

Mecanismos de transmisión de la política monetaria a la renta fija en Colombia

Germán Aguirre Duran y Juan Andres Delgado Navarrete

RESUMEN

En este trabajo se realiza un Vector Autorregresivo (VAR) con 4 variables diferentes: la tasa repo de intervención del Banco de la República, la DTF y la tasa de negociación de los TES con vencimiento en octubre de 2015 y junio de 2020. La idea general es identificar en que momento y en que magnitud los movimientos de la tasa repo de intervención afectan a las demás variables, lo cual permitirá a los inversionistas tomar decisiones en sus posiciones en títulos de renta y tasa fija. Se tomaron datos mensuales de estas variables desde febrero de 2007 a enero de 2015. Primero se realizan las pruebas de raíz unitaria para saber si las series son estacionarias. Como estas series no son estacionarias se tomaron los cambios porcentuales de estas. Luego se escoge la cantidad de rezagos a considerar utilizando varios criterios estadísticos. Se calcula el VAR y a este resultado se le hace un análisis de impulso respuesta con el cual se pudo concluir que cuando aumenta la tasa repo, en el corto plazo, todos los títulos suben en tasa y caen de precio, pero en el mediano y largo plazo, los títulos con mayor vencimiento caen en tasa y suben de precio.

Contenido

1. Introducción:	4
2. Metodología:	5
2.1. Datos y Variables:	5
2.2. Ecuación a Estimar:	6
2.3. Estimación del Modelo:	7
2.3.1. Pruebas de Raíz Unitaria:	7
2.3.2. Estimación del Número de Rezagos del Modelo:	16
2.4. Pruebas para Verificar la estabilidad del modelo:	17
2.4.1. Raíces del Modelo:	17
2.4.2. Prueba de autocorrelación serial de los residuos:	18
3. Resultados:	20
3.1. Análisis de impulso respuesta:	20
4. Conclusiones:	21
5. Referencias	22

1. Introducción:

El principal problema que se pretende abordar con este trabajo es saber cuándo un inversionista debe realizar operaciones de compra o venta de los títulos de renta fija y tasa fija de corto y largo plazo cuando el Banco de la República lleva a cabo la política monetaria para controlar la inflación, ya sea subiendo o bajando la tasa de intervención con la cual realiza operaciones repo con los bancos comerciales. También se pretende dar explicación a los movimientos de las tasas de negociación de los títulos anteriormente mencionados una vez ocurre un movimiento en esta tasa repo del Banco Central.

Según Stefan Gerlach y Frank Smets (1995), los efectos de choques en la política monetaria sobre la inflación y el PIB no son instantáneos en los países del G-7. Por lo tanto para analizar los choques en la tasa de intervención es necesario construir un VAR ya que este tiene en cuenta los efectos de largo y corto plazo. En este trabajo no se está buscando medir el efecto de la política monetaria sobre la inflación y el PIB sino sobre las tasas de negociación de los títulos de renta y tasa fija en el mercado colombiano. Igualmente se realiza un VAR para medir los efectos de corto y largo plazo, lo cuales se creen que son diferentes.

El objetivo general es definir, por medio de un Vector Autorregresivo (VAR), en cuanto tiempo y en que magnitud los movimientos de la tasa de interés de intervención del Banco de la República se ven reflejados en las tasas de negociación de los títulos de renta fija y tasa fija en Colombia, durante los últimos 5 años. Las conclusiones obtenidas en este trabajo podrán ayudar a inversionistas, como empresas del sector financiero (establecimientos de crédito, compañías de financiamiento comercial, fondos de pensión, aseguradoras, bancas de inversión, comisionistas de bolsa, etc.) o personas naturales, que tengan una aversión al riesgo relativamente alta, a tomar decisiones acertadas sobre sus posiciones en títulos de renta fija y tasa fija cuando se espera que el Banco de la República modifique sus tasas de intervención. De este modo las empresas y las personas podrán disfrutar de una mayor rentabilidad en sus portafolios y así brindar a sus clientes una mayor seguridad, contribuyendo al crecimiento económico.

2. Metodología:

2.1. Datos y Variables:

Para este trabajo se utilizaron series de tiempo¹ ya que se tienen datos mensuales desde febrero de 2007 hasta enero de 2015 para cada una de las variables y se tiene una sola observación la cual es Colombia. Dichos datos fueron descargados de las terminales de Bloomberg ubicadas en el edificio E1 de la Universidad de la Sabana. Las variables se describen a continuación en la tabla 1.

