

〈권이태, 0809〉

## 공적분

### 허구적 회귀

아래의  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 는 서로 독립인 확률보행과정을 따른다.

$$y_{1,t} = y_{1,t-1} + v_t, \quad v_t \sim i.i.d. (0, 1)$$

$$y_{2,t} = y_{2,t-1} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d. (0, 1)$$

그렇다면  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 는 서로 독립적으로 생성되기에 관련이 없다. 그러나 단순회귀모형

$$y_{2,t} = \alpha + \beta y_{1,t} + \epsilon_t$$

를 적합하는 경우, 일반적으로 높은  $R^2$ 값과 회귀계수의 큰  $t$ 값, 그리고 낮은 DW통계량이 관측된다. 이는 두 시계열 간 아무 관계가 없음에도(참모형에서  $\alpha = \beta = 0$ 임에도) 회귀계수가 유의하게 나타난다는 점에서, **허구적 회귀**라 부른다.

더 나아가, 회귀계수로서 얻은  $\hat{\alpha}$ 와  $\hat{\beta}$ 에 대하여 아래가 성립한다.

$$\begin{pmatrix} T^{-1/2}\hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = O_p(1)$$

우리가 일반적으로 회귀분석을 진행하는 경우  $\sqrt{T}(\hat{\alpha} - \alpha)$  따위로 검정을 진행함을 돌이켜 보면, 일반적인 회귀분석에서는

$$\begin{pmatrix} T^{1/2}\hat{\alpha} \\ T^{1/2}\hat{\beta} \end{pmatrix} = O_p(1)$$

여야 합니다. 즉 추정량이  $O_p(T^{-1/2})$ 로,  $T \rightarrow 0$ 일 때 일치성을 가진다. 그러나 우리의 경우 이 값이 발산하여 일치성을 가지지 않는 추정량이 된다. 더 나아가,  $F$ 값은  $F = O_p(T)$ 로 발산하여 회귀식 역시도 유의하게 관측된다.  $R^2$ 이 0으로 수렴하지 않는 것과 DW 통계량이 매우 작게 나오는 것 역시 이와 관련된다. 결국 문제는 회귀식에서 사용하는 오차항  $\epsilon_t$ 가  $I(1)$ 임으로부터 기인한다.

허구적 회귀를 해결하기 위해서는 회귀식을

$$y_{1,t} = \alpha + \phi y_{1,t-1} + \beta y_{2,t} + \delta y_{2,t-1} + \epsilon_t$$

처럼 설정해 lagged variable을 넣음으로써 오차항  $\epsilon_t$ 를  $I(0)$ 으로 만드는 것이 하나의 대안이 될 수 있다. 이는 동태적 패널 모형 등에서 자주 사용되는 해결법 중 하나이다. 둘째는 차분을 수행하여

$$\Delta y_{1,t} = \alpha + \beta \Delta y_{2,t} + \epsilon_t$$

를 적합하는 것이다. 마찬가지로 차분을 하는 경우  $\Delta y_{1,t}$ 와  $\Delta y_{2,t}$ 는  $I(0)$ 이므로 유효한 회귀모형이 된다. 마지막으로 이러한 자기상관관계를 고려하여 OLS 대신 적절한 GLS를 수행할 수 있다.

## 공적분

차분을 이용해 허구적 회귀를 해결하려는 경우, 모든 변수를 동일하게 차분한다. 이 경우 몇몇 변수가 과대차분됨에 따라, 시계열의 분산이 커지는 등의 문제가 발생할 수 있다. 만약 시계열에 **공적분 관계**가 존재하는 경우, 이를 보정함으로써 쉽게 문제를 해결할 수 있다.

만약 벡터화과정  $y_t \sim I(1)$ 에 대하여 어떤  $\alpha \neq 0$ 가 존재해  $\gamma^T y_t \sim I(0)$ 이라면,  $y_t$ 가 **공적분 벡터**  $\gamma$ 로써 공적분되어있다고 말한다. 만약 그렇다면, 회귀분석의 과정에서 오차항  $\epsilon_t$ 가  $I(0)$ 일 수 있게 되므로 허구적 회귀의 문제가 발생하지 않는다.

