Kointegracja

- korelacja a związek o charakterze przyczynowo-skutkowym

- korelacja a związek o charakterze przyczynowo-skutkowym

Przyczynowość w sensie Grangera

Zmienna x jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej y jeżeli bieżące wartości zmiennej y można dokładniej prognozować uwzględniając przeszłe wartości zmiennej x niż bez ich uwzględniania

- Mądrość ludowa głosi, że nisko latające jaskółki są przyczyną deszczu.

- Mądrość ludowa głosi, że nisko latające jaskółki są przyczyną deszczu.
- Czy są one przyczyna w sensie Grangera?

- Mądrość ludowa głosi, że nisko latające jaskółki są przyczyną deszczu.
- Czy są one przyczyna w sensie Grangera?
- Przed deszczem rośnie wilgotność powietrza

- Mądrość ludowa głosi, że nisko latające jaskółki są przyczyną deszczu.
- Czy są one przyczyna w sensie Grangera?
- Przed deszczem rośnie wilgotność powietrza
- Owady latają niżej

- Mądrość ludowa głosi, że nisko latające jaskółki są przyczyną deszczu.
- Czy są one przyczyna w sensie Grangera?
- Przed deszczem rośnie wilgotność powietrza
- Owady latają niżej
- Ptaki latają niżej

Formalny test przyczynowości

- W modelu ARDL

$$y_t = a(t) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_i$$

Formalny test przyczynowości

- W modelu ARDL

$$y_t = a(t) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_i$$

- Testem Grangera będzie weryfikacja hipotezy $\beta = 0$.

Formalny test przyczynowości

- W modelu ARDL

$$y_t = a(t) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_i$$

- Testem Grangera będzie weryfikacja hipotezy $\beta = 0$.
- Jeżeli nie można jej odrzucić, to mówimy, że x nie jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej y

Formalny test przyczynowości

- W modelu ARDL

$$y_t = a(t) + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_i$$

- Testem Grangera będzie weryfikacja hipotezy $\beta = 0$.
- Jeżeli nie można jej odrzucić, to mówimy, że x nie jest przyczyną w sensie Grangera zmiennej y
- Jej fałszywość świadczy o występowaniu przyczynowości

Source	SS	df	MS
Model	2096.93501	5	419.387001
Residual	11.6377918	124	.09385316
Total	2108.5728	129	16.3455256

Number of obs	=	130
F(5, 124)	=	4468.54
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9945
Adj R-squared	=	0.9943
Root MSE	=	.30635

inflacja	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
inflacja						
L1.	1.19583	.0831751	14.38	0.000	1.031203	1.360457
L2.	-.2241438	.0810825	-2.76	0.007	-.3846289	-.0636587
stopa						
L1.	-.1837957	.1194775	-1.54	0.127	-.4202751	.0526838
L2.	.1501882	.2230509	0.67	0.502	-.291292	.5916684
L3.	.0162387	.1260694	0.13	0.898	-.233288	.2657655
_cons	.3391173	.1753408	1.93	0.055	-.0079313	.6861659

Source	SS	df	MS
Model	2096.93501	5	419.387001
Residual	11.6377918	124	.09385316
Total	2108.5728	129	16.3455256

Number of obs	=	130
F(5, 124)	=	4468.54
Prob > F	=	0.0000
R-squared	=	0.9945
Adj R-squared	=	0.9943
Root MSE	=	.30635

inflacja	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
inflacja						
L1.	1.19583	.0831751	14.38	0.000	1.031203	1.360457
L2.	-.2241438	.0810825	-2.76	0.007	-.3846289	-.0636587
stopa						
L1.	-.1837957	.1194775	-1.54	0.127	-.4202751	.0526838
L2.	.1501882	.2230509	0.67	0.502	-.291292	.5916684
L3.	.0162387	.1260694	0.13	0.898	-.233288	.2657655
_cons	.3391173	.1753408	1.93	0.055	-.0079313	.6861659

- Czy rzeczywiście nie ma przyczynowości?

