#### 계량분석 OLS Assumptions (II)

김현우, PhD<sup>1</sup>

1 충북대학교 사회학과 조교수

December 6, 2021



# 진행 순서

- ① 오차항의 가정: 조건부 영평균
- 2 오차항의 가정: 등분산성
- ⑤ 오차항의 가정: 자기상관 없음
- ◑ 오차항의 가정: 정규성
- 회귀 가정에 대한 코멘트

조건부 영평균은 개념적으로 혼동스러우니 주의해야 한다.

- 먼저 조건부 영평균의 의미를 살펴보자. 조건부 기댓값(conditional expectation) 개념을 수학적으로 꼼꼼히 살펴보지 않고 넘어가기 때문에 혼란스러울 수 있다.
- 이것은 어떤 독립변수가 데이터 안에서 "특정 값"을 가진다고 전제하고(X = x) 모형에서 구한 오차항의 평균값이 0이라는 가정이다.

$$E(\epsilon_i|X)=0$$

• 만약 지도배부 수(map)로 이용객 수(rider)를 예측한다고 하자. 지도배부 수가 0일 때도, 100일 때도, 200일 때도, 추정 이후 모형에서 남은 오차항은 평균적으로 0이어야 한다.



이 가정은 평균 독립성(mean independence)이라고도 불리운다(Allison 1998).

• 비확률적 독립변수(non-stochastic Xs)와 조건부 영평균 덕택에 다음의 식이 성립한다(Why?).

$$E(y|X) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + ... + \beta_k X_k$$

• 조건부 영평균 덕택에 다음의 식도 성립한다(Why?).

$$Cov(\epsilon_i|X_i) = 0$$



의외로 기본인데 혼동하는 부분은 조건부 영평균과 영평균(zero mean)이 다르다는 사실이다.

• 영평균은 가정이고 뭐고 상관없이 정규방정식(normal equation)으로부터 당연히 도출된다(Why?).

$$E(\epsilon_i) = 0$$

- 게다가 그 실질적인 의미도 사뭇 다르다. 영평균은 무조건 평균(unconditional mean)에 관한 것이다.
- 교과서에 따라서는 영평균을 조건부 영평균 대신 써놓는 경우가 있다. 둘 중 하나로 보인다: (1) 독립변수 X<sub>i</sub>가 임의로 주어지는 처치(random treatment)로 전제되는 경우이다. 이 경우에는 자동적으로 Cov(X<sub>i</sub>, e<sub>i</sub>)=0 전제가 확립되므로 조건을 붙일 필요조차 없다(Why?). (2) 저자도 혼동한 경우이다.



조건부 영평균은 상수를 모형 안에 넣으면 자동적으로 성립한다.

- 회귀식의 상수는 괜히 있는 것이 아니다. 설령  $E(\epsilon_i|X)=0$ 가 성립하지 않더라도 그것을 성립시키기 위해 적절히 오차항에 더하기 빼기를 추가할 수 있고, 그만큼을 상수항에서 흡수해주면 이 가정을 무조건 성립시킬 수 있기 때문이다.
- 즉  $\mathrm{E}(\epsilon_{\mathbf{i}}|\mathbf{X}) \neq 0$  이더라도  $\mathrm{E}(\epsilon_{\mathbf{i}}'|\mathbf{X}) = 0$  이 되도록  $\mu$ 를 더하고 빼주면 된다.

$$y = (\beta_0 + \mu) + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + (\epsilon - \mu)$$
  
=  $\beta'_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_k X_k + \epsilon'$ 

- 물론 이 경우  $\beta_0$  대신  $\beta_0'$ 를 얻었으므로 추정된 상수는 왜곡된다(biased).
- 그러므로 수리적 이론에 따라 "상수가 반드시 없어야 한다면" 이 가정은 성립하지 않을수도 있다.



조건부 영평균은 특히 모형 설정(model specification)에 민감하다.

- "왜곡되지 않은 상수 추정을 전제로 했을 때" 조건부 영평균 가정은 주로 모형설정 오류(model misspecification)나 변수의 측정오류(measurement error) 등으로 이해 위협받는다.
- 만약 진정한 y와 X의 관계를 잘 반영하지 않는 회귀모형을 데이터에 적합시켰다면 조건부 영평균이 성립하리라고 기대하기 어렵다. 그러나 완전모형 설정(perfect model specification)은 보통 불가능하므로 이 부분은 결국 이론(과 기존문헌)에 의존할 수 밖에 없다.



조건부 영평등의 진단법은 약간 애매하지만 그래프로 살펴보는 것이 보통인 듯 하다([Stata 코드] 참고).

