

ECONOMETRÍA I - STATA

CURVA DE LAFFER Y LEY DE OKUN

Introducción

Camboya es un país ubicado en la península de Indochina del Sudeste Asiático que sufrió las consecuencias de la Guerra de Vietnam entre 1955 y 1975, y de la posterior guerra vietnamita-camboyana que tuvo lugar hasta 1991. En el año 1997, el Partido Popular de Camboya arribó al poder mediante un golpe de estado que se mantiene hasta la actualidad. Su unidad monetaria nacional es el riel camboyano y, en los últimos años, pese a que su economía aún sufre las consecuencias de la posguerra, experimentó un gran crecimiento debido al desarrollo de sectores como el turismo y la agricultura, que incentivaron las inversiones extranjeras y el comercio internacional. Además, recientemente se han encontrado grandes reservas de petróleo y gas natural en sus aguas territoriales, que aún no han sido explotadas debido a disputas territoriales con Tailandia.

El objetivo del presente trabajo es analizar, en primer lugar, la evolución de los ingresos fiscales y los tipos impositivos de Camboya para el periodo 2002-2019 en base al criterio de la curva de Laffer. En segundo lugar¹, se procede a realizar un análisis sobre la Ley de Okun, que analiza la variación de la tasa de desempleo en función de la tasa de crecimiento de la economía, mediante un modelo dinámico autorregresivo.

Curva de Laffer

La *curva de Laffer* muestra la relación existente entre los ingresos fiscales y los tipos impositivos. Si el tipo impositivo es igual a cero o es del 100%, los ingresos fiscales serán nulos, y entre esos extremos existirá un tramo ascendente de bajos impuestos, un tramo descendente con altos impuestos y un máximo de recaudación. Encontrar ese máximo es un objetivo deseable más no sencillo, debido a que depende de factores inherentes al país bajo análisis. Sin embargo, este permitiría saber cómo manipular los tipos impositivos para aumentar la recaudación. De esta forma, la curva desarrollada por Laffer en 1980 concluye que aumentar los tipos impositivos no siempre provoca un aumento en la recaudación.

En línea con lo expuesto, para estimar el impacto de los tipos impositivos sobre la recaudación en Camboya se utilizó un modelo de series de tiempo con datos

¹ Ejercicio proveniente del Trabajo Práctico nº11 de Econometría 2020, ejercicio A7, inciso d.

correspondientes al periodo 2002-2019 recuperados de la base de datos del Banco Mundial. Con un total de 18 observaciones, el periodo seleccionado obedece a la disponibilidad de datos.

En primer lugar, se obtuvieron las series de *recaudación impositiva en unidades de moneda nacional* a precios actuales (Rec) y la *presión tributaria (Pt)*, medida como la recaudación impositiva en porcentaje de PIB, ambas recuperadas de la base de datos del Banco Mundial, para el periodo 2002-2019. Por su parte, también se obtuvo información sobre las variables *recaudación en unidades de moneda nacional* e *impuestos en unidades de moneda nacional* de la base de datos del Fondo Monetario Internacional, pero para un periodo menor (2005-2019), por lo que se conserva la primera opción. Asimismo, debido a que la moneda nacional camboyana es el riel camboyano, se buscaron series en dólares. Si bien no se encontraron las series de *recaudación impositiva en dólares*, se obtuvo información sobre la cotización oficial para el periodo considerado en investing.com, en el Banco Mundial (solo para el periodo 2002-2013²), y en la División de Estadísticas de la ASEAN³ (para el periodo 2011-2018), por lo que se procede a hacer el cálculo con la primera alternativa. Por otra parte, se calculó la serie de *recaudación impositiva per cápita* mediante el cociente entre la recaudación impositiva en dólares calculada anteriormente y la población total, recuperada de la base de datos del Banco Mundial. Además, como fuentes adicionales se consultó el Instituto Nacional de Estadísticas de Camboya, no pudiendo obtener información relevante para el caso bajo estudio.

Luego, como el modelo de la curva de Laffer supone que la recaudación impositiva se expresa como una función cuadrática de las tasas impositivas, se genera la variable *presión tributaria al cuadrado (Pt2)* y se estima el siguiente modelo:

$$REC_t = \beta_0 + \beta_1 Pt_t + \beta_2 Pt_t^2 + u_t$$

De esta forma, se procede a estimar el modelo con las distintas series encontradas, por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). En primer lugar, se estima la recaudación impositiva en dólares (Rec) en función de la presión tributaria (Pt_t) y la presión tributaria al cuadrado (Pt_t^2). En segundo lugar, se estima la recaudación impositiva en dólares per cápita (Recpc) en función de la presión tributaria y la presión tributaria al cuadrado. El resultado

² Serie tipo de cambio oficial (UMN por US \$, promedio del período) de la base de datos del Banco Mundial (en inglés) para el periodo 1990-2013.

³ Asociación de las Naciones del Sudeste Asiático (ASEAN)

arroja, en el primero de los casos, significancia en la nueva variable incluida pero no en la original, y signos positivos, con una bondad de ajuste ajustada elevada, $R^2 = 0.9877$.

```
. reg Rec Pt Pt2
```

Source		SS	df	MS	Number of obs = 18		
-----+-----					F(2, 15)	=	684.36
Model		3.5460e+25	2	1.7730e+25	Prob > F	=	0.0000
Residual		3.8861e+23	15	2.5908e+22	R-squared	=	0.9892
-----+-----					Adj R-squared	=	0.9877
Total		3.5849e+25	17	2.1087e+24	Root MSE	=	1.6e+11
-----+-----							
Rec		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----							
Pt		5.12e+10	8.42e+10	0.61	0.553	-1.28e+11	2.31e+11
Pt2		1.34e+10	3.23e+09	4.15	0.001	6.52e+09	2.03e+10
_cons		-7.92e+11	5.12e+11	-1.55	0.143	-1.88e+12	2.99e+11

En el segundo caso, al igual que el anterior, la primera variable explicativa no es significativa, mientras que la misma variable elevada al cuadrado si lo es. Además, los signos son positivos y la bondad de ajuste ajustada es $R^2 = 0.9889$.

```
. reg Recpc Pt Pt2
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 18			
-----+-----				F(2, 15) = 761.12			
Model	1.2576e+11	2	6.2880e+10	Prob > F = 0.0000			
Residual	1.2392e+09	15	82614626.1	R-squared = 0.9902			
-----+-----				Adj R-squared = 0.9889			
Total	1.2700e+11	17	7.4705e+09	Root MSE = 9089.3			
-----+-----							
Recpc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
-----+-----							
Pt	8286.156	4755.952	1.74	0.102	-1850.916	18423.23	
Pt2	598.3546	182.4507	3.28	0.005	209.4702	987.239	
_cons	-68181.13	28914.74	-2.36	0.032	-129811.4	-6550.828	

En tercer lugar, se procede a realizar un modelo log-lin, tomando la recaudación impositiva en logaritmo (lRec), donde se observa significancia en todas las variables, signo negativo para la presión tributaria al cuadrado y positivo para la presión tributaria, con una bondad de ajuste ajustada elevada, pero menor que en los casos precedentes.

