>Tổng</b>	<b>5305.462</b>	<b>363</b>			

### 3.2.4. Kiểm định hậu ANOVA

Kết quả của ANOVA cho chúng ta thấy là các trung bình khác nhau (ít nhất có hai trung bình khác nhau). Tuy nhiên, nó không cho chúng ta biết trung bình nào khác nhau. Để biết được điều này chúng ta dùng các phép kiểm định hậu ANOVA (ANOVA post hoc tests).

Có nhiều phép kiểm định hậu ANOVA như Tukey, Duncan, Bonferroni, vv. Trong trường hợp số lượng các cặp trung bình cần so sánh nhỏ, người ta thường dùng phép kiểm định Bonferroni. SPSS cho ta kết quả từ số liệu của thí dụ trên trình bày trong Bảng 12.17.

**Bảng 12.17. Kiểm định hậu ANOVA: Bonferroni**

i	j	Khác biệt của trung bình (i-j)	Sai lệch chuẩn	p	Khoảng tin cậy ở mức 95%
$POP_1$	$POP_2$	-2.2286	.454	.000	(-3.4337,-1.0234)
$POP_1$	$POP_3$	-2.2405	.472	.001	(-3.4949,-0.9861)
$POP_2$	$POP_3$	-.0119	.472	1.000	(-1.2663,1.2425)

Kết quả cho thấy ở mức ý nghĩa  $\alpha = 5\%$  thì hiệu ứng của  $POP_2$  và  $POP_3$  lên nhóm cửa hàng B và C như nhau. Như vậy, chỉ có sự khác biệt giữa trung bình doanh thu của các cửa hàng thuộc nhóm A và B cũng như A và C. Giá trị p của khác biệt trung bình của cửa hàng nhóm A và B ( $POP_1$  và  $POP_2$ ) là 0.000; nhóm A và C ( $POP_1$  và  $POP_3$ ) là 0.001. Với  $\alpha = 0.05$  lớn hơn rất nhiều so với hai giá trị này. Nhưng so sánh nhóm B và C ( $POP_2$  và  $POP_3$ ) thì  $\text{sig} = 1.000 > 5\%$ . SPSS sẽ ghi luôn kết quả này: khác biệt trung bình có ý nghĩa ở mức 0.05 cho các khác biệt nào có giá trị p nhỏ hơn mức ý nghĩa  $\alpha$  đã chọn. Hay nói cách khác, có sự khác nhau giữa hiệu ứng của  $POP_1$  và  $POP_2$  cũng như  $POP_1$  và  $POP_3$ . Tuy nhiên, không có sự khác



nhau giữa hiệu ứng của  $POP_2$  và  $POP_3$  vào các cửa hàng thuộc nhóm B và C.

### 3.2.5. Sử dụng SPSS: ANOVA một chiều

Trở lại ví dụ ANOVA cho trường hợp thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn, dữ liệu ở Bảng 12.10 được nhập vào ma trận dữ liệu SPSS bao gồm hai biến, một biến định lượng (thang đo tỉ lệ) cho doanh thu các cửa hàng và một biến định tính (thang đo định danh) cho ba loại POP ( $POP_1$ ,  $POP_2$ , và  $POP_3$ ; Bảng 12.11). Thực hiện phân tích ANOVA một chiều với SPSS chúng ta tiến hành như sau:

*Analyze* → *Compare means* → *One-way ANOVA* → Nhập biến phụ thuộc (doanh thu) vào ô biến phụ thuộc *Dependent List* và nhập biến độc lập (POP) vào ô *Factor* → *Options* → Nhấn chuột vào *Descriptive* và *Homogeneity of variance test* (kiểm định phương sai đồng nhất, nghĩa là ba đám đông có cùng phương sai theo giả thuyết của ANOVA) → *Continue* → *OK*.

Nếu kết quả cho thấy  $p$  (sig F) < 0.05 có nghĩa là có ít nhất hai trung bình khác nhau nhưng chưa biết là cặp trung bình nào. Vì vậy chúng ta tiếp tục với Post hoc test (kiểm định hậu ANOVA) sau:

Trong hộp thoại ANOVA nhấn chuột vào *Post Hoc* → L ý ví dụ, *Bonferroni* → *Continue* → *OK*.

### 3.2.6. ANOVA một chiều: đám đông không có phân bố chuẩn

Trong trường hợp các đám đông không có phân bố chuẩn thì chúng ta phải dùng phép kiểm định Kruskal-Wallis (nonparametric test of ANOVA). Xem xét  $n$  quan sát ngẫu nhiên của  $k$  mẫu độc lập với nhau, có kích thước theo thứ tự là  $n_1, n_2, \dots, n_k$ , được chọn từ  $k$  đám

đồng:  $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$ . Gọi  $R_1, R_2, \dots, R_k$  theo thứ tự là tổng các thứ tự của  $k$  mẫu khi các quan sát của các mẫu này được sắp xếp theo thứ tự tăng dần.

Để kiểm định giả thuyết  $H_0$  là các trung bình đám đông như nhau ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_k$ ), nếu  $n_i \geq 5$ , chúng ta dùng phép kiểm định Kruskal-Wallis, có giá trị kiểm định là:

$$W = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1)$$

Quyết định từ chối giả thuyết không  $H_0$  nếu giá trị thống kê kiểm định  $W$  lớn hơn giá trị tới hạn  $\chi^2_{k-1, \alpha}$ :

$$W > \chi^2_{k-1, \alpha}$$

### 3.2.7. Ví dụ kiểm định Kruskal-Wallis

Trong trường hợp đám đông không có phân phối chuẩn, chúng ta không thể dùng ANOVA như trong trường hợp đám đông có phân phối chuẩn như ở Ví dụ 3.2.2 được mà phải dùng phép kiểm định Kruskal-Wallis. Để dùng phép kiểm định Kruskal-Wallis chúng ta tiến hành sắp xếp các quan sát của các nhóm cửa hàng, tương tự như Ví dụ 3.2.2 nhưng với dữ liệu mới, không theo phân phối chuẩn, theo thứ tự tăng dần (Bảng 12.18).

Bảng 12.18. Thứ tự tăng dần doanh thu các nhóm cửa hàng

Cửa hàng nhóm A		Cửa hàng nhóm B		Cửa hàng nhóm C	
$POP_1$		$POP_2$		$POP_3$	
$y_{ij}$	Thứ tự $R_1$	$y_{ij}$	Thứ tự $R_2$	$y_{ij}$	Thứ tự $R_3$
122.5	20	122.0	19	121.0	18
108.0	11	119.5	17	118.7	16
101.2	8	114.0	14	115.3	15
99.0	7	111.0	13	110.4	12
97.2	5	102.0	9	105.6	10
96.0	2.5	97.8	6	97.0	4
82.0	1	96.0	2.5		
Tổng	$R_1 = 54.5$	Tổng	$R_2 = 80.5$	Tổng	$R_3 = 75$

Trong trường hợp các doanh thu có cùng thứ tự thì lấy số trung bình của các thứ tự của chúng. Thí dụ có hai cửa hàng có cùng doanh thu là 96 triệu đồng và chúng có thứ tự là 2. Như vậy, hai cửa hàng này sẽ lấy hai thứ tự, thứ hai và thứ ba. Vì vậy, thứ tự chung của chúng là trung bình của hai thứ tự này,  $\frac{1}{2}(2+3) = 2.5$ . Tương tự như vậy trong trường hợp có nhiều số đo giống nhau. Để kiểm định giả thuyết  $H_0$  là các trung bình đám đông như nhau ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_k$ ), cho trường hợp các  $n_i \geq 5$ , chúng ta dùng phép kiểm định Kruskal-Wallis, giá trị thống kê kiểm định được tính như sau (vd, Newbold 1991):

$$W = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1) = 2.36$$



Để tìm giá trị tới hạn của phép kiểm định, ở mức ý nghĩa  $\alpha = 5\%$ ,  $df = k-1 = 3-1 = 2$ , chúng ta tra hàm Chi-bình phương trong EXCEL:

$$\chi^2_{2,05} = 5.991 > W = 2.36$$

Chúng ta quyết định từ chối giả thuyết  $H_0$  (chấp nhận giả thuyết  $H_1$ ) vì giá trị thống kê kiểm định  $W$  nhỏ hơn giá trị tới hạn  $\chi^2_{2,05}$ . Như vậy, chúng ta có được kết quả tương tự như trong kiểm định cho ANOVA. Tuy nhiên, với phép kiểm định Kruskal-Wallis chúng ta không cần điều kiện phân bố chuẩn của các đám đông.

### 3.2.8. Sử dụng SPSS: kiểm định Kruskal-Wallis

Trong trường hợp đám đông không có phân bố chuẩn, chúng ta phải sử dụng phép kiểm định Kruskal-Wallis (kiểm định phi tham số dùng cho trường hợp đám đông không có phân bố chuẩn). Trong trường hợp ANOVA, chúng ta dùng phép kiểm định Chi-bình phương với bậc tự do là  $k-1$ . Trở lại ví dụ trong Bảng 12.18 (ANOVA một chiều cho trường hợp các đám đông không có phân bố chuẩn). Vì trong trường hợp này, đám đông không có phân bố chuẩn, cho nên để kiểm định sự khác biệt hiệu ứng của ba dạng POP lên các cửa hàng, chúng ta phải sử dụng phép kiểm định Kruskal-Wallis. Tiến hành phép kiểm định này trên SPSS như sau:

*Analyze* → *Nonparametric Tests* → *K Independence Samples* → Nhập biến phụ thuộc (doanh thu) vào ô biến kiểm định *Test Variable List* → Nhập biến độc lập (POP) vào ô *Grouping Variable* → *Define Ranges* → Nhập 1 vào ô *Minimum* và 3 vào ô *Maximum* → *Continue* → Nhấn chuột vào *Kruskal-Wallis H* (trong *Test Type*) → OK. Nếu muốn

biết thêm thông tin về tóm tắt thông kê → *Option* → Nhấn chuột vào ô *Descriptive* → *Continue* → *OK*.

### 3.3. ANOVA hai chiều: đơn quan sát

Như đã giới thiệu, khi chúng ta có hai biến độc lập,  $X_1$  và  $X_2$ , chúng ta sử dụng mô hình ANOVA hai chiều để so sánh trung bình của biến phụ thuộc  $Y_{ij}$ . Mô hình này thường được sử dụng để phân tích các thử nghiệm khối ngẫu nhiên (randomized block design) và thử nghiệm thừa số hai xử lý (two-factor design). Trong phần này, chúng ta xem xét mô hình thử nghiệm khối ngẫu nhiên.

#### 3.3.1. Mô hình ANOVA hai chiều đơn quan sát

Mô hình thử nghiệm khối ngẫu nhiên cho phép chúng ta kiểm soát hiệu ứng của một biến ngoại lai (đóng vai trò biến độc lập thứ hai). Như vậy, trong thiết kế này chúng ta phải phân các đơn vị thử vào các khối và tiến hành xử lý trong từng khối một. Cần chú ý là, khác với mô hình ngẫu nhiên hoàn toàn trong đó các mẫu chọn độc lập nhau (independent samples), mô hình khối ngẫu nhiên, các mẫu được chọn theo các tập tương xứng (matched sets). Tương tự như trong trường hợp mẫu cặp trong so sánh hai trung bình. Ở đây số trung bình cần so sánh nhiều hơn hai nên gọi là tập tương xứng, nghĩa là chúng tương xứng với nhau.

Tuy nhiên, chúng ta cần chú ý khái niệm tập tương xứng không có nghĩa là các quan sát luôn luôn phụ thuộc nhau. Lấy ví dụ, nếu chúng ta chọn một người đánh giá ba chương trình đào tạo A, B, và C. Ba số đo này phụ thuộc nhau vì một người trả lời đánh giá cả ba chương trình. Bây giờ, nếu chúng ta có một biến thứ hai và xem nó là biến ngoại lai cần kiểm soát nó, lấy ví dụ giới tính (nam và nữ). Chúng ta chọn ba người ở nhóm nam và cho người thứ 1 đánh giá A, người thứ 2 đánh giá B, và người thứ ba đánh giá C. Tương tự như



vậy, chúng ta cũng chọn trong nhóm nữ ba người và mỗi người đánh giá một chương trình. Trường hợp này cũng là tập tương xứng nhưng các số đo (quan sát) độc lập nhau (Bảng 12.19).

**Bảng 12.19. Tập tương xứng**

Quan sát phụ thuộc			Quan sát độc lập		
A	B	C	A	B	C
Nam 1	Nam 1	Nam 1	Nam 1	Nam 2	Nam 3
Nữ 1	Nữ 1	Nữ 1	Nữ 1	Nữ 2	Nữ 3

Cũng chú ý thêm là trong tập tương ứng, kích thước mẫu của các nhóm đều như nhau:  $n_1 = n_2 = \dots = n_k$ . Nhớ lại là trong mô hình ANOVA một chiều, mẫu chọn độc lập, kích thước mẫu không nhất thiết phải bằng nhau. Trường hợp này cũng tương tự như trong t-test với mẫu độc lập thì kích thước mẫu của các nhóm không cần bằng nhau, nhưng trong trường hợp mẫu cặp, kích thước mẫu luôn luôn như nhau.

**Bảng 12.20. Dữ liệu thu được từ mô hình khối ngẫu nhiên**

Khối (biến ngoại lai)	Nhóm (xử lý)				Trung bình theo khối
	1	2	i	k	
1	$y_{11}$	$y_{21}$	$y_{i1}$	$y_{k1}$	$\bar{y}_{.1}$
2	$y_{12}$	$y_{22}$	$y_{i2}$	$y_{k2}$	$\bar{y}_{.2}$
j	$y_{1j}$	$y_{2j}$	$y_{ij}$	$y_{kj}$	$\bar{y}_{.j}$
h	$y_{1h}$	$y_{2h}$	$y_{ih}$	$y_{kh}$	$\bar{y}_{.h}$
Trung bình theo nhóm	$\bar{y}_{.1}$	$\bar{y}_{.2}$	$\bar{y}_{.i}$	$\bar{y}_{.k}$	Trung bình tổng thể $\bar{y}$



Trở lại mô hình thử nghiệm khối ngẫu nhiên trình bày trong Bảng 12.20, chúng ta có các biến thiên sau:

Biến thiên giữa các nhóm:

$$SS_G = h \sum_{i=1}^k (\bar{y}_i - \bar{y})^2$$

Biến thiên giữa các khối:

$$SS_B = k \sum_{j=1}^h (\bar{y}_j - \bar{y})^2$$

Sai số:

$$SS_E = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^h (\bar{y}_{ij} - \bar{y}_i - \bar{y}_j + \bar{y})^2$$

Tổng biến thiên:

$$SS_T = SS_G + SS_B + SS_E = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^h (y_{ij} - \bar{y})^2$$

Giả thuyết  $H_0$  là (1) trung bình theo nhóm ( $\mu_i, i = 1, 2, \dots, k$ ) và (2) trung bình theo khối ( $\mu_j, j = 1, 2, \dots, h$ ) của các đám đông là như nhau:

$$H_{01} : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i = \dots = \mu_k$$

$$H_{02} : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_j = \dots = \mu_h$$

Giả thuyết nghiên cứu  $H_R$  là (1) ít nhất có hai trung bình theo nhóm như nhau và (2) ít nhất có hai trung bình theo khối giống nhau. Điều kiện cho phép kiểm định này là các đám đông của tất cả các quan sát có phân bố chuẩn  $N(\mu, \sigma^2)$  và có cùng phương sai. Bảng 12.21 tóm tắt các thành phần của ANOVA hai chiều phân tích dữ liệu từ thử nghiệm khối ngẫu nhiên. Chúng ta quyết định từ chối giả thuyết  $H_{01}$  nếu:

$$F = \frac{MS_G}{MS_E} > F_{k-1, (k-1)(h-1), \alpha}$$

Quyết định từ chối giả thuyết  $H_{02}$  nếu:

$$F = \frac{MS_B}{MS_E} > F_{h-1, (k-1)(h-1), \alpha}$$

**Bảng 12.21. Bảng ANOVA hai chiều**

Loại biến thiên	Tổng biến thiên	Bậc tự do	Trung bình biến thiên	F
Giữa nhóm	$SS_G$	$k-1$	$MS_G = \frac{SS_G}{k-1}$	$\frac{MS_G}{MS_E}$
Giữa khối	$SS_B$	$h-1$	$MS_B = \frac{SS_B}{h-1}$	$\frac{MS_B}{MS_E}$
Sai số	$SS_E$	$(k-1)(h-1)$	$MS_E = \frac{SS_E}{(k-1)(h-1)}$	
Tổng	$SS_T$	$kh-1$		

### 3.3.2. Ví dụ ANOVA hai chiều: thử nghiệm khối ngẫu nhiên

Trở lại ví dụ hiệu ứng của POP lên doanh thu của cửa hàng trong trường hợp ANOVA cho thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn. Tuy nhiên, giả sử bây giờ nhà nghiên cứu thấy rằng diện tích mặt bằng của cửa hàng có thể là một biến ngoại lai có khả năng tạo nên sự khác biệt của doanh thu (thí dụ có sáu loại kích thước cửa hàng). Vì vậy, phải dùng thử nghiệm khối ngẫu nhiên để xem xét hiệu ứng của biến ngoại lai này. Thử nghiệm được tiến hành như sau:

Trong mỗi nhóm (được gọi là khối) kích thước cửa hàng (từ 1 đến 6), chọn ngẫu nhiên ba cửa hàng. Mỗi cửa hàng sẽ được trưng bày một kiểu POP. Như vậy, chúng ta có tổng cộng 18 cửa hàng cho sáu loại diện tích mặt bằng khác nhau. Kết quả thu được trình bày ở Bảng 12.22. Từ những số liệu thu được của thử nghiệm trong Bảng

12.22 và dựa vào các công thức tính các thành phần của bảng ANOVA, chúng ta có thể dễ dàng tính được các thành phần này, trình bày ở Bảng 12.23. Kết quả cho thấy có ít nhất có một cặp nhóm khác biệt ( $p = 0.013$ ; Bảng 12.23). Vì vậy, chúng ta cần kiểm định hậu ANOVA để biết được nhóm nào có khác biệt (Bảng 12.24). Kết quả cho thấy các cặp nhóm  $POP_1 - POP_2$  và  $POP_2 - POP_3$  khác biệt ( $p = 0.043$  và  $0.019$ ) nhưng  $POP_1 - POP_3$  không khác biệt ( $p = 1.000$ ).

Nếu chọn mức ý nghĩa  $\alpha = 5\%$ , kết quả trong Bảng 12.23, cho phép chúng ta chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_{R1}$  là "Các POP tạo hiệu ứng khác nhau vào doanh thu các cửa hàng" ( $p = 0.013 < 0.05$ ) và từ chối giả thuyết nghiên cứu  $H_{R2}$  là "Diện tích mặt bằng của cửa hàng không tạo nên sự khác biệt về doanh thu" ( $p = 0.058 > 0.05$ ).

**Bảng 12.22. Dữ liệu thu thập từ thử nghiệm khối ngẫu nhiên**

Loại diện tích của cửa hàng (khối)	Doanh thu cửa hàng $y_{ij}$ (triệu đồng)			Trung bình khối
	Nhóm A ( $POP_1$ )	Nhóm B ( $POP_2$ )	Nhóm C ( $POP_3$ )	
1	126.20	123.80	126.00	$\bar{y}_1 = 124.33$
2	125.00	123.50	125.50	$\bar{y}_2 = 124.67$
3	126.00	124.30	125.90	$\bar{y}_3 = 125.40$
4	124.50	123.60	124.10	$\bar{y}_4 = 124.07$
5	124.00	123.80	123.80	$\bar{y}_5 = 123.87$
6	124.10	124.50	125.50	$\bar{y}_6 = 124.70$
Trung bình nhóm	$\bar{y}_1 = 124.97$	$\bar{y}_2 = 123.92$	$\bar{y}_3 = 125.13$	$\bar{y} = 124.67$



**Bảng 12.23. Bảng ANOVA ví dụ thử nghiệm khối ngẫu nhiên**

Loại biến thiên	Tổng biến thiên	Bậc tự do	Trung bình biến thiên	F	p
Giữa nhóm	5.221	2	2.611	6.896	.013
Giữa khối	5.949	5	1.190	3.143	.058
Sai số	3.786	10	.379		
Tổng	14.956	17			

**Bảng 12.24. Kiểm định hậu ANOVA**

i	j	Khác biệt trung bình (i-j)	Sai lệch chuẩn	p	Khoảng tin cậy 95%
$POP_1$	$POP_2$	1.0500(*)	.35523	.043	(.0305, 2.0695)
$POP_1$	$POP_3$	-.1667	.35523	1.000	(-1.1862, .8529)
$POP_2$	$POP_3$	-1.2167(*)	.35523	.019	(-2.2362, -.1971)

### 3.3.3. Sử dụng SPSS: ANOVA hai chiều đơn quan sát

Trở lại ví dụ Bảng 12.22 (ANOVA hai chiều cho trường hợp thử nghiệm khối ngẫu nhiên), dữ liệu ở Bảng 12.22 được nhập vào ma trận dữ liệu SPSS bao gồm ba biến, một biến định lượng (thang đo tỉ lệ) cho doanh thu các cửa hàng và hai biến định tính (thang đo định danh) cho ba loại POP ( $POP_1$ ,  $POP_2$ , và  $POP_3$ ), và cho loại diện tích của cửa hàng (lấy giá trị từ 1 đến 6)

Để kiểm định hiệu ứng của ba dạng POP lên doanh thu của các cửa hàng, chúng ta tiến hành trên SPSS như sau:

*Analyze → General linear models → Univariate → Nhập biến phụ thuộc (doanh thu) vào ô biến phụ thuộc Dependent List và nhập biến phụ thuộc (POP và cửa hàng) vào ô Fix*

*Factor (s) → Model → Nhấn chuột vào Custom → Dưa hai biến doanh thu và cửa hàng (từ Factors and Covariates) vào Model → Nhấn chuột vào thay Interaction bằng Main effects (vì chúng ta chỉ có 1 quan sát cho 1 ô nên không thể tách hiệu ứng hỗ tương ra khỏi sai số) → Continue → Options → Vào Descriptive statistics (nếu muốn biết thông tin mô tả) và Homogeneity tests (để kiểm định tính đồng nhất của sai số phương sai giữa các nhóm) → Continue → OK.*

### 3.4. ANOVA n chiều: thử nghiệm thừa số

Tương tự như thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn và thử nghiệm khối ngẫu nhiên, phương pháp ANOVA được dùng để phân tích các thử nghiệm thừa số. Đây là trường hợp tổng quát của thử nghiệm với n biến độc lập (n chiều). Chúng ta nghiên cứu trường hợp thử nghiệm thừa số có hai biến độc lập (hai xử lý) với ANOVA hai chiều. Nguyên tắc xử lý cho các thử nghiệm thừa số với n biến độc lập (n chiều) cũng tương tự như vậy.

#### 3.4.1. Mô hình ANOVA hai chiều: thử nghiệm thừa số

Trở lại mô hình thử nghiệm thừa số, giả sử bây giờ chúng ta có hai xử lý A và B: xử lý A có a mức và xử lý B có b mức. Như vậy, trong thử nghiệm này chúng ta có tổng cộng  $a \times b$  mức xử lý kết hợp. Vì thế, mô hình này được gọi là mô hình thử nghiệm thừa số  $AB(a \times b)$ . Trong mỗi mức xử lý kết hợp chúng ta tiến hành nhiều (r) quan sát (Bảng 12.25). Đây là dữ liệu ở dạng ANOVA hai chiều với đo lường lặp lại (replicated measures), ký hiệu là  $AB(a \times b:r)$ . Các biến thiên được tóm tắt trong Bảng 12.26.



Bảng 12.25. Dữ liệu thử nghiệm thừa số  $a \times b: r$ 

Xử lý 2	Xử lý 1		
	1	2	a
1	$y_{111} \ y_{112} \ y_{11r}$	$y_{211} \ y_{212} \ y_{21r}$	$y_{k11} \ y_{k12} \ y_{k1r}$
2	$y_{121} \ y_{122} \ y_{12r}$	$y_{221} \ y_{222} \ y_{22r}$	$y_{k21} \ y_{k22} \ y_{k2r}$
b	$y_{1b1} \ y_{1b2} \ y_{1br}$	$y_{2b1} \ y_{2b2} \ y_{2br}$	$y_{kb1} \ y_{kb2} \ y_{kbr}$

Trung bình tổng thể:

$$\bar{y} = \frac{1}{abr} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^r y_{ijr}$$

Tương tự như trong trường hợp thử nghiệm khối ngẫu nhiên, trong thử nghiệm thừa số chúng ta có biến thiên của hai xử lý A và B (tương tự như biến thiên giữa nhóm và giữa khối), biến thiên sai số. Tuy nhiên, với thử nghiệm thừa số có nhiều quan sát trong một ô, chúng ta có thể khám phá hiệu ứng hỗ tương giữa các xử lý. Vì vậy, các biến thiên bây giờ có thêm biến thiên hỗ tương ( $SS_I$ ; Bảng 12.26). Chú ý thêm là nếu chỉ có một quan sát cho một ô (như trong trường hợp thử nghiệm khối ngẫu nhiên) thì chúng ta không thể xem xét biến thiên hỗ tương vì biến thiên này có  $(a-1)(b-1)$  bậc tự do. Đây cũng là bậc tự do của biến thiên sai số. Như vậy, nếu xem xét biến thiên hỗ tương thì lúc này biến thiên sai số không còn bậc tự do nữa (bậc tự do = 0), nên chúng ta không thể kiểm định mô hình được.

Tổng của biến thiên xử lý (A và B) và biến thiên hỗ tương giữa chúng thường được gọi là biến thiên của mô hình, ký hiệu là  $SS_M$ , hay biến thiên giải thích được (explained sum of squares):

$$SS_M = SS_A + SS_B + SS_I = SS_T - SS_E$$



Như vậy, trong bảng ANOVA có trung bình biến thiên của hai thành phần này. Các thành phần của ANOVA cho thử nghiệm thừa số  $a \times b:r$  được trình bày trong Bảng 12.27.

**Bảng 12.26. Biến thiên ANOVA hai chiều:  $a \times b:r$**

Các biến thiên	Bậc tự do
Tổng biến thiên:	
$SS_T = SS_A + SS_B + SS_I + SS_E = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^r (y_{ijr} - \bar{y})^2$	$abr-1$
Giữa các xử lý A: $SS_A = br \sum_{i=1}^a (\bar{y}_{i..} - \bar{y})^2$	$a-1$
Giữa các xử lý B: $SS_B = ar \sum_{j=1}^b (\bar{y}_{.j.} - \bar{y})^2$	$b-1$
Hỗ tương: $SS_I = r \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b (\bar{y}_{ij.} - \bar{y}_{i..} - \bar{y}_{.j.} + \bar{y})^2$	$(a-1)(b-1)$
Sai số: $SS_E = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{r=1}^r (y_{ijr} - \bar{y}_{ij.})^2$	$ab(r-1)$

Giả thuyết không  $H_0$  và giả thuyết nghiên cứu  $H_R$  trong thử nghiệm thừa số AB( $a \times b:r$ ) được phát biểu như sau:

$H_{01}$ : Trung bình của tất cả các mức xử lý kết hợp ( $a \times b$ ) như nhau ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{ab}$ ).

$H_{R1}$ : Ít nhất có hai trung bình của  $a \times b$  mức xử lý kết hợp khác nhau.

$H_{02}$ : Trung bình của  $a$  mức xử lý của xử lý A như nhau ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_a$ ).

$H_{R2}$ : Ít nhất có hai trung bình của a mức xử lý khác nhau.

$H_{03}$ : Trung bình của b mức xử lý của xử lý B như nhau ( $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_b$ ).

$H_{R3}$ : Ít nhất có hai trung bình của b mức xử lý khác nhau.

$H_{04}$ : Không có hiệu ứng hỗ tương giữa xử lý A và B.

$H_{R4}$ : Có hiệu ứng hỗ tương giữa hai xử lý A và B.

**Bảng 12.27. Bảng ANOVA hai chiều a x b x r**

Loại biến thiên	Tổng	Bậc tự do	Trung bình	F
Giữa các xử lý A	$SS_A$	$a - 1$	$MS_A = \frac{SS_A}{a - 1}$	$\frac{MS_A}{MS_E}$
Giữa các xử lý B	$SS_B$	$b - 1$	$MS_B = \frac{SS_B}{b - 1}$	$\frac{MS_B}{MS_E}$
Hỗ tương	$SS_I$	$(a - 1)(b - 1)$	$MS_I = \frac{SS_I}{(a - 1)(b - 1)}$	$\frac{MS_I}{MS_E}$
Mô hình	$SS_M$	$ab - 1$	$MS_M = \frac{SS_M}{ab - 1}$	$\frac{MS_M}{MS_E}$
Sai số	$SS_E$	$ab(r - 1)$	$MS_E = \frac{SS_E}{ab(r - 1)}$	
<b>Tổng</b>	$SS_T$	$abr - 1$		

Điều kiện cần có cho phép kiểm định là các đám đông của k x h mức xử lý có phân bố chuẩn  $N(\mu, \sigma^2)$ , có cùng phương sai và các quan sát ngẫu nhiên và độc lập. Chúng ta quyết định từ chối giả thuyết  $H_{01}$  nếu:

$$F = \frac{MS_M}{MS_E} > F_{kh-1, kh(r-1), \alpha}$$

Quyết định từ chối giả thuyết  $H_{02}$  nếu:

$$F = \frac{MS_A}{MS_E} > F_{a-1, ab(r-1), \alpha}$$

Quyết định từ chối giả thuyết  $H_{03}$  nếu:

$$F = \frac{MS_B}{MS_E} > F_{b-1, ab(r-1), \alpha}$$

Quyết định từ chối giả thuyết  $H_{04}$  nếu:

$$F = \frac{MS_I}{MS_E} > F_{(a-1)(b-1), ab(1-r)\alpha}$$

### 3.4.2. Ví dụ ANOVA hai chiều: thử nghiệm thừa số

Giả sử chúng ta muốn thử ba dạng POP ( $POP_1, POP_2, POP_3$ ) và năm kiểu bao bì PK, ký hiệu là  $PK_1, PK_2, PK_3, PK_4, PK_5$  cho một thương hiệu. Để thử ba dạng POP và năm dạng bao bì chúng ta phải tiến hành một thử nghiệm thừa số  $3 \times 5$ . Thử nghiệm này có hai biến độc lập với 15 mức xử lý kết hợp ( $3 \times 5$ ) khác nhau.

Thử nghiệm thừa số trên được tiến hành bằng cách chọn ngẫu nhiên ba cửa hàng cho mỗi mức xử lý kết hợp và đo lường doanh thu cho từng cửa hàng trong một giai đoạn nào đó (vd, trong một tuần). Như vậy, chúng ta cần 45 cửa hàng cho thử nghiệm này. Một cách chính xác là chúng ta chọn một cửa hàng cho một xử lý kết hợp và có tổng cộng là 15 cửa hàng cho một lần thử nghiệm. Chúng ta lặp lại ba lần, mỗi lần với 15 cửa hàng khác nhau nên chúng ta có tổng cộng 45 cửa hàng. Các thực hiện như vậy được gọi là lặp lại thử nghiệm



(replicated experiments) và các đo lường cho ba cửa hàng (ba lần lặp lại) được gọi là đo lường lặp lại.

Chúng ta cũng cần phân biệt giữa đo lường lặp lại và đo lường nhiều lần (repeated measures). Nếu trong thử nghiệm trên, chúng ta không lặp lại một thử nghiệm cho ba cửa hàng khác nhau mà chỉ dùng một thử nghiệm cho một cửa hàng nhưng đo lường trong ba lần liên tục (vd, mỗi tuần một lần), thì các đo lường này được gọi là đo lường nhiều lần. Số liệu thu thập được từ thử nghiệm được trình bày trong Bảng 12.28.

**Bảng 12.28. Doanh thu (triệu đồng) cửa hàng: thử nghiệm 3×5**

Kiểu bao bì (xử lý 2)	Loại POP (xử lý 1)			Trung bình: PK
	POP1	POP2	POP3	
$PK_1$	128.00	120.00	129.50	125.39
	126.50	122.00	129.00	
	126.00	120.50	127.00	
$PK_2$	124.00	117.50	126.50	122.89
	124.50	119.00	125.00	
	122.50	120.00	127.00	
$PK_3$	130.00	123.00	128.50	128.06
	131.50	125.00	130.00	
	132.50	124.50	127.50	
$PK_4$	120.50	119.00	120.50	119.89
	122.00	120.50	118.00	
	122.00	119.00	117.50	
$PK_5$	120.00	122.00	126.00	122.61
	118.00	122.00	126.00	
	121.00	121.00	127.50	
<b>Trung bình: POP</b>	124.60	121.00	125.70	$\bar{y} = 123.77$

Dựa vào các công thức của phương pháp ANOVA cho thử nghiệm thừa số, trường hợp hai xử lý<sup>2</sup>, chúng ta tính được các thành phần của bảng ANOVA (Bảng 12.30).

**Bảng 12.29. Kiểm định Levene phương sai đồng nhất**

F	df1	df2	Sig.
.481	14	30	.926

**Bảng 12.30. Bảng ANOVA: ví dụ thử nghiệm thừa số 3×5**

Loại biến thiên	Tổng biến thiên loại III	Bậc tự do	Trung bình biến thiên	F	p
Mô hình hiệu chỉnh	689.967*	14	49.28	38.073	.000
Hằng số	689318.45	1	689318.45	532520.69	.000
POP	181.30	2	90.65	70.03	.000
PK	343.52	4	85.88	66.35	.000
POP*PK	165.14	8	20.64	15.95	.000
Sai số	38.83	30	1.29		
Tổng	690047.25	45			
Tổng hiệu chỉnh	728.80	44			

\*R<sup>2</sup> = 0.947; R<sup>2</sup> hiệu chỉnh = 0.922

<sup>2</sup> Với nhiều xử lý cách tính vẫn tương tự. Với sự hỗ trợ của các phần mềm xử lý thống kê, lấy ví dụ như SPSS, SAS, vv, việc tính toán được thực hiện rất nhanh chóng không chỉ riêng cho ANOVA mà còn cho các phân tích đa biến, trong đó các phép tính phức tạp hơn nhiều.

Bảng 12.31. Kiểm định hậu ANOVA: POP

i	j	Khác biệt trung bình (i-j)	Sai lệch chuẩn	p	Khoảng tin cậy 95%
1	2	3.6000	.41544	.000	(2.5465, 4.6535)
1	3	-1.1000	.41544	.038	(-2.1535, -.0465)
2	3	-4.7000	.41544	.000	(-5.7535, -3.6465)

Bảng 12.32. Kiểm định hậu ANOVA: PK

i	j	Khác biệt trung bình (i-j)	Sai lệch chuẩn	p	Khoảng tin cậy 95%
1	2	2.5000	.53633	.001	(.8750, 4.1250)
1	3	-2.6667	.53633	.000	(-4.2917, -1.0417)
1	4	5.5000	.53633	.000	(3.8750, 7.1250)
1	5	2.7778	.53633	.000	(1.1528, 4.4028)
2	3	-5.1667	.53633	.000	(-6.7917, -3.5417)
2	4	3.0000	.53633	.000	(1.3750, 4.6250)
2	5	.2778	.53633	1.000	(-1.3472, 1.9028)
3	4	8.1667	.53633	.000	(6.5417, 9.7917)
3	5	5.4444	.53633	.000	(3.8195, 7.0694)
4	5	-2.7222	.53633	.000	(-4.3472, -1.0972)

Kết quả kiểm định phương sai đồng nhất (Bảng 12.29) cho thấy điều kiện phương sai đồng nhất được thỏa ( $p = 0.926$ ). Kết quả thu được ở bảng ANOVA cho chúng ta từ chối tất cả các giả thuyết ( $H_{01}, H_{02}, H_{03}, H_{04}$ ) vì giá trị p của chúng đều bằng không và chấp nhận giả thuyết nghiên cứu  $H_R$ .

Kết quả cho thấy, ít nhất có hai trung bình của k×h mức xử lý khác nhau. Ít nhất có hai trung bình của k mức xử lý khác nhau và ít



nhất có hai trung bình của h mức xử lý khác nhau. Hơn nữa, có hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến: POP và kiểu bao bì của thương hiệu. Vì vậy, chúng ta cần kiểm định hậu ANOVA cho cả hai xử lý (POP và PK). Bảng 12.31 trình bày kết quả so sánh các cặp POP và kết quả cho thấy tất cả các cặp POP đều khác biệt. Kết quả so sánh các cặp PK (Bảng 12.32) cũng cho thấy các cặp PK cũng khác biệt trừ cặp  $PK_2$  và  $PK_5$ .

### 3.4.3. Các dạng tổng biến thiên

Trong phân tích các thử nghiệm thừa số, chúng ta có nhiều dạng tổng biến thiên (SS). Ba dạng phổ biến là tổng biến thiên loại I, loại II và loại III (Type I, II and III Sums of Squares; Myers & Well 2003). Tổng biến thiên loại III là loại mặc định trong các phần mềm xử lý thông kê phổ biến như SPSS, SAS.

Tổng biến thiên loại I được tính theo thứ tự (hierarchical analysis). Ví dụ chúng ta có hai xử lý A và B. Tổng biến thiên loại I của A được tính độc lập (bỏ qua hiệu ứng chính của B và hiệu ứng hỗ tương AB). Sau đó, chúng ta tính tổng biến thiên loại I của B khi loại bỏ hiệu ứng của A và tổng biến thiên loại I của hiệu ứng hỗ tương AB khi loại bỏ hiệu ứng chính của cả A và B.

Tổng biến thiên loại II của xử lý A được điều chỉnh bởi hiệu ứng cùng bậc hoặc thấp hơn của các xử lý khác, trong ví dụ này là loại bỏ hiệu ứng chính của B (không loại bỏ hiệu ứng hỗ tương AB). Vì vậy, tổng biến thiên này được ký hiệu là  $SS_{A|B}$  ( $SS_A$  được điều chỉnh theo hiệu ứng chính của B).

Tổng biến thiên loại III là loại tổng biến thiên trong đó các hiệu ứng chính được tính khi loại bỏ hiệu ứng chính và hỗ tương của các xử lý khác. Nó được ký hiệu là  $SS_{A|B,AB}$  ( $SS_A$  được điều chỉnh theo hiệu ứng chính B và hiệu ứng hỗ tương AB).

### 3.4.4. Sử dụng SPSS: ANOVA hai chiều thử nghiệm thừa số

Trở lại Ví dụ 3.4.2 cho mô hình thử nghiệm thừa số  $3 \times 5$  (Bảng 12.28): Dữ liệu này cũng được nhập vào ma trận dữ liệu SPSS với ba biến, một biến định lượng (thang đo tỉ lệ) cho doanh thu các cửa hàng và hai biến định tính (thang đo định danh) cho ba loại POP ( $POP_1, POP_2, POP_3$ ), và kiểu bao bì (biến PK,  $PK_1, PK_2, PK_3, PK_4, PK_5$ ). Tiến hành xử lý mô thử nghiệm này cũng tương tự như trong trường hợp mô hình khối ngẫu nhiên (ANOVA hai chiều), chúng ta tiến hành như sau:

*Analyze* → *General linear models* → *Univariate* → Nhập biến phụ thuộc (doanh thu) vào ô biến phụ thuộc *Dependent List* và nhập biến độc lập (POP và PK) vào ô *Fix Factor(s)* → *Model* (mặc định là *full factorial* với *Interaction* vì POP và PK là hai yếu tố xem xét nên cần xem xét tác động hỗ tương giữa chúng) → *Options* → *Descriptive statistics* (nếu muốn biết thông tin mô tả) và *Homogeneity tests* (để kiểm định tính đồng nhất của phương sai sai số giữa các nhóm) → *Continue* → OK.

### 3.5. ANOVA cho thử nghiệm đo lường nhiều lần

Trong trường hợp sử dụng đo lường nhiều lần, chúng ta cũng dùng ANOVA để phân tích. Lấy ví dụ trường hợp ANOVA một chiều và thiết kế dạng này tương tự như trong trường hợp ANOVA một chiều đã giới thiệu. Tuy nhiên, điểm khác nhau là bây giờ một đơn vị thử nghiệm được đo lường  $k$  lần. Chúng ta xem xét trường hợp ANOVA một chiều với đo lường nhiều lần.



### 3.5.1. Mô hình ANOVA một chiều: đo lường nhiều lần

Giả sử chúng ta có một mẫu kích thước  $n$  cho cả  $k$  mức xử lý (Bảng 12.33). Như vậy, chúng ta nhận thấy thiết kế này tương tự như trong  $t$ -test với mẫu cặp nhưng bây giờ số nhóm là  $k$  ( $k > 2$ ).

**Bảng 12.33. Dữ liệu ANOVA: SA**

Đơn vị thử $S$	Nhóm (Xử lý $A$ )				Trung bình theo $S$
	1	2	$i$	$k$	
1	$y_{11}$	$y_{21}$	$y_{i1}$	$y_{k1}$	$\bar{y}_{.1}$
2	$y_{12}$	$y_{22}$	$y_{i2}$	$y_{k2}$	$\bar{y}_{.2}$
$j$	$y_{1j}$	$y_{2j}$	$y_{ij}$	$y_{kj}$	$\bar{y}_{.j}$
$n$	$y_{1n}$	$y_{2n}$	$y_{in}$	$y_{kn}$	$\bar{y}_{.n}$
Trung bình theo $A$	$\bar{y}_{.1}$	$\bar{y}_{.2}$	$\bar{y}_{.i}$	$\bar{y}_{.k}$	Trung bình tổng thể $\bar{y}$

Với thiết kế thử nghiệm đo lường nhiều lần, chúng ta có thể tính toán các biến thiên cũng tương tự như trường hợp ANOVA hai chiều cho thử nghiệm khối ngẫu nhiên: một chiều là nhóm (có  $k$  xử lý) và một chiều là đơn vị thử (Myers & Well 2003; Winer & ctg 1991). Đây là dạng thiết kế SA, trong đó  $S$  là đơn vị thử (subject) với kích thước mẫu là  $n$  và  $A$  là xử lý. Lúc này, các biến thiên ANOVA tương tự như trong thử nghiệm khối ngẫu nhiên: biến thiên giữa các đơn vị thử  $SS_S$ ; biến thiên giữa các nhóm  $SS_A$  (biến thiên xử lý  $A$ ) và biến thiên sai số  $SS_E$ . Như vậy, mô hình thiết kế ở dạng:

$$Y_{ij} = \mu + A_i + S_j + \varepsilon_{ij}$$



Tuy nhiên, trong thiết kế đo lường nhiều lần, một vấn đề cần chú ý là các quan sát  $Y_{ij}$  cho một đơn vị thử  $i$  có thể có mối quan hệ với nhau. Nếu xem xét thiết kế nhiều đo lường như là thiết kế SA chúng ta giả định là các quan sát trong các lần của một đơn vị thử độc lập nhau. Giả định này rất khó được chấp nhận. Vì vậy, chúng ta phải xem xét mối quan hệ giữa các quan sát  $Y_{ij}$  trong cùng một đơn vị thử khi phân tích thiết kế đo lường nhiều lần (Kuel 2000; Ryan 2007; Winer & ctg 1991). Có nhiều phương pháp xử lý với thiết kế đo lường nhiều lần (Keselman & ctg 2001). Dưới đây, chúng ta xem xét cho thiết kế một xử lý dạng SA giới thiệu ở trên.

### 3.5.2. Ma trận hiệp phương sai $Y_i$

Giả sử xử lý A có k mức xử lý  $A_1, A_2, \dots, A_i, \dots, A_k$ . Mỗi một đơn vị thử (N đơn vị thử trong đám đông và n đơn vị thử trong mẫu) đều có k lần đo lường  $Y_1, Y_2, \dots, Y_i, \dots, Y_k$  tại k mức xử lý. Như đã giới thiệu, các đo lường  $Y_i$  ( $i = 1, 2, \dots, k$ ) này có quan hệ với nhau và ma trận hiệp phương sai của chúng như sau (Bảng 12.34).

