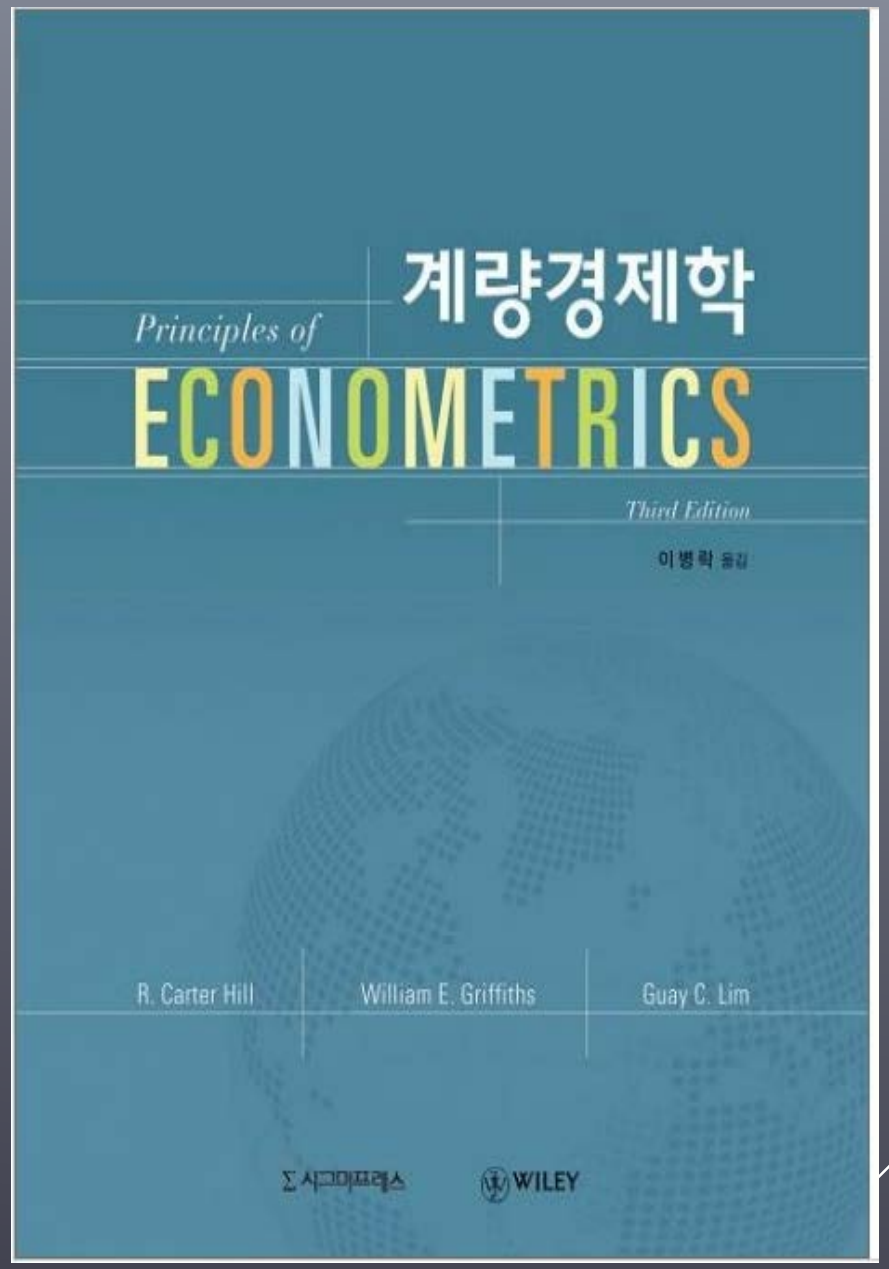

계량경제학
Principles of
ECONOMETRICS
Third Edition
이병락 옮김
R. Carter Hill
William E. Griffiths
Guay C. Lim
시그마프레스
WILEY

제5장
다중회귀 모형

- 다중회귀모형(multiple regression model)

 - 설명변수가 둘 이상인 경우

(예)

수요량 $\Leftarrow$ 해당상품 가격, 대체재 및 보완재 가격, 소득, 가족 수

투자 $\Leftarrow$ 이자율, 소득

- 단순회귀모형에서의 결과들은 대부분 그대로 성립함

- 단순회귀모형과의 차이

- 모수에 대한 해석이 약간 차이남

- 가설검정할 때 t-분포의 자유도가 달라짐

- 설명변수의 특성에 대한 가정이 약간 수정됨

5.1 서론: 모형설정과 자료

5.1.1 경제모형 설정

<햄버거 체인점 사례>

- 총수입은 가격과 광고비에 의존하고 선형관계라고 가정

$$S = \beta_1 + \beta_2 P + \beta_3 A$$

S : 월간 총수입=매출액 (단위: $1,000)

