

WEEK4

1. ARIMA 모형

- 비정상적 시계열: 시계열이 추세나 계절성을 포함하면 정상성을 만족하지 못함

- 1) 시간에 따른 시계열 데이터의 그래프를 통해 시각적으로 판단
- 2) ACF가 매우 천천히 감소하는 패턴
- 3) 단위근 검정

- 해결법

- 1) 차분을 통해 변환
- 2) 비선형이거나 분산을 안정화할 필요가 있을 때 → 함수변환(로그 변환)
- 3) 분해법으로 추세 및 계절성 제거

• 차분

- 1차 차분: 인접한 두 값의 차이를 산출

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t$$

B는 후향 연산자

- d차 차분:

$$\Delta^d Z_t = (1 - B)^d Z_t$$

- 차수 d 누적 시계열: d차 차분 후, 시계열이 처음으로 정상적일 때, 원 시계열을 일컫는 표현-I(d)
- ARIMA 모형의 표현 → d차 차분을 한 시계열이 정상적 ARMA(p,q)를 따를 때, 원 시계열은 ARIMA(p,d,q)를 따르게 됨

B : 후향연산자(Backshift operator) i.e. $B^b y_t = y_{t-b}$

$$\delta_p = (1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)\mu$$

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta_q(B) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q)$$

$$\Phi_p(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps})$$

$$\Theta_Q(B^s) = (1 + \Theta_1 B^s + \Theta_2 B^{2s} + \dots + \Theta_Q B^{Qs})$$

후향 연산자 notation

- 따라서, 다음이 성립함

- 차분시계열 $W_t = (1 - B)^d Z_t$
- 차분시계열이 ARMA(p,q): $\phi_p(B)W_t = \theta_q(B)a_t$
- 즉, 다음이 성립

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Z_t = \theta_q(B)a_t$$

(ex)

(예) ARIMA(1,1,1) 모형

- 차분 시계열: $W_t = (1 - B)Z_t \sim ARMA(1,1) \Rightarrow W_t = \phi_1 W_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$
- 원 시계열: $Z_t \sim ARIMA(1,1,1) \Rightarrow (1 - \phi_1 B)(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B)a_t$
 $\Rightarrow Z_t = (1 + \phi_1)Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$

$$p=0, d=1, q=1$$

Output

$$(1 - B - \phi_1 B + \phi_1 B^2) z_t = a_t - \theta_1 B a_t$$

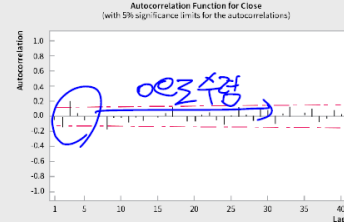
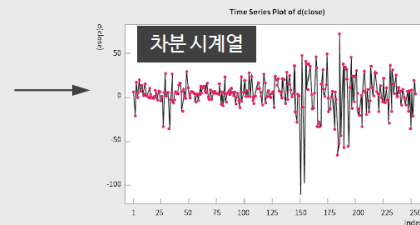
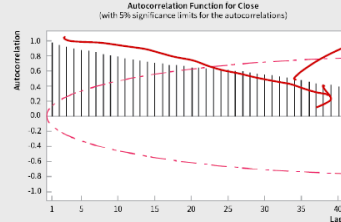
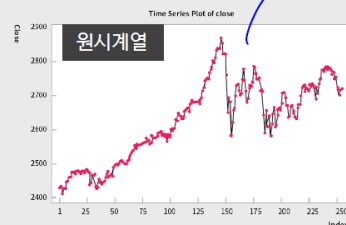
$$\Leftrightarrow z_t = z_{t-1} + \phi_1 z_{t-1} - \phi_1 z_{t-2} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

(using 차분연산자)

- 원 시계열 vs 차분 시계열의 ACF

예 (S&P 200 지수) 아래 그림은 2017년 7월 3일부터 2018년 6월 29일까지 미국 S&P 200 지수의 증가를 나타낸다.