**Bảng 12.34. Ma trận hiệp phương sai của  $Y_i$**

	$Y_1$	$Y_2$	$Y_i$	$Y_k$
$Y_1$	$\text{Var}(Y_1)$	$\text{Cov}(Y_2, Y_1)$	$\text{Cov}(Y_i, Y_1)$	$\text{Cov}(Y_k, Y_1)$
$Y_2$	$\text{Cov}(Y_1, Y_2)$	$\text{Var}(Y_2)$	$\text{Cov}(Y_i, Y_2)$	$\text{Cov}(Y_k, Y_2)$
$Y_i$	$\text{Cov}(Y_1, Y_i)$	$\text{Cov}(Y_2, Y_i)$	$\text{Var}(Y_i)$	$\text{Cov}(Y_k, Y_i)$
$Y_k$	$\text{Cov}(Y_1, Y_k)$	$\text{Cov}(Y_2, Y_k)$	$\text{Cov}(Y_i, Y_k)$	$\text{Var}(Y_k)$

Nhớ lại, trong ANOVA một chiều, vì các đơn vị thử độc lập nhau nên các hiệp phương sai trong ma trận Bảng 12.19 bằng không và các phương sai (trên đường chéo) bằng nhau. Trong trường hợp thiết kế đo lường nhiều lần,  $Cov(Y_i, Y_{i'})$  không thể bằng không được. Tuy nhiên, chúng ta có thể chọn ngẫu nhiên  $k$  xử lý cho các đơn vị thử (randomization of treatment). Cách thức ngẫu nhiên hóa này không thể làm cho  $Cov(Y_i, Y_{i'}) = 0$  nhưng có thể làm cho chúng như nhau, và đây là điều kiện để phân tích cho thiết kế nhiều đo lường, gọi là điều kiện kết hợp đối xứng (compound symmetry condition; Kuehl 2000).

Điều kiện kết hợp đối xứng tương đối chặt chẽ, Huynh & Feldt (1970) đề nghị điều kiện mềm dẻo hơn, đó là phương sai của hiệu hai đo lường là một hằng số. Giả sử chúng ta có hai mức xử lý  $i$  và  $i'$  và các quan sát cho hai mức xử lý này là  $Y_i$  và  $Y_{i'}$ . Gọi  $\lambda$  là một hằng số, chúng ta có:

$$\begin{aligned} Var(Y_i - Y_{i'}) &= 2\lambda \\ \Rightarrow Var(Y_i) + Var(Y_{i'}) - 2Cov(Y_i, Y_{i'}) &= 2\lambda, \forall i \neq i' \end{aligned}$$

Mối quan hệ trên được gọi là mối quan hệ xoay vòng (circularity). Ma trận hiệp phương sai thỏa mãn điều kiện trên được gọi là ma trận dạng H (type H matrix). Nếu điều kiện Huynh-Feldt thỏa thì chúng ta có thể dùng các trung bình biến thiên trong ANOVA để kiểm định sự khác biệt giữa các xử lý. Chúng ta xem xét cách xử lý này thông qua ví dụ cụ thể sau đây.

### 3.5.3. Ví dụ ANOVA một chiều đo lường nhiều lần

Trở lại Ví dụ 2.1.5 về đánh giá chương trình đào tạo. Bây giờ giả sử chúng ta chọn chương trình đào tạo A để huấn luyện và cho nhân

viên đánh giá ba lần: đầu kỳ, giữa kỳ và cuối kỳ (dạng đo lường lặp lại theo thời gian). Điều này có nghĩa là mỗi nhân viên theo học chương trình này sẽ tham gia đánh giá chương trình trước khi học (đầu kỳ), đến giữa kỳ cho họ đánh giá lại và đến cuối kỳ đánh giá lại một lần nữa. Kết quả của ba lần đánh giá, với mẫu  $n = 20$  nhân viên tham dự chương trình, được trình bày trong Bảng 12.35.

**Bảng 12.35. Kết quả đánh giá của nhân viên**

Nhân viên	Điểm đánh giá chương trình A		
	Đầu kỳ ( $y_1$ )	Giữa kỳ ( $y_2$ )	Cuối kỳ ( $y_3$ )
1	5	4	4
2	3	2	2
3	4	4	4
4	5	4	4
5	3	3	2
6	4	4	4
7	5	4	3
8	3	2	3
9	5	4	3
10	3	3	2
11	5	4	3
12	3	2	3
13	5	4	3
14	3	3	2
15	4	2	2
16	5	5	4
17	3	3	3
18	4	3	2
19	5	4	3
20	5	5	3



Kết quả phân tích dữ liệu với ANOVA một chiều cho trường hợp đo lường nhiều lần từ SPSS như sau: Thống kê mô tả (Bảng 12.36) cho chúng ta kết quả của mẫu là đánh giá của nhân viên trong ba kỳ khác nhau (mức độ phù hợp giảm dần).

Để diễn giải kết quả phân tích, trước tiên, chúng ta phải xem xét kết quả kiểm định giả định (điều kiện) về ANOVA cho quan sát nhiều lần (Bảng 12.37). Phép kiểm định W này kiểm định ma trận H. Nhớ lại H là ma trận hiệp phương sai của sai số (error covariance matrix) của  $Y_i$  thỏa mãn điều kiện Huynh-Feldt. Tuy nhiên, ở đây chúng ta đã biến đổi ma trận H (orthonormalized transformation) thành ma trận tỉ lệ với ma trận đơn vị ( $H = \lambda I$ : đường chéo = hằng số và ngoài đường chéo = 0; Winer & ctg 1991).

Các điều kiện về ANOVA cho quan sát nhiều lần sẽ thỏa, nếu ma trận này có đường chéo là hằng số (giả định phương sai đồng nhất) và ngoài đường chéo bằng không (giả định các lần đo lường có quan hệ như nhau). Vì vậy, điều kiện xử lý sẽ thỏa nếu giả thuyết không (H là ma trận tỉ lệ với ma trận đơn vị) trong kiểm định W không bị từ chối ( $p > 5\%$ ). Chúng ta có hai trường hợp sau:

- Nếu kiểm định W có  $p > 5\%$ : diễn giải kết quả trong Bảng 12.22 (Tests of within-subjects effects)
- Nếu kiểm định W có  $p < 5\%$  (điều kiện về ANOVA cho quan sát nhiều lần không thỏa): diễn giải kết quả trong Bảng 12.22 (Multivariate test)

Giả sử kiểm định W có  $p < 5\%$  chúng ta xem kiểm định (Multivariate test) ở Bảng 12.38 cho chúng ta kết quả kiểm định đa biến để kiểm định giả thuyết là có sự khác biệt giữa các cặp xử lý không. Chúng ta có nhiều phép kiểm định và kết quả cho kiểm định F có  $p = 0.000$ . Vì vậy, có ít nhất một cặp xử lý khác nhau.

**Bảng 12.36. Thống kê mô tả**

Mức xử lý	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Kích thước mẫu n
Đầu kỳ	4.10	.912	20
Giữa kỳ	3.45	.945	20
Cuối kỳ	2.95	.759	20

**Bảng 12.37. Mauchly's Test of Sphericity**

Within Subjects Effect	Mauchly's W	Approx. Chi-Square	df	Sig.	Epsilon(a)		
					Greenhouse-Geisser	Huynh-Feldt	Lower-bound
Y	.872	2.475	2	.290	.886	.971	.500

**Bảng 12.38. Multivariate test**

Hiệu ứng		Giá trị	F	Hypothesis df	Error df	Sig.
Y	Pillai's Trace	.706	21.638	2.000	18.000	.000
	Wilks' Lambda	.294	21.638	2.000	18.000	.000
	Hotelling's Trace	2.404	21.638	2.000	18.000	.000
	Roy's Largest Root	2.404	21.638	2.000	18.000	.000

**Bảng 12.39. Tests of within-subjects effects**

Source		Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Y	Sphericity Assumed	13.300	2	6.650	25.186	.000
	Greenhouse-Geisser	13.300	1.772	7.504	25.186	.000
	Huynh-Feldt	13.300	1.941	6.851	25.186	.000
	Lower-bound	13.300	1.000	13.300	25.186	.000
Error	Sphericity Assumed	10.033	38	.264		
	Greenhouse-Geisser	10.033	33.673	.298		
	Huynh-Feldt	10.033	36.886	.272		
	Lower-bound	10.033	19.000	.528		

Cũng nhớ lại rằng, điều kiện compound symmetry hơi chặt nên khi kiểm định W không đạt chúng ta có thể điều chỉnh kiểm định, thường dùng phương pháp Huynh-Feldt epsilon (Huynh & Feldt 1976), để điều chỉnh bậc tự do (Bảng 12.37). SPSS cho chúng ta kết quả điều chỉnh này (Bảng 12.39). Lấy ví dụ, Huynh-Feldt epsilon = .971, bậc tự do của tử số (xử lý) nếu điều kiện ma trận H thỏa là 2. Chúng ta có bậc tự do của tử số điều chỉnh là  $2 \times .971 = 1.941$ . Tương tự như vậy cho bậc tự do của mẫu số (sai số), nếu điều kiện về ma trận H thỏa là 38, và điều chỉnh (khi ma trận H không thỏa) là  $38 \times .971 = 36.886$  (Bảng 12.39).

**Bảng 12.40. Tests of Within-Subjects Contrasts**

Source	EV	Type III	df	Mean Square	F	Sig.
		Sum of Squares				
Y	Linear	13.225	1	13.225	40.044	.000
	Quadratic	.075	1	.075	.379	.545
Error	Linear	6.275	19	.330		
	Quadratic	3.758	19	.198		

**Bảng 12.41. Tests of Between-Subjects Effects**

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Intercept	735.000	1	735.000	414.802	.000
Error	33.667	19	1.772		

**Bảng 12.42. Pairwise Comparisons**

(i)	(j)	Mean Difference (i-j)	Std Error	Sig.	95% Confidence interval for difference	
					Lower Bound	Upper Bound
1	2	.650	.131	.000	.375	.925
1	3	1.150	.182	.000	.770	1.530
2	3	.500	.170	.008	.144	.856



Bảng 12.40 cho kết quả kiểm định dạng biến thiên của các đo lường nhiều lần (tuyến tính hay quadratic): Sig F = 0.000. Kết quả ủng hộ dạng tuyến tính. Bảng 12.41 kiểm định sự khác biệt về các đơn vị thử. Kết quả cho thấy các đơn vị thử cũng có khác biệt nhau: Sig F = 0.000. Cuối cùng, Bảng 12.42 cho chúng ta kết quả so sánh cặp, và tất cả các cặp đều khác biệt.

#### 3.5.4. Sử dụng SPSS: ANOVA một chiều, đo lường nhiều lần

Trở lại Ví dụ 3.5.3 cho mô hình thử nghiệm một xử lý và đo lường nhiều lần ở Bảng 12.35. Dữ liệu này cũng được nhập vào ma trận dữ liệu SPSS với ba cột: Cột 1 là ID cho thứ các đơn vị thử; ba cột còn lại cho ba đo lường: đo lường ba lần cho mỗi một đơn vị thử (đầu kỳ, giữa kỳ và cuối kỳ). Tiến hành xử lý mô thử nghiệm này trên SPSS như sau:

*Analyze* → *General linear models* → *Repeated Measure* → Đặt tên cho nhân tố (vd, F chương trình đào tạo) vào ô *With-in Subject Factor Name* → Nhập mức xử lý vào ô *Number of Levels* (vd, 3) → *Add* → vào *Measure* đặt tên ở ô *Measure Name* (Tinh phù hợp) → *Add* → *Define* → đưa các mức xử lý vào ô *With-in Subjects Variables (F)* → *Options* → *Descriptive statistics* (nếu muốn biết thông tin mô tả) → Đưa *OVERALL* và *F* vào ô *Display Means for* → Nhấn chuột trái vào *Compare Main Effects* (đo xem so sánh cặp) và các tham số khác nếu muốn xem xét → *Continue* → *OK*.

## TÓM TẮT CHƯƠNG 12

Chương này giới thiệu hai phương pháp kiểm định trung bình phổ biến, đó là t-test và ANOVA. Phương pháp t-test được dùng để kiểm định sự khác biệt giữa hai trung bình đám đông. Có hai trường hợp chọn mẫu trong t-test: (1) chọn mẫu theo cặp trong đó các phần tử mẫu được chọn theo cặp, và (2) chọn mẫu độc lập.

ANOVA được sử dụng để so sánh trung bình từ ba đám đông trở lên. Mô hình ANOVA sử dụng phổ biến để so sánh các trung bình đám đông với dữ liệu khảo sát và đặc biệt là dữ liệu thử nghiệm. Chú ý là dữ liệu khảo sát hay dữ liệu thử nghiệm, xử lý trên mô hình ANOVA, về cơ bản là như nhau.

Các biến trong phương pháp ANOVA gồm một biến phụ thuộc định lượng  $Y_{ij}$  và một hay nhiều biến độc lập  $X_i$  định tính. Trong các thử nghiệm  $Y_{ij}$  thường được gọi là đo lường và  $X_i$  thường được gọi là các xử lý. Khi có một biến độc lập  $X_i$ , phương pháp ANOVA được gọi là ANOVA một chiều. Nếu có hai biến độc lập, phương pháp ANOVA được gọi là ANOVA hai chiều. Trường hợp có từ hai biến phụ thuộc, định lượng trở lên, thì phương pháp ANOVA lúc này biến thành đa biến, gọi tắt là MANOVA. ANOVA thường được xếp vào nhóm phân tích đơn biến vì nó được dùng để xem xét mức độ khác biệt giữa các nhóm trên cơ sở của một biến phụ thuộc định lượng. Nếu so sánh với mô hình hồi qui, mô hình ANOVA là dạng đặc biệt của mô hình hồi qui trong đó biến tất cả các biến độc lập là biến định tính. ANOVA một chiều tương đương với mô hình hồi qui đơn, ANOVA hai hay nhiều chiều tương đương với mô hình hồi qui bội và MANOVA tương đương với mô hình hồi qui đa biến.



## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 12

1. Hãy so sánh sự giống nhau và khác nhau của phép kiểm định ANOVA một chiều và phép kiểm định t cho mẫu độc lập. Chúng ta có thể dùng phép kiểm định ANOVA một chiều để thay cho kiểm định t hay không? Tại sao?
2. Hãy so sánh sự giống nhau và khác nhau giữa ANOVA một chiều, hai chiều và nhiều chiều? Cho ví dụ minh họa?
3. Hãy thiết kế hai nghiên cứu, một nghiên cứu dùng phép kiểm định t cho mẫu độc lập và một nghiên cứu dùng phép kiểm định ANOVA một chiều để phân tích dữ liệu. Thực hiện hai nghiên cứu này và phân tích dữ liệu thu thập được theo hai bước sau đây:
  - a. Dùng ANOVA và kiểm định t cho từng nghiên cứu (ANOVA cho thiết kế nghiên cứu dùng ANOVA và kiểm định t cho nghiên cứu dùng phép kiểm định t).
  - b. Dùng ANOVA cho cả hai nghiên cứu và so sánh kết quả với Câu a.
4. Hãy so sánh sự giống nhau và khác nhau của ANOVA cho thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn và thử nghiệm khối ngẫu nhiên.
5. Hãy so sánh sự giống nhau và khác nhau của ANOVA cho thử nghiệm khối ngẫu nhiên và thử nghiệm thừa số.
6. Các nhà nghiên cứu marketing thường quan tâm đến vai trò của bao bì đối với quyết định mua hàng của người tiêu dùng. Vì vậy, một nhà nghiên cứu muốn kiểm định giả thuyết là mỗi kiểu bao bì khác nhau sẽ được người tiêu dùng đánh giá khác nhau.

Nhà nghiên cứu này nhờ một đơn vị chuyên thiết kế bao bì thiết kế bốn kiểu bao bì, ký hiệu là PK<sub>I</sub>, PK<sub>II</sub>, PK<sub>III</sub>, và PK<sub>IV</sub> cho một sản phẩm X. Tiếp theo, nhà nghiên cứu này thực hiện một nghiên cứu để kiểm định giả thuyết đưa ra bằng cách chọn ngẫu nhiên 60 người tiêu dùng và chia ngẫu nhiên họ ra thành bốn nhóm (I, II, III, IV), mỗi nhóm 15 người tiêu dùng. Sau đó cho họ đánh giá bốn loại bao bì (mỗi nhóm đánh giá một loại bao bì) theo thang đo quảng, năm điểm, với 1: rất



xấu và 5: rất đẹp. Kết quả đánh giá được trình bày trong Bảng B5 dưới đây:

**Bảng B6. Điểm của bốn loại bao bì dùng cho sản phẩm X**

Nhóm người tiêu dùng nhóm I: PK <sub>I</sub>	Nhóm người tiêu dùng nhóm II: PK <sub>II</sub>	Nhóm người tiêu dùng nhóm III: PK <sub>III</sub>	Nhóm người tiêu dùng nhóm IV: PK <sub>IV</sub>
3	4	2	2
4	3	3	2
3	2	4	2
5	1	4	3
4	2	3	2
3	3	4	1
2	3	5	2
3	2	3	3
4	4	5	4
3	5	3	5
4	2	5	3
3	1	4	4
5	2	5	2
2	1	4	1
3	2	5	2

- a. Đây là thử nghiệm gì? Dùng phương pháp phân tích nào để phân tích thử nghiệm này?
  - b. Khi phân tích cần những điều kiện gì? Hãy phân tích thử nghiệm này trong điều kiện bạn đưa ra.
7. Trong Bài tập 6, bây giờ, giả sử nhà nghiên cứu thấy rằng độ tuổi của người tiêu dùng có ảnh hưởng đến việc đánh giá bao bì X. Vì vậy, nhà nghiên cứu này tiến hành một thử nghiệm tiếp theo bằng cách chọn người tiêu dùng theo ba độ tuổi (xem Bảng B6a).

Thử nghiệm được tiến hành bằng cách đề nghị mỗi người tiêu dùng ở từng nhóm tuổi đánh giá cả bốn loại bao bì. Sau khi tiến hành thử nghiệm chúng ta thu được kết quả trình bày trong Bảng B7b.

Bảng 7a. Nhóm tuổi

Nhóm	Tuổi
A	< 25
B	25 – 40
C	> 40

Bảng B7b. Điểm đánh giá bao bì cho sản phẩm X theo độ tuổi

Độ tuổi	Xử lý			
	PK <sub>I</sub>	PK <sub>II</sub>	PK <sub>III</sub>	PK <sub>IV</sub>
A	2	5	2	2
A	3	2	3	1
A	4	4	5	4
A	5	1	2	5
A	4	2	3	2
B	3	2	3	1
B	4	4	5	2
B	3	2	5	3
B	3	4	3	4
B	2	5	3	5
C	5	4	5	2
C	4	1	4	5
C	5	3	5	3
C	3	2	3	1
C	3	2	4	2

- a. Đây là thử nghiệm gì và phải dùng phương pháp phân tích nào để phân tích thử nghiệm này? Khi phân tích cần những điều kiện gì? Hãy phân tích thử nghiệm này trong điều kiện bạn đưa ra.
  - b. Hãy so sánh cách chọn mẫu của thử nghiệm này với thử nghiệm ở Câu 6.
8. Nhà nghiên cứu tiếp tục cho rằng màu sắc và kích thước bao bì cũng là vấn đề người tiêu dùng quan tâm. Hay nói cách khác, kích thước và màu sắc của bao bì cũng như sự kết hợp giữa chúng đóng vai trò quan trọng trong việc xu hướng tiêu dùng một thương hiệu của người tiêu dùng. Vì vậy, nhà nghiên cứu này nhờ đơn vị thiết kế thực hiện thiết kế bốn loại màu sắc bao bì ( $M_I$ ,  $M_{II}$ ,  $M_{III}$ ,  $M_{IV}$ ) và ba cỡ kích thước ( $K_I$ ,  $K_{II}$ ,  $K_{III}$ ) cho sản phẩm X.

Tiếp theo, nhà nghiên cứu này chọn ngẫu nhiên 60 người tiêu dùng và chia ngẫu nhiên họ thành 12 nhóm, mỗi nhóm năm người. Mỗi nhóm người tiêu dùng này sẽ đánh giá một kết hợp giữa màu sắc và kích thước bao bì theo thang đo quăng, năm điểm, với 1: rất xấu và 5: rất đẹp. Kết quả thu từ thử nghiệm này được trình bày trong Bảng B8.

**Bảng B8. Điểm đánh giá của người tiêu dùng về các kết hợp giữa màu sắc và kích thước bao bì dùng cho sản phẩm X**

Xử lý II (kích thước)	Xử lý I (màu sắc)			
	$M_I$	$M_{II}$	$M_{III}$	$M_{IV}$
$K_I$	2	5	2	2
$K_I$	3	2	3	1
$K_I$	4	4	5	4
$K_I$	5	1	2	5
$K_I$	4	2	3	2
$K_{II}$	3	2	3	1
$K_{II}$	4	4	5	2
$K_{II}$	3	2	5	3
$K_{II}$	3	4	3	4



$K_{II}$	2	5	3	5
$K_{III}$	5	4	5	2
$K_{III}$	4	1	4	5
$K_{III}$	5	3	5	3
$K_{III}$	3	2	3	1
$K_{III}$	3	2	4	2

- a. Đây là thử nghiệm gì và so sánh sự khác biệt của thử nghiệm này với thử nghiệm ở Câu 7? Dùng phương pháp phân tích nào để phân tích thử nghiệm này?
  - b. Hãy so sánh cách chọn mẫu của thử nghiệm này với thử nghiệm ở Câu 6 và Câu 7.
  - c. Phương pháp phân tích cho thử nghiệm này có giống với thử nghiệm ở Câu 7? Tại sao? Khi phân tích cần những điều kiện gì? Hãy phân tích thử nghiệm này trong điều kiện bạn đưa ra.
9. Hãy thiết kế một thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn, tiến hành thực hiện thử nghiệm này và phân tích thông tin thu thập được.
  10. Hãy thiết kế một thử nghiệm khối ngẫu nhiên, tiến hành thực hiện thử nghiệm này và phân tích thông tin thu thập được.
  11. Hãy thiết kế một thử nghiệm thừa số, tiến hành thực hiện thử nghiệm này và phân tích thông tin thu thập được.

## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 12

Newbold P (1991), *Statistics for Business and Economics*, 3<sup>th</sup>ed, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall: Đây là tài liệu giáo khoa rất cơ bản về thống kê cho sinh viên kinh doanh. Là tài liệu nên đọc kỹ nếu đã quên về thống kê cơ bản. Phần t-test và ANOVA được trình bày khá đầy đủ trong tài liệu thống kê nhập môn này.

Iversen GR & Norpoth H (1987), *Analysis of Variance*, Newbury Park CA: Sage: Đây là sách giáo khoa nhập môn về ANOVA dùng cho những nhà nghiên cứu khoa học xã hội. Sách viết dễ đọc và dễ hiểu.

Gamst G, Meyers LS & Guarino AJ (2008), *Analysis of Variance Designs*, Cambridge: Cambridge Uni Press: Tài liệu này viết rất đầy đủ về thiết kế dùng ANOVA. Đây là một tài liệu hoàn hảo về ANOVA, trong đó có giới thiệu chi tiết cách sử dụng phần mềm SPSS và SAS.

*Chương 13*

**Mô hình hồi qui đơn và bội:  
Kiểm định tác động của một hay  
nhiều biến độc lập định lượng vào  
một biến phụ thuộc định lượng**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *Vấn đề nghiên cứu*
2. *Mô hình hồi qui đơn SRL*
3. *Mô hình hồi qui bội MLR*
4. *Phân tích hồi qui với SPSS*



### 1. Vấn đề nghiên cứu

Trong nghiên cứu, chúng ta thường phải kiểm định các giả thuyết về mối quan hệ giữa hai hay nhiều biến, trong đó có một biến phụ thuộc và một hay nhiều biến độc lập. Khi chỉ có một biến độc lập, mô hình được gọi là mô hình hồi qui đơn SLR (Simple Linear Regression): tác động của một biến độc lập định lượng X vào một biến phụ thuộc định lượng Y. Trường hợp có nhiều biến độc lập (từ 2 trở lên), mô hình được gọi là mô hình hồi qui bội MLR (Multiple Linear Regression): tác động của nhiều biến độc lập định lượng vào một biến phụ thuộc định lượng. Một số câu hỏi nghiên cứu cụ thể như sau:

- Q1. Chi phí quảng cáo cho thương hiệu có làm tăng doanh thu của thương hiệu không?
- Q2. Sự thỏa mãn của khách hàng với thương hiệu có tác động vào lòng trung thành của họ đối với thương hiệu không?
- Q3. Tính hấp dẫn của công việc và tiền lương có tác động vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên không?
- Q4. Tính kiên định trong học tập, động cơ học tập và hình ảnh trường đại học có tác động vào kiến thức thu nhận của sinh viên không?

Giả thuyết trả lời cho các câu hỏi nghiên cứu trên có thể phát biểu ở dạng sau:

- H1. Chi phí quảng cáo có quan hệ cùng chiều với doanh thu một thương hiệu.

H2. Sự thỏa mãn của khách hàng về thương hiệu tác động cùng chiều vào lòng trung thành của họ đối với thương hiệu.

H3a. Tính hấp dẫn của công việc tác động nghịch chiều vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên.

H3b. Tiền lương tác động nghịch chiều vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên.

H4a. Tính kiên định trong học tập tác động cùng chiều vào kiến thức thu nhận của sinh viên.

H4b. Động cơ học tập tác động cùng chiều vào kiến thức thu nhận của sinh viên.

H4c. Hình ảnh của trường đại học tác động cùng chiều vào kiến thức thu nhận của sinh viên.

Để kiểm định các giả thuyết H1 và H2 chúng ta dùng mô hình hồi qui đơn vì chúng chỉ có một biến độc lập. Với giả thuyết H3 và H4 chúng ta phải dùng hồi qui bội vì có nhiều biến độc lập.

## 2. Hồi qui đơn

Trong phần này chúng ta sẽ giới thiệu một số cơ sở về bản chất của mô hình hồi qui đơn SLR, các giả định cũng như phương pháp ước lượng và kiểm định các tham số quan trọng của nó. Trên cơ sở của mô hình hồi qui đơn, chúng ta dễ dàng suy ra các mô hình hồi qui khác. Hơn nữa, giáo trình này chỉ tập trung vào hướng ứng dụng của chúng: sử dụng mô hình hồi qui để kiểm định các giả thuyết. Chúng ta dễ dàng tham khảo chi tiết về hồi qui trong các tài liệu chuyên về hồi qui (vd, kinh tế lượng nhập môn: Ramanathan 2002; phân tích kinh tế lượng: Greene 2003; hồi qui cho dữ liệu trong ngành khoa học xã hội: Demaris 2004; về các giả định của hồi qui: Belsley & ctg 2004; Berry 1993, vv).

## 2.1. Mô hình hồi qui tuyến tính đơn

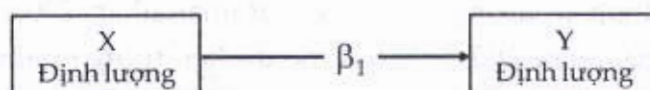
Mô hình hồi qui tuyến tính đơn giản, gọi tắt là hồi qui đơn hay SLR là mô hình xem xét mối quan hệ giữa hai biến: một nguyên nhân gọi biến độc lập  $X$  (independent hay predictor variable) và một biến kết quả, gọi là biến phụ thuộc  $Y$  (dependent hay criterion variable; Hình 13.1). Mô hình SLR được biểu diễn ở dạng sau:

$$\begin{aligned} Y_i &= f(X_i) + \varepsilon_i \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Trong đó:

- $Y_i$  là giá trị của  $Y$  tại quan sát thứ  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, N$  ( $N$  là kích thước mẫu)
- $X_i$  là giá trị của  $X$  tại quan sát thứ  $i$
- $\varepsilon_i$  là sai số (error) tại quan sát thứ  $i$ , nghĩa là những giải thích khác cho  $Y$  ngoài  $X$ , trong đó bao gồm các biến độc lập khác (không hiện diện trong mô hình) và sai số, ví dụ như sai số đo lường.
- $\beta_0$  là hằng số hồi qui
- $\beta_1$  là trọng số hồi qui

Hình 13.1. Mô hình hồi qui đơn





Chú ý là mối quan hệ giữa  $X$  và  $Y$  là mối quan hệ thống kê (statistical relationship). Nếu  $\varepsilon_i = 0$ , mối quan hệ giữa  $X$  và  $Y$  là một quan hệ hàm số (functional relationship) hay quan hệ xác định (deterministic relationship) và phần  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i$  được gọi là phần cấu trúc (structural part) của mô hình.

## 2.2. Giả định trong mô hình hồi qui đơn

Mô hình hồi qui đòi hỏi một số giả định (assumption), nghĩa là những tính toán trong mô hình hồi qui chỉ có nghĩa khi các giả định này được thỏa mãn. Trong mô hình SLR có ba thành phần: biến độc lập  $X$ , biến phụ thuộc  $Y$  và sai số  $\varepsilon_i$ . Vì vậy, chúng ta có giả định về  $Y$ ,  $X$ ,  $\varepsilon_i$  cũng như giả định về mối quan hệ giữa chúng trong mô hình SLR.

Giả định thứ nhất là  $X$  và  $Y$  phải có quan hệ tuyến tính với nhau. Giả định thứ hai là,  $Y$  phải là biến định lượng. Nhớ lại biến định lượng là biến có thang đo tỉ lệ (ratio) hoặc quãng (interval). Cũng chú ý là biến  $Y$  về mặt lý thuyết phải là biến liên tục (thang đo tỉ lệ). Tuy nhiên, trong thực tế nghiên cứu, các biến thường là gián đoạn và mô hình hồi qui có thể phù hợp với thang đo quãng với số đo từ năm điểm trở lên, ví dụ thang đo Likert 5 điểm (vd, Demaris 2004; Muthen & Muthen 1985).  $X$  có thể là biến định lượng hoặc định tính. Nếu  $X$  là biến định tính, mô hình hồi qui đơn sẽ là mô hình ANOVA một chiều (giới thiệu trong Chương 12). Chúng ta cũng sẽ xem xét các biến độc lập định tính ở dạng biến dummy trong Chương 14. Giả định thứ ba là các quan sát  $Y_i$  độc lập với nhau. Giáo trình này tập trung vào dữ liệu khảo sát (survey data). Điều này có nghĩa là chúng ta chọn một mẫu  $n$  quan sát độc lập từ một đám đông  $N$  quan sát để ước lượng và kiểm định các tham số mô hình. Vì vậy, giả định này luôn được thỏa đối với dữ liệu khảo sát.

Giả định thứ tư là các quan sát  $X_i$  cố định trong quá trình lặp lại (nonstochastic regressor), có nghĩa là chúng ta đã xác định trước được các giá trị  $X_i$  như thường gặp trong dữ liệu thử nghiệm (experimental data). Thông thường, trong dữ liệu khảo sát chúng ta khó có thể xác định trước  $X_i$  nên điều kiện này rất khó thỏa đối với dữ liệu khảo sát. Tuy nhiên, ước lượng vẫn có giá trị với tập các giá trị  $X_i$  trong mẫu (Demaris 2004). Vì vậy, với dữ liệu khảo sát bằng thang đo (vd, Likert), giá trị  $X_i$  luôn được xác định trước (vd, 5 điểm, 7 điểm, vv) giả định này vẫn thỏa. Giả định thứ năm là  $X_i$  được đo lường chính xác, nghĩa là không xuất hiện sai số đo lường. Giả định này không thể thỏa trong tất cả các dạng dữ liệu, vì sai số luôn xuất hiện trong các đo lường (xem lại Chương 10).

Giả định thứ sáu là sai số  $\varepsilon_i$  có phân phối chuẩn. Giả định thứ bảy là tại mọi giá trị  $X_i$ , kỳ vọng  $E(\varepsilon_i) = 0$ . Giả định này tương đương với điều kiện  $X_i$  không có quan hệ với  $\varepsilon_i$  (orthogonality condition), nghĩa là  $\text{Cov}(X_i, \varepsilon_i) = 0$ . Vì nếu  $\varepsilon_i$  có quan hệ với  $X_i$  thì chúng ta có thể biểu diễn  $\varepsilon_i$  ở dạng  $E(\varepsilon_i) = \gamma_0 + \gamma_1 X_i$ . Nhưng  $E(\varepsilon_i) = 0 \Rightarrow E(\varepsilon_i) = \gamma_0 + \gamma_1 X_i = 0$ , có nghĩa là  $\varepsilon_i$  và  $X_i$  không có quan hệ với nhau (Demaris 2004). Giả định thứ tám là giả định về phương sai không đổi (homoscedasticity). Nghĩa là, phương sai các sai số tại các giá trị  $X_i$  phải như nhau:  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{hằng số}$ . Cuối cùng, giả định thứ chín là giả định về sự vắng mặt của tương quan chuỗi (autocorrelation). Điều này có nghĩa là sai số tại các giá trị  $X_i$  và  $X_j$  không có quan hệ với nhau:  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$ . Cũng chú ý thêm rằng giả định này tương đương với giả định thứ ba (các quan sát  $Y_i$  độc lập với nhau) vì nếu các quan sát  $Y_i$  độc lập nhau thì sai số cũng độc lập nhau. Vì vậy, với dữ liệu khảo sát, giả định này cũng luôn thỏa. Chúng ta có thể tóm tắt các giả định của mô hình hồi qui đơn như sau:



- Giả định về quan hệ giữa  $X$  và  $Y$ :

1. Quan hệ tuyến tính:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

- Giả định về  $Y$ :

2.  $Y$  là biến định lượng
3. Các quan sát  $Y_i$  độc lập

- Giả định về  $X$ :

4. Các giá trị  $X_i$  cố định
5.  $X$  được đo lường không sai số

- Giả định về  $\varepsilon_i$ :

6.  $\varepsilon_i \sim N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2)$
7.  $E(\varepsilon_i) = 0$
8.  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{hằng số}$
9.  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$ .

### 2.3. Diễn giải mô hình hồi qui

Chúng ta có thể diễn giải mô hình hồi qui như sau (vd, Demaris 2004). Trờ lại mô hình hồi qui đơn SLR có dạng (Hình 13.1):

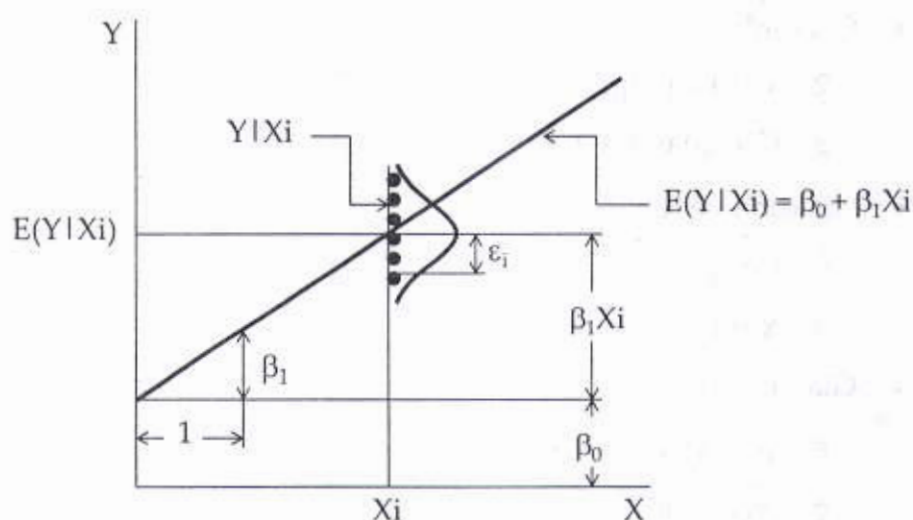
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

Nếu lấy kỳ vọng của hai vế phương trình trên và chú ý  $\beta_1 X_i$  là hằng số tại bất kỳ  $X_i$  cụ thể nào đó. Vì vậy  $E(\beta_1 X_i) = \beta_1 X_i$  [chú ý là  $E(\text{hằng số}) = \text{hằng số}$ ], chúng ta có:



$$\begin{aligned} E(Y_i | X_i) &= E(\beta_0) + E(\beta_1 X_i) + E(\varepsilon_i) \\ &= \beta_0 + \beta_1 X_i \end{aligned}$$

Hình 13.2. Đường biểu diễn mô hình hồi qui đơn



Kỳ vọng  $E(Y_i | X_i)$  được gọi là trung bình điều kiện (conditional mean) của  $Y_i$  theo  $X_i$ . Như vậy, trung bình điều kiện của  $Y_i$  tại bất kỳ  $X_i$  nào đó đều nằm trên đường hồi qui (regression line; Hình 13.2). Tiếp theo, lấy đạo hàm của  $E(Y_i | X_i)$  theo  $X_i$ , chúng ta có:

$$\frac{d}{dX_i}[E(Y_i | X_i)] = \frac{d}{dX_i}(\beta_0 + \beta_1 X_i) = \beta_1$$

Phương trình trên cho chúng ta thấy, khi  $X_i$  thay đổi một đơn vị thì kỳ vọng  $E(Y_i | X_i)$  của  $Y_i$  thay đổi  $\beta_1$  đơn vị và trọng số hồi qui (regression weight)  $\beta_1$  chính là hệ số góc của đường hồi qui.

## 2.4. Ước lượng mô hình SLR dựa vào dữ liệu mẫu

Chúng ta đã biết, trong bất kỳ mô hình thống kê nào, thông tin (tham số) chúng ta cần biết là các thông tin về đám đông. Tuy nhiên, chúng ta không thể có được các thông tin này. Vì vậy, chúng ta dùng thông tin của mẫu để ước lượng hoặc kiểm định thông tin về đám đông. Trong mô hình SLR cũng vậy, tham số chúng ta cần biết là các trọng số hồi qui  $\beta_0$  và  $\beta_1$  của đám đông và chúng ta không thể có được chúng. Do đó, chúng ta sẽ sử dụng tham số tương ứng từ mẫu để ước lượng (hoặc kiểm định) các tham số của đám đông. Có nhiều phương pháp ước lượng các hệ số  $\beta_0$  và  $\beta_1$  từ dữ liệu mẫu. Hai phương pháp phổ biến là ước lượng bằng phương pháp bình phương bé nhất OLS (Ordinary Least Squares) và phương pháp xu hướng cực đại ML (Maximum Likelihood). Trong giáo trình này, chúng ta xem xét phương pháp OLS.

### 2.4.1. Ước lượng mô hình SLR bằng OLS

Nguyên tắc của phương pháp ước lượng các hệ số  $\beta_0$  và  $\beta_1$  từ dữ liệu mẫu bằng OLS là cực tiểu biến thiên phần dư  $SS_e$ . Chú ý phần sai số trong mẫu, tương ứng với sai số  $\varepsilon$  trong đám đông, được gọi là phần dư (residual) và ký hiệu là  $e$ . Cực tiểu phần dư có nghĩa là đường hồi qui dùng để biểu diễn mối quan hệ giữa  $X_i$  và  $Y_i$  có sai số nhỏ nhất. Hay nói cách khác, đường này biểu diễn tốt nhất mối quan hệ giữa  $X_i$  và  $Y_i$ . Để dễ theo dõi, chúng ta ký hiệu các giá trị  $X_i$  và  $Y_i$  trong mẫu bằng  $x_i$  và  $y_i$  và giá trị ước lượng cho một tham số nào đó được ký hiệu có dấu mũ, vd,  $\hat{\beta}_1$  là giá trị ước lượng của  $\beta_1$ . Trước tiên, chúng ta tính toán các biến thiên của SLR trong mẫu. Gọi  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  là giá trị ước lượng của  $\beta_0$  và  $\beta_1$ , chúng ta tính biến thiên phần dư  $SS_e$  trong mẫu như sau:

$$SS_e = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n [y_i - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i)]^2$$

Lấy đạo hàm của  $SS_e$  theo  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ , chúng ta có:

$$\frac{\partial}{\partial \hat{\beta}_0} \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \right] = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)$$

$$\frac{\partial}{\partial \hat{\beta}_1} \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \right] = -2 \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)$$

Giá trị ước lượng OLS của  $\beta_0$  và  $\beta_1$  là giá trị của  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  làm cực tiểu biến thiên phần dư  $SS_e$ . Để làm cực tiểu biến thiên phần dư chúng ta lấy đạo hàm của nó theo  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  và cho chúng bằng 0. Cụ thể lấy đạo hàm theo  $\hat{\beta}_0$  chúng ta có:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \hat{\beta}_0} \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \right] &= 0 \\ \Rightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) &= 0 \quad [1] \end{aligned}$$

Lấy đạo hàm theo  $\hat{\beta}_1$  chúng ta có:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \hat{\beta}_1} \left[ \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2 \right] &= 0 \\ \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) &= 0 \quad [2] \end{aligned}$$



Phương trình [1] và [2] được gọi là hai **phương trình chuẩn** (normal equations) của mô hình hồi qui đơn. Giải hệ phương trình chuẩn này chúng ta có giá trị ước lượng từ mẫu ( $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ ) của trọng số hồi qui  $\beta_0$  và  $\beta_1$  trong đám đông. Cụ thể tính toán như sau:

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) &= 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n y_i - n\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_i = 0 \\ &\Rightarrow n\hat{\beta}_0 = \sum_{i=1}^n y_i - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_i \\ &\Rightarrow \hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i) &= 0 \Rightarrow \sum_{i=1}^n x_i y_i - \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n x_i - \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_i^2 = 0 \\ &\Rightarrow \hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\text{cov}(x, y)}{\text{var}(x)}\end{aligned}$$

Sau khi OLS ước lượng  $\beta_0$  và  $\beta_1$  từ dữ liệu mẫu, chúng ta có giá trị ước lượng  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  và đường hồi qui ước lượng (OLS regression line) được biểu diễn như sau:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$$

#### 2.4.2. Hệ số xác định $R_p^2$ trong đám đông

**Hệ số xác định**  $R_p^2$  (coefficient of determination) phản ánh phần biến thiên của biến phụ thuộc Y được giải thích bởi biến độc lập X (phần còn lại là sai số, bao gồm sai số đo lường và các biến khác vắng mặt trong mô hình). Vì vậy,  $R_p^2$  chính là bình phương hệ số tương quan

giữa  $Y$  và  $\hat{Y}$  và là chỉ số dùng để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình hồi qui với dữ liệu thực tế.

Để tính hệ số xác định  $R_p^2$  trong đám đông có kích thước  $N$ , chúng ta nhớ lại các biến thiên của mô hình hồi qui trong đám đông bao gồm: biến thiên của  $Y$  (tổng biến thiên) là  $SS_Y$ , biến thiên hồi qui  $SS_R$ , và biến thiên sai số  $SS_\varepsilon$ :

$$SS_Y = SS_R + SS_\varepsilon$$

Trong đó,

$$SS_Y = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2$$

$$SS_R = \sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2$$

$$SS_\varepsilon = \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

Hệ số xác định  $R_p^2$  được định nghĩa là phần của mô hình (do  $X$ ) giải thích cho  $Y$ :

$$\begin{aligned} R_p^2 &= [Cor(Y_i, \hat{Y}_i)]^2 \\ &= \frac{SS_R}{SS_Y} = \frac{SS_Y - SS_\varepsilon}{SS_Y} \\ &= 1 - \frac{SS_\varepsilon}{SS_Y} \end{aligned}$$

### 2.4.3. Hệ số xác định $R^2$ trong mẫu

Để tính hệ số xác định trong mẫu có kích thước  $n$ , chúng ta tính các thành phần biến thiên  $SS_y$  của  $y_i$  trong mẫu (dao động của  $y_i$  so với trung bình của nó) như sau:

$$\begin{aligned}
 SS_y &= \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i + \hat{y}_i - \bar{y})^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n [(\hat{y}_i - \bar{y}) + (y_i - \hat{y}_i)]^2 \\
 &= \sum_{i=1}^n [(\hat{y}_i - \bar{y})^2 + (y_i - \hat{y}_i)^2 + 2(\hat{y}_i - \bar{y})(y_i - \hat{y}_i)] \\
 &= \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 + 2 \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})(y_i - \hat{y}_i) \\
 &= \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2
 \end{aligned}$$

Như vậy, biến thiên  $SS_y$  của  $y$  (tổng biến thiên) trong mẫu bao gồm hai thành phần: biến thiên hồi qui  $SS_r$  là dao động của giá trị ước lượng  $\hat{y}_i$  so với trung bình  $\bar{y}$  và biến thiên phần dư  $SS_e$  là biến thiên của  $y_i$  so với giá trị ước lượng  $\hat{y}_i$ :

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 &= \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \\
 SS_y &= SS_r + SS_e
 \end{aligned}$$



*Tổng biến thiên = Biến thiên hồi qui + Biến thiên phần dư*

Tương tự như hệ số xác định  $R^2$  trong đám đông, hệ số xác định  $R^2$  trong mẫu là phần biến thiên của  $y$  ( $SS_y$ ) được giải thích bởi  $x$  mô hình ( $SS_r$ ):

$$\begin{aligned} R^2 &= \frac{SS_r}{SS_y} \\ &= \frac{SS_r + SS_e - SS_e}{SS_y} \\ &= \frac{SS_y - SS_e}{SS_y} \\ &= 1 - \frac{SS_e}{SS_y} \end{aligned}$$

Trong mô hình SLR, hệ số xác định  $R^2$  chính là bình phương hệ số tương quan Pearson  $r$  giữa  $x$  và  $y$  ( $R^2 = r^2$ ). Cũng cần chú ý thêm là  $R = \text{cor}(y_i, \hat{y}_i)$  luôn luôn dương nhưng  $r = \text{cor}(x_i, y_i)$  có thể dương hoặc âm.