P : 취급 제품(햄버거, 튀김, 음료, 커피 등)의 평균가격 (단위: $1)

A : 월간 광고비 지출액 (단위: $1,000)

- **모수의 의미**

$$S = \beta_1 + \beta_2 P + \beta_3 A$$

- β_1 : 모든 설명변수가 동시에 0의 값일 때의 종속변수 값
  - 많은 경우 이 변수의 경제적 의미를 명백하게 해석하기 어려움
  - 거의 언제나 회귀모형에 포함되며,
    대체로 모형의 추정 결과를 개선하는데 도움을 줌

- β_2, β_3 : 모든 다른 설명변수들이 일정한 경우,
  한 설명변수가 한 단위 변화하면 종속변수가 얼마나 변화하는지를 나타냄

- **모수의 해석** $S = \beta_1 + \beta_2 P + \beta_3 A$

- $\beta_2 = \left.\frac{\Delta S}{\Delta P}\right|_{A\text{는 일정}} = \frac{\partial S}{\partial P}$

  - 광고비가 일정할 경우, 가격이 한 단위($1) 증가할 때 총수입의 변화($1,000)
  - $\beta_2 > 0$ 이면 가격비탄력적, $\beta_2 < 0$ 이면 가격탄력적

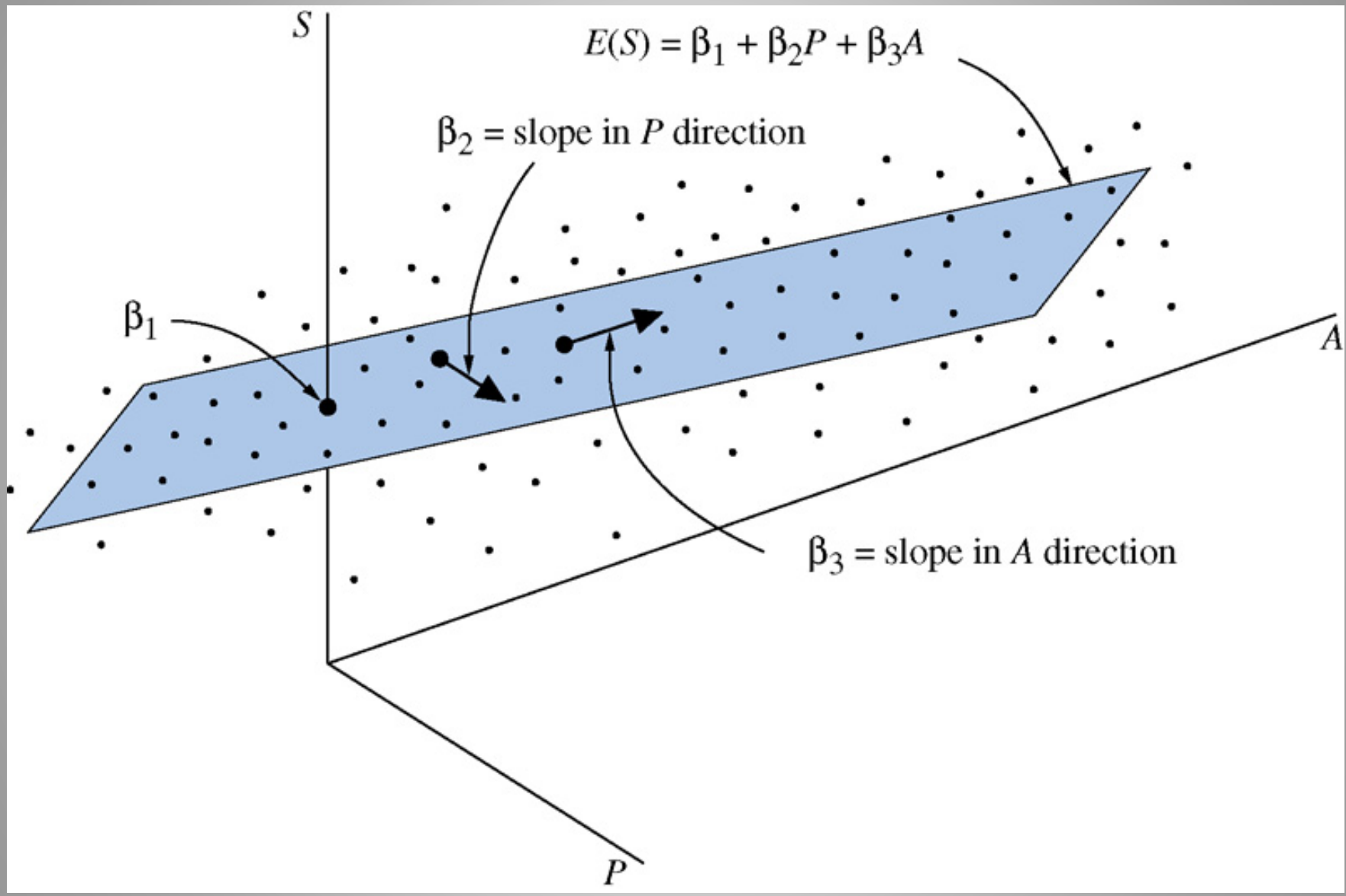
- $\beta_3 = \left.\frac{\Delta S}{\Delta A}\right|_{P\text{는 일정}} = \frac{\partial S}{\partial A}$