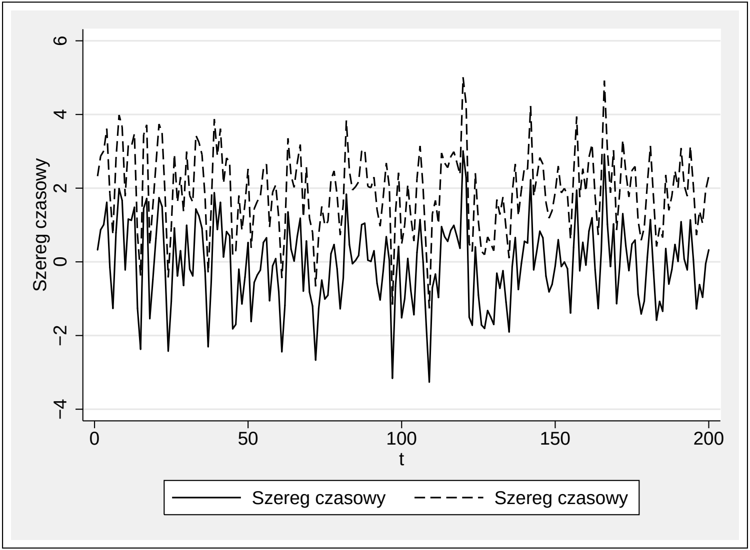
```
. test stopa l1.stopa l2.stopa

 ( 1)  stopa = 0
 ( 2)  L.stopa = 0
 ( 3)  L2.stopa = 0

       F(  3,   124) =    3.45
            Prob > F =    0.0186
```

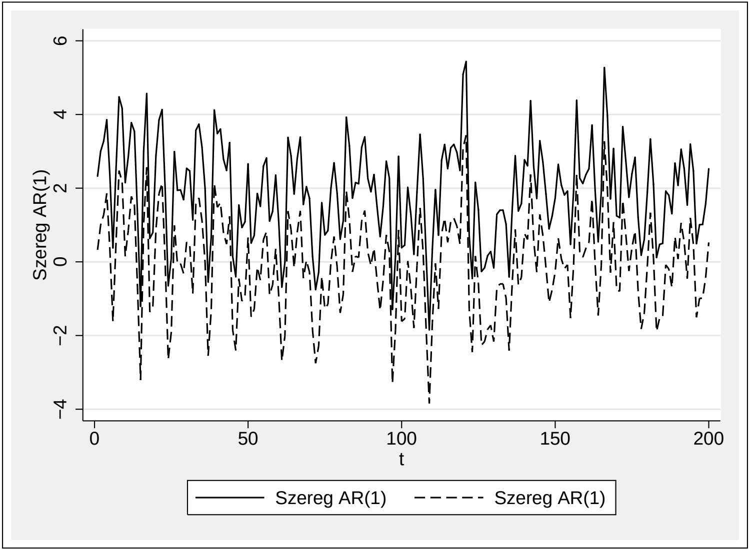
```
. test stopa l1.stopa l2.stopa

 ( 1)  stopa = 0
 ( 2)  L.stopa = 0
 ( 3)  L2.stopa = 0

       F(  3,   124) =    3.45
            Prob > F =    0.0186
```

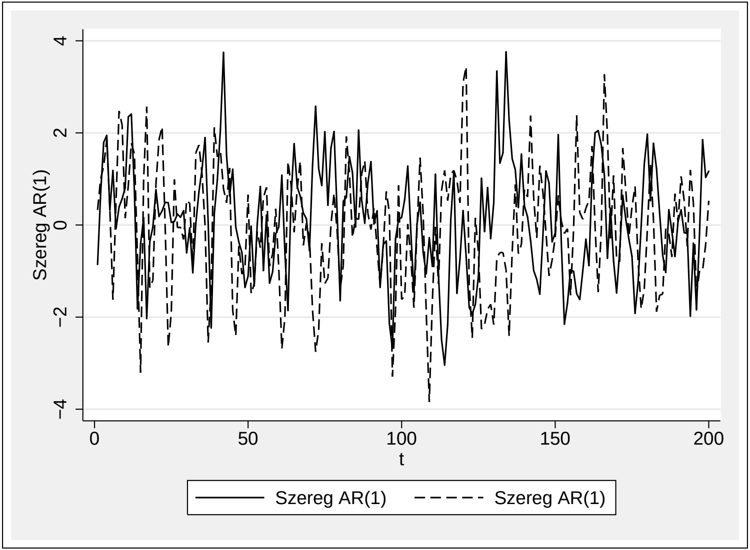
- Zatem należy uznać stopę bezrobocia za przyczynę inflacji w sensie Grangera