- 이 가정은 사실 모집단 회귀모형(population regression model)의 오차항에 관한 것이므로 표본상에서 잔차항을 열심히 살펴본다고 해서 가정 성립 여부를 직접 검증할 수 없다. 하지만 표본상에서 주어진 X<sub>i</sub>에 대해 e<sub>i</sub>가 어떻게 움직이는지 살펴본다면 대략 이 가정이 모집단에서 성립할 것인지 짐작할 수 있다.
- Stata에서 비선형관계를 선형모형으로 적합시킨 다음, 잔차(residuals)를 계산하고 이를 독립변수 X에 대해 산포도와 적합선을 그려보자. 이러한 그림을 RVP (Residuals-Versus-Predictor) 도표라고 부른다.
- $E(\epsilon_i|X_i)=0$ 가 성립한다면 상식적으로 RVP 도표는 0 부근에 "계속해서" 수평선이어야 한다.
- 선형모형에서 그린 RVP 도표와 비선형모형에서 그린 RVP 도표를 비교해보자.



등분산성은 X에 따라 오차항의 분산이 체계적으로 변화하지 않는다는 의미이다.

• 이 가정의 의미도 엄격하게 이해해야 한다. 독립변수가 "특정 값"을 취했을 때, 그 "특정 값" 안에서 다시 오차항의 분산은 일정하여 마치 상수와 같다는 의미이다.

$$Var(\epsilon_i|X) = Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = \sigma^2$$

- 가장 흔한 원인으로 두 가지가 지목된다: (1) 변수에 이상점(outliers)이 있거나 분산이 커서 들쭉날쭉한 값이 끼어있는 경우와 (2) 모형에 반드시 있어야 하는 변수가 빠져 불완전한 모형 설정(model misspecification)이 이루어진 경우이다.
- 등분산성이 위배되는 상황을 이분산성(heteroscedasticity)이라고 부른다



등분산성 가정을 확인해보기 위해 RVP 도표나 RVF 도표를 그려보는 것이 가장 기본적인 진단법이다([Stata 코드] 참고).

- Stata에서 시뮬레이트된 자료와는 달리 일부러 불완전한 모형을 만들어 회귀분석을 해보자. 추정된 잔차항과 독립변수와의 관계를 살펴보면 독립변수가 변화할 때 추정된 잔차항의 분산도 변화하는 현상을 확인할 수 있다.
- 다음에는 완전한 모형을 만들어 회귀분석을 해보자. 다시 추정된 잔차항과 독립변수와의 관계를 살펴보면 독립변수가 변화하더라도 추정된 잔차항의 분산은 일정함을 확인할 수 있다.
- 좀 더 복잡한 방법은 Breusch-Pagan 검정이 있다. 영가설은 등분산성이고 대립가설은 이분산성인  $\chi^2$  검정의 일종이다. 대부분의  $\chi^2$  검정이 그러하듯 이 검정도 표본 수에 지나치게 민감하다는 단점이 있다.

 $H_0: Var(\epsilon) = \sigma^2$ 

 $H_a: Var(\epsilon) \neq \sigma^2$ 



이분산성 상황에 대해서도 여러가지 대응책이 있다([Stata 코드] 참고).

- 만약 이상점이 존재하는 상황이라면 이것을 제거하고 다시 회귀분석을 수행하면 된다.
- 변수의 분산이 크다면 로그 변환을 시도해 볼 수 있다. 이런 식의 로그 변환은 특별히 분산안정화 변환(variance-stabilizing transformation)이라고도 불리운다.
- 일반적인 표준오차 대신 강건표준오차(robust standard error)를 보고한다. Stata 에서 이것은 regress 명령어 뒤에 robust 옵션을 붙여서 손쉽게 얻어낼 수 있다.



- 위의 모든 방법으로도 이분사성 문제가 심각하게 남아있는 경우 최후의 수단으로 가중최소자승(Weighted Least Square; WLS)을 사용한 회귀분석을 수행할 수 있다.
- 이는 단순최소자승(OLS) 대신 이분산을 야기하는 구조 그 자체를 모형 속에 고려하는 방법으로 계산 논리는 흥미롭지만 현실적으로 이분산 구조를 모형 속에 제대로 구현하지 못할 경우 더 큰 문제를 야기할 수 있으므로 보통 추천되지 않는다.
- 등분산성 가정이 위배되더라도 추정값의 표준오차(standard errors)에 큰 차이가 없으면 너무 걱정하지 않아도 된다. 또 다양한 방법으로 모형을 추정해 보고 나란히 보고하여 얼마나 추정이 강건한가를 역설할 수도 있다. 온라인 부록도 물론 활용할 수 있다.