예를 들어  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 가  $(1, -\beta)^T$ 라는 공적분 벡터로써 공적분되어있다고 하자. 이 경우

$$\begin{pmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{pmatrix} \sim C(1, -\beta)$$

처럼 쓰기도 한다. 그렇다면

$$y_{1,t} - \beta y_{2,t} = u_t \sim I(0)$$

이므로, 우리가

$$y_{1,t} = \alpha + \beta y_{2,t} + \epsilon_t$$

와 같은 단순회귀모형을 적합할 때 문제점이 없다. 특히 정상성을 가지는  $I(0)$ 인  $\epsilon_t = u_t - \alpha$  과정은 오차항, 혹은 혁신으로 판단가능함을 고려한다면 장기적으로는  $y_{1,t} - \beta y_{2,t} = \alpha$ 에서  $\epsilon_t$ 만의 변동을 거친다. 따라서 공적분 관계는 장기평형의 관계로 해석할 수 있다. 또한 회귀분석으로써 얻는  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 이 장기관계를 밝혀 내는 데에 도움이 된다. 즉 공적분을 이용하여 회귀분석을 수행하는 것은 허구적 회귀의 위험으로부터 벗어나 모수들의 장기균형을 밝히는 데 도움이 된다.

## 공적분 관계 검정

어떠한 벡터 시계열  $y_t$ 에 대하여 공적분 벡터가  $\gamma$ 로 알려져 있다고 하자. 실제로는 아래의 과정을 거쳐 이를 검정할 수 있다.

1. 벡터 시계열을 이루는  $y_t$ 의 각 원소들 중  $\gamma$ 와 관련된 단변량 시계열들이 각각으로는 비정상 시계열임을 밝혀야 한다. 여기에는 적절한 모형 하에서의 DF 검정, ADF 검정, PP 검정 등이 사용될 수 있다.
2. 다음으로는  $\gamma^T y_t$ 가 정상성을 갖는지 검정하기 위하여, DF 검정, ADF 검정, PP 검정을 수행할 수 있다.

지난 시간에 다룬 것과 같이,  $y_t$ 의 성질에 따라 적절한 **Case** 하에서 정상성 검정을 수행해 주어야만 한다. 특히 **Case 3**과 같은 경우는 추세를 허용하기 때문에 정확히 말하면 정상성을 가지지는 않는다. 그러나 추세가 선형이기 때문에, 그 계수를 안다면 추세를 제거할 경우 정상시계열을 얻게 된다. 그러므로 공적분을 엄밀하게는  $\gamma^T y_t \sim I(0)$ 인 경우를 의미하지만, 프랙티컬하게는 공적분 검정에서 장기균형에 추세가 있다고 보고 이를 제거한 뒤 공적분을 이용한 회귀분석을 수행하기도 한다.

## VECM

추세가 포함된 벡터자기회귀모형

$$y_t = \mu_t + \Phi_1 y_{t-1} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$$

을 고려하자. 이때 이를 ADF representation의 형태로 다시 쓰면,

$$y_t = \mu_t + \rho y_{t-1} + \xi_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \xi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t$$

이며

$$\rho = \sum_{i=1}^p \Phi_i, \quad \xi_i = - \sum_{i=j+1}^p \Phi_i$$

이다. 한편 양변에서  $y_{t-1}$ 를 빼면,

$$\Delta y_t = \mu_t + (\rho - I)y_{t-1} + \xi_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \xi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t$$

를 얻는다. 한편, 우리의 벡터자기회귀모형이

$$y_t - \Phi_1 y_{t-1} - \cdots - \Phi_p y_{t-p} = \Phi(L)y_t = \mu_t + \epsilon_t$$

으로 써진다고 하면

$$\begin{aligned} \rho - I &= \sum_{i=1}^p \Phi_i - I \\ &= -(I - \Phi_1 - \cdots - \Phi_p) \\ &= -\Phi(1) \end{aligned}$$

이다.