- Kointegracja dotyczy zmiennych zintegrowanych, o stopniu integracji większym niż 0.

- Kointegracja dotyczy zmiennych zintegrowanych, o stopniu integracji większym niż 0.
- jeżeli dwie zmienne niestacjonarne kształtują się w kolejnych okresach w sposób podobny, tzn. że zmiany ich wartości są w stałej relacji to **mogą być** skointegrowane.


Szereg czasowy
6
4
2
0
−2
−4
0
50
100
150
200
t
Szereg czasowy
Szereg czasowy


Szereg AR(1)
6
4
2
0
−2
−4
0
50
100
150
200
t
Szereg AR(1)
Szereg AR(1)


Szereg AR(1)
4
2
0
−2
−4
0
50
100
150
200
t
Szereg AR(1)
Szereg AR(1)

Kointegracja

O procesach stochastycznych mówimy, że są skointegrowane rzędu (d, b) jeżeli oba są zintegrowane rzędu d, oraz istnieje ich kombinacja liniowa rzędu $d - b$

Kointegracja

O procesach stochastycznych mówimy, że są skointegrowane rzędu (d, b) jeżeli oba są zintegrowane rzędu d, oraz istnieje ich kombinacja liniowa rzędu $d - b$

- Kointegracja oznacza istnienie długookresowego związku

Kointegracja

O procesach stochastycznych mówimy, że są skointegrowane rzędu (d, b) jeżeli oba są zintegrowane rzędu d, oraz istnieje ich kombinacja liniowa rzędu $d - b$

- Kointegracja oznacza istnienie długookresowego związku

Wektor kointegrujący

Współczynniki stacjonarnej kombinacji liniowej procesów niestacjonarnych nazywamy wektorem kointegrującym

Kointegracja

O procesach stochastycznych mówimy, że są skointegrowane rzędu (d, b) jeżeli oba są zintegrowane rzędu d, oraz istnieje ich kombinacja liniowa rzędu $d - b$

- Kointegracja oznacza istnienie długookresowego związku

Wektor kointegrujący

Współczynniki stacjonarnej kombinacji liniowej procesów niestacjonarnych nazywamy wektorem kointegrującym

- W praktyce dwie zmienne zawierające trend mogą być skointegrowane

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- x_t jest $I(1)$ z definicji

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- x_t jest $I(1)$ z definicji
- y_t jako funkcja x_t jest niestacjonarna, ale

$$y_t - \beta x_t = \alpha + \varepsilon_t \tag{1}$$

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- x_t jest $I(1)$ z definicji
- y_t jako funkcja x_t jest niestacjonarna, ale

$$y_t - \beta x_t = \alpha + \varepsilon_t \tag{1}$$

- Prawa strona (1) jest stacjonarna

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- x_t jest $I(1)$ z definicji
- y_t jako funkcja x_t jest niestacjonarna, ale

