

Poder predictivo de la curva de rendimientos sobre la actividad económica en Colombia*

Felipe Esteban Espitia Murcia

Resumen

El análisis de la estructura de tasas de interés derivado de la curva de rendimientos del mercado de deuda pública colombiana ha originado diversos estudios en el principio del siglo XXI, momento en el cual este mercado se encontraba en un desarrollo primario en nuestro país. Así, el presente documento pretende analizar este mercado, el cual ha obtenido una mayor profundidad financiera, por medio del estudio de la estructura de tasas que puede dividirse *a)* en las expectativas y *b)* en la prima de tasas, utilizando información de la curva cero cupón de los bonos TES clase B denominados en pesos colombianos e indicadores líderes de la economía colombiana para el periodo *2006m11 – 2016m6*. Los resultados sugieren que existe un poder predictivo del diferencial de tasas sobre la actividad económica colombiana y que el componente de expectativas del diferencial resulta ser el de mayor capacidad de predicción de la evolución de la economía del país.

Palabras clave: curva de rendimientos, actividad económica, pronósticos, fundamentales macroeconómicos.

Clasificación JEL: E43, E44.

* Trabajo presentando para optar al título de Magister en Economía de la Pontificia Universidad Javeriana. Agradezco todos los comentarios y supervisión del director de este documento, Gabriel Penagos.

1 Introducción

Con la evolución de los mercados financieros en economías emergentes, el estudio de la predictibilidad que tiene la curva de rendimientos sobre la actividad económica de estos países ha llevado a desarrollar un mayor aprovechamiento de este tipo de herramientas para sobre llevar un buen manejo de la política monetaria que fijan los Bancos Centrales. El crecimiento de la profundidad del mercado financiero ha permitido desarrollar técnicas en las cuales mucha de la información que contiene la curva de rendimientos de un país logra predecir el comportamiento a futuro de una economía y que con ello exista un mayor sustento a las decisiones que toman los hacedores de política monetaria.

La información que brinda la curva de rendimientos ha llevado a un consenso dentro de la literatura, en la cual su descomposición por plazos demuestra que el tramo corto de la curva de rendimientos refleja las medidas de política monetaria y en cierta medida las condiciones del sector real y financiero de una economía. Por otra, el tramo medio de la curva reproduce las expectativas de inflación que tienen los agentes del mercado financiero en el mediano plazo y son un factor fundamental en la toma de decisiones de política monetaria. Finalmente, el tramo largo de la curva muestra las percepciones del crecimiento potencial de una economía, las expectativas de inflación de largo plazo y la credibilidad que tienen los agentes del mercado sobre los Bancos Centrales sobre su postura frente a su mayor objetivo: mantener una inflación controlada (BIS, 2005).

Para darle un sustento teórico a lo anteriormente mencionado, se puede partir de la teoría pura de las expectativas que planteaba Fisher (1896), en la cual los agentes son neutrales al riesgo, indiferentes por la liquidez de los títulos, no existe segmentación del mercado, que no hay costos de transacción y que las expectativas futuras son óptimas e insesgadas. Así, el mantener un bono del mismo emisor en un periodo arbitrario de tiempo, es decir, el mismo grado de riesgo, la ganancia esperada debe ser la misma para cualquier combinación de bonos con diferente maduración y que completen el mismo horizonte de inversión. Sin embargo, estos supuestos resultan ser demasiado rígidos por lo cual Hicks (1939), Modigliani y Sutch (1966) y Cultberson (1957) muestran que los inversionistas realmente tienen la capacidad de influenciar la curva de rendimientos según sus expectativas por la liquidez de los títulos, la aversión al riesgo para eliminar cualquier riesgo sistemático y los costos que trae la segmentación de los mercados.

Ya que han existido varios determinantes teóricos de la estructura a plazo de la curva de rendimientos, que a su vez se ha visto enlazada con varios determinantes fundamentales como las tasas de interés de política, la inflación y la actividad económica. De esta manera, ya que la tasa de interés nominal tiene un componente real que está relacionado con el nivel de la actividad económica y otro de las expectativas de inflación, es posible esperar que la estructura de plazos de la curva de rendimientos contenga información adecuada sobre las perspectivas de la evolución futura de la actividad económica de un país (Arosemena y Arango, 2004). Según esto, es posible asociar un empinamiento en la pendiente de la curva de rendimientos con la actividad económica futura.

Así, este trabajo tiene como fin verificar la hipótesis de que, la curva de rendimientos del mercado de deuda pública nacional colombiana (TES clase B de renta fija denominados en pesos) tiene información sobre la actividad económica del país bajo la metodología presentada en Reyna *et al.* (2008) la cual sigue a Estrella y Hardouvelis (1991), en la cual encuentran que la curva de rendimientos tiene un poder predictivo de la actividad económica futura, al encontrar positivos y significativos los coeficientes que acompañan a los indicadores de actividad económica. Como representación de la actividad económica en Colombia se toman el índice de actividad económica (ISE), el índice de producción industrial y el índice de ventas reales producidos por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Adicionalmente se llevará a cabo una descomposición de dicho diferencial, ya que ha tomado relevancia dentro de la literatura, en un componente de expectativas y otro de primas, para determinar cuál de estos factores resulta explicar la actividad económica colombiana.

Dentro del aporte que realiza esta investigación se tiene el periodo en cuestión que se abarca, ya que incorpora una mayor profundidad del mercado de renta fija colombiana, con respecto a los periodos en los que se realizan los trabajos realizados por Arango *et al.* (2005), Arango y Flórez (2004, 2003) y Melo y Castro (2010) para el caso colombiano y en esta ocasión se tendrán en cuenta correcciones sobre los errores que pueden generar problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y endogeneidad. Además, a diferencia de los tres trabajos mencionados anteriormente, este documento tendrá en cuenta la parte de larga de la curva, que no había sido estudiada anteriormente, debido a la poca profundidad del mercado. En otras diferencias con dichos documentos, Arango *et al.* (2005) pretende explicar la información que tiene la curva de rendimientos sobre las expectativas de inflación con cambios de regímenes estimados con modelos probabilísticos; por su parte Arango y Flórez (2004, 2003) se limitan al tramo corto de la curva, utilizando únicamente el índice de producción industrial como referencia de la actividad económica. Asimismo, dentro del grupo de variables de control, se aporta que no había sido estudiado la relación que puede existir entre la curva de rendimientos de los Estados Unidos con la evolución de la actividad económica colombiana, al tener presente que en el periodo de estudio existe un grado integración comercial más amplio que en periodos anteriores.