원 시계열과 1차 차분 시계열에 대한 ACF를 살펴보자

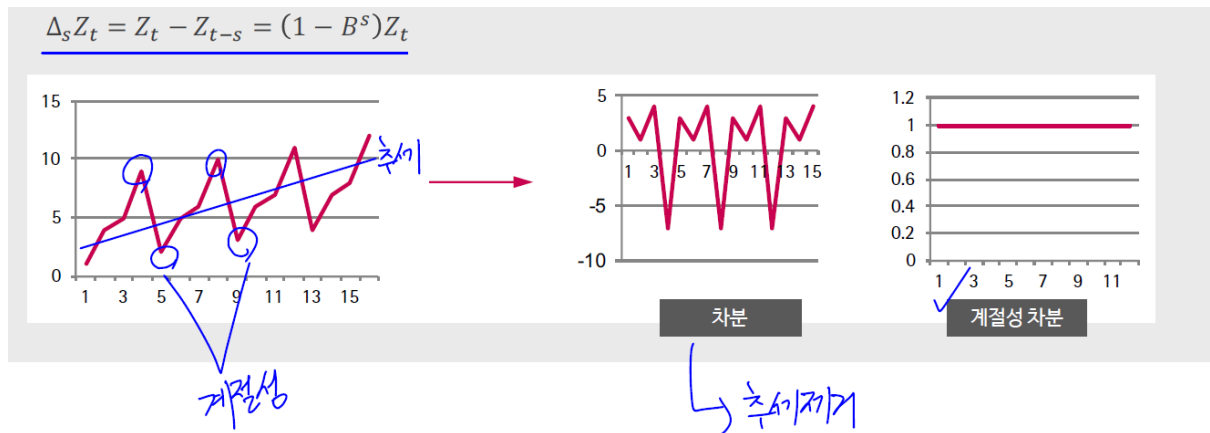


#1

2. 계절성 ARIMA 모형(SARIMA)

- 비계절성 ARIMA 모형에 계절성 항을 추가하여 표현함
- 일반적인 시계열에는 추세와 계절성이 모두 포함되기 때문에 둘을 모두 처리해야함

- 계절성 차분(주기=s)
- 1차 계절성 차분: 인접한 두 계절 값의 차이를 산출



예1) SARIMA 모형 유도

- 매년 1월 데이터만 추출하였을 때, MA(1)을 따름(주기 = 12)
- 오차항 a_t 역시 MA(1)을 따름
- 위의 두 MA(1) 모형을 결합한 것이 비계절성 MA(1)과 계절성 MA(1)을 결합한 것임

$$Z_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})a_t$$

(예) 계절성 $ARIMA(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}$

비계절성 1차 차분 시계열이 MA(1)을 따르며 주기 12의 계절성 1차 차분 시계열이 MA(1)을 따름
 $W_t = (1 - B)(1 - B^{12})Z_t$: 비계절성 1차 차분 및 계절성 1차 차분 시계열

- 일반적 계절성 ARIMA 모형
 - 표기: 계절성 $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$
 - 비계절성 부분 d차 차분시 $ARMA(p, q)$
 - 주기 s의 계절성 부분 D차 차분시 $ARMA(P, Q)$
 - $W_t = (1 - B)^d(1 - B^s)^D Z_t$ 라 할 때
 $\phi_p(B)\Phi_P(B^s)W_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t$

예2) 분기별 시계열 모형

- 상수가 없는 $ARIMA(1, 1, 1)(1, 1, 1)_4$ 모형 생각(y_t 는 최초 시계열 데이터의 target)

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^4)(1 - B)(1 - B^4)y_t = (1 + \theta_1 B)(1 + \Theta_1 B^4)\varepsilon_t$$

- 모형의 식별 및 추정

(단계 1) 시계열도를 그려보고 추세 및 계절성 존재여부를 판단

(단계 2) 아래사항을 고려하여 적절히 차분 실시

- 추세는 없고 계절성이 있는 경우: 해당 주기에 대한 계절성 차분
- 추세가 있고 뚜렷한 계절성이 없는 경우: 선형추세가 있는 경우 1차 차분, 곡선형태의 추세가 있는 경우 차분 전에 함수 변환 시도
- 추세와 계절성이 있는 경우: 우선 계절성 차분을 실시하고 추세를 다시 검토; 추세가 여전히 남아있는 경우 1차 차분 추가 실시