$$y_t - \beta x_t = \alpha + \varepsilon_t \tag{1}$$

- Prawa strona (1) jest stacjonarna
- Zatem lewa strona (1) musi być stacjonarna

- Niech x_t będzie błądzeniem przypadkowym

$$x_t = x_{t-1} + u_t \quad u_t \sim_{IID} (0, \sigma_u^2)$$

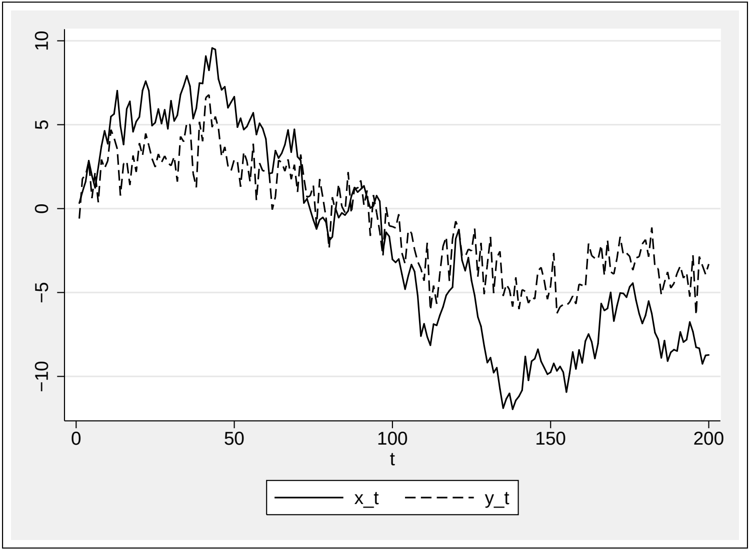
- Niech y_t będzie zdefiniowane następująco

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim_{IID} (0, \sigma_\varepsilon^2)$$

- x_t jest $I(1)$ z definicji
- y_t jako funkcja x_t jest niestacjonarna, ale

$$y_t - \beta x_t = \alpha + \varepsilon_t \tag{1}$$

- Prawa strona (1) jest stacjonarna
- Zatem lewa strona (1) musi być stacjonarna
- Więc $[1, -\beta]$ jest wektorem kointegrującym


10
5
0
−5
−10
0
50
100
150
200
t
x_t
y_t

- Procedura testowa jest analogiczna do sposobu testowania stopnia integracji procesu stochastycznego

- Procedura testowa jest analogiczna do sposobu testowania stopnia integracji procesu stochastycznego
- Z reguł wykorzystuje się dwustopniową procedurę Engla-Grangera

- Procedura testowa jest analogiczna do sposobu testowania stopnia integracji procesu stochastycznego
- Z reguł wykorzystuje się dwustopniową procedurę Engla-Grangera
- W pierwszym kroku badamy stopień integracji zmiennych

- Procedura testowa jest analogiczna do sposobu testowania stopnia integracji procesu stochastycznego
- Z reguł wykorzystuje się dwustopniową procedurę Engla-Grangera
- W pierwszym kroku badamy stopień integracji zmiennych
- Stopień integracji zmiennej zależnej nie może być wyższy niż stopień integracji którejkolwiek zmiennej objasniającej

- Procedura testowa jest analogiczna do sposobu testowania stopnia integracji procesu stochastycznego
- Z reguł wykorzystuje się dwustopniową procedurę Engla-Grangera
- W pierwszym kroku badamy stopień integracji zmiennych
- Stopień integracji zmiennej zależnej nie może być wyższy niż stopień integracji którejkolwiek zmiennej objasniającej
- Procedura wykorzystuje fakt, że nawet jeśli zmienne są zintegrowane to estymator MNK jest zgodny.

- W drugim kroku szacujemy wektor kointegrujący

$$y_t = x_t\beta + u_t \tag{2}$$

- W drugim kroku szacujemy wektor kointegrujący

$$y_t = x_t\beta + u_t \tag{2}$$

- Jeżeli $y_t - x_t\beta$ jest stacjonarne to u_t musi być stacjonarne

- W drugim kroku szacujemy wektor kointegrujący

$$y_t = x_t\beta + u_t \tag{2}$$

- Jeżeli $y_t - x_t\beta$ jest stacjonarne to u_t musi być stacjonarne
- Test kointegracji jest testem stacjonarności reszt u_t

