EJEMPLO APLICADO EN PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA
MODELO DE PRODUCCIÓN AGREGADA PARA LA ECONOMÍA MEXICANA

DR. ROGER ALEJANDRO BANEGAS RIVERO
UNIVERSIDAD AUTÓNOMA GABRIEL RENÉ MORENO

A partir del archivo *pruebas de especificación econométrica.rar* se desarrolla el siguiente documento:

I. PRUEBAS DE HIPÓTESIS DE RAÍZ UNITARIA (NO ESTACIONARIEDAD)

PRUEBA DICKEY-FULLER-AUMENTADA (DFA)

Ho: La serie **LY** no es estacionaria en niveles (presenta raíz unitaria)
Null Hypothesis: LY has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.864920	0.1858
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

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

Dado que la probabilidad > 5%; no se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad (raíz unitaria)

Ho: La serie Δ(**LY**) no es estacionaria (presenta raíz unitaria)

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

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.366812	0.0076
Test critical values:	1% level	-4.252879	
	5% level	-3.548490	
	10% level	-3.207094	

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

Dado que la probabilidad es menor que el 5%; se rechaza la Ho; es decir la serie logaritmo del pib real (LY) es estacionaria después de una diferencia: **I(1)**

CONCLUSIÓN FINAL:

Según DFA y Ph-P, LY ES ESTACIONARIA EN PRIMERA DIFERENCIA

II. ESTIMACIÓN DEL MODELO ORIGINAL TEÓRICO:

Para estimar un modelo de producción agregada, de forma teórica se parte de una especificación Cobb-Douglas, la cual señala:

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{\beta} e^{\varepsilon_t} \qquad (1)$$

Después de log-linealizar (1) y mediante D-F-A y Ph-P, se encontró que todas las variables son estacionarias en primera diferencia I(1):

$$\Delta \log \hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha \, \Delta \log K_t + \beta \, \Delta \log L_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

En Eviews, se tiene información anual para México de 1970 al 2005, donde:

Ly = log del PIB real
Lk = log del capital
Lne = log del número de empleados
Lg =log del gasto público

En eviews:

D(ly) C D(lk) D(lne)

CUADRO 1. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO
ESTIMACIÓN INICIAL

Variable dependiente: Δ Log Y
Muestra ajustada: 1971 - 2005
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Observaciones incluídas: 35 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. t
Constante	0.0139***	(0.00)	4.02
ΔLog K	0.1521***	(0.03)	5.71
ΔLog L	0.7401***	(0.16)	4.73
R2 ajustado	0.87		
D-W	1.44		

*** Al 1% de significancia estadística

III. PRUEBAS DE ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA:

1) Normalidad en la distribución del término de perturbación estocástica

- Ho: No existe problema de normalidad en los residuos.

CUADRO 2. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO
ESTIMACIÓN INICIAL

Variable dependiente: Δ Log Y
Muestra ajustada: 1971 - 2005
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Observaciones incluídas: 35 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. *t*
Constante	0.0139***	(0.00)	4.02
ΔLog K	0.1521***	(0.03)	5.71
ΔLog L	0.7401***	(0.16)	4.73
R2 ajustado	0.87	J-B	1.73
D-W	1.44	Prob. (J-B)	0.42

*** Al 1% de significancia estadística

Se concluye que: No se rechaza la Ho dado que J-B. 1.72 (Prob. 0.42); la probabilidad es mayor que el 5 y el 10% respectivamente.

2) No existe problema de autocorrelación, ni correlación serial.

Ho: No existe problema de autocorrelación en un rezago.

$\varepsilon_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \Delta\log K_t + \theta_3 \Delta\log L_t + v_t$ (3)

$$Ho: \theta_1 = 0$$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.065419	Prob. F(1,31)	0.0899
Obs*R-squared	3.149519	Prob. Chi-Square(1)	0.0759

Prob. < 10%; por lo tanto existe autocorrelación en un rezago al 10% de significancia estadística.

Ho: No existe problema de autocorrelación en dos rezagos.

$\widehat{\varepsilon_t} = \widehat{\theta_0} + \widehat{\theta_1} \varepsilon_{t-1} + \widehat{\theta_2} \varepsilon_{t-2} + \widehat{\theta_3} \Delta\log K_t + \widehat{\theta_4} \Delta\log L_t + v_t$ (3)

$$Ho: \theta_1 = \theta_2 = 0$$

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.431179	Prob. F(2,30)	0.0455
Obs*R-squared	6.515659	Prob. Chi-Square(2)	0.0385

Prob. < 5%; por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula que se el residuo *en tiempo t* no depende de los residuos en tiempo *t-1* y en tiempo *t-2*.