#### 2.4.4. Mối quan hệ giữa hệ số tương quan $r$ và hệ số hồi qui $\beta$

Nhớ lại hệ số tương quan  $r$  giữa hai biến  $x$  và  $y$  trong mẫu được tính như sau:

$$r = \frac{\text{cov}(x, y)}{S_x S_y}$$

Trong đó,  $S_x$  và  $S_y$  là độ lệch chuẩn của  $x$  và  $y$ . Hệ số hồi qui (còn gọi là trọng số hồi qui) được tính như sau:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\text{cov}(x, y)}{S_x^2}$$

Từ đó:

$$\begin{aligned} r &= \frac{\text{cov}(x, y)}{S_x S_y} \\ &= \frac{\text{cov}(x, y)}{S_x^2} \frac{S_x}{S_y} \\ &= \hat{\beta}_1 \frac{S_x}{S_y} \end{aligned}$$

Nếu biến  $x$  và  $y$  là biến chuẩn hóa [ $x, y \sim N(0,1)$ ] thì phương sai của chúng bằng 1 (do đó, độ lệch chuẩn = 1) và trung bình của chúng bằng 0, ( $S_x = S_y = 1; \bar{x} = \bar{y} = 0$ ), chúng ta có:

$$r = \hat{\beta}_1 \frac{S_x}{S_y} = \hat{\beta}_1$$

Và lúc này,  $\hat{\beta}_0 = 0$ :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_0 &= \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x} \\ \bar{y} = \bar{x} = 0 &\Rightarrow \hat{\beta}_0 = 0 \end{aligned}$$

Như vậy, trong mô hình hồi qui đơn SLR, trọng số hồi qui chuẩn hóa chính là hệ số tương quan Pearson giữa biến độc lập và biến phụ thuộc.

#### 2.4.5. Tính chất của ước lượng $\hat{\beta}_0$ và $\hat{\beta}_1$ và kiểm định chúng

Nhớ lại thống kê căn bản (xem Chương 9), ước lượng  $\hat{\theta}$  được gọi là một ước lượng không chệch (unbiased estimator) của  $\theta$  nếu  $E(\hat{\theta}) = \theta$ ; và nếu phương sai  $Var(\hat{\theta})$  nhỏ nhất thì  $\hat{\theta}$  được gọi là ước lượng không chệch hiệu quả nhất (most efficient unbiased estimator) của  $\theta$ . Vì vậy, để biết tính chất của ước lượng  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ , chúng ta chỉ cần tính  $E(\hat{\beta}_0)$ ,  $E(\hat{\beta}_1)$  và phương sai của chúng. Chúng ta sẽ thấy  $E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$ ,  $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$ , và phương sai của chúng là phương sai nhỏ nhất. Lấy ví dụ, chúng ta xem xét đặc điểm của các trọng số hồi qui  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ . Với  $\hat{\beta}_1$  chúng ta có:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n [(x_i - \bar{x})y_i - (x_i - \bar{x})\bar{y}]}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} - \frac{\bar{y} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}\end{aligned}$$

Vì  $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0$ , cho nên chúng ta có:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Lấy trung bình điều kiện của  $\hat{\beta}_1$  theo  $x_i$  chúng ta có:



$$\begin{aligned}
 E(\hat{\beta}_1 | x_i) &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} E(y_i | x_i) \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} (\beta_0 + \beta_1 x_i) \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_0 + \frac{\sum_{i=1}^n (x_i^2 - x_i \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_1
 \end{aligned}$$

Vì  $\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) = 0$ , cho nên:

$$\begin{aligned}
 E(\hat{\beta}_1 | x_i) &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i^2 - x_i \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_1 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x} \sum_{i=1}^n x_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_1 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2 - n\bar{x}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_1 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \beta_1 = \beta_1
 \end{aligned}$$

Tương tự như vậy cho  $\hat{\beta}_0$ :

$$\begin{aligned}
 E(\hat{\beta}_0) &= E(\bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}) \\
 &= \bar{y} - \bar{x} E(\hat{\beta}_1) \\
 &= \bar{y} - \bar{x} \beta_1 \\
 &= \beta_0
 \end{aligned}$$

Chúng ta cũng có thể dễ dàng tính toán và chứng minh được phương sai của chúng có giá trị nhỏ nhất. Do vậy, ước lượng OLS  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  của trọng số hồi qui  $\beta_0$  và  $\beta_1$  là các ước lượng không chệch và hiệu quả nhất.

#### 2.4.6. Kiểm định $\hat{\beta}_0$ và $\hat{\beta}_1$

Kiểm định  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  là kiểm định (1) đường hồi qui trong đám đông có đi qua điểm gốc tọa độ ( $\hat{\beta}_0 = 0$ ) hay không ( $\hat{\beta}_0 \neq 0$ ) và (2) để xem có mối quan hệ giữa X và Y trong đám đông ( $\hat{\beta}_1$  khác 0 hay bằng 0). Như vậy, khi dùng OLS để ước lượng các hệ số hồi qui  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  từ dữ liệu mẫu, chúng ta có giá trị  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  của mẫu và giá trị này có thể khác 0 hay bằng không (thường là khác 0). Tuy nhiên, chúng ta không thể biết được chúng có khác 0 trong đám đông hay không. Vì vậy chúng ta phải kiểm định chúng (nhớ lại nguyên tắc kiểm định trong kiểm định thống kê). Để làm điều này, chúng ta cần biết phân phối mẫu (sampling distribution) của  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ .

Với mẫu có kích thước lớn thì  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  có phân phối chuẩn với trung bình và phương sai như sau:

$$E(\hat{\beta}_0) = \beta_0$$

$$E(\hat{\beta}_1) = \beta_1$$

$$Var(\hat{\beta}_0) = \frac{\sigma^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

$$Var(\hat{\beta}_1) = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

Tuy nhiên, cần chú ý là với mẫu nhỏ thì để  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  có tính chất như trên thì phần sai số phải có phân phối chuẩn, có trung bình bằng 0 và phương sai là  $\sigma^2$ . Lúc này, chúng ta có thể dùng phép kiểm định t (hoặc z nếu mẫu lớn) để kiểm định  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  với giả thuyết không  $H_0$  là  $\beta_0 = 0$  và  $\beta_1 = 0$  và giả thuyết nghiên cứu  $H_R$  là  $\beta_0 \neq 0$  và  $\beta_1 \neq 0$  với giá trị thống kê kiểm định  $t_{stat}$  có bậc tự do là  $n-2$ :

$$t_{stat(\beta_0)} = \frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}}$$

$$t_{stat(\beta_1)} = \frac{\hat{\beta}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}}$$

Trong đó,  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0}$  và  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}$  là độ lệch chuẩn ước lượng, gọi là sai lệch chuẩn (standard error) của  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$ . Các sai lệch chuẩn này được tính như sau:

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_0} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}} \text{ và } \hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

Trong đó:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-2} SS_e = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

### 3. Mô hình hồi qui bội MLR

Mô hình hồi qui đơn SLR thường ít sử dụng trong nghiên cứu vì trong thực tiễn, có rất nhiều biến độc lập có thể giải thích cho biến thiên của một biến phụ thuộc. Tuy nhiên, SLR là mô hình cơ sở của các mô hình họ hồi qui. Trên cơ sở của mô hình SLR chúng ta để



dàng nắm bắt được các mô hình hồi qui phức tạp hơn. Trong phần này, chúng ta giới thiệu mô hình hồi qui bội MLR. Cụ thể là xem xét tác động của hai hay nhiều biến phụ độc lập định lượng vào một biến phụ thuộc định lượng.

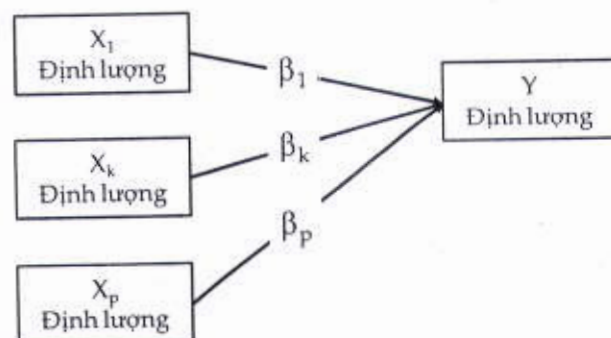
### 3.1. Mô hình hồi qui bội MLR

Tương tự như trong mô hình hồi qui đơn SLR, mô hình hồi qui bội MLR biểu diễn mối quan hệ giữa hai hay nhiều biến độc lập với một biến phụ thuộc định lượng (Hình 13.3).

Trở lại mô hình SLR với một biến độc lập  $X$ , mối quan hệ giữa  $X_i$  và  $Y_i$  được biểu diễn như sau ( $i = 1, 2, \dots, N$ ; với  $N$  là kích thước mẫu):

$$Y_i = f(X_i) + \varepsilon_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

Hình 13.3. Mô hình hồi qui bội



Mở rộng mô hình này cho nhiều (giả sử  $p$ ) biến độc lập,  $X_1, X_2, \dots, X_k, \dots, X_p$ , mối quan hệ trên được biểu diễn như sau (chú ý thêm là bây giờ chúng ta dùng thêm chỉ số  $k$  ( $k = 1, 2, \dots, p$ ) để biểu

diễn biến độc lập vì chúng ta có  $p$  biến độc lập trong mô hình hồi qui bội và vẫn dùng  $i$  để biểu diễn số quan sát ( $i = 1, 2, \dots, N$ ):

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \dots + \beta_p X_{pi} + \varepsilon_i \\ &= \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Nếu chúng ta đặt  $X_0 = 1$  (tương ứng với  $k = 0$ ), phương trình MLR có thể viết ở dạng đơn giản hơn như sau:

$$Y_i = \sum_{k=0}^p \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i$$

Lấy kỳ vọng (trung bình điều kiện  $X_i$ ) của hai vế phương trình trên và chú ý  $\beta_k X_{ki}$  là hằng số tại bất kỳ  $X_{ki}$  cụ thể nào đó. Vì vậy  $E(\beta_k X_{ki}) = \beta_k X_{ki}$ , chúng ta có:

$$E(Y_i | X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{pi}) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_p X_{pi}$$

Viết lại phương trình trên ở dạng tóm tắt và dùng ký hiệu  $E(Y_i)$  thay cho  $E(Y_i | X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{pi})$ , chúng ta có:

$$E(Y_i) = \sum_{k=0}^p \beta_k X_{ki}$$

Nhớ lại, trong mô hình hồi qui đơn SLR, chúng ta có các giả định: (1)  $X$  và  $Y$  có quan hệ tuyến tính, (2)  $Y$  là biến định lượng, (3) các quan sát của  $Y$  độc lập nhau, (4) các giá trị  $X_i$  cố định, (5)  $X$  được

đo lường không sai số, (6)  $\varepsilon_i \sim N(\mu_\varepsilon, \sigma_\varepsilon^2)$ , (7)  $E(\varepsilon_i) = 0$ , (8)  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{hằng số}$ , và (9)  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0, \forall i \neq j$ .

Trong mô hình hồi qui bội MLR, chúng ta có nhiều biến độc lập, vì vậy với MLR, chúng ta có thêm giả định (10) là các biến độc lập không có quan hệ nhau hoàn toàn:

$$\text{Cor}(X_i, X_j) \neq 1, \forall i \neq j (i = 1, \dots, p; j = 1, \dots, p).$$

Điểm chú ý ở đây là giả định này là không có quan hệ hoàn toàn với nhau, nghĩa là hệ số tương quan  $r$  của các cặp biến độc với nhau khác với 1, chứ không phải chúng không có tương quan với nhau. Trong thực tiễn nghiên cứu, các biến (khái niệm nghiên cứu) trong một mô hình thường có quan hệ với nhau nhưng chúng phải phân biệt nhau (đạt được giá trị phân biệt).

### 3.2. Ước lượng và kiểm định trọng số hồi qui bằng OLS

Cũng cần nhắc lại là trong các mô hình thống kê trong đó có hồi qui, chúng ta biểu diễn các tham số của đám đông (vd, mối quan hệ của các biến trong MLR) để nắm được bản chất của chúng. Tuy nhiên, trong thực tiễn nghiên cứu, chúng ta không biết được chúng vì chúng ta không có dữ liệu của đám đông. Vì vậy chúng ta phải ước lượng các tham số đám đông thông qua dữ liệu mẫu.

#### 3.2.1. Trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa

Tương tự như trong mô hình SLR, để ước lượng các **trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa** (unstandardized regression coefficients)  $\beta_k$  ( $k = 1, \dots, p$ ) trong mô hình MLR từ dữ liệu của mẫu có kích thước  $n$  bằng



phương pháp bình phương bé nhất OLS, chúng ta cực tiểu biến thiên phần dư  $SS_e$ :

$$SS_e = \sum_{i=1}^n e^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ki})^2$$

Cực tiểu  $SS_e$  chúng ta sẽ tìm được các ước lượng OLS  $\hat{\beta}_k$  của  $\beta_k$ . Tương tự như trong trường hợp SLR, ước lượng OLS  $\hat{\beta}_k$  của các trọng số hồi qui  $\beta_k$  trong mô hình MLR là các ước lượng không chệch và hiệu quả nhất. Chúng ta có phương trình hồi qui bội của ước lượng OLS (fitted least squares regression) như sau:

$$\begin{aligned}\hat{Y}_i &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{i1} + \dots + \hat{\beta}_k X_{ki} + \dots + \hat{\beta}_p X_{pi} \\ &= \sum_{k=1}^p \hat{\beta}_k X_{ki}\end{aligned}$$

Tương tự như trong SLR, để kiểm định các trọng số hồi qui  $\beta_k$  trong MLR, chúng ta dùng phép kiểm định t với bậc tự do là  $n - p - 1$  ( $n$  là kích thước mẫu và  $p$  là số lượng biến độc lập trong mô hình). Các phần mềm thống kê, vd, SPSS sẽ giúp chúng ta tính toán dễ dàng chúng.

### 3.2.2. Trọng số hồi qui đã chuẩn hóa

Trong nghiên cứu, chúng ta thường xem xét tầm quan trọng giữa các biến độc lập (mức độ giải thích của chúng cho biến thiên của biến phụ thuộc). Nếu chúng ta dùng trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa, chúng ta không thể so sánh được vì thang đo lường chúng thường khác nhau. Vì vậy, chúng ta phải sử dụng trọng số hồi qui đã chuẩn

hóa (standardized regression coefficients), ký hiệu là  $z\hat{\beta}_k$  (cho ước lượng của  $z\beta_k$ ). Trọng số hồi qui này chính là trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa điều chỉnh theo biến thiên của biến độc lập và biến phụ thuộc trong mẫu. Chúng được tính như sau:

$$z\hat{\beta}_k = \hat{\beta}_k \frac{S_{x_k}}{S_y}$$

Trong đó,  $S_{x_k}$  và  $S_y$  theo thứ tự là độ lệch chuẩn trong mẫu của biến độc lập  $x_k$  và biến phụ thuộc  $y$ .

### 3.3. Hệ số phù hợp mô hình

Để đánh giá mức độ phù hợp mô hình (model fit) đối với mô hình hồi qui bội MLR, chúng ta cũng dựa vào hệ số xác định.

#### 3.3.1. Hệ số xác định $R_p^2$ trong đám đông

Tương tự như trong SLR, để tính hệ số xác định  $R_p^2$  trong đám đông có kích thước  $N$ , chúng ta nhớ lại các biến thiên của mô hình hồi qui trong đám đông bao gồm: biến thiên của  $Y$  (tổng biến thiên) là  $SS_y$ , biến thiên hồi qui  $SS_R$ , và biến thiên sai số  $SS_e$ :

$$SS_y = SS_R + SS_e$$

Trong đó,

$$SS_y = \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^2, \quad SS_R = \sum_{i=1}^N (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2 \text{ và } SS_e = \sum_{i=1}^N (Y_i - \hat{Y}_i)^2$$

Hệ số xác định  $R_p^2$  trong đám đông của mô hình hồi qui bội MLR được định nghĩa là phần của mô hình (do các biến độc lập  $X_k$ ) giải thích cho  $Y$ .  $R_p^2$  biểu thị độ mạnh của mối quan hệ tuyến tính giữa  $Y$  và tập các biến độc lập  $X_k$ , và nó cũng chính là bình phương hệ số tương quan giữa  $Y_i$  và  $\hat{Y}_i$ . Vì vậy, tương tự như trong mô hình SLR,  $R_p^2$  là chỉ số dùng để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình MLR:

$$\begin{aligned} R_p^2 &= [\text{Cor}(Y_i, \hat{Y}_i)]^2 \\ &= \frac{SS_R}{SS_Y} = \frac{SS_Y - SS_E}{SS_Y} \\ &= 1 - \frac{SS_E}{SS_Y} \end{aligned}$$

Trong MLR, giá trị  $R_p = \sqrt{R_p^2}$  được gọi là hệ số tương quan bội (multiple correlation coefficient) vì nó đo lường mối quan hệ giữa biến phụ thuộc  $Y$  với tập biến độc lập  $X_k$ . Nếu tập biến độc lập giải thích hoàn toàn phương sai của  $Y$ , thì điều này có nghĩa là sai số  $\varepsilon_i = 0$  hay  $Y_i$  và  $\hat{Y}_i$  là một và lúc này,  $R_p^2 = [\text{Cor}(Y_i, \hat{Y}_i)]^2 = 1$ . Quan hệ giữa  $Y$  và  $X_k$  trong trường hợp này là quan hệ hàm số.

### 3.3.2. Hệ số xác định $R^2$ trong mẫu

Cũng nhắc lại là chúng ta không thể có được  $R_p^2$  vì không có dữ liệu của đám đông, mà phải dùng hệ số xác định  $R^2$  trong mẫu để ước lượng  $R_p^2$  của đám đông. Vì vậy chúng ta phải tính  $R^2$  trong mẫu. Tương tự như  $R_p^2$  trong đám đông,  **$R^2$  trong mẫu là phần biến thiên của  $y$  do mô hình (các biến độc lập) giải thích.** Nhắc lại các biến thiên của mô hình hồi qui trong mẫu cũng tương tự như trong đám đông:



$$SS_y = SS_r + SS_e$$

Trong đó:

$$SS_y = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

$$SS_r = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

$$SS_e = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Hệ số xác định  $R^2$  trong mẫu được tính:

$$\begin{aligned} R^2 &= [\text{Corr}(y, \hat{y})]^2 \\ &= \frac{SS_r}{SS_y} = \frac{SS_y - SS_e}{SS_y} \\ &= 1 - \frac{SS_e}{SS_y} \end{aligned}$$

### 3.3.3. Kiểm định mức độ phù hợp của mô hình

Như đã thảo luận, hệ số xác định  $R^2$  là chỉ số dùng để đánh giá mức độ phù hợp mô hình MLR. Do đó, kiểm định mức độ phù hợp của mô hình chính là kiểm định giả thuyết  $H_0: R^2 = 0$  so với giả thuyết thay thế  $H_a: R^2 \neq 0$ . **Phép kiểm định F được sử dụng để kiểm định giả thuyết này và nó tương đương với kiểm định F trong ANOVA: nghĩa là chúng ta so sánh biến thiên hồi qui  $SS_r$  với biến thiên phần dư  $SS_e$ . Ý nghĩa của phép kiểm định này như sau: nếu biến thiên hồi qui lớn hơn nhiều so với biến thiên phần dư thì mô hình hồi qui càng phù hợp vì biến thiên của  $SS_r$  (tổng biến thiên của biến phụ thuộc)**

chủ yếu do các biến độc lập giải thích. Bảng 13.1 trình bày các thành phần của phép kiểm định này.

**Bảng 13.1. Bảng ANOVA cho kiểm định F**

Nguồn	Biến thiên	df	Trung bình	F-test
Hồi qui	$SS_r$	$p$	$MS_r = \frac{SS_r}{p}$	$F = \frac{MS_r}{MS_e}$
Phần dư	$SS_e$	$n - p - 1$	$MS_e = \frac{SS_e}{n - p - 1}$	

Chú ý là kiểm định F cho giả thuyết  $H_0: R^2 = 0$  so với giả thuyết thay thế  $H_a: R^2 \neq 0$  cũng chính là phép kiểm định cho giả thuyết  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_k = \dots = \beta_p = 0$  (tất cả các trọng số hồi qui trong đám đông, trừ hằng số hồi qui  $\beta_0$ , bằng 0) so với giả thuyết  $H_a: \beta_k \neq 0 (k = 1, \dots, p)$ . Chúng ta có thể biểu diễn F-test ở dạng  $R^2$  như sau:

$$\begin{aligned}
 F &= \frac{MS_r}{MS_e} = \frac{SS_r / p}{SS_e / (n - p - 1)} \\
 &= \frac{(SS_r / p) / SS_y}{[(SS_y - SS_r) / (n - p - 1)] / SS_y} \\
 &= \frac{(\frac{SS_r}{SS_y}) / p}{(1 - \frac{SS_r}{SS_y}) / (n - p - 1)} \\
 &= \frac{R^2 / p}{(1 - R^2) / (n - p - 1)}
 \end{aligned}$$

### 3.3.4. Hệ số xác định điều chỉnh $R_{adj}^2$

Trong mô hình MLR, vì có nhiều biến độc lập nên chúng ta phải dùng hệ số xác định điều chỉnh  $R_{adj}^2$  (adjusted coefficient of determination; điều chỉnh theo bậc tự do) để thay cho  $R^2$  khi so sánh các mô hình với nhau. Hệ số điều chỉnh này giúp chúng ta điều chỉnh mức độ phù hợp của mô hình: nghĩa là kiểm tra (trừng phạt) những mô hình có nhiều biến phụ thuộc nhưng thực sự trong đó có một số biến không giúp bao nhiêu cho việc giải thích biến thiên của Y. Hệ số xác định điều chỉnh  $R_{adj}^2$  được tính như sau:

$$\begin{aligned} R_{adj}^2 &= 1 - \frac{\hat{\sigma}_e^2}{S_y^2} \\ &= 1 - \frac{SS_e / (n - p - 1)}{SS_y / (n - 1)} \\ &= 1 - \frac{(n - 1)}{(n - p - 1)} \frac{SS_e}{SS_y} \\ &= 1 - \frac{(n - 1)}{(n - p - 1)} (1 - R^2) \end{aligned}$$

Trong đó, giá trị ước lượng từ dữ liệu mẫu  $\hat{\sigma}_e^2$  của phương sai sai số đám đông  $\sigma_e^2$  được tính:

$$\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = \frac{SS_e}{n - p - 1}$$

$MS_e$  (Mean Square error) là trung bình sai số và  $n - p - 1$  là bậc tự do. Bậc tự do df chính bằng kích thước mẫu trừ cho số ước tham số cần ước lượng. Chú ý chúng ta cần ước lượng  $p + 1$  trọng số hồi



qui  $(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$ , vì vậy,  $df = n - (p + 1) = n - p - 1$ . Giá trị  $\hat{\sigma}_e^2$  chính là biến thiên phần dư trong mẫu điều chỉnh cho  $S_y^2$  là phương sai của  $y$  ( $S_y^2 = SS_y / n - 1$ ).

Như vậy, khi đưa thêm biến độc lập vào mô hình MLR (tăng  $p$ ), thì biến đưa thêm này chỉ làm tăng  $R^2$  khi nó làm giảm được  $SS_e$ . Vì vậy,  $R_{adj}^2$  rất phù hợp để quyết định có nên đưa thêm biến độc lập vào mô hình hay không. Hay nói cách khác,  $R_{adj}^2$  một chỉ tiêu dùng để so sánh các mô hình với nhau.

### 3.4. Đa cộng tuyến

So với mô hình hồi qui đơn SLR, trong mô hình hồi qui bội MLR, chúng ta có thêm giả định một giả định nữa, đó là các biến độc lập không có tương quan hoàn toàn với nhau [ $\text{Cor}(X_i, X_j) \neq 1, \forall i \neq j$ ]. Vì vậy, khi ước lượng mô hình hồi qui bội chúng ta phải kiểm tra giả định này thông qua kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến (multicollinearity). Đa cộng tuyến là hiện tượng trong đó các biến độc lập có quan hệ với nhau. Khi chỉ có hai biến độc lập tương quan nhau, nó được gọi là hiện tượng cộng tuyến (collinearity) và khi có từ ba biến độc lập có tương quan nhau, gọi là đa cộng tuyến. Để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến, chỉ số thường dùng là hệ số phóng đại phương sai VIF (Variance Inflation Factor).

Để tính VIF, chúng ta, trước tiên, tính toán mối quan hệ giữa một biến độc lập nào đó với các biến độc lập còn lại. Lúc này, biến độc lập xem xét là biến phụ thuộc và các biến độc lập còn lại là biến độc lập, vd, biến  $X_p: X_p = f(X_1, X_2, \dots, X_{p-1})$ . Tiếp theo tính hệ số xác định  $R_{X_p(p-1)}^2$  của mô hình hồi qui cho biến  $X_p$ . Giá trị  $1 - R_{X_p(p-1)}^2$  được gọi là dung sai  $T_p$  (Tolerance) của biến  $X_p$ , đó là phần riêng của  $X_p$  (vì  $R_{X_p(p-1)}^2$  là phần của  $X_p$  được giải thích bởi  $p - 1$  biến độc lập còn lại).

Hệ số phóng đại phương sai VIF là giá trị nghịch đảo của dung sai T. Cụ thể, hệ số phóng đại phương sai của biến  $X_p$  là:

$$VIF_p = \frac{1}{T_p} = \frac{1}{1 - R_{X_p(p-1)}^2}$$

Như vậy, chúng ta nhận thấy, nếu dung sai T của một biến độc lập nào đó càng lớn, có nghĩa là phần riêng của nó càng lớn nên hệ số phóng đại phương sai VIF càng nhỏ, và lúc này khả năng đa cộng tuyến sẽ giảm. Ngược lại, khi T của một biến độc lập nào đó càng nhỏ, VIF của biến đó sẽ càng lớn (lúc này các biến độc lập khác có thể giải thích thay cho biến độc lập đang xem xét) và hiện tượng đa cộng tuyến sẽ xảy ra.

Thông thường, nếu VIF của một biến độc lập nào đó  $> 10$  thì biến này hầu như không có giá trị giải thích biến thiên của Y trong mô hình MLR (Hair & ctg 2006). Tuy nhiên, trong thực tế, nếu  $VIF > 2$ , chúng ta cần cẩn thận trong diễn giải các trọng số hồi qui. Đôi khi, chúng ta cần phải xem xét các hệ số tương quan (Pearson, từng phần) của biến đó với biến phụ thuộc Y để có thể so sánh chúng với trọng số hồi qui.

### 3.5. Mô hình hồi qui bội MLR trong kiểm định giả thuyết

Mô hình MLR là một trong những mô hình thống kê được sử dụng phổ biến trong kiểm định lý thuyết khoa học (kiểm định mô hình nghiên cứu và các giả thuyết). Khi sử dụng mô hình MLR, chúng ta cần chú ý sự phù hợp và kiểm tra các giả định của nó. Chú ý là chúng ta ít khi sử dụng mô hình SLR trong thực tiễn nghiên cứu vì mô hình nghiên cứu của chúng ta thường có nhiều biến độc lập. Hơn nữa, chúng ta có thể dùng hệ số tương quan thay cho hồi qui SLR. Vì vậy, phần thảo luận dưới đây, chủ yếu cho mô hình hồi qui bội MLR.



### 3.5.1. Kiểm tra sự phù hợp của mô hình và biến

Trước tiên, để sử dụng mô hình hồi qui bội MLR, chúng ta cần xem điều kiện về biến: có một biến phụ thuộc và phải là định lượng và nhiều biến độc lập có thể là định lượng hay định tính. Trường hợp biến độc lập là biến định tính sẽ giới thiệu trong Chương 14. Nếu biến phụ thuộc là biến định tính chúng ta phải dùng mô hình họ tuyến tính tổng quát hóa như Logit, Probit và không thuộc phạm vi của giáo trình này. Các bạn muốn tham khảo, xem lấy ví dụ, McCullagh & Nelder (1989), Train (2003).

### 3.5.2. Kiểm tra sự phù hợp của giả định

Hai là, khi đã quyết định sử dụng MLR, chúng ta phải kiểm tra các giả định của nó để xem kết quả có tin cậy được không.

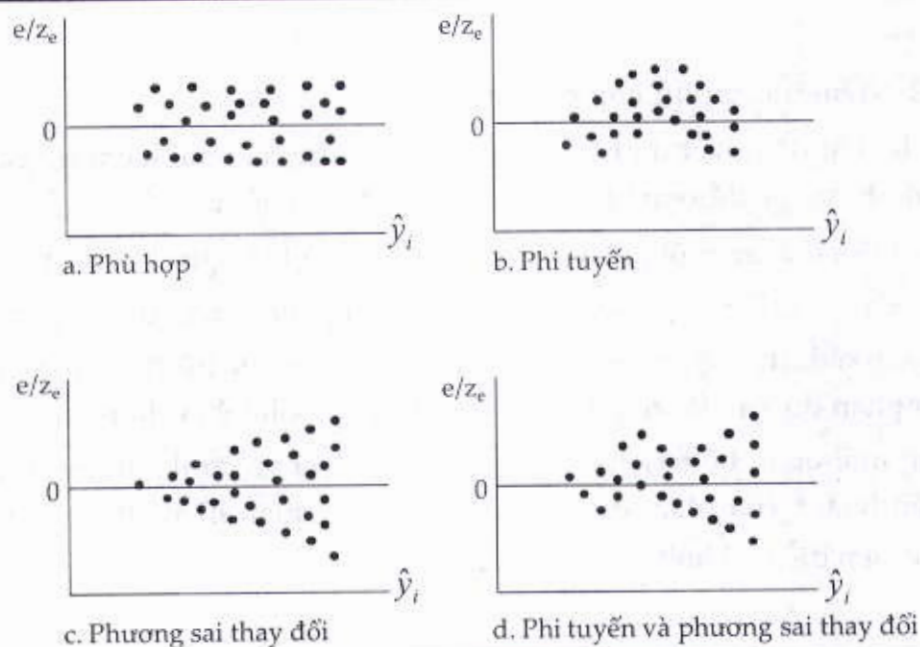
Để kiểm tra mối quan hệ tuyến tính giữa biến phụ thuộc  $Y_i$  và các biến độc lập  $X_k$  cũng như hiện tượng phương sai thay đổi (heteroskedasticity) chúng ta xây dựng mối quan hệ (trong mẫu) giữa phần dư và giá trị qui về hồi qui  $\hat{y}_i$  của  $y_i$ . Chú ý là chúng ta xây dựng mối quan hệ này trên cơ sở dữ liệu mẫu và có thể dùng biến chuẩn hóa  $z_e$  của phần dư  $e$  thay cho  $e$ . Các quan hệ có thể xảy ra được biểu diễn ở Hình 13.4.

1. Quan hệ **phù hợp** (Hình 13.4a): Trong trường hợp này, chúng ta nhận thấy  $\hat{y}_i$  và  $e$  độc lập nhau và phương sai của  $e$  không thay đổi. Như vậy, nếu dữ liệu của chúng ta cho mối quan hệ này, mô hình hồi qui phù hợp.
2. Quan hệ **phi tuyến** (Hình 13.4b): Chúng ta nhận thấy phần dư  $e$  thay đổi không tuyến tính theo  $\hat{y}_i$ , như vậy, mô hình hồi qui tuyến tính sẽ không phù hợp.



3. Quan hệ **phương sai thay đổi** (Hình 13.4c): Với mỗi quan hệ này, giả định phương sai của phần dư thay đổi theo  $\hat{y}_i$ , vì vậy giả định phương sai đồng nhất (homogeneity of variance) bị vi phạm.
4. Quan hệ **phi tuyến và phương sai thay đổi** (Hình 13.4d): Với mỗi quan hệ này, hai giả định của mô hình hồi qui bị vi phạm: quan hệ tuyến tính và phương sai đồng nhất.

Hình 13.4. Quan hệ giữa  $\hat{y}$  và phần dư



Nguồn: Stenvens (2002, 111).

### 3.5.3. Kích thước mẫu

Kích thước mẫu cũng là một vấn đề cần quan tâm khi sử dụng MLR. Chọn kích thước mẫu trong MLR phụ thuộc nhiều yếu tố, vd, mức ý nghĩa (significant level), độ mạnh của phép kiểm định (power of the

test), số lượng biến độc lập, vv (Tabachnick & Fidell 2007). Một công thức kinh nghiệm thường dùng để tính kích thước mẫu cho MLR như sau:

$$n \geq 50 + 8p$$

Trong đó,  $n$  là kích thước mẫu tối thiểu cần thiết và  $p$  số lượng biến độc lập trong mô hình. Green (1991) cho rằng công thức trên tương đối phù hợp nếu  $p < 7$ . Khi  $p > 7$ , công thức trên hơi quá khắt khe (công thức này đòi hỏi kích thước mẫu lớn hơn cần thiết). Tuy nhiên, trong dữ liệu khảo sát (tập trung của giáo trình này), chúng ta thường dùng EFA cùng với MLR trong một nghiên cứu (xem lại Chương 11). EFA luôn đòi hỏi kích thước mẫu lớn hơn nhiều so với MLR. Kích thước mẫu tính từ công thức trên thường nhỏ hơn kích thước mẫu đòi hỏi cho EFA, cho nên chúng ta có thể dùng nó tính kích thước mẫu cho MLR và so sánh lại kích thước mẫu đòi hỏi cho EFA. Chi tiết hơn về những cách tính kích thước mẫu khác cho MLR, xem Green (1991).

#### 3.5.4. Chiến lược phân tích

Trong phân tích hồi qui MLR, chúng ta có nhiều cách thức xem xét tác động của các biến độc lập vào biến phụ thuộc. Có hai vấn đề cơ bản chúng ta cần chú ý. Một là, mỗi quan hệ giữa các biến phụ thuộc với biến độc lập là quan hệ tương quan, không phải quan hệ nhân quả. Tuy nhiên, trong giả thuyết nghiên cứu, chúng ta thường biểu diễn chúng ở dạng nhân quả (vd, X tác động cùng chiều vào Y). Quan hệ nhân quả ở đây là do suy diễn từ lý thuyết, không phải do kết quả thu được từ dữ liệu phân tích trong MLR. Vì vậy, trong MLR, giả thuyết X tác động cùng chiều vào Y tương đương với giả thuyết X và Y có quan hệ cùng chiều với nhau (xem Blalock 1964).



Hai là, trong phân tích MLR, tương tự như trong phân tích EFA, chúng ta có thể sử dụng phương pháp khẳng định (đồng thời) hay khám phá (từng bước). Việc chọn phương pháp nào tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu của chúng ta (Field 2005).

Phương pháp đồng thời (phương pháp ENTER trong SPSS) có thể xem là phương pháp khẳng định (confirmatory) trong nghiên cứu khoa học. Như vậy, phương pháp này dùng để kiểm định các giả thuyết. Khi mục tiêu nghiên cứu của chúng ta là kiểm định lý thuyết khoa học (bao gồm các giả thuyết suy diễn từ lý thuyết, mô hình  $T \rightarrow R$  trong nghiên cứu), chúng ta sẽ sử dụng phương pháp đồng thời.

Phương pháp từng bước (phương pháp STEPWISE trong SPSS) được xem là phương pháp khám phá (exploratory) trong nghiên cứu khoa học. Phương pháp này dùng để khám phá mối quan hệ của các biến (trong thị trường). Khi mục tiêu nghiên cứu của chúng ta là khám phá các mối quan hệ của các biến trong thị trường (chưa có giả thuyết suy diễn từ lý thuyết, mô hình  $R \rightarrow T$  trong nghiên cứu), chúng ta sẽ sử dụng phương pháp từng bước.

Ngoài ra, chúng ta còn phương pháp mang tính phối hợp đó là phương pháp thứ bậc (hierarchical). Trong phương pháp này, nhà nghiên cứu sẽ chọn biến độc lập nào đưa vào mô hình trước và biến nào đưa vào mô hình sau. Việc chọn lựa này có thể là do lý thuyết cũng có thể là do đánh giá của nhà nghiên cứu.

Trong nghiên cứu khoa học, chúng ta thường gặp những mô hình nghiên cứu trong đó có những mối quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc (giả thuyết) có thể suy diễn từ lý thuyết. Song song với các biến này, chúng ta cũng có những mối quan hệ chưa có cơ sở lý thuyết vững chắc để suy diễn, hoặc chỉ từ dữ liệu khám phá, đặc biệt là trong trường hợp chúng ta điều chỉnh, bổ sung các mô hình hiện có trong ngữ cảnh cụ thể của Việt Nam, hay một ngành cụ thể nào đó



của Việt Nam. Trong các trường hợp như vậy, phương pháp thứ bậc là phù hợp.

Một vấn đề tiếp theo nữa là biện luận kết quả. Một là, trọng số hồi qui thể hiện dưới hai dạng: (1) chưa chuẩn hóa (unstandardized estimates)  $\hat{\beta}_k$  và (2) chuẩn hóa  $z\hat{\beta}_k$  (standardized estimates). Với trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa (ký hiệu beta lớn B trong SPSS), giá trị của nó phụ thuộc vào thang đo cho nên chúng ta không thể dùng chúng để so sánh mức độ tác động (mối quan hệ) của các biến độc lập vào biến phụ thuộc trong cùng một mô hình được. Nếu so sánh như vậy cũng giống như chúng ta lấy 10m so sánh với 20cm và kết luận  $10 < 20$ ! Vì vậy, để so sánh mức độ tác động của các biến độc lập vào biến phụ thuộc trong cùng một mẫu, chúng ta phải dùng trọng số hồi qui đã chuẩn hóa (ký hiệu  $\beta$  trong SPSS).

Trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa được dùng để so sánh các mẫu với nhau như so sánh sự khác biệt về độ tuổi, giới tính, so sánh các vùng, hay các nước khác nhau trong các nghiên cứu đa văn hóa. Cũng cần chú ý là hệ số hồi qui chuẩn hóa đã được điều chỉnh cho biến thiên trong mẫu ( $z\hat{\beta}_k = \hat{\beta}_k Sx_k / Sy$ ) nên chúng không thể được dùng nó để so sự khác biệt trong các mẫu với nhau được (xem, vd, Singh 1995).

Lấy ví dụ, Nguyen & ctg (2008) nghiên cứu sự khác biệt giữa tác động của *Tính vị chủng tiêu dùng* vào *Đánh giá chất lượng hàng ngoại nhập* giữa hai nhóm người tiêu dùng: trẻ và trung niên. Kết quả dựa vào trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa cho thấy tác động này trong nhóm người tiêu dùng trung niên ( $\beta = -0.26, p < 0.001$ ) mạnh hơn (tác động nghịch chiều) so với nhóm người tiêu dùng trẻ tuổi hơn ( $\beta = 0.07, p > 0.33$ ). Tương tự như vậy, Nguyen & ctg (2011) nghiên cứu tác động của *Nhận biết thương hiệu* vào *Lòng trung thành thương hiệu* giữa người tiêu dùng Việt Nam và Thái Lan. Dựa vào trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa, kết quả cho thấy tác động này không có ý nghĩa đối với người tiêu dùng Thái Lan ( $\beta = 0.04, p >$

ang có tác động cùng chiều đối với người tiêu dùng Việt Nam ( $\beta = 0.27, p < 0.001$ ).

Trọng số hồi qui chuẩn hóa (ký hiệu beta nhỏ  $\beta$  trong SPSS) là trọng số chúng ta đã chuẩn hóa các biến. Vì vậy, chúng được dùng để so sánh mức độ tác động của các biến phụ thuộc vào biến độc lập. Biến độc lập nào có trọng số này càng lớn có nghĩa là biến đó có tác động mạnh vào biến phụ thuộc. Cũng nhắc lại là vì chúng ta đã chuẩn hóa, nghĩa là chúng ta đã điều chỉnh cho biến thiên trong mẫu, cho nên chúng ta không thể sử dụng trọng số hồi qui đã chuẩn hóa để so sánh các mẫu với nhau mà phải dùng trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa.

### 3.5.5. Ví dụ minh họa

**Ví dụ 1:** Nguyễn & ctg (2010) nghiên cứu các thuộc tính tác động vào mức độ hài lòng của doanh nghiệp được. Để khám phá các tác động này, các tác giả đã dùng mô hình hồi qui bội MLR dựa trên dữ liệu thu thập từ 402 doanh nghiệp tỉnh Tiền Giang.

Phương pháp bình phương nhỏ nhất với mô hình từng bước (STEPWISE) được sử dụng thông qua phần mềm xử lý thống kê SPSS. Phương pháp từng bước, thay vì đồng thời (ENTER) được sử dụng vì bản chất của nghiên cứu này là khám phá hơn là khẳng định [Nhóm tác giả biện luận vì sao dùng phương pháp STEPWISE]. Cũng ghi chú thêm là kiểm tra giả định hồi qui cho thấy: hiện tượng đa cộng tuyến (multicollinearity) không bị vi phạm ( $VIF < 2.20$ ). Kiểm định White cho thấy giá trị Chi-bình phương không đạt mức có ý nghĩa ( $p > 0.05$ ), vì vậy hiện tượng phương sai thay đổi (heteroscedasticity) không xuất hiện [Kiểm tra giả định, đặc biệt là đa cộng tuyến và phương sai thay đổi].



Trong nghiên cứu này, Nguyễn & ctg (2010) đã dùng kiểm định White (White 1980), để kiểm định phương sai đổi. Có nhiều phương pháp dùng để kiểm định hiện tượng phương sai thay đổi (xem, vd, Demaris 2004; Greene 2003). Thông thường chúng ta chỉ cần dùng đồ thị (Hình 13.4) để kiểm tra. Dĩ nhiên, dễ dàng hơn nhưng độ chính xác không cao. Nếu dùng mối quan hệ giữa  $\hat{y}$  và  $z_e$  (trong Hình 13.4), chúng ta có thể kiểm tra các điểm cá biệt (outlier). Nếu giá trị tuyệt đối  $|z_e| > 4$  thì đó là điểm cá biệt (dữ liệu đặc biệt so với dữ liệu khác trong tập dữ liệu thu thập (Demaris 2004).

...Kết quả cũng cho thấy mô hình có độ phù hợp đạt yêu cầu ( $R^2 = 0.45$ ). Kết quả (Bảng) cho thấy chỉ có năm yếu tố chính tác động vào mức độ hài lòng của doanh nghiệp, trong đó có bốn thuộc tính địa phương và một biến đặc trưng doanh nghiệp. Bốn thuộc tính địa phương đó là (1) hỗ trợ chính quyền, (2) ưu đãi đầu tư, (3) đào tạo kỹ năng, (4) môi trường sống. Biến đặc trưng doanh nghiệp là loại hình doanh nghiệp [Báo cáo kết quả MLR, loại hình doanh nghiệp là biến dummy sẽ giới thiệu ở chương sau].

Bảng: Các yếu tố tác động vào sự hài lòng của doanh nghiệp

Yếu tố tác động	Trọng số hồi qui B	Sai lệch chuẩn	$\beta$		
			chuẩn hóa	t	p
Hằng số hồi qui	8.94	1.855	-	4.82	.000
X4: Hỗ trợ chính quyền	0.20	0.037	0.29	5.33	.000
X6: Ưu đãi đầu tư	0.30	0.094	0.14	3.14	.002
X8: Đào tạo kỹ năng	0.25	0.067	0.19	3.74	.000
X9: Môi trường sống	0.19	0.048	0.20	3.90	.000
D4: Loại hình doanh nghiệp	1.88	0.735	0.10	2.56	.011

[Báo cáo các biến có ý nghĩa thống kê ( $< 0.5\%$ )].



...Kết quả cho chúng ta thấy, trong các thuộc tính tác động vào sự hài lòng của nhà đầu tư, thuộc tính quan trọng nhất là sự hỗ trợ của chính quyền ( $\beta_4 = 0.29$ ). Tiếp theo là hai thuộc tính về đào tạo kỹ năng và môi trường sống có tác động hầu như là như nhau ( $\beta_8 = 0.19$  và  $\beta_9 = 0.20$ ). Chính sách ưu đãi đầu tư có tác động kém nhất ( $\beta_6 = 0.14$ ) [So sánh tác động của các yếu tố vào sự hài lòng của doanh nghiệp. Chú ý SPSS dùng beta lớn (B) chỉ trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa và beta nhỏ ( $\beta$ ) để chỉ trọng số hồi qui đã chuẩn hóa. Vì muốn so tác mức độ tác động của các yếu tố với nhau nên trọng số chuẩn hóa được sử dụng].