- W drugim kroku szacujemy wektor kointegrujący

$$y_t = x_t\beta + u_t \tag{2}$$

- Jeżeli $y_t - x_t\beta$ jest stacjonarne to u_t musi być stacjonarne
- Test kointegracji jest testem stacjonarności reszt u_t
- Regresja pomocnicza testu ADF ma postać

$$\Delta u_t = \rho u_{t-1} + \xi_t$$

- $H_0: \ \rho = 0$ odpowiada niestacjonarności reszt co oznacza **brak kointegracji** miedzy zmiennymi

- $H_0 : \rho = 0$ odpowiada niestacjonarności reszt co oznacza **brak kointegracji** miedzy zmiennymi
- Rozkład statystyki testowej zależy od liczby zmiennych w równaniu (2)

- $H_0: \ \rho = 0$ odpowiada niestacjonarności reszt co oznacza **brak kointegracji** miedzy zmiennymi
- Rozkład statystyki testowej zależy od liczby zmiennych w równaniu (2)
- Problem autokorelacji

- $H_0: \ \rho = 0$ odpowiada niestacjonarności reszt co oznacza **brak kointegracji** miedzy zmiennymi
- Rozkład statystyki testowej zależy od liczby zmiennych w równaniu (2)
- Problem autokorelacji
- Problem trendu

- Kointegracja jest sposobem opisu równowagi długookresowej

- Kointegracja jest sposobem opisu równowagi długookresowej

Twierdzenie Grangera o reprezentacji

Jeżeli zmienne losowe x_t, y_t są I(1) oraz są skointegrowane z wektorem kointegrującym $[1, -\beta]$ wówczas zależność można przedstawić za pomocą Mechanizmu Korekty Błędem (ECM)

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{K-1} \gamma_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=0}^{L-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \alpha(y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

gdzie $\varepsilon_t \sim I(0)$

- Twierdzenie odwrotne jest również prawdziwe:

  Jeżeli zmienne są opisane mechanizmem korekty błędem to są skointegrowane

- Twierdzenie odwrotne jest również prawdziwe:

  Jeżeli zmienne są opisane mechanizmem korekty błędem to są skointegrowane

- Twierdzenie Grangera o reprezentacji pozwala na ekonomiczną interpretację parametrów

- W równowadze $y^\star = E(y_t) = E(y_{t-1}) = \ldots = E(y_{t-k})$.
  Wobec tego

$$E(\Delta y_t) = E(y_t - y_{t-1}) = E(y_t) - E(y_{t-1}) == E(y_t) - E(y_t) = 0$$

- W równowadze $y^\star = E(y_t) = E(y_{t-1}) = \ldots = E(y_{t-k})$. Wobec tego

$$E(\Delta y_t) = E(y_t - y_{t-1}) = E(y_t) - E(y_{t-1}) == E(y_t) - E(y_t) = 0$$

- Podobna zależność zachodzi dla zmiennych egzogenicznych

$$x^\star = E(x_t) = E(x_{t-1}) = \ldots = E(x_{t-k}), \text{więc } E(\Delta x_t) = 0$$

- W równowadze $y^\star = E(y_t) = E(y_{t-1}) = \ldots = E(y_{t-k})$. Wobec tego

$$E(\Delta y_t) = E(y_t - y_{t-1}) = E(y_t) - E(y_{t-1}) == E(y_t) - E(y_t) = 0$$

- Podobna zależność zachodzi dla zmiennych egzogenicznych

$$x^\star = E(x_t) = E(x_{t-1}) = \ldots = E(x_{t-k}), \text{więc } E(\Delta x_t) = 0$$

- Stosując operator wartości oczekiwanej do postaci ECM otrzymujemy

$$0 = \alpha(y^\star - x^\star\beta)$$

- W równowadze $y^\star = E(y_t) = E(y_{t-1}) = \ldots = E(y_{t-k})$. Wobec tego

$$E(\Delta y_t) = E(y_t - y_{t-1}) = E(y_t) - E(y_{t-1}) == E(y_t) - E(y_t) = 0$$