CUADRO 3. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO
PRUEBA DE NO AUTOCORRELACIÓN

Variable dependiente: Δ Log Y

Muestra ajustada: 1971 - 2005

Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios

Observaciones incluídas: 35 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. *t*
Constante	0.0139***	(0.00)	4.02
ΔLog K	0.1521***	(0.03)	5.71
ΔLog L	0.7401***	(0.16)	4.73
R2 ajustado	0.87	J-B	1.73
D-W	1.44	Prob. (J-B)	0.42
Prob. Correl. Serial LM (F, 1 rezago)			0.09
Prob. Correl. Serial LM (F, 2 rezagos)			0.05

*** Al 1% de significancia estadística

Existe problema de autocorrelación al 5 y 10% de significancia estadística hasta dos rezagos.

MODELO CORREGIDO (SIN AUTOCORRELACIÓN):

$$\Delta \log \hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha \, \Delta \log K_t + \beta \, \Delta \log L_t + \varphi_1 \, \Delta \log \hat{Y}_{t-1} + \varphi_2 \, \Delta \log \hat{Y}_{t-2} + \varepsilon_t \qquad (4)$$

En Eviews:

D(ly) C D(lk) D(lne) D(ly(-1)) D(ly(-2))

CUADRO 4. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO
CON CORRECCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN

Variable dependiente: Δ Log Y
Muestra ajustada: 1973 - 2005
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Observaciones incluídas: 33 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. t
Constante	0.0089***	(0.00)	2.77
ΔLog K	0.1859***	(0.03)	7.04
ΔLog L	0.5005***	(0.16)	3.13
ΔLog Y, *t-1*	0.0654	(0.06)	1.12
ΔLog Y, *t-2*	0.1548**	(0.06)	2.62
R2 ajustado	0.91	J-B	1.06
D-W	1.73	Prob. (J-B)	0.60
Prob. Correl. Serial LM (F, 1 rezago)			0.48
Prob. Correl. Serial LM (F, 2 rezagos)			0.74

*** Al 1% de significancia estadística

** Al 5% de significancia estadística

3) No existe problema de heteroscedasticidad

<u>PROBANDO LA NO HETEROSCEDASTICIDAD (EXISTENCIA DE HOMOSCEDASTICIDAD)</u>

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi_1\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \varphi_2\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Ho: No existe efecto ARCH (heteroscedasticidad condicional autoregresiva) en un rezago.

$$\widehat{\varepsilon_t^2} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$$

$$Ho\colon \theta_1 = 0$$

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.594375	Prob. F(1,30)	0.4468
Obs*R-squared	0.621683	Prob. Chi-Square(1)	0.4304

Prob. > 5 y 10%, por lo tanto no se rechaza la ho. (No hay problema de heteroscedasticidad condicional autoregresiva en un período.

Ho: No existe efecto ARCH (heteroscedasticidad condicional autoregresiva) en dos rezagos.

$$\widehat{\varepsilon_t^2} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\varepsilon_{t-1}^2 + \hat{\theta}_2\varepsilon_{t-2}^2 + v_t$$
$$Ho\colon \theta_1 = \theta_2 = 0$$

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.333677	Prob. F(2,28)	0.7191
Obs*R-squared	0.721657	Prob. Chi-Square(2)	0.6971

Prob. > 5 y 10%, por lo tanto no se rechaza la ho. (No hay problema de heteroscedasticidad condicional autoregresiva en dos períodos).

CUADRO 4. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO
CON PRUEBA DE NO EFECTO ARCH (HETEROSCEDASTICIDAD)

Variable dependiente: Δ Log Y
Muestra ajustada: 1973 - 2005
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Observaciones incluídas: 33 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. t
Constante	0.0089***	0.00	2.77
ΔLog K	0.1859***	0.00	7.04
ΔLog L	0.5005***	0.00	3.13
ΔLog Y, *t-1*	0.0654	0.00	1.12
ΔLog Y, *t-2*	0.1548**	0.00	2.62
R2 ajustado	0.00	J-B	1.06
D-W	0.00	Prob. (J-B)	0.60
Prob. Correl. Serial LM (F, 1 rezago)			0.48
Prob. Correl. Serial LM (F, 2 rezagos)			0.74
Prob. No efecto ARCH (F, 1 rezago)			0.45
Prob. No efecto ARCH (F, 2 rezagos)			0.72