**Ví dụ 2:** Nguyễn & ctg (2010) trong một nghiên cứu về kết quả học tập của sinh viên khối ngành kinh tế, xem xét tác động của năng lực giảng viên vào động cơ học tập của sinh viên. Nếu chúng ta xem xét các thành phần của năng lực giảng viên: năng lực giảng dạy (biến độc lập  $X_1$ ), tổ chức môn học ( $X_2$ ), và tương tác lớp học ( $X_3$ ) vào động cơ học tập của sinh viên (biến phụ thuộc Y). Sử dụng dữ liệu thu từ 129 sinh viên và dùng hồi qui MLR:

...Động cơ học tập của sinh viên phản ánh mức độ định hướng, tập trung và nỗ lực của sinh viên trong quá trình học tập những nội dung của môn học. Thang đo động cơ học tập của sinh viên (gọi tắt là động cơ học tập) sử dụng trong nghiên cứu này dựa theo thang đo của Cole & ctg (2004), bao gồm bốn biến quan sát [giới thiệu thang đo động cơ học tập (biến phụ thuộc Y)].

### Thang đo động cơ học tập (Y)

HT<sub>1</sub>.Tôi dành rất nhiều thời gian cho môn học này

HT<sub>2</sub>.Đầu tư vào môn học này là ưu tiên số một của tôi

HT<sub>3</sub>.Tôi học hết mình khi học môn học này

HT<sub>4</sub>.Nhìn chung, động cơ học tập của tôi đối với môn học này rất cao

...Thang đo năng lực giảng viên bao gồm ba thành phần chính, được đo lường bằng 12 biến quan sát. Thành phần thứ nhất là giảng dạy, được đo lường bằng ba biến quan sát, phản ánh kiến thức của giảng viên về môn học, khả năng truyền đạt và đầu tư của giảng viên cho môn học. Thành phần thứ hai là tổ chức môn học, đo lường bởi bốn biến quan sát, phản ánh mục tiêu, nội dung và kỳ vọng của môn học. Thành phần thứ ba, tương tác lớp học, đo lường thông qua năm biến quan sát, phản ánh mức độ kích thích tương tác giữa giảng viên với sinh viên và giữa sinh viên với nhau. Thang đo này dựa vào thang đo của Abrantes & ctg (2007) [giới thiệu thang đo biến độc lập  $X_1$ ,  $X_2$ , và  $X_3$ ].

### Thang đo năng lực giảng viên

$X_1$ : Năng lực giảng dạy

GD<sub>1</sub>.GV có kiến thức sâu về môn học này

GD<sub>2</sub>.GV giảng giải các vấn đề trong môn học này rất dễ hiểu

GD<sub>3</sub>.GV môn học này chuẩn bị bài giảng rất kỹ lưỡng

$X_2$ : Tổ chức môn học

TC<sub>1</sub>.Mục tiêu và nội dung môn học này được giảng viên giới thiệu rõ ràng

TC<sub>2</sub>.Nội dung môn học này được sắp xếp rất hệ thống

TC<sub>3</sub>.Tôi nắm rõ được mục đích và yêu cầu của môn học này

TC<sub>4</sub>.GV làm rõ ngay từ đầu những kỳ vọng GV mong đợi từ SV khi học

---

 môn học này
 

---

 $X_3$ : Tương tác lớp học

TT1.GV môn học này kích thích SV thảo luận trong lớp

TT2.Tôi thường xuyên thảo luận với GV khi học môn học này

TT3.GV môn học này luôn tạo cơ hội cho SV đặt câu hỏi trong lớp

TT4.GV môn học này luôn khuyến khích SV đưa ra các ý tưởng, quan điểm mới

Các tác giả đã sử dụng Cronbach alpha và EFA để đánh giá thang đo (xem Chương 10 và 11) và dùng tổng các biến đo lường để phân tích hồi qui tiếp theo. Ví dụ, để tính Y, nhóm tác giả lấy tổng của các biến từ HT<sub>1</sub> đến HT<sub>4</sub>, vv. Kết quả phân tích hồi qui MLR bằng SPSS với phương pháp ENTER (đồng thời), vì đã giả thuyết là năng lực giảng viên, tổ chức môn học và tương tác lớp học có tác động cùng chiều vào động cơ học tập của sinh viên:

Bảng tóm tắt mô hình

Model	R	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	Sai lệch chuẩn SE
1	.518	.268	.251	4.45139

Biến phụ thuộc: Động cơ học tập

Bảng ANOVA

Biến thiên	SS	df	MS	F	Sig
Regression	SSr=907.810	p=3	MSr=302.603	15.272	.000
Residual	SSe=2476.856	n-p-1=125	MSe=19.815		
Total	SSy=3384.666	128			



Bảng trọng số hồi qui

	B	SE	$\beta$	t	Sig	Tương quan			Đa cộng tuyến	
						Cor	PCor	SCor	T	VIF
	7.174	1.982		3.62	.000					
X <sub>1</sub>	-.004	.129	-.003	-.03	.973	.324	-.003	-.003	.600	1.667
X <sub>2</sub>	.338	.099	.322	3.42	.001	.438	.292	.261	.661	1.513
X <sub>3</sub>	.278	.082	.302	3.41	.001	.426	.292	.261	.748	1.337

Kết quả MLR cho thấy, một là, hệ số xác định  $R^2 = 0.268$  ( $\neq 0$ ) và  $R^2_{adj} = 0.251$ . Chúng ta thấy  $R^2_{adj}$  nhỏ hơn  $R^2$  vì biến  $X_1$  không giải thích thêm cho Y. Kiểm định F (Bảng ANOVA) cho thấy mức ý nghĩa p (trong SPSS ký hiệu Sig) = 0.000. Như vậy mô hình hồi qui phù hợp. Hay nói khác, các biến độc lập giải thích được khoảng 25% phương sai của biến phụ thuộc.

Xem xét bảng trọng số hồi qui, chúng ta thấy biến  $X_1$  và  $X_2$  có tác động cùng chiều vào Y vì trọng số hồi qui B của hai biến này có ý nghĩa thống kê (cả hai đều có  $p = 0.001$ ). Nếu so sánh tác động của hai biến này lên Y chúng ta thấy  $\beta_{X_2} = 0.322$  và  $\beta_{X_3} = 0.302$ . Như vậy,  $X_2$  tác động vào Y mạnh hơn  $X_3$  (tuy không nhiều).

Điểm chú ý ở đây là  $X_1$ . Chúng ta thấy  $X_1$  tác động âm vào Y, tuy không có ý nghĩa thống kê ( $\beta_{X_1} = -0.003$ ;  $p = 0.973$ ). Tuy nhiên, nếu nhìn vào các hệ số tương quan, chúng ta thấy hệ số tương quan Pearson  $r = 0.324$ . Như vậy,  $X_1$  và Y có quan hệ cùng chiều với nhau. Nhìn vào hệ số tương quan từng phần (trong mẫu)  $pcor(x_1, y)$  và tương quan bán phần  $scor(x_1, y)$  chúng ta thấy hai hệ số tương quan này (qui tròn ba số lẻ gần bằng nhau) âm. Điều này có nghĩa là hai biến còn lại ( $X_2$ , và  $X_3$ ) đã giải thích phần  $X_1$  giải thích cho Y. Nhìn lại kiểm định đa cộng tuyến, chúng ta nhận thấy  $VIF = 1.667$  ( $< 2$ ). Vì vậy, một cách tổng quát, đạt yêu cầu. Tuy nhiên, cần chú ý là những

chuẩn cho VIF là chuẩn kinh nghiệm. Chúng ta luôn luôn xem xét hệ số tương quan của chúng cùng với hệ số hồi qui để có kết luận đúng đắn về kết quả. Lấy ví dụ, trong trường hợp này, chúng ta không thể kết luận là năng lực giảng dạy của giảng viên không có tác động vào động cơ học tập của sinh viên được, mà năng lực giảng dạy đã được thể hiện trong tổ chức môn học và tương tác lớp học.

Nếu xem xét thêm tương quan (trong mẫu) giữa các biến  $x_1$ ,  $x_2$ , và  $x_3$ , chúng ta thấy như sau:  $\text{cor}(x_1, x_2) = 0.566$ ;  $\text{cor}(x_1, x_3) = 0.481$ ; và  $\text{cor}(x_2, x_3) = 0.391$ . Như vậy, chúng ta thấy tương quan giữa  $X_1$ ,  $X_2$ , và  $X_3$  khá cao và điều này dẫn đến hiện tượng đa cộng tuyến đã nêu trên.

#### 4. Phân tích MLR với SPSS

SPSS giúp chúng ta dễ dàng trong phân tích MLR với SPSS chúng ta thực hiện như sau:

*Analyze* → *Regression* → *Linear*: đưa biến phụ thuộc vào ô *Dependent* và đưa các biến độc lập vào ô *Independent(s)* → *Method*: phương pháp mặc nhiên là *ENTER*, nếu chọn phương pháp khác, vd, *STEPWISE* → nhấn chuột vào *STEPWISE* → *Statistics* → nhấn chuột vào *Collinearity diagnosis* (để tính VIF) → nhấn chuột vào *Part and partial correlations* (nếu muốn tính chúng) → *Continue* → *OK*: chúng ta nhận kết quả hồi qui bằng phương pháp *ENTER*.

Nếu dùng phương pháp thứ bậc trong MLR chúng ta tiến hành như sau:

*Analyze* → *Regression* → *Linear*: đưa biến phụ thuộc vào ô *Dependent* và đưa độc lập thứ nhất (biến chúng ta đánh giá là quan trọng nhất) vào ô *Independent(s)* → *Next*: đưa biến độc lập thứ hai vào ô *Independent(s)* → tiếp tục như trên... → OK.

Để đánh giá các giả định MLR bằng sơ đồ, sau khi đưa biến phụ thuộc và độc lập vào, chúng ta tiến hành như sau:

*Analyze* → *Regression* → *Linear*: đưa biến phụ thuộc vào ô *Dependent* và đưa các biến độc lập vào ô *Independent(s)* → *Plots...* → đưa *\*ZRESID* (phần dư chuẩn hóa  $z_e$ ) vào trục *Y* và *ZPRED* (giá trị  $\hat{y}_i$ ) vào trục *X* → nhấn chuột vào ô *Histogram* và *Normal probability plot* trong mục *Standardized residual plots* (để kiểm tra phân phối của sai số) → tiếp tục như trên... → OK.



## TÓM TẮT CHƯƠNG 13

Chương 13 này giới thiệu hai mô hình hồi qui thông dụng, đó là hồi qui đơn SLR và hồi qui bội MLR. SLR dùng để kiểm định tác động của một biến độc lập định lượng  $X$  vào một biến phụ thuộc định lượng  $Y$  và MLR dùng kiểm định tác động của nhiều biến độc lập định lượng vào một biến phụ thuộc định lượng.

SLR được biểu diễn ở dạng:  $Y_i = f(X_i) + \varepsilon_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$ , trong đó  $Y_i$  là giá trị của  $Y$  tại quan sát thứ  $i$ ,  $i = 1, 2, \dots, n$  ( $n$  là kích thước mẫu),  $X_i$  là giá trị của  $X$  tại quan sát thứ  $i$ ,  $\varepsilon_i$  là phần dư tại quan sát thứ  $i$ ,  $\beta_0$  là hằng số hồi qui, và  $\beta_1$  là trọng số hồi qui. Dùng OLS để ước lượng  $\beta_0$  và  $\beta_1$  từ dữ liệu mẫu, chúng ta có giá trị ước lượng  $\hat{\beta}_0$  và  $\hat{\beta}_1$  và đường hồi qui ước lượng có dạng:  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i$ .

Để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình, người ta dùng hệ số xác định  $R^2$ . Hệ số này phản ánh phần biến thiên của  $Y$  được giải thích bởi biến độc lập  $X$  và nó là bình phương hệ số tương quan Pearson  $X$  và  $Y$ . Mô hình hồi qui đơn SLR thường ít sử dụng trong nghiên cứu vì trong thực tiễn, có rất nhiều biến độc lập có thể giải thích cho biến thiên của một biến phụ thuộc.

MLR là mô hình mở rộng của SLR cho  $p$  biến độc lập,  $X_1, X_2, \dots, X_p$ :  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \dots + \beta_p X_{pi} + \varepsilon_i$ .

Phương pháp OLS cũng được dùng để ước lượng các trọng số hồi qui  $\beta_k$  trong MLR và dùng hệ số xác định  $R^2$  để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình. Tuy nhiên, với MLR,  $R^2$  không phải là bình phương hệ số tương quan giữa  $Y$  và  $X$  nữa vì bây giờ chúng ta có  $p$  biến  $X$ . Hệ số điều chỉnh  $R^2_{adj}$  thường được dùng để thay cho  $R^2$  để kiểm tra những mô hình có nhiều biến phụ thuộc nhưng thực sự chúng không giúp nhiều cho việc giải thích biến thiên của  $Y$ .

MLR là một trong những mô hình thống kê được sử dụng phổ biến trong kiểm định lý thuyết khoa học. Khi sử dụng MLR, chúng ta cần chú ý sự phù hợp và kiểm tra các giả định của nó. Một là chúng ta cần xem điều kiện về biến: có một biến phụ thuộc và phải là định lượng và nhiều biến độc lập có thể là định lượng hay định tính. Hai là, khi đã quyết định sử dụng MLR, chúng ta phải kiểm tra các giả định của nó để xem kết quả có tin cậy được không: dùng VIF để kiểm tra hiện tượng đa cộng tuyến; dùng sơ đồ biểu diễn mối quan hệ giữa  $\hat{y}_i$  và  $z_i$  để kiểm tra mối quan hệ tuyến tính giữa biến phụ thuộc  $Y_i$  và các biến độc lập  $X_i$  cũng như hiện tượng phương sai thay đổi; kích thước mẫu để phân tích MLR thường dựa vào kinh nghiệm.

Trong phân tích hồi qui MLR, chúng ta có nhiều cách thức xem xét tác động của các biến độc lập vào biến phụ thuộc: dùng phương pháp khẳng định để kiểm định các giả thuyết và dùng phương pháp từng bước để khám phá mối quan hệ của các biến. Ngoài ra, chúng ta dùng phương pháp thứ bậc. Trong biện luận kết quả, trọng số hồi qui chưa chuẩn hóa dùng để so sánh các mẫu với nhau và trọng số hồi qui chuẩn dùng để so sánh mức độ tác động của các biến phụ thuộc vào biến độc lập. Cuối cùng, chương này giới thiệu cách phân tích hồi qui với SPSS.

## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 13

1. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa mô hình hồi qui đơn và hồi qui bội? Cho ví dụ minh họa?
2. Cho biết sự giống nhau và khác nhau giữa tương quan Pearson, tương quan từng phần PCor, tương quan bán phần SCor và trọng số hồi qui trong mô hình SLR và MLR?
3. Cho biết điều kiện để sử dụng mô hình hồi SLR để kiểm định giả thuyết nghiên cứu?
4. Cho biết điều kiện để sử dụng mô hình MLR để kiểm định giả thuyết nghiên cứu?
5. Cho biết bản chất của hệ số xác định  $R^2$  trong mô hình SLR và MLR?  $R^2$  và  $R^2_{adj}$  khác nhau như thế nào trong MLR?
6. Cho biết bản chất của phân tích hồi qui dạng khám phá và dạng khẳng định? Lấy ví dụ minh họa?
7. Cho biết khi nào dùng phương pháp ENTER, STEPWISE và Hierarchical trong phân tích MLR? Cho ví dụ minh họa?
8. Nhà nghiên cứu A, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, xây dựng mô hình nghiên cứu bao gồm các khái niệm sau đây:
  1. Tính lạc quan của nhân viên (ký hiệu là  $X_1$ )
  2. Tính kiên định của nhân viên (ký hiệu là  $X_2$ )
  3. Tính hấp dẫn của công việc ( $X_3$ )



## 4. Kết quả công việc của nhân viên (ký hiệu là Y)

Tính lạc quan của nhân viên ( $X_1$ ) được đo lường bằng 4 biến quan sát, Tính kiên định của nhân viên ( $X_2$ ) được đo lường bằng 5 biến quan sát, Tính hấp dẫn của công việc ( $X_3$ ) được đo bằng 3 biến quan sát, và Hiệu quả công việc của nhân viên (Y) được đo lường bằng 6 biến quan sát. Sau khi đánh giá các thang đo trên bằng Cronbach alpha, và EFA, nhà nghiên cứu A loại một biến quan sát trong thang đo  $X_1$  và loại hai biến quan sát trong thang đo Y.

Nhà nghiên cứu A muốn xem xét tác động của  $X_1$ ,  $X_2$  và  $X_3$  vào Y. Hãy cho biết nhà nghiên cứu A phải:

- Sử dụng phương pháp xử lý nào để xác định được tác động của  $X_1$ ,  $X_2$  và  $X_3$  vào Y?
- Dùng những phương pháp nào để tính giá trị của các biến  $X_1$ ,  $X_2$  và  $X_3$  và Y để dùng cho phân tích bạn đề nghị ở Câu a?
- Đo lường các biến  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  và Y bằng bao nhiêu biến quan sát trong phân tích bạn đề nghị ở Câu b?
- Dùng hệ số gì để có thể so sánh mức độ tác động của  $X_1$ ,  $X_2$  và  $X_3$  vào Y?

## 9. Xây dựng mô hình nghiên cứu sử dụng hồi qui đơn để kiểm định?

## 10. Xây dựng mô hình nghiên cứu sử dụng hồi qui bội để kiểm định?

### TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 13

Demaris A (2004), *Regression with Social Data*, Hoboken NJ: Wiley: Tài liệu này giới thiệu các dạng mô hình hồi qui dưới dạng ứng dụng, rất dễ đọc và dễ hiểu. Tài liệu cần thiết cho các nhà nghiên cứu ứng dụng hồi qui trong ngành khoa học xã hội.

Greene WH (2003), *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup>ed, Upper Saddle River NJ: Prentice-Hall: Tài liệu này viết rất đầy đủ về hồi qui cho các nhà kinh tế. Viết cho bậc nâng cao vì vậy đòi hỏi người đọc có số kiến thức về ma trận.

Pallant J (2001), *SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using SPSS for Windows (Version 10)*, Chicago Il: Allen & Unwin: Tài liệu này hướng dẫn cách dùng SPSS để xử lý hồi qui và các phương pháp phân tích đa biến khác. Cần thiết cho các bạn chưa quen với SPSS.

*Chương 14***Mô hình hồi qui với biến độc lập định tính:  
ANOVA, ANCOVA và hồi qui**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *Biến định tính*
2. *Mô hình ANOVA và hồi qui đơn SRL với biến độc lập định tính*
3. *Mô hình ANCOVA hồi qui bội MLR với biến độc lập định tính*
4. *Hiệu ứng hỗ tương giữa các biến*
5. *Phân tích hồi qui với SPSS*



### 1. Vấn đề nghiên cứu

Khi sử dụng mô hình hồi qui để kiểm định các giả thuyết nghiên cứu, chúng ta thường gặp các biến độc lập dạng định tính như giới tính, loại hình doanh nghiệp, vùng lãnh thổ, vv. Cụ thể, các câu hỏi nghiên cứu ở dạng sau:

Q1. Động cơ học tập và giới tính có tác động vào kết quả học tập của sinh viên không?

Q2. Tác động tích hấp dẫn của công việc và loại hình doanh nghiệp có tác động vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên không?

Q3. Tác động của sự hài lòng thương hiệu vào lòng trung thành thương hiệu có thay đổi theo giới tính của khách hàng không?

Chú ý thêm là, trong nghiên cứu, Câu hỏi Q1 và Q2 có thể đặt ở dạng Q3, nếu chúng ta muốn xem xét vai trò điều tiết của biến định tính (dĩ nhiên, điều này phụ thuộc và lý thuyết và mục tiêu nghiên cứu). Ví dụ trong Câu Q1, giới tính có làm thay đổi tác động của động cơ học tập vào kết quả học tập của sinh viên không. Hay nói cách khác, giới tính là biến điều tiết (*moderating variable*). Vì vậy, nó thường được nêu ở dạng: Giới tính có làm thay đổi tác động của động cơ học tập vào kết quả học tập của sinh viên không?

Giả thuyết trả lời cho các câu hỏi nghiên cứu trên đây có thể phát biểu ở dạng sau:

H1a. Động cơ học tập tác động dương vào kết quả học tập của sinh viên.

H1b. Giới tính của sinh viên tác động vào (làm thay đổi) kết quả học tập của họ (giới tính là biến độc lập).

H1c. Giới tính của sinh viên làm thay đổi tác động của động cơ học tập vào kết quả học tập của họ (giới tính là biến điều tiết).

H2a. Tính hấp dẫn của công việc tác động nghịch chiều vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên.

H2b. Xu hướng nghỉ việc của nhân viên thay đổi theo loại hình doanh nghiệp (loại hình doanh nghiệp là biến độc lập).

H2c. Loại hình doanh nghiệp làm thay đổi tác động của tính hấp dẫn của công việc vào xu hướng nghỉ việc của nhân viên (loại hình doanh nghiệp là biến điều tiết).

H3. Giới tính làm thay đổi tác động của sự hài lòng thương hiệu vào lòng trung thành thương hiệu của khách hàng (giới tính là biến điều tiết).

Để kiểm định các giả thuyết trên, chúng ta dùng mô hình hồi qui có biến độc lập định tính.

## 2. Biến định tính

Như đã giới thiệu, khi kiểm định lý thuyết khoa học sử dụng mô hình hồi qui đơn SLR và bội MLR, chúng ta gặp rất nhiều trường hợp biến độc lập là biến định tính (thang đo cấp định danh và thứ tự). Để phân tích các biến định tính này chúng ta cần phải chuyển chúng sang biến định lượng. Vì vậy các biến này thường được gọi là **biến giả** (giả định lượng) hay biến dummy.

Có nhiều cách thức để chuyển biến định tính thành định lượng, hai cách thường sử dụng là dùng cách mã dummy (dummy coding) và mã đối ứng (effect coding). Giả sử chúng ta có biến định tính là

giới tính, chúng ta có thể mã dummy và đối ứng (Bảng 14.1): mã dummy dùng số 1 và 0 và mã đối ứng dùng 1 và -1 để chỉ giá trị của biến định tính cần chuyển sang biến định lượng.

**Bảng 14.1. Ví dụ mã dummy và đối ứng: hai nhóm**

Giới tính	Định tính	Dummy	Đối ứng
Nữ	1	1	1
Nam	2	0	-1

Trong trường hợp chúng ta có biến định tính với ba giá trị (số đo), vd, ngành học của sinh viên, giả sử có ba ngành: tài chính, quản trị, và marketing, chúng ta cần dùng hai biến để biểu thị cho biến định tính (Bảng 14.2).

**Bảng 14.2. Ví dụ mã dummy và đối ứng: ba nhóm**

Thu nhập	Định tính	Mã dummy		Mã đối ứng	
		$D_1$	$D_2$	$E_1$	$E_2$
Tài chính	1	1	0	1	0
Quản trị	2	0	1	0	1
Marketing	3	0	0	-1	-1

Cụ thể, ví dụ mã dummy, chúng ta thực hiện như sau: với ba ngành học (tài chính, quản trị và marketing): chúng ta dùng biến dummy  $D_1$  chỉ sinh viên học ngành tài chính,  $D_2$  cho sinh viên học ngành quản trị và  $D_3$  cho sinh viên học ngành marketing. Vì vậy, nếu sinh viên ngành tài chính, số đo của họ là 1 ở biến  $D_1$  và bằng 0 ở biến  $D_2$  và  $D_3$ . Tương tự như vậy, sinh viên ngành quản trị lấy giá



trị 1 ở biến  $D_2$  và 0 ở biến  $D_1$  và  $D_3$ ; sinh viên ngành marketing lấy giá trị 1 ở  $D_3$  và 0 ở  $D_1$  và  $D_2$  (Bảng 14.3).

**Bảng 14.3. Mã với biến thừa**

Biến định tính: Ngành học	Mã biến dummy			Mã biến đối ứng		
	$D_1$	$D_2$	$D_3$ (biến thừa)	$E_1$	$E_2$	$E_3$ (biến thừa)
Tài chính	1	0	0	1	0	0
Quản trị	0	1	0	0	1	0
Marketing	0	0	1	-1	-1	-1

Tuy nhiên, nếu mã như vậy (dùng ba biến dummy) chúng ta sẽ thừa biến  $D_3$  vì chỉ cần hai biến  $D_1$  và  $D_2$  là đủ để phân biệt ba ngành học của sinh viên: sinh viên ngành marketing sẽ có số đo trên  $D_1$  và  $D_2$  là 0 (phân biệt với sinh viên hai ngành còn lại). Lúc này marketing là **nhóm tham chiếu** (reference category) vì đây là nhóm dùng để so sánh với hai nhóm còn lại. Tương tự như vậy đối với mã đối ứng. Biến  $D_3$  và  $E_3$  là biến thừa nên chúng ta loại các biến này khi chuyển biến định tính sang biến giả định lượng.

Một cách tổng quát, nếu biến định tính có  $g$  nhóm, số biến dummy hoặc đối ứng cần thiết để đại diện cho biến định tính này là  $g-1$ . Điểm khác trong mã đối ứng so với mã dummy là chúng ta dùng -1 thay cho 0 trong nhóm tham chiếu. Như vậy biến tham chiếu khi mã dummy có giá trị là 0 và nhóm tham chiếu có giá trị là -1 cho tất cả  $g-1$  nhóm.

### 3. SLR và ANOVA

#### 3.1. SLR và ANOVA một chiều

Trở lại mô hình hồi qui đơn SLR, giới thiệu trong Chương 13, và mô hình ANOVA một chiều, giới thiệu ở Chương 12, như sau:

SLR:  $X$  (định lượng)  $\rightarrow Y$  (định lượng)

ANOVA:  $X$  (định tính)  $\rightarrow Y$  (định lượng)

Như vậy, ANOVA một chiều là trường hợp đặc biệt của hồi qui SLR với biến độc lập là định tính. Bây giờ, chúng ta mã biến định tính (giả sử có 3 nhóm) dạng dummy, chúng ta có hai biến dummy  $D_1$  và  $D_2$ . Mô hình SLR bây giờ có dạng:

$$Y_i = f(X_i) + \varepsilon_i \sim Y_i = f(D_{ki}) + \varepsilon_i \\ = \beta_0 + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i} + \varepsilon_i$$

Mô hình SLR bây giờ biến thành mô hình MLR với hai biến độc lập  $D_1$  và  $D_2$ , trong đó  $D_1$  và  $D_2$  lấy hai giá trị 0 và 1. Chú ý thêm là khi  $D_1 = 1$  thì  $D_2 = 0$  và ngược lại khi  $D_2 = 1$  thì  $D_1 = 0$ . Lấy kỳ vọng (trung bình điều kiện  $D_i$ ) của hai vế phương trình trên, chúng ta có:

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i}$$

Sau khi ước lượng các trọng số hồi qui, chúng ta có:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_{1i} + \hat{\beta}_2 D_{2i}$$

Khi  $D_1 = D_2 = 0$ : chúng ta có  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0$  và trong trường hợp này,  $\hat{\beta}_0$  chính là trung bình của nhóm tham chiếu  $D_3$  (có giá trị 0 cho cả  $D_1$  và  $D_2$ ). Khi  $D_1 = 1$  thì  $D_2 = 0$ : lúc này chúng ta có  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1$  và đây chính là trung bình của nhóm  $D_1$  và trung bình này khác với trung bình nhóm  $D_3$  một lượng là  $\hat{\beta}_1$ . Cuối cùng, khi  $D_2 = 1$  thì  $D_1 = 0$ : lúc này chúng ta có  $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_2$  và đây chính là trung bình của nhóm  $D_2$  và trung bình này khác với trung bình nhóm  $D_3$  một lượng là  $\hat{\beta}_2$ .

Như vậy, nhóm  $D_3$  là nhóm tham chiếu vì trung bình của nó dùng để so sánh với trung bình các nhóm còn lại và các trung bình này lệch với trung bình nhóm tham chiếu một lượng chính bằng trọng số hồi qui  $\hat{\beta}$  của chúng.

### 3.2. Ví dụ so sánh SLR và ANOVA một chiều

Trở lại ví dụ trong Bảng 14.4 (đây là Ví dụ 3.2.2, Bảng 12.11a, trình bày trong Chương 12), nhưng bây giờ chúng ta mã biến  $X$  (xử lý là ba dạng  $POP_1$ ,  $POP_2$  và  $POP_3$ ) thành hai biến dummy  $D_1$  và  $D_2$ . Nhớ lại, nếu dùng ANOVA, chúng ta có kết quả trình bày trong Bảng 14.5 và 14.6 (chúng chính là Bảng 12.13 và 12.17 trong Chương 12).

Bây giờ, chúng ta sử dụng phân tích MLR trên SPSS với hai biến độc lập,  $D_1$  và  $D_2$ , và biến phụ thuộc là doanh thu  $Y_i$  chúng ta có kết quả ở dạng MLR (Bảng 14.7, 14.8 và 14.9): ước lượng các trọng số hồi qui và hệ số phù hợp của mô hình (hệ số xác định  $R^2$  và  $R^2_{adj}$ ).

Bảng 14.7 cho chúng ta hệ số xác định  $R^2$  và hệ số xác định điều chỉnh  $R^2_{adj}$  dùng để xác định mức độ phù hợp của mô hình. Bảng 14.8 tóm tắt kết quả ANOVA do SPSS xử lý. Chú ý chúng ta thấy bảng ANOVA trong phân tích hồi qui cũng chính là bảng ANOVA trong



phân tích ANOVA (Bảng 14.2) vì thực chất, chúng là một. Bảng 14.9 là các trọng số hồi qui do OLS ước lượng.

**Bảng 14.4. Dữ liệu phân tích ANOVA và MLR**

Doanh thu các cửa hàng (triệu đồng)			
$y_i$ (doanh thu)	X (xử lý)	$D_1$	$D_2$
122.5	1	1	0
120.0	1	1	0
120.0	1	1	0
121.5	1	1	0
121.2	1	1	0
121.0	1	1	0
120.4	1	1	0
124.9	2	0	1
123.0	2	0	1
122.1	2	0	1
123.0	2	0	1
123.6	2	0	1
122.1	2	0	1
123.5	2	0	1
122.7	3	0	0
122.3	3	0	0
123.2	3	0	0
123.4	3	0	0
123.9	3	0	0
123.6	3	0	0

**Bảng 14.5. Bảng ANOVA thử nghiệm ngẫu nhiên hoàn toàn**

Loại biến thiên	Biến thiên	df	Trung bình biến thiên	F	p
Giữa nhóm	22.710	2	11.355	15.745	.000
Trong nhóm	12.260	17	.721		
Tổng	34.970	19			

Bảng 14.6. Kiểm định hậu ANOVA: Bonferroni

i	j	Khác biệt của trung bình (i-j)	Sai lệch chuẩn	p	Khoảng tin cậy ở mức 95%
$POP_1$	$POP_2$	-2.2286	.454	.000	(-3.4337,-1.0234)
$POP_1$	$POP_3$	-2.2405	.472	.001	(-3.4949,-0.9861)
$POP_2$	$POP_3$	-.0119	.472	1.000	(-1.2663,1.2425)

Bảng 14.7. Tóm tắt mô hình

R	$R^2$	$R^2_{adj}$	SE
.806	.649	.608	.84921

Bảng 14.8. ANOVA trong MLR

	SS	df	MS	F	Sig
Hồi qui	22.710	2	11.355	15.745	.000
Phần dư	12.260	17	.721		
Tổng	34.970	19			

Bảng 14.9. Trọng số hồi qui do OLS ước lượng

	B	SE	Beta	t	Sig
Hằng số	123.183	.347		355.313	.000
D1	-2.240	.472	-.808	-4.742	.000
D2	-.012	.472	-.004	-.025	.980

Bảng 14.10. Thống kê mô tả trong phân tích ANOVA

	Kích thước mẫu n	Trung bình M	Độ lệch chuẩn SD
$POP_1$	7	120.943	.9016
$POP_2$	7	123.171	.9690
$POP_3$	6	123.183	.5913
Tổng	20	122.395	1.3567

So sánh các giá trị thống kê mô tả trong phân tích ANOVA (Bảng 14.6; Bảng 12.11b trong Chương 12), chúng ta nhận thấy hằng số  $B_0$  chính là trung bình của Nhóm  $POP_3$  (123.183). Trung bình của Nhóm  $POP_1$  ( $D_1$ ) chính là giá trị  $B_0$  này cộng với trọng số  $B_1$  của biến  $D_1$  là 20.943 [ $123.183 + (-2.240)$ ] và trung bình của Nhóm  $POP_2$  ( $D_2$ ) chính là giá trị  $B_0$  cộng với trọng số  $B_2$  của biến  $D_2$  là 123.171 [ $(123.183 + (-0.012))$ ].

Kiểm tra lại giá trị p chúng ta thấy trọng số hồi qui  $B_2$  (của  $D_2$ ) không có ý nghĩa thống kê. Điều này có nghĩa là không có sự khác biệt giữa trung bình doanh thu do  $POP_2$  và  $POP_3$ . Kết quả này cũng tương tự như trong kiểm định hậu ANOVA trong phân tích ANOVA (Bảng 14.6).

Để kết luận, chúng ta thấy phân tích ANOVA và MLR cho cùng kết quả. Hay nói cách khác, phân tích ANOVA là trường hợp đặc biệt của phân tích hồi qui với biến độc lập là biến định tính. Chúng ta có thể dùng cách phân tích nào cũng được khi chúng ta cần kiểm định sự khác biệt giữa các trung bình đám đông.

### 3.3. SLR và ANOVA hai chiều

Tương tự như trong ANOVA một chiều, đối với ANOVA hai chiều, chúng ta sẽ chuyển hai biến định tính (yếu tố) trong mô hình ANOVA hai hay nhiều chiều thành các biến dummy (hay đối ứng). Ví dụ, chúng ta có hai biến định tính là ngành học (có năm nhóm ngành, du lịch, kinh tế, marketing, quản trị, và tài chính) và bậc học (có hai bậc, cao học và đại học). Bảng 14.11 mã dummy cho hai biến định tính nêu trên.



Bảng 14.11. Mã dummy cho ngành học và bậc học

Ngành học	Định tính	D	K	M	Q	Bậc	Định tính	CH
Du lịch	D	1	0	0	0	Cao học	CH	1
Kinh tế	K	0	1	0	0	Cử nhân	CN	0
Marketing	M	0	0	1	0			
Quản trị	Q	0	0	0	1			
Tài chính	T	0	0	0	0			

Mô hình MLR cho trường hợp có hai biến định tính với mã dummy nêu trên như sau:

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 K_i + \beta_3 M_i + \beta_4 Q_i + \gamma CH_i$$

Như vậy, cũng tương tự như mô hình ANOVA một chiều, mô hình ANOVA hai chiều cũng tương đương với mô hình hồi qui bội MLR và chúng ta có thể dùng mô hình MLR để phân tích (dùng OLS để ước lượng các trọng số hồi qui  $\beta$  và  $\gamma$ ).

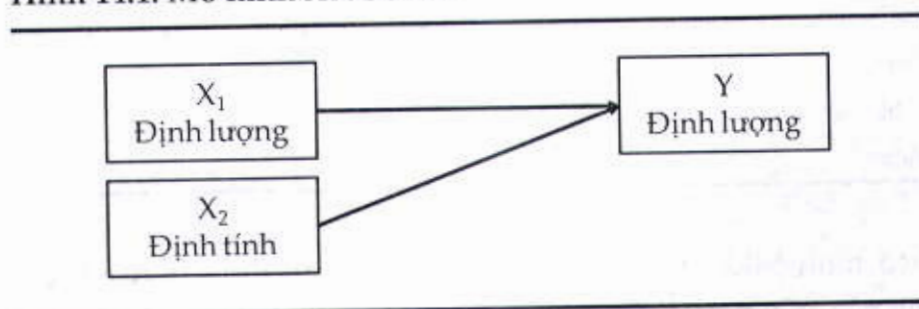
#### 4. MLR và ANCOVA

##### 4.1. Mô hình ANCOVA

Trở lại mô hình ANOVA, nếu bây giờ chúng ta có một biến độc lập định lượng (covariate), mô hình này được gọi là mô hình ANCOVA (ANalysis of COVariance; Hình 14.1). Nếu chuyển mô hình này sang mô hình hồi qui, chúng ta sẽ có mô hình hồi qui bội MLR với hai biến phụ thuộc, một biến định lượng và một biến định tính. Tương tự như MLR cho ANOVA, chúng ta sẽ chuyển biến định tính thành một (nếu biến định tính có hai nhóm) hay nhiều (nếu biến định tính có từ ba nhóm trở lên) thành các biến dummy hoặc biến đối ứng để phân tích.

Và, công việc phân tích trên MLR cũng tương tự như trường hợp MLR cho ANOVA.

Hình 14.1. Mô hình ANCOVA



Lấy ví dụ, Nguyen & ctg (2008) nghiên cứu về vai trò của tính vị chủng và trình độ học vấn đối với xu hướng tiêu dùng hàng nội của người Việt và xây dựng mô hình như sau:

1. Biến phụ thuộc Y: Xu hướng tiêu dùng hàng nội
2. Biến độc lập định lượng X: Tính vị chủng
3. Biến độc lập định tính D: Trình độ học vấn (dưới đại học, đại học và trên đại học)

Bây giờ chúng ta chuyển biến trình độ học vấn thành biến định lượng: dummy và đối ứng: chúng ta sẽ có hai biến định lượng, ký hiệu là  $D_1$  và  $D_2$  khi mã dummy và  $E_1$  và  $E_2$  khi mã đối ứng (Bảng 14.12).

**Bảng 14.12. Mã dummy và đối ứng: trình độ học vấn**

Thu nhập	Định tính	Mã dummy		Mã đối ứng	
		$D_1$	$D_2$	$E_1$	$E_2$
Dưới đại học	A	1	0	1	0
Đại học	B	0	1	0	1
Trên đại học	C	0	0	-1	-1

Lúc này, mô hình MLR có dạng sau:

$$\text{Mã dummy: } E(Y_i) = \beta_0^D + \beta_1^D X_i + \gamma_1^D D_{1i} + \gamma_2^D D_{2i}$$

$$\text{Mã đối ứng: } E(Y_i) = \beta_0^E + \beta_1^E X_i + \gamma_1^E E_{1i} + \gamma_2^E E_{2i}$$

Phân tích chi tiết các mô hình MLR trên (Hình 14.2), chúng ta có:

Mô hình tổng quát:

$$E(Y_i) = \beta_0^D + \beta_1^D X_i + \gamma_1^D D_{1i} + \gamma_2^D D_{2i}$$

Mô hình cho nhóm A (dưới đại học):  $D_1 = 1, D_2 = 0$ :

$$E(Y_i) = \beta_0^D + \beta_1^D X_i + \gamma_1^D$$

Mô hình cho nhóm B (đại học):  $D_1 = 0, D_2 = 1$ :

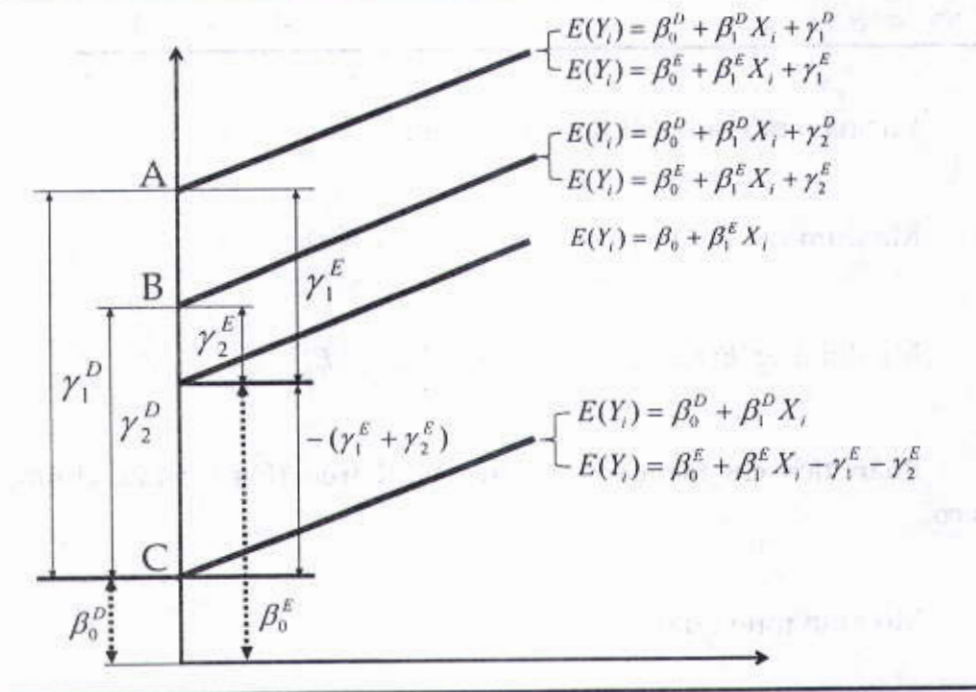
$$E(Y_i) = \beta_0^D + \beta_1^D X_i + \gamma_2^D$$



Mô hình cho nhóm C (trên đại học):  $D_1 = 0, D_2 = 1$  và đây là nhóm tham chiếu:

$$E(Y_i) = \beta_0^D + \beta_1^D X_i$$

Hình 14.2. Đường hồi qui với mã dummy và đối ứng



Tương tự như vậy cho trường hợp mã đối ứng:

Tổng quát:  $E(Y_i) = \beta_0^E + \beta_1^E X_i + \gamma_1^E E_{1i} + \gamma_2^E E_{2i}$

Nhóm A:  $E(Y_i) = \beta_0^E + \beta_1^E X_i + \gamma_1^E$

Nhóm B:  $E(Y_i) = \beta_0^E + \beta_1^E X_i + \gamma_2^E$

Nhóm C:  $E(Y_i) = \beta_0^E + \beta_1^E X_i - \gamma_1^E - \gamma_2^E$

Nhóm tham chiếu:  $E(Y_i) = \frac{1}{3}(A + B + C) = \beta_0 + \beta_1^E X_i$

Như vậy, chúng ta nhận thấy độ dốc của đường hồi qui vẫn như nhau, đó là  $\beta_1^D = \beta_1^E$  (Hình 14.2).

#### 4.2. Ví dụ ANCOVA và MLR với biến độc lập định tính

Nguyen (2009) nghiên cứu một số thuộc tính địa phương, ví dụ hỗ trợ chính quyền, ưu đãi đầu tư, loại hình doanh nghiệp, ngành nghề kinh doanh, vv. tác động vào sự hài lòng của doanh nghiệp dựa vào dữ liệu thu từ 396 doanh nghiệp kinh doanh tại tỉnh Tiền Giang.

Giả sử bây giờ giả sử chúng ta chỉ xem xét hai yếu tố, đó là hỗ trợ chính quyền ( $X$ : biến độc lập định lượng) và loại hình doanh nghiệp  $D$ : biến độc lập định tính, mã dummy, gồm hai nhóm: (1) doanh nghiệp tư nhân, và (0) các loại hình sở hữu khác (nhà nước, cổ phần, vv.) và sự hài lòng doanh nghiệp ( $Y$ : biến phụ thuộc định lượng). Mô hình MLR với biến độc lập định tính biểu diễn như sau:

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \gamma D_i$$

Kết quả SPSS cho như sau cho thấy mô hình phù hợp ( $R_{adj}^2 = 0.319$ ; Bảng 14.13; Sig F = 0.000, Bảng 14.14). Kết quả cũng cho thấy trọng số hồi qui  $\beta_1$  và  $\gamma$  đều có ý nghĩa thống kê (Bảng 14.14):  $\beta_1 = 0.497$  ( $p < 0.001$ ) và  $\gamma = -0.2386$  ( $p < 0.01$ ). Chú ý kết quả trong SPSS ký hiệu là B (beta in hoa).