Adicionalmente, se recurrirá a las técnicas aplicadas por Hamilton y Kim (2002) complementadas por la metodología usada por Diebold y Li (2006), los cuales descomponen el diferencial de tasas en dos efectos: *a)* el de expectativas y *b)* el de la prima de tasas o *term premium*, y así poder determinar el grado de relación que tiene dicha descomposición con la evolución de la actividad económica en Colombia, el cual no había sido documentado.

2 Revisión de literatura

Dentro del marco de los hechos macroeconómicos que se pueden considerar para tener claridad como la curva de rendimientos explica el comportamiento de la realidad económica, Moura y Gaião (2014) que estudian el caso de la economía brasilera, haciendo uso de como anuncios inesperados de variables macroeconómicas nacionales y de los Estados Unidos

afectan la estructura de la curva de rendimientos por plazos tanto para la tasa de interés nominal, la inflación implícita y la tasa de interés real. Dentro del conjunto de variables económicas que tienen en cuenta para el desarrollo de su metodología VECM, - *vector error correction model* -, por sus siglas en inglés, tiene en cuenta variables como la tasa de referencia de política monetaria SELIC², la tasa referencia de la FED, la inflación, el producto interno bruto, la tasa de desempleo, el balance por cuenta corriente, la producción industrial, las exportaciones, entre otras variables que son consideradas según la frecuencia de publicación tanto en Brasil como en Estados Unidos, y que han sido transformadas para materializar el efecto sorpresivo que pueden tener dentro la variable de interés; así, concluyen que las variables macroeconómicas internas y externas juegan un papel importante dentro de la explicación de la estructura de la curva de rendimientos, pero fundamentalmente los cambios sorpresivos que existen sobre la tasa SELIC tiene un rol importante dentro de la explicación de la estructura de la parte corta y media de la curva de rendimientos. Finalmente, los datos económicos brasileros tienen un poder predictivo sobre la estructura de su curva de rendimientos, mientras que para la curva de rendimientos de los Estados Unidos sus variables macroeconómicas surten efecto tanto sobre la estructura de la curva de rendimientos nacional como internacional y en este caso, particularmente para el caso brasilero.

Reyna *et al.* (2008), siguen esta misma línea de investigaciones, pero en este caso realizan la validación que tiene la curva de rendimientos y la relación entre la actividad económica mexicana. Para su estudio tienen en cuenta indicadores de la actividad económica el indicador global de actividad económica sin sector agropecuario (IGAE), que en el 2007 representaba alrededor del 79.6% del PIB, el IGAE de servicios y el índice de producción industrial, y adicionalmente, por factores de apertura económica se han incluido dentro de su estudio el diferencial de tasas los títulos del tesoro americano³, ya que las ventas que realizan en este país al exterior principalmente tienen como destino Estados Unidos. Para realizar la evaluación de que estos indicadores de actividad económica pueden ser factores explicativos para los diferenciales de tasas de los CETES⁴ entre tres meses y un año, y tres meses y diez años reflejaran el comportamiento en el corto y el largo plazo de la curva de rendimientos, respectivamente. Concluyen que principalmente el comportamiento del diferencial de tasas mexicano tanto en el corto como en el largo plazo, resulta ser explicado únicamente de manera significativa por el diferencial de tasas de los Estados Unidos y no por el comportamiento del diferencial de tasas mexicano, los autores realizaron una metodología por mínimos cuadrados ordinarios con una corrección de errores robustos por heteroscedasticidad y autocorrelación de Newey y West (1987).

En el caso colombiano, Arango *et al.* (2004) exploran como el tramo corto de la curva de rendimientos puede ser un buen predictor de las expectativas sobre la actividad económica colombiana, y demuestran que esta hipótesis se cumple para un periodo de doce y veinticuatro meses adelante, ajustado por un modelo teórico basado en la regla de Fischer. Como metodología hacen uso de un modelo logit ordenado para determinar si el diferencial

² Tasa de referencia que fija el Banco Central de Brasil

³ Bonos soberanos de los Estados Unidos.

⁴ Bonos soberanos de México.

entre dos periodos consecutivos de las tasas de interés y la inflación tienen algún efecto sobre la probabilidad de caer en un régimen económico (momento favorable o desfavorable), que fue determinado por medio de un modelo no lineal (LSTAR) estimado por Arango y Melo (2001), en el cual se propone una identificación de diferentes regímenes por los cuales ha pasado la economía colombiana y evita caer en juicios de valor al momento de determinar cuando la economía estuvo en un momento próspero y cuando no. Adicional a ello, al incluir variables monetarias, como la base monetaria, m_2 y m_3 , estas no generan cambios sobre la conclusión principal. Corroborando los resultados obtenidos en Arango *et al.* (2004), Arango y Flórez (2004), desarrollan un ejercicio en el cual su variable dependiente, como proxy de las expectativas de la actividad económica, utilizan en un caso el logaritmo del índice de producción industrial y en otro el diferencial del logaritmo del índice del valor de las ventas industriales. Para esto sus resultados concluyen que la estructura de tasas de interés en el corto plazo contiene información sobre las expectativas de la actividad económica futura, que se encuentra sustentada en el momento en que los agentes prevén un mal momento de la economía prefieren resguardar sus inversiones y se mueven sobre la parte larga de la curva de rendimientos que demuestra mejores rendimientos que la parte corta de la curva.

Para finalizar, el estudio de la estructura de tasas también ha tenido desarrollos por medio de metodologías de vectores autorregresivos, que desean comprobar qué relación existe entre los factores latentes de la estructura de tasas de interés y fundamentales macroeconómicos. Dentro de esta línea de estudios, se encuentran Melo y Castro (2010) para el caso colombiano, que utilizan la tasa interbancaria, el índice de bonos de mercados emergentes de Colombia, el índice de precios al consumidor y la brecha del producto interno bruto; Paccagnini (2014) que para la economía de los Estados Unidos hace uso del índice de producción industrial, la inflación, el consumo y la tasa de política monetaria federal; Morales (2010) para el caso chileno, usa como variables macroeconómicas la brecha del producto interno bruto, la tasa de interés que fija el Banco Central y el índice de precios al consumidor; Chang *et al.* (2001) para Taiwan usa el índice de precios al consumidor, la tasa de descuento del Banco Central y la tasa de inventarios, finalmente Reppa (2009), para la economía húngara utiliza la tasa de interés del Banco Central, la tasa de cambio forinto euro, la inflación y el producto interno bruto, los cuales optan por seguir metodologías como las de Nelson y Siegel (1987), Diebold y Li (2006) y Diebold *et al.* (2006), y encuentran que existen una relación bidireccional entre los factores de la estructura de tasas de interés y las variables macroeconómicas.