  - 가격이 일정할 경우, 광고비가 한 단위($1,000) 증가할 때 총수입의 변화($1,000)
  - $\beta_3 > 0$ 일 것으로 기대됨

<표 5.1> 월간 매출액, 가격, 광고비 자료

Table 5.1 Observations on Monthly Sales, Price, and Advertising in Big Andy's Burger Barn

City	Sales (S) $1000 units	Price (P) $1 units	Advertising (A) $1000 units
1	73.2	5.69	1.3
2	71.8	6.49	2.9
3	62.4	5.63	0.8
4	67.4	6.22	0.7
5	89.3	5.02	1.5
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
73	75.4	5.71	0.7
74	81.3	5.45	2.0
75	75.0	6.05	2.2
	Summary statistics		
Sample mean	77.37	5.69	1.84
Median	76.50	5.69	1.80
Maximum	91.20	6.49	3.10
Minimum	62.40	4.83	0.50
Std. Dev.	6.4885	0.5184	0.8317


S
$E(S) = \beta_1 + \beta_2 P + \beta_3 A$
β_2 = slope in P direction
β_1
A
β_3 = slope in A direction
P

5.1.2 계량경제모형

- i 번째 주의 통계자료를 하첨자 i 로 표시

$$S_i = E(S_i) + e_i = \beta_1 + \beta_2 P_i + \beta_3 A_i + e_i$$

- 이 식은 다음과 같이 표현될 수도 있음

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + e_i$$

- 변수 $X_{1i} = 1$ 이라고 생각할 수 있음
- $Y_i = S_i$, $X_{2i} = P_i$, $X_{3i} = A_i$

- **일반적인 다중회귀모형**

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \cdots + \beta_K x_{iK} + e_i$$

$$\beta_k = \left.\frac{\Delta E(y)}{\Delta x_k}\right|_{\text{other } x\text{'s held constant}} = \frac{\partial E(y)}{\partial x_k}$$

✓ 앞의 햄버거 체인점 모형은 $K = 3$ 인 경우로 볼 수 있음

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + e$$

- ***Assumptions of the Multiple Regression Model***

MR1. $y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_K x_{iK} + e_i,\ i = 1, \ldots, N$

MR2. $E(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_K x_{iK} \Leftrightarrow E(e_i) = 0$

MR3. $\text{var}(y_i) = \text{var}(e_i) = \sigma^2$

MR4. $\text{cov}(y_i, y_j) = \text{cov}(e_i, e_j) = 0$

MR5. The values of each x_{tk} are not random and are not exact linear functions of the other explanatory variables

MR6. $y_i \sim N\left[(\beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_K x_{iK}), \sigma^2\right] \Leftrightarrow e_i \sim N(0, \sigma^2)$

- 단순회귀모형에서의 가정과 대체로 유사함
- 설명변수가 확률변수인 경우는 Ch. 10에서 다룸
- 정확한 공선성(exact multicollinearity) 존재하면, OLS는 부적절함