Tabla 1:

Variabes	Descripción
Tasa De Intervención (Repo)	Porcentaje al cual el Banco de la república realiza las operaciones repo con los Bancos Comerciales. Efectiva Anual.
DTF	Tasa Promedio ponderada a la cual los bancos comerciales ofrecen sus depósitos a 90 días. Efectiva Anual.
TES Oct 2015	Tasa Efectiva Anual de rendimiento al vencimiento de los TES con vencimiento en Octubre de 2015
TES Jul 2020	Tasa Efectiva Anual de rendimiento al vencimiento de los TES con vencimiento en Julio de 2020

La tasa repo de intervención es la variable más exógena de este modelo y es la que al ser modificada hace que las demás reaccionen de cierta manera. La DTF se utiliza para identificar cómo los movimientos en la tasa de intervención afecta en promedio las tasas de negociación de los Certificados de Depósito a Término a 90 días emitidos por las entidades financieras. La tasa de negociación de los TES de octubre de 2015 refleja cómo los títulos de renta y tasa fija de corto plazo reaccionan ante cambios en la política monetaria. Además es el único TES con vencimiento más cercano del cual se cuenta con datos para el periodo observado. La tasa de negociación de los TES con vencimiento en Julio de 2020 refleja el comportamiento de los títulos de largo plazo que también cumple con el requerimiento de datos para el horizonte de tiempo deseado.

¹ Series de Tiempo: Conjunto de variables aleatorias indexadas al tiempo

2.2. Ecuación a Estimar:

La idea de esta investigación es estimar un Vector Autorregresivo (VAR). El VAR es una de las metodologías más exitosas y flexibles para analizar series de tiempo multivariantes, es fácil de estimar y ha demostrado ser útil para describir el movimiento dinámico de series de tiempo económicas y financieras para realizar pronósticos². Esta metodología también sirve para realizar inferencia estructural y análisis de políticas. Es debido a esta última razón que en este trabajo se llevará a cabo la estimación de un VAR, ya que la idea es definir cómo los cambios en la política monetaria del Banco de la República afectan las tasas de negociación de los títulos de renta y tasa fija de corto y largo plazo en el mercado colombiano. Estos cambios en la política monetaria implican un choque en una variable de nuestro modelo la cual es la tasa repo de intervención del Banrep y el VAR permite resumir el efecto de estos choques sobre las demás variables del modelo a través de un análisis de impulso respuesta.

La ecuación del Vector Autorregresivo a estimar es la siguiente:

Ecuación 1:

$$\begin{matrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \\ Y_{4t} \end{matrix} = \begin{matrix} V_1 \\ V_2 \\ V_3 \\ V_4 \end{matrix} + \begin{matrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{matrix} \begin{matrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ Y_{3t-1} \\ Y_{4t-1} \end{matrix} + \begin{matrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{matrix} \begin{matrix} Y_{1t-2} \\ Y_{2t-2} \\ Y_{3t-2} \\ Y_{4t-2} \end{matrix} + \dots + \begin{matrix} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{matrix} \begin{matrix} Y_{1t-p} \\ Y_{2t-p} \\ Y_{3t-p} \\ Y_{4t-p} \end{matrix} + \begin{matrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{matrix}$$

Dónde:

- Y_{1t} es la Tasa repo de Intervención del Banrep en el periodo t.
- Y_{2t} es la DTF en el periodo t.
- Y_{3t} es la tasa de negociación de los tes con vencimiento en octubre de 2015 en el periodo t.
- Y_{4t} es la tasa de negociación de los TES con vencimiento en julio de 2020 en el periodo t.
- Los valores de las matrices de **Aes** son los coeficientes que muestran cómo las variables dependen de sus rezagos y de los rezagos de las demás.
- En el vector de **e's** están los valores de los errores, los cuales deben ser ruido blanco³.
- **P** es el número de rezagos con el cual se estimará el modelo.

En este caso se describe la ecuación para un VAR(p). El número de rezagos con el cual se estimará el VAR para este trabajo empírico se define más adelante.

² University of Washington (2005). Vector Autorregresive Models for Multivariate Time Series. 5 de Abril de 2005. En: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/varModels.pdf>

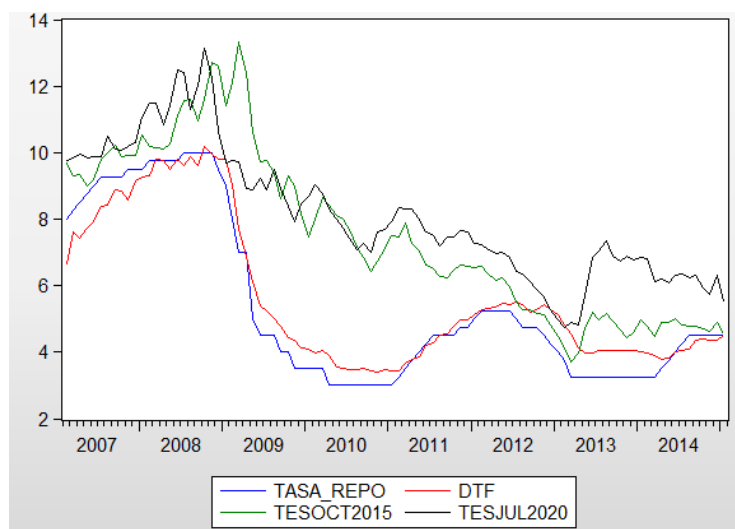
³ Ruido blanco: una perturbación aleatoria la cual tiene un valor esperado igual a cero, una varianza constante y la correlación entre sus valores en diferentes momentos del tiempo es igual a cero.