3 Datos y Metodología

3.1 Datos

Los datos utilizados para el cálculo de la curva de rendimientos cero cupón fueron las tasas de negociaciones registradas en Infovalmer, las cuales están basadas en la metodología de Nelson y Siegel (1987). El periodo de estudio comprende desde noviembre de 2006 hasta

junio de 2016, y se toma la tasa promedio⁵ del mes para los siguientes plazos de maduración: 1, 3, 12, 24 y 120 meses.

Como indicadores líderes de la actividad económica en Colombia, se hace uso del índice de seguimiento a la economía, de ahora en adelante, ISE, el cual es un indicador de corto plazo de la actividad económica real y en su metodología⁶ utiliza un conjunto de indicadores que representan todas las ramas de la actividad económica de Colombia y se ajustan a las cuentas trimestrales del PIB. Por otra parte, el índice de producción industrial real, que ahora al hacer referencia a este índice será, IND, y el índice de ventas reales, el cual será, VEN, fueron tomados a consideración, ya que al tener una construcción mensual y representan cerca del 11% y el 12% del PIB de Colombia y son vistos como indicadores líderes de la actividad económica y muestran la dinámica de cada una de estas ramas de actividad productiva del país, todos ellos son construidos por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Con respecto a los indicadores de política monetaria, se tiene en cuenta la tasa cero cupón de un mes, la cual en el mercado financiero colombiano se tiene como referencia de la parte corta de la curva de rendimiento y es la que reacciona de manera inmediata a las decisiones de política monetaria que toma el Banco de la República y la inflación mensual que construye el DANE. Finalmente, las tasas cero cupón de los tesoros americanos fueron tomados en línea de la Reserva Federal de St. Louis.

3.1.1 Estadísticas descriptivas

En la siguiente sección se pretende dar un esbozo estadístico de las variables que se tienen en cuenta dentro del documento. Así, en la tabla 1 se muestran las variables de control que fueron usadas. Donde el empinamiento/aplanamiento⁷ de la curva de rendimientos de Colombia y Estados Unidos del ejercicio de corto plazo se denota como “sp_TES_360_90” y “sp_TRE_360_90”, respectivamente. Por otra parte, para el ejercicio de largo plazo estos empinamientos/aplanamientos en su orden se representan como “sp_TES_3600_360” y “sp_TRE_3600_360”. Finalmente, la tasa cerón cupón a treinta días se muestra como “cero_cupon_30” y la inflación mensual de Colombia como “inflación_mensual”.

⁵ Se hace uso de una tasa promedio del mes, con el fin de que la tasa refleje un mayor panorama de las condiciones económicas, dado que la información que construyen Infovalmer es de frecuencia diaria.

⁶ Índice de seguimiento a la economía. Tomado en línea de: [www.dane.gov.co]

⁷ Un empinamiento/aplanamiento de la curva de rendimientos hace referencia a la pendiente de la curva. Así, un empinamiento hará referencia cuando el diferencial de los bonos de corto plazo versus los bonos de largo plazo aumente; mientras que cuando este diferencial se reduzca hará referencia a un aplanamiento. Tomado en línea: [https://www.thebalance.com/steepening-and-flattening-yield-curve-416920]

Tabla 1. Estadísticas descriptivas Variables de control

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
sp_TES_360_90	0.401	0.777	-0.685	2.912
sp_TES_3600_360	0.149	0.318	-0.206	1.499
cero_cupon_30	8.621	1.331	5.169	12.114
inflacion_mensual	0.004	0.004	-0.003	2.912
sp_TRE_360_90	2.137	0.989	-0.520	3.690
sp_TRE_3600_360	0.183	0.169	-0.160	0.880

Lo que se puede apreciar es un mayor empinamiento de la curva de títulos TES clase B en el ejercicio de corto plazo (sp_TES_360_90) en comparación al ejercicio de largo plazo (sp_TES_3600_360). Adicionalmente, en un momento del tiempo también se pudo percibir que la curva pudo estar invertida en ambos ejercicios al reportar en las distintas ocasiones un valor mínimo negativo. En lo que respecta al empinamiento de la curva de los tesoros americanos, las estadísticas resultan ser similares; un mayor empinamiento del ejercicio de corto plazo y un momento en el tiempo la curva se mostró estar invertida. Por parte de la inflación mensual, se muestra una media realmente baja del 0.4% y una desviación estándar similar, lo cual muestra poca volatilidad de la inflación en el periodo de tiempo estudiado y diría que la inflación estuvo encausada dentro del rango meta establecido por el Banco de la República. Finalmente, con respecto al tasa cerón cupón a 30 días, con la que se pretende representar los movimientos de política monetaria, se muestra tener una alta variabilidad lo que explicaría los distintos movimientos que realizó el banco para el cumplimiento de su objetivo de política monetaria.

En la tabla 2, 3 y 4 se presentan las variaciones de un mes, tres, seis y doce meses de los indicadores de actividad económica que se han descrito en la sección anterior fueron determinados siguiendo a Reyna *et al* (2008) que construye cinco diferentes horizontes de tasas de crecimiento, tanto en su serie original que se ha representado con una “o”, como su serie ajustada por efectos estacionales que se ha representado con un “ae”, al final de cada nombre de la variable respectiva.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas Índice de producción industrial

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
industria_12_o	1.67%	5.83%	-15.40%	14.18%
industria_12_ae	1.67%	5.31%	-12.30%	14.23%
industria_6_o	0.41%	7.59%	-15.51%	17.78%
industria_6_ae	0.66%	3.01%	-9.20%	7.00%
industria_3_o	0.15%	6.82%	-16.63%	10.59%
industria_3_ae	0.24%	2.10%	-7.91%	5.02%
industria_1_o	0.04%	5.75%	-13.83%	12.22%
industria_1_ae	0.09%	1.69%	-5.12%	6.02%

Tabla 3. Estadísticas descriptivas Índice de comercio al por menor

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
ventas_12_o	1.51%	5.71%	-15.61%	12.51%
ventas_12_ae	1.53%	5.08%	-12.27%	13.21%
ventas_6_o	0.33%	8.98%	-17.17%	16.89%
ventas_6_ae	0.60%	3.13%	-8.84%	7.11%
ventas_3_o	0.14%	7.82%	-20.40%	10.33%
ventas_3_ae	0.23%	2.37%	-7.19%	5.30%
ventas_1_o	0.05%	7.17%	-22.44%	12.71%
ventas_1_ae	0.09%	1.93%	-6.88%	5.09%

Tabla 4. Estadísticas descriptivas Índice de seguimiento a la economía (ISE)