*** Al 1% de significancia estadística

** Al 5% de significancia estadística

PROBANDO LA NO HETEROSCEDASTICIDAD (EXISTENCIA DE HOMOSCEDASTICIDAD)

PRUEBAS DIVERSAS

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi_1\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \varphi_2\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

a. Breush-Pagan-Godfrey

$$\widehat{\varepsilon_t^2} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\,\Delta\log K_t + \hat{\theta}_2\,\Delta\log L_t + \hat{\theta}_3\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \hat{\theta}_4\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + v_t$$

Ho: la varianza del modelo no está explicada por las variables exógenas del modelo (no hay heteroscedasticidad ocasionada por las variables explicativas).

$$Ho: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.966155	Prob. F(4,28)	0.4415
Obs*R-squared	4.002323	Prob. Chi-Square(4)	0.4057
Scaled explained SS	1.794384	Prob. Chi-Square(4)	0.7735

No se puede rechazar la

b. Harvey

A partir de la siguiente regresión:

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi_1\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \varphi_2\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Se obtienen los residuos (ε_t), donde se estima una regresión auxiliar:

$$\log\widehat{\varepsilon_t^2} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\,\Delta\log K_t + \hat{\theta}_2\,\Delta\log L_t + \hat{\theta}_3\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \hat{\theta}_4\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + v_t$$

Ho: la varianza del modelo no está explicada por las variables exógenas del modelo (no hay heteroscedasticidad ocasionada por las variables explicativas).

$$Ho: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Heteroskedasticity Test: Harvey

F-statistic	0.996808	Prob. F(4,28)	0.4257
Obs*R-squared	4.113475	Prob. Chi-Square(4)	0.3909
Scaled explained SS	4.324542	Prob. Chi-Square(4)	0.3639

No se rechaza la Ho; por lo tanto de forma conjunta las variables explicativas no influyen sobre la varianza del modelo

b. Glejser

A partir de la siguiente regresión:

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi_1\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \varphi_2\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Se obtienen los residuos (ε_t), donde se estima una regresión auxiliar en términos absolutos:

$$|\varepsilon_t| = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\,\Delta\log K_t + \hat{\theta}_2\,\Delta\log L_t + \hat{\theta}_3\,\Delta\log\hat{Y}_{t-1} + \hat{\theta}_4\,\Delta\log\hat{Y}_{t-2} + v_t$$

Ho: la varianza del modelo no está explicada por las variables exógenas del modelo (no hay heteroscedasticidad ocasionada por las variables explicativas).

$$Ho: \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	1.041528	Prob. F(4,28)	0.4035
Obs*R-squared	4.274116	Prob. Chi-Square(4)	0.3702
Scaled explained SS	3.108059	Prob. Chi-Square(4)	0.5399

La probabilidad es mayor que el 5 y el 10%; no hay problema de heteroscedasticidad.

a. White (sin términos cruzados)

$$\widehat{\varepsilon_t^2} = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1\,\Delta\log {K_t}^2 + \hat{\theta}_2\,\Delta\log {L_t}^2 + \hat{\theta}_3\,\Delta\log {\hat{Y}_{t-1}}^2 + \hat{\theta}_4\,\Delta\log {\hat{Y}_{t-2}}^2 + v_t$$

Ho: la varianza del modelo no está explicada por las variables exógenas del modelo (no hay heteroscedasticidad ocasionada por las variables explicativas elevadas al cuadrado).

$$Ho\colon \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$$

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.465162	Prob. F(4,28)	0.7607
Obs*R-squared	2.056264	Prob. Chi-Square(4)	0.7254
Scaled explained SS	0.921897	Prob. Chi-Square(4)	0.9214

b. White (con términos cruzados)

Ho: la varianza del modelo no está explicada por las variables exógenas del modelo (no hay heteroscedasticidad ocasionada por las variables explicativas elevadas al cuadrado y por sus productos cruzados).

$$Ho\colon \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 .. = \theta_k = 0$$

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.833507	Prob. F(14,18)	0.6304
Obs*R-squared	12.97917	Prob. Chi-Square(14)	0.5282
Scaled explained SS	5.819024	Prob. Chi-Square(14)	0.9708

No existe problema de heteroscedasticidad con especificación cruzada en las variables explicativas: la probalidad F y chi-cuadrado es mayor que el 5 y que el 10% respectivamente

En conclusión con diversas pruebas de especificación, se concluye que no existe problema de heteroscedasticiad (varianza distinta).