5.2 다중회귀모형의 모수 추정

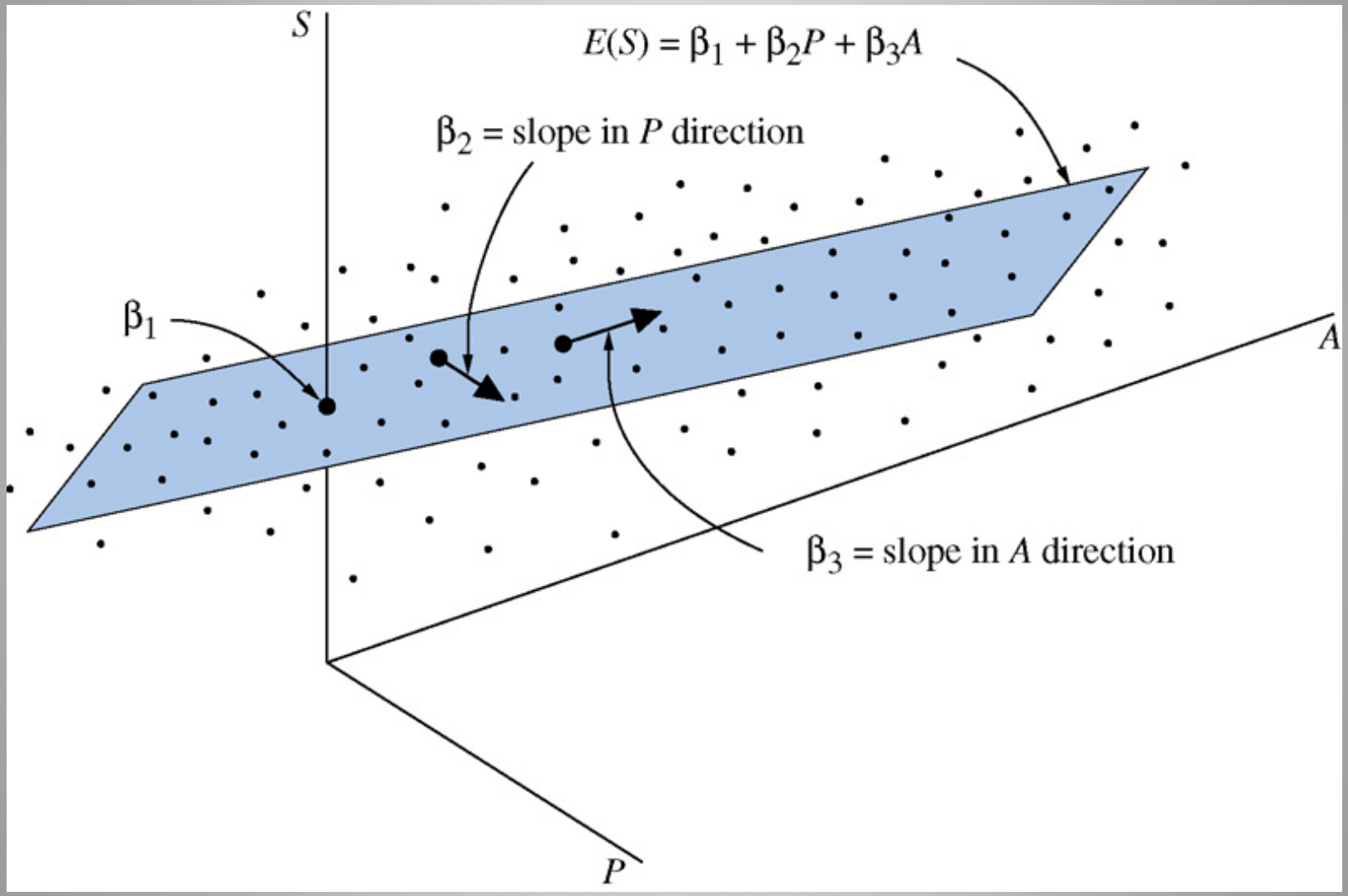
- 최소제곱원칙 적용, OLS 추정치 구함

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + e$$

$$S(\beta_1, \beta_2, \beta_3) = \sum_{i=1}^{N} \left(y_i - E(y_i) \right)^2$$

$$= \sum_{i=1}^{N} \left(y_i - \beta_1 - \beta_2 x_{i2} - \beta_3 x_{i3} \right)^2$$

- OLS 추정


S
E(S) = β1 + β2P + β3A
β2 = slope in P direction
β1
A
β3 = slope in A direction
P

- **OLS 추정 결과 (Eviews output)**

Table 5.2 **Least Squares Estimates for Sales Equation for Big Andy's Burger Barn**

Variable	Coefficient	Std. Error	*t*-Statistic	Prob.
C	118.9136	6.3516	18.7217	0.0000
P	−7.9079	1.0960	−7.2152	0.0000
A	1.8626	0.6832	2.7263	0.0080

$R^2 = 0.4483$ $SSE = 1718.943$ $\hat{\sigma} = 4.8861$ $\hat{\sigma}_y = 6.48854.$

▪ OLS 추정 결과 (Excel output)

회귀분석 통계량	
다중 상관계수	0.669521
결정계수	0.448258
조정된 결정계수	0.432932
표준 오차	4.886124
관측수	75

분산 분석

	자유도	제곱합	제곱 평균	F 비	유의한 F
회귀	2	1396.539	698.2695	29.24786	5.04E-10
잔차	72	1718.943	23.87421		
계	74	3115.482			