```
. reg lRec Pt Pt2
```

Source		SS	df	MS	Number of obs = 18		
-----+-----					F(2, 15) = 229.16		
Model		11.949173	2	5.97458651	Prob > F = 0.0000		
Residual		.391081823	15	.026072122	R-squared = 0.9683		
-----+-----					Adj R-squared = 0.9641		
Total		12.3402548	17	.725897343	Root MSE = .16147		
-----+-----							
lRec		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----							
Pt		.6353706	.0844884	7.52	0.000	.4552878	.8154534
Pt2		-.0158263	.0032412	-4.88	0.000	-.0227347	-.0089178
_cons		22.83015	.5136638	44.45	0.000	21.7353	23.925

En cuarto y último lugar, se realiza un modelo log-lin con la variable recaudación impositiva en términos per cápita en logaritmo (lRecpc), lo que arroja los mismos resultados que en el caso anterior, pero con una bondad de ajuste ajustada mayor.

```
. reg lRecpc Pt Pt2
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 18		
-----+-----				F(2, 15) = 239.36		
Model	9.74600299	2	4.87300149	Prob > F = 0.0000		
Residual	.305378011	15	.020358534	R-squared = 0.9696		
-----+-----				Adj R-squared = 0.9656		
Total	10.051381	17	.591257706	Root MSE = .14268		
-----+-----						
lRecpc	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
Pt	.5736753	.074659	7.68	0.000	.4145434	.7328072
Pt2	-.0142874	.0028641	-4.99	0.000	-.0203921	-.0081827
_cons	6.835041	.453904	15.06	0.000	5.867567	7.802514

Si bien los resultados parecen indicar que el tercer modelo es el más adecuado, de todas formas se evalúa la presencia de errores de especificación en los cuatro modelos, mediante el Test Reset de Ramsey, que supone la no existencia de errores de especificación en su hipótesis nula y la existencia de errores de especificación en su hipótesis alternativa. Los resultados se encuentran ordenados desde la primera a la cuarta opción:

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Rec
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 12) = 2.24
```

```
Prob > F = 0.1362
```

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of Recpc
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 12) = 2.26
```

```
Prob > F = 0.1337
```

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lRec
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 12) = 2.30
```

```
Prob > F = 0.1294
```

```
. estat ovtest
```

```
Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lRecpc
```

```
Ho: model has no omitted variables
```

```
F(3, 12) = 2.75
```

```
Prob > F = 0.0889
```

Podemos observar que en las primeras tres opciones el test Reset no rechaza la hipótesis nula al 5% de probabilidad de error, por lo que no existen errores de especificación, mientras que la última opción rechaza la hipótesis nula solo con una probabilidad de error del 10%. Sin embargo, no hay que dejar de tener en cuenta que es una prueba con baja potencia, es decir, que tiende a no rechazar la hipótesis nula cuando es falsa.

Luego, para optar por uno de ellos, nos basamos en los criterios de información de Akaike, que penalizan a los modelos con más grados de libertad, aún cuando la variable dependiente difiere en los modelos a comparar.

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	18	-529.0997	-488.3794	3	982.7588	985.4299

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	18	-229.6345	-187.9673	3	381.9346	384.6057

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	18	-22.14335	8.921998	3	-11.844	-9.172882

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
-------	-----	----------	-----------	----	-----	-----

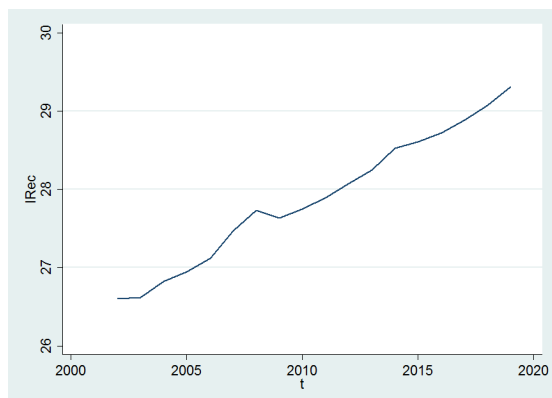
```
-----+-----
. |      18   -20.29694    11.1483    3   -16.29659   -13.62548
-----+-----

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note
```

En base a estos resultados, se opta por el tercero de los casos, en el cual el logaritmo de la recaudación impositiva (IRec) se encuentra en función de la presión tributaria (Pt) y la presión tributaria al cuadrado (Pt²), por ser la que menor valor de AIC y BIC posee.

De esta forma, se procede a evaluar **estacionariedad**, es decir, la ausencia de tendencias de cualquier tipo en las variables del modelo o en el error, primero en la variable dependiente IRec y luego en la variable independiente Pt. En primera medida, se realiza un análisis informal gráfico de la estacionariedad para la variable IRec en función del tiempo, que demuestra la existencia de un *proceso no estacionario en media ni en varianza*. No es estacionario en media porque ésta tiende a crecer con el tiempo, y tampoco es estacionario en varianza por tener las oscilaciones una amplitud desigual.

```
. tsline lRec
```



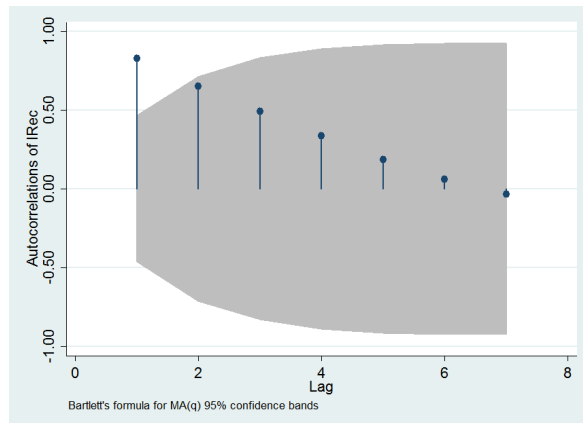
Luego, se analiza el *correlograma*, que grafica la función de autocorrelación (FAC) y la función de autocorrelación parcial (FACP). Se observa que a medida que me alejo en los rezagos, la correlación cae rápidamente a valores no significativos. Hasta el rezago 5 es significativamente distinto de 0 y rápidamente se vuelven no significativos, lo que representa síntomas de estacionariedad. Además, solo un rezago se encuentra fuera del intervalo de confianza.