Về biến định tính  $D$  (loại hình doanh nghiệp), kết quả này cho thấy, doanh nghiệp tư nhân có mức độ hài lòng thấp hơn so với các loại hình doanh nghiệp khác. Cụ thể như sau:

$$\begin{aligned} E(Y_i) &= \beta_0 + \beta_1 X_i + \gamma D_i \\ &= 17.248 + 0.497 X_i - 2.386 D_i \end{aligned}$$

Đối với doanh nghiệp tư nhân (TN:  $D = 1$ ), chúng ta có:

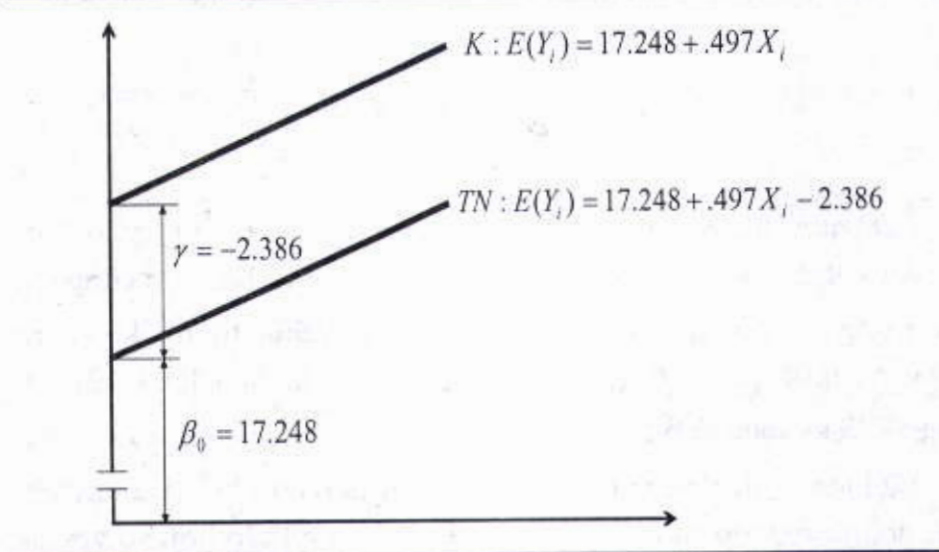
$$E(Y_i) = 17.248 + 0.497 X_i - 2.386$$

Đối với các loại hình doanh nghiệp khác (K:  $D = 0$ ), chúng ta có:

$$E(Y_i) = 17.248 + 0.497 X_i$$

Như vậy, đường hồi qui của doanh nghiệp tư nhân (TN) thấp hơn (so với gốc O) so với đường hồi qui của các loại hình doanh nghiệp khác (K) một đoạn là 2.386 đơn vị (Hình 14.3).

Hình 14.3. Đường MLR của doanh nghiệp TN và K



Bảng 14.13. Tóm tắt mô hình

R	$R^2$	$R^2_{adj}$	SD
.568	.323	.319	7.12286



**Bảng 14.14. Bảng ANOVA**

	SS	df	MS	F	Sig
Hồi qui	9504.784	2	4752.392	93.671	.000
Phần dư	19938.930	393	50.735		
Tổng	29443.714	395			

**Bảng 14.15. Trọng số hồi qui**

	B	SD	$\beta$	t	Sig
Hằng số	17.248	1.884	-	9.157	.000
X1	.497	.036	.571	13.641	.000
D1	-2.386	.807	-.124	-2.958	.003

#### 4.3. Phân tích MLR có biến độc lập định tính với SPSS

Tương tự như trong trường biến độc lập định lượng, nếu có biến độc lập định tính, chúng ta chỉ cần chuyển chúng thành biến độc lập định lượng (dummy hoặc đối ứng). Sau đó đưa vào SPSS như là một biến độc lập định lượng:

*Analyze → Regression → Linear: đưa biến phụ thuộc vào ô **Dependent** và đưa các biến độc lập (định lượng và dummy hay đối ứng) vào ô **Independent(s)** → Method: phương pháp mặc nhiên là ENTER, nếu chọn phương pháp khác, vd, STEPWISE → nhấn chuột vào STEPWISE → OK: chúng ta nhận kết quả hồi qui bằng phương pháp ENTER hoặc STEPWISE. Nếu muốn xem xét các chỉ tiêu thống kê khác, vào những chỉ tiêu đó, vv.*

## 5. Hiệu ứng hỗ tương trong MLR có biến độc lập định tính

Trong mô hình MLR có biến độc lập định tính chúng ta sẽ có hai trường hợp thường xảy ra (1) hiệu ứng hỗ tương (interaction effect) giữa các biến định tính với nhau, và (2) hiệu ứng hỗ tương giữa một biến định tính và biến định lượng. Chúng ta xem xét hai trường hợp này.

### 5.1. Hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến định tính

#### 5.1.1. Mô hình hiệu ứng hỗ tương và xử lý

Trong mô hình MLR có nhiều biến độc lập định tính và các biến độc lập định tính này có thể có quan hệ hỗ tương với nhau để cùng tham gia giải thích cho biến thiên biến phụ thuộc. Chúng ta xem xét trường hợp có hai biến. Trong trường hợp có nhiều biến độc lập định tính, quan hệ hỗ tương giữa chúng vẫn tương tự (quan hệ hỗ tương giữa các cặp biến với nhau).

Giả sử mô hình hồi qui MLR có hai biến độc lập định tính (1) ngành học, (2) hệ học, và biến phụ thuộc định lượng  $Y$  là kết quả học tập của sinh viên. Các biến độc lập định tính trên được ký hiệu như sau:

(1) Ngành học:

D: Du lịch

K: Kinh tế

M: Marketing

Q: Quản trị

T: Tài chính (nhóm tham chiếu)

(2) Hệ học

CH: Cao học

**CN: Cử nhân** (nhóm tham chiếu)

Mô hình có hiệu ứng hồ tương giữa các biến định tính được biểu diễn như sau (để đơn giản chúng ta bỏ ký hiệu  $i$  cho quan sát:  $Y$  thay cho  $Y_i$ ):

$$\begin{aligned} E(Y) = & \beta_0 \\ & + \gamma_1 D + \gamma_2 K + \gamma_3 M + \gamma_4 Q \\ & + \delta_1 CH \\ & + \eta_1 CH * D + \eta_2 CH * K + \eta_3 CH * M + \eta_4 CH * Q \end{aligned}$$

Trong mô hình này, chúng ta có biến định tính ngành học bao gồm năm nhóm được mã thành bốn biến dummy (hoặc đối ứng) và biến định tính bậc học có hai nhóm nên được mã thành một biến dummy. Như vậy hiệu ứng hồ tương có thể xảy ra giữa bậc học (CH) với tất cả bốn biến dummy của ngành học:  $\eta_1 CH * D + \eta_2 CH * K + \eta_3 CH * M + \eta_4 CH * Q$ . Điều này có nghĩa là các biến tích này (vd,  $CH * K$ ) có khả năng tác động vào kết quả học tập của sinh viên.

Dĩ nhiên chúng ta cần chú ý ở đây là ví dụ trong phân tích tác động hồ tương của các biến độc lập định tính. Còn trong thiết kế nghiên cứu sẽ có hai trường hợp xảy ra: nếu kiểm định lý thuyết thì giả thuyết về tác động này cần phải được suy diễn từ lý thuyết; nếu khám phá, chúng ta sẽ khám phá tác động này từ dữ liệu.

Khi đã xây dựng mô hình MLR ở dạng có tác động hồ tương giữa các biến định tính thì công việc phân tích mô hình này tương tự như mô hình MLR trong đó biến phụ thuộc định lượng là  $Y$  và các biến độc lập bao gồm tất cả các biến thành phần trong mô hình:  $D, K, M, Q, CH, CH * D, CH * K, CH * M$ , và  $CH * Q$ .



### 5.1.2. Diễn giải hiệu ứng hỗ tương

Để diễn giải mô hình MLR có tác động hỗ tương, chúng ta cần xem xét biến nào là **biến tập trung** (focus variable) và biến nào dùng làm **biến điều tiết** (moderator; Demaris 2004). Khi đã chọn biến tập trung thì lúc này hiệu ứng của biến tập trung sẽ thay đổi theo các cấp độ của biến điều tiết. Trong ví dụ trên, nếu chúng ta lấy bậc học là biến tập trung thì hiệu ứng của nó sẽ thay đổi (điều tiết) theo từng ngành học (biến điều tiết) và nếu ngành học là biến tập trung thì hiệu ứng của nó sẽ thay đổi theo từng bậc học (biến điều tiết).

Trở lại mô hình MLR có hiệu ứng hỗ tương, bây giờ giả sử biến điều tiết là **NGÀNH HỌC** (biến tập trung là **BẬC HỌC**: xem xét bậc học được điều tiết bởi ngành học). Hay nói cách khác, chúng ta xem xét hiệu ứng của bậc học có thay đổi theo ngành học không? Chúng ta có mô hình MLR:

$$\begin{aligned} E(Y) = & \beta_0 \\ & + \gamma_1 D + \gamma_2 K + \gamma_3 M + \gamma_4 Q \\ & + \delta_1 CH \\ & + \eta_1 CH * D + \eta_2 CH * K + \eta_3 CH * M + \eta_4 CH * Q \end{aligned}$$

Viết lại mô hình trên ở dạng biến tập trung (bậc học) được điều tiết bởi ngành học, chúng ta có:

$$\begin{aligned} E(Y) = & \beta_0 + \gamma_1 D + \gamma_2 K + \gamma_3 M + \gamma_4 Q \\ & + CH(\delta_1 + \eta_1 D + \eta_2 K + \eta_3 M + \eta_4 Q) \end{aligned}$$

Hiệu ứng của bậc học (điều tiết bởi ngành học): hiệu ứng của bậc học (CH) theo ngành cụ thể như sau (dùng ký hiệu  $E(Y|_{\text{ngành}})$  để chỉ hiệu ứng bị điều tiết bởi ngành):

$$E(Y|_{\text{ngành}}) = \beta_0 + \gamma_1 D + \gamma_2 K + \gamma_3 M + \gamma_4 Q \\ + CH(\delta_1 + \eta_1 D + \eta_2 K + \eta_3 M + \eta_4 Q)$$

Với mô hình trên, chúng ta dễ dàng nhận thấy được hiệu ứng của bậc học điều tiết bởi ngành học là:

$$\delta_1 + \eta_1 D + \eta_2 K + \eta_3 M + \eta_4 Q$$

Chú ý là tổng này đóng vai trò như một trọng số hồi qui của biến CH. Nếu không bị điều tiết (không có hiệu ứng hỗ tương) thì tác động của bậc học vào kết quả học tập Y là  $\delta_1$ ; nếu có điều tiết thì trọng số hồi qui của bậc học thay đổi theo ngành chứ không còn là  $\delta_1$  nữa). Lấy ví dụ, sinh viên học tài chính thì tất cả các nhóm (D, K, M, Q) đều bằng 0 (nhớ lại nhóm tài chính là nhóm tham chiếu). Bây giờ hiệu ứng của bậc cao học CH (=1) điều tiết bởi ngành tài chính T là  $\delta_1 + \eta_1(0) + \eta_2(0) + \eta_3(0) + \eta_4(0) = \delta_1$ . Tương tự như vậy, hiệu ứng của bậc CH điều tiết bởi ngành du lịch D là  $\delta_1 + \eta_1$ , vv.

Trở lại ngành tài chính, hiệu ứng của bậc học là  $\delta_1$ . Chú ý  $\delta_1$  là hiệu ứng chính của bậc học vì trong trường hợp này dù có hay không có hiệu ứng hỗ tương giữa ngành và bậc thì hiệu ứng mô hình MLR của nhóm này vẫn như nhau:

$$E(Y|_T) = \beta_0 + \delta_1 CH$$

Như vậy, kết quả học tập của sinh viên bậc cao học ngành tài chính là  $\beta_0 + \delta_1$ . Bây giờ trở lại với ngành khác, lấy ví dụ ngành du lịch (D=1), nếu không có hiệu ứng hỗ tương thì mô hình MLR của nó là:

$$E(Y|_D) = \beta_0 + \gamma_1 + \delta_1 CH$$

Nếu có hiệu ứng hồ tương thì mô hình MLR của nó là:

$$E(Y|_D) = \beta_0 + \gamma_1 + CH(\delta_1 + \eta_1)$$

Khi có hiệu ứng hồ tương, sự khác biệt hiệu ứng, điều tiết bởi ngành du lịch và tài chính,  $E(Y|_D) - E(Y|_T)$  sẽ là:

$$E(Y|_D) - E(Y|_T) = \gamma_1 + \eta_1 CH$$

Nếu  $\eta_1 = 0$  (vắng mặt hiệu ứng hồ tương) thì sự khác biệt về hiệu ứng là  $E(Y|_D) - E(Y|_T) = \gamma_1$ . Sự khác biệt này không phụ thuộc vào bậc học (cử nhân hay cao học). Với cách thức trên, chúng ta đã diễn giải hiệu ứng hồ tương thông qua biến tập trung là bậc học. Điều này có nghĩa là chúng ta xem xét có sự khác biệt về ngành học (điều tiết bởi ngành học) khi có và không có xuất hiện của hiệu ứng hồ tương.

Trở lại mô hình MLR có hiệu ứng hồ tương, bây giờ giả sử chúng ta tập trung vào NGÀNH HỌC (xem xét hiệu ứng của ngành học) điều tiết bởi BẬC HỌC. Mô hình MLR trong trường hợp này như sau:

$$\begin{aligned} E(Y) = & \beta_0 \\ & + \gamma_1 D + \gamma_2 K + \gamma_3 M + \gamma_4 Q \\ & + \delta_1 CH \\ & + \eta_1 CH * D + \eta_2 CH * K + \eta_3 CH * M + \eta_4 CH * Q \end{aligned}$$



Tương tự như trong trường hợp biến tập trung là bậc học, chúng ta viết lại mô hình trên với biến tập trung là ngành học, điều tiết bởi bậc học. Mô hình này có dạng :

$$\begin{aligned} E(Y) = & \beta_0 + \delta_1 CH \\ & + (\gamma_1 + \eta_1 CH) D \\ & + (\gamma_2 + \eta_2 CH) K \\ & + (\gamma_3 + \eta_3 CH) M \\ & + (\gamma_4 + \eta_4 CH) Q \end{aligned}$$

Mô hình dạng này giúp chúng ta dễ dàng nhận dạng được hiệu ứng của ngành học điều tiết bởi bậc học. Nếu có hiệu ứng hỗ tương ( $\eta_i \neq 0$ ), thì trọng số hồi qui của ngành sẽ thay đổi, vd,  $\gamma_1 + \eta_1 CH$  thay vì  $\gamma_1$  đối với ngành du lịch D, vv. Như vậy, chúng ta có hai cách thức để diễn giải hiệu ứng hỗ tương của biến định tính trong mô hình. Dựa vào mục tiêu nghiên cứu cụ thể, chúng ta sẽ chọn biến nào là biến tập trung và biến nào là biến điều tiết.

## 5.2. Hiệu ứng hỗ tương giữa biến định tính và định lượng

Trong mô hình ANCOVA hay MLR có biến độc lập định tính và định lượng, chúng ta sẽ có trường hợp xuất hiện hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến này với nhau.

Trở lại ví dụ nghiên cứu của Nguyen & ctg (2008) về vai trò của tính vị chủng và trình độ học vấn đối với xu hướng tiêu dùng hàng nội của người Việt:

1. Biến phụ thuộc Y: Xu hướng tiêu dùng hàng nội
2. Biến độc lập định lượng X: Tính vị chủng

3. Biến độc lập định tính D: Trình độ học vấn (bao gồm ba nhóm, A: dưới đại học, B: đại học và C: trên đại học), được mã thành hai biến dummy:  $D_1$  (A) và  $D_2$  (B) và nhóm C là nhóm tham chiếu.

Chuyển biến trình độ học vấn thành biến định lượng dummy hay đối ứng: chúng ta sẽ có hai biến định lượng, ký hiệu là  $D_1$  và  $D_2$ , chúng ta có mô hình MLR khi không có hiệu ứng tương giữa biến định tính D và định lượng X như sau:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2$$

Bây giờ, giả sử có hiệu ứng tương giữa D và X, mô hình MLR sẽ có dạng sau:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \delta_1 D_1 X + \delta_2 D_2 X$$

Trong trường hợp này, chúng ta vẫn phân tích mô hình có hiệu ứng tương giữa D và X, tương tự như mô hình MLR không có hiệu ứng tương, và bây giờ chỉ thêm hai biến tương ở dạng tích ( $D_1 * X$  và  $D_2 * X$ ).

Để diễn giải hiệu ứng tương giữa biến định tính và định lượng, cũng tương tự như trong trường hợp giữa hai biến định tính, chúng ta chọn biến tập trung và biến điều tiết (Demaris 2004).

Giả sử X là biến tập trung, nghĩa là chúng ta muốn xem xét hiệu ứng của X (tác động của X vào Y) phụ thuộc vào D (biến điều tiết), chúng ta có:

$$\begin{aligned} E(Y) &= \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \delta_1 D_1 X + \delta_2 D_2 X \\ &= \beta_0 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + (\beta_1 + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2) X \end{aligned}$$

Viết lại phương trình MLR trên cho từng nhóm (A, B, và C), chúng ta có:

- Nhóm A ( $D_1 = 1, D_2 = 0$ ):

$$E(Y_A) = \beta_0 + \gamma_1 + (\beta_1 + \delta_1) X$$

- Nhóm B ( $D_2 = 1, D_1 = 0$ ):

$$E(Y_B) = \beta_0 + \gamma_2 + (\beta_1 + \delta_2) X$$

- Nhóm C (tham chiếu):

$$E(Y_C) = \beta_0 + \beta_1 X$$

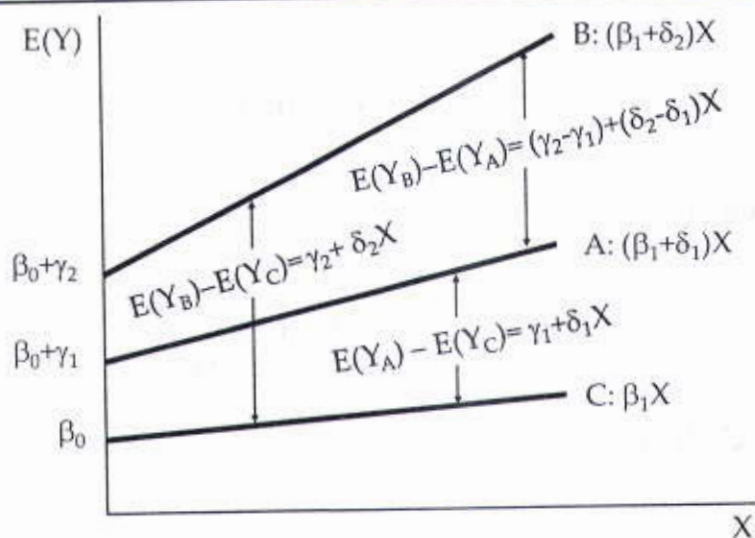
Chúng ta nhận thấy, độ dốc của đường hồi qui cho các nhóm khác nhau. Chú ý là khi không có hiệu ứng hỗ tương giữa X và D thì các trọng số  $\delta$  sẽ bằng 0. Với biến tập trung là X thì hiệu ứng của nó đối với nhóm A là  $\beta_1 + \delta_1$ , nhóm B là  $\beta_1 + \delta_2$  và nhóm tham chiếu (C) là  $\beta_1$ . Nhớ lại trong mô hình ANCOVA, khi không có hiệu ứng hỗ tương ( $\delta = 0$ ) thì tác động của X vào Y không thay đổi (đều là  $\beta_1$ , độ dốc của đường hồi qui: ba đường hồi qui của ba nhóm song song nhau; xem lại Hình 14.2).

Khi có hiệu ứng hỗ tương thì tác động của X vào Y trong các nhóm sẽ khác nhau. Lúc này, ba đường hồi qui của ba nhóm không



còn song song với nhau nữa (Hình 14.4). Điều này có nghĩa hiệu ứng hồ tương giữa X và D làm thay đổi tác động của X vào Y. Biến định tính D được gọi là biến điều tiết vì nó làm thay đổi (điều tiết) tác động của X vào Y. Chi tiết hơn về biến điều tiết được trình bày trong chương tiếp theo.

Hình 14.4. Đường hồi qui của ba nhóm A, B và C



Nguồn: Dựa theo Demaris (2004)

Bây giờ, giả sử biến tập trung là D (biến định tính) và X là biến điều tiết. Trong trường hợp này, chúng ta muốn xem khác biệt giữa các nhóm có phụ thuộc vào X không, có nghĩa là chúng ta muốn xem xét hiệu ứng của D (tác động của D vào Y) phụ thuộc vào X (biến điều tiết):

$$\begin{aligned} E(Y) &= \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \delta_1 D_1 X + \delta_2 D_2 X \\ &= \beta_0 + \beta_1 X + (\gamma_1 + \delta_1 X) D_1 + (\gamma_2 + \delta_2 X) D_2 \end{aligned}$$

- Nhóm A ( $D_1 = 1, D_2 = 0$ ):  $E(Y_A) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 + \delta_1 X$
- Nhóm B ( $D_2 = 1, D_1 = 0$ ):  $E(Y_B) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_2 + \delta_2 X$
- Nhóm C (tham chiếu;  $D_1 = 0, D_2 = 0$ ):  $E(Y_C) = \beta_0 + \beta_1 X$

Khác biệt giữa các nhóm như sau (Hình 14.4):

- $E(Y_A) - E(Y_C) = \gamma_1 + \delta_1 X$
- $E(Y_B) - E(Y_C) = \gamma_2 + \delta_2 X$
- $E(Y_B) - E(Y_A) = (\gamma_2 - \gamma_1) + (\delta_2 - \delta_1)X$

Như vậy, chúng ta cũng nhận ra rằng, khi có hiệu ứng hỗ tương giữa D và X, sự khác biệt giữa các nhóm bây giờ không còn là hằng số nữa (như khi không có hiệu ứng hỗ tương) mà chúng thay đổi khi X thay đổi (Hình 14.4). Hay nói các khác, biến X tham gia làm thay đổi sự khác biệt trung bình các nhóm trong mô hình ANOVA và X được gọi và biến đồng hành (covariate). Vì vậy, khi mô hình ANOVA có biến đồng hành này thì nó được gọi là mô hình ANCOVA.

## TÓM TẮT CHƯƠNG 14

Chương này giới thiệu mô hình hồi qui đơn SLR và bội MLR có biến độc lập là biến định tính. Để phân tích các biến định tính này chúng ta cần phải chuyển chúng sang biến định lượng ở dạng biến dummy (1, 0) hoặc biến đối ứng (1, -1). Khi chuyển một biến định tính có  $g$  nhóm, số biến dummy hoặc đối ứng sẽ là  $g-1$ .

Trong mô hình hồi qui đơn SLR nếu biến độc lập là biến định tính thì SLR sẽ tương đương với mô hình ANOVA một chiều: ANOVA một chiều là trường hợp đặc biệt của hồi qui SLR với biến độc lập là định tính. Mô hình SLR trong trường hợp này có dạng MLR:  $E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 D_{1i} + \beta_2 D_{2i}$ , trong đó,  $D_1$  và  $D_2$  là hai biến dummy được chuyển từ một biến định tính có ba nhóm.

Mô hình MLR có hai biến độc lập định tính là mô hình tương đương với mô hình ANOVA hai chiều. Tương tự với mô hình có một biến độc lập định tính, đối với mô hình MLR có hai hay nhiều biến độc lập định tính (ANOVA hai chiều) hay nhiều (ANOVA hai hay nhiều chiều), chúng ta chỉ cần chuyển các biến định tính thành biến định lượng dạng dummy hay đối ứng. Mô hình lúc bấy giờ là mô hình MLR và dùng OLS để ước lượng các trọng số hồi qui.

Trong trường hợp MLR có biến độc lập định tính và định lượng, mô hình này tương đương với mô hình ANCOVA. Tương tự như trong các mô hình trên, chúng ta chỉ cần chuyển biến độc lập định tính thành biến dummy hay đối ứng để phân tích (OLS sẽ ước lượng các trọng số hồi qui và các tham số khác trong mô hình).

Cuối cùng, chương này giới thiệu hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến định tính trong MLR có hai hay nhiều biến độc lập định tính và giữa biến định tính và định lượng trong MLR có biến độc lập định tính và định lượng. Như vậy, MLR trong trường hợp này có thêm



các biến tích: giữa định tính và định tính và giữa định tính và định lượng.

Khi đã xây dựng mô hình MLR ở dạng có tác động hỗ tương giữa các biến định tính thì công việc phân tích mô hình này tương tự như mô hình MLR trong đó biến phụ thuộc định lượng là  $Y$  và các biến độc lập bao gồm tất cả các biến thành phần trong mô hình.

Để diễn giải mô hình MLR có tác động hỗ tương, chúng ta cần chọn biến tập trung và biến điều tiết. Hiệu ứng của biến tập trung sẽ thay đổi theo các cấp độ của biến điều tiết. Sử dụng biến tập trung nào tùy thuộc vào mục tiêu nghiên cứu cụ thể của chúng ta.

## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 14

1. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa mô hình hồi qui đơn SLR, hồi qui bội, và ANOVA (một chiều, hai chiều, vv.)? Cho ví dụ minh họa?
2. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa mô hình hồi qui bội MLR và ANCOVA? Cho ví dụ minh họa?
3. Cho biết sự giống nhau và khác nhau giữa biến định tính chuyển sang dạng biến giả dummy và biến giả đối ứng? Cho ví dụ minh họa?
4. Hãy thiết kế một mô nghiên cứu trong đó có biến phụ thuộc định lượng và hai biến độc lập định tính. Tiếp theo thu thập dữ liệu và phân tích mô hình này ở dạng ANOVA hai chiều và hồi qui bội có và không có hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến độc lập định tính.
5. Hãy thiết kế một mô nghiên cứu trong đó có biến phụ thuộc định lượng và hai biến độc lập: một biến định lượng và một biến định tính. Tiếp theo thu thập dữ liệu và phân tích mô hình này ở dạng ANCOVA và hồi qui bội có và không có hiệu ứng hỗ tương giữa hai biến độc lập (định tính và định lượng)?
6. Hãy cho biết chức năng của biến tập trung và biến điều tiết dùng để diễn giải hiệu ứng hỗ tương của (1) hai biến định tính và (2) một biến định tính và một biến định lượng trong mô hình hồi qui bội MLR?
7. Nhà nghiên cứu A, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, xây dựng mô hình nghiên cứu bao gồm các khái niệm sau đây:
  1. Định hướng học hỏi của doanh nghiệp (đo lường bằng thang đo quăng)

2. Qui mô doanh nghiệp, bao gồm ba nhóm: lớn ( $> 1000$  nhân viên), vừa ( $100 - 1000$  nhân viên), và nhỏ ( $< 100$  nhân viên)
  3. Hình thức sở hữu doanh nghiệp, bao gồm bốn nhóm: nhà nước, cổ phần, trách nhiệm hữu hạn, và tư nhân
  4. Kết quả kinh doanh của doanh nghiệp (thang đo quảng)
    - a. Hãy giúp A xây dựng mô hình nghiên cứu biểu diễn tác động của định hướng học hỏi, qui mô doanh nghiệp và hình thức sở hữu vào kết quả kinh doanh của doanh nghiệp?
    - b. Hãy giúp A xây dựng mô hình MLR để phân tích mô hình nghiên cứu ở Câu a khi các biến định tính được mã bằng biến dummy và khi các biến định tính được mã bằng biến đối ứng?
    - c. Hãy giúp A xây dựng mô hình MLR để phân tích mô hình nghiên cứu ở Câu a khi nhà nghiên cứu muốn xem xét xem tác động của định hướng học hỏi vào kết quả kinh doanh của doanh nghiệp có thay đổi theo hình thức sở hữu và qui mô doanh nghiệp?
    - d. Hãy giúp A xây dựng qui trình nghiên cứu để có thể thu thập dữ liệu dùng cho phân tích trong Câu b và c?
8. Nhà nghiên cứu A, trong một nghiên cứu của mình tại Việt Nam, xây dựng mô hình nghiên cứu bao gồm các khái niệm sau đây:
1. Tính lạc quan của nhân viên
  2. Tính hấp dẫn của công việc
  3. Giới tính của nhân viên
  4. Trình độ học vấn của nhân viên
  5. Kết quả công việc của nhân viên
- a. Nhà nghiên cứu A muốn xem xét kết quả công việc của nhân viên có khác nhau giữa nhân viên nam và nữ không thì A phải thực hiện nghiên cứu như thế nào và phải sử dụng những phân tích gì để thu được kết quả trả lời cho câu hỏi nghiên cứu của mình?



- b. Nhà nghiên cứu A muốn xem xét kết quả công việc của nhân viên có khác nhau giữa nhân viên có trình độ học vấn khác nhau không thì A phải thực hiện nghiên cứu như thế nào và phải sử dụng những phân tích gì để thu được kết quả trả lời cho câu hỏi nghiên cứu của mình?
- c. Nhà nghiên cứu A muốn xem xét tính lạc quan và tính hấp dẫn của công việc có tác động vào kết quả làm việc của nhân viên không thì A phải thực hiện nghiên cứu như thế nào và phải sử dụng những phân tích gì để thu được kết quả trả lời cho câu hỏi nghiên cứu của mình?
- d. Bây giờ, nhà nghiên cứu A muốn xem xét tác động của tính lạc quan và tính hấp dẫn của công việc vào kết quả làm việc của nhân viên có thay đổi theo giới tính và trình độ học vấn của nhân viên không thì A phải thực hiện nghiên cứu như thế nào và phải sử dụng những phân tích gì để thu được kết quả trả lời cho câu hỏi nghiên cứu của mình?

## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 14

Hardy MA (1993), *Regression with Dummy Variables*, Newbury Park CA: Sage: Tài liệu trình bày ngắn gọn và dễ hiểu về hồi qui với biến dummy. Được viết dành cho các nhà nghiên cứu ứng dụng trong ngành khoa học xã hội.

Jaccard J, Turrisi R & Wan CK (1990), *Interaction Effects in Multiple Regression*, Newbury Park CA: Sage: Tương tự như tài liệu trên, tài liệu này thuộc bộ sách ứng dụng nghiên cứu trong khoa học xã hội của Sage. Sách trình bày ngắn gọn và dễ hiểu về hiệu ứng tương tác trong hồi qui.

Demaris A (2004), *Regression with Social Data*, Hoboken NJ: Wiley: Tài liệu này giới thiệu các dạng mô hình hồi qui dưới dạng ứng dụng, rất dễ đọc và dễ hiểu, đặc biệt là phần diễn giải hiệu ứng tương tác. Tài liệu cần thiết cho các nhà nghiên cứu ứng dụng hồi qui trong ngành khoa học xã hội.

# 1. THE PROBLEM

The problem is to find a function  $f(x)$  which satisfies the conditions

1.  $f(x)$  is continuous on the interval  $[a, b]$ .

2.  $f(x)$  is differentiable on the interval  $(a, b)$ .



## *Chương 15*

# **Mô hình hồi qui đa biến, PATH và hồi qui MMR**

---

Chương này giới thiệu các nội dung:

1. *Vấn đề nghiên cứu*
2. *Mô hình hồi qui đa biến MVR*
3. *Mô hình PATH*
4. *Hồi qui với biến trung gian, biến điều tiết và biến kiểm soát*
5. *Phân tích biến điều tiết với SPSS*

### 1. Vấn đề nghiên cứu

Trở lại mô hình hồi qui trong Chương 13 và 14, chúng ta có một biến phụ thuộc định lượng và một hay nhiều biến độc lập định lượng hay định tính. Trong thực tiễn nghiên cứu, chúng ta thường gặp những mô hình nghiên cứu trong đó:

1. Có nhiều biến phụ thuộc định lượng và có nhiều biến độc lập có thể là định tính hay định lượng: mô hình dạng này được gọi là mô hình hồi qui đa biến MVR (MultiVariate Regression).
2. Có nhiều biến độc lập định tính hay định lượng, có nhiều biến trung gian (mediating variables) định lượng, và có nhiều biến phụ thuộc định lượng: mô hình dạng này được gọi là mô hình PATH.

Các câu hỏi và giả thuyết nghiên cứu cần dùng hồi qui đa biến để kiểm định có dạng sau:

Q1. Ảnh hưởng trường học, tính kiên định học tập, động cơ học tập và kết quả học tập của sinh viên quan hệ với nhau như thế nào?

Có nhiều giả thuyết trả lời cho câu hỏi trên, tùy thuộc vào lý thuyết, một số giả thuyết có thể như sau:

H1a. Ảnh hưởng trường học tác động dương vào động cơ học tập của sinh viên.

H1b. Ảnh hưởng trường học tác động dương vào kết quả học tập của sinh viên.

H1c. Tính kiên định học tập tác động dương vào động cơ học tập của sinh viên.

H1d. Tính kiên định học tập tác động dương vào kết quả học tập của sinh viên.

Q2. Độ nhạy văn hóa và tính vị chúng tiêu dùng có tác động vào việc đánh giá chất lượng hàng ngoại nhập và xu hướng tiêu dùng hàng nội không?

Tương tự như trường hợp của câu hỏi Q1, một số giả thuyết để trả lời cho Q2 như sau:

H2a. Độ nhạy văn hóa tác động cùng chiều vào chất lượng hàng ngoại nhập cảm nhận bởi người tiêu dùng.

H2b. Độ nhạy văn hóa tác động nghịch chiều vào xu hướng tiêu dùng hàng nội.

H2c. Tính vị chúng tiêu dùng tác động nghịch chiều vào chất lượng hàng ngoại nhập cảm nhận bởi người tiêu dùng.

H2d. Tính vị chúng tiêu dùng tác động cùng chiều vào xu hướng tiêu dùng hàng nội.

Đến đây, các vấn đề nghiên cứu đã giới thiệu liên quan đến mối quan hệ giữa hai nhiều biến, vd, X có quan hệ cùng chiều với Y, hoặc  $X_1$  và  $X_2$  tác động cùng chiều với Y, vv. Tuy nhiên, trong nghiên cứu khoa học xã hội nói chung và trong ngành kinh doanh nói riêng, chúng ta cũng thường hay gặp một dạng quan hệ khác, đó là quan



hệ giữa một biến với mối quan hệ của hai biến khác, vd, Z có quan hệ gì với mối quan hệ giữa X và Y không? Hay nói cách khác, Z có làm thay đổi mối quan hệ giữa X và Y không (hay Z có làm thay đổi tác động của A vào Y không)? Quan hệ như vậy được gọi là quan hệ điều tiết và biến tác động vào mối quan hệ giữa hai biến được gọi là biến điều tiết. Câu hỏi nghiên cứu về biến điều tiết có dạng như sau:

Q3. Giới tính có làm thay đổi mối quan hệ giữa tính vị chủng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội không? Hay phát biểu ở dạng khác: Tác động của tính vị chủng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội có khác nhau giữa nam và nữ không?

Q4. Cạnh tranh cá nhân có làm thay đổi mối quan hệ giữa tính vị chủng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội không?

Q5. Cạnh tranh cá nhân có quan hệ với xu hướng tiêu dùng hàng nội không và nó có làm thay đổi mối quan hệ giữa tính vị chủng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội không?

Giả thuyết trả lời cho câu hỏi Q3, Q4 và Q5 là giả thuyết về biến điều tiết theo nhóm (Q3), về biến điều tiết thuần túy (Q4), và về biến điều tiết hỗn hợp (Q5). Chúng có thể phát biểu các giả thuyết này như sau:

H3. Mối quan hệ giữa tính vị chủng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội trong nhóm người tiêu dùng nữ sẽ cao hơn trong nhóm người tiêu dùng nam (điều tiết theo nhóm).

H4. Tác động của tính vị chủng tiêu dùng vào xu hướng tiêu dùng hàng nội sẽ tăng khi cạnh tranh cá nhân tăng (hoặc là: Cạnh tranh cá nhân điều tiết dương mối quan hệ giữa tính vị

chúng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội; điều tiết thuần túy).

H5a. Tính vị chúng tiêu dùng tác động dương vào xu hướng tiêu dùng hàng nội (giả thuyết tính vị chúng tiêu dùng là một biến độc lập).

H5b. Cạnh tranh cá nhân điều tiết dương tác động của tính vị chúng tiêu dùng và xu hướng tiêu dùng hàng nội (giả thuyết tính vị chúng tiêu dùng là một biến điều tiết thuần túy).

Mô hình hồi qui và SEM thường được dùng để kiểm định các giả thuyết trên. Giáo trình này chỉ tập trung vào mô hình hồi qui. Ba mô hình họ hồi qui sử dụng để phân tích chúng là: hồi qui đa biến MVR (MultiVariate Regression), PATH và hồi qui với biến điều tiết MMR (Moderated Multiple Regression).

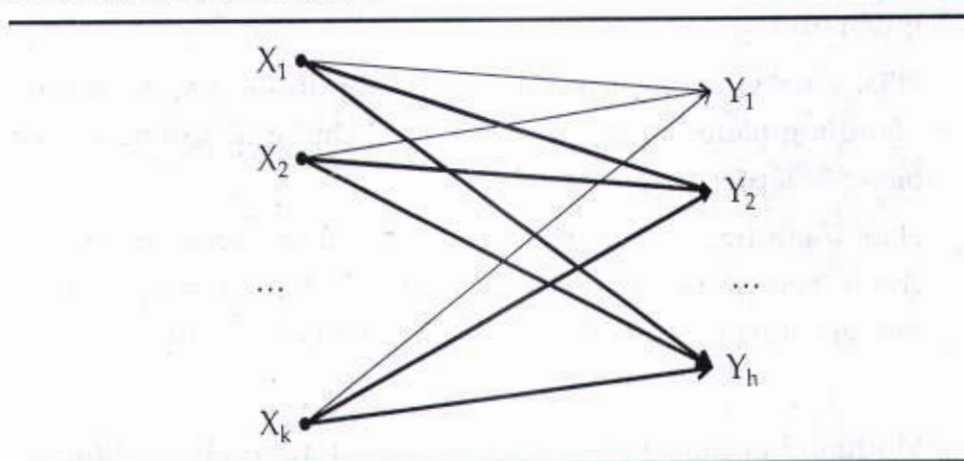
## 2. Mô hình hồi qui đa biến MVR

Mô hình hồi qui đa biến MVR được biểu diễn ở Hình 15.1. MVR có nhiều biến phụ thuộc định lượng và nhiều biến độc lập có thể là định tính, định lượng hay cả hai<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Tương tự như MLR, ANOVA và ANCOVA, mô hình MVR là trường hợp tổng quát của họ phân tích đa biến (có nhiều biến phụ thuộc, trong đó mô hình MANOVA (Multivariate ANalysis Of VAriance) khi tất cả các biến độc lập là biến định tính và MANCOVA (Multivariate ANalysis of COVAriance) khi các biến độc lập có cả biến định tính và định lượng. Các dạng phân tích này không thuộc phạm vi của giáo trình này. Các bạn thích thú, có thể xem, lấy ví dụ, Bray & Maxwell (1985), Stevens (2002); Tabachnick & Fidell (2007).

Hình 15.1. Mô hình MVR



Trong kiểm định thống kê đa biến, chúng ta có thể kiểm định cho trường hợp các biến phụ thuộc có quan hệ với nhau. Tuy nhiên, thông thường, mô hình MVR giả định là các biến phụ thuộc không có quan hệ với nhau (vd, Stevens 2002):

$$COV(Y_i, Y_j) = 0; \forall i \neq j$$

Với giả định là các biến phụ thuộc không có quan hệ với nhau, mô hình MVR bây giờ thực chất là một tập các mô hình hồi qui bội MLR:

$$E(Y_1) = \beta_{01} + \beta_{11}X_1 + \beta_{21}X_2 + \dots + \beta_{k1}X_k$$

$$E(Y_2) = \beta_{02} + \beta_{12}X_1 + \beta_{22}X_2 + \dots + \beta_{k2}X_k$$

$$\dots = \dots$$

$$E(Y_h) = \beta_{0h} + \beta_{1h}X_1 + \beta_{2h}X_2 + \dots + \beta_{kh}X_k$$

Do vậy, chúng ta dễ dàng phân tích mô hình hồi qui MVR thông qua phân tích từng mô hình hồi qui MLR riêng lẻ.



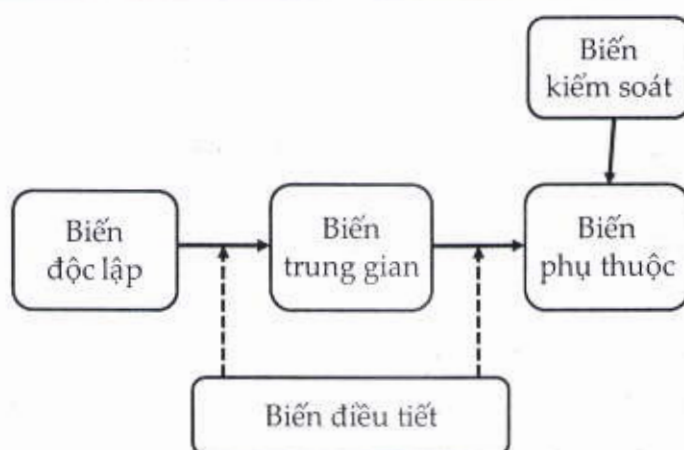
### 3. Mô hình PATH

#### 3.1. Mô hình tổng quát và các biến

Như chúng ta đã biết, trong các mô hình hồi qui, chúng ta có hai nhóm biến, (1) nhóm biến (một hay nhiều) phụ thuộc định lượng và (2) nhóm biến độc lập định lượng, định tính hoặc cả hai. Tuy nhiên, trong thực tiễn nghiên cứu, các lý thuyết khoa học thường phức tạp hơn chứ không chỉ bao gồm hai nhóm biến nêu trên. Để kiểm định các giả thuyết trong mô hình nghiên cứu dạng này, chúng ta cần những mô hình thống kê phức tạp hơn.

Một cách tổng quát, một mô hình nghiên cứu (lý thuyết) bao gồm 5 nhóm biến (khái niệm; xem lại Chương 4) sau (Hình 15.2):

Hình 15.2. Các dạng biến trong mô hình nghiên cứu



1. **Biến phụ thuộc:** Biến bị tác động bởi các biến khác, có thể một hay nhiều biến phụ thuộc trong một mô hình nghiên cứu.

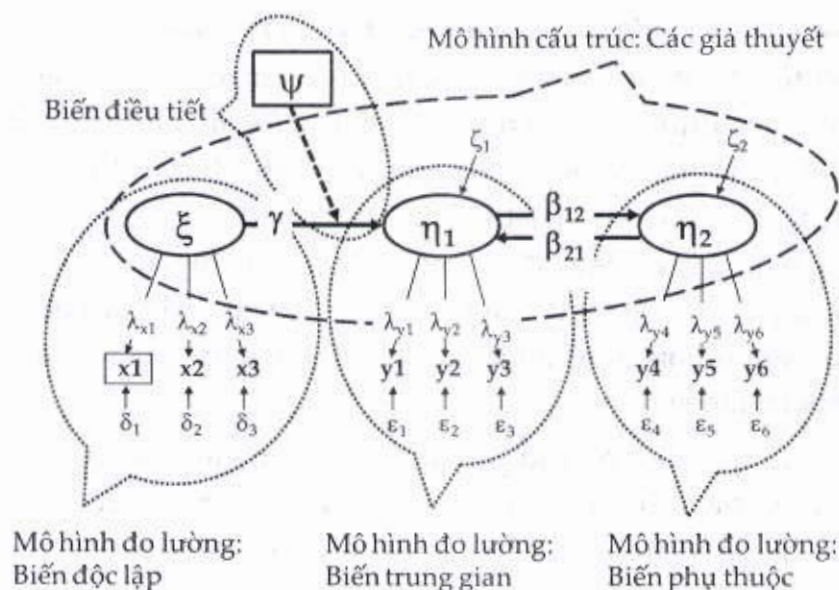
2. **Biến độc lập:** Biến tác động (giải thích biến thiên) của các biến khác (trung gian hoặc phụ thuộc). Một mô hình nghiên cứu có thể có một hay nhiều biến độc lập.
3. **Biến điều tiết** (moderating variable): Biến làm thay đổi tác động của biến độc lập và phụ thuộc, hoặc là độc lập  $\rightarrow$  trung gian  $\rightarrow$  phụ thuộc (biến làm thay đổi mối quan hệ giữa 2 biến khác). Một mô hình nghiên cứu có thể có một hay nhiều biến điều tiết và một biến điều tiết có thể làm thay đổi một hay nhiều tác động của các cặp biến. Biến điều tiết có thể là biến định tính hay định lượng.
4. **Biến trung gian** (mediating variable): Biến đóng vai trò trung gian, làm cầu nối giữa biến độc lập và phụ thuộc. Một mô hình có thể có một hay nhiều biến trung gian và có thể có một hay nhiều cấp trung gian (vd,  $A \rightarrow B \rightarrow C \rightarrow D$ ).
5. **Biến kiểm soát** (control variable): Biến chúng ta không tập trung nghiên cứu, chỉ kiểm soát mức độ giải thích của chúng như thế nào cho biến thiên của biến phụ thuộc. Biến kiểm soát có thể là định lượng hay định tính, nhưng thường là các biến định tính. Biến kiểm soát phổ biến là các biến về đặc điểm của cá nhân như giới tính, độ tuổi, vv, hay của tổ chức như qui mô doanh nghiệp, hình thức sở hữu, vv.

Cũng nhắc lại là trong nghiên cứu khoa học kinh doanh nói riêng, hay trong khoa học hành vi nói chung, các khái niệm là các biến tiềm ẩn được đo lường bằng nhiều biến quan sát (biến đo lường, xem lại Chương 8). Hơn nữa, các biến trong mô hình có thể tác động qua lại lẫn nhau (nonrecursive model). Vì vậy, một mô hình nghiên cứu, một cách tổng quát bao gồm mô hình đo lường và mô hình cấu trúc (Hình 15.3). **Mô hình đo lường** (measurement model) biểu diễn mối quan hệ giữa biến đo lường (quan sát) với biến tiềm ẩn mà



chúng đo lường. **Mô hình cấu trúc** (structural model) biểu diễn mối quan hệ các biến tiềm ẩn (giả thuyết).