2.3. Estimación del Modelo:

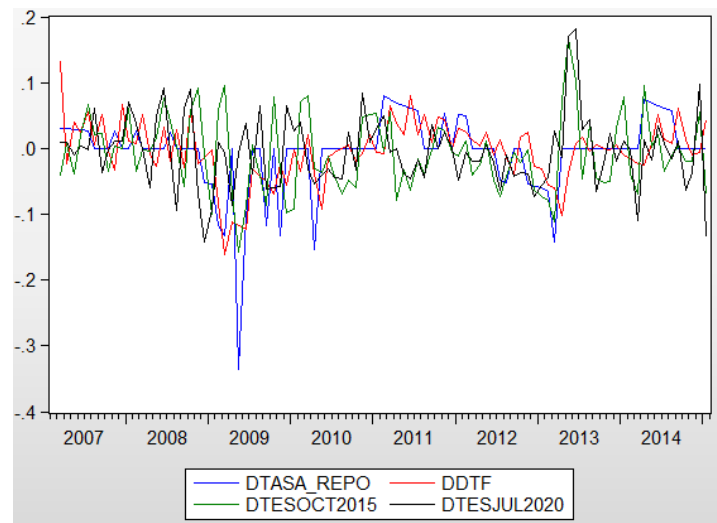
2.3.1. Pruebas de Raíz Unitaria:

Para estimar el Vector Autorregresivo, es necesario que los errores sean ruido blanco, por lo tanto las series de cada una de las variables deben ser estacionarias. *Una serie es estacionaria si su valor esperado, su varianza y su covarianza entre sus rezagos son constantes*⁴.

Gráfico 1: Series en Niveles



⁴ Daniel Parra (2014-2). Macroeconometría. Estacionariedad. Apuntes de clase. Universidad de la Sabana. Chia, Cundinamarca, Colombia: Apuntes no publicados.

Gráfico 2: Series Diferenciadas

En una serie estacionaria los choques se diluyen y los valores tienden a su media. Los Gráficos 1 y 2 muestran que existe una posibilidad que las series en niveles no sean estacionarias pero las primeras diferencias de ellas si lo sean. Para probar si una serie es estacionaria o no se deben hacer pruebas de raíz unitaria. Las pruebas más comunes son la *Dickey-Fuller aumentada*, *Phillips-Perron* y la *KPSS*. Se deben realizar las tres pruebas y la conclusión definitiva debe ser igual al resultado arrojado por dos de ellas. A continuación se muestran los resultados obtenidos para cada una de las series:

Tasa Repo de Intervención del Banco de la República:

Tabla 2:

Null Hypothesis: TASA_REPO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.500602	0.1243
Test critical values:		
1% level	-2.590340	
5% level	-1.944364	
10% level	-1.614441	

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

Como se muestra en la Tabla 2, la prueba Dickey-Fuller Aumentada para la Tasa Repo de Intervención arrojó un valor P de 0.1243. Esto quiere decir que al 5% de significancia estadística no se puede rechazar la hipótesis nula, la cual es que la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria. Por lo tanto se concluye que esta serie no es estacionaria según esta prueba.

Tabla 3:

Null Hypothesis: TASA_REPO has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.129644	0.2337
Test critical values:		
1% level	-2.589531	
5% level	-1.944248	
10% level	-1.614510	

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

Residual variance (no correction)	0.097787
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.313552

La tabla 3 muestra que la prueba Phillips-Perron arroja un valor P de 0.2337, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, no se puede rechazar la nula (la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria). Se concluye que la serie no es estacionaria según Phillips-Perron.

Ambas series permiten llegar a la misma conclusión por lo tanto no es necesario realizar la KPSS. La serie no es estacionaria, por lo tanto es necesario diferenciarla para que si lo sea.

Tabla 4:

Null Hypothesis: D(TASA_REPO) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.776241	0.0059
Test critical values:		
1% level	-2.590340	
5% level	-1.944364	
10% level	-1.614441	

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

La Tabla 4 muestra el resultado arrojado por la prueba Dickey-Fuller para la primera diferencia de la serie de la tasa repo de intervención. El valor P es 0.0059, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, se rechaza la nula y se concluye que la primera diferencia de la tasa repo es estacionaria según Dickey-Fuller.