한편 이 시계열에  $h$ 개의 공적분 관계가 있다는 것은, 랭크가  $h$ 인  $n \times h$  행렬  $A$ 가 있어  $A^T y_t \sim I(0)$ 임을 의미한다. 좋은 조건 하에서,  $h$ 개의 공적분 관계가 있는 시계열  $y_t$ 에 대한  $\Phi(1)$ 은

$$\Phi(1) = BA^T$$

로 분해될 수 있음이 알려져 있다. 이때  $A, B \in \mathbb{R}^{n \times h}$ 이며  $A$ 는 공적분 관계 행렬과 같다. 따라서 아래와 같이 **VECM**을 정리할 수 있다.

$$\Delta y_t = \mu_t + \xi_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \xi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - \underbrace{BA^T y_{t-1}}_{\text{error correction}} + \epsilon_t$$

- VECM은 단기적인 변동  $\Delta y_{t-1} \cdots \Delta y_{t-p+1}$ 들이 이번 기의 변동  $\Delta y_t$ 에 어떠한 영향을 미치는지를 묘사한다.
- 이때  $BA^T y_{t-1}$ 은 그 과정에서 오차를 수정하는 역할을 한다.
- $A$ 가 공적분 관계 행렬이므로,  $A^T y_{t-1}$ 은  $I(0)$ 일 것으로 기대된다. 또한 다르게 말하면 그 값은 장기균형으로부터 벗어난 정도를 의미하기도 한다.
- 오차수정항의 계수가 마이너스인 이유도 이와 관련이 있다. 장기균형으로부터 시계열이 많이 벗어나는 경우  $BA^T y_{t-1}$  값이 커진다. 이는  $\Delta y_t$ 의 과대차분을 보상해주는 항일뿐더러, 장기균형으로부터 벗어난 시계열을 장기균형으로 복원시키는 역할을 한다.

한편  $\mu_t$ 는 시계열의 형태를 보고 추세 모양으로부터 적절히 결정해 주어야 한다. 단위근검정에서와 마찬가지로  $\mu_t = 0$ 인 절편이 없는 경우,  $\mu_t = \mu_0$ 인 절편이 있는 경우,  $\mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$ 인 선형 추세가 있는 경우 등이 자주 사용된다. 이외에도 다양한 방법이 있다.

## Johansen's Method

VECM의 적합은 Johansen의 알고리즘을 통해 최대가능도에 기반하여 수행한다. 특히 공적분 관계의 개수  $h$ 의 결정과 VECM에서의 계수 결정이 동시에 수행된다. 대표적으로 추세가 있는  $\mu_t$ 를 이용하는 경우,

### 1. 보조회귀식

$$\Delta y_t = \eta_t + \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Pi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

를 적합한다. (오차수정항이 없는 형태)

## 2. 보조회귀식

$$y_{t-1} = \nu_t + \Theta_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Theta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + v_t$$

를 적합한다. (오차수정항이 없고 반응변수가  $y_{t-1}$ )

3. 잔차  $\hat{u}_t$ 와  $\hat{v}_t$ 를 이용하여, 아래의 세 공분산행렬

$$\hat{\Sigma}_{UU} = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t^T, \hat{\Sigma}_{UV} = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \hat{u}_t \hat{v}_t^T, \hat{\Sigma}_{VV} = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \hat{v}_t \hat{v}_t^T$$

를 추정한다.

4.  $\hat{\Sigma}_{VV}^{-1} \hat{\Sigma}_{VU} \hat{\Sigma}_{UU}^{-1} \hat{\Sigma}_{UV}^{-1}$ 의 고유값  $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \cdots > \hat{\lambda}_m$ 과 상응하는 고유벡터  $e = (e_1, e_2, \dots, e_n)$ 을 구한다. 단,  $e^T \hat{\Sigma}_{VV} e = I$ 를 만족하도록 한다.5. 이를 바탕으로 아래와 같이 모수들의 최대가능도추정량을 얻는다. 공적분 관계가  $h$ 개 있을 때,

