

# CASOS ECOMET

## Instrucciones manejo ECOMET

### Abrir ficheros

Para cada caso

- a) Abrir el caso en *Abrir archivo de sentencias* del menú *Util*.
- b) Abrir el mismo caso, si no se especifica otra cosa en el archivo de sentencias, en *Abrir archivo de trabajo* del menú *Archivo*.

### Ejecutar sentencias

- a) Seleccionar con el ratón las sentencias que se desean ejecutar
- b) Activar la opción *Procesar* en el menú de *Proced.*

Se debe procurar seguir un orden secuencial, ya que la ejecución de algunas sentencias puede implicar que se hayan ejecutado algunas sentencias previamente

### Visualizar matrices

- a) Seleccionar la opción *Editor de matrices* en el menu *Datos*
- b) Teclear el código de la matriz
- c) Pulsar la tecla Intro
- d) Activar la opción *Mostrar matriz*

Para salir del Editor de matrices seleccionar la opción *Salir* en *Miscelánea*

## ; CASO 001

```
; generacion de una serie
; poblacion normal media 170 y desviacion tipica 10
muest 1 500
ser enum = 170 + rndn*10
hist enum miny 0 maxy 200 minx 140 maxx 200 interx 10 intery 1
esc mediaser= medser(enum)
esc destiser=desser(enum)
visesc mediaser
visesc destiser

; generacion de 100 series
muest 1 100
ser mediad=0
deci 0
muest 1 20
repite j desde 1 hasta 100
esc mediaser=0
ser enum = 170 + rndn*10
esc mediaser= medser(enum)
obs mediad[j]=mediaser
finrepit

; Calculo de la MEDIA y DESVIACION TIPICA global
; media teorica 170 desviacion tipica 10/raizc(20)=2.24
muest 1 100
hist mediad minx 160 maxx 180 interx 10 intery 1
esc mediaglo =medser(mediad)
esc desviglo =desser(mediad)
visesc mediaglo
visesc desviglo
```

## ; CASO 208

```

ser ipci=ipc*100/67.4
ser salmini=salmin*100/750
ser salminv=(salmin-salmin(-1))*100/salmin(-1)
ser salmind=salmin*100/ipc
ser ipcv=(ipc-ipc(-1))*100/ipc(-1)

; graficos de series
graf salmin ipc
graf salmini ipci
graf salminv ipcv

; grafico de dispersion y estimacion MC
graf (ipc) salmin
mc salmin 1 ipc

; calculo de la regresion utilizando algebra ordinaria
ser Yd=salmin-medser(salmin)
ser Xd=ipc-medser(ipc)
ser YdXd=Yd*Xd
ser Xd2=Xd*Xd
esc beta=sumser(YdXd)/sumser(Xd2)
esc alfa=medser(salmin)-beta*medser(ipc)
visesc beta
visesc alfa

```

### **; CASO 301/304**

#### **; CASO 301**

```

muest 1 20
deci 0

```

```

; grafico dispersion y estimacion MC
graf (valcon) valacc
mc valacc 1 valcon

```

```

; calculo de coeficientes
mat x ={ 1 valcon}
mat y= {valacc}

```

```

mat xx=x'x
mat xy=x'y
mat xxinv=xx$
mat coef =xxinv*xy
mat coefl=(x'x)$x'y

```

```

; calculo del vector de residuos
mat u=y-x*coefl

```

```

; calculo del estimador de la varianza de las perturbaciones
mat uu=u'u
esc uu2=escal(uu)
mat uu1=y'y-coefx'y
esc uu22=escal(uu1)
esc varu=uu2/(nobs- nreg)
esc desu=rcuad(varu)

```

```

; calculo de la matriz var-cov de los estimadores
mat covacoef=varu*(x'x)$

```

```

; calculo de la media de la variable dependiente
esc my=medser(valacc)
    ; calculo del coeficiente de determinación por dos procedimientos
mat yy=y'y
esc y2=escal(yy)
mat yyestim=coef'x'y
esc y2estim=escal(yyestim)
esc rcuad2=1-(uu2)/(y2-nobs*pot(my,2))
esc rcuad21=(y2estim-nobs*pot(my,2))/(y2-nobs*pot(my,2))
visesc rcuad2
visesc rcuad21

;CASO 304
; creacion de variables en logaritmos
ser lvalacc=ln(valacc)
ser lvalcon=ln(valcon)

;modelo lineal
mc valacc 1 valcon
esc aic=_aic

; modelo doblemente logaritmico
mc lvalacc 1 lvalcon
    ; calculo AIC
esc aicl=_aic+2*_mvd

; comparacion ajuste entre el modelo lineal y el modelo doblemente logaritmico
visesc aic
visesc aicl

; comparacion graficos de los dos modelos
graf (valcon) l valacc
graf (lvalcon) l lvalacc