	계수	표준 오차	t 통계량	P-값	하위 95%	상위 95%	하위 95.0%	상위 95.0%
Y 절편	118.9136	6.351638	18.72172	2.21E-29	106.2519	131.5754	106.2519	131.5754
P	-7.90785	1.095993	-7.21524	4.42E-10	-10.0927	-5.72303	-10.0927	-5.72303
A	1.862584	0.683195	2.726283	0.008038	0.500659	3.22451	0.500659	3.22451

▪ 햄버거 체인점 모형의 추정결과 및 해석

$$\hat{S}_i = 118.91 - 7.908P_i + 1.863A_i$$

- 가격이 $1 인상될 경우, 주당 수입은 $7,908 하락할 것으로 추정됨

= 가격을 $1 인하할 경우, 주당 수입이 $7,908 증가할 것으로 추정됨

⇒ 점심특선 등 스페셜 메뉴를 제시하여 가격을 인하시키는 전략을 실시한다면, 총수입(매출액)을 증가시킬 수 있음

- 광고비 지출이 $1,000 증가하면,
  주당 수입이 $1,863 증가할 것을 추정됨

⇒ 추가적인 생산에 따르는 비용과 함께 이 정보를 사용하면,
광고비의 증가가 이윤을 증가시킬 수 있는지 판단할 수 있음

- 절편은 경제적 의미가 없음, 모형의 예측력을 향상시키는데 도움됨

▪ 햄버거 체인점 모형의 추정결과를 이용한 예측

$$\hat{S}_i = 118.91 - 7.908P_i + 1.863A_i$$

- 경영진이 가격은 \$5.5, 광고비가 \$1,200인 경우의 총수입을 예측하고 싶다면?

⇒ 총수입 예측값은 약 \$77,656

$$\hat{S} = 118.91 - 7.908\,PRICE + 1.863\,ADVERT$$

$$= 118.914 - 7.9079 \times (5.5) + 1.8626 \times (1.2) = 77.656$$

✓ 가격을 계속 낮추면, 총수입은 계속 증가하는가?

⇒ 표본 값과 아주 다른 극단적인 설명변수 값으로 종속변수의 값을 예측하는 것은 문제를 일으킬 수 있음

5.1.3 오차항 분산의 추정

$$\sigma^2 = \mathrm{var}(e_i) = E(e_i^2)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{e}_i^2}{N-K}$$

$$\hat{e}_i = y_i - \hat{y}_i = y_i - \left(b_1 + b_2 x_{i2} + b_3 x_{i3}\right)$$

- **오차항 분산의 추정**

$$SSE = \sum_{i=1}^{N} \hat{e}_i^2 = 1718.943$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^{75} \hat{e}_i^2}{N-K} = \frac{1718.943}{75-3} = 23.874$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{23.874} = 4.8861$$

5.3. OLS 추정량의 표본추출 특성

- Gauss-Markov Theorem

  : OLS 추정량은 최우수 선형 불편 추정량 (BLUE)

- 오차가 정규분포한다면, OLS 추정량도 정규분포함
- 오차가 정규분포 않더라도,

  표본이 충분히 크면 OLS 추정량도 정규분포함

  (중심극한정리, $(N-K)>50$)

➢ 이러한 사실은 구간추정 및 가설검정에서 매우 중요한 역할을 함

▪ OLS 추정량의 분산

- 추정량의 분산 $Var(b_k)$ 가 작을수록,
  추정치 b_k 를 신뢰할 수 있음

$$\text{var}(b_2) = \frac{\sigma^2}{(1-r_{23}^2)\sum_{i=1}^{N}(x_{i2}-\bar{x}_2)^2}$$

$$r_{23} = \frac{\sum(x_{i2}-\bar{x}_2)(x_{i3}-\bar{x}_3)}{\sqrt{\sum(x_{i2}-\bar{x}_2)^2\sum(x_{i3}-\bar{x}_3)^2}}$$

✓ 어떻게 하면 $Var(b_k)$ 를 작게 할 수 있을까?

- **다음 경우에 추정량의 분산이 작아짐**

$$\mathrm{var}(b_2) = \frac{\sigma^2}{(1-r_{23}^2)\sum_{i=1}^{N}(x_{i2}-\bar{x}_2)^2}$$

- 오차항의 분산이 작을수록 ($\sigma^2 \to 0$)
- 표본의 크기가 클수록 ($N \to \infty$)
- 설명변수 값이 흩어져 있을수록 ($\sum_{i=1}^{N}(x_{i2}-\bar{x}_2)^2 \to \infty$)
- 설명변수들 사이에 관련이 없을수록 ($r_{23}^2 \to 0$)

✓ If $r_{23}^2 \to 1$, then $Var(b_2) \to \infty$ (다중공선성 문제)