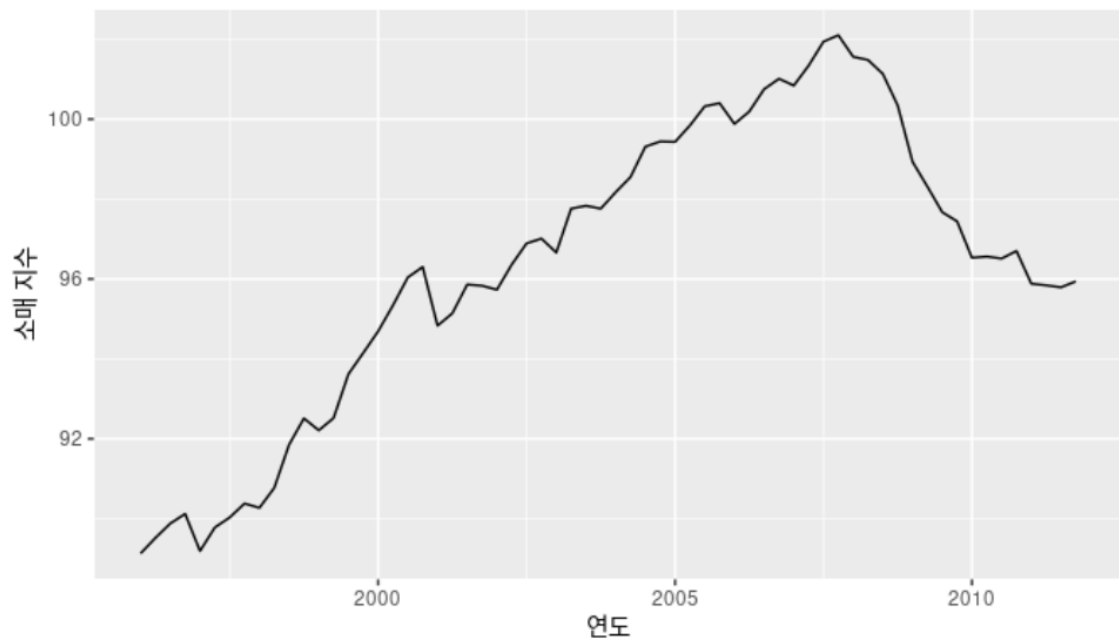
(단계 3) 차분 시계열에 대한 ACF 와 PACF를 바탕으로 p, q, P, Q 를 결정

- 비계절성 계수인 p, q 는 ARMA모형의 경우와 동일한 요령으로 결정
- 계절성 계수인 P, Q 는 주기의 배수에서 나타나는 ACF 와 PACF의 패턴을 보고 결정