```

### **; CASOS 302/404**

```

deci 0
; calculo de rendis y representacion de series a precios corrientes
ser rendis=cprn+anf
graf rendis cprn

; calculo de rendisd y representacion de series a precios constantes
ser rendisd=rendis*cprnd/cprn
graf rendisd cprnd

; grafico de dispersion y estimacion MC
graf (rendisd) cprnd
mc cprnd 1 rendisd

; calculo de coeficientes
mat x={ 1 rendisd}
mat y= {cprnd}

mat xx=x'x
mat xy=x'y
mat xxinv=xx$
mat coef=xxinv*xy

```

```

mat coef1=(x'x)$x'y
; calculo del vector de residuos
mat u=y-x*coef1

; calculo del estimador de la varianza de las perturbaciones
mat uu=u'u
esc uu2=escal(uu)
mat uu1=y'y-coefx'y
esc uu22=escal(uu1)
esc varu=uu2/(nobs_nreg)
esc desu=rcuad(varu)

; calculo de la matriz var-cov de los estimadores
mat covacoef=varu*(x'x)$

; calculo de la media de la variable dependiente
esc my=medser(cprnd)
; calculo del coeficiente de determinación por dos procedimientos
mat yy=y'y
esc y2=escal(yy)
mat yyestim=coefx'y
esc y2estim=escal(yyestim)
esc rcuad2=1-(uu2)/(y2-nobs*pot(my,2))
esc rcuad21=(y2estim-nobs*pot(my,2))/(y2-nobs*pot(my,2))
visesc rcuad2
visesc rcuad2

```

### **; CASO 303**

```

; creacion de series
ser lnlaact=ln(lacteos)
ser lnrdisp=ln(rdisp)
ser invrdisp=1/rdisp

; modelo 1
mc lacteos 1 rdisp
esc my=medser(lacteos)
esc mx=medser(rdisp)
esc promar1=_beta[2,1]
visesc promar1
esc elas1=_beta[2,1]*mx/my
visesc elas1
esc AIC1=_AIC
visesc aic1

; modelo 2
mc lacteos 1 invrdisp
esc promar2=-_beta[2,1]/(mx*mx)
visesc promar2
esc elas2=-_beta[2,1]/(mx*my)
visesc elas2
esc AIC2=_AIC
visesc aic2

; modelo 3
mc lacteos 1 lnrdisp
esc promar3=_beta[2,1]/(mx)
visesc promar3

```

```

esc elas3=_beta[2,1]/(my)
visesc elas3
esc AIC3=_AIC
visesc aic3

; modelo 4
mc lnlact 1 lnrdisp
esc promar4=_beta[2,1]*my/mx
visesc promar4
esc elas4=_beta[2,1]
visesc elas4
; calculo AICL
esc aicl4=_aic+2*_mvd
visesc aicl4

; modelo 5
mc lnlact 1 rdisp
esc promar5=_beta[2,1]*my
visesc promar5
esc elas5=_beta[2,1]*mx
visesc elas5
; calculo AICL
esc aicl5=_aic+2*_mvd
visesc aicl5

; modelo 6
mc lnlact 1 invrdisp
esc promar6=-_beta[2,1]*my/(mx*mx)
visesc promar6
esc elas6=-_beta[2,1]/mx
visesc elas6
; calculo AIC
esc aicl6=_aic+2*_mvd
visesc aicl6

; calculo de los coeficientes
mat x ={ 1 rdisp}
mat y= {lacteos}
mat xx=x'x
mat xy=x'y
mat xxinv=xx$
mat coef =xxinv*xy
mat coefl=(x'x)$x'y

; calculo del vector de residuos
mat u=y-x*coef

; calculo del estimador de la varianza de las perturbaciones
mat uu=u'u
esc u2=escal(uu)
esc varu=u2/(nobs-_nreg)
esc desu=rcuad(varu)
visesc varu
visesc desu

; calculo de la matriz var-cov de los estimadores
mat covacoef=varu*(x'x)$

; calculo de la media de la variable dependiente
esc my =medser(lacteos)

```

```

; calculo del coeficiente de determinación
mat yy=y'y
esc y2=escal(yy)
esc rcuad2=1-(u2) / (y2-nobs*pot(my,2))
visesc rcuad2

```

## **; CASO 305**

```

; estimacion modelo MC
mc ventas 1 publ incent

```

```

; calculo de los coeficientes
mat x ={ 1 publ incent}
mat y= {ventas}
mat xx=x'x
mat xy=x'y
mat xxinv=xx$
mat coef =xxinv*xy
mat coefl=(x'x)$x'y