```
. corrgram lRec
```

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.8267	1.0106	14.473	0.0001	-----			-----		

2	0.6499	0.0097	23.978	0.0000	-----	
3	0.4894	0.3435	29.726	0.0000	---	--
4	0.3332	0.1688	32.58	0.0000	--	-
5	0.1832	0.3758	33.51	0.0000	-	---
6	0.0575	0.6158	33.609	0.0000		-----
7	-0.0336	-0.0082	33.646	0.0000		

ac lRec



Del mismo modo, se llevan a cabo los métodos formales de diagnóstico de estacionariedad. En primer lugar, se chequea presencia de estacionariedad con el *test de Dickey-Fuller* (1970), quienes suponen no es estacionariedad y raíz unitaria en la hipótesis nula, y estacionariedad en la hipótesis alternativa. En este caso, con una probabilidad de error del 5%, no se rechaza la hipótesis nula y la serie tiene raíz unitaria, lo cual no sorprende debido a la baja potencia característica del test.

```
. dfuller lRec
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs		=	17
----- Interpolated Dickey-Fuller -----					
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
Statistic	Value	Value	Value		

Z(t)	0.322	-3.750	-3.000	-2.630	

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.9783					

Como la serie no es estacionaria, se procede a modificar su especificación hasta rechazar H_0 . Para esto, primero se incluye una tendencia determinística, y continúa sin rechazar H_0 .

```
. dfuller lRec, trend
```

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs		=	17
----- Interpolated Dickey-Fuller -----					
Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical		
Statistic	Value	Value	Value		


```
-----
Z(t)          -2.737          -4.380          -3.600          -3.240
-----
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.2210
```

Por otro lado, se excluye la ordenada al origen y esto nos da como resultado no tener p-valor, por lo que no sabemos qué ocurre.

```
. dfuller lRec, noconstant
```

```
Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs   =          17

----- Interpolated Dickey-Fuller -----
              Test              1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Statistic          Value            Value            Value
-----
Z(t)          6.441          -2.660          -1.950          -1.600
```

Por último, incluimos una ordenada al origen y se vuelve a no rechazar la hipótesis nula, por lo que la serie continúa siendo no estacionaria, caminata aleatoria y con raíz unitaria.

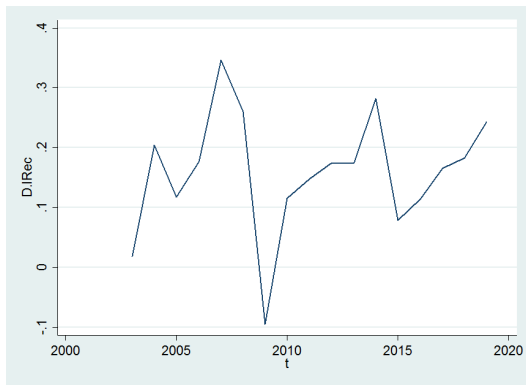
```
. dfuller lRec, drift
```

```
Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs   =          17

----- Z(t) has t-distribution -----
              Test              1% Critical      5% Critical      10% Critical
              Statistic          Value            Value            Value
-----
Z(t)          0.322          -2.602          -1.753          -1.341
-----
p-value for Z(t) = 0.6241
```

Entonces, como todas las especificaciones dieron raíz unitaria en la serie en niveles (salvo en el caso de noconstant donde no teníamos un p-valor asociado), se debe volver a hacer el test para la serie en primera diferencia hasta rechazar H_0 . De esta forma, se determina el orden de integración según la cantidad de veces que sea necesario diferenciar.

```
. tsline d.lRec
```



```
. corrgram d.lRec
```

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1 0 1 -1 0 1 [Autocorrelation] [Partial Autocor]
1	-0.0212	-0.0176	.00907	0.9241	
2	-0.3291	-0.3417	2.3407	0.3103	--
3	-0.1473	-0.1752	2.841	0.4168	-
4	-0.1490	-0.3819	3.3927	0.4944	-
5	-0.2170	-0.6002	4.6604	0.4587	-
6	0.4395	-0.0490	10.332	0.1113	---

```
. dfuller d.lRec
```

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 16

	Test Statistic	----- Interpolated Dickey-Fuller -----		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.982	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0.0015$

Como se puede observar, se rechaza la hipótesis nula con una probabilidad de error del 5% y hay estacionariedad, por ende, el orden de integración es $I(1)$. Además, se obtuvo que el test deja de rechazar la hipótesis nula en el quinto rezago, por lo que con al menos cuatro rezagos vamos a tener estacionariedad, caso contrario, la serie es raíz unitaria. Luego, se procede a realizar el test de Perrone sobre la primera diferencia, el cual también rechazó la hipótesis nula con una probabilidad de error del 5%, aunque de todas formas es un test manipulable.

```
. pperron d.lRec
```

Phillips-Perron test for unit root

Number of obs = 16

Newey-West lags = 2

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(rho)	-14.501	-17.200	-12.500	-10.200
Z(t)	-4.042	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0012

Por último, se realiza el test de Zivot-Andrews (1992) para ambos (both) para la primera diferencia, lo que nos arroja como resultado que el estadístico mínimo es superior a los valores críticos, por lo que la serie es estacionaria con un quiebre en el año 2009.

```
. zandrews d.lRec, break (both)
```

Zivot-Andrews unit root test for D.lRec

Allowing for break in both intercept and trend

Lag selection via TTest: lags of D.D.lRec included = 0

Minimum t-statistic -5.800 at 2009 (obs 8)

Critical values: 1%: -5.57 5%: -5.08 10%: -4.82

Además, al hacer el test para el intercepto (intercept) para la primera diferencia, concluimos que el quiebre se da en el intercepto ya que en ese caso nuevamente el estadístico mínimo es superior a los valores críticos, la serie es estacionaria y tiene un quiebre en 2009. Lo contrario observamos al hacer el test para la tendencia (trend). Entonces, tenemos estacionariedad en la media y no en la varianza.

```
. zandrews d.lRec, break (intercept)
```

Zivot-Andrews unit root test for D.lRec

Allowing for break in intercept

Lag selection via TTest: lags of D.D.lRec included = 0

Minimum t-statistic -5.684 at 2009 (obs 8)

Critical values: 1%: -5.34 5%: -4.80 10%: -4.58

```
. zandrews d.lRec, break (trend)
```

Zivot-Andrews unit root test for D.lRec

Allowing for break in trend

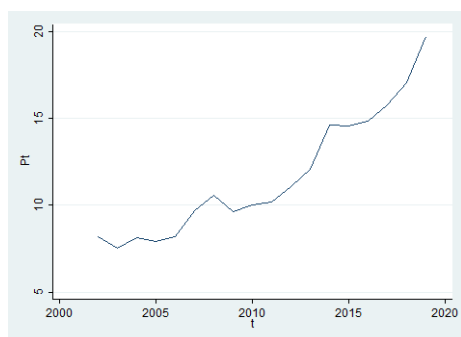
Lag selection via TTest: lags of D.D.lRec included = 0

Minimum t-statistic -3.847 at 2011 (obs 10)

Critical values: 1%: -4.93 5%: -4.42 10%: -4.11

De esta forma, se procede a realizar el mismo análisis para la variable **presión tributaria** (Pt). En primer lugar se realiza el método informal que grafica la presión tributaria (Pt) en función del tiempo, en el cual podemos observar nuevamente la existencia de un *proceso no estacionario en media ni en varianza*. No estacionario en media porque ésta tiende a crecer con el tiempo, y no estacionario en varianza por tener sus oscilaciones una amplitud desigual. Además, en el correlograma se observa que a medida que me alejo en los rezagos, la correlación también cae rápidamente a valores no significativos a partir del rezago 5, por lo que en ese caso si tenemos síntoma de estacionariedad.