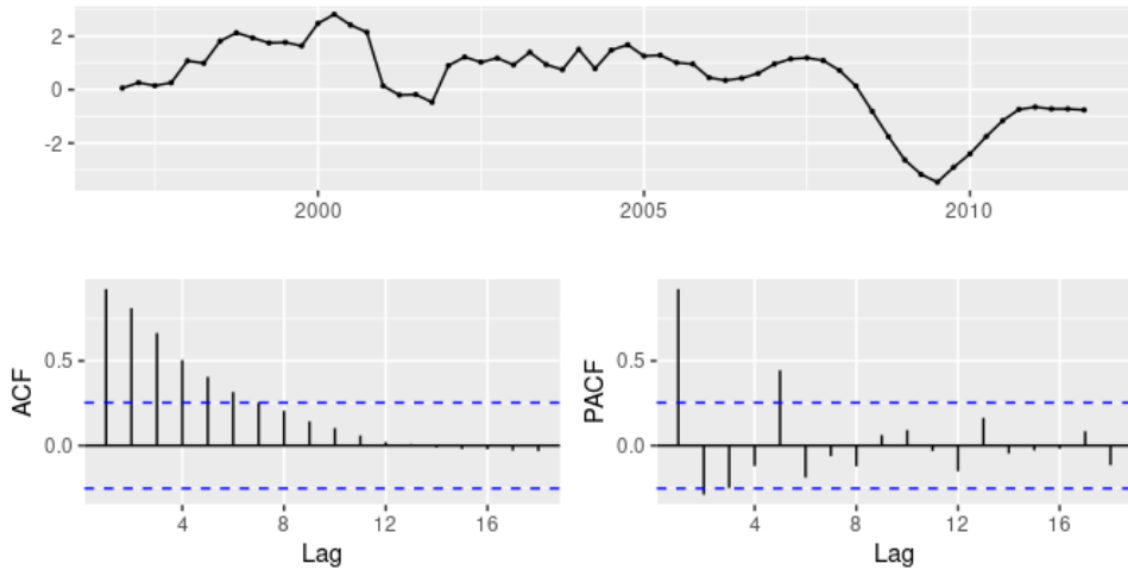
(단계 4) 모형 파라미터 추정

(단계 5) 잔차 검정 실시

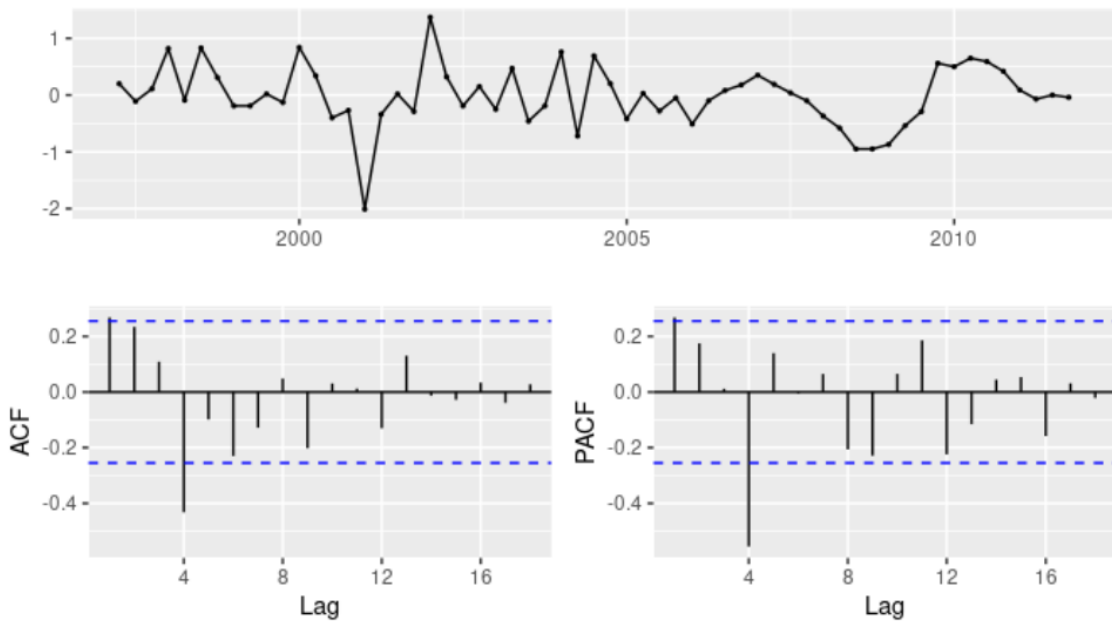
(예시)



- 데이터가 정상성을 나타내지 않음을 확인할 수 있고, 약간의 계절성도 포함되어 있어보임
- 계절성 차분을 구함



- ACF를 보면 서서히 감소하는 형태를 띠어, 이 역시 정상성을 띠다고 보기에는 어려움
- 1차 차분을 한 번 더 구해봄



- 이를 활용해 적절한 ARIMA 예측 모델을 찾기(parameter 찾기)
- ACF에서 시차 1의 막대가 비-계절성 MA(1)을 암시함
- ACF에서 시차 4의 유의미하게 뾰족한 막대는 계절성 MA(1) 성분을 암시함
- 이를 통해, 1차 차분과 계절성 성분을 나타내는 $ARIMA(0, 1, 1)(0, 1, 1)_4$ 모델로 시작함