```

```

; calculo del vector de residuos
mat u=y-x*coef

```

```

; calculo del estimador de la varianza de las perturbaciones
mat uu=u'u
esc u2=escal(uu)
esc varu=u2/(nobs-3)
esc desu=rcuad(varu)

```

```

; calculo de la matriz var-cov de los estimadores
mat covacoeef=varu*(x'x)$

```

```

; calculo de la media de la variable dependiente
esc my =medser(ventas)

```

```

; calculo del coeficiente de determinación
mat yy=y'y
esc y2=escal(yy)
esc rcuad2=1-(u2) / (y2-nobs*pot(my,2))

```

```

; creacion variables en logaritmos
ser lventas=ln(ventas)
ser lpubl=ln(publ)
ser lincent=ln(incent)

```

```

; modelo 1
mc ventas 1 publ
esc aic1=_aic

```

```

; modelo 2
mc ventas 1 incent
esc aic2=_aic

```

```

; modelo 3
mc ventas 1 publ incent
esc aic3=_aic

```

```

; modelo 4

```

```

mc ventas 1 lpubl incent
esc aic4=_aic

; modelo 5
mc ventas 1 publ linent
esc aic5=_aic

; modelo 6
mc ventas 1 lpubl linent
esc aic6=_aic

; modelo 7
mc lventas 1 publ incent
; calculo AIC
esc aic7=_aic+2*_mvd

; modelo 8
mc lventas 1 lpubl linent
; calculo AIC
esc aic8=_aic+2*_mvd

; visualizacion coeficientes AIC
visesc aic1
visesc aic2
visesc aic3
visesc aic4
visesc aic5
visesc aic6
visesc aic7
visesc aic8

```

### **; CASO 306/411**

```

; creacion de variables en logaritmos
ser lvabpri=ln(vabpri)
ser lkpri=ln(kpri)
ser lempri=ln(empri)

```

```

; estimacion modelo
mc lvabpri 1 lkpri lempri

```

```

; contraste rendimientos constantes a escala
; Ho: beta(2)+beta(3)=1
CHN ir 1
CHN mr 1 beta(2)+beta(3)=1
CHN fr 1

```

### **; CASO 307**

```

; la trampa de las variables ficticias
ser hombre=sexo
ser mujer = 1-sexo
mc absen 1 hombre mujer

```

; soluciones a la trampa de las variables ficiticias  
     ; prescindir del termino independiente  
 mc absen hombre mujer  
     ; prescindir de una categoria en la v. ficticia  
 mc absen 1 hombre  
  
     ; modelo en funcion salario y sexo(hombre)  
 mc absen 1 salario sexo  
 ser absen1 = \_beta[1,1] + \_beta[2,1]\*salario + \_beta[3,1]\*sexo  
 graf(salario) absen absen1  
  
     ; modelo en funcion salario y sexo(hombre) con interaccion  
 ser sexsal=sexo\*salario  
 mc absen 1 salario sexo sexsal  
  
     ; modelo completo  
 mc absen 1 taller sexo edad antigue salario

**; CASOS 309/407** (Datos CASO 302)  
 ; estimacion funcion de consumo de Broawn  
  
     ; calculo de rendis y rendisd  
 ser rendis=cprn+anf  
 ser rendisd=rendis\*cprnd/cprn  
  
     ; modelo de Brown  
 mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1)  
  
     ; contraste H nula: pmlp=0.90  
         ; Ho: beta(2)+0.9\*beta(3)=0.9  
 CHN ir 1  
 CHN mr 1 beta(2)+0.9\*beta(3)=0.9  
 CHN fr 1

    ; contraste de estabilidad estructural  
         ; F=0 en (1954-1975) y F=1 en (1976-1991)  
         ; a. utilizando variables ficiticias  
             ; creacion de nuevas variables  
 muest 1955 1991  
 ser rendisdf=rendisd\*f1  
 ser cprnd1f=cprnd(-1)\*F1

    ; estimacion del modelo con variables ficiticias  
  
 mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1) F1 rendisdf cprnd1f  
         ; contraste  
 CHN ir 3  
 CHN mr 1 beta(4)=0  
 CHN mr 2 beta(5)=0  
 CHN mr 3 beta(6)=0  
 CHN fr 3