. tsline Pt



. corrgram Pt

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1	0	1	-1	0	1
					[Autocorrelation]			[Partial Autocor]		
1	0.7732	1.1353	12.659	0.0004		-----		-----		
2	0.5961	0.0606	20.653	0.0000		----				
3	0.4504	0.3028	25.522	0.0000		---		--		
4	0.3180	0.4233	28.122	0.0000		--		--		
5	0.1757	0.5823	28.976	0.0000		-		----		
6	0.0202	1.1354	28.989	0.0001				-----		
7	-0.0687	1.5172	29.143	0.0001				-----		

En cuanto a los métodos formales, el test de Dickey-Fuller nuevamente no rechaza la hipótesis nula, por lo que también tenemos presencia de no estacionariedad. Además, aun cambiando la especificación, sigo sin rechazar la hipótesis nula, por lo que se procede a diferenciar.

. dfuller Pt

Dickey-Fuller test for unit root

Number of obs = 17

MacKinnon approximate p-value for $Z(t) = 0.9984$

```
. perron d.Pt
```

Phillips-Perron test for unit root Number of obs = 16
 Newey-West lags = 2

----- Interpolated Dickey-Fuller -----				
	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value
Z(rho)	-12.738	-17.200	-12.500	-10.200
Z(t)	-2.830	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0541

. zandrews d.Pt, break (both)

Zivot-Andrews unit root test for D.Pt

Allowing for break in both intercept and trend

Lag selection via TTest: lags of D.D.Pt included = 0

Minimum t-statistic -3.935 at 2009 (obs 8)

Critical values: 1%: -5.57 5%: -5.08 10%: -4.82

. zandrews d.Pt, break (intercept)

Zivot-Andrews unit root test for D.Pt

Allowing for break in intercept

Lag selection via TTest: lags of D.D.Pt included = 0

Minimum t-statistic -4.199 at 2009 (obs 8)

Critical values: 1%: -5.34 5%: -4.80 10%: -4.58

. zandrews d.Pt, break (trend)

Zivot-Andrews unit root test for D.Pt

Allowing for break in trend

Lag selection via TTest: lags of D.D.Pt included = 0

Minimum t-statistic -3.522 at 2011 (obs 10)

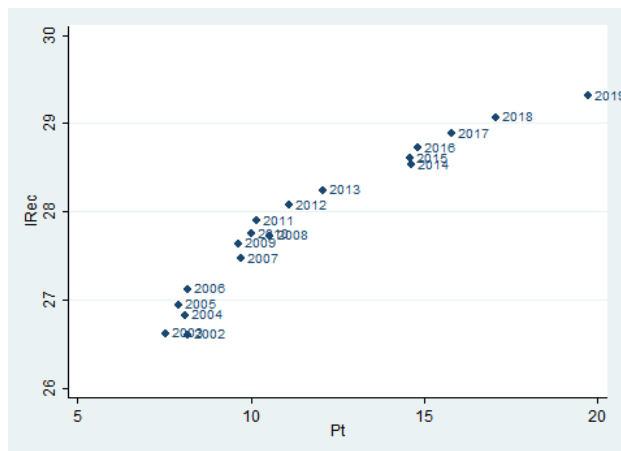
Critical values: 1%: -4.93 5%: -4.42 10%: -4.11

Entonces, en base a estos resultados, llegamos a la conclusión de que la variable dependiente “logaritmo de la recaudación impositiva” tiene un orden de integración $I(1)$, al

igual que la variable independiente “presión tributaria”, y por lo tanto ambas tienen mismo orden de integración. Cuando las series tienen el mismo orden de integración, y distinto de cero, esto supone que quizás las series pueden estar cointegradas, es decir, puede haber una relación de largo plazo o no. De esta forma, como no se podrán extrapolar los resultados del modelo a otros periodos, se procede a continuar el análisis con el modelo original en niveles⁴.

Ahora, se chequeará la presencia de **cambio de estructura** en el modelo. Partiendo de un análisis gráfico en un modelo que tan solo posee 18 observaciones, parece ser que no ocurre un cambio de estructura significativo en el periodo analizado. Esto puede estar bien representado por una recta de regresión lineal creciente, sin ningún patrón observable a lo largo del mismo. De todas formas, podemos observar una pequeña nube de puntos en torno al año 2009, y además, si se tiene en cuenta el resultado del test de Zivot-Andrews, podemos analizar la presencia de cambio de estructura en torno a ese año. De esta forma, mediante el test de Chow, generamos una variable dummy que sea igual a 1 cuando el periodo es igual o mayor a 2009, y cero cuando es menor.

```
. twoway (scatter lRec Pt, mlabel(t))
```



```
. gen group1= t<=2009 ==1
. gen group2=group1==0
. gen PT1 = Pt* group1
. gen PT2 = Pt* group2
. gen PT21 = Pt2* group1
. gen PT22 = Pt2* group2
```

⁴ $lRec = f(Pt, Pt2)$

```
. reg lRec group1 group2 PT1 PT2 PT21 PT22, noconstant
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	18
Model	14013.5214	6	2335.5869	F(6, 12) =	.
Residual	.225502978	12	.018791915	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	1.0000
				Adj R-squared =	1.0000
Total	14013.7469	18	778.541495	Root MSE =	.13708

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
group1	20.17623	5.463691	3.69	0.003	8.271867	32.08059
group2	25.28635	.9415844	26.86	0.000	23.23482	27.33789
PT1	1.193885	1.224154	0.98	0.349	-1.473318	3.861088
PT2	.3022794	.1342548	2.25	0.044	.0097634	.5947954
PT21	-.0450391	.0677234	-0.67	0.519	-.1925958	.1025176
PT22	-.0049241	.004635	-1.06	0.309	-.0150229	.0051747