5.3.2 오차가 정규분포할 경우, OLS 추정량의 특성

- 다중회귀모형에 대한 가정 MR1~MR5이 충족될 경우,
  OLS 추정량 b_k 는 모수 β_k 의 최우수 선형불편추정량(BLUE)임
  (Gauss-Markov Theorem)
- 오차 e_t 가 정규분포를 한다는 가정(MR6)이 추가될 경우,
  종속변수 Y 도 정규분포를 함

$$y_i \sim N\left[(\beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \cdots + \beta_K x_{iK}), \sigma^2\right] \Leftrightarrow e_i \sim N(0, \sigma^2)$$

- OLS 추정량은 종속변수의 선형함수이므로,
  OLS 추정량도 정규분포를 함

$$b_k \sim N\left[\beta_k, \mathrm{var}\left(b_k\right)\right]$$

$$b_k \sim N\left[\beta_k, \operatorname{var}(b_k)\right]$$

- b_k 를 표준화시키면, 아래 z 는 표준정규분포를 함

$$z = \frac{b_k - \beta_k}{\sqrt{\operatorname{var}(b_k)}} \sim N(0,1), \text{ for } k = 1, 2, \ldots, K$$

- $\operatorname{var}(b_k)$ 를 $\hat{\operatorname{var}}(b_k)$ 로 대체시키면, 아래 통계량은 t-분포를 함

$$t = \frac{b_k - \beta_k}{\sqrt{\widehat{\operatorname{var}}(b_k)}} = \frac{b_k - \beta_k}{\operatorname{se}(b_k)} \sim t_{(N-K)}$$

➢ 이 결과는 구간추정 및 가설검정에 사용됨

5.4 구간추정법

- 미지의 모수에 대한 구간추정값은 다음의 확률 표현에 기초함

$$P(-t_c < t < t_c) = 1-\alpha \qquad P\left(-t_c \le \frac{b_2-\beta_2}{\mathrm{se}(b_2)} \le t_c\right) = 1-\alpha$$

  - 여기서 t_c 는 자유도 $(N-K)$ 인 t-분포의 임계값

- β_k 의 $100(1-\alpha)\%$ 신뢰구간 추정량은 다음과 같음

$$[b_k - t_{(1-\alpha/2,\, N-K)} \times \mathrm{se}(b_k),\ b_k + t_{(1-\alpha/2,\, N-K)} \times \mathrm{se}(b_k)]$$

  - $\alpha = 0.05$ 경우, $(N-K) = (75-3) = 72$, $t_c = 1.993$

$$P\left[b_2 - 1.993 \times \mathrm{se}(b_2) \le \beta_2 \le b_2 + 1.993 \times \mathrm{se}(b_2)\right] = 0.95$$

▪ 햄버거 체인점 사례의 구간예측

- β_2 에 대한 95% 신뢰구간, 혹은 예측구간

$$P\left[b_2 - 1.993 \times \text{se}(b_2) \le \beta_2 \le b_2 + 1.993 \times \text{se}(b_2)\right] = 0.95$$

$$\left[b_2 - 1.993 \times \text{se}(b_2),\ b_2 + 1.993 \times \text{se}(b_2)\right]$$

$$(-10.092,\ -5.724)$$

- β_3 에 대한 95% 신뢰구간, 혹은 예측구간

$$(1.8626 - 1.993 \times 0.6832,\ 1.8626 + 1.993 \times 0.6832) = (0.501,\ 3.224)$$

- 위 구간이 모수 β_k 를 포함할 확률은 $100(1-\alpha)\% = 95\%$

▪ 햄버거 체인점 사례의 구간추정에 대한 해석

- β_2 의 95% 신뢰구간 추정치는 $(-10.092, -5.724)$

⇒ 가격이 $1 하락하면, $5,724~$10,092 사이의 어떤 값만큼 매출액(총수입)이 증가한다는 의미

- β_3 에 대한 95% 신뢰구간 추정치는 $(0.501, 3.224)$

⇒ 광고비 지출이 $1,000 증가하면, 총수입은 $501~$3,224 사이의 어떤 값만큼 증가한다는 의미

5.5 모수 추정치 각각에 대한 가설검정

(1) 단일 계수에 대한 유의성 검정 (양측검정의 한 사례)

① 햄버거 체인점의 총수입은 가격에 의존하는가?