Tabla 5:

Null Hypothesis: D(TASA_REPO) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.630812	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.589795	
5% level	-1.944286	
10% level	-1.614487	

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

Residual variance (no correction)	0.082482
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.110883

En la tabla 5 el valor P de la prueba Phillips-Perron para la primera diferencia de la tasa repo es 0.0000. Al 5% de significancia estadística se rechaza la nula por lo tanto se concluye que según esta prueba, la serie es estacionaria.

Ambas pruebas permiten concluir que la primera diferencia de la serie de la tasa repo es estacionaria. No es necesario realizar la KPSS y se concluye que la serie de la Tasa Repo de Intervención es $I(1)$, ya que esta tiene raíz unitaria pero solo es necesario diferenciarla una vez para volverla estacionaria. Para construir el VAR es necesario utilizar la primera diferencia de esta serie, ya que esta es estacionaria.

DTF:**Tabla 6:**

Null Hypothesis: DTF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.045247	0.2650
Test critical values:		
1% level	-2.590065	
5% level	-1.944324	
10% level	-1.614464	

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

La Tabla 6 muestra el resultado arrojado por la prueba Dickey-Fuller para la serie de la DTF. El valor P es 0.2650, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, no se rechaza la nula y se concluye que la DTF no es estacionaria según Dickey-Fuller.

Tabla 7:

Null Hypothesis: DTF has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.806008	0.3643
Test critical values:		
1% level	-2.589531	
5% level	-1.944248	
10% level	-1.614510	

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

Residual variance (no correction)	0.090094
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.284281

La tabla 7 muestra que la prueba Phillips-Perron arroja un valor P de 0.3643, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, no se puede rechazar la nula (la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria). Se concluye que la serie de la DTF no es estacionaria según Phillips-Perron.

Ambas series permiten llegar a la misma conclusión por lo tanto no es necesario realizar la KPSS. La serie de la DTF no es estacionaria, por lo tanto es necesario diferenciarla para que si lo sea.

Tabla 8:

Null Hypothesis: D(DTF) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.465536	0.0007
Test critical values:		
1% level	-2.590065	
5% level	-1.944324	
10% level	-1.614464	

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

La Tabla 8 muestra el resultado arrojado por la prueba Dickey-Fuller para la primera diferencia de la serie de la DTF. El valor P es 0.0007, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, se rechaza la nula y se concluye que la primera diferencia de la DTF es estacionaria según Dickey-Fuller.

Tabla 9:

Null Hypothesis: D(DTF) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.959505	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.589795	
5% level	-1.944286	
10% level	-1.614487	

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

Residual variance (no correction)	0.066410
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.093239

En la tabla 9 el valor P de la prueba Phillips-Perron para la primera diferencia de la DTF es 0.0000. Al 5% de significancia estadística se rechaza la nula por lo tanto se concluye que según esta prueba, la serie es estacionaria.

Ambas pruebas permiten concluir que la primera diferencia de la serie de la DTF es estacionaria. No es necesario realizar la KPSS y se concluye que la serie de la DTF es I(1), ya que esta tiene raíz unitaria pero solo es necesario diferenciarla una vez para volverla estacionaria. Para construir el VAR es necesario utilizar la primera diferencia de esta serie, ya que esta es estacionaria.

Tasa de Negociación de los TES con vencimiento en Octubre de 2015:

Tabla 10:

Null Hypothesis: TESOCT2015 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.080399	0.1173
Test critical values:		
1% level	-4.062040	
5% level	-3.459950	
10% level	-3.156109	

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

Como se muestra en la Tabla 10, la prueba Dickey-Fuller Aumentada para los TES de Octubre de 2015 arrojó un valor P de 0.1173. Esto quiere decir que al 5% de significancia estadística no se puede rechazar la hipótesis nula, la cual es que la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria. Por lo tanto se concluye que esta serie no es estacionaria según esta prueba.

Tabla 11:

Null Hypothesis: TESOCT2015 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.364115	0.3958
Test critical values:		
1% level	-4.057528	
5% level	-3.457808	
10% level	-3.154859	

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

Residual variance (no correction)	0.205469
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.226369

La tabla 11 muestra que la prueba Phillips-Perron arroja un valor P de 0.3958, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, no se puede rechazar la nula (la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria). Se concluye que la serie de los TES de Octubre de 2015 no es estacionaria según Phillips-Perron.

Ambas series permiten llegar a la misma conclusión por lo tanto no es necesario realizar la KPSS. La serie no es estacionaria, por lo tanto es necesario diferenciarla para que si lo sea.

Tabla 12:

Null Hypothesis: D(TESOCT2015) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.038601	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.590065	
5% level	-1.944324	
10% level	-1.614464	

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

La Tabla 12 muestra el resultado arrojado por la prueba Dickey-Fuller para la primera diferencia de los TES de Octubre de 2015. El valor P es 0.0000, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, se rechaza la nula y se concluye que la primera diferencia de los TES de Octubre de 2015 es estacionaria según Dickey-Fuller.