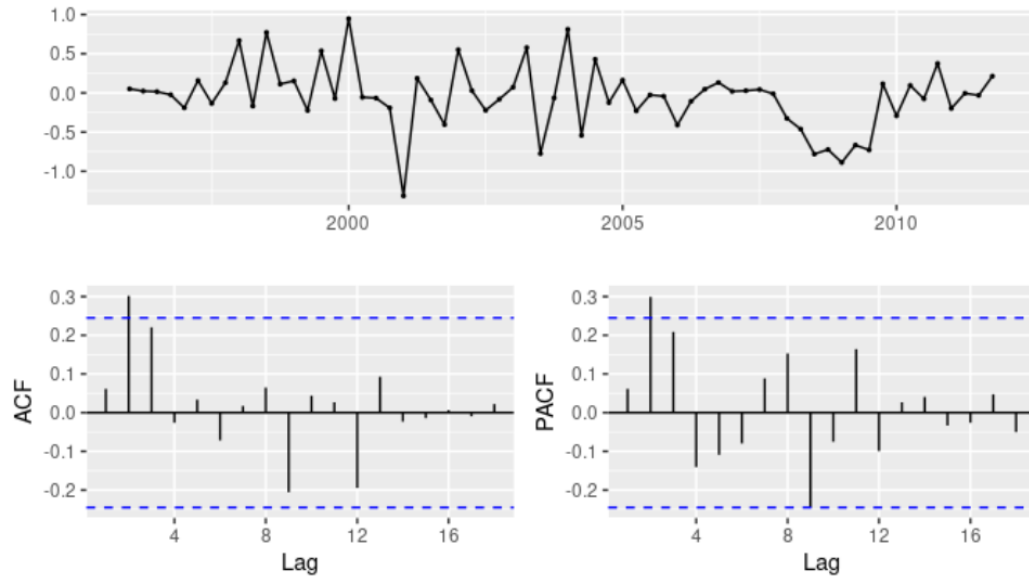


Figure 8.20: 유럽 소매 거래 지수 데이터에 대해 맞춘 $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_4$ 모델의 잔차.

- ACF와 PACF 모두 시차 2에서 유의미한 막대가 나타나고, 시차 3에서 역시 유의하진 않지만 상대적으로 뾰족한 막대가 나타남을 확인할 수 있음
- 몇몇의 추가적인 비-계절성 항을 모형에 추가하는 것이 합리적
- $ARIMA(0, 1, 2)(0, 1, 1)_4$ 모형의 AIC 값과 $ARIMA(0, 1, 3)(0, 1, 1)_4$ 모형의 AIC 값을 비교
- AIC 값이 더 작은 모형인 후자를 선택 → 해당 모형으로 예측 수행

- 추정

계절성 ARIMA 모형

(예 계속 - 일별 경부선 차량운행수) 모형: $(1 - \phi B)(1 - B^7)Z_t = (1 - \theta B^7)a_t$

단계 4		계수추정치	표준오차	T값	p값
	AR1 ϕ	0.6052	0.0428	14.15	0.000
	SMA12 θ	0.8721	0.0264	32.99	0.000

단계 5 (잔차검정)	시차	12	24	36	48
	카이제곱통계량	16.6	36.4	49.9	59.9
	p-값	0.084	0.028	0.039	0.081

백색잡음인지
확인

유의 X
→ 잔차는 백색잡음임

3. 단위근 검정

- 통계적 가설검정을 통해 시계열의 정상성 여부를 판단
- 대표적인 검정 방법: ADF
- 모든 정상적 시계열은 고차원의 AR 모형으로 근사될 수 있다고 가정

$$y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

theta = 1이면 비정상적 시계열

- 따라서, 정상성 판단을 위해, OLS 추정값을 활용하여 'H0: theta=1'를 검정하는 단위근 검정을 함
- 그런데, 위 식을 단순 OLS 추정하여 귀무가설을 검정하면 y가 비정상적 시계열인 경우 가성회귀 문제가 발생 → 식을 아래와 같이 변형하여 'H0: theta-1=0'을 검정

$$\Delta y_t = \alpha + (\theta - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

cf) 가성회귀: 실제로 두 변수 사이에 상관관계가 없다고 할지라도 그저 시간이 지남에 따라 증가하는 추세로 인하여, 검정통계량이 커져서 회귀 결과가 잘못 도출됨