- 가설: $H_0 : \beta_2 = 0 \qquad H_1 : \beta_2 \neq 0$
- 검정통계량: $t = \dfrac{b_2}{se(b_2)} \sim t_{(N-K)}$
- 유의수준 선택: $\alpha = 0.05$
- 임계값 및 기각역: 자유도=75-3=72이므로 임계값은 $t_c = \pm 1.993$

  기각역은 $|t| \geq 1.993$
- t-통계량 및 P-값 계산: $t = \dfrac{b_2}{se(b_2)} = \dfrac{-7.908}{1.096} = -7.215$

$$P\left(t_{(72)} > 7.215\right) + P\left(t_{(72)} < -7.215\right) = 2 \times (2.2 \times 10^{-10}) = .000$$

- 검정결과: $-7.215 < -1.993 \qquad P = 0.000 < 0.05 = \alpha$

따라서 귀무가설 기각, 즉 매출액은 가격에 의존함

(1) 단일 계수에 대한 유의성 검정 (양측검정의 한 사례)

② 햄버거 체인점의 총수입은 광고비 지출에 의존하는가?

- 가설: $H_0 : \beta_3 = 0 \quad H_1 : \beta_3 \neq 0$
- 검정통계량: $t = \dfrac{b_3}{se(b_3)} \sim t_{(N-K)}$
- 유의수준 선택: $\alpha = 0.05$
- 임계값 및 기각역: 자유도=75-3=72이므로 임계값은 $t_c = \pm 1.993$

  기각역은 $|t| \geq 1.993$
- t-통계량 및 P-값 계산: $t = \dfrac{1.8626}{.6832} = 2.726$

  $$P\left(t_{(72)} > 2.726\right) + P\left(t_{(72)} < -2.726\right) = 2 \times 0.004 = 0.008$$
- 검정결과: $2.726 > 1.993$, $P = 0.008 < 0.05 = \alpha$

  따라서 귀무가설 기각, 즉 수입은 광고비 지출에 의존함

- **OLS 추정 결과 (Eviews output)**

Table 5.2 Least Squares Estimates for Sales Equation for Big Andy's Burger Barn

Variable	Coefficient	Std. Error	*t*-Statistic	Prob.
C	118.9136	6.3516	18.7217	0.0000
P	−7.9079	1.0960	−7.2152	0.0000
A	1.8626	0.6832	2.7263	0.0080
$R^2 = 0.4483$	$SSE = 1718.943$	$\hat{\sigma} = 4.8861$	$\hat{\sigma}_y = 6.48854.$	

(2) 수요의 가격탄력성에 대한 가설검정 (단측검정의 사례)

- 귀무가설: $H_0 : \beta_2 \geq 0$ (가격 인하하면 총수입 불변 혹은 감소,
  즉 수요가 단위탄력적이거나 비탄력적)
- 대립가설: $H_1 : \beta_2 < 0$ (가격 인하하면 총수입 증가, 수요가 탄력적)
- 검정통계량: $t = \dfrac{b_2}{se(b_2)} \sim t_{(N-K)}$
- 유의수준 선택: $\alpha = 0.05$
- 임계값 및 기각역: 자유도=75-3=72이므로 $P(t_{(72)} \leq t_c) = 0.05$ 를
  만족시키는 임계값은 $t_c = -1.666$, 기각역은 $t < -1.666$
- t-통계량 및 P-값 계산: $t = \dfrac{-7.908}{1.096} = -7.215$ $P(t_{(72)} < -7.215) = 0.000$
- 검정결과: -7.215<-1.666, $P = 0.000 < 0.05 = \alpha$

따라서 귀무가설 기각, 즉 수요는 탄력적임

(3) 광고의 효율성에 대한 가설검정 (단측검정의 사례)

- 귀무가설: $H_0 : \beta_3 \le 1$ (광고 비효율적)
- 대립가설: $H_1 : \beta_3 > 1$ (광고비 지출액 이상으로 총수입 증가, 효율적)
- 검정통계량: $t = \dfrac{b_3 - 1}{se(b_3)} \sim t_{(N-K)}$
- 유의수준 선택: $\alpha = 0.05$
- 임계값 및 기각역: 자유도=75-3=72이므로 $P(t_{(72)} \ge t_c) = 0.05$ 를 만족시키는 임계값은 $t_c = 1.666$, 기각역은 $t > 1.666$
- t-통계량 및 P-값 계산: $t = \dfrac{1.8626 - 1}{0.6832} = 1.263$ $P(t_{(72)} > 1.263) = 0.105$
- 검정결과: 1.263<1.666 $P = 0.105 > 0.05 = \alpha$

따라서 귀무가설 채택, 즉 광고는 비효율적임

5.6 적합도 측정 (Measuring Goodness of Fit)

- 결정계수 (coefficient of determination)

 - 종속변수의 총변동 중에서

  '모든' 설명변수가 얼마나 설명하고 있는지를 측정

 - 추정된 회귀모형의 예측 능력을 측정하는 수단

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{y}_i - \bar{y}\right)^2}{\sum_{i=1}^{N}\left(y_i - \bar{y}\right)^2}$$

$$= 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N}\hat{e}_i^2}{\sum_{i=1}^{N}\left(y_i - \bar{y}\right)^2}$$