Tabla 13:

Null Hypothesis: D(TESOCT2015) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.604962	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.589795	
5% level	-1.944286	
10% level	-1.614487	

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

Residual variance (no correction)	0.210817
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.162386

En la tabla 13 el valor P de la prueba Phillips-Perron para la primera diferencia de los TES de Octubre de 2015 es 0.0000. Al 5% de significancia estadística se rechaza la nula por lo tanto se concluye que según esta prueba, la serie es estacionaria.

Ambas pruebas permiten concluir que la primera diferencia de la serie de los TES de Octubre de 2015 es estacionaria. No es necesario realizar la KPSS y se concluye que la serie de los TES de Octubre de 2015 es $I(1)$, ya que esta tiene raíz unitaria pero solo es necesario diferenciarla una vez para volverla estacionaria. Para construir el VAR es necesario utilizar la primera diferencia de esta serie, ya que esta es estacionaria.

Tasa de Negociación de los TES con vencimiento en Julio de 2020:

Tabla 14:

Null Hypothesis: TESJUL2020 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.063965	0.1211
Test critical values:		
1% level	-4.058619	
5% level	-3.458326	
10% level	-3.155161	

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

Como se muestra en la Tabla 14, la prueba Dickey-Fuller Aumentada para los TES de Julio de 2020 arrojó un valor P de 0.1211. Esto quiere decir que al 5% de significancia estadística no se puede rechazar la hipótesis nula, la cual es

que la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria. Por lo tanto se concluye que esta serie no es estacionaria según esta prueba.

Tabla 15:

Null Hypothesis: TESJUL2020 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.698778	0.2396
Test critical values:		
1% level	-4.057528	
5% level	-3.457808	
10% level	-3.154859	

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

Residual variance (no correction)	0.196169
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.232305

La tabla 15 muestra que la prueba Phillips-Perron arroja un valor P de 0.2396, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, no se puede rechazar la nula (la serie tiene raíz unitaria o no es estacionaria). Se concluye que la serie de los TES de Julio de 2020 no es estacionaria según Phillips-Perron.

Ambas series permiten llegar a la misma conclusión por lo tanto no es necesario realizar la KPSS. La serie no es estacionaria, por lo tanto es necesario diferenciarla para que si lo sea.

Tabla 16:

Null Hypothesis: D(TESJUL2020) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.813071	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.590065	
5% level	-1.944324	
10% level	-1.614464	

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

La Tabla 16 muestra el resultado arrojado por la prueba Dickey-Fuller para la primera diferencia de los TES de Julio de 2020. El valor P es 0.0000, por lo tanto, al 5% de significancia estadística, se rechaza la nula y se concluye que la primera diferencia de los TES de Julio de 2020 es estacionaria según Dickey-Fuller.

Tabla 17:

Null Hypothesis: D(TESJUL2020) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.666159	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.589795	
5% level	-1.944286	
10% level	-1.614487	

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

Residual variance (no correction)	0.206994
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.155739

En la tabla 17 el valor P de la prueba Phillips-Perron para la primera diferencia de los TES de Julio de 2020 es 0.0000. Al 5% de significancia estadística se rechaza la nula por lo tanto se concluye que según esta prueba, la serie es estacionaria.

Ambas pruebas permiten concluir que la primera diferencia de la serie de los TES de Julio de 2020 es estacionaria. No es necesario realizar la KPSS y se concluye que la serie de los TES de Julio de 2020 es $I(1)$, ya que esta tiene raíz unitaria pero solo es necesario diferenciarla una vez para volverla estacionaria. Para construir el VAR es necesario utilizar la primera diferencia de esta serie, ya que esta es estacionaria.

Todas las series son $I(1)$, por lo tanto se utilizará la primera diferencia de cada una de ellas para construir el Vector Autorregresivo y así asegurar que los errores sean ruido blanco.

2.3.2. Estimación del Número de Rezagos del Modelo:

Para construir el VAR es necesario determinar el número óptimo de rezagos. Para esto se tienen en cuenta cinco criterios diferentes.