    ; b. utilizando suma de cuadrados de residuos  
         ; estimacion modelo general  
 muest 1955 1991  
 mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1) F1 rendisdf cprnd1f  
 esc scrg=\_scr

```

; estimacion modelo restringido
muest 1955 1991
mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1)

; contraste
esc scrr=_scr
esc estF=((scrr-scr)/3)/(scrg/(36-6))
visesc estF
esc nscF= probF(estF,3,30)
visesc nscF

; ?existen efectos de interaccion entre la variable ficticia y las variables explicativas?
; a. utilizando variables ficticias
; estimacion del modelo con variables ficticias

mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1) F1 rendisdf cprnd1f
; contraste
CHN ir 2
CHN mr 1 beta(5)=0
CHN mr 2 beta(6)=0
CHN fr 2

; b. utilizando suma de cuadrados de residuos
; estimacion modelo general
muest 1955 1991
mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1) F1 rendisdf cprnd1f
esc scrg=_scr

; estimacion modelo restringido
muest 1955 1991
mc cprnd 1 rendisd cprnd(-1) F1

; contraste
esc scrr=_scr
esc estF=((scrr-scr)/2)/(scrg/(36-6))
visesc estF
esc nscF= probF(estF,2,30)
visesc nscF

```

### **; CASO 310/412**

```

muest 1907 1960
mc ventas 1 gpub ventas(-1) F1 F2 F3

CHN ir 1
CHN mr 1 1.06*beta(2)+1.0875*beta(3)=1.15275
CHN fr 1
esc estf=_forlarh
esc nscf=_estfh
visesc estf
visesc nscf

```

### **; CASO 311**

```

; simulacion de Montecarlo de la funcion de consumo
; simulacion de una serie

```

```
ser cons=2+0.85*rendis+1.2*rndn  
mc cons 1 rendis
```

; simulacion de 10 series

; inicializacion

```
esc alfa =0  
esc beta=0
```

; de 1 a 10 series

```
repite j desde 1 hasta 10  
ser cons=2+0.85*rendis+1.2*rndn  
mc cons 1 rendis  
esc alfa=alfa+_beta[1,1]  
esc beta= beta+_beta[2,1]  
finrepite
```

; estimaciones medias

```
esc alfam=alfa/10  
esc betam=beta/10  
visesc alfam  
visesc betam
```

; sesgos

```
esc sesgoalf=2-alfam  
esc sesgobet=0.85-betam  
visesc sesgoalf  
visesc sesgobet
```

### **; CASO 403a**

```
ser rbmad92=(ibmad92-ibmad92(-1))/ibmad92(-1)  
mc rbmad92 1 rbmad92(-1)
```

### **; CASO 403b**

```
ser rbtok92=(ibtok92-ibtok92(-1))/ibtok92(-1)  
mc rbtok92 1 rbtok92(-1)
```

### **; CASO 406**

```
ser rbtok92=(ibtok92-ibtok92(-1))/ibtok92(-1)  
ser rbmad92=(ibmad92-ibmad92(-1))/ibmad92(-1)  
mc rbmad92 1 rbtok92
```

### **; CASO 408**

; calculo indices de precios

```
ser ppesca=pesca*100/pescad  
ser pcarne =carne*100/carned  
graf ppesca pcarne
```

; creacion de variables en logaritmos

```
ser lpescad=ln(pescad)  
ser lppesca=ln(ppesca)
```

```

ser lpcarne=ln(pcarne)
ser lcprnd=ln(cprnd)

; estimacion modelo
mc lpescad 1 lppesca lpcarne lcprnd

; contraste restriccion homogeneidad
; Ho: beta(2)+beta(3)+beta(4)=0
CHN ir 1
CHN mr 1 beta(2)+beta(3)+beta(4)=0
CHN fr 1

; CASO 701 (Datos en CASO 301)

; modelo lineal
muest 1 20
deci 0
; grafico de dispersion y estimacion
graf (valcon) valacc
mc valacc 1 valcon

; contraste White
CWH PC RA

; contraste de Gofeld y Quandt
CGQ (valcon) 1 7 14 20

; matriz de covarianzas consistente bajo heteroscedasticidad
muest 1 20
mc (ch) valacc 1 valcon

; modelo doblemente logaritmico
; creacion de variables en logaritmos
muest 1 20
ser lvalacc=ln(valacc)
ser lvalcon=ln(valcon)

; grafico de dispersion y estimacion
graf (lvalcon) 1 lvalacc
mc lvalacc 1 lvalcon

; contraste White
CWH PC RA

; contraste de Gofeld y Quandt
CGQ (valcon) 1 7 14 20

; matriz de covarianzas consistente bajo heteroscedasticidad
muest 1 20
mc (ch) lvalacc 1 lvalcon

```

## ; **CASO 702**

```

; modelo doblemente logaritmico
; creacion de variables en logaritmos

```

```
ser lnhostel=ln(hostel)
ser lnrdisp=ln(rdisp)

; estimacion MC
muest 1 40
mc lnhostel 1 lnrdisp estmed estsup tamhog

; contraste White
CWH RA

; contraste de Goldfeld y Quandt
CGQ (rdisp) 1 15 26 40

; matriz de covarianzas consistente bajo heteroscedasticidad
muest 1 40
mc (ch) lnhostel 1 lnrdisp estmed estsup tamhog; modelo doblemente logaritmico
```