- 그러나, 오차항에 자기상관이 존재하면 단위근 검정의 설명력을 낮춤
- 따라서, 종속변수 Δy_t 의 과거값을 모형에 포함하여 모형을 추정하고 귀무가설을 검정함
= ADF 검정

$$\Rightarrow \Delta Z_t = (\phi - 1)Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta Z_{t-j} + a_t$$

$$\Rightarrow \Delta Z_t = \phi^* Z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta Z_{t-j} + a_t \quad (\phi^* = \phi - 1)$$

- 가설

$$H_0: \phi^* = 0$$

- 검정통계량

$$T = \frac{\hat{\phi}^*}{se(\hat{\phi}^*)}$$

→ 가설이 기각되면, 단위근이 없다고 할 수 있으므로 시계열이 정상적이라고 판단할 수 있음

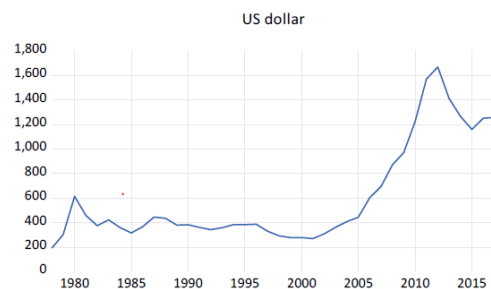
(예시)

(예 - 금값) 그림은 1978 ~ 2017년 평균 금값 (미화)을 나타낸다. 단위근 검정을 실시하면 아래와 같다.

Null Hypothesis: US_DOLLAR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.942313	0.7635
Test critical values:		
1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



단위근 있음

→ 귀무가설을 채택하므로, 단위근이 있다고 보아야 함

(예 계속) ADF 추정식은 아래와 같다.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(US_DOLLAR)
Method: Least Squares
Date: 07/24/19 Time: 15:19
Sample (adjusted): 1980 2017
Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
US_DOLLAR(-1)	-0.043415	0.046073	-0.942313	0.3525
D(US_DOLLAR(-1))	0.414490	0.157314	2.634789	0.0125
C	39.54695	32.36196	1.222019	0.2299
R-squared	0.167961	Mean dependent var	25.06500	
Adjusted R-squared	0.120416	S.D. dependent var	117.7672	
S.E. of regression	110.4493	Akaike info criterion	12.32265	
Sum squared resid	426967.0	Schwarz criterion	12.45193	
Log likelihood	-231.1303	Hannan-Quinn criter.	12.36865	
F-statistic	3.532673	Durbin-Watson stat	1.813049	
Prob(F-statistic)	0.040042			

ADF 추정식:

$$\Delta US_t = 39.55 - 0.0434US_{t-1} + 0.4145\Delta US_{t-1}$$

→ 마찬가지로, ADF 추정식에서 US_{t-1} 의 회귀계수에 대한 p값이 유의하지 않으므로 귀무가설 채택($\neq 0$)

→ 차분을 해줘야 함

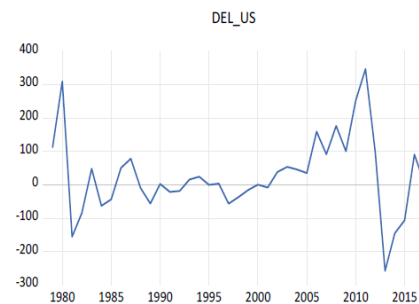
(예 계속) 금값의 1차 차분 시계열에 대한 단위근 검정

Null Hypothesis: D(US_DOLLAR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.049396	0.0032
Test critical values: 1% level	-3.615588	
5% level	-2.941145	
10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

reject H_0



→ ADF 검정 결과, 귀무가설을 기각함 ⇒ 시계열이 정상적으로 변환됨