Tabla 18:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	509.0049	NA	4.52e-11	-12.46926	-12.35101	-12.42182
1	555.1069	86.51239	2.15e-11	-13.21252	-12.62129*	-12.97531*
2	574.2523	34.03623	1.99e-11*	-13.29018	-12.22598	-12.86321
3	584.1364	16.59551	2.34e-11	-13.13917	-11.60199	-12.52243
4	595.7155	18.29786	2.64e-11	-13.03001	-11.01986	-12.22351
5	611.3961	23.23044	2.73e-11	-13.02213	-10.53899	-12.02586
6	635.4530	33.26391*	2.31e-11	-13.22106	-10.26495	-12.03503
7	655.8752	26.22105	2.18e-11	-13.33025	-9.901163	-11.95446
8	669.9317	16.65963	2.45e-11	-13.28226	-9.380200	-11.71671
9	689.7056	21.48269	2.44e-11	-13.37545	-9.000403	-11.62012
10	707.7712	17.84263	2.62e-11	-13.42645	-8.578430	-11.48136
11	721.6964	12.37796	3.22e-11	-13.37522	-8.054223	-11.24037
12	740.8029	15.09646	3.64e-11	-13.45192	-7.657948	-11.12730
13	756.3249	10.73126	4.78e-11	-13.44012	-7.173168	-10.92574
14	783.5676	16.14382	5.09e-11	-13.71772*	-6.977787	-11.01357

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

La tabla 18 muestra el valor que arroja cada uno de los criterios para cada rezago. Eviews automáticamente dice cuál es el número óptimo de rezagos según cada criterio señalándolo con un asterisco (*). Dos de los cinco criterios establecen que el número óptimo de rezagos es 1 y uno de ellos dice que el número óptimo debe ser 2. Al ser imposible construir el VAR con sólo un rezago, se toma la decisión de construirlo teniendo en cuenta 2 de estos. El modelo a construir será un VAR(2) como se describe en la Ecuación 2.

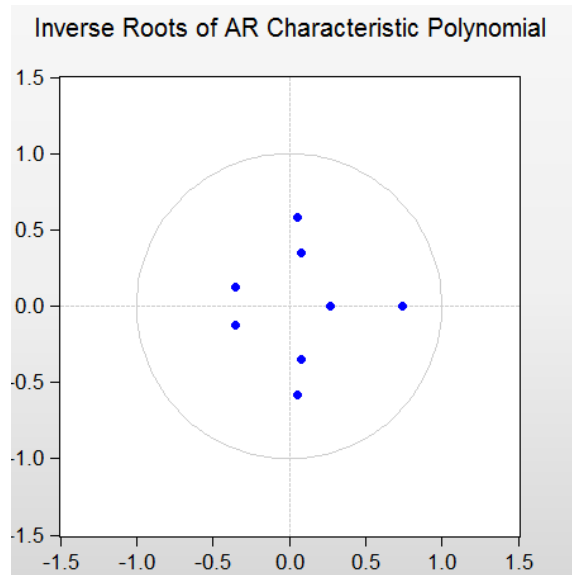
Ecuación 2:

$$\begin{array}{c}
 \left| \begin{array}{c} Y_{1t} \\ Y_{2t} \\ Y_{3t} \\ Y_{4t} \end{array} \right| = \left| \begin{array}{c} V_1 \\ V_2 \\ V_3 \\ V_4 \end{array} \right| + \left| \begin{array}{cccc} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{array} \right| \left| \begin{array}{c} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ Y_{3t-1} \\ Y_{4t-1} \end{array} \right| + \left| \begin{array}{cccc} A_{11} & A_{12} & A_{13} & A_{14} \\ A_{21} & A_{22} & A_{23} & A_{24} \\ A_{31} & A_{32} & A_{33} & A_{34} \\ A_{41} & A_{42} & A_{43} & A_{44} \end{array} \right| \left| \begin{array}{c} Y_{1t-2} \\ Y_{2t-2} \\ Y_{3t-2} \\ Y_{4t-2} \end{array} \right| + \left| \begin{array}{c} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{array} \right|
 \end{array}$$

2.4. Pruebas para Verificar la estabilidad del modelo:

2.4.1. Raíces del Modelo:

Para que el modelo sea estable es necesario que sus raíces sean mayores a uno. En el gráfico 2, se muestran las raíces inversas del modelo las cuales deben ser menores a uno, es decir, los puntos azules deben estar dentro del círculo.

Gráfico 2:

En este modelo todos los puntos están dentro del círculo, por lo tanto se verifica la estabilidad de este.

2.4.2. Prueba de autocorrelación serial de los residuos:

Cómo se estableció anteriormente, para que los residuos o errores sean ruido blanco es necesario que la correlación entre sus rezagos sea igual a cero, por lo tanto es necesario realizar una prueba de autocorrelación serial para verificar este supuesto. En este caso se realiza la Prueba LM la cual se presenta a continuación en la tabla 19.

Tabla 19:

VAR Residual Serial Correlation LM T...
 Null Hypothesis: no serial correlation ...
 Date: 05/22/15 Time: 13:08
 Sample: 2007M02 2015M01
 Included observations: 93

Lags	LM-Stat	Prob
1	19.85266	0.2269
2	24.46804	0.0798
3	16.48368	0.4197
4	25.98128	0.0543
5	15.17003	0.5122
6	39.21529	0.0010
7	19.00148	0.2686
8	14.51395	0.5605
9	17.18905	0.3735
10	13.09884	0.6655
11	10.06206	0.8634
12	18.12308	0.3167
13	15.74955	0.4706
14	12.44250	0.7130

Probs from chi-square with 16 df.