	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
ise_12_o	4.07%	1.96%	-1.32%	7.95%
ise_12_ae	4.06%	1.85%	-1.35%	8.13%
ise_6_o	1.66%	10.02%	-12.28%	18.31%
ise_6_ae	1.93%	1.28%	-1.77%	5.09%
ise_3_o	0.79%	10.13%	-18.99%	13.53%
ise_3_ae	0.93%	0.95%	-2.02%	3.17%
ise_1_o	0.24%	5.28%	-15.69%	7.13%
ise_1_ae	0.32%	0.73%	-2.68%	2.03%

De las tres tablas anteriores, donde se muestran las estadísticas de cada uno de los indicadores que representan la actividad económica del país, se destaca que las series originales en la mayor parte de los casos resulta tener una desviación estándar mucho más alta en comparación a las series que están ajustadas por efectos estacionales, lo que responde a que los efectos calendario provocan una mayor volatilidad a la evolución de cada indicador de actividad económica. Por ello, se opta en este documento por trabajar con las series tanto originales como desestacionalizadas para determinar con que tipo de ajuste resulta más relevante el análisis. Por otra parte, y en particular, se muestra que la media de crecimiento de cada indicador de actividad económica empieza a ser decrecer conforme el periodo de tiempo de crecimiento es más corto, lo cual demuestra que los efectos reales de crecimiento de la economía ocurren en el medio o largo plazo.

3.2 Metodología

En esta sección se detallará la estructura presentada por Reyna *et al.* (2008), que está basada en Hamilton y Kim (2002) y Stock y Watson (2003), los cuales definen un diferencial de tasas en el tiempo t como:

$$DT_t^l = R_t^l - R_t^c, (1)$$

donde R_t^l es la tasa de retorno de un título de largo plazo, que puede ser un COLTES de 1 o 10 años, según el caso que corresponda. Por otra parte, R_t^c es la tasa de retorno de un título de corto plazo, que en este caso hace referencia a un COLTES de 3 meses o 1 año. Donde DT medirá el empinamiento/aplanamiento de cada ejercicio respectivo (corto o largo plazo) en cada uno de los diferentes meses que contiene la muestra (nov-2006 hasta jun-2016).

Inicialmente, se define el crecimiento de la actividad económica como la tasa de crecimiento del periodo subsecuente como:

$$y_t^1 = \ln\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right), (2)$$

donde y es cualquiera de los indicadores de actividad real del país (ISE, IND, VEN).

Con ello podemos definir la tasa de crecimiento, en términos anuales, para k meses adelante como:

$$y_t^k = \ln\left(\frac{Y_{t+k}}{Y_t}\right), (3)$$

Poder predictivo dentro de muestra

La ecuación que se desea estimar es la siguiente:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \epsilon_t, (4)$$

Según la literatura y la teoría, si el diferencial entre los retornos tiene un poder predictivo sobre la actividad real de la economía, α_1 debería resultar ser estadísticamente significativo y con signo positivo; con esto se le daría explicación a que un aumento del diferencial de los retornos, causado por un empinamiento de la curva de rendimientos, estaría indicando un mayor crecimiento de la economía. Llevando un paso adelante este análisis, se puede considerar que si el diferencial de los retornos contiene información sobre la actividad económica futura que depende de la evolución actual y pasada, puede incluirse el crecimiento contemporáneo de la variable dependiente como lo ha planteado Estrella y Hardouvelis (1991), lo que llevaría a generalizar (4), obteniendo:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k} + \epsilon_t. (5)$$

Se debe tener en cuenta la forma como se ha construido la variable y_t^k para la estimación, puesto que utiliza periodos que se traslapan, y por ello se considera realizar esta estimación ajustada por el método de Newey-West para obtener errores estándar robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación⁸.

En otra línea de investigación, Ang *et al.* (2006) y Mehl (2006), han argumentado que pueden existir otro tipo de variables que estén explicando la actividad económica de un país y puedan estar influenciadas por el canal financiero mundial y las decisiones de política monetaria que toman los Bancos Centrales. Por ello, al incluir dentro de (6) este tipo de variables, la ecuación a estimar sería:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k} + \alpha_3 X_t + \epsilon_t, (6)$$

donde X_t incluye las variables de control a consideración. Este vector de variables contendrá el nivel de la tasa de retorno cero cupón de un mes para controlar la postura de política monetaria, la cual recoge de manera casi instantánea las decisiones que toma la Junta Directiva del Banco de la República sobre su tasa de referencia, la inflación mensual y el diferencial de tasas de los tesoros americanos.

⁸ Prueba de Godfrey y Pagan para autocorrelación

Los datos que se presentan como series de tiempo, son evaluados para asegurar que cumplen con todas las propiedades estadísticas para no caer en problemas de regresiones espúreas. Sin embargo, el objetivo de este documento no es realizar un análisis econométrico exhaustivo, y se aplican pruebas de raíz unitaria (Anexo 1) para validar que todas las series son estacionarias y así poder garantizar el análisis del poder predictivo de la curva de rendimientos sobre la actividad económica.

Finalmente, “las técnicas de *machig learnig* o redes neuronales tienen un buen funcionamiento en series de tiempo largas y de alta frecuencia” (Bergmeir y Benítez, 2012), que no es el caso de este documento, ya que se cuenta con una muestra de 116 meses, por cual no se considera necesario realizar una partición de la muestra. Adicionalmente, se siguió la metodología de Hyndman (2010), en la cual plantea la elaboración de un estadístico de validación cruzada para estimaciones lineales (Anexo 4) y permite trabajar con toda la muestra inicial y así determinar cuál especificación de las estimaciones planteadas es la más adecuada.

Descomposición del diferencial de tasas

Siguiendo a Hamilton y Kim (2002), la teoría de expectativas de tasas de interés, puede ser re escrita de la siguiente manera:

$$R_t^l - R_t^c = EP_t + PT_t, (7)$$

donde, EP_t representa la expectativa de tasas y PT_t la prima de riesgo y/o liquidez. Que a su vez puede ser expresada como:

$$R_t^l - R_t^c = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[R_{t+j}^c] - R_t^c \right) + \left(R_t^n - \frac{1}{n} \sum_{j=0}^{n-1} E_t[R_{t+j}^n] \right), (8)$$

la cual $E_t[R_{t+j}^c]$ denota la expectativa de mercado en el periodo t del valor de R_{t+j}^c . El cual fue estimado siguiendo a Diebold y Li (2006), que concluyen que al realizar un pronóstico de los betas que son insumo de la metodología de Nelson-Siegel (1987) se obtiene un mejor ajuste con un proceso autorregresivo (AR) de orden uno⁹, sobre un vector autorregresivo (VAR) de orden uno, debido a que los modelos VAR sin restricciones dan pronósticos débiles y a que las variables de estudio no tienen una alta correlación por lo cual no es apropiado usar un modelo multivariado.