- Podobna zależność zachodzi dla zmiennych egzogenicznych

$$x^\star = E(x_t) = E(x_{t-1}) = \ldots = E(x_{t-k}), \text{więc } E(\Delta x_t) = 0$$

- Stosując operator wartości oczekiwanej do postaci ECM otrzymujemy

$$0 = \alpha(y^\star - x^\star\beta)$$

- Zatem nawias po prawej stronie zawiera warunek równowagi długookresowej

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją
  - kształtowania się zjawiska w przeszłości

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją
  - kształtowania się zjawiska w przeszłości
  - wartości zmiennych egzogenicznych

- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją
  - kształtowania się zjawiska w przeszłości
  - wartości zmiennych egzogenicznych
  - odchylenia od równowagi długookresowej

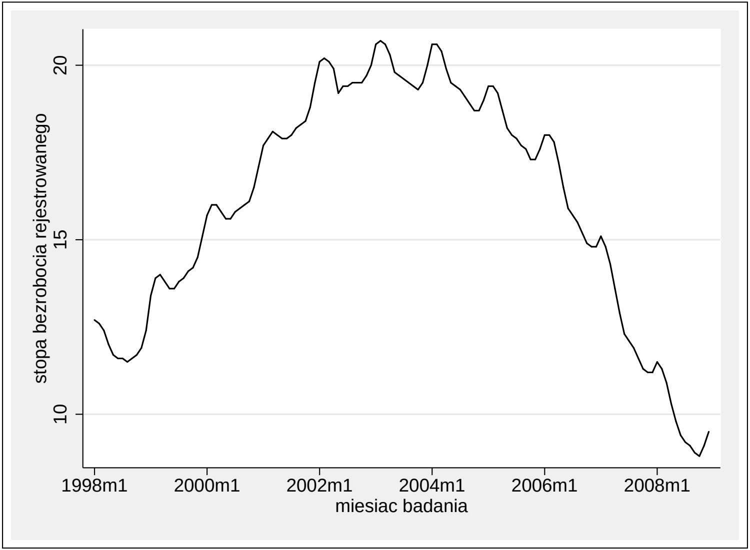
- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją
  - kształtowania się zjawiska w przeszłości
  - wartości zmiennych egzogenicznych
  - odchylenia od równowagi długookresowej
- Znak parametru α informuje o kierunku odchylenia od równowagi długookresowej

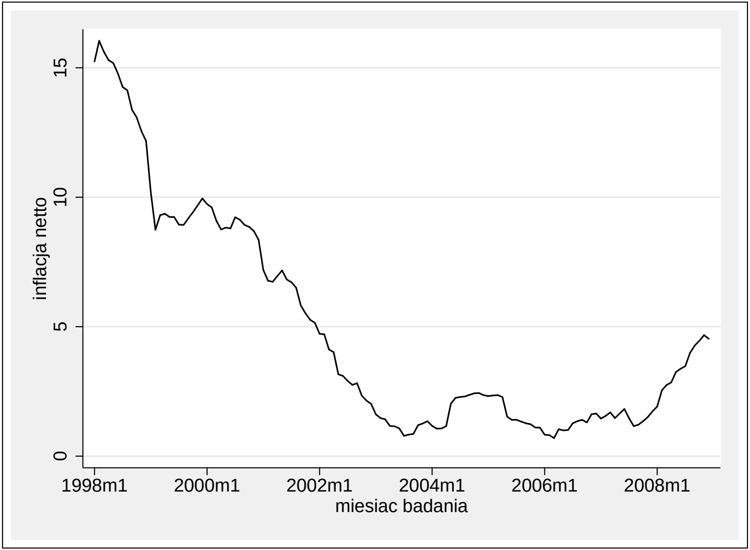
- W model o postaci ECM jest wpisana długookresowa równowaga
- W krótkim okresie $(y - x\beta)$ to odchylenie od równowagi długookresowej
- Zmiana poziomu zjawiska Δy_t jest funkcją
    - kształtowania się zjawiska w przeszłości
    - wartości zmiennych egzogenicznych
    - odchylenia od równowagi długookresowej
- Znak parametru α informuje o kierunku odchylenia od równowagi długookresowej
- Wielkość parametru α informuje o części odchylenia od równowagi długookresowej korygowanej podczas pierwszego okresu