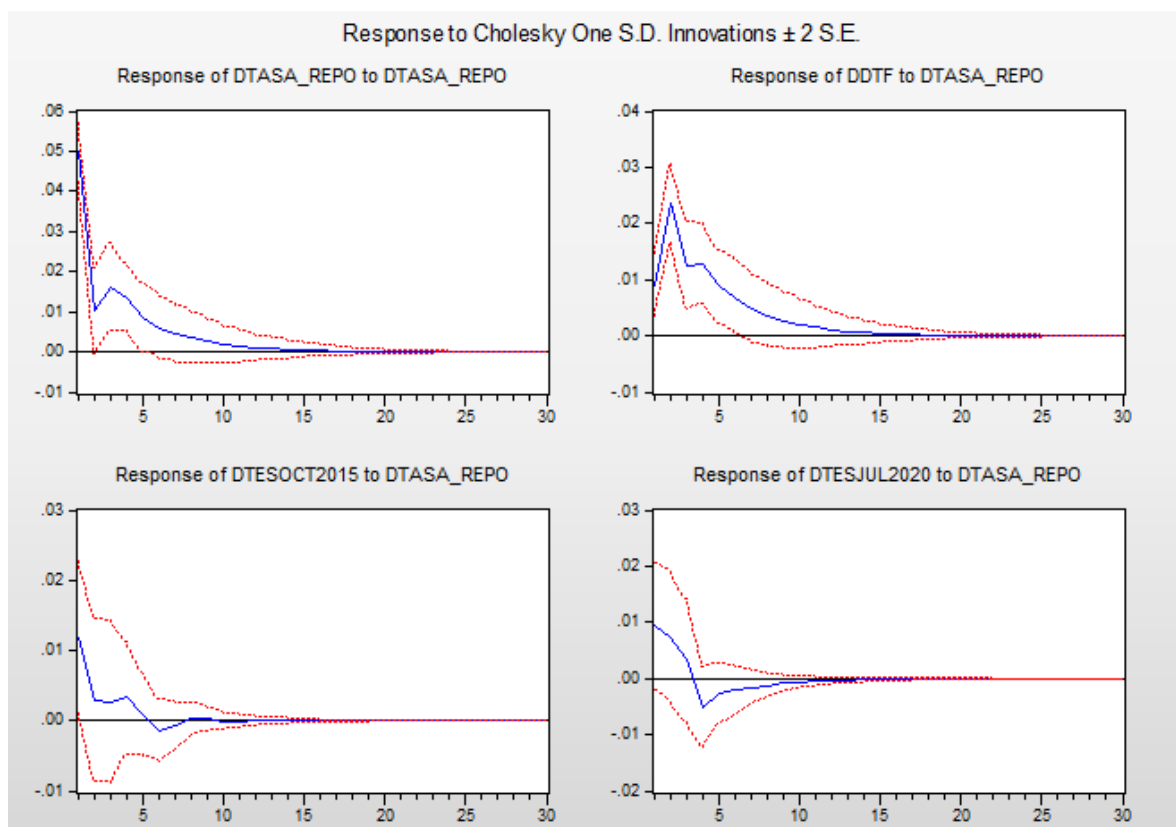
En este caso el valor P a observar es el asociado al rezago 14 el cual tiene un valor de 0.7130. Al 5% de significancia estadística no se puede rechazar la nula, la cual es que no hay correlación serial entre los residuos. Se concluye que no hay correlación serial entre los errores por lo tanto son ruido blanco y el proceso es estable, los choques si se diluyen.

3. Resultados:

3.1. Análisis de impulso respuesta:

Para determinar cómo los choques en la tasa Repo de Intervención afectan a las demás variables del modelo, es necesario realizar un análisis de impulso respuesta. En este caso se utilizará el método de Cholesky, en el cual se asume un choque de una desviación estándar en la primera diferencia de la serie de la tasa repo y se debe organizar las variables de la más exógena a la más endógena. En este caso el ordenamiento es el siguiente: primero va la tasa repo de intervención, luego la DTF, en tercer lugar la tasa de negociación de los TES de octubre de 2015 y por último la tasa de negociación de los TES de julio de 2020. El gráfico 3 describe el efecto que tiene un choque de una desviación estándar en la primera diferencia de la tasa repo sobre las demás variables:

Gráfico 3:



Se puede observar que todas las variables reaccionan inmediatamente cuando la tasa del Banco de la República aumenta. El crecimiento porcentual de la DTF se acelera desde el momento cero hasta el primer mes, luego su aceleración disminuye pero igualmente la tasa sigue creciendo hasta un año después del choque. La tasa de negociación de los TES con vencimiento en octubre de 2015 acelera su crecimiento inmediatamente y esta tasa sigue continúa teniendo un crecimiento porcentual positivo hasta el quinto mes, donde finalmente el choque se diluye. La tasa de los TES con vencimiento en julio de 2020 acelera su crecimiento de manera inmediata y el crecimiento porcentual sigue siendo positivo hasta el cuarto mes. Luego el crecimiento porcentual de la tasa se vuelve negativo hasta el décimo mes donde finalmente el choque se diluye.