자기상관 없음은 데이터 안에서 오차항 사이에는 특별한 상관관계가 없어야 한다는 의미이다.

• 데이터에 대해 모형을 적합시킨 뒤, 임의의 i 번째 사례에 대해 추정된 오차항(e<sub>i</sub>)과 (그와는 다른) j 번째 사례에 대해 추정된 오차항(e<sub>i</sub>) 사이에 공분산(covariance)이 0 이라면 상관관계가 없다고 할 수 있다.

$$Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$$

- 이 가정은 직관적으로 좀처럼 이해하기 어려울 수 있다. 개별 사례들의 성격은 오로지 모형 속에 추가된 독립변수로 공통점을 완전히 설명할 수 있으므로 (설명하지 못하고 남은) 오차항 사이에는 평균적으로 아무런 공통점도 남아있지 않다는 가정이다.
- (분석단위가 개인인 경우) 사회학이나 사회역학(social epidemiology)의 세계관에서 이 가정은 특히 문제가 된다. 사회학자들은 개인이 독립적으로 존재하는 단위가 아니라 일정한 사회적 영향력을 서로 공유하고 있다고 보기 때문이다.



- 이것이 위배되는 가장 흔한 원인은 시공간적 자기상관(autocorrelation)이 존재하기 때문이다.
- 시계열적 자기회귀(time-series autoregression)는 현재의 오차항(e<sub>t-1</sub>)이 과거의 오차항(e<sub>t-1</sub>)과 자기상관을 갖는 현상을 지칭한다. "오늘의 나를 가장 잘 설명하는 변수는 과거의 나" 라는 사실을 떠올리자.
- 공간적 자기회귀(spatial autoregression)는 특정 지역의 오차항이 그 근린의 오차항과 자기상관을 갖는 현상을 지칭한다. "가까운 것은 먼 것보다 중요하다(Near things are more related than distant things)"는 토블러의 지리학 제1법칙 (Tobler's First Law of Geography)을 떠올릴 것.
- 뒤집어 말하자면, 이렇게 시계열 데이터(time-series data)나 공간 데이터(spatial data)가 주어진 경우 평범한 단순최소자승(OLS) 회귀분석으로는 적절한 분석이 불가능한 까닭을 여기서 파악할 수 있다.



자기상관 없음의 진단법은 지금 고민할 필요가 없다.

- 자기상관의 진단법 자체가 이미 수준 높은 고급사회통계학의 영역이다.
- 예컨대 흔히 시계열분석에서는 Durbin-Watson 통계량(statistic)부터 공부하기 시작하고, 공간회귀분석에서는 Moran's I부터 공부하기 시작하는데 이미 계량분석 (I)의 단계를 훨씬 넘어선 것이다.
- 데이터의 수집 과정과 성격 자체를 들여다보고 자기상관이 존재할 것인지를 판단하자.



#### 자기상관이 존재하는 경우에도 대응책은 마련되어 있다.

- 가장 단순한 방법은 애시당초 순수한 임의표집(random sampling)으로 자기상관이 존재하지 않도록 하는 것이다. 이것은 여러가지 의미에서 현실적으로 불가능한 경우가 많다.
- 다음으로 일반적인 표준오차 대신 강건표준오차(robust standard error) 혹은 군집표준오차(clustered standard error)를 보고한다. Stata에서는 regress 명령어 뒤에 robust 옵션 또는 cluster(·)를 붙여서 얻는다.
- 또다른 방법은 자기상관의 구조를 직접 모델링하여 구현하는 것이다. 시계열분석 (time-series analysis)나 공간회귀분석(spatial regression analysis), 소셜네트워크 회귀모형(social network regression modeling) 등은 이런 맥락에서 발전하였다.



등분산성 가정과 자기상관 없음 가정은 사실 밀접하게 연관되어 있다.

• 오차항의 공분산행렬(variance-covariance matrix)은 다음과 같이 가정된다.

$$Cov(e_i,e_j) = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

• 대각행렬 부분이 바로 "등분산성 가정"이고 그 나머지 부분은 "자기상관 없음 가정"에 의해 채워진다.

$$Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = Var(\epsilon_i|X) = \sigma^2$$
  
 $Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = 0$ 



오차항의 가정: 정규성

#### 오차항의 가정: 정규성

정규성은 필수적인 가정은 아니지만 가설검정 절차를 정당화하기 위해 필요하다.