Reemplazando (7) en (4), obtenemos, al incluir la descomposición del diferencial de tasas, que la ecuación a estimar sería:

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 EP_t + \alpha_2 PT_t + \epsilon_t. (9)$$

⁹ Pruebas de estacionareidad y diagnóstico, se encuentran en el Anexo 2.

4 Resultados

Poder predictivo dentro de muestra

Análisis diferencial 1 año – 3 meses

En la tabla 5 se presentan los resultados de estimar la ecuación (4), donde es esperado que el coeficiente del diferencial de tasas resulte significativo y positivo para determinar que existe una capacidad de pronóstico de la curva de rendimientos sobre la actividad económica. Para esta ocasión, cuando se utilizan las series originales tan solo resulta que en un horizonte de doce meses la parte corta de la curva tiene un poder predictivo de la actividad económica y se ve reflejado en el índice de seguimiento a la economía (ISE), mientras que para la actividad industrial (IND) y las ventas (VEN) no resulta serlo, ni siquiera a un nivel de significancia del 10%.

Sin embargo, como un ejercicio de robustez de este documento, desde este momento se utilizarán las series ajustadas por efectos de estacionalidad (semana santa, días festivos, en otros) para cada uno de los distintos ejercicios.

Así de este ejercicio, se obtiene nuevamente que el efecto esperado en que el coeficiente es positivo y resulta ser significativo para más horizontes en el tiempo (3, 6 y 12) para el ISE. Por parte del IND y el VEN en esta ocasión resultan ser significativos en horizontes de tiempo 3 y 6 meses, respectivamente. Con estos resultados, se puede concluir que la curva de rendimientos tiene un poder predictivo de la actividad en un horizonte de 6 meses, sin importar el indicador líder de actividad económica.

Tabla 5: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \epsilon_t$

Series originales			
	α_1^{Ind}	α_1^{Ven}	α_1^{Ise}
1	0.000 [0.16]	0.001 [0.13]	0.000 [-0.30]
3	0.000 [-0.23]	-0.010 [-0.51]	-0.011 [-0.73]
6	0.000 [0.00]	0.000 [-0.06]	-0.010 [-0.73]
12	0.007 [0.97]	0.010 [1.14]	0.01*** [2.88]
Series desestacionalizadas			
	α_1^{Ind}	α_1^{Ven}	α_1^{Ise}
1	0.000 [1.03]	0.000 [0.20]	0.000 [1.56]
3	0.01* [1.96]	0.000 [1.05]	0.003*** [2.46]
6	0.01** [2.34]	0.01** [2.29]	0.01*** [4.08]
12	0.006 [0.76]	0.010 [0.90]	0.01*** [2.94]

Entre paréntesis estadístico t

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Ahora bien, siguiendo con la postura de Estrella y Hardouvelis (1991), en la cual se incluye un rezago de la actividad económica para determinar si el diferencial de tasas tiene un poder predictivo (Tabla 6), se encuentra que nuevamente cuando se hace uso de las series originales el signo positivo resulta para todos los horizontes de tiempo y los indicadores líderes de la actividad económica, pero solo resulta ser significativo a un nivel de significancia del 5% para el ISE, como lo resultó ser en la estimación del ecuación (4).

Al tomar los indicadores líderes de actividad económica ajustados por efectos de estacionalidad, se encuentra que como en el ejercicio anterior para el ISE, que el diferencial de tasas presenta poder predictivo y significativo en todos los periodos a un nivel de significancia del 10% y del 5% para los horizontes 1 y 3, 6 y 12, respectivamente. Sin embargo, para los otros dos indicadores de actividad económica los resultados son diferentes. El índice de producción industrial tiene una capacidad de pronóstico solo en horizontes de 6 meses, mientras que el diferencial de tasas no parece mostrar ningún poder de pronóstico sobre el índice de ventas.

Tabla 6: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k}^k + \epsilon_t$

Series originales						
	α_1^{Ind}	α_2^{Ind}	α_1^{Ven}	α_2^{Ven}	α_1^{Ise}	α_2^{Ise}
1	0.000 [0.24]	-0.430*** [-5.84]	0.003 [-0.06]	-0.410*** [-6.78]	0.000 [-0.18]	0.23*** [7.14]
3	0.000 [-0.17]	0.30*** [3.90]	0.000 [-0.45]	0.31*** [3.49]	0.000 [-0.35]	0.61*** [9.10]
6	0.000 [0.1]	0.32*** [4.43]	0.000 [0.09]	0.31*** [3.43]	-0.010 [-0.80]	0.76*** [13.81]
12	0.005 [1.16]	0.579 [5.42]	0.010 [1.15]	0.51*** [4.40]	0.003** [2.44]	0.66*** [8.09]
Series desestacionalizadas						
	α_1^{Ind}	α_2^{Ind}	α_1^{Ven}	α_2^{Ven}	α_1^{Ise}	α_2^{Ise}
1	0.002 [1.27]	-0.360*** [-4.47]	0.000 [0.36]	-0.360*** [-4.81]	0.001* [1.77]	-0.310*** [-4.15]
3	0.000 [1.39]	0.38*** [4.85]	0.000 [0.31]	0.42*** [5.34]	0.001* [1.75]	0.52*** [6.21]
6	0.01* [1.95]	0.69*** [11.77]	0.000 [1.38]	0.60*** [6.37]	0.002** [2.21]	0.63*** [8.47]
12	0.003 [1.18]	0.86*** [23.02]	0.000 [0.94]	0.83*** [18.12]	0.002** [2.30]	0.82*** [19.27]
Entre paréntesis estadístico t						
*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.						

Finalmente, en la tabla 7 se muestra la estimación de incluir la postura de política monetaria, la inflación mensual y el diferencial de tasas de los tesoros americanos como lo postula Ang *et al.* (2006) y Mehl (2006). Se obtiene, de igual manera, un signo positivo, pero significativo solamente en un horizonte de doce meses para los tres índices de actividad económica cuando se utilizan las series sin ajustes por efectos de estacionalidad. Por parte de las otras variables

que fueron incluidas en el análisis, se encuentra que el diferencial de los tesoros americanos, que reflejaría la existencia de una transmisión por medio del canal financiero internacional, resulta ser significativa y con signo negativo para un horizonte de doce meses para todos los índices de actividad económica y de la misma manera para un horizonte de seis meses cuando se refiere al IND. Con respecto a las variables que representan la postura de política monetaria como lo son la tasa cerón cupón a un mes tan solo resulta ser positiva y significativa a un nivel del 10% en un horizonte de un mes para el índice de ventas reales y el ISE. Finalmente, con respecto a la inflación se espera que un aumento del nivel de precios de la economía afectará negativamente la evolución de la actividad económica y este hecho se evidencia al encontrar que el coeficiente asociado a la inflación mensual es negativo y significativo para varios horizontes de tiempo (1, 3 y 6 meses) para los tres indicadores de actividad económica.