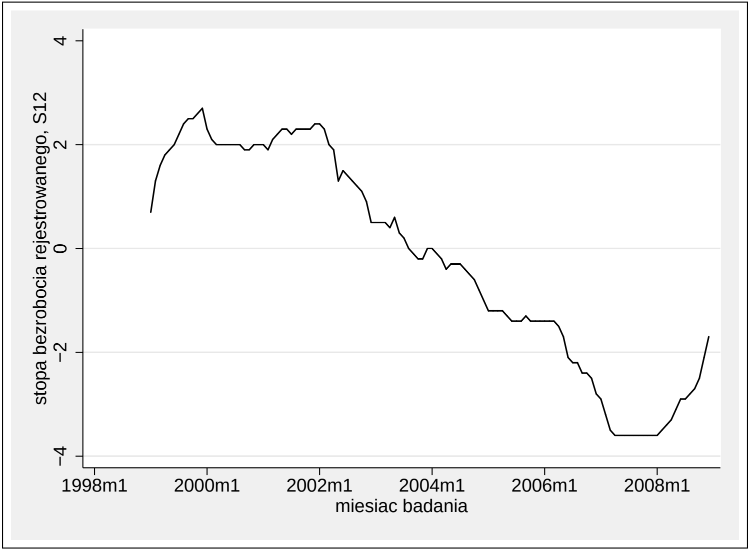
- Badamy zależność między inflacją a stopą bezrobocia

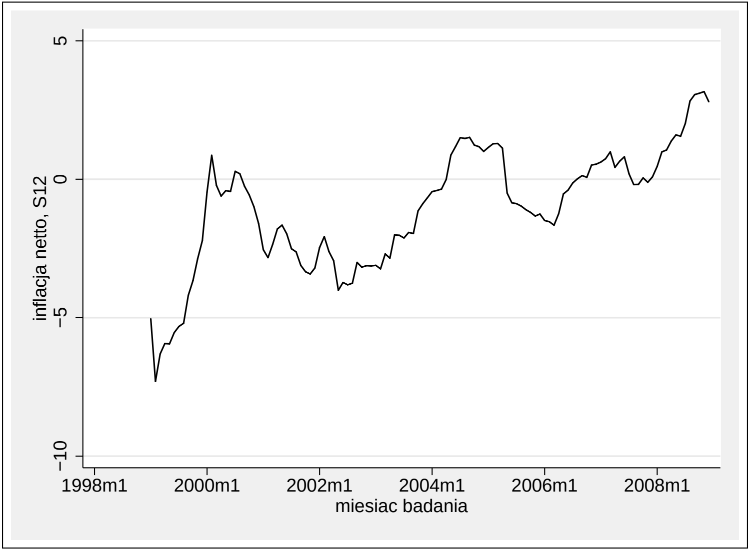
- Badamy zależność między inflacją a stopą bezrobocia
- W pierwszym kroku sprawdzimy stacjonarność zmiennych

- Badamy zależność między inflacją a stopą bezrobocia
- W pierwszym kroku sprawdzimy stacjonarność zmiennych
- Jeżeli okażą się one być niestacjonarne oszacujemy parametry modelu równowagi długookresowej


stopa bezrobocia rejestrowanego
20
15
10
1998m1
2000m1
2002m1
2004m1
2006m1
2008m1
miesiac badania


inflacja netto
0
5
10
15
1998m1
2000m1
2002m1
2004m1
2006m1
2008m1
miesiac badania


stopa bezrobocia rejestrowanego, S12
−4
−2
0
2
4
1998m1
2000m1
2002m1
2004m1
2006m1
2008m1
miesiac badania