**Hình 15.3. Mô hình nghiên cứu có mô hình đo lường**



Theo thông lệ, các nhà nghiên cứu thường dùng ký tự hy lạp để ký hiệu các biến. Khi biến tiềm ẩn là biến phụ thuộc hay trung gian (endogenous variable, trong hồi qui là dependent/ criterion variables cho biến phụ thuộc) được ký hiệu là  $\eta$  (eta) và khi nó là biến độc lập (exogenous variable, trong hồi qui là independent/predictor variables) nó được ký hiệu là  $\xi$  (xi).

Trọng số hồi qui giữa biến độc lập và biến phụ thuộc (hay trung gian) được ký hiệu là  $\gamma$ ; trọng số hồi qui giữa biến trung gian và biến phụ thuộc ký hiệu là  $\beta$ ; trọng số nhân tố (giữa biến đo lường và biến tiềm ẩn) ký hiệu là  $\lambda$ ; sai số (phần dư) của biến phụ thuộc ký hiệu là  $\zeta$  (zeta); sai số của biến quan sát đo lường biến độc lập ký hiệu là  $\delta$ ; và, sai số của biến quan sát đo lường biến phụ thuộc ký hiệu là  $\epsilon$ .



Chú ý thêm nữa là đối với biến tiềm ẩn, trên sơ đồ được biểu thị bằng vòng ellipse (hay tròn) và biến quan sát<sup>2</sup> (biến đo lường hay khái niệm nghiên cứu nhưng có thể đo trực tiếp chúng, vd, doanh thu, độ tuổi, vv) được biểu thị bằng hình chữ nhật (hay vuông).

Trong mô hình (Hình 15.3) các biến có thể có mối quan hệ qua lại ( $\beta_{12}$  và  $\beta_{21}$ ). Biến điều tiết, thường (chứ không phải luôn luôn) là biến định tính và cũng thường được đo lường trực tiếp (không phải luôn luôn), nên được ký hiệu hình chữ nhật trên mô hình. Biến điều tiết  $\psi$  làm thay đổi tác động của biến độc lập và phụ thuộc (hay trung gian). Nếu biến điều tiết là biến tiềm ẩn, chúng ta sẽ lấy tổng hay trung bình của các biến đo lường chúng (sau khi đánh giá giá trị và độ tin cậy các thang đo đo lường chúng) để nếu phân tích hồi qui<sup>3</sup> tiếp theo. Nếu muốn chuyển biến này thành biến định tính chúng ta chỉ cần mã lại theo nhóm.

Cuối cùng, mô hình cấu trúc (structural model) biểu diễn mối quan hệ giữa các biến tiềm ẩn (khái niệm nghiên cứu), các quan hệ này được gọi là quan hệ cấu trúc (structural relationship) và chúng chính là các giả thuyết. Để phân tích mô hình tổng quát này, phương pháp mô hình cấu trúc SEM (Structural Equation Modeling) được sử dụng phổ biến vì SEM có thể kết hợp đồng thời cả mô hình đo lường và mô hình cấu trúc<sup>4</sup> trong phân tích.

<sup>2</sup> Chú ý là biến đo lường là biến quan sát nhưng biến quan sát chưa chắc là biến đo lường (cũng có thể gọi là biến đo lường chính nó) vì biến quan sát có thể là một khái niệm nghiên cứu.

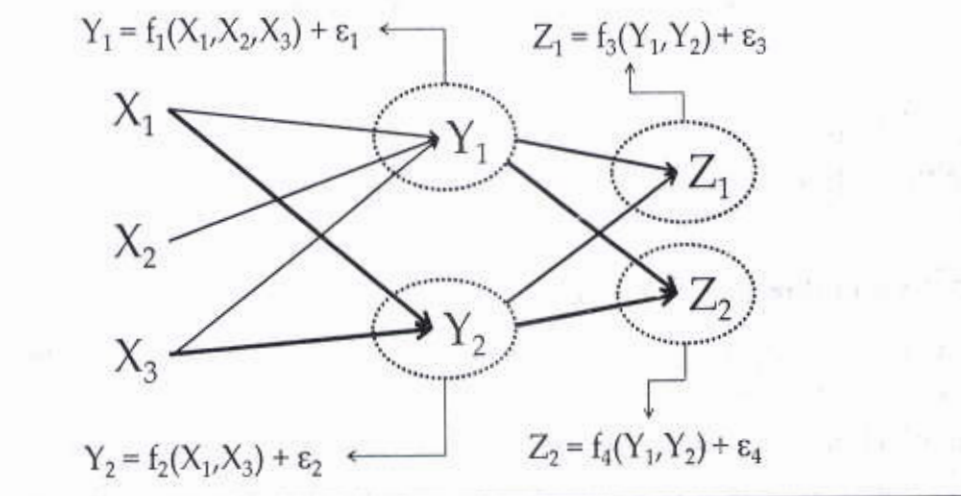
<sup>3</sup> Điều này không cần thiết trong mô hình SEM nếu biến điều tiết không phải là biến phân nhóm. Vấn đề này không thuộc phạm vi của giáo trình này; các bạn thích thú, xem, vd, Cortina & ctg (2001), Ping (1995).

<sup>4</sup> Mô hình SEM không thuộc phạm vi của tài liệu này. Các bạn thích thú, có thể xem, lấy ví dụ, Bollen (1989), Kline (2011).

### 3.2. Phân tích mô hình PATH

Chúng ta có thể biến mô hình cấu trúc thành mô hình PATH để phân tích thông qua việc biến đổi các biến tiềm ẩn thành các biến quan sát bằng cách lấy tổng hay trung bình của các thang đo chúng sau khi đánh giá giá trị và độ tin cậy của các thang đo này. Hình 15.4 trình bày một mô hình PATH phổ biến bao gồm ba biến độc lập ( $X_1$ ,  $X_2$ , và  $X_3$ ), hai biến trung gian ( $Y_1$  và  $Y_2$ ) và hai biến phụ thuộc ( $Z_1$  và  $Z_2$ ). Chú ý trong giáo trình này, chúng ta dùng hồi qui để phân tích mô hình PATH nên sẽ dùng ký hiệu  $\beta, \gamma$ , vv, theo thông lệ cho trọng số hồi qui.

Hình 15.4. Mô hình PATH



Xem xét mô hình PATH, chúng ta thấy nó bao gồm bốn mô hình hồi qui bội (1), (2), (3) và (4) như sau:

$$E(Y_1) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 \quad (1)$$

$$E(Y_2) = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_3 \quad (2)$$

$$E(Z_1) = \delta_0 + \delta_1 Y_1 + \delta_2 Y_2 \quad (3)$$

$$E(Z_2) = \eta_0 + \eta_1 Y_1 + \eta_2 Y_2 \quad (4)$$

Như vậy, mô hình PATH là tập hợp của bốn mô hình hồi qui bội MLR. Chúng ta có thể sử dụng OLS để ước lượng các trọng số hồi qui  $\beta, \gamma, \delta, \eta$  và hệ số phù hợp  $R^2$  của từng mô hình MLR riêng lẻ. Có nhiều cách để đánh giá mức độ phù hợp của mô hình PATH. Đơn giản nhất là dùng hệ số phù hợp tổng hợp  $R_M^2$  (generalized squared multiple correlation; Pedhazur 1982) như sau:

$$R_M^2 = R_M^2 = 1 - (1 - R_1^2)(1 - R_2^2)(1 - R_3^2)(1 - R_4^2)$$

Trong đó,  $R_1^2, R_2^2, R_3^2$ , và  $R_4^2$  là hệ số xác định của các mô hình hồi qui thành phần.

### 3.3. Ví dụ minh họa về PATH

Nguyen & ctg (2007b) trong một nghiên cứu về các doanh nghiệp xuất khẩu tại Việt Nam đưa ra mô hình bao gồm bốn khái niệm chính (Hình 15.5): định hướng học hỏi  $X_1$ , định hướng thị trường  $X_2$ , chất lượng mối quan hệ Y, và kết quả kinh doanh xuất nhập khẩu Z.



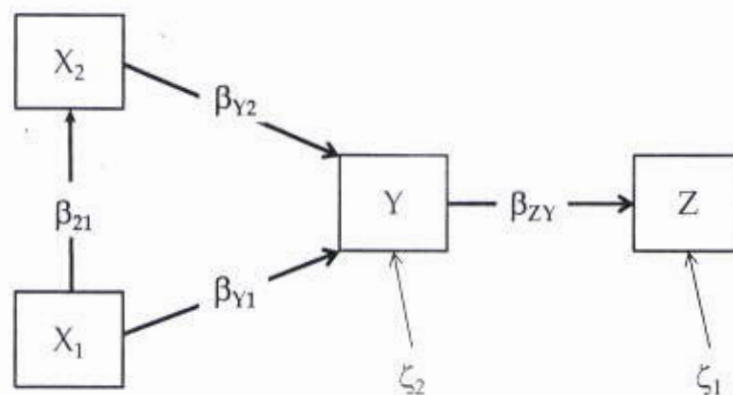
Dựa vào dữ liệu thu thập từ 283 doanh nghiệp có kinh doanh xuất khẩu tại TPHCM, hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình trình bày trong Bảng 15.1. Dựa vào hệ số tương quan của các biến trong mô hình, chúng ta dễ dàng tính toán được các trọng số hồi qui trong mô hình. Chú ý đây là ví dụ minh họa về cách tính. SPSS sẽ tính các hệ số này một cách dễ dàng vì phân tích mô hình này chúng ta thấy nó là tổng hợp của các mô hình MLR như sau (chú ý là chúng ta đã chuẩn hóa các biến  $X$ ,  $Y$ ,  $Z$  thành  $Z_X, Z_Y, Z_Z$  nên các hằng số hồi qui của các phương trình hồi qui đều bằng 0):

$$E(Z_Z) = \beta_{ZY}Z_Y \quad (1)$$

$$E(Z_Y) = \beta_{Y1}Z_{X1} + \beta_{Y2}Z_{X2} \quad (2)$$

$$E(Z_{X2}) = \beta_{21}Z_{X1} \quad (3)$$

Hình 15.5. Ví dụ về mô hình PATH



Nguồn: Nguyen & ctg (2007, 110)

Bảng 15.1. Hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình

	$x_1$	$x_2$	$y$	$z$
$x_1$	1	.54	.35	.22
$x_2$		1	.38	.30
$y$			1	.58
$z$				1

Dựa vào ma trận hệ số tương quan của các khái niệm (biến) trong mô hình, thu thập từ mẫu (Bảng 15.1), chúng ta dễ dàng tính toán các trọng số hồi qui trong mô hình. Chú ý là trong ba mô hình hồi qui trên, mô hình (1) và (3) là mô hình hồi qui đơn SLR nên trọng số hồi qui chuẩn hóa chính là hệ số tương quan Pearson  $r$  giữa biến phụ thuộc và biến độc lập và các hệ số tương quan là của mẫu nên được ký hiệu là  $x$ ,  $y$ ,  $z$ .

$$\beta_{21} = r_{21} = \text{cor}(x_2, x_1) = 0.54$$

$$\beta_{zy} = r_{zy} = \text{cor}(z, y) = 0.58$$

$$r_{y1} = \beta_{y1} + \beta_{y2}\beta_{21} \Rightarrow \beta_{y1} = r_{y1} - \beta_{y2}\beta_{21} = 0.35 - 0.54\beta_{y2} \quad (1)$$

$$r_{y2} = \beta_{y2} + \beta_{y1}\beta_{21} \Rightarrow \beta_{y2} = r_{y2} - \beta_{y1}\beta_{21} = 0.38 - 0.54\beta_{y1} \quad (2)$$

Giải hệ hai phương trình (1) và (2) trên đây, chúng ta có được:

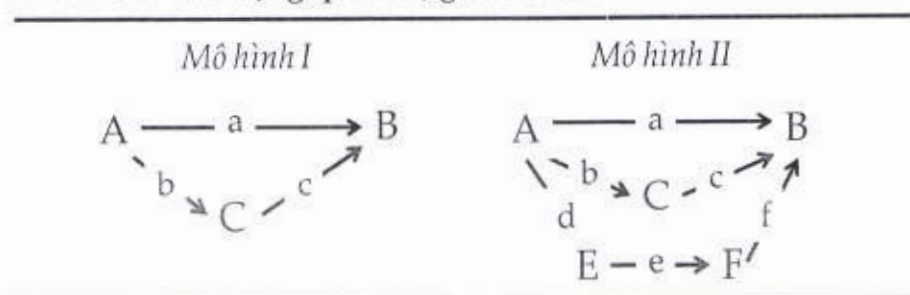
$$\beta_{y1} = 0.27$$

$$\beta_{y2} = 0.20$$

Khi tính toán các trọng số hồi qui từ ma trận hệ số tương quan chúng ta cần chú ý nguyên tắc sau: Hệ số tương quan giữa hai biến bằng trọng số hồi qui (quan hệ trực tiếp) giữa chúng cộng với tích

của tất cả các quan hệ gián tiếp giữa chúng. Lấy ví dụ, trong Hình 15.6 chúng ta có hai mô hình I và II.

Hình 15.6. Các dạng quan hệ giữa A và B



Trong Mô hình I, chúng ta có một tác động gián tiếp: tích bc:  $A \rightarrow C \rightarrow B$ . Vì vậy:

$$r_{AB} = a + bc$$

Trong Mô hình II, chúng ta có hai tác động gián tiếp (1) tích bc:  $A \rightarrow C \rightarrow B$  và (2) tích def:  $A \rightarrow E \rightarrow F \rightarrow B$ . Vì vậy:

$$r_{AB} = a + bc + def$$

Dựa vào trọng số hồi qui, chúng ta có thể tính toán hệ số phù hợp (hệ số xác định)  $R^2$  của từng phương trình hồi qui theo công thức sau (vd, Tabachnick & Fidell 2007):

$$R^2 = \sum_{i=1}^p r_{yi} \beta_i$$

Trong đó,



- $r_{yi}$ : hệ số tương quan giữa biến phụ thuộc  $y$  và biến độc lập thứ  $i$
- $\beta_i$ : trọng số hồi qui
- $p$ : số lượng biến độc lập

Nhắc lại, chúng ta có ba phương trình hồi qui như sau:

$$E(Z_z) = \beta_{zy} Z_y \quad (1)$$

$$E(Z_y) = \beta_{y1} Z_{x1} + \beta_{y2} Z_{x2} \quad (2)$$

$$E(Z_{x2}) = \beta_{21} Z_{x1} \quad (3)$$

Tuy nhiên phương trình (1) và (3) là hồi qui SLR nên hệ số  $R^2$  của chúng chính là bình phương hệ số tương quan Pearson ( $r^2$ ):

$$R_1^2 = r_{21}^2 = 0.54^2 = 0.292$$

$$R_3^2 = r_{zy}^2 = 0.58^2 = 0.336$$

Chúng ta tính  $R_2^2$  cho phương trình MLR (2):

$$\begin{aligned} R_2^2 &= r_{y1}\beta_{y1} + r_{y2}\beta_{y2} \\ &= 0.35 * 0.20 + 0.38 * 0.27 = 0.172 \end{aligned}$$

Từ đó, chúng ta dễ dàng tính được hệ số thích hợp tổng hợp  $R_M^2$  như sau:

$$\begin{aligned} R_M^2 &= 1 - (1 - R_1^2)(1 - R_2^2)(1 - R_3^2) \\ &= 1 - (1 - 0.292)(1 - 0.172)(1 - 0.336) \\ &= 0.611 \end{aligned}$$

#### 4. Biến trung gian, biến điều tiết và biến kiểm soát

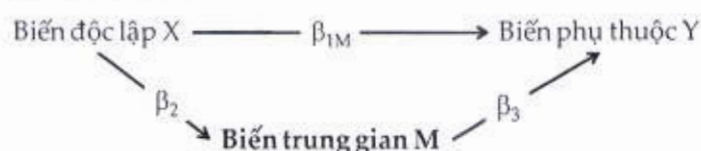
##### 4.1. Mô hình biến trung gian, điều tiết và kiểm soát

Như đã giới thiệu, biến trung gian, biến điều tiết và biến kiểm soát là các loại biến cũng thường sử dụng phổ biến trong nghiên cứu khoa học xã hội nói chung và ngành kinh doanh nói riêng. Chúng đã được đề cập trong Chương 14 và phần đầu của Chương 15 này. Tuy nhiên, rất dễ nhầm lẫn giữa các loại biến này. Vì vậy, trong phần này chúng ta sẽ thảo luận chi tiết hơn về chúng.

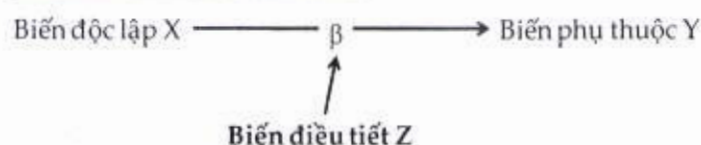
Mô hình biến trung gian, biến điều tiết và biến kiểm soát được minh họa trong Hình 15.7. Hình 15.7a là mô hình với biến trung gian M, Hình 15.7b là mô hình với biến điều tiết Z và Hình 15.7c là mô hình với biến kiểm soát C. Trong một mô hình nghiên cứu, ngoài biến độc lập và biến phụ thuộc, mô hình có thể có thêm biến trung gian, biến điều tiết, biến kiểm soát, hay tất cả ba loại biến này.

**Hình 15.7. Mô hình biến trung gian, điều tiết và kiểm soát**

*a. Mô hình với biến trung gian*



*b. Mô hình với biến điều tiết*



*c. Mô hình với biến kiểm soát*



Như đã giới thiệu, trong mô hình trên, biến trung gian M đóng vai trò trung gian, làm cầu nối giữa biến độc lập và phụ thuộc. Một mô hình có thể có một hay nhiều biến trung gian và có thể có một hay nhiều cấp trung gian (vd,  $A \rightarrow B \rightarrow C \rightarrow D$ ). Biến điều tiết Z là biến làm thay đổi mối quan hệ giữa hai biến khác. Một mô hình nghiên cứu có thể có một hay nhiều biến điều tiết và một biến điều tiết có thể làm thay đổi một hay nhiều tác động của các cặp biến.

- Biến điều tiết có thể là biến định tính hay định lượng.

Biến kiểm soát C là biến chúng ta không tập trung nghiên cứu, chỉ kiểm soát mức độ giải thích của chúng như thế nào cho biến thiên của biến phụ thuộc. Tương tự như trường hợp của biến trung gian hay biến điều tiết, một mô hình có thể có một hay nhiều biến kiểm soát. Biến kiểm soát có thể là định lượng hay định tính, nhưng thường là các biến định tính. Cũng nhắc lại, biến kiểm soát chúng ta giới thiệu ở đây trong nghiên cứu định lượng với dữ liệu khảo sát tại một thời điểm là dạng biến kiểm soát dạng thống kê (statistical control), nó khác với một dạng kiểm soát nữa là kiểm soát trong thử nghiệm. Các phần tiếp theo sẽ giới thiệu cách xử lý các dạng biến này thông qua mô hình hồi qui.

#### 4.2. Phân tích biến trung gian

Một biến được gọi là **biến trung gian** khi nó tham gia giải thích cho mối quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc (Baron & Kenny 1986). Biến trung gian phải thỏa mãn ba điều kiện sau đây (Hình 15.7a):

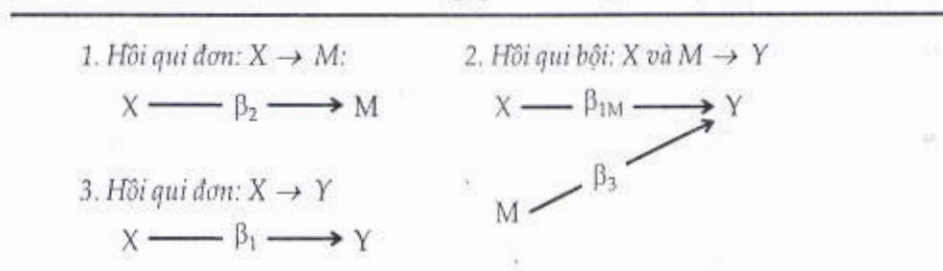
1. *Điều kiện 1:* Biến độc lập giải thích được biến thiên của biến trung gian ( $\beta_2 \neq 0$ )
2. *Điều kiện 2:* Biến trung gian giải thích được biến thiên của biến phụ thuộc ( $\beta_3 \neq 0$ ) và,



3. *Điều kiện 3*: Sự hiện diện của biến trung gian (có mặt  $\beta_2$  và  $\beta_3$ ) sẽ làm giảm mối quan hệ giữa biến độc lập và biến phụ thuộc ( $\beta_{1M} < \beta_1$ ), trong đó  $\beta_1$  là trọng số hồi qui giữa X và Y khi chưa có sự hiện diện của biến trung gian M. Khi  $\beta_1 \rightarrow 0$  thì quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc là quan hệ gián tiếp (thông qua biến trung gian).

Chúng ta dễ dàng phân tích mô hình biến trung gian thông qua các mô hình hồi qui như đã giới thiệu trong các phần trên. Cụ thể chiến lược phân tích biến trung gian như sau (Hình 15.8):

**Hình 15.8. Phân tích biến trung gian bằng hồi qui**



Để biết biến độc lập có giải thích được cho biến thiên của biến trung gian hay không ( $\beta_2 \neq 0$ ; *Điều kiện 1*), chúng ta dùng mô hình hồi qui đơn  $X \rightarrow M$  (Mô hình 1, Hình 15.8):

$$E(M) = \beta_0 + \beta_2 X$$

Tiếp theo, để biết biến trung gian có giải thích được cho biến thiên của biến phụ thuộc hay không ( $\beta_3 \neq 0$ ; *Điều kiện 2*), chúng ta dùng mô hình hồi qui bội  $X \text{ và } M \rightarrow Y$  (Mô hình 2, Hình 15.8).

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_{1M} X + \beta_2 M$$

Cuối cùng, để biết sự hiện diện của biến trung gian (có mặt  $\beta_2$  và  $\beta_3$ ; Điều kiện 3) có làm giảm mối quan hệ giữa biến độc lập và biến phụ thuộc hay không, chúng ta dùng mô hình hồi qui đơn  $X \rightarrow Y$  (Mô hình 3, Hình 15.8).

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X$$

So sánh  $\beta_1$  (trọng số hồi qui giữa X và Y khi không có hiện diện của biến trung gian M) với  $\beta_{1M}$  (trọng số hồi qui giữa X và Y khi có hiện diện của biến trung gian M) chúng ta sẽ biết được Điều kiện 3 có thỏa hay không ( $\beta_{1M} < \beta_1$ ?). Có nhiều phép kiểm định được dùng để kiểm định sự khác biệt của hai trọng số hồi qui này, một trong những cách này là phép kiểm định t do Freedman & Schatzkin (1992) đề nghị, với giá trị thống kê kiểm định như sau:

$$t_{n-2} = \frac{\beta_1 - \beta_{1M}}{\sqrt{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{1M}}^2 - 2\sigma_{\beta_1}\sigma_{\beta_{1M}}\sqrt{1-\rho_{XM}^2}}}$$

Trong đó, n là kích thước mẫu,  $\sigma_{\beta_1}$  và  $\sigma_{\beta_{1M}}$  theo thứ tự là sai lệch chuẩn của ước lượng  $\beta_1$  và  $\beta_{1M}$ ;  $\rho_{XM}$  là hệ số tương quan giữa biến độc lập X và biến trung gian M.

Tác động tổng ( $\beta_T$ ) của biến độc lập X vào biến phụ thuộc Y khi có biến trung gian M sẽ là tổng của tác động trực tiếp  $X \rightarrow Y$  ( $\beta_{1M}$ ) và tác động gián tiếp  $X \rightarrow M \rightarrow Y$  ( $\beta_2 \times \beta_3$ ):

$$\beta_T = \beta_{1M} + \beta_2 \times \beta_3$$

Có nhiều phép kiểm định được dùng để kiểm định phần tác động gián tiếp  $\beta_2 \times \beta_3$ . Chúng ta có thể dùng phép kiểm định phân phối tích P (distribution of Products; MacKinnon & ctg 2002) như sau:

$$P = z_{\beta_2} \times z_{\beta_3}$$

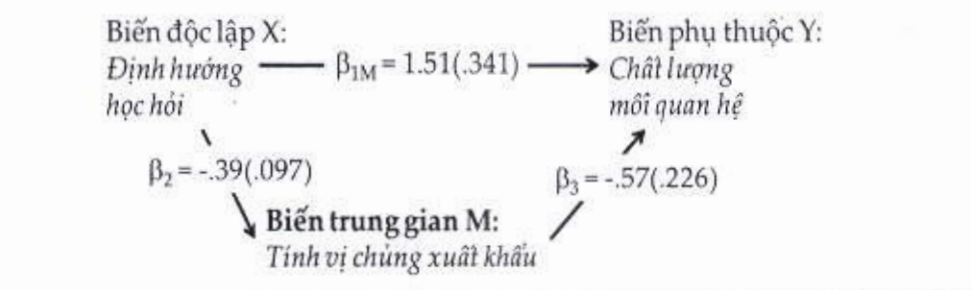
Trong đó:

$$z_{\beta_2} = \frac{\beta_2}{\sigma_{\beta_2}} \text{ và } z_{\beta_3} = \frac{\beta_3}{\sigma_{\beta_3}}$$

Tra bảng kiểm định thống kê P cho phân phối tích (Craig 1936, 12) chúng ta sẽ biết được mức ý nghĩa của kiểm định. Chú ý là đây là phép kiểm định P của tích 2 biến ngẫu nhiên (hàm Bessel) nên nó không phải là phép kiểm định z. Lấy ví dụ với mức ý nghĩa 5% cho phép kiểm định z là 1.96 và cho phép kiểm định P là 2.18.

Ví dụ, Nguyen & Nguyen (2010) mô hình mối quan hệ giữa định hướng học hỏi vào chất lượng mối quan hệ và giả thuyết biến tính vị chủng trong xuất khẩu (exporter ethnocentrism) là biến trung gian (Hình 15.8). Mô hình này có nghĩa là định hướng học hỏi vừa tác động trực tiếp và gián tiếp (thông qua tính vị chủng xuất khẩu) vào chất lượng mối quan hệ.

**Hình 15.8. Biến trung gian: Tính vị chủng xuất khẩu**





Phân tích mô hình dựa vào dữ liệu thu thập từ một mẫu 297 doanh nghiệp xuất khẩu cho kết quả như sau: Biến độc lập có tác động vào biến trung gian:  $\beta_2 = -0.39^5$  (sai lệch chuẩn se = 0.097,  $p < 0.001$ ); biến trung gian tác động vào biến phụ thuộc:  $\beta_3 = -0.57$  (se = 0.226,  $p < 0.05$ ); và, tác động của biến độc lập vào biến phụ thuộc khi có sự hiện diện của biến trung gian:  $\beta_{1M} = 1.51$  (se = 0.341,  $p < 0.001$ ). Khi không có sự hiện diện của biến trung gian, trọng số hồi qui giữa biến độc lập và biến phụ thuộc:  $\beta_1 = 1.74$  (se = 0.334,  $p < 0.001$ ; chú ý kết quả này từ mô hình hồi qui đơn: *Định hướng học hỏi*  $\rightarrow$  *Chức lượng môi quan hệ*). Kết quả trên cho thấy biến trung gian đã làm giảm tác động của biến độc lập vào biến phụ thuộc: khi không có biến trung gian, trọng số hồi qui  $\beta_1 = 1.74$  và khi có biến trung gian trọng số hồi qui  $\beta_{1M} = 1.51$  ( $p < 0.001$ ).

Chúng ta có thể kiểm định sự khác biệt này ( $\beta_1 - \beta_{1M}$ ) thông qua phép kiểm định t như sau (chú ý hệ số tương quan của X và M là 0.37):

$$\begin{aligned}
 t_{n-2} &= \frac{\beta_1 - \beta_{1M}}{\sqrt{\sigma_{\beta_1}^2 + \sigma_{\beta_{1M}}^2 - 2\sigma_{\beta_1}\sigma_{\beta_{1M}}\sqrt{1-\rho_{XM}^2}}} \\
 &= \frac{1.74 - 1.51}{\sqrt{0.334^2 + 0.341^2 - 2(0.334 \times 0.341)\sqrt{1-0.37^2}}} \\
 &= 1.81
 \end{aligned}$$

Kết quả kiểm định cho thấy sự khác biệt này chỉ có ý nghĩa ở mức 5% cho kiểm định một phía (tra bảng hàm phân phối trong Excel).

<sup>5</sup> Chú ý là trọng số hồi qui sử dụng ở đây là trọng số chưa chuẩn hóa vì chúng ta không có sai lệch chuẩn của trọng số hồi qui đã chuẩn hóa.

Nếu chúng ta muốn kiểm định giá trị của tác động gián tiếp của *Định hướng học hỏi* → *Ch ít lượng môi quan hệ* (*Định hướng học hỏi* → *Tính vị chủng xu ít khẩu* → *Ch ít lượng môi quan hệ*) thì tiến hành tính giá trị tới hạn của phép kiểm định P như sau<sup>6</sup>:

$$\begin{aligned} P &= z_{\beta_2} \times z_{\beta_3} \\ &= \left( \frac{-0.39}{0.097} \right) \left( \frac{-0.57}{0.226} \right) \\ &= 10.14 \end{aligned}$$

Tra bảng hàm phân phối P thì mức ý nghĩa tại giá trị P này ở mức  $p < 0.001$ . Nếu chúng ta muốn tính tác động tổng  $\beta_T$  của *Định hướng học hỏi* vào *Ch ít lượng môi quan hệ* thì tác động này được tính như sau:

$$\begin{aligned} \beta_T &= \beta_{1M} + \beta_2 \times \beta_3 \\ &= 1.51 + (-0.37)(-0.57) \\ &= 1.73 \end{aligned}$$

### 4.3. Phân tích biến điều tiết

#### 4.3.1. Các dạng biến điều tiết

Một cách tổng quát, **biến điều tiết** là biến làm thay đổi **độ mạnh** (strength) và **dạng** (form) của mối quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc (Baron & Kenny 1986; Saunders 1956; Sharma & ctg 1981;

---

<sup>6</sup> Thật sự chúng ta chỉ cần kiểm định khi có ít nhất một tác động trung gian  $\beta_2$  hay  $\beta_3$  không có ý nghĩa thống kê. Nếu các tác động trung gian đều có ý nghĩa thì tác động gián tiếp luôn có ý nghĩa vì giá trị tới hạn z (hoặc t) của từng tác động gián tiếp này đều lớn hơn 1.96 (2) nên tích của chúng luôn luôn lớn hơn 2.18 (giá trị của hàm P tại mức ý nghĩa 5%).

Zedeck 1971; Hình 15.6). Theo truyền thống trong ngành đo lường tâm lý (psychometric literature), chức năng của biến điều tiết có ý nghĩa khi biến này không có quan hệ với cả biến độc lập và phụ thuộc (Baron & Kenny 1986). Tuy nhiên, điều này không bắt buộc như vậy vì trong thực tế nghiên cứu khoa học, biến điều tiết có thể thể hiện ở nhiều dạng khác nhau.

Sharma & ctg (1981), phân loại các biến cần xem xét thành bốn nhóm, dựa vào (1) mối quan hệ giữa biến xem xét với biến phụ thuộc DV và độc lập IV và (2) quan hệ hỗ tương với biến độc lập IV (Hình 15.9).

1. *Nhóm I:* Nếu một biến có quan hệ với biến phụ thuộc DV và/hay độc lập (IV) nhưng lại không có quan hệ hỗ tương với biến độc lập thì biến này không làm chức năng của một biến điều tiết.
2. *Nhóm II:* Nếu một biến không có quan hệ với biến phụ thuộc hay độc lập và cũng không có quan hệ hỗ tương với biến độc lập thì biến này có thể là **biến điều tiết theo nhóm** (homologizer variable). Biến điều tiết theo nhóm xuất hiện nếu nó có quan hệ với sai số trong mô hình hồi qui. Do đó, chúng ta chia mẫu ra thành nhiều nhóm đồng nhất (tính đồng nhất trong nhóm cao) thì biến này có thể làm thay đổi tác động của biến độc lập vào biến phụ thuộc giữa các nhóm (trọng số hồi qui  $\beta$  thay đổi theo các nhóm). Vì vậy nó là biến điều tiết theo nhóm.
3. *Nhóm III:* Nếu một biến có quan hệ với biến phụ thuộc và/hay độc lập và cũng có quan hệ hỗ tương với biến độc lập thì biến này là **biến điều tiết hỗn hợp** hay còn gọi là **biến bán điều tiết** (mixed/quasi moderator). Biến điều tiết dạng này được gọi là biến điều tiết hỗn hợp vì nó có quan hệ



với biến phụ thuộc và độc lập mà theo truyền thống thì biến điều tiết không có quan hệ này.

4. *Nhóm IV*: Nếu một biến không có quan hệ với biến phụ thuộc hay độc lập nhưng có quan hệ hỗ tương với biến độc lập thì biến này là **biến điều tiết thuần túy** (pure moderator): biến điều tiết theo định nghĩa truyền thống.

**Hình 15.9. Các dạng biến điều tiết**

	<i>Có quan hệ với DV và/hay IV</i>	<i>Không quan hệ với DV và IV</i>
<i>Không có quan hệ hỗ tương với IV</i>	I. Biến không làm chức năng điều tiết	II. Biến điều tiết theo nhóm
<i>Có quan hệ hỗ tương với IV</i>	III. Biến điều tiết hỗ hợp	IV. Biến điều tiết thuần túy

Nguồn: Sharma & ctg (1981, 292)

#### 4.3.2. Phân tích biến điều tiết theo nhóm

Biến điều tiết theo nhóm được sử dụng phổ biến trong ngành kinh doanh, ví dụ so sánh giữa các loại hình doanh nghiệp, qui mô doanh nghiệp, vv. Để phân tích mô hình có biến điều tiết theo nhóm chúng ta chia mẫu ra làm nhiều nhóm đồng nhất sau đó tiến hành dùng hồi qui cho từng nhóm rồi so sánh hệ số phù hợp  $R^2$  và trọng số hồi qui  $\beta$  giữa các nhóm với nhau. Lấy ví dụ, biến điều tiết là qui mô doanh nghiệp, chúng ta chia mẫu các doanh nghiệp thành nhóm (theo nhóm của biến điều tiết định tính này, vd, nhỏ vừa, lớn).

Dựa vào khả năng giải thích của  $R^2$  cũng như trọng số  $\beta$  của các nhóm chúng ta sẽ xác định được vai trò của biến điều tiết. Một điểm chú ý khi so sánh các trọng số hồi qui, chúng ta phải dùng hệ số chưa chuẩn hóa thay vì hệ số chuẩn hóa. Lý do là khi chuẩn hóa chúng ta đã điều chỉnh biến thiên trong mẫu ( $z\hat{\beta}_k = \hat{\beta}_k Sx_k / Sy$ ; xem lại Chương 13) nên không thể dùng để so sánh biến thiên giữa các nhóm với nhau.

Chặt chẽ hơn, chúng ta sẽ dùng phép kiểm định Chow (Chow 1960). Gọi  $q$  là số lượng tham số cần ước lượng trong mô hình hồi qui với  $p$  biến độc lập ( $q = p+1$  vì mô hình có thêm hằng số hồi qui  $\beta_0$ );  $G$  là mô hình tổng quát;  $A$  là mô hình cho nhóm A và  $B$  là mô hình cho nhóm B. Giả thuyết  $H_0$  của phép kiểm định Chow là không có sự khác biệt giữa hai mô hình hồi qui cho hai nhóm A và B. Giá trị thống kê của phép kiểm định này có phân phối F với bậc tự do là  $q$  (tử số) và  $n-2q$  (mẫu số):

$$F_{q, n-2q} = \frac{[SS_e^G - (SS_e^A + SS_e^B)] / q}{(SS_e^A + SS_e^B) / (n - 2q)}$$

Nếu kiểm định F này có ý nghĩa ( $p < 0.05$ ), chúng ta kết luận là hai mô hình hồi qui cho nhóm A và B khác nhau. Điều này có nghĩa là biến tách nhóm đã làm chức năng của biến điều tiết theo nhóm.

Cần chú ý thêm là phép kiểm định Chow chỉ có giá trị khi phương sai sai số của 2 nhóm (A và B) bằng nhau. Vì vậy, trước khi dùng phép kiểm định Chow chúng ta phải kiểm định phương sai sai số của hai nhóm. Để kiểm định giả định phương sai sai số của hai nhóm bằng nhau, chúng ta dùng phép kiểm định F với giá trị thống kê kiểm định như sau:

$$1. \text{ Nếu } SS_e^A > SS_e^B: F_{df_A, df_B} = \frac{SS_e^A / df_A}{SS_e^B / df_B} = \frac{MS_e^A}{MS_e^B}$$

$$2. \text{ Nếu } SS_e^B > SS_e^A: F_{df_B, df_A} = \frac{SS_e^B / df_B}{SS_e^A / df_A} = \frac{MS_e^B}{MS_e^A}$$

Nếu phép kiểm định F này không có ý nghĩa ( $p > 0.05$ ) chúng ta kết luận là giả định phương sai sai số của hai nhóm bằng nhau được thỏa<sup>7</sup>.

### Ví dụ 1 về biến điều tiết theo nhóm

Nguyen & ctg (2004) trong một nghiên cứu về tác động của mức độ trao đổi thông tin (information exchange) giữa nhà xuất khẩu và nhà nhập khẩu và độ nhạy văn hóa (cultural sensitivity) của nhà xuất khẩu đối với văn hóa của nhà nhập khẩu vào chất lượng mối quan hệ giữa nhà xuất khẩu và nhà nhập khẩu. Nhóm nghiên cứu chia mẫu bao gồm 288 doanh nghiệp xuất khẩu tại TPHCM thành hai nhóm, một nhóm các nhà nhập khẩu Châu Á và nhóm khác là các nhà nhập khẩu Châu Âu. Như vậy, biến điều tiết là vùng địa lý (Á và Âu). Kết quả phân tích cho thấy trọng số hồi qui của các tác động trên không thay đổi giữa hai nhóm nhà nhập khẩu. Vì vậy, biến vùng địa lý không làm chức năng của biến điều tiết trong mô hình nghiên cứu này.

<sup>7</sup> Nếu giả định này không thỏa, chúng ta không thể dùng kiểm định Chow để kiểm định sự khác nhau giữa hai nhóm mà phải dùng phương pháp WLS (Weighted Least Squares). Vấn đề này không thuộc phạm vi của giáo trình này. Các bạn thích thú về vấn đề này có thể tham khảo Overton (2001).



### Ví dụ 2 về biến điều tiết theo nhóm

Một ví dụ khác, trong một nghiên cứu về tác động của biến thuộc tính siêu thị và động cơ tiêu khiển trong mua sắm (hedonic shopping motivation) vào lòng trung thành của khách hàng đối với siêu thị, Nguyen & ctg (2007a), dựa vào dữ liệu thu thập từ 608 khách hàng siêu thị, phát hiện độ tuổi và thu nhập của khách hàng làm thay đổi các mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập nêu trên (Bảng 15.2). Vì vậy, biến độ tuổi (trẻ và trung niên) và biến thu nhập (thấp và cao) là các biến điều tiết theo nhóm.

**Bảng 15.2. Vai trò điều tiết của độ tuổi**

Biến độc lập → Biến phụ thuộc	Nhóm khách hàng					
	Trẻ			Trung niên		
	$\beta$ (se)*	t	p	$\beta$ (se)	t	p
Thuộc tính siêu thị → Trung thành siêu thị	.18(.023)	7.62	.000	.11(.043)	2.58	.010
Động cơ tiêu khiển → Trung thành siêu thị	.07(.033)	2.00	.045	.20(.069)	2.94	.003
	Thu nhập thấp			Thu nhập cao		
	$\beta$ (se)*	t	p	$\beta$ (se)	t	p
Thuộc tính siêu thị → Trung thành siêu thị	.17(.023)	7.60	.000	.14(.048)	3.02	.003
Động cơ tiêu khiển → Trung thành siêu thị	.06(.031)	1.87	.061	.24(.078)	3.08	.002

Nguồn: Nguyen & ctg (2007b, 234)

Nếu biến điều tiết là biến định lượng, đo lường bằng nhiều biến quan sát, để phân tích nó ở dạng điều tiết theo nhóm, chúng ta cần chuyển nó sang biến định tính bằng cách lấy tổng (hay trung bình) sau khi đánh giá giá trị và độ tin cậy của nó (đặc biệt là tính đơn hướng; Gerbing & Anderson 1988). Tiếp theo, mã lại theo nhóm, lấy ví dụ, phân theo trung vị (median split).

### Ví dụ 3 về biến điều tiết theo nhóm

Nguyen & Nguyen (2010) xem xét vai trò điều tiết nhóm của biến cạnh tranh phát triển (personal development competitiveness) đối với tác động của năng lực giảng viên và động cơ học tập (biến độc lập X) vào kết quả học của sinh viên (biến phụ thuộc Y). Cạnh tranh phát triển là một biến tiềm ẩn đo lường bằng 4 biến quan sát với thang đo Likert 7 điểm (biến định lượng). Sau khi đánh giá thang đo này, các tác giả lấy tổng của 4 biến đo lường để tạo thành một biến duy nhất và dùng trung vị để tách giá trị của biến này thành hai nhóm: nhóm có cạnh tranh phát triển cao (Mô hình A) và nhóm có cạnh tranh phát triển thấp (Mô hình B)

Dựa vào dữ liệu của mẫu 1278 sinh viên đại học tại TPHCM, nhóm tác giả này phát hiện cạnh tranh phát triển làm thay đổi tác động của năng lực giảng viên vào kết quả học tập của sinh viên: Nhóm sinh viên có cạnh tranh phát triển cao thì  $\beta$  (Mô hình A: năng lực giảng viên  $\rightarrow$  kết quả học tập) = 0.341 ( $p < 0.001$ ) và nhóm sinh viên có cạnh tranh phát triển thấp  $\beta$  (Mô hình B: năng lực giảng viên  $\rightarrow$  kết quả học tập) = 0.298 ( $p < 0.001$ ). Như vậy, tác động của năng lực giảng viên vào kết quả học tập của sinh viên mạnh hơn trong nhóm sinh viên có cạnh tranh phát triển cao. Hay nói cách khác, cạnh tranh phát triển làm thay đổi độ mạnh của quan hệ: năng lực giảng viên (biến độc lập)  $\rightarrow$  kết quả học tập (biến phụ thuộc), nên nó là biến điều tiết theo nhóm.

Bây giờ chúng ta sử dụng phép kiểm định Chow để kiểm định xem hai mô hình: Mô hình A (nhóm sinh viên có năng lực cạnh tranh phát triển cao) và Mô hình B (nhóm sinh viên có năng lực cạnh tranh phát triển thấp) có khác biệt nhau không. Để thực hiện phép kiểm định này, chúng ta cần thực hiện ba mô hình hồi qui như sau:

1. Hồi qui  $X \rightarrow Y$  cho tổng thể mẫu chúng ta sẽ có biến thiên của sai số cho mô hình tổng (Mô hình G):  $SS_e^G$ ;



2. Hồi qui  $X \rightarrow Y$  cho nhóm sinh viên có cạnh tranh phát triển cao chúng ta sẽ có biến thiên của sai số cho Mô hình A:  $SS_e^A$ ;
3. Hồi qui  $X \rightarrow Y$  cho nhóm sinh viên có cạnh tranh phát triển thấp chúng ta sẽ có biến thiên của sai số cho Mô hình B:  $SS_e^B$ .

Kết quả ANOVA của ba mô hình hồi qui trên được trình bày trong Bảng 15.3. Trước khi thực hiện kiểm định Chow, chúng ta kiểm định giả định phương sai của hai mô hình (A và B) bằng nhau: Vì  $SS_e$  của Mô hình B lớn hơn  $SS_e$  của Mô hình A nên giá trị thống kê F của phép kiểm này như sau:

$$F_{df_B=607, df_A=667} = \frac{MS_e^B}{MS_e^A} = \frac{14.723}{13.167} = 1.118$$

Với bậc tự do của tử số là 607 và của mẫu số là 667, giá trị F này có mức ý nghĩa  $p > 0.05$ . Như vậy giả định phương sai của sai số trong hai mẫu như nhau được chấp nhận. Do đó, chúng ta có thể dùng kiểm định Chow để kiểm định sự khác biệt của hai mô hình (A và B). Giá trị thống kê F cho kiểm định Chow như sau (chú ý kích thước mẫu  $n = 1278$  và vì mô hình chỉ có 1 biến độc lập nên  $q = p + 1 = 1 + 1 = 2$ ):

$$\begin{aligned} F_{q=2, n-2q=1274} &= \frac{[SS_e^G - (SS_e^A + SS_e^B)]/q}{(SS_e^A + SS_e^B)/(n-2q)} \\ &= \frac{[18508.015 - (8783.151 + 8936.638)]/2}{(8783.151 + 8936.638)/(1278 - 4)} \\ &= 28.380 \end{aligned}$$

Giá trị thống kê F cho thấy, với bậc tự do của tử là 2 và của mẫu là 1274, phép kiểm định Chow đạt mức ý nghĩa  $p < 0.001$ ; nghĩa là



mô hình cho nhóm cạnh tranh phát triển cao và thấp khác nhau. Như vậy biến *cạnh tranh phát triển* là biến điều tiết theo nhóm.