$$\begin{aligned} \hat{A} &= (e_1, e_2, \dots, e_h) \in \mathbb{R}^{n \times h} \\ \hat{B} &= \hat{\Sigma}_{UV} \hat{A} \in \mathbb{R}^{n \times h} \\ \hat{\mu}_t &= \hat{\eta}_t - \hat{B} \hat{A}^T \hat{v}_t \\ \hat{\xi}_i &= \hat{\Pi}_i - \hat{B} \hat{A}^T \hat{\Theta}_i \\ \hat{\Sigma}_\epsilon &= \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T (\hat{u}_t - \hat{B} \hat{A}^T \hat{v}_t)(\hat{u}_t - \hat{B} \hat{A}^T \hat{v}_t)^T \end{aligned}$$

## 6. 이때의 로그가능도

$$l^* = -\frac{Tn}{2} \log(2\pi) - \frac{Tn}{2} - \frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}_{UU}| - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^h \log(1 - \lambda_i)$$

으로 주어진다.

주의할 점은  $\mu_t$  추세항의 형태에 따라 이 알고리즘은 달라질 수 있다. 위의 알고리즘은 선형 추세를 가정하는 경우의 알고리즘이다.

한편 이를 이용하면  $h$ 가 정해졌을 때의 로그가능도를 알 수 있다. 따라서 이는 공적분 개수  $h$ 에 대한 검정을 수행하는 데에도 사용할 수 있다. 먼저 아래의 가설을 고려하여 보자.

$$H_0 : h \text{ cointegrations v.s. } H_1 : \text{more than } h \text{ cointegrations}$$

그렇다면 이 경우의 로그가능도비는

$$LR = 2(l_1^* - l_0^*) = -T \sum_{i=h+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

이며,  $\mu_t$ 의 형태에 따라 그 분포가 달라진다. 이러한 검정법을 **트레이스 검정**이라고 부른다. 일반적으로  $\mu_t$ 의 형태에 따라 그 분포표가 주어지고, 이를 이용하여 결정해야 한다.

또 다른 방법은 가설을

$$H_0 : h \text{ cointegrations v.s. } H_1 : h + 1 \text{ cointegrations}$$

으로 설정하는 것이다. 이 검정방법에서는  $h = n - 1$ 이라는 큰 쪽부터 시작하여 귀무가설을 기각하지 못할

때마다  $h$ 를 점점 줄여나가  $h$ 를 찾는다. 이 경우 검정통계량은

$$LR = -T \log(1 - \lambda_{h+1})$$

이며, 이러한 방법을 **최대고유값 검정**이라 부른다.

## Summary

따라서 오차수정모형은 아래와 같이 적합한다.

1. AIC나 SBC와 같은 정보량 기준을 이용하여  $\text{VAR}(p)$ 의 차수를 정한다.
2. 벡터 시계열에 대한 선행지식과 분석을 통하여 결정적 추세  $\mu_t$ 의 개형을 결정한다.
3. 적절한  $\mu_t$ 를 고른 뒤 그에 맞는 Johansen's method를 적용하고, 트레이스 검정 혹은 최대고유값 검정을 통해  $h$ 를 결정한다.
4. 해당  $h$ 에 맞게 Johansen's method를 이용해 오차수정모형

$$\Delta y_t = \mu_t + \xi_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \xi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - BA^T y_{t-1} + \epsilon_t$$

를 적합한다. 이때  $A, B \in \mathbb{R}^{n \times h}$ 이다.

5. 적합한 오차수정모형의 잔차  $\hat{\epsilon}_t$ 를 이용하여 잔차검정을 수행해 모형의 타당성을 검토한다.

한편 그 결과에서  $A$ 를 통하여  $y_t$ 에 존재하는 장기적 균형관계, 혹은 해당 거시경제변수들이 갖는 관계를 확인할 수 있다. 또한 결정된 계수  $\mu_t$ 와  $\xi_i$  등을 통하여,  $\Delta y_t$ 가 단기적으로 이전 기의  $\Delta y_t$ 들과  $A^T y_{t-1}$ 에 의하여 어떤 영향을 받는지 확인할 수 있게 된다.