En cuanto a las series con ajustes por efectos estacionales, se resalta que el poder predictivo del diferencial de tasas sobre la actividad económica, cuando se tiene en cuenta el índice de producción industrial real, pasa a ser significativo en un horizonte de tiempo más corto, específicamente de seis meses. Con respecto al ISE, este resulta obtener el signo positivo y significativo indicando que existe un poder predictivo de la curva de rendimientos sobre la actividad económica en los cuatro horizontes en cuestión, con niveles de significancia diferentes. Por parte del diferencial de tasas de los tesoros americanos, en esta ocasión tan solo resulta ser significativo y con signo negativo para el ISE, mientras que para los demás indicadores no es significativo, e indicaría no existe algún efecto de transmisión en el canal financiero internacional sobre la actividad económica del país. Ahora, al incluir la inflación en esta versión del ejercicio tan solo resulta ser significativa y con signo negativo para el ISE en un periodo de seis meses. Finalmente, con respecto a la postura de política monetaria no resulta ser significativa para ningún indicador y ningún horizonte en cuestión.

Tabla 7: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k}^k + \alpha_3 SP_t + \alpha_4 x.30_t + \alpha_5 \pi_t + \epsilon_t$

Series originales												
	α_1^{Ind}	α_3^{Ind}	α_4^{Ind}	α_5^{Ind}	α_1^{Ven}	α_3^{Ven}	α_4^{Ven}	α_5^{Ven}	α_1^{Ise}	α_3^{Ise}	α_4^{Ise}	α_5^{Ise}
1	0.000 [0.63]	0.000 [-0.72]	0.010 [1.34]	-5.470*** [-3.31]	0.000 [0.39]	-0.010 [-1.20]	0.01* [1.85]	-9.100*** [-4.21]	0.000 [-0.01]	-0.010 [-0.94]	0.01* [1.93]	-8.630*** [-4.17]
3	0.000 [0.20]	-0.010 [-1.00]	0.010 [1.49]	-10.040*** [-5.50]	0.000 [-0.20]	-0.010 [-1.47]	0.010 [1.45]	-11.950*** [-7.17]	0.000 [-0.34]	-0.010 [-1.08]	0.010 [1.62]	-14.310*** [-6.60]
6	0.010 [0.68]	-0.010** [-2.04]	0.006 [1.23]	-9.860*** [-5.87]	0.000 [0.36]	-0.010 [-1.54]	0.000 [1.06]	-10.580*** [-5.42]	0.000 [-0.66]	-0.010 [-1.51]	0.01* [1.95]	-11.990*** [-9.36]
12	0.012** [2.23]	-0.020** [-2.53]	0.000 [-0.48]	0.780 [0.76]	0.01** [2.34]	-0.019*** [-2.89]	0.000 [-0.44]	0.740 [0.72]	0.01*** [3.30]	-0.004*** [-2.68]	0.000 [-1.11]	-0.150 [-0.49]
Series desestacionalizadas												
	α_1^{Ind}	α_3^{Ind}	α_4^{Ind}	α_5^{Ind}	α_1^{Ven}	α_3^{Ven}	α_4^{Ven}	α_5^{Ven}	α_1^{Ise}	α_3^{Ise}	α_4^{Ise}	α_5^{Ise}
1	0.000 [1.40]	0.000 [-0.83]	0.000 [-0.58]	0.260 [0.58]	0.001 [0.52]	0.000 [-1.13]	0.000 [-0.38]	-0.220 [-0.42]	0.002** [2.08]	0.000 [-1.55]	0.000 [-0.44]	-0.190 [-1.16]
3	0.000 [1.47]	0.000 [-0.88]	0.000 [-0.38]	0.110 [0.20]	0.000 [0.51]	0.000 [-1.29]	0.000 [-0.18]	-0.620 [-0.91]	0.002* [1.88]	0.000 [-1.25]	0.000 [-0.79]	-0.180 [-0.81]
6	0.005** [2.10]	0.000 [-0.76]	0.000 [-0.12]	0.230 [0.37]	0.010 [1.54]	0.000 [-1.12]	0.000 [0.36]	-0.380 [-0.50]	0.003*** [2.97]	-0.001* [-1.86]	0.000 [0.02]	-0.530** [-2.22]
12	0.004 [1.47]	0.000 [-1.03]	0.000 [0.59]	0.440 [0.63]	0.004 [1.29]	0.000 [-1.43]	-0.001 [-0.69]	0.240 [0.35]	0.003** [2.54]	-0.002** [-1.85]	0.000 [-1.06]	-0.090 [-0.43]

Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Análisis diferencial 10 años – 1 año

Ahora, al realizar el análisis del diferencial de tasas con la parte larga de la curva muchos de los resultados encontrados de la parte corta de la curva son muy similares. En la tabla 8, se presenta el resultado de la estimación de la ecuación (4), pero en esta ocasión el diferencial de tasas es construido como la diferencia de la tasa de los bonos cero cupón a diez años menos la tasa de los bonos a un año. Así, al momento de tomar en consideración las series de los indicadores de actividad económica sin ajustes estacionales, tan solo resulta que el diferencial de la parte larga de la curva tiene un poder explicativo en un horizonte de doce meses para el ISE.

Sin embargo, al realizar los ajustes estacionarios, se destaca que para un horizonte de seis meses el diferencial de tasas resulta ser significativo a un nivel de significancia del 1% y con signo positivo como se esperaba, y que el resultado encontrado en el ejercicio anterior se mantiene para un horizonte de doce meses al mismo nivel de significancia. Por otra parte, se resalta que en un horizonte de tres meses para el índice de producción industrial y el ISE, el diferencial de tasas resulta tener un poder explicativo sobre la actividad económica.

Tabla 8: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \epsilon_t$

Series originales			
	α_1^{Ind}	α_1^{Ven}	α_1^{Ise}
1	0.005 [0.30]	0.000 [0.01]	-0.004 [-0.23]
3	-0.004 [-0.20]	-0.013 [-0.55]	-0.034 [-0.90]
6	-0.001 [-0.03]	-0.002 [-0.11]	-0.031 [-1.09]
12	0.020 [1.23]	0.021 [1.33]	0.017*** [2.90]
Series desestacionalizadas			
	α_1^{Ind}	α_1^{Ven}	α_1^{Ise}
1	0.002 [0.74]	0.000 [0.02]	0.002 [1.57]
3	0.011** [2.17]	0.009 [1.32]	0.007*** [2.51]
6	0.025*** [2.96]	0.025*** [2.83]	0.014*** [4.43]
12	0.016 [0.99]	0.017 [1.09]	0.016*** [3.01]

Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Siguiendo la línea de la metodología planteada en el documento, en las tablas posteriores se presentan los resultados de incluir el rezago contemporáneo de la actividad económica (Tabla 9), y las variables de control (Tabla 10).