CUADRO 5. MODELO COBB-DOUGLAS PARA MÉXICO CON DIVERSAS PRUEBAS DE HETEROSCEDASTICIDAD

Variable dependiente: Δ Log Y
Muestra ajustada: 1973 - 2005
Método: Mínimos Cuadrados Ordinarios
Observaciones incluídas: 33 después de ajuste

	Coeficiente	Error estándar	Estad. t
Constante	0.0089***	0.00	2.77
ΔLog K	0.1859***	0.00	7.04
ΔLog L	0.5005***	0.00	3.13
ΔLog Y, *t-1*	0.0654	0.00	1.12
ΔLog Y, *t-2*	0.1548**	0.00	2.62
R2 ajustado	0.91	J-B	1.06
D-W	1.73	Prob. (J-B)	0.60
Prob. Correl. Serial LM (F, 1 rezago)			0.48
Prob. Correl. Serial LM (F, 2 rezagos)			0.74
Prob. No efecto ARCH (F, 1 rezago)			0.45
Prob. No efecto ARCH (F, 2 rezagos)			0.72
Prob. No Heterosc. (B-P-G)			0.44
Prob. No Heterosc. (Harvey)			0.43
Prob. No Heterosc. (Glejser)			0.40
Prob. No Heterosc. (White, sin efectos cruzados)			0.76

*** Al 1% de significancia estadística

** Al 5% de significancia estadística

3) No existe problema de multicolinealidad

CUADRO 6. FACTORES INFLACIONARIOS DE VARIANZA

Factores inflacionarios de varianza
Muestra 1970 2005
Observaciones incluídas: 33

Variable	Coeficiente Varianza	No centrada VIF	Centrada VIF
C	0.00	3.14	NA
D(LK)	0.00	3.67	3.38
D(LNE)	0.03	7.11	3.58
D(LY(-1))	0.00	2.63	1.29
D(LY(-2))	0.00	2.70	1.34

En ninguno de los casos los factores inflacionarios de varianza no superan el valor de 10; por lo cual no existe problemas de multicolinealidad en el modelo.

4) Prueba de especificación para variables omitidas:

Modelo original:

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi D86 + \varepsilon_t \quad (5)$$

a) Modelo con una variable omitida:

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi D86 + \gamma\,\Delta\log G_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

No se rechaza la Ho, de correcta especificación en el modelo (5) en comparación con el modelo (6), en resumen, el gasto del gobierno no debe incluirse dentro del modelo final.

	Value	df
Restricted LogL	111.5125	27
Unrestricted LogL	111.5161	26

Restricted model
Specification: D(LY) C D(LK) D(LNE) D(LY(-1)) D(LY(-2)) D86

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: D(LY)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021365	0.005464	3.909878	0.0006
D(LK)	0.209793	0.025643	8.181248	0.0000
D(LNE)	0.323846	0.156781	2.065591	0.0490
D(LY(-1))	0.041663	0.053729	0.775428	0.4451
D(LY(-2))	0.127823	0.055335	2.309994	0.0291
D86	-0.012476	0.004879	-2.556910	0.0167
D(LG)	-0.005824	0.077382	-0.075257	0.9406

b) Modelo con tres variables omitidas:

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi D86 + \gamma\,\Delta\log G_t + \delta_1\,\Delta\log {K_t}^2 + \delta_2\,\Delta\log {L_t}^2 + \varepsilon_t \quad (7)$$

5) Prueba de especificación para variables redundantes:

<u>MODELO ORIGINAL (GENERAL)- IRRESTRICO:</u>

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi D86 + \gamma\,\Delta\log G_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Se desea probar la hipótesis que $\Delta\log G_t$ es una variable redundante el modelo y por tanto debería excluirse del modelo

<u>MODELO ALTERNATIVO (ESPECÍFICO)- RESTRICTO:</u>

$$\Delta\log\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \alpha\,\Delta\log K_t + \beta\,\Delta\log L_t + \varphi D86 + \varepsilon_t \quad (9)$$

Sin gasto del gobierno.

	Value	df
Restricted LogL	111.5125	27
Unrestricted LogL	111.5161	26

Dado que el modelo restricto presenta un menor logaritmo de verosimilitud (LogL), por lo tanto el modelo (9) es mejor que el modelo (8); en consecuencia, la variable gasto de gobierno es una variable redundante y debe eliminarse