- **햄버거 체인점 사례의 경우**

$$SST = 74 \times 6.48854^2 = 3115.485$$

$$SSE = 1718.943$$

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{e}_i^2}{\sum_{i=1}^{N} (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{1718.943}{3115.485} = 0.448$$

▪ Eviews output

Dependent Variable: SALES
Method: Least Squares
Date: 11/04/10 Time: 23:29
Sample: 1 75
Included observations: 75
SALES=C(1)+C(2)*PRICE+C(3)*ADVERT

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	118.9136	6.351638	18.72172	0.0000
C(2)	-7.907854	1.095993	-7.215241	0.0000
C(3)	1.862584	0.683195	2.726283	0.0080

R-squared	0.448258	Mean dependent var	77.37467
Adjusted R-squared	0.432932	S.D. dependent var	6.488537
S.E. of regression	4.886124	Akaike info criterion	6.049854
Sum squared resid	1718.943	Schwarz criterion	6.142553
Log likelihood	-223.8695	Hannan-Quinn criter.	6.086868
F-statistic	29.24786	Durbin-Watson stat	2.183037
Prob(F-statistic)	0.000000		

▪ OLS 추정 결과 (Excel output)

회귀분석 통계량	
다중 상관 계수	0.669521
결정계수	0.448258
조정된 결정계수	0.432932
표준 오차	4.886124
관측수	75

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^{N} \hat{e}_i^2}{\sum_{i=1}^{N} (y_i - \bar{y})^2} = 1 - \frac{1718.943}{3115.485} = 0.448$$

분산 분석

	자유도	제곱합	제곱 평균	F 비	유의한 F
회귀	2	1396.539	698.2695	29.24786	5.04E-10
잔차	72	1718.943	23.87421		
계	74	3115.482			

	계수	표준 오차	t 통계량	P-값	하위 95%	상위 95%	하위 95.0%	상위 95.0%
Y 절편	118.9136	6.351638	18.72172	2.21E-29	106.2519	131.5754	106.2519	131.5754
P	-7.90785	1.095993	-7.21524	4.42E-10	-10.0927	-5.72303	-10.0927	-5.72303
A	1.862584	0.683195	2.726283	0.008038	0.500659	3.22451	0.500659	3.22451

- **조정된 결정계수 (**adjusted-R^2), $\overline{R}^2$
- 변수가 추가될수록 SSE 는 감소하고, 그 결과 R^2 는 증가
  - 회귀모형에 $(N-1)$개의 설명변수가 포함되면, $R^2=1$
- 이러한 문제점을 보완하기 위해 결정계수를 자유도로 조정해 준 '조정된 결정계수'를 측정함

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{SSE/(N-K)}{SST/(N-1)}$$

  - 설명변수가 추가되면,

    $(N-K)$를 줄여 SSE 의 감소를 상쇄시키게 됨
  - $\overline{R}^2$ 는 설명된 변동의 백분율을 의미하지 않음에 주의

▪ Eviews output

Dependent Variable: SALES
Method: Least Squares
Date: 11/04/10 Time: 23:29
Sample: 1 75
Included observations: 75
SALES=C(1)+C(2)*PRICE+C(3)*ADVERT

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	118.9136	6.351638	18.72172	0.0000
C(2)	-7.907854	1.095993	-7.215241	0.0000
C(3)	1.862584	0.683195	2.726283	0.0080

R-squared	0.448258	Mean dependent var	77.37467
Adjusted R-squared	0.432932	S.D. dependent var	6.488537
S.E. of regression	4.886124	Akaike info criterion	6.049854
Sum squared resid	1718.943	Schwarz criterion	6.142553
Log likelihood	-223.8695	Hannan-Quinn criter.	6.086868
F-statistic	29.24786	Durbin-Watson stat	2.183037
Prob(F-statistic)	0.000000		

- **상수항이 없는 회귀모형에서의 결정계수**

- 회귀모형에 절편항이 없으면 다음과 같아짐

$$\sum_{i=1}^{N}\left(y_i-\bar{y}\right)^2 \neq \sum_{i=1}^{N}\left(\hat{y}_i-\bar{y}\right)^2+\sum_{i=1}^{N}\hat{e}_i^2$$

$$SST \neq SSR + SSE$$

- 따라서 컴퓨터 SW가 계산해 주는 R^2 는
  통상적인 결정계수의 의미를 가지지 못함
  즉 컴퓨터 SW가 계산해 준 값을 "총변동에 대한 설명된 변동의 백분율"이라는 식으로 해석할 수 없음