```
. test _b[ PT1 ]=_b[ PT2 ], notest
```

```
( 1) PT1 - PT2 = 0
```

```
. test _b[ PT21 ]=_b[ PT22 ], accum notest
```

```
( 1) PT1 - PT2 = 0
```

```
( 2) PT21 - PT22 = 0
```

```
. test _b[ group1 ]=_b[ group2 ], accum
```

```
( 1) PT1 - PT2 = 0
```

```
( 2) PT21 - PT22 = 0
```

```
( 3) group1 - group2 = 0
```

```
F( 3, 12) = 2.94
Prob > F = 0.0765
```

El test arroja no rechazo cuando la probabilidad de error es del 5% y del 1%, mientras que al 10% se rechaza la hipótesis nula. En conclusión, puede decirse que ocurrió un cambio de estructura en el año 2009, pero debe tenerse en cuenta que el test rechaza la hipótesis nula con una probabilidad de error del 10%, que es alta. Si tomamos una probabilidad de error del 5% o 1%, no se rechaza la hipótesis nula y por ende, no existe cambio de estructura en el año 2009. Además, debe tenerse en cuenta que la regresión realizada para lRec en función de las dummies tiene varios coeficientes no significativos (PT1, PT21, PT22). Y por último, si tenemos en cuenta los resultados del test Zivot-Andrews que se realizó previamente, podemos ver que también se predice un cambio de estructura en el año 2009.

Para chequear la presencia de **heterocedasticidad** en el modelo en niveles vamos a partir de la estimación realizada en un principio. En base a esto, se realiza el test de White, que capta formas no lineales de heterocedasticidad incluyendo términos cuadráticos o términos

de interacción. El resultado arroja no rechazo de la hipótesis nula, por lo que hay indicios de homocedasticidad. De todas formas, cabe destacar que cuando se tienen pocas observaciones, los cuadrados que agregue al modelo consumirán más grados de libertad que el test de Breusch-Pagan, que solo tiene en cuenta las explicativas del modelo. Entonces, observando los resultados de este último, vemos que también no se rechaza la hipótesis nula, por lo que finalmente concluimos que no hay indicios de heterocedasticidad y por ende, no es necesario realizar una corrección en el modelo bajo análisis.

```
. whitetst
```

```
White's general test statistic : 1.63501 Chi-sq( 4) P-value = .8025
```

```
. bpagan lRec Pt Pt2
```

```
Breusch-Pagan LM statistic: 4.496783 Chi-sq( 3) P-value = .2126
```

Por otra parte, para testear la presencia de **autocorrelación**, se realizan los test Durbin-Watson y H de Durbin. El primero de ellos testea autocorrelación de orden 1 y arroja un estadístico $d = 0,7932689$ que cae a la izquierda de la distribución, por lo que se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación. El test Durbina por su parte, no rechaza la hipótesis nula con una probabilidad de error del 5% o menos, pero la rechaza si la probabilidad es del 10%, por lo que podemos decir que con una probabilidad de error alta, existe correlación serial en el modelo. Y esto es un problema que se soluciona mediante la transformación de Cochrane-Orcutt, junto con la transformación de Prais-Winsten para conservar el primer dato, que es importante en el caso bajo análisis por la poca disponibilidad de los mismos.

```
. dwstat
```

```
Durbin-Watson d-statistic( 3, 18) = .7932689
```

```
. durbina
```

```
Durbin's alternative test for autocorrelation
```

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	3.565	1	0.0590

```
H0: no serial correlation
```

```
. corc lRec Pt Pt2
```

```
Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = 0.4329
Iteration 2: rho = 0.5953
Iteration 3: rho = 0.7007
Iteration 4: rho = 0.7731
```

```
Iteration 5: rho = 0.8188
Iteration 6: rho = 0.8470
Iteration 7: rho = 0.8652
Iteration 8: rho = 0.8778
Iteration 9: rho = 0.8871
Iteration 10: rho = 0.8942
Iteration 11: rho = 0.8997
Iteration 12: rho = 0.9043
Iteration 13: rho = 0.9081
Iteration 14: rho = 0.9113
Iteration 15: rho = 0.9140
Iteration 16: rho = 0.9164
Iteration 17: rho = 0.9185
Iteration 18: rho = 0.9203
Iteration 19: rho = 0.9219
Iteration 20: rho = 0.9234
Iteration 21: rho = 0.9247
Iteration 22: rho = 0.9259
Iteration 23: rho = 0.9270
```

(Cochrane-Orcutt regression)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	17
Model	.219682028	2	.109841014	F(2, 14) =	84.51
Residual	.018196684	14	.001299763	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.9235
				Adj R-squared	= 0.9126
Total	.237878711	16	.014867419	Root MSE	= .03605

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Pt	.2218788	.0331181	6.70	0.000	.1516715	.2920861
Pt2	-.0041021	.0011084	-3.70	0.002	-.0064518	-.0017524
_inter	27.05804	.302989	89.30	0.000	26.41574	27.70035
rho	0.9280	0.0065	142.52	0.000	0.9142	0.9418

Durbin-Watson statistic (original) 0.793269
Durbin-Watson statistic (transformed) 1.882194

```
. prais lRec Pt Pt2
```

```
Iteration 0: rho = 0.0000
Iteration 1: rho = 0.4329
Iteration 2: rho = 0.5001
Iteration 3: rho = 0.5246
Iteration 4: rho = 0.5356
Iteration 5: rho = 0.5409
Iteration 6: rho = 0.5437
Iteration 7: rho = 0.5451
Iteration 8: rho = 0.5458
Iteration 9: rho = 0.5462
Iteration 10: rho = 0.5464
Iteration 11: rho = 0.5465
Iteration 12: rho = 0.5465
```

Iteration 13: rho = 0.5466
Iteration 14: rho = 0.5466
Iteration 15: rho = 0.5466
Iteration 16: rho = 0.5466
Iteration 17: rho = 0.5466
Iteration 18: rho = 0.5466
Iteration 19: rho = 0.5466

Prais-Winsten AR(1) regression -- iterated estimates

Source	SS	df	MS	
Model	87.5147468	2	43.7573734	
Residual	.264947729	15	.017663182	
Total	87.7796946	17	5.16351145	

Number of obs = 18
F(2, 15) = 2477.32
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.9970
Adj R-squared = 0.9966
Root MSE = .1329

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Pt	.5326297	.0980349	5.43	0.000	.3236733 .741586
Pt2	-.0120599	.0035924	-3.36	0.004	-.0197168 -.004403
_cons	23.44676	.6195299	37.85	0.000	22.12627 24.76726

rho = .5465882

Durbin-Watson statistic (original) 0.793269

Durbin-Watson statistic (transformed) 1.513369

En la transformación de Cochrane-Orcutt se observa que todas las variables son significativas y que el estadístico de Durbin-Watson transformado se encuentra en una zona de no rechazo, por lo que se soluciona el problema de la autocorrelación. Por su parte, la transformación de Prais-Winsten también arroja que las variables son significativas, con un $\rho=0,546$ y un estadístico transformado de $d=1,51$. De esta forma, se soluciona el problema de la autocorrelación.

Ahora se estima un modelo de **rezagos distribuidos finitos** con 6 rezagos, de los cuales ninguno resultó significativo. A continuación se observa la correlación cruzada entre lRec y Pt, la estimación sin rezagos y la estimación con 6 rezagos:

```
. xcorr lRec Pt, xline(5) lags(6)tab
```

LAG	CORR	-1	0	1
		[Cross-correlation]		
-6	-0.0818			
-5	0.0628			
-4	0.2111			
-3	0.3578			
-2	0.5211			
-1	0.7163			

0	0.9581	-----
1	0.8341	-----
2	0.6959	-----
3	0.5702	-----
4	0.4353	-----
5	0.2979	-----
6	0.1831	-----

. reg lRec Pt

Source	SS	df	MS	Number of obs =	18
Model	11.3275564	1	11.3275564	F(1, 16) =	178.97
Residual	1.01269841	16	.063293651	Prob > F =	0.0000
Total	12.3402548	17	.725897343	R-squared =	0.9179
				Adj R-squared =	0.9128
				Root MSE =	.25158

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Pt	.2262451	.0169119	13.38	0.000	.1903936 .2620967
_cons	25.25397	.2057779	122.72	0.000	24.81774 25.6902

. reg lRec Pt l(1/6)Pt

Source	SS	df	MS	Number of obs =	12
Model	3.45912426	7	.494160608	F(7, 4) =	36.72
Residual	.053827907	4	.013456977	Prob > F =	0.0018
Total	3.51295217	11	.319359288	R-squared =	0.9847
				Adj R-squared =	0.9579
				Root MSE =	.116

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Pt					
--.	.0303987	.0963442	0.32	0.768	-.2370957 .2978931
L1.	.0563255	.0702157	0.80	0.467	-.1386244 .2512754
L2.	-.0012362	.0582729	-0.02	0.984	-.1630276 .1605553
L3.	.0373396	.0580173	0.64	0.554	-.123686 .198478
L4.	.0343545	.0597331	0.58	0.596	-.131491 .2002001
L5.	-.014098	.0557651	-0.25	0.813	-.1689268 .1407307
L6.	.1373687	.1271849	1.08	0.341	-.2157533 .4904906
_cons	25.34187	.5706515	44.41	0.000	23.75748 26.92625

El correlograma cruzado muestra la correlación cruzada entre el logaritmo de la recaudación y la presión tributaria, y si bien no nos permite saber cuántos rezagos incorporar, si nos permite conocer el valor exacto de las correlaciones. De todas formas, teniendo en cuenta

el análisis anterior y el tipo de datos considerados, se decide incluir 6 rezagos, ya que en los primeros seis la correlación es mayor y luego comienza a disminuir.

La primera estimación del modelo sin rezagos da como resultado que el efecto de corto plazo y el de largo plazo son iguales y equivalentes a $\beta = 0.2262451$, que es el coeficiente de la variable explicativa Pt. Y además, la variable Pt es relevante para explicar la recaudación impositiva. Luego, cuando incluimos 6 rezagos, el efecto de corto plazo será

$\beta = 0.0303987$, mientras que el de largo plazo será la sumatoria de todos los $\sum \beta =$

0.2805092. En este caso tengo problemas ya que ningún rezago me da significativo en ninguna de las estimaciones y además, a partir del quinto rezago, la variable explicativa Pt también comienza a ser no significativa. Lo que supone pensar que quizás la variabilidad de la presión tributaria no es tan elevada como para que el modelo pueda captar bien el efecto. Entonces, partiendo de estos problemas, se analiza la presencia de multicolinealidad, que surge de la inclusión de demasiados rezagos al modelo. Para ver esto se analiza el Factor de Inflación de Varianza (FIV) para corroborar si la presencia de multicolinealidad esta inflando las varianzas de los estimadores.

```
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
-----+-----		
Pt		
--.	79.60	0.012563
L1.	29.13	0.034332
L6.	27.40	0.036493
L2.	17.92	0.055789
L3.	16.18	0.061796
L4.	14.87	0.067229
L5.	10.35	0.096606
-----+-----		
Mean VIF	27.92	

```
. corr 1.Rec 12.Rec
(obs=16)
```

	L.	L2.
	Rec	Rec
-----+-----		
Rec		
L1.	1.0000	
L2.	0.9932	1.0000

Lo que podemos observar, sin embargo, es que si bien el FIV no es alto, la correlación entre el primer rezago y el segundo sí lo es, por lo que podría ser síntoma de multicolinealidad.

Entonces, se concluye que van a existir problemas para estimar el modelo de rezagos distribuidos finitos, por lo que se procede a estimar un **modelo con rezagos infinitos**.

```
. tsset t, year
```

```
. reg lRec Pt l1Rec
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	17
Model	10.4677864	2	5.23389319	F(2, 14) =	622.38
Residual	.117732123	14	.008409437	Prob > F =	0.0000
Total	10.5855185	16	.661594907	R-squared =	0.9889
				Adj R-squared =	0.9873
				Root MSE =	.0917

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Pt	.0497086	.0206334	2.41	0.030	.0054543 .0939629
l1Rec					
L1.	.7968136	.0932798	8.54	0.000	.5967484 .9968788
_cons	5.21988	2.362329	2.21	0.044	.1531883 10.28657

En el modelo con infinitos rezagos podemos observar que todas las variables son relevantes para explicar la recaudación impositiva y que la bondad de ajuste es elevada. El tiempo que tarda en lograrse el 50% del efecto en la recaudación impositiva como consecuencia de las variaciones en los tipos impositivos captados por la presión tributaria es de aproximadamente 3 años y se calcula como $-\ln 2 / \ln \lambda = 3,05170^5$. Seguidamente, se realiza el test Breusch-Godfrey para testear la presencia de correlación serial de orden 1 en los residuos, siendo su resultado no rechazo de la hipótesis nula y, por ende, no hay indicios de correlación serial entre la dependiente rezagada como explicativa y el término de perturbación. Cabe destacar que no se puede hacer el test de Durbin-Watson en este caso debido a la presencia de la endógena rezagada como explicativa.