De ser así, los resultados que ya se había encontrado en la tabla 8, se continúan ratificando en la tabla 9 cuando se incluye el rezago contemporáneo de la evolución de cada índice de actividad económica, y al momento de tomar las series originales tan solo se encuentra que el diferencial de tasas tan solo tiene un poder explicativo sobre la actividad económica, representado por el ISE, resulta ser significativo a un nivel de significancia del 1% en un horizonte de doce meses.

Al momento de hacer los ajustes por estacionalidad, igualmente se encuentra que el diferencial de tasas tiene la capacidad de predecir la actividad económica del país para un horizonte de seis meses cuando se tienen en cuenta el índice de actividad industrial y el ISE. Adicionalmente, como se ha mostrado hasta el momento para un horizonte de doce meses con el indicador de seguimiento a la economía el diferencial de tasas mantiene su poder predictivo al momento de adicionar el rezago contemporáneo de dicho indicador líder de actividad económica de Colombia.

Tabla 9: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k}^k + \epsilon_t$

Series originales						
	α_1^{Ind}	α_2^{Ind}	α_1^{Ven}	α_2^{Ven}	α_1^{Ise}	α_2^{Ise}
1	0.006 [0.36]	-0.429 [-5.82]	0.000 [0.02]	-0.414*** [-6.75]	-0.001 [-0.05]	0.237*** [7.16]
3	-0.002 [-0.09]	0.302*** [3.90]	-0.009 [-0.43]	0.308*** [3.47]	-0.011 [-0.34]	0.061*** [9.01]
6	0.002 [0.10]	0.318*** [4.43]	-0.002 [-0.10]	0.308*** [3.42]	-0.016 [-0.92]	0.755*** [13.73]
12	0.011 [1.26]	0.579*** [5.42]	0.012 [1.25]	0.512*** [4.40]	0.008*** [2.47]	0.667*** [8.17]
Series desestacionalizadas						
	α_1^{Ind}	α_2^{Ind}	α_1^{Ven}	α_2^{Ven}	α_1^{Ise}	α_2^{Ise}
1	0.004 [1.09]	-0.360*** [-4.47]	0.001 [0.25]	-0.357*** [-4.74]	0.003 [1.81]	-0.310*** [-4.11]
3	0.006 [1.40]	0.384*** [4.85]	0.002 [0.37]	0.413*** [5.21]	0.003* [1.81]	0.528*** [6.21]
6	0.009** [1.93]	0.687*** [11.73]	0.009 [1.37]	0.597*** [6.23]	0.005** [2.22]	0.637*** [8.61]
12	0.005 [0.82]	0.857*** [23.11]	0.005 [0.73]	0.835*** [18.10]	0.005** [2.31]	0.827*** [19.28]

Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Para finalizar en la tabla 10 se presentan los resultados de incluir las variables de control, que en este caso tan solo cuentan con un cambio, ya que en esta ocasión el diferencial de tasas de los tesoros americanos toma la diferencia de los bonos a diez años y un año, mientras que la inflación mensual y la tasa cero cupón de un mes de Colombia no tiene cambio alguno.

Así, al tomar las series originales se encuentra que el diferencial de largo plazo resulta tener un poder predictivo sobre la actividad económica en un horizonte de doce meses representado por el ISE, y así este resultado se mantiene a lo largo de los tres ejercicios realizados para el diferencial de largo plazo. Ahora cuando el ejercicio se realiza con las series ajustadas por efectos de estacionalidad, se obtiene que el diferencial tiene un poder predictivo para un horizonte de seis meses cuando se hace uso del IND y el ISE; igualmente el resultado para un periodo de doce meses de la evolución del ISE explicado por el diferencial de tasas de largo plazo continúa manteniéndose significativo.

Con respecto a las variables de control, se puede resaltar que el diferencial de largo plazo de los tesoros americanos resulta ser significativo y con signo negativo principalmente en horizontes de seis y doce meses, lo cual indicaría que los tesoros americanos son activos sustitutos de los TES colombianos. Por parte de los indicadores de política monetaria, los cuales debería resultar menos significativos, ya que la evidencia empírica demuestra que la parte larga de la curva de rendimientos no sufre demasiados cambios con las decisiones de política monetaria que toma el Banco de la República, y es por ello que esta variable solo resulta ser significativa para un horizonte de un mes explicando el índice de ventas y para un horizonte de seis meses con el ISE. Finalmente, la inflación resulta ser significativa principalmente cuando se trabajan con las series originales y con el ISE para horizontes de uno, tres y seis meses.

Tabla 10: $y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 DT_t + \alpha_2 y_{t-k}^k + \alpha_3 SP_t + \alpha_4 x_{.30}_t + \alpha_5 \pi_t + \epsilon_t$