4. Conclusiones:

Según los resultados obtenidos se puede concluir que un aumento en la Tasa Repo de Intervención del Banco de la República en el corto plazo causa un aumento en las tasas de negociación de los certificados de depósitos a término a 90 días emitidos por los bancos comerciales y las tasas de negociación de los Títulos de tesorería emitidos por el gobierno nacional.

La tasa repo del banco de la república es la tasa a la cual los bancos comerciales negocian las operaciones repo con el banco central a plazos muy cortos. Es por esto que un aumento en esta tasa genera un crecimiento de la DTF hasta 10 meses después del choque ya que las tasas de los títulos que conforman la construcción de la DTF también son papeles de inversión a corto plazo. El comportamiento de la DTF es muy parecido al comportamiento de la tasa repo.

La Tasa de negociación de los TES de corto plazo aumenta inmediatamente después de que la tasa repo sube, pero la aceleración de su crecimiento disminuye rápidamente hasta el primer mes, luego su crecimiento se mantiene constante hasta que finalmente el choque se diluye en el quinto mes. Es necesario tener en cuenta que el precio de los bonos aumenta cuando sus tasas de negociación disminuyen y cae cuando ocurre lo contrario. La tasa de negociación de estos TES de corto plazo disminuye su aceleración de crecimiento rápidamente debido que estos bonos tienen una menor duración⁵, por lo tanto muchas compañías inversionistas deciden cerrar sus posiciones en TES de largo plazo para abrirlas en aquellos que son de corto plazo y así no tienen que asumir una pérdida tan grande.

Los TES de largo plazo aumentan su tasa de negociación inmediatamente y la aceleración de este crecimiento disminuye pero no tan rápidamente como ocurre con los TES de corto plazo. Esto se debe a que muchos inversionistas, que deben mantener sus recursos invertidos, continúan cerrando posiciones en títulos de largo plazo para abrir posiciones en aquellos que son de corto plazo para evitar perder mucho dinero debido a la duración. Esto sigue ocurriendo por un tiempo pero en el mediano y largo plazo, las tasas de negociación de los títulos de largo plazo empiezan a caer. Esto se debe a las expectativas de inflación de los agentes del mercado.

⁵ Duración: una medida de sensibilidad de los bonos frente a cambios en su tasa de negociación. Entre más sensible sea el título mayor será la duración. Bonos con vencimientos mayores tendrán mayores duraciones.

Cuando el Banco de la República aumenta su tasa de intervención, lo hace para que la inflación disminuya ya que esta ha sobrepasado el rango meta. Al subir las tasas la liquidez de la economía disminuye y la demanda agregada se reduce por el lado de la inversión y el consumo (sale más costoso pedir préstamos para consumir o para adquirir activos de inversión). En el largo plazo se espera que la inflación baje y cuando esta haya disminuido lo suficiente, el Banco Central tendrá que bajar nuevamente sus tasas para estimular la economía. Después de un aumento de la tasa repo del Banrep, los bonos de largo plazo suben en tasa durante 4 meses aproximadamente. Una vez estos títulos han bajado mucho de precio, los inversionistas deciden tomar posiciones largas en estos porque esperan que en el largo plazo la inflación baje, el Banrep baje tasas para estimular la economía y así los títulos subirán de precio y aquellos que han tomado posiciones largas en estos obtendrán ganancias de capital.

En resumen, en el corto plazo, una política monetaria contractiva genera un desplazamiento paralelo hacia arriba de la curva TES y todos los títulos caen de precio. Luego la curva se empina un poco ya que la tasa de negociación de los TES de largo plazo crece más rápidamente que la de los TES de corto plazo, igualmente todos los títulos siguen cayendo en precio. En el largo plazo la curva se aplanan ya que los títulos de largo plazo empiezan a caer en tasa y a aumentar en precio debido a las expectativas de inflación de los agentes.

5. **Referencias**

University of Washington (2005). Vector Autorregressive Models for Multivariate Time Series. 5 de Abril de 2005. En: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/varModels.pdf>

Stefan Gerlach, Frank Smets (1995). The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries. Bank of International Settlements.

Daniel Parra (2014-2). Macroeconometría. Estacionariedad. Apuntes de clase. Universidad de la Sabana. Chia, Cundinamarca, Colombia: Apuntes no publicados.