**Bảng 15.3. Kết quả ANOVA cho Mô hình G, A và B**

	Biến thiên	df	Trung bình biến thiên	F	Giá trị p
<i>Mô hình G</i>					
Hồi qui SSr	20140.905	1	20140.905	1388.577	.000
Phần dư SSe	18508.015	1276	14.505		
Tổng	38648.920	1277			
<i>Mô hình A</i>					
Hồi qui SSr	10985.904	1	10985.904	834.279	.000
Phần dư SSe	8783.151	667	13.168		
Tổng	19769.056	668			
<i>Mô hình B</i>					
Hồi qui SSr	7873.427	1	7873.427	534.784	.000
Phần dư SSe	8936.638	607	14.723		
Tổng	16810.065	608			

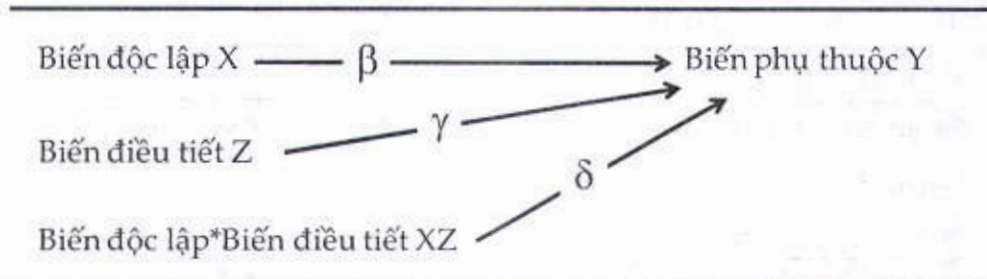
#### 4.3.3. Phân tích biến điều tiết hỗn hợp và thuần túy

Để phân tích biến điều tiết thuộc nhóm biến điều tiết hỗn hợp (Nhóm III) và biến điều tiết thuần túy (Nhóm IV), chúng ta sử dụng biến tích (tác động hỗ tương giữa biến điều tiết và biến độc lập; Hình 15.10). Mô hình này thường được gọi là mô hình hồi qui điều tiết MMR (Saunders 1956).

Trước tiên chúng ta mô hình biến điều tiết theo dạng dùng để phân tích. Mô hình này có ba biến tác động vào biến phụ thuộc:

1. Tác của biến độc lập X vào biến phụ thuộc Y với trọng số hồi qui  $\beta$ ;
2. Tác động của biến điều tiết Z vào biến phụ thuộc, với trọng số hồi qui  $\gamma$ ; và,
3. Tác động của tích [độc lập\*điều tiết], hiệu ứng hỗ tương giữa biến độc lập và biến điều tiết, vào biến phụ thuộc (trọng số hồi qui  $\delta$ ).

Hình 15.10. Phân tích biến điều tiết bằng hồi qui MMR



Ba trọng số hồi qui  $\beta$ ,  $\gamma$ , và  $\delta$  có thể có ý nghĩa (cả  $\beta$ ,  $\gamma$ ,  $\delta \neq 0$ ). Tuy nhiên, theo truyền thống, để một biến là biến điều tiết, tác động của tích [độc lập\*điều tiết] vào biến phụ thuộc phải có ý nghĩa ( $\delta \neq 0$ ). Nếu  $\beta \neq 0$  và  $\gamma \neq 0$  nhưng  $\delta = 0$  thì biến điều tiết không có ý nghĩa. Nghĩa là nó không làm chức năng của biến điều tiết vì không làm thay đổi tác động của biến độc lập vào phụ thuộc mà chỉ là một biến độc lập.

Dựa vào cơ sở nêu trên, chúng ta tiến hành phân tích biến điều tiết hỗn hợp và biến điều tiết thuần túy. Trước tiên, xem xét mô hình hồi qui đơn SLR giữa biến độc lập X và biến phụ thuộc Y, chúng ta có:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X$$

Bây giờ cho biến điều tiết  $Z$  tham gia vào mô hình, mô hình hồi qui có dạng sau (Hình 15.10):

$$\begin{aligned} E(Y) &= \beta_0 + \beta_1 X + \gamma Z + \delta XZ \\ &= \beta_0 + \gamma Z + (\beta_1 + \delta Z)X \end{aligned}$$

Nếu  $\beta_1, \gamma$  và  $\delta$  đều khác 0, phương trình MLR cho thấy biến  $Z$  vừa có quan hệ với biến phụ thuộc (đóng vai trò là biến độc lập) và vừa có quan hệ hỗ tương với biến độc lập ( $XZ$ ). Như vậy,  $Z$  là biến điều tiết hỗn hợp (Hình 15.11a).  $Z$  làm thay đổi dạng quan hệ và độ mạnh của tác động giữa biến độc lập và phụ thuộc.

Nếu trọng số hồi qui  $\gamma = 0$ , phương trình MLR trên trở thành:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \delta XZ = \beta_0 + (\beta_1 + \delta Z)X$$

Điều này có nghĩa là biến  $Z$  không có quan hệ với biến phụ thuộc cũng như biến độc lập. Như vậy,  $Z$  là biến điều tiết thuần túy (Hình 15.11b).

Chú ý thêm là trong mô hình biến điều tiết trên, nếu chúng ta đặt  $\beta_1^* = (\beta_1 + \delta Z)$ , chúng ta có:

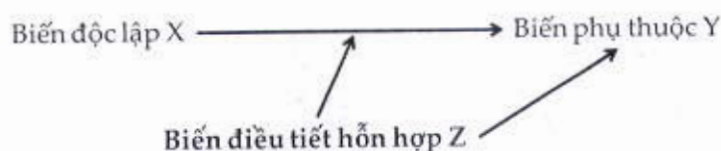
$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1^* X$$

Lúc này, nếu  $Z$  thay đổi thì trọng số hồi qui  $\beta_1^*$  giữa  $X$  và  $Y$  sẽ thay đổi theo. Do đó, theo định nghĩa của biến điều tiết,  $Z$  là biến điều tiết vì nó là thay đổi mối quan hệ (trọng số hồi qui) giữa  $X$  và  $Y$ .

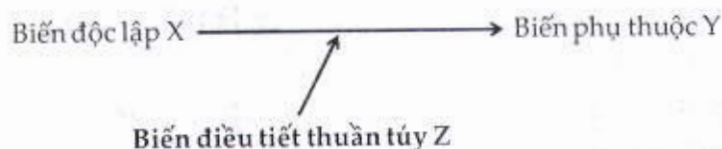


### Hình 15.11. Mô hình với biến điều tiết hỗn hợp và thuần túy

#### a. Mô hình với biến điều tiết hỗn hợp



#### b. Mô hình với biến điều tiết thuần túy



Bây giờ chúng ta xem xét cho trường hợp mô hình biến điều tiết hỗn hợp:

$$\begin{aligned} E(Y) &= \beta_0 + \gamma Z + (\beta_1 + \delta Z)X \\ &= \beta_0 + \gamma Z + \beta_1^* X \end{aligned}$$

Khi Z là biến điều tiết hỗn hợp thì nó làm hai chức năng trong cùng một mô hình: biến độc lập và biến điều tiết. Khi Z thay đổi, nó không những thay đổi biến phụ thuộc Y (chức năng biến độc lập với trọng số hồi qui  $\gamma$ ) mà còn thay đổi trọng số hồi qui  $\beta_1^*$  giữa X và Y.

Khi Z là biến định tính, lấy ví dụ, giới tính, chúng ta có hai giá trị, chúng ta mã dummy cho Z thì Z sẽ lấy hai giá trị, vd, 0 cho nhóm nam và 1 cho nhóm nữ. Mô hình biến điều tiết hỗn hợp ở được biểu diễn cho hai nhóm như sau:

$$E(Y) = \beta_0 + \gamma Z + (\beta_1 + \delta Z)X$$

Khi  $Z = 0$  (nhóm nam), mô hình hồi qui cho nhóm nam này như sau:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X$$

Khi  $Z = 1$  (nhóm nữ), mô hình hồi qui cho nhóm nữ này như sau:

$$\begin{aligned} E(Y) &= (\beta_0 + \gamma) + (\beta_1 + \delta)X \\ &= \beta_0^* + \beta_1^* X \end{aligned}$$

Như vậy, chúng ta thấy biến điều tiết  $Z$  đã làm thay đổi trọng số hồi qui giữa nhóm nam và nữ: hằng số hồi qui từ  $\beta_0$  sang  $\beta_0 + \gamma$  và độ dốc đường hồi qui từ  $\beta_1$  sang  $\beta_1 + \gamma$ . Trong trường hợp  $Z$  là biến điều tiết thuần túy, khi  $Z$  lấy giá trị 0 (nhóm nam) thì  $\beta_1^* = \beta_1$  và khi  $Z$  lấy giá trị 1 (nhóm nữ) thì  $\beta_1^* = \beta_1 + \gamma$  (chú ý là  $\beta_0$  không thay đổi như trong trường hợp  $Z$  là biến điều tiết hỗn hợp). Tương tự như khi  $X$  là biến điều tiết hỗn hợp,  $Z$  đã làm thay đổi trọng số hồi qui  $\beta_1$  của tác động  $X \rightarrow Y$  cho hai nhóm nam và nữ (từ  $\beta_1$  sang  $\beta_1 + \gamma$ ). Tương tự như vậy cho trường hợp  $Z$  là biến định tính có nhiều giá trị.

Như vậy, biến điều tiết theo nhóm là trường hợp đặc biệt của biến điều tiết hỗn hợp hay thuần túy (vì biến điều tiết thuần túy cũng là trường hợp đặc biệt của biến điều tiết hỗn hợp) khi nó là biến định tính (định danh). Trên cơ sở này, chúng ta có thể kết luận, về mặt phân tích, biến điều tiết hỗn hợp là trường hợp tổng quát của biến điều tiết. Biến điều tiết thuần túy là trường hợp đặc biệt của biến điều tiết hỗn hợp và biến điều tiết theo nhóm là trường hợp đặc biệt của biến điều tiết thuần túy hay hỗn hợp.

Dựa vào phân tích trên, chúng ta dễ dàng sử dụng mô hình hồi qui để phát hiện các dạng biến điều tiết trong nghiên cứu của chúng ta (xem lại phần hồi qui có tác động hỗ tương giữa các biến trong

Chương 14). Chiến lược phân tích biến điều tiết hỗn hợp và thuần túy bằng mô hình hồi qui MMR: dùng phương pháp hồi qui thứ bậc để ước lượng, theo thứ tự, ba mô hình hồi qui  $M_1$ ,  $M_2$  và  $M_3$  dưới đây (three-step hierarchical regression; vd, Chaplin 1991; Wise & ctg 1984; Zedeck 1971):

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X \quad [M_1]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma Z \quad [M_2]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma Z + \delta XZ \quad [M_3]$$

Sau đó kiểm định (kiểm định F) mức gia tăng  $\Delta R^2$  của  $R^2$  trong mô hình  $M_2$  và  $M_3$  chúng ta biết được Z có phải là biến điều tiết (thuần túy hay hỗn hợp) không. Giá trị thống kê của phép kiểm định cho mức gia tăng  $R^2$  có phân phối F với bậc tự do ở tử số là  $p_3 - p_2$  và bậc tự do ở mẫu số là  $n - p_3 - 1$  (vd, Aguinis 1995; Jaccard & ctg 1990):

$$F_{p_3 - p_2; n - p_3 - 1} = \frac{(R_3^2 - R_2^2) / (p_3 - p_2)}{(1 - R_3^2) / (n - p_3 - 1)}$$

Trong đó,

- $n$  là kích thước mẫu
- $p_2$  là số lượng biến độc lập trong mô hình  $M_2$ , mô hình có biến điều tiết (Z) là biến độc lập
- $p_3$  là số lượng biến độc lập trong mô hình  $M_3$ , mô hình có tác động hỗ tương giữa biến độc lập và biến điều tiết (XZ)



Nếu phép kiểm định F có ý nghĩa ( $p < 0.05$ ), mức gia tăng  $R^2$  có ý nghĩa. Hay nói cách khác, Z là một biến điều tiết (thực sự, chúng ta chỉ cần phép kiểm định t cho trọng số hồi qui  $\delta$  của tác động hỗ tương XZ và Y có ý nghĩa, chúng ta kết luận được vai trò của biến điều tiết Z vì chúng tương đương nhau). Chú ý thêm là, nếu Z là biến điều tiết thuần túy (kiểm định  $\Delta R^2$  giữa  $M_2$  và  $M_1$ , thực hiện tương tự như trên, cho thấy mức thay đổi  $\Delta R^2$  không có ý nghĩa; hoặc kiểm định  $\gamma = 0$ ), chúng ta sẽ so sánh  $\Delta R^2$  giữa mô hình  $M_3$  (Mô hình  $M_3$  nhưng vắng mặt  $\gamma Z$  vì  $\gamma = 0$ ) và  $M_1$ .

Một điểm cần chú ý khi phân tích mô hình  $M_3$  là hiện tượng đa cộng tuyến. Vì tích ZX sẽ có tương quan cao với X và Z vì vậy đa cộng tuyến sẽ xuất hiện giữa X, Z và XZ. Để tránh hiện tượng này, chúng ta cần lấy chuẩn trung bình (Cronbach 1987) hoặc chuẩn hóa (Dunlap & Kemery 1987) của biến điều tiết X và biến độc lập Z trước khi lấy tích XZ của chúng<sup>8</sup>. Như vậy, biến tích trong  $M_3$  là  $(X - \bar{X})(Z - \bar{Z})$  nếu dùng biến chuẩn trung bình, hoặc là  $(X - \bar{X})(Z - \bar{Z}) / S_X S_Z$  nếu dùng biến chuẩn hóa, thay vì XZ. Thực hiện như vậy, chúng ta sẽ khắc phục được hiện tượng đa cộng tuyến. Lý do là nếu cặp biến X và Z có phân phối chuẩn (multivariate normal) thì hệ số tương quan  $r_{(X..XZ)}$  của chúng được tính như sau (Dunlap & Kemery 1987):

$$r_{(X..XZ)} = \frac{\bar{X}r_{XZ} + \bar{Z}S_X / S_Z}{\sqrt{\bar{X}^2 + \bar{Z}^2 S_X^2 / S_Z^2 + 2\bar{X}\bar{Z}r_{XZ}S_X / S_Z + S_X^2(1 + r_{XZ}^2)}}$$

Trong đó:

<sup>8</sup> Biến chuẩn trung bình là có trung bình = 0 nhưng phương sai  $\neq 1$ ; biến chuẩn hóa là biến có trung bình = 0 và phương sai = 1; xem lại Chương 9).

$\bar{X}$  và  $S_x$  là trung bình và độ lệch chuẩn của X;

$\bar{Z}$  và  $S_z$  là trung bình và độ lệch chuẩn của Z;

$r_{xz}$  là hệ số tương quan của X và Z.

Chúng ta thấy rằng tử số trong công thức tính  $r_{(X, XZ)}$  có trung bình của X ( $\bar{X}$ ) và trung bình của Z ( $\bar{Z}$ ). Nếu chúng ta chuẩn trung bình (hay chuẩn hóa) hai biến X và Y thì tử số trong công thức này sẽ bằng 0 nhưng mẫu số khác 0. Vì vậy, hệ số tương quan  $r_{(X, XZ)} = 0$ . Hay nói cách khác, trong mô hình hồi qui của biến điều tiết, hai biến độc lập không có tương quan với nhau nên hiện tượng cộng tuyến sẽ không xuất hiện.

Chúng ta cũng cần chú ý thêm rằng, vì trong thực tiễn nghiên cứu, giả định X và Z thường không được thỏa mãn, do đó,  $r_{(X, XZ)}$  có thể tiến đến 0 chứ không bằng 0. Vì lý do này, khi phân tích mô hình hồi qui với biến điều tiết, chúng ta vẫn cần phải tính hệ số VIF để xem xét mức độ đa cộng tuyến giữa X với ZX và Z với XZ.

#### 4.3.4. Khám phá các dạng biến biến điều tiết

Sharma & ctg (1981) đưa ra qui trình bốn bước để khám phá các dạng biến điều tiết (phân nhóm, điều tiết thuần túy, điều tiết hỗn hợp, và không điều tiết) như sau:

**Bước 1.** Xem xét xem có mối quan hệ hỗ tương ZX giữa biến giả thuyết là biến điều tiết Z với biến độc lập X không? Nếu mối quan hệ hỗ tương này (XZ) có ý nghĩa ( $\delta \neq 0$ ), tiến hành Bước 2. Nếu không ( $\delta = 0$ ), chuyển sang Bước 3.

**Bước 2.** Xem xét xem Z có quan hệ với biến phụ thuộc Y không? Nếu có ( $\gamma \neq 0$ ), Z là biến hỗn hợp. Nếu không ( $\gamma = 0$ ), Z là biến điều tiết thuần túy. Cả hai trường hợp này đều làm thay đổi dạng quan hệ của  $X \rightarrow Y$ .

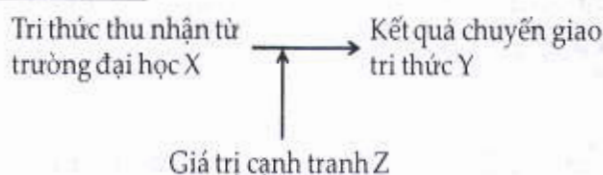
**Bước 3.** Xem xét Z có quan hệ với biến phụ thuộc hay độc lập không? Nếu có ( $\gamma \neq 0$ ), Z không phải là biến điều tiết (nó có thể là một biến độc lập vì ở Bước 1 nó đã không có quan hệ hỗ tương). Nếu Z không có quan hệ với X và Y, tiến hành Bước 4 (vì nó có thể là biến điều tiết theo nhóm).

**Bước 4.** Chia mẫu thành nhiều nhóm đồng nhất dựa vào Z và xem xét tác động của  $X \rightarrow Y$  có khác nhau cho từng nhóm không? Nếu có, Z là biến điều tiết theo nhóm. Nếu không, Z không phải là biến điều tiết.

#### Ví dụ về phân tích biến điều tiết thuần túy

Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2013) thực hiện một nghiên cứu về chuyển giao giao tri thức từ trường đại học vào doanh nghiệp thông qua sinh viên hệ vừa làm-vừa học khối ngành kinh tế, dựa vào mô hình AMO (Ability-Motivation-Opportunity) để xem xét mối quan hệ giữa tri thức thu nhận từ trường đại học và kết quả chuyển giao tri thức cho doanh nghiệp của sinh viên hệ vừa làm-vừa học khối ngành kinh tế và vai trò điều tiết của giá trị cạnh tranh trong doanh nghiệp. Mô hình lý thuyết và phân tích được trình bày trong Hình 15.12. Cụ thể phương pháp nghiên cứu và phân tích như sau:



**Hình 15.12. Mô hình với biến điều tiết hỗn hợp và thuần túy***Mô hình lý thuyết**Mô hình phân tích*

**Phương pháp nghiên cứu [tác giả giới thiệu phương pháp thực hiện nghiên cứu]**

**Thang đo [tác giả giới thiệu thang đo để đo lường các khái niệm nghiên cứu]**

Có ba khái niệm nghiên cứu được sử dụng trong nghiên cứu này, đó là (1) kết quả chuyển giao tri thức cho doanh nghiệp, gọi tắt là kết quả chuyển giao tri thức, (2) tri thức thu nhận được từ nhà trường (tri thức thu nhận), và (3) giá trị cạnh tranh. Kết quả chuyển giao tri thức được đo lường bằng bốn biến quan sát, ký hiệu từ KT 1 đến KT4. Thang đo này dựa vào thang đo kết quả chuyển giao tri thức của Ko & ctg (1995), dùng để đo lường kết quả chuyển giao tri thức giữa nhà tư vấn và khách hàng. Vì vậy, các biến đo lường được điều chỉnh cho chuyển giao tri thức giữa nhà trường và doanh nghiệp thông qua sinh viên hệ vừa làm-vừa học.

Tri thức thu nhận trong nghiên cứu này là những kiến thức và kỹ năng tổng quát thu nhận được trong quá trình học tập tại trường. Thang đo tri thức thu nhận lấy từ thang đo kỹ năng

tổng quát (GSS: Generic Skills Scale) trong thang đo kinh nghiệm về chương trình học (CEQ: Course Experience Questionnaire; Wilson & ctg 1997). Thang này bao gồm sáu biến quan sát, ký hiệu từ GS1 đến GS6. Giá trị cạnh tranh được đo lường bằng bốn biến quan sát, ký hiệu từ CV1 đến CV4. Thang đo này dựa vào thang đo của Chen & ctg (1999), phản ánh quan điểm của nhân viên (sinh viên vừa làm-vừa học) về khen thưởng, nâng bậc nhân viên dựa vào năng lực của họ. Các thang đo này được đo lường dạng Likert 7 điểm, trong đó 1: hoàn toàn phản đối và 7: hoàn toàn đồng ý.

#### **Mẫu [tác giả giới thiệu về mẫu nghiên cứu]**

Nghiên cứu chính thức được thực hiện bằng phương pháp định lượng và cũng thông qua kỹ thuật phỏng vấn trực tiếp. Một mẫu thuận tiện bao gồm 843 sinh viên hệ vừa làm-vừa học (tại chức, văn bằng hai) khối ngành kinh tế tại hai trường đại học kinh tế chính tại TPHCM: Trường ĐH Kinh tế TPHCM và Trường ĐH Kinh tế-Luật, ĐH Quốc gia TPHCM được phỏng vấn để kiểm định các giả thuyết. Trong mẫu có 547 sinh viên nữ và 296 sinh viên nam. Về độ tuổi, đa số sinh viên có độ tuổi từ 35 trở xuống (747/843), trong đó có 607 sinh viên làm việc cho doanh nghiệp trong nước và 236 sinh viên làm việc cho doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài.

#### **Kết quả nghiên cứu**

##### ***Đánh giá thang đo [tác giả giới thiệu cách đánh giá thang đo]***

Phương pháp Cronbach alpha được dùng để đánh giá độ tin cậy của thang đo và phương pháp phân tích nhân tố EFA (với phép trích PAF và phép quay Promax) được sử dụng để đánh giá giá trị hội tụ và phân biệt của thang đo. Kết quả Cronbach alpha cho thấy các thang đo đạt yêu cầu về độ tin cậy. Cụ thể, Cronbach alpha của thang đo kết quả chuyển giao tri thức là 0.83, của thang đo tri thức thu nhận là 0.87 và của thang đo giá



trị cạnh tranh là 0.84. Kết quả EFA cho thấy có ba thành phần được trích với tổng phương sai trích là 55.21% tại eigen-value là 1.40. Hơn nữa, các biến đo lường đều có trọng số cao ( $\geq 0.50$ ) trên khái niệm chúng đo lường và thấp trên khái niệm chúng không đo lường. Vì vậy, các thang đo lường ba khái niệm nghiên cứu này đều đạt giá trị hội tụ và phân biệt [tác giả kết luận về độ tin cậy và giá trị thang đo].

**Kiểm định giả thuyết [tác giả giới thiệu về phương pháp và kết quả phân tích để kiểm định giả thuyết]**

Phương pháp hồi qui thứ bậc được sử dụng để kiểm định các giả thuyết được đề nghị. Cũng chú ý thêm là trong hai giả thuyết đề nghị, có một giả thuyết (H2) về biến điều tiết (giá trị cạnh tranh). Để kiểm định hai giả thuyết này, biến điều tiết (giá trị cạnh tranh), dựa theo Cortina & ctg (2001), được liên kết chung trong mô hình lý thuyết (giả thuyết H1). Giá trị cạnh tranh được giả thuyết là biến điều tiết thuần túy (pure moderator), nghĩa là nó chỉ làm thay đổi mối quan hệ giữa tri thức thu nhận và kết quả chuyển giao tri thức; nó không có quan hệ với kết quả chuyển giao tri thức. Vì vậy, cách liên kết này thực hiện như sau [tác giả giới thiệu cách thực hiện hồi qui MMR]:

1. Một biến đo lường duy nhất được sử dụng cho biến hồ tương (Ping 1995): Động cơ chuyển giao và giá trị cạnh tranh (ký hiệu là *Tri thức thu nhận\*Giá trị cạnh tranh*);
2. Tri thức thu nhận và giá trị cạnh tranh là các khái niệm đơn hướng nên biến tổng được sử dụng cho hai khái niệm này;
3. Để tránh hiện tượng đa cộng tuyến, biến chuẩn trung bình (mean-deviated), có trung bình = 0 nhưng phương sai  $\neq 1$ , được sử dụng để tính biến hồ tương (Cronbach 1987);



4. Lấy biến tích tri thức thu nhận\* giá trị cạnh tranh và cho biến này tác động vào biến phụ thuộc (kết quả chuyển giao tri thức).

Kết quả ước lượng hồi qui thứ bậc được trình bày ở Bảng 15.3. Kết quả cho thấy mối quan hệ giữa các khái niệm nghiên cứu đều có ý nghĩa thống kê ( $p < 0.001$ ). Cụ thể, H1 giả thuyết là tri thức thu nhận từ nhà trường càng cao thì kết quả chuyển giao tri thức từ nhà trường vào doanh nghiệp càng cao. Kết quả hồi qui cho thấy giả thuyết này cũng được chấp nhận ( $\beta = 0.545$ ,  $p < 0.001$ ). H2 giả thuyết giá trị cạnh tranh làm gia tăng mối quan hệ giữa tri thức thu nhận được từ trường đại học và kết quả chuyển giao tri thức từ nhà trường vào doanh nghiệp. Kết quả hồi qui cho thấy tác động của hỗ tương giữa tri thức thu nhận và giá trị cạnh tranh có ý nghĩa thống kê ( $\beta = 0.104$ ,  $p < 0.001$ ). Kết quả này cho thấy giả thuyết H2 cũng được chấp nhận. Điều này có nghĩa là khi sinh viên vừa làm-vừa học đánh giá giá trị cạnh tranh càng cao thì tác động giữa tri thức thu nhận từ trường đại học vào kết quả chuyển giao tri thức họ thu được từ nhà trường vào doanh nghiệp càng cao.

**Bảng 15.3. Kết quả hồi qui thứ bậc: biến điều tiết thuần túy**

Mô hình		Trọng số hồi qui			t	p	VIF
		B	se	$\beta$			
M1	Hằng số	8.128	.658		12.35	.000	
	Tri thức thu nhận	.378	.021	.536	18.41	.000	
M2	Hằng số	7.846	.658		11.92	.000	
	Tri thức thu nhận	.384	.020	.545	18.77	.000	1.007
	Tri thức thu nhận*						
	Giá trị cạnh tranh	.017	.005	.104	3.59	.000	1.007

Biến phụ thuộc: Kết quả chuyển giao tri thức

R<sup>2</sup> hiệu chỉnh = .296;  $\Delta R^2 = .011$  (p < .001)

### Ví dụ về phân tích biến điều tiết hỗn hợp

Trong cùng nghiên cứu về chuyển giao tri thức từ trường đại học vào doanh nghiệp thông qua sinh viên hệ vừa làm-vừa học khối ngành kinh tế trong ví dụ nêu trên, các tác giả này xem xét vai trò điều tiết hỗn hợp của Giá trị cạnh tranh vào mối quan hệ giữa động cơ chuyển giao tri thức và kết quả chuyển giao tri thức. Để kiểm định vai trò điều tiết hỗn hợp của Giá trị cạnh tranh, ba mô hình  $M_1$ ,  $M_2$  và  $M_3$  sau đây được ước lượng bằng OLS (phương pháp ước lượng bình phương bé nhất) thông qua mô hình hồi qui thứ bậc. Kết quả ước lượng được trình bày trong Bảng 15.4.

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X \quad [M_1]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma Z \quad [M_2]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma Z + \delta XZ \quad [M_3]$$

Trong đó:

X: Động cơ chuyển giao tri thức (biến độc lập)

Y: Kết quả chuyển giao tri thức (biến phụ thuộc)

Z: Giá trị cạnh tranh (biến điều tiết hỗn hợp)

**Bảng 15.4. Kết quả hồi qui thứ bậc: biến điều tiết hỗn hợp**

	R	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	SE	$\Delta R^2$	$\Delta F$	df1	df2	p( $\Delta F$ )
M1	.577	.333	.332	3.275	.333	419.873	1	841	.000
M2	.579	.336	.334	3.271	.003	3.411	1	840	.065
M3	.585	.342	.340	3.256	.007	8.519	1	839	.004
<b>Trọng số hồi qui</b>									
				B	se	$\beta$	t	p	VIF
M1	Hằng số			8.213	.589	-	13.95	.000	-
	Động cơ chuyển giao			.577	.028	.577	20.49	.000	-

M2	Hằng số	7.060	.858	-	8.23	.000	-
	Động cơ chuyển giao	.568	.028	.569	19.98	.000	1.025
	Giá trị cạnh tranh	.058	.031	.053	1.85	.065	1.025
M3	Hằng số	7.147	.854	-	8.37	.000	-
	Động cơ chuyển giao	.551	.029	.551	19.01	.000	1.072
	Giá trị cạnh tranh	.067	.031	.061	2.15	.032	1.037
	Động cơ chuyển giao *	.024	.008	.084	2.92	.004	1.051
	Giá trị cạnh tranh						

*Biến phụ thuộc: Kết quả chuyển giao tri thức*

Kết quả cho thấy, nếu so sánh giữa  $M_2$  và  $M_1$ , mức thay đổi  $\Delta R^2$  của  $R^2$  chỉ có ý nghĩa ở mức 10% (mức ý nghĩa của  $\Delta F$ ,  $p_{\Delta F} = 0.65$ ). Nếu chọn mức ý nghĩa 5% thì biến điều tiết Z (Giá trị cạnh tranh) không làm chức năng của biến độc lập. Tương tự như vậy cho trọng số hồi qui Z ( $B = 0.058$ ,  $p = 0.065$ ; Bảng 15.4). Bây giờ, so sánh  $M_3$  với  $M_2$  (hay  $M_1$ , tuy nhiên chúng ta có thể xét ở mức ý nghĩa 10% nên sẽ so sánh với  $M_2$ ), chúng ta thấy mức thay đổi  $\Delta R^2$  của  $R^2$  có ý nghĩa ( $p < 0.01$ ).

Xem xét kỹ hơn vào trọng số hồi qui, chúng ta thấy tác động của tích *Động cơ chuyển giao \* Giá trị cạnh tranh* có ý nghĩa thống kê ( $p < 0.01$ ). Bây giờ trọng số hồi qui B của Z cũng có ý nghĩa ở mức 5% ( $p = 0.032$ ). Như vậy, khi đưa tích XZ vào mô hình hồi qui, do có một mức độ cộng tuyến nhất định, nên trọng số hồi qui của các biến sẽ thay đổi. Do vậy, chúng ta có thể kết luận là *Giá trị cạnh tranh* đã làm chức năng điều tiết hỗn hợp.

#### 4.4. Phân tích biến kiểm soát

Như đã giới thiệu, biến kiểm soát là biến chúng ta không tập trung nghiên cứu. Chúng ta chỉ muốn kiểm soát mức độ giải thích của nó như thế nào cho biến thiên của biến phụ thuộc. Như vậy, về mặt lý



thuyết, biến kiểm soát là một giải thích thay thế (cho biến độc lập) hay bổ sung (cùng biến độc lập) cho biến thiên của biến phụ thuộc. Về mặt phân tích, biến kiểm soát là một dạng biến độc lập. Vì vậy, chúng ta phân tích nó như một biến độc lập. Điểm khác biệt trong phân tích là chúng ta phân tích các biến kiểm soát trong một bước riêng (trước hay sau) với những biến độc lập khác để kiểm soát.

Để phân tích biến kiểm soát, chúng ta cũng dùng mô hình hồi qui thứ bậc (để có thể phân tích các biến độc lập trong một bước và biến kiểm soát cho bước tiếp theo). Chú ý là, tương tự như những biến độc lập khác, biến kiểm soát có thể là định lượng hay định tính. Nếu biến kiểm soát là biến định tính, chúng ta cần mã dummy (hay đối ứng) cho nó trước khi đưa vào phân tích hồi qui. Mô hình hồi qui thứ bậc cho biến kiểm soát C được biểu diễn như sau:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X \quad [M_1]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma C \quad [M_2]$$

Kiểm định (kiểm định F) mức gia tăng  $\Delta R^2$  của  $R^2$  trong mô hình  $M_1$  và  $M_2$  chúng ta biết được C có phải là biến kiểm soát không. Nếu  $\Delta R^2$  có ý nghĩa (thì trọng số hồi qui  $\gamma$  cũng có ý nghĩa), chúng ta kết luận là biến kiểm soát C là có tham gia giải thích (bổ sung, cùng với biến độc lập X) cho biến thiên của biến phụ thuộc Y. Nếu  $\gamma$  có ý nghĩa ( $\gamma \neq 0$ ) nhưng  $\beta_1$  không có ý nghĩa ( $\beta_1 = 0$ ; biến độc lập X không giải thích cho biến thiên của biến phụ thuộc Y), biến kiểm soát C là biến giải thích thay thế (biến độc lập X).

Chú ý thêm rằng, biến kiểm soát C không phải là biến chúng ta nghiên cứu. Vì vậy, về mặt kiểm định lý thuyết khoa học, chúng ta không kiểm định nó, nghĩa là chúng ta không có giả thuyết về nó như trường hợp của biến độc lập X. Về mặt ý nghĩa trong nghiên cứu, nếu biến kiểm soát C có ý nghĩa, nó đóng vai trò giải thích bổ

sung. Nếu  $C$  không có ý nghĩa, biến nghiên cứu  $X$  có càng có giá trị (quan trọng hơn) trong việc giải thích biến thiên của biến phụ thuộc (xem lại phần Các tiêu chuẩn đánh giá một lý thuyết khoa học trong Chương 1).

### Ví dụ về phân tích biến kiểm soát

Cũng trong cùng nghiên cứu về chuyển giao tri thức từ trường đại học vào doanh nghiệp thông qua sinh viên hệ vừa làm-vừa học khối ngành kinh tế trong ví dụ nêu trên (biến độc lập  $X$  là động cơ chuyển giao tri thức và biến phụ thuộc  $Y$  là kết quả chuyển giao tri thức), các tác giả này xem xét vai trò kiểm soát của ba biến kiểm soát:  $C_1$ : giới tính (nam, nữ),  $C_2$ : tuổi (trẻ, trung niên) của sinh viên hệ vừa làm-vừa học, và  $C_3$ : loại hình doanh nghiệp (có hay không có vốn đầu tư nước ngoài). Để thực hiện điều này, mô hình hồi qui thứ bậc được sử dụng với hai mô hình hồi qui  $M_1$  và  $M_2$ :

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X \quad [M_1]$$

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X + \gamma_1 C_1 + \gamma_2 C_2 + \gamma_3 C_3 \quad [M_2]$$

Trong đó:

$X$ : Động cơ chuyển giao tri thức (biến độc lập)

$Y$ : Kết quả chuyển giao tri thức (biến phụ thuộc)

$C_1$ : Biến kiểm soát (giới tính)

$C_2$ : Biến kiểm soát (độ tuổi)

$C_3$ : Biến kiểm soát (loại hình sở hữu)





## 5. Phân tích biến điều tiết với SPSS

### 5.1. Phân tích biến điều tiết theo nhóm

Để phân tích biến điều tiết theo nhóm, cách thông thường nhất là chúng ta tách mẫu  $n$  ra thành hai (vd,  $n_1$  và  $n_2$ ) hay nhiều nhóm, rồi tiến hành phân tích hồi qui cho từng nhóm (xem Chương 13). Tuy nhiên, chúng ta không cần phải tách mẫu mà sử dụng biến phân nhóm để phân tích cùng một lúc trong SPSS. Cách thực hiện như sau:

*Analyze → Regression → Linear: đưa biến phụ thuộc vào ô **Dependent**, đưa các biến độc lập vào ô **Independent(s)**, đưa biến phân nhóm vào **Selection variable → Rule... → equal to**: đưa giá trị phân nhóm vào ô **value** (vd, chúng ta có 2 nhóm, nam = 1 và nữ = 2, nếu chúng ta muốn xử lý mẫu nam, đưa giá trị 1 vào) **Continuendependent(s) → OK** (chúng ta sẽ có kết quả hồi qui cho nhóm nam, sau đó đưa giá trị 2 vào, chúng ta sẽ có kết quả hồi qui cho nhóm nữ).*

### 5.2. Phân tích biến kiểm soát, điều tiết thuần túy và hỗn hợp

Để phân tích biến điều tiết thuần túy, hỗn hợp và biến kiểm soát, chúng ta sử dụng mô hình hồi qui thứ bậc (xem Chương 13). Cách thực hiện như sau:

*Analyze → Regression → Linear: đưa biến phụ thuộc vào ô **Dependent** và đưa độc lập thứ nh 1 (biến chúng ta đánh giá là quan trọng nh 1) vào ô **Independent(s) → Next**: đưa biến độc lập thứ hai vào ô **Independent(s) → tiếp tục như trên... → Statistics**: nh 1 chuột vào **R squared change** (để có kiểm định  $F$  cho  $\Delta R^2$ ) → **OK**.*

## TÓM TẮT CHƯƠNG 15

Chương 15 này giới thiệu mô hình hồi qui đa biến MVR trong đó có nhiều biến phụ thuộc định lượng và nhiều biến độc lập có thể là định tính, định lượng hay cả hai. Mô hình MVR giả định là các biến phụ thuộc không có quan hệ với nhau. Vì vậy, MVR thực chất là một tập các mô hình hồi qui bội MLR và chúng ta dễ dàng phân tích mô hình MVR thông qua phân tích từng mô hình hồi qui MLR riêng lẻ.

Mô hình PATH là mô hình trong đó có nhiều biến độc lập (định tính hay định lượng hay cả hai), nhiều biến phụ thuộc định lượng và nhiều biến trung gian định lượng. Mô hình PATH cũng là tập hợp nhiều mô hình hồi qui. Vì vậy, chúng ta vẫn có thể sử dụng OLS để ước lượng các trọng số hồi qui và hệ số phù hợp  $R^2$  của từng mô hình hồi qui riêng lẻ.

Chương này cũng giới thiệu biến trung gian, biến điều tiết, và biến kiểm soát, ba loại biến cũng được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu khoa học kinh doanh. Biến trung gian là biến tham gia giải thích cho mối quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc. Mô hình hồi qui (tập mô hình hồi qui) cũng được sử dụng để phân tích mô hình có biến trung gian.

Biến điều tiết là biến làm thay đổi độ mạnh và dạng của mối quan hệ giữa biến độc lập và phụ thuộc. Có ba loại biến điều tiết, đó là, (1) biến điều tiết theo nhóm, (2) biến bán điều tiết, và (3) biến điều tiết thuần túy.

Biến điều tiết theo nhóm là biến không có quan hệ với biến phụ thuộc hay độc lập và cũng không có quan hệ hỗ tương với biến độc lập. Biến điều tiết dạng này làm thay đổi tác động của biến độc lập vào biến phụ thuộc giữa các nhóm. Biến điều tiết hỗn hợp là biến có

quan hệ với biến phụ thuộc và/hay độc lập và cũng có quan hệ hỗ tương với biến độc lập. Biến điều tiết thuần túy là biến không có quan hệ với biến phụ thuộc hay độc lập nhưng có quan hệ hỗ tương với biến độc lập.

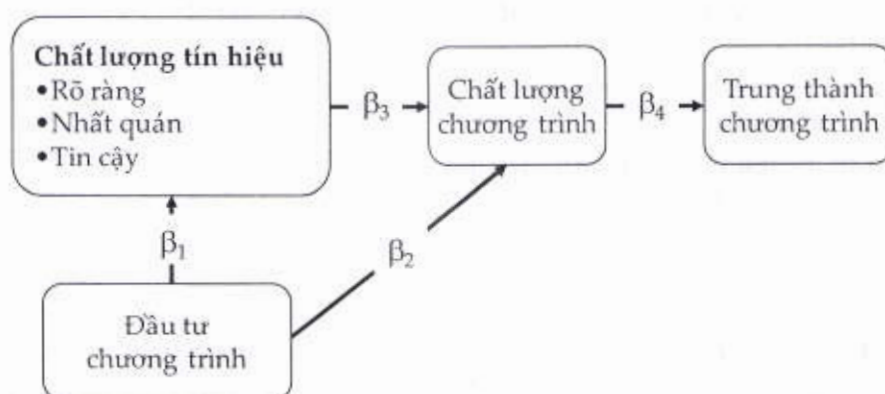
Cuối cùng, biến kiểm soát là biến chúng ta không tập trung nghiên cứu, mà chỉ muốn kiểm soát mức độ giải thích của nó như thế nào cho biến thiên của biến phụ thuộc. Như vậy, về mặt lý thuyết, biến kiểm soát là một giải thích thay thế (cho biến độc lập) hay bổ sung (cùng biến độc lập) cho biến thiên của biến phụ thuộc.



## CÂU HỎI ÔN TẬP VÀ THẢO LUẬN CHƯƠNG 15

1. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa mô hình hồi qui đa biến và hồi qui bội? Cho ví dụ minh họa?
2. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa mô hình hồi qui đa biến và PATH? Cho ví dụ minh họa?
3. Cho biết bản chất của hệ số xác định tổng quát  $R_M^2$  trong mô hình PATH? Hãy minh họa bằng ví dụ?
4. Cho biết sự khác nhau và giống nhau giữa biến điều tiết và biến trung gian? Cho ví dụ minh họa?
5. Cho biết điều kiện cơ bản nhất để một biến là biến điều tiết? Cho ví dụ minh họa?
6. Có bao nhiêu loại biến điều tiết? Chúng khác nhau và giống nhau như thế nào? Cho ví dụ minh họa?
7. Nguyen (2009b) nghiên cứu mối quan hệ giữa chất lượng tín hiệu và lòng trung thành của học viên MBA và xây dựng mô hình nghiên cứu trình bày trong Hình B7.

Hình B7. Mô hình nghiên cứu



- a. Hãy thiết kế qui trình phân tích để có thể xác định được các trọng số hồi qui  $\beta$  trong mô hình cùng với hệ số phù hợp tổng quát  $R_M^2$ ?
  - b. Bây giờ, nhà nghiên cứu này muốn xem xét có sự khác biệt giữa các trọng số hồi qui  $\beta$  trong mô hình trên có khác nhau giữa học viên theo học các chương trình MBA trong nước và MBA có liên kết với nước ngoài không? Hãy cho biết biến nào có thể làm biến điều tiết? Biến điều tiết này ở dạng nào nếu nó làm được chức năng của biến điều tiết? Hãy hoạch định qui trình phân tích mô hình với biến điều tiết đó?
8. Xây dựng mô hình nghiên cứu sử dụng hồi qui đa biến và hoạch định qui trình phân tích mô hình này?
  9. Xây dựng mô hình nghiên cứu sử dụng mô hình PATH và hoạch định qui trình phân tích mô hình này?
  10. Xây dựng mô hình nghiên cứu trong đó có biến trung gian và biến điều tiết và hoạch định qui trình phân tích mô hình này?

## TÀI LIỆU ĐỌC THÊM CHƯƠNG 15

Tabachnick BG & Fidell LS (2007), *Using Multivariate Statistics*, 5<sup>th</sup>ed, Boston: Pearson Education: Tài liệu này viết đầy đủ và chi tiết về các phương pháp phân tích đa biến bao gồm mô hình PATH.

Ho R (2006), *Handbook of Univariate and Multivariate Data Analysis and Interpretation with SPSS*, Boca Raton FL: Chapman & Hall: Tài liệu này hướng dẫn cách dùng SPSS để xử lý hồi qui và các phương pháp phân tích đa biến khác bao gồm trong đó có mô hình PATH.

Blalock MH (1971, ed), *Causal Models in the Social Sciences*, London: MacMillan: Đây là tài liệu truyền thống về mô hình PATH, tập hợp nhiều bài viết khác nhau về mô hình này. Là tài liệu cần thiết cho các bạn thích thú về PATH.