Series originales												
	α_1^{Ind}	α_3^{Ind}	α_4^{Ind}	α_5^{Ind}	α_1^{Ven}	α_3^{Ven}	α_4^{Ven}	α_5^{Ven}	α_1^{Ise}	α_3^{Ise}	α_4^{Ise}	α_5^{Ise}
1	0.005 [0.33]	-0.013 [-0.37]	0.006 [1.40]	-5.259 [-3.03]	0.000 [0.02]	-0.001 [-0.02]	0.007* [1.69]	-8.503*** [-3.70]	-0.003 [-0.24]	0.009 [0.29]	0.006 [1.53]	-8.089*** [-3.89]
3	-0.004 [-0.24]	-0.009 [-0.23]	0.008 [1.42]	-9.496 [-5.04]	-0.012 [-0.64]	0.006 [0.15]	0.007 [1.20]	-11.157*** [-6.44]	-0.016 [-0.60]	0.024 [0.57]	0.007 [1.14]	-13.400*** [-6.27]
6	-0.006 [-0.39]	-0.067* [-1.82]	0.010 [1.63]	-9.781*** [-5.36]	-0.007 [-0.40]	-0.042 [-0.94]	0.009 [1.19]	-10.298*** [-4.94]	-0.020 [-1.50]	-0.024 [-0.77]	0.009** [1.96]	-11.745*** [-8.47]
12	0.003 [0.41]	-0.103*** [-3.07]	0.004 [1.12]	0.872 [0.80]	0.004 [0.48]	-0.111*** [-3.01]	0.004 [1.17]	0.898 [0.76]	0.006** [2.29]	-0.026*** [-2.62]	0.000 [0.35]	-0.138 [-0.45]
Series desestacionalizadas												
	α_1^{Ind}	α_3^{Ind}	α_4^{Ind}	α_5^{Ind}	α_1^{Ven}	α_3^{Ven}	α_4^{Ven}	α_5^{Ven}	α_1^{Ise}	α_3^{Ise}	α_4^{Ise}	α_5^{Ise}
1	0.002 [0.57]	-0.017* [-1.77]	0.000 [0.36]	0.172 [0.40]	-0.001 [-0.08]	-0.015 [-1.10]	0.000 [0.26]	-0.245 [-0.45]	0.002 [1.40]	-0.008 [-1.40]	0.000 [0.51]	-0.189 [-1.15]
3	0.004 [0.94]	-0.025** [-2.17]	0.001 [0.70]	-0.007 [-0.01]	0.000 [0.06]	-0.017 [-1.17]	0.001 [0.39]	-0.614 [-0.87]	0.002 [1.36]	-0.010 [-1.35]	0.000 [0.21]	-0.199 [-0.88]
6	0.009* [1.86]	-0.018 [-1.44]	0.001 [0.55]	0.194*** [0.33]	0.004 [0.48]	-0.111*** [-3.01]	0.004 [1.17]	-0.357 [-0.48]	0.004** [2.11]	-0.016** [-2.28]	0.001 [1.40]	-0.561** [-2.50]
12	0.001 [0.21]	-0.043*** [-2.73]	0.001 [0.73]	0.346*** [0.50]	0.001 [0.16]	-0.043** [-2.03]	0.001 [0.58]	0.196 [0.27]	0.004** [2.19]	-0.017* [-1.83]	0.000 [0.16]	-0.109 [-0.52]

Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Descomposición del diferencial de tasas

Como anteriormente se mencionó, desde el documento de Hamilton y Kim (2002) el estudio de la descomposición del diferencial de tasas en un componente de expectativas y otro de prima de riesgo ha tomado una gran acogida en particular para determinar cuál de ellos tiene un mayor poder predictivo sobre la actividad económica como lo han hecho trabajos como el de Reyna *et al.* (2008) para el caso mexicano, Ang *et al.* (2006) para diferentes economías de desarrolladas y en desarrollo y Favero *et al.* (2005) en Estados Unidos.

El primer componente de esta descomposición hace referencia a las expectativas que tiene el mercado en el corto plazo, que, en particular, al existir una tasa contemporánea relativamente alta, daría una percepción de que la actividad económica podría registrar niveles débiles de crecimiento. El segundo componente hace referencia al largo plazo, demuestra los efectos que puede tener el ciclo económico sobre la tasa de interés y podrían existir eventos en los cuales la volatilidad de este activo financiero presente un mayor componente de volatilidad al final o al inicio de un ciclo (Hamilton y Kim, 2002).

En la tabla 11 se presentan los resultados de estimar la ecuación (9) la cual examina si la descomposición del diferencial de tasas tiene algún poder predictivo sobre la actividad económica del país. Se encuentra que al tomar las series originales, tan solo para el ISE el componente de expectativas resulta ser positivo y significativo a un nivel de significancia del 5% en un horizonte de doce meses. Al momento de realizar el análisis para las series desestacionalizadas, nuevamente el único componente que resulta ser significativo es el componente de expectativas y para esta ocasión resulta ser significativo para los tres indicadores de actividad económica en un horizonte de tiempo de seis meses y no pierde significancia con respecto al ISE en el horizonte de doce meses como resultó serlo en el ejercicio cuando se contaban con las series sin ajustes estacionales.

Tabla 11: $y_t^k = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{n} \sum R_{t+j}^1 - R_t^1 \right) + \beta_2 \left(R_t^n - \frac{1}{n} \sum R_{t+j}^n \right) + \epsilon_t$

Series originales						
	β_1^{Ind}	β_2^{Ind}	β_1^{Ven}	β_2^{Ven}	β_1^{Ise}	β_2^{Ise}
1	-0.001 [-0.22]	0.000 [0.07]	0.000 [-0.51]	0.000 [-0.44]	-0.007 [-0.77]	-0.004 [-0.38]
3	-0.010 [-0.96]	-0.010 [-0.76]	-0.020 [-1.20]	-0.020 [-1.22]	-0.026 [-1.30]	-0.027 [-1.25]
6	-0.010 [-1.07]	-0.020 [-1.22]	-0.013 [-1.15]	-0.020 [-1.25]	-0.026 [-1.58]	-0.030 [-1.49]
12	0.010 [0.80]	-0.010 [-0.89]	0.007 [0.89]	-0.007 [-0.78]	0.01*** [3.31]	0.000 [1.04]
Series desestacionalizadas						
	β_1^{Ind}	β_2^{Ind}	β_1^{Ven}	β_2^{Ven}	β_1^{Ise}	β_2^{Ise}
1	0.000 [0.26]	0.000 [0.38]	0.000 [-0.44]	0.000 [-0.48]	0.001 [0.60]	0.000 [0.35]
3	0.000 [0.68]	0.000 [0.14]	0.000 [-0.06]	0.000 [-0.72]	0.001 [0.86]	0.000 [0.02]
6	0.01* [1.91]	0.002 [0.47]	0.007* [1.70]	0.002 [0.39]	0.004** [2.26]	0.002 [0.79]
12	0.000 [0.54]	-0.010 [-1.12]	0.004 [0.59]	-0.010 [-1.05]	0.01*** [3.22]	0.000 [0.86]
Entre paréntesis estadístico t. Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).						
*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.						

Al realizar la estimación de la descomposición del diferencial de tasas, incluyendo las variables de control que son de interés, ver tabla 12, se presenta que el componente de expectativas resulta tener un predictivo sobre la actividad económica, evidenciado únicamente el ISE en un horizonte de tiempo de doce meses cuando se toman las series originales. Con respecto a las demás variables, el diferencial de tasas de los tesoros americanos se resalta ser significativo y con signo negativo para los tres indicadores de actividad económica en un horizonte de seis meses, mientras que la tasa cerón cupón de un mes que absorbe de manera inmediata las medidas de política monetaria tan solo resulta ser significativa para el índice ventas en un horizonte de tres meses a un nivel de significancia del 10% y para el ISE en los periodos de más corto plazo, uno y tres meses. Con respecto a la inflación, los resultados no presentan demasiadas variaciones con respecto a los mostrados en la tabla 7, y se muestra ser significativa al 1% sobre todos los indicadores líderes de actividad económica y principalmente