```
. bgtest
```

```
Breusch-Godfrey LM statistic: .2538966 Chi-sq( 1) P-value = .6143
```

Entonces, cuando tengo un modelo donde aparecen variables explicativas y al mismo tiempo, la endógena rezagada como en este caso, a priori se sabe que el modelo está sesgado, porque ese regresor estocástico está correlacionado con el error y vuelve a todas las explicativas del modelo **endógenas**, con la consecuente violación del supuesto de exogeneidad de Gauss-Markov. De esta manera, para saber qué modelo dinámico

⁵ $-\ln 2 / \ln = -\ln 2 / \ln 0.7968136 = 3,05170$

autorregresivo usar, se necesita hacer la prueba de autocorrelación para conocer las propiedades de los estimadores, y esto solo puede lograrse mediante los tests de Breusch-Godfrey o la H de Durbin. Si existe autocorrelación, los estimadores son inconsistentes. Asimismo, si las propiedades de los estimadores son sesgo e inconsistencia, se utilizan los modelos de Koyck o Cagan-Friedman, mientras que si los estimadores son sesgados pero consistentes, como en el caso bajo análisis, se utiliza el modelo de Nerlove. Como en este caso testeamos y no se rechazó la hipótesis nula, no es necesaria la implementación de **variables instrumentales** sino que pueden aplicarse las soluciones clásicas vistas hasta el momento.

Finalmente, se analiza la existencia de relaciones de largo plazo o **cointegración** entre las series del modelo. La *condición necesaria* para que exista cointegración consiste en que todas las series tengan el mismo orden de integración, y esto se pudo comprobar cuando se evaluó estacionariedad y se concluyó que ambas series eran estacionarias con un orden de integración de uno, $I(1)$. Sin embargo, existe otra condición, que es la *condición suficiente* para que exista cointegración. Ésta requiere que el término de perturbación sea cointegrado de orden 0, por lo que se procede a chequear esta última condición.

En primer lugar, se calcula el test de Engle-Granger para el modelo estructural, que chequea la hipótesis nula de raíz unitaria y no estacionariedad de los residuos (no hay cointegración) contra la alternativa de estacionariedad de los residuos. En este caso, observamos que en todas las especificaciones (sin rezagos, con rezagos, con tendencia y rezagos, con tendencia al cuadrado y rezagos) los estadísticos son menores a los valores críticos, por lo que se puede concluir que no hay indicios de estacionariedad en los residuos. Como arroja no estacionariedad, se procede a ver si con un cambio en los regímenes se obtiene cointegración entre las series del modelo.

```
. egranger lRec l.Rec Pt
Replacing variable _egresid...
```

Engle-Granger test for cointegration		N (1st step) =	17	
		N (test) =	16	

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value

Z(t)	-1.729	-5.314	-4.311	-3.855

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

```
. egranger lRec l.Rec Pt, lags(2)
Replacing variable _egresid...
```

Augmented Engle-Granger test for cointegration N (1st step) = 17
Number of lags = 2 N (test) = 14

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.324	-5.314	-4.311	-3.855

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

. egranger lRec l.Rec Pt, lags(2) trend
Replacing variable _egresid...

Augmented Engle-Granger test for cointegration N (1st step) = 17
Number of lags = 2 N (test) = 14

1st step includes linear trend

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.110	-6.005	-4.918	-4.427

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

. egranger lRec l.Rec Pt, lags(1) qtrend
Replacing variable _egresid...

Augmented Engle-Granger test for cointegration N (1st step) = 17
Number of lags = 1 N (test) = 15

1st step includes quadratic trend

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.296	-6.720	-5.535	-5.003

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

Para chequear esto último, se procede a realizar el test de Gregory-Hansen (1996) para distintas especificaciones. De esta forma, se obtuvo como resultado que en la última especificación los estadísticos ADF y Zt (mayor potencia) se encontraron por encima de los valores críticos, por lo que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, y las series se tornan estacionarias. Entonces, bajo esa combinación, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre las series del modelo y se procede a trabajar con las mismas en conjunto.

. ghansen lRec l.Rec Pt, break(level) lagmethod(aic) maxlags(5)

Gregory-Hansen Test for Cointegration with Regime Shifts

Model: Change in Level Number of obs = 17

Lags = 5 chosen by Akaike criterion Maximum Lags = 5

	Test Statistic	Breakpoint	Date	Asymptotic 1%	Critical 5%	Values 10%
ADF	-2.76	9	2010	-5.44	-4.92	-4.69
Zt	-3.27	4	2005	-5.44	-4.92	-4.69
Za	-12.62	4	2005	-57.01	-46.98	-42.49

```
. ghsansen lRec l.Rec Pt, break(regime) lagmethod(fixed) maxlags(5)
```

Gregory-Hansen Test for Cointegration with Regime Shifts

Model: Change in Regime Number of obs = 17

Lags = 5 chosen by user Maximum Lags = 5

	Test Statistic	Breakpoint	Date	Asymptotic 1%	Critical 5%	Values 10%
ADF	-3.09	13	2014	-5.97	-5.50	-5.23
Zt	-3.94	5	2006	-5.97	-5.50	-5.23
Za	-17.94	5	2006	-68.21	-58.33	-52.85

```
. ghsansen lRec l.Rec Pt, break(regimetrend) lagmethod(downt) level(0.99) trim(0.1)
```

Gregory-Hansen Test for Cointegration with Regime Shifts

Model: Change in Regime and Trend Number of obs = 17

Lags = 1 chosen by downward t-statistics Maximum Lags = 2

	Test Statistic	Breakpoint	Date	Asymptotic 1%	Critical 5%	Values 10%
ADF	-7.36	7	2008	-6.45	-5.96	-5.72
Zt	-6.97	6	2007	-6.45	-5.96	-5.72
Za	-24.83	6	2007	-79.65	-68.43	-63.10

Por último, se realiza el Modelo de Corrección de Errores debido a la presencia de estacionariedad, lo que nos permite conocer cuál es la velocidad de ajuste de las series luego de un shock.