## TÀI LIỆU ĐÃ DẪN

- Agar MH (1986), *Speaking of Ethnography*, Newbury Park CA: Sage.
- Aguinis H (1995), Statistical power problems with moderated multiple regression in management research, *Journal of Management*, 21(6), 1141-58.
- Anderson PF (1983), Marketing, scientific progress, and scientific method, *Journal of Marketing*, 47 Fall, 18-31.
- Anderson JC & Gerbing DW (1988), Structural equation modelling in practice: A review and recommended two-step approach, *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-23.
- APA (2009), *Publication Manual of the American Psychological Association*, 6<sup>th</sup>ed, Washington: American Psychological Association.
- Argyris C & Schon DA (1978), *Organisational Learning: A Theory of Action Perspective*, Reading MA, Addison-Wesley.
- Auerbach CF & Silverstein LB (2003), *Qualitative Data: An Introduction to Coding and Analysis*, New York: New York University Press.
- Babbie ER (1986), *The Practice of Social Research*, 4<sup>th</sup>ed, Belmont CA: Wadsworth.
- Bacharach SB (1989), Organisational theories: Some criteria for evaluation, *Academy of Management Review*, 14(4), 496-515.
- Bagozzi RP (1980), *Causal Models in Marketing*, New York: Wiley.
- Bagozzi RP (1994), Measurement in marketing research: Basic principles of questionnaire design, trong *Principles of Marketing Research*, Bagozzi RP (ed), Cambridge MA: Basil Blackwell, 1-49.
- Baron RM & Kenny DA (1986), The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-82.

- Belsley DA, Kuh E & Welsch RE (2004), *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Source of Collinearity*, Hoboken NJ: Wiley.
- Berry WD (1993), *Understanding Regression Assumptions*, Newbury Park CA: Sage.
- Blalock HM (1964), *Causal Inferences in Nonexperimental Research*, Chapel Hill NC: University of North Carolina Press.
- Blalock MH (1971, ed), *Causal Models in the Social Sciences*, London: MacMillan.
- Blalock HM (1982), *Conceptualization and Measurement in the Social Sciences*, Beverly Hills CA: Sage.
- Bollen KA (1989), *Structural Equations with Latent Variables*, New York: Wiley.
- Bollen KA & Hoyle RH (1991), Perceived cohesion: A conceptual and empirical examination, *Social Forces*, 69(2), 479-504.
- Bray JH & Maxwell SE (1985), *Multivariate Analysis of Variance*, Beverly Hills CA: Sage.
- Bruce CS (1994), Research students' early experiences of the dissertation literature review, *Studies in Higher Education*, 19(2), 217-29.
- Campbell TD (1960), Recommendations for APA test standards regarding construct, trait, or discriminant validity, *American Psychologist*, 15, 546-33.
- Campbell TD & Fiske DW (1959), Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix, *Psychological Bulletin*, 56(2), 81-105.
- Campbell JP, Daft RL & Hulin CL (1982), *What to Study: Generating and Developing Research Questions*, Beverly Hills CA: Sage.
- Carmines EG & Zeller RA (1979), *Reliability and Validity Assessment*, Beverly Hills CA: Sage.
- Carroll JD, Green PE & Chaturvedi A (1997), *Mathematical Tools for Applied Multivariate Analysis*, revised ed, San Diego: Academic Press.



- Cattell RB (1966), The scree test for the number of factor, *Multivariate Behavioral Research*, 1 April, 245-76.
- Chalmers AF (1999), *What Is This Thing Called Science?* 3<sup>rd</sup>ed, Cambridge: Hackett.
- Chang S-J, van Witteloostuijn A & Eden L (1010), From the editors: Common method variance in international business research, *Journal of International Business Studies*, 41, 178-84.
- Chaplin WF (1991), The next generation of moderator research in personality psychology, *Journal of Personality*, 59(2), 143-78.
- Chiles TH (2003), Process theorizing: Too important to ignore in a kaleidic world, *Academy of Management Learning and Education*, 2(3), 288-91.
- Chow GC (1960), Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Christensen L (1988), *Experimental Methodology*, Boston: Allyn & Bacon.
- Churchill Jr GA (1979), A paradigm for developing better measures of marketing constructs, *Journal of Marketing Research*, 26(1), 64-73.
- Coghlan D & Brannick T (2005), *Doing Action Research in Your Own Organization*, 2<sup>nd</sup>ed, London: Sage.
- Cohen J (1977), *Statistical Power Analysis for the Behavioural Sciences*, Revised edition, New York: Academic Press.
- Cook TD & Campell DT (1979), *Quasi-Experimentation*, Chicago: Rand McNally College.
- Cooper H (1998), *Synthesizing Research: A Guide for Literature Reviews*, 3<sup>rd</sup>ed, Thousand Oaks CA: Sage.
- Corbin J & Strauss A (1990), Grounded theory research: Procedures, canons, and evaluation criteria, *Qualitative Sociology*, 13(1), 3-21.
- Cortina JM, Chen G & Dunlap WP (2001), Testing interaction effects in LISREL: Examination and illustration of available procedures, *Organizational Research Methods*, 4(4), 324-60.



- Cote JA & Buckley R (1987), Estimating trait, method, and error variance: Generalizing across 70 construct validation studies, *Journal of Marketing Research*, 24, 315-18.
- Coyne IT (1997), Sampling in qualitative research: Purposeful and theoretical sampling; merging or clear boundaries?, *Journal of Advanced Nursing*, 26, 623-30.
- Crampton S & Wagner J (1994), Percept-percept inflation in microorganizational research: An investigation of prevalence and effect, *Journal of Applied Psychology*, 79(1), 67-76.
- Crano WD & Brewer MB (2002), *Principles and Methods of Social Research*, 2<sup>nd</sup>ed, Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Craig CC (1936), On the frequency function of  $\chi^2$ , *Annals of Mathematical Statistics*, 7, 1-15.
- Creswell JW (2003), *Research Design: Qualitative, Quantitative and Mixed Methods Approaches*, 2<sup>nd</sup>ed, Thousand Oaks CA: Sage.
- Creswell JW & Clark WL (2007), *Designing and Conducting Mixed Methods Research*, Thousand Oaks CA, Sage.
- Cronbach LJ (1951), Coefficient alpha and the internal structure of tests, *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Cronbach LJ (1987), Statistical tests for moderator variables: Flaws in analyses recently proposed, *Psychological Bulletin*, 102(3), 414-17.
- Cronbach LJ & Meehl PE (1955), Construct validity in psychological tests, *Psychological Bulletin*, 52, 281-302.
- Daengbuppha J, Hemmington N & Wilkes K (2006), Using grounded theory to model visitor experiences at heritage sites: Methodological and practical issues, *Qualitative Market Research*, 9(4), 367-88.
- Davis D & Cosenza RM (1993), *Business Research for Decision Making*, 3<sup>rd</sup>ed, Belmont CA: Wadsworth.
- Daymon C & Holloway I (2002), *Qualitative Research Methods in Public Relations and Marketing Communications*, London: Routledge.

- Demaris A (2004), *Regression with Social Data*, Hoboken NJ: Wiley.
- Denzin K (1978), *The Research Act*, 2<sup>nd</sup>ed, New York: McGraw-Hill.
- Denzin MK & Lincoln YS (2005, ed), *The Sage Handbook of Qualitative Research*, 3<sup>rd</sup>ed, Thousand Oaks CA: Sage.
- DeVellis RF (2003), *Scale Development: Theory and Applications*, 2<sup>nd</sup>ed, Newbury Park CA: Sage.
- Dey I (1993), *Qualitative Data Analysis: A User-Friendly Guide for Social Scientists*, London: Routledge.
- Diamantopoulos A & Souchon AL (1999), Measuring export information use: scale development and validation, *Journal of Business Research*, 46(1), 1-14.
- Diamantopoulos A & Winklhofer HM (2001), Index construction with formative indicators: an alternative to scale development, *Journal of Marketing Research*, 38 May, 269-77.
- Dubin R (1978), *Theory Building*, New York: The Free Press.
- Dunlap WP & Kemery ER (1987), Failure to detect moderating effects: Is multicollinearity the problems?, *Psychological Bulletin*, 102(3), 418-20.
- Dunn-Rankin P (1983), *Scaling Methods*, Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum.
- Dunteman GH (1989), *Principal Component Analysis*, Newbury Park CA: Sage.
- Easley RW, Madden CS & Dunn MG (2000), Conducting marketing science: the role of replication in the research process, *Journal of Business Research*, 48, 83-92.
- Ehrenberg ASC (1994), Theory or well-based results: Which comes first, trong *Research Traditions in Marketing*, Laurent G & Lilien GL & Pras B (eds), Boston: Kluwer Academic, 79-108.
- Eisenhardt KM (1989), Building theories from case study research, *Academy of Management Review*, 14(4), 532-50.



- Eisenhardt KM & Bourgeois LJ (1988), Politics of strategic decision making in high-velocity environments: Toward a midrange theory, *Academy of Management Journal*, 31(4), 737-70.
- Feldman DC (2004), What we are talking about when we talk about theory?, *Journal of Management*, 30 (5), 565-7.
- Field A (2005), *Discovering Statistics Using SPSS*, London: Sage.
- Fishbein M & Ajzen I (1975), *Belief, Attitude, Intention and Behaviour: An Introduction to Theory and Research*, Reading MA: Addison-Wesley.
- Fornell C (1982), A second generation of multivariate analysis: An overview, trong *A Second Generation of Multivariate Analysis: Methods*, Fornell C (ed), New York: Praeger, 1, 1-21.
- Freedman LS & Schatzkin A (1992), Sample size for studying intermediate endpoints within intervention trials of observational studies, *American Journal of Epidemiology*, 136, 1148-59.
- Gamst G, Meyers LS & Guarino AJ (2008), *Analysis of Variance Designs*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Garson GD (2002), *Guide to Writing Empirical Papers, Theses, and Dissertations*, New York: Marcel Dekker.
- Geertz C (1973), *The Interpretation of Cultures*, New York: Basic Books.
- Gerbing WD & Anderson JC (1988), An update paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessments, *Journal of Marketing Research*, 25(2), 186-92.
- Glaser B & Strauss A (1967), *The Discovery of Grounded Theory: Strategies for Qualitative Research*, Chicago: Aldine.
- Gorsuch RL (1983), *Factor Analysis*, 2<sup>nd</sup>ed, Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum.
- Goulding C (2002), *Grounded Theory: A Practical Guide for Management, Business and Market Researchers*, London: Sage.
- Green SB (1991), How many subjects does it take to do a regression analysis?, *Multivariate Behavioral Research*, 26(3), 499-510.



- Greenbaum TL (1998), *The Handbook for Focus Group Research*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Greenec JC & Caracelli VJ (2003), Making paradigmatic sense of mixed methods practice, trong *Handbook of Mixed Methods in Social and Behavioral Research*, Tashakkori A & Teddlie C (eds), Thousand Oaks CA: Sage, 91-111.
- Greene WH (2003), *Econometric Analysis* 5<sup>th</sup>ed, Upper Saddle River NJ: Prentice-Hall.
- Griffith DA & Lusch RF (2007), Getting marketers to invest in firm-specific capital, *Journal of Marketing*, 71 January, 129-45.
- Hunt, S.D. (2000), *A General Theory of Competition*, Sage,
- Guba EG & Lincoln YS (2005), Paradigmatic controversies, contradictions, and emerging confluences, trong *The Sage Handbook of Qualitative Research*, 3<sup>rd</sup>ed, Denzin NK & Lincoln YS (eds), Thousand Oaks CA: Sage, 191-215.
- Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE, & Tatham RL (2006), *Multivariate Data Analysis*, 6<sup>th</sup>ed, Upper Saddle River NJ: Prentice-Hall.
- Hardy MA (1993), *Regression with Dummy Variables*, Newbury Park CA: Sage.
- Hart C (2009), *Doing a Literature Review: Releasing the Social Science Research Imagination*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Hart SJ, Webb JR & Jones MV (1994), Export marketing research and the effect of export experience in industrial SMEs, *International Marketing Review*, 11(6), 4-22.
- Hattie J (1985), Methodology review: Assessing unidimensionality of tests and items, *Applied Psychological Measurement*, 9(2), 139-64.
- Hendrickson AE & White PO (1964), Promax: a quick method for rotation to oblique simple structure, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 17, 65-70.

- Ho R (2006), *Handbook of Univariate and Multivariate Data Analysis and Interpretation with SPSS*, Boca Raton FL: Chapman & Hall.
- Huber GP (1991), Organisational learning: The contributing processes and the literatures, *Organisational Science*, 2(1), 88-115.
- Hunt SD (1991), *Modern Marketing Theory: Critical Issues in the Philosophy of Marketing Science*, Cincinnati OH: South-Western.
- Huynh H & Feldt LS (1970), Condition under which mean square ratios in repeated measurements designs have exact F distributions, *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1582-89.
- Huynh H & Feldt LS (1976), Estimation of the Box correction for degrees of freedom from sample data in the randomized block and split-plot designs, *Journal of Educational Statistics*, 1, 69-72.
- Iversen GR & Norpoth H (1987), *Analysis of Variance*, Newbury Park CA: Sage.
- Jaccard J, Turrisi R & Wan CK (1990), *Interaction Effects in Multiple Regression*, Newbury Park CA: Sage.
- Jack EP & Raturi AS (2006), Lessons learned from methodological triangulation in management research, *Management Research News*, 29(6), 345-57.
- Jackson GB (1980), Methods for integrative reviews, *Review of Educational Research*, 50(3), 438-60.
- Jaynes ET (2003), *Probability Theory: The Logic of Science*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Jick TD (1979), Mixing qualitative and quantitative methods: Triangulation in action, *Administrative Science Quarterly*, 24(4), 602-11.
- Jo M-S (2000), Controlling social-desirability bias via method factors of direct and indirect questioning in structural equation models, *Psychology & Marketing*, 17(2), 137-48.
- Johanson J & Vahlne J-E (1977), The internationalization process of the firm: A model of knowledge development and increasing foreign



- market commitments, *Journal of International Business Studies*, 8(1), 23-32.
- Johnson P & Duberley J (2000), *Understanding Management Research: An Introduction to Epistemology*, London: Sage.
- Johnson RE, Rosen CC & Djurdjevic E (2011), Assessing the impact of common method variance on higher order multidimensional constructs, *Journal of Applied Psychology*, 96(4), 744-61.
- Johnston WJ, Leach MP & Liu AH (1999), Theory testing using case studies in business-to-business research, *Industrial Marketing Management*, 28, 201-13.
- Joreskog KG (1971), Statistical analysis of sets of congeneric tests, *Psychometrika*, 36(2), 109-33.
- Joreskog KG (1974), Analysing psychological data by structural analysis of covariance matrices, trong *Contemporary Developments in Mathematical Psychology*, Krantz DH, Atkinson RC, Luce RD & Supes P (eds), 2, 1-56.
- Joselyn RW (1977), *Designing the Marketing Research Project*, New York: Mason-Charter.
- Kaiser HF (1958), The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis, *Psychometrika*, 23, 187-200.
- Kaiser HF (1974), An index of factorial simplicity, *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Kalton G (1983), *Introduction to Survey Sampling*, Beverly Hills CA: Sage.
- Kaplan A (1964), *The Conduct of Inquiry*, New York: Harper & Row.
- Kazdin AE (1980), *Research Design in Clinical Psychology*, New York: Harper & Row.
- Kelseman HJ, Algina J & Kowalchuk RK (2001), The analysis of repeated measures designs: A review, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 54, 1-20.
- Kerlinger FN (1986), *Foundations of Behavioural Research*, 3<sup>rd</sup>ed, New York: Holt, Rinehart & Winston.



- Kline TJB, Sulsky LM & Rever-Moriyama SD (2000), Common method variance and specification errors: A practical approach to detection, *The Journal of Psychology*, 134(4), 401-21.
- Kim J-O & Mueller CW (1978a), *Introduction to Factor Analysis: What It Is and How to Do It*, Beverly Hills CA: Sage.
- Kim J-O & Mueller CW (1978b), *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*, Beverly Hills CA: Sage.
- Kish L (1965), *Survey Sampling*, New York: Wiley.
- Kitzinger J (1994), The methodology of focus groups: The importance of interaction between research participants, *Sociology of Health and Illness*, 16(1), 103-21.
- Kline RB (2004), *Beyond Significance Testing: Reforming Data Analysis Methods in Behavioral Research*, Washington: American Psychological Association.
- Kline RB (2011), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 3<sup>rd</sup>ed, New York: Guilford.
- Kraemer HC & Thiemann S (1987), *How Many Subjects? Statistical Power Analysis in Research*, Newbury Park CA: Sage.
- Krueger RA (1998a), *Focus Group Kit 4: Moderating Focus Groups*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Krueger RA (1998b), *Focus Group Kit 3: Developing Questions for Focus Groups*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Krueger RA (1998c), *Focus Group Kit 6: Analysing & Reporting Focus Group Results*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Kuehl RO (2000), *Design of Experiments*, Pacific Grove: Thomson Learning.
- Kuhn MH & McPartland TS (1954), An empirical investigation of self-attitudes, *American Sociological Review*, 19(1), 68-76.
- Kuhn T (1970), *The Structure of Scientific Revolutions*, 2<sup>nd</sup>ed, Chicago: Chicago University Press.

- Langley A (1999), Strategies for theorizing form process data, *Academy of Management Review*, 24(4), 691-710.
- Lee TW (1999), *Using Qualitative Methods in Organizational Research*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Lehtonen R & Pahkinen E (2004), *Practical Methods for Design and Analysis of Complex Surveys*, 2<sup>nd</sup>ed, Chichester: Wiley.
- Lewin K (1945), The research center for group dynamics at Massachusetts Institute of Technology, *Sociometry*, 8(2), 126-36.
- Lewis MW & Grimes AJ (1999), Metatriangulation: Building theory from multiple paradigms, *Academy of Management Review*, 24(4), 672-90.
- Likert RA (1932), A technique for the measurement of attitudes, *Archives of Psychology*, 140, 5-53.
- Lindell MK & Whitney DJ (2001), Accounting for common method variance in cross-sectional research designs, *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 114-21.
- Lord FM & Novick MR (1968), *Statistical Theories of Mental Test Scores*, Reading MA: Addison-Wesley.
- Louvier JJ, Hensher DA & Swait JD (2000), *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Lynham SA (2002), Quantitative research and theory building: Dubin's method, *Advances in Developing Human Resources*, 4(3), 242-76.
- MacKinnon DP, Lockwood CM, Hoffman JM, West SG & Sheets V (2002), A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects, *Psychological Methods*, 7(1), 83-104.
- Malhotra NK, Kim SS & Patil A (2006), Common method variance in IS research: A comparison of alternative approaches and a reanalysis of past research, *Management Science*, 52(12), 1865-83.
- Marshall CM & Rossman GB (1999), *Designing Qualitative Research*, 3<sup>rd</sup>ed, Thousand Oaks CA: Sage.



- McAdam R, Leonard D, Henderson J & Hazlett S-A (2008), A grounded theory research approach to building and testing TQM theory in operations management, *Omega The International Journal of Management Science*, 36, 825-37.
- McClave JT & Benson PG (1990), *Statistics for Business and Economics*, 4<sup>th</sup>ed, Singapore: Dellen.
- McCullagh P & Nelder JA (1989), *Generalized Linear Models* 2<sup>nd</sup>ed, London: Chapman & Hall.
- Michell J (1999), *Measurement in Psychology: Critical History of a Methodological Concept*, New York: Cambridge University Press.
- Miller I & Miller M (2004), *John E. Freund's Mathematical Statistics with Applications*, 7<sup>th</sup>ed, Upper Saddle River NJ, Prentice Hall.
- Mintzberg H (1979), An emerging strategy of 'direct' research, *Administrative Science Quarterly*, 24, 580-89.
- Montgomery DC (2005), *Design and Analysis of Experiments*, 6<sup>th</sup>ed, Hoboken NJ: Wiley.
- Morgan DL (1996), Focus groups, *Annual Review of Sociology*, 22, 129-52.
- Muthen B & Kaplan D (1985), A comparison of some methodologies for the factor analysis of non-normal Likert variables, *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 38 May, 171-80.
- MRSA (1994), *Qualitative Recruiters' Handbook*, 2<sup>nd</sup>ed, North Sydney, NSW: Market Research Society of Australia Limited.
- Myers JL & Well AD (2003), *Research Design and Statistical Analysis*, 2<sup>nd</sup>ed, Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.
- Narver JC & Slater SF (1990), The effect of a market orientation on business profitability, *Journal of Marketing*, 54 July, 20-35.
- Neale JM & Liebert RM (1973), *Science and Behavior: An Introduction to Methods of Research*, Englewood Cliffs NJ: Prentice-Hall.
- Nevid JS & Maria NLS (1999), Multicultural issues in qualitative research, *Psychology & Marketing*, 16(4), 305-25.



- Newbold P (1991), *Statistics for Business and Economics*, 3<sup>rd</sup>ed, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Nguyễn Đình Thọ (2007a), Ứng dụng phương pháp nghiên cứu định lượng tại Trường ĐH Kinh tế TPHCM, *Phát triển Kinh tế*, 17 tháng 3, 17-20.
- Nguyễn Đình Thọ (2007b), Một số gợi ý để thực hiện nghiên cứu cho luận án tiến sĩ ngành quản trị kinh doanh, *Phát triển Kinh tế*, 17, tháng 6, 7-10.
- Nguyễn Đình Thọ (2008), *Nghiên cứu cho luận văn tốt nghiệp ngành QTKD: Thực trạng và giải pháp*, TPHCM: NXB Văn hóa-Thanh niên.
- Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2008a), Một số yếu tố chính tác động vào xu hướng tiêu dùng hàng nội của người Việt, trong *Nghiên cứu khoa học marketing: Ứng dụng mô hình cấu trúc tuyến tính SEM*, Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (cb), TPHCM: NXB ĐH Quốc gia TPHCM, 161-242.
- Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2008b), Cạnh tranh cá nhân và xu hướng tiêu dùng thương hiệu quốc tế của người Việt Nam, trong *Nghiên cứu khoa học marketing: Ứng dụng mô hình cấu trúc tuyến tính SEM*, Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (cb), TPHCM: NXB ĐH Quốc gia TPHCM, 243-99.
- Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (2010), Năng lực cạnh tranh động của doanh nghiệp Việt Nam, trong *Nghiên cứu khoa học quản trị kinh doanh*, Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (cb), TPHCM: NXB Thống kê, 153-243.
- Nguyễn Đình Thọ, Nguyễn Thị Mai Trang & Trần Thị Kim Dung (2010), Lý thuyết tín hiệu và giá trị chương trình cao học quản trị kinh doanh, trong *Nghiên cứu khoa học quản trị kinh doanh*, Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (cb), TPHCM: NXB Thống kê, 245-309.
- Nguyễn Đình Thọ, Phạm Xuân Lan, Nguyễn Thị Bích Châm & Nguyễn Thị Mai Trang (2010), Thuộc tính địa phương và sự hài lòng của doanh nghiệp, trong *Nghiên cứu khoa học quản trị kinh doanh*, Nguyễn Đình Thọ & Nguyễn Thị Mai Trang (cb), TPHCM: NXB Thống kê, 73-151.

- Nguyen TD (2007), Factors affecting the utilization of the Internet by internationalizing firms in transition markets: Evidence from Vietnam, *Marketing Intelligence and Planning*, 25(4), 360-76.
- Nguyen TD (2009a), Place development: Attributes and business customer satisfaction in Tien Giang province, Vietnam, *Journal of Macromarketing*, 29(4), 384-91.
- Nguyen TD (2009b), Signal quality and service quality: A study of local and international MBA programs in Vietnam, *Quality Assurance in Education*, 17(4), 364-76.
- Nguyen TD & Barrett NJ (2006a), Market and learning orientations and the adoption of the internet by firms in transitional markets, *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 18(1), 29-42.
- Nguyen TD & Barrett NJ (2006b), The knowledge-creating role of the internet in international business: Evidence from Vietnam, *Journal of International Marketing*, 14(2), 116-47.
- Nguyen TD & Barrett NJ (2007), Internet-based knowledge internalization and firm internationalization: Evidence from Vietnam, *Advances in International Marketing*, 17, 369-94.
- Nguyen TD & Nguyen TTM (2011a), The WTO, marketing and innovativeness capabilities of Vietnamese firms, *Management Research Review*, 34(6), 712-26.
- Nguyen TD & Nguyen TTM (2011b), Enhancing relationship value between manufacturers and distributors through personal interaction: Evidence from Vietnam, *Journal of Management Development*, 30(4), 316-28.
- Nguyen TD & Nguyen TTM (2011c), An examination of selected marketing mix elements and brand relationship quality in transition economies: Evidence from Vietnam, *Journal of Relationship Marketing*, 10(1), 43-56.
- Nguyen TD & Nguyen TTM (2011d), Firm-Specific marketing capital and job satisfaction of marketers: Evidence from Vietnam, *The Learning Organization*, 18(3), 251-63.
-



- Nguyen TD & Nguyen TTM (2012), Psychological capital, quality of work life and quality of life of marketers: Evidence from Vietnam, *Journal of Macromarketing*, 32(1), 82-90.
- Nguyen TD, Barrett NJ & Fletcher R (2006), Information internalization and internationalization: Evidence from Vietnamese firms, *International Business Review*, 15(6), 682-701.
- Nguyen TD, Barrett NJ & Miller KE (2011), Brand loyalty in emerging markets, *Marketing Intelligence & Planning*, 29(3), 222-232, Emerald.
- Nguyen TD, Nguyen TTM & Barrett NJ (2006), Consumer choices based on signals: The case of mobile phone services in Vietnam, *Asia Pacific Advances in Consumer Research*, 7, 395-99.
- Nguyen TD, Nguyen TTM & Barrett NJ (2008), Consumer ethnocentrism, cultural sensitivity, and intention to purchase local products: Evidence from Vietnam, *Journal of Consumer Behaviour*, 7(1), 88-100.
- Nguyen TD, Shultz CJ & Westbrook DM (2012), Psychological hardiness in learning and quality of college life of business students: Evidence from Vietnam, *Journal of Happiness Studies*, 13(6), 1091-103.
- Nguyen TTM & Nguyen TD (2010a), Determinants of learning performance of business students in a transitional market, *Quality Assurance in Education*, 18(4), 304-16.
- Nguyen TTM & Nguyen TD (2010b), Learning to build quality business relationships in export markets: Evidence from Vietnamese exporters, *Asia Pacific Business Review*, 16(1&2), 203-20.
- Nguyen TTM, Barrett NJ & Nguyen TD (2004), Cultural sensitivity, information exchange, and relationship quality: The case of Vietnamese exporters and their Asian vs European importers, *Journal of Customer Behaviour*, 3(3), 281-303.
- Nguyen TTM, Barrett NJ & Nguyen TD (2007), The role of market and learning orientations in relationship quality: Evidence from Vietnamese exporters and their foreign importers, *Advances in International Marketing*, 17, 107-33.



- Nguyen TTM, Nguyen TD & Barrett NJ (2007), Hedonic shopping motivations, supermarket attributes and shopper loyalty in transitional markets: Evidence from Vietnam, *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 19(3), 227-39.
- Norusis MJ (1994), *SPSS Professional Statistics 6.1*, Chicago IL, SPSS Inc.
- Nunnally JC & Bernstein IH (1994), *Psychometric Theory*, 3<sup>rd</sup>ed, NewYork: McGraw-Hill.
- O'Conner GC, Rice M, Peters L & Veryzer RW (2003), Managing interdisciplinary, longitudinal research teams: Extending grounded theory-building methodologies, *Organization Science*, 14(4), 353-73.
- O'Leary Z (2004), *The Essential Guide to Doing Research*, London: Sage.
- Orlich DC (2002), *Designing Successful Grant Proposals*, Alexandria VA: Association for Supervision and Curriculum Development.
- Osgood CE (1952), The nature and measurement of meaning, *Psychological Bulletin*, 49(3), 197-237.
- Osgood CE, Succi GJ & Tannenbaum PH (1957), *The Measurement of Meaning*, Urbana, Ill: University of Illinois Press.
- Overton RC (2001), Moderated multiple regression for interactions involving categorical variables: A statistical control for heterogeneous variance across two groups, *Psychological Methods*, 6(3), 218-33.
- Pallant J (2001), *SPSS Survival Manual: A Step by Step Guide to Data Analysis Using SPSSa for Windows (Version 10)*, Chicago IL: Allen & Unwin.
- Patzer GL (1996), *Experiment-Research Methodology in Marketing: Types and Applications*, Westport CT: Quorum Books.
- Pedhazur EJ (1982), *Multiple Regression in Behavioral Research: Explanation and Prediction*, 2<sup>nd</sup>ed, New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Perry C (1998), Processes of a case study methodology for postgraduate research in marketing, *European Journal of Marketing*, 32(9/10), 785-802.

- Ping RA (1995), A parsimonious estimating technique for interaction and quadratic latent variables, *Journal of Marketing Research*, 32 August, 336-47.
- Podsakoff PM, MacKenzie SB, Lee, J-Y & Podsakoff NP (2003), Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies, *Journal of Applied Psychology*, 88(5), 879-903.
- Ramanathan R (2002), *Introductory Econometrics with Applications*, 5<sup>th</sup>ed, Fort Worth PA: Harcourt College.
- Reichenbach H (1938), *Experience and Prediction*, Chicago Ill: University of Chicago Press.
- Rosenthal R (1991), *Meta-Analytic Procedures for Social Research*, Newbury Park CA: Sage.
- Rosenthal R & DiMatteo MR (2001), Meta-analysis: Recent developments in quantitative methods for literature reviews, *Annual Review of Psychology*, 52(1), 59-82.
- Ryan TP (2007), *Modern Experimental Design*, Hoboken NJ: Wiley.
- Saris WE & Gallhoffer IN (2007), *Design, Evaluation, and Analysis of Questionnaires for Survey Research*, Hoboken NJ: Wiley.
- Saunders DR (1956), Moderator variables in prediction, *Educational and Psychological Measurement*, 16, 209-22.
- Scheaffer RL, Mendenhall W & Ott L (1990), *Elementary Survey Sampling*, 4<sup>th</sup>ed, Boston: PWS-Kent.
- Schriesheim CA, Eisenback RJ & Hill KD (1991), The effect of negation and polar opposite item reversals on questionnaire reliability and validity: An experimental investigation, *Educational and Psychological Measurement*, 51, 67-78.
- Schostak J (2006), *Interviewing and Representation in Qualitative Research*, New York: Open University Press.
- Schuman H & Presser S (1981), *Questions and Answers in Attitude Surveys*, London: Academic Press.

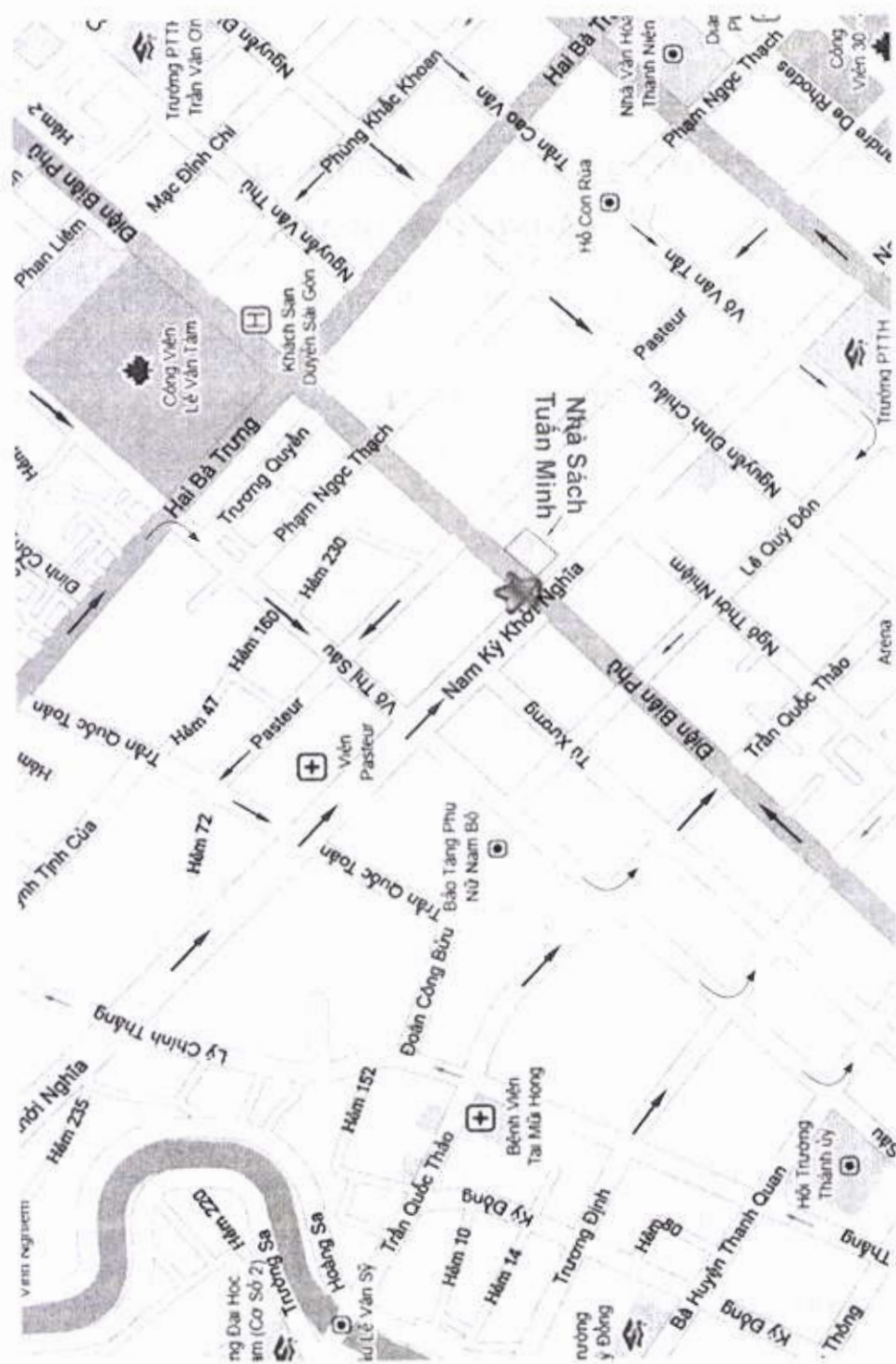


- Schwab DP (2005), *Research Methods for Organizational Studies*, 2<sup>nd</sup>ed, Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.
- Shah SK & Corley KG (2006), Building better theory by bridging the qualitative-quantitative divide, *Journal of Management Studies*, 43(8), 1821-35.
- Sharma S, Durand RM & Gur-Arie O (1981), Identification and analysis of moderator variables, *Journal of Marketing Research*, 18 August, 291-300.
- Shekedi A (2005), *Multiple Case Narrative: A Qualitative Approach to Studying Multiple Populations*, Amsterdam: John Benjamins.
- Simsex Z & Veiga JF (2000), The electronic survey technique: An integration and assessment, *Organisational Research Methods*, 3(1), 92-114.
- Singh J (1995), Measurement issues in cross-national research, *Journal of International Business Studies*, 26(3), 597-619.
- Sinkula JM, Baker WE & Noordewier TG (1997), A framework for market-based organizational learning: linking values, knowledge, and behavior, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 25(4), 305-18.
- Sirgy MJ, Efraty D, Siegel P & Lee D-L (2001), A new measure of quality of work life (QWL) based on need satisfaction and spillover theories, *Social Indicators Research*, 55, 241-302.
- Spector PE (2006), Method variance in organizational research: Truth or urban legend? *Organizational Research Methods*, 9(2), 221-32.
- Steenkamp J-BEM & van Trijp HCM (1991), The use of LISREL in validating marketing constructs, *International Journal of Research in Marketing*, 8(4), 283-99.
- Stenner P & Rogers RS (2004), Q methodology and qualquantology: The example of discriminating between emotions, trong *Mixing Methods in Psychology: The Interaction of Qualitative and Quantitative Methods in Theory and Practice*, Todd Z, Nerlich B, McKeown S & Clarke DD (eds), New York: Psychology Press, 99-118.



- Stevens J (2002), *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*, 4<sup>th</sup>ed, Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.
- Stevens SS (1951), Mathematics, measurement, and psychophysics, trong *Handbook of Experimental Psychology*, Stevens SS (ed), New York: Wiley, 1-49.
- Storberg-Walker J (2007), Understanding the conceptual development phase of applied theory-building research: A grounded approach, *Human Resource Development Quarterly*, 18(1), 63-90.
- Strauss A & Corbin J (1998), *Basics of Qualitative Research, Techniques and Procedures for Developing Grounded Theory*, 2<sup>nd</sup>ed, Thousand Oaks CA: Sage.
- Street DJ & Burgess L (2007), *Construction of Optimal Stated Choice Experiments: Theory and Methods*, Hoboken NJ: Wiley.
- Sudman S (1976), *Applied Sampling*, New York: Academic Press.
- Sutton RI & Staw BM (1995), What theory is not, *Administrative Science Quarterly*, 40 September, 371-84.
- Tabachnick BG & Fidell LS (2007), *Using Multivariate Statistics*, 5<sup>th</sup>ed, Boston: Pearson Education.
- Tashakkori A & Teddlie C (1998), *Mixed Methodology: Combining Qualitative and Quantitative Approaches*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Tashakkori A & Teddlie C (2003, eds), *Handbook of Mixed Methods in Social & Behavioral Research*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Teddlie C & Tashakkori A (2003), Major issues and controversies in the use of mixed methods in the social and behavioural science, trong, *Handbook of Mixed Methods in Social & Behavioral Research*, Tashakkori A & Teddlie C (eds), Thousand Oaks CA: Sage.
- Train KE (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge UK: Cambridge University Press.
- Wallace WL (1969), *Sociological Theory*, Chicago Ill: Aldine.

- Weick KE (1995), What theory is not, theorizing is, *Administrative Science Quarterly*, 40, 385-90.
- Wernerfelt B (1984), A resource-based view of the firm, *Strategic Management Journal*, 5, 171-80.
- Whetten DA (1989), What constitutes a theoretical contribution? *Academy of Management Review*, 14(4), 490-95.
- Williams LJ, Cote JA & Buckley MR (1989), Lack of method variance in self-reported affect and perceptions at work: Reality or artifact? *Journal of Applied Psychology*, 74, 462-68.
- Winer BJ, Brown DR & Michels KM (1991), *Statistical Principles in Experimental Design*, 3<sup>rd</sup>ed, New York: McGraw-Hill.
- Wise SL, Peters LH & O'Connor EJ (1984), Identifying moderator variables using multiple regression: A reply to Barrow and Kahl, *Journal of Management*, 10(2), 227-36.
- Wiseman F & Billington M (1984), Comments on a standard definition of response rate, *Journal of Marketing Research*, 21 August, 336-38.
- Yin RK (1994), *Case Study Research: Design and Methods*, Thousand Oaks CA: Sage.
- Zedeck S (1971), Problems with the use of "moderator" variables, *Psychological Bulletin*, 76(4), 295-310.
- Zaltman G, Lemasters K & Heffring M (1982), *Theory Construction in Marketing: Some Thoughts on Thinking*, New York: Wiley.
- Zeller AR & Carmines EG (1980), *Measurement in the Social Science: The Link between Theory and Data*, New York: Cambridge University Press.





**GIÁO TRÌNH**  
**PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU KHOA HỌC**  
**TRONG KINH DOANH**

**NGUYỄN ĐÌNH THỌ** (*Chủ biên*)

**NHÀ XUẤT BẢN TÀI CHÍNH**

*Chịu trách nhiệm xuất bản*

**NGUYỄN VĂN TÚC**

*Chịu trách nhiệm nội dung*

**NGUYỄN ĐÌNH THỌ**

*Sửa bản in*

**NGUYỄN THỊ THU HÀ**

*Vì tính và thiết kế bìa*

**NGUYỄN KIM ÂU**

Đơn vị liên kết : **NHÀ SÁCH TUẤN MINH**

Cơ sở 1 : 23 Đào Duy Từ, Phường 5, Quận 10, TP.HCM

ĐT : (08) 38.531.424

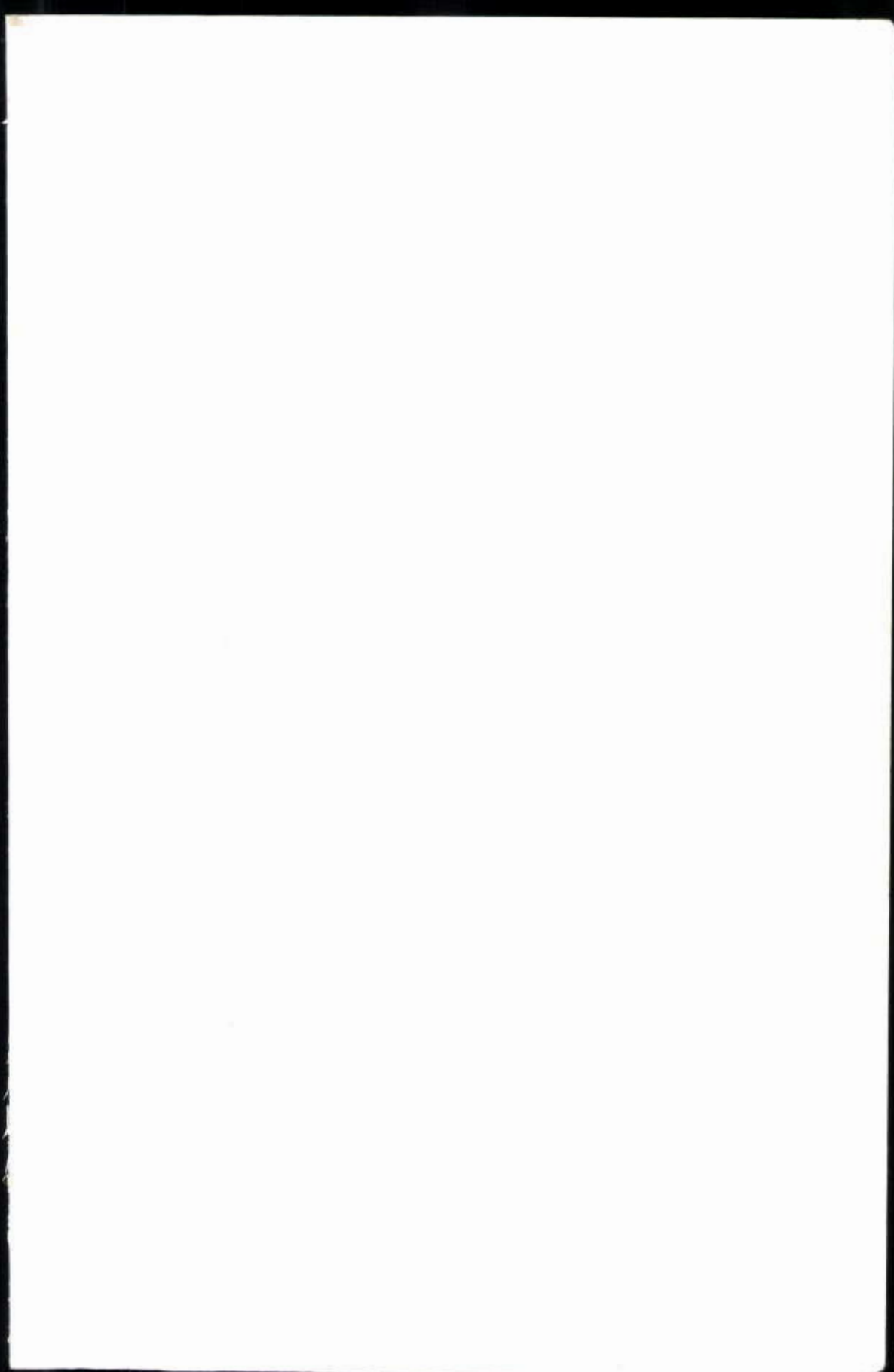
Cơ sở 2 : 237 Điện Biên Phủ, Phường 6, Quận 3, TP.HCM

ĐT : (08) 38.229.019

In 1000 cuốn khổ 16 x 24cm. Số đăng ký kế hoạch xuất bản:

16-2013/CXB/280-160/TC - QĐ số 185/QĐ-NXBTC ngày 4/9/2013.

In tại Công ty Cổ Phần in Thương Mại Đông Dương. In xong và nộp lưu chiểu  
quý I năm 2014.



 **TÌM ĐỌC**

NGUYỄN ĐÌNH THỌ - NGUYỄN THỊ MAI TRANG

NGHIÊN CỨU KHOA HỌC TRONG

# QUẢN TRỊ KINH DOANH



NHÀ XUẤT BẢN TÀI CHÍNH

**NHÀ SÁCH KINH TẾ TUẤN MINH**

Cơ sở 1 : 23 ĐÀO DUY TỬ, F.5, Q.10, TP.HCM

ĐT: 08.38.531.424

Cơ sở 2 : 237 Điện Biên Phủ, F.6, Q.3, TP.HCM

ĐT: 08.38.229.019



**Giá: 168.000đ**