• 오차항은 정규분포한다는 것이 이 가정의 전부이다.

$$\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

- 조건부 영평균과 등분산성을 결합한다고 해도 자동적으로 이 가정이 성립하는 것은 아니다(Why?).
- 학부과정에서 배운대로 소표본인 경우 오차항이 정규분포해야만 회귀계수의 t 검정을 위해 t 분포를, 모형적합도 검정인 일원분산분석을 위해 F 분포를 믿고 사용할 수 있다. 만약 가정이 위배된다면 t 통계량이나 F 통계량의 논리는 더이상 성립하지 않으므로 신뢰구간(confidence interval)과 유의성 검정(significance test) 결과를 신뢰할 수 없게 된다.
- 한편 사례가 충분히 크다면(대표본) 이 가정은 자연스럽게 충족된다. 표본이 커지면 t 분포는 자연스럽게 Z 분포를 따라가고, F 분포의 근본이 되는 χ² 분포 역시 대표본에서는 정규분포에 근접하기 때문이다. 현대 사회과학 통계학에서는 대부분 대표본을 사용하므로 이 가정에 너무 근심하지 않아도 된다.

충북디학교 CHUNGBUK NATIONAL UNIVERSITY

## 오차항의 가정: 정규성

정규성 가정은 보통 그림을 통해 진단한다([Stata 코드] 참고).

- 이른바 표준화된 정규확률도표(standardized normal probability plot) 혹은 PP (Percent-Percent) 도표라고 불리우는 방식이 널리 알려져 있다.
- 이 그림의 y축은 이론적 정규분포의 누적표준분포, 즉 기대누적확률(expected cumulative probability)를 의미하고, x축은 관찰된 데이터의 누적표준분포, 즉 관찰누적확률(observed cumulative probability)를 의미한다. 두 값들이 정확히 일치하면 그림은 45도 선을 따라가기 마련이지만, 만일 그렇지 않다면 정규성 가정이 아무래도 위배되고 있다고 의심할 수 있다.
- Shapiro-Wilk 정규성 검정(test of normality)라는 기법도 있다.
- 이들 기법은 사실 t,  $\chi^2$ , F 분포 등을 사용하기 앞서 정규성 여부를 확인하기 위해서도 가끔씩 쓰이곤 한다. 하지만 회귀분석의 맥락에서 이 가정에 그렇게까지 집착할 필요는 없어 보인다.



아래는 고전적 가정의 전체 목록이다.

- ① 선형성(linearity):  $y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + ... + \beta_k X_k + \epsilon$
- Full Rank
- ⑤ 비확률적 독립변수(non-stochastic Xs)
- ④ 극단치 없음(no outliers)
- **⑤** 조건부 영평균(zero conditional mean):  $E(\epsilon_i|X) = 0$
- **6** 등분산성(homoscedasticty):  $Var(\epsilon_i|X) = Cov(\epsilon_i, \epsilon_i) = \sigma^2$
- $\bigcirc$  자기상관 없음(no autocorrelation):  $Cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$
- 8 정규성(normality):  $\epsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$



회귀모형의 가정이 위배되면 더이상 단순최소자승(OLS)이 최적이라고 보장할 수 없다.

- 하지만 바람직한 추정량(estimator)의 성격에서 불편성(unbiasedness), 효율성 (efficiency), 일관성(consistency) 등에서 구체적으로 어떤 성격만을 강조하는가에 따라 고전적 가정은 한층 더 단순해진다. 하지만 이 수업에서는 다루지 않는다.
- 보통 연구자들은 다음과 같이 (모든 가정을 충족하는) 고전적인 회귀모형을 짧게 정의한다.

$$\mathbf{y} = \mathbf{XB} + \mathbf{e}$$
$$\mathbf{e} \sim \mathbf{N}(0, \sigma^2)$$



회귀분석의 가정은 고급통계학의 관문(gateway)과도 같다.

- 1+1=2를 배우는 것은 금방이지만 왜 이러한 식이 성립하는지 공리(axioms)나 가정을 공부하는 것은 어렵다.
- 회귀분석의 가정을 공부할 때는 일단 각 가정이 무엇을 의미하는가를 살펴보고 이를 직관적으로 파악하는데 중점을 두자. 증명을 생략하고 결론이 무엇인가를 파악하자. 물론 계량적 방법론 자체를 전공한다면 수학 공부를 게을리해서는 안된다.
- 가정을 이해하는데 성공했다면 더 나아가 그 가정이 위배되었는가 여부를 살펴보는 방법, 즉 진단(diagnosis)과 처방(remedy)을 정리하고 연습하자.
- 단순최소자승 선에서 처방할 수 없는 수준으로 가정이 위배된다면 이에 대응하는 별도의 기법이 존재한다. 이 고급 기법들은 각각의 가정 위배에 대응하여 다루어진다. 그런 의미에서 OLS의 가정에 관해 심도있게 학습하는 것은 고급통계학으로의 관문으로 이어진다고 할 수 있다.