```
. egranger lRec l.Rec Pt, ecm regress
Replacing variable _egresid...
```

Engle-Granger 2-step ECM estimation N (1st step) = 17
N (2nd step) = 15

Engle-Granger 1st-step regression

lRec	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Rec					
L1.	-7.27e-14	2.54e-13	-0.29	0.779	-6.18e-13 4.73e-13

Pt		.2407323	.0831157	2.90	0.012	.0624667	.4189978
_cons		25.22636	.5988566	42.12	0.000	23.94194	26.51078

Engle-Granger 2-step ECM

D.lRec		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_egresid						
L1.		.0655476	.1828343	0.36	0.727	-.3368681 .4679633
Rec						
L2D.		-7.80e-14	1.66e-13	-0.47	0.647	-4.43e-13 2.87e-13
Pt						
LD.		.0051866	.0382586	0.14	0.895	-.0790201 .0893932
_cons		.175486	.0499637	3.51	0.005	.0655166 .2854553

En base a este resultado, se puede observar que el coeficiente del primer rezago del residuo de Engle-Granger no es significativo, que posee un signo positivo y que se encuentra entre (0,1) en valor absoluto. De esta forma se concluye que no hay evidencia de cointegración o relación de largo plazo entre las series del modelo al no cumplirse dos de los requisitos. Se puede atribuir la diferencia entre los resultados de los últimos tests a que el test de Engle-Granger ya controlaba por autocorrelación, es decir, incluía las diferencias rezagadas de u_{t-1} . Además, el coeficiente de corto plazo también es no significativo, por lo que no existe relación ni de corto plazo, ni de largo plazo entre las variables del modelo.

Ley de Okun⁶

La Ley de Okun es una observación empírica que analiza la relación existente entre los cambios en la tasa de desempleo y el crecimiento económico de un país. Propuesto por Arthur Okun en 1962, el modelo supone que la relación lineal planteada entre el crecimiento y la tasa de desempleo y sus variaciones porcentuales es negativa. Supone que un país en etapa de crecimiento económico y con una población activa estable tiende a aumentar el número de empleados y por ende el nivel de producción, con la consecuente disminución de la tasa de desempleo. Lo contrario ocurriría cuando un país se encuentra en recesión. En su estudio aplicado al caso de Estados Unidos para el año 1950, señala que para que un país logre mantener los niveles de empleo, debería crecer entre 2,6% y 3% anual, caso contrario, el desempleo se incrementa por el aumento de la productividad de los trabajadores empleados. Además, para conseguir reducir la tasa de desempleo una vez

⁶ Trabajo práctico n°11 Econometría 2020, ejercicio A7, inciso d.

alcanzado este porcentaje anual de crecimiento, el país debería crecer 2 puntos porcentuales más por cada punto de desempleo a reducir.

A continuación, se procede a estimar la ley de Okun mediante un modelo dinámico autorregresivo, siendo estos aquellos que incluyen a la endógena rezagada como explicativa.

En términos formales, como la variación de la tasa de desempleo en el periodo t de cierto país depende de la tasa de crecimiento de la economía, se observa lo siguiente:

$$U_t - U_{t-1} = -\gamma (G_t - G_N)$$

siendo U_t la tasa de desempleo en el periodo t, U_{t-1} la tasa de desempleo en el periodo t-1, G_t la tasa de crecimiento del PIB en el periodo t y G_N la tasa de crecimiento normal del PIB.

De allí se estima el siguiente modelo:

$$DU_t = \alpha + \beta G_t + u_t$$

Luego, se descubre que el crecimiento económico puede tener un efecto retardado sobre el nivel de desempleo, ya que el impacto no ocurre de manera instantánea como suponen los modelos de estado estacionario. Entonces, esto justifica la inclusión de rezagos que capten ese efecto retardado:

$$DU_t = \alpha + \beta_0 G_t + \beta_1 G_{t-1} + \beta_2 G_{t-2} + \dots + \beta_K G_{t-K} + u_t$$

De esta forma, si se estima el modelo considerando un término autorregresivo, se obtienen los siguientes resultados:

```
. reg D.u D.g 1.D.u
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	96
-----+-----				F(2, 93) =	55.94
Model	4.32480445	2	2.16240222	Prob > F	= 0.0000
Residual	3.59519555	93	.038658017	R-squared	= 0.5461
-----+-----				Adj R-squared =	0.5363
Total	7.92	95	.083368421	Root MSE	= .19662

D.u	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
g						
D1.	-.0749755	.0314787	-2.38	0.019	-.137486	-.012465
u						
LD.	.7548093	.0714142	10.57	0.000	.6129949	.8966237
_cons	.0083376	.0201315	0.41	0.680	-.0316395	.0483147

Podría esperarse que a mayor crecimiento del PIB, la tasa de desempleo de una economía disminuya, por lo cual la relación entre ambas variables, captada por β , debería ser negativa. Luego, una mayor tasa de desempleo pasada podría producir una mayor tasa de desempleo en el periodo t , por lo que la relación entre estas variables debería ser positiva.

Según lo observado, los signos de los coeficientes se condicen con lo esperado, y además las variables tasa de crecimiento del PIB y tasa de desempleo rezagada son significativas para explicar la tasa de desempleo de una nación en el periodo t . Sin embargo, la bondad de ajuste ajustada es baja. Como hasta aquí no parece haber mayores problemas, se procede a chequear la presencia de autocorrelación.

```
. estat bgodfrey
```

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
-----+-----			
1	4.279	1	0.0386

H0: no serial correlation

El *test Breusch-Godfrey* es de tipo multiplicador de Lagrange y chequea la hipótesis nula de no correlación serial contra la alternativa de existencia de correlación serial. En este caso, el test rechaza la hipótesis nula con un 5% de probabilidad de error, por lo cual hay indicios de correlación serial.

```
. estat durbina
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	4.292	1	0.0383

H0: no serial correlation

Por último, el *test H de Durbin* permite incluir a la endógena desfasada como explicativa y también rechaza la hipótesis nula al 5% de probabilidad de error, por lo que nuevamente tenemos indicios de autocorrelación. Finalmente, el *test de Durbin-Watson* no puede realizarse debido a la presencia de la endógena rezagada como explicativa.

A diferencia del análisis realizado para el caso de la curva de Laffer, la presencia de autocorrelación en el modelo de la Ley de Okun implica que los estimadores sean *sesgados, ineficientes e inconsistentes*. Son *sesgados* porque la inclusión de la endógena rezagada como explicativa supone correlación entre ésta y el término de perturbación del modelo, y la consecuente violación del supuesto de exogeneidad. Por ende, el sesgo en los modelos autorregresivos no puede ser evitado. Como en este caso tenemos correlación serial, los estimadores además son *inconsistentes*, por la violación simultánea de los supuestos de exogeneidad e independencia, e *ineficientes* por la sola presencia de autocorrelación. De esta forma, la presencia de endogeneidad y autocorrelación no permiten aplicar las soluciones clásicas que vimos hasta ahora, sino que solo permite la aplicación de variables instrumentales, debiendo instrumentar la endógena rezagada, que es la variable que provoca la endogeneidad en el modelo.

Bibliografía

ASEANstats. (s.f.). *ASEAN Statistics*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <https://www.aseanstats.org/>

Banco Mundial. (s.f.). *World Development Indicators*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <https://databank.bancomundial.org/source/world-development-indicators>

Economipedia. (s.f.). *Curva de Laffer*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <https://economipedia.com/definiciones/curva-de-laffer.html>

Economipedia. (s.f.). *Ley de Okun*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <https://economipedia.com/definiciones/ley-de-okun.html>

Fondo Monetario Internacional. (s.f.). *Portal institucional del FMI (en español)*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <https://www.imf.org/external/spanish/index.htm>

Instituto Nacional de Estadísticas de Camboya. (s.f.). *National Institute of Statistics*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de <http://www.nis.gov.kh/index.php/km/>

Wikipedia. (s.f.). *Camboya – Economía actual*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de https://es.wikipedia.org/wiki/Camboya#Econom%C3%ADa_actual

Wikipedia. (s.f.). *Curva de Laffer*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de https://es.wikipedia.org/wiki/Curva_de_Laffer

Wikipedia. (s.f.). *Ley de Okun*. Recuperado el 21 de diciembre de 2020, de https://es.wikipedia.org/wiki/Ley_de_Okun