5
0
−5
−10
inflacja netto, S12
1998m1
2000m1
2002m1
2004m1
2006m1
2008m1
miesiac badania

```
. dfuller s12.stopa
Dickey-Fuller test for unit root                   Number of obs   =       119

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                  Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
               Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)             -0.246            -3.504            -2.889            -2.579
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9329

. dfuller s12.inflacja
Dickey-Fuller test for unit root                   Number of obs   =       119

                               ---------- Interpolated Dickey-Fuller ---------
                  Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
               Statistic           Value             Value             Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)             -1.336            -3.504            -2.889            -2.579
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6128
```

```
. reg s12.inflacja s12.stopa

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     120
-------------+------------------------------           F(  1,   118) =   91.65
       Model |  240.973663     1  240.973663           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  310.271352   118  2.62941824           R-squared     =  0.4371
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.4324
       Total |  551.245015   119  4.63231105           Root MSE      =  1.6215

------------------------------------------------------------------------------
S12.inflacja |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       stopa |
        S12. |  -.686349   .0716952    -9.57   0.000    -.828325    -.544373
       _cons | -1.228575    .148833    -8.25   0.000   -1.523305   -.9338454
------------------------------------------------------------------------------

predict u, resid
```

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     119
-------------+------------------------------           F(  1,   117) =    3.83
       Model |  1.01987416     1  1.01987416           Prob > F      =  0.0527
    Residual |  31.1406747   117  .266159613           R-squared     =  0.0317
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.0234
       Total |  32.1605489   118  .272547024           Root MSE      =  .51591

------------------------------------------------------------------------------
         D.u |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
           u |
         L1. |  -.0581122   .0296869    -1.96   0.053    -.1169057    .0006812
       _cons |     .05068   .0472985     1.07   0.286    -.0429921    .1443522
------------------------------------------------------------------------------

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
---------------------------------------------------------------------------
    lags(p)  |          chi2               df                 Prob > chi2
-------------+-------------------------------------------------------------
       1     |          6.694               1                   0.0097
       2     |          7.785               2                   0.0204
       3     |          8.073               3                   0.0445
       4     |          8.138               4                   0.0866
       5     |         10.536               5                   0.0614
```

```
      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     116
-------------+------------------------------           F(  4,   111) =    5.57
       Model |  4.52212342     4  1.13053085           Prob > F      =  0.0004
    Residual |  22.5209061   111  .202891046           R-squared     =  0.1672
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.1372
       Total |  27.0430295   115  .235156778           Root MSE      =  .45043

------------------------------------------------------------------------------
         D.u |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
           u |
         L1. |  -.0873195   .0299708    -2.91   0.004    -.1467087   -.0279302
         LD. |   .3159623   .0916903     3.45   0.001     .1342718    .4976528
        L2D. |   .0728535   .0917579     0.79   0.429    -.1089708    .2546779
        L3D. |   .0593006   .0843714     0.70   0.484    -.1078869    .2264881
       _cons |   .0351022   .0424318     0.83   0.410    -.0489792    .1191836
------------------------------------------------------------------------------
```

```
. reg s12.inflacja s12.stopa l.u l(1/2).s12.inflacja

      Source |       SS       df       MS              Number of obs =     118
-------------+------------------------------           F(  4,   113) =  637.14
       Model |  474.938384     4  118.734596           Prob > F      =  0.0000
    Residual |  21.0582306   113  .186356023           R-squared     =  0.9575
-------------+------------------------------           Adj R-squared =  0.9560
       Total |  495.996614   117   4.2392873           Root MSE      =  .43169

------------------------------------------------------------------------------
S12.inflacja |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
       stopa |
        S12. |   .4754522    .259508     1.83   0.070    -.0386799    .9895844
           u |
         L1. |  -.7665232   .3771054    -2.03   0.044    -1.513637   -.0194093
    inflacja |
        LS12. |   1.956976   .3942372     4.96   0.000     1.175921    2.738031
       L2S12. |  -.2792319   .0796877    -3.50   0.001    -.4371076   -.1213562
       _cons |   .9134467   .4721089     1.93   0.056    -.0218862     1.84878
------------------------------------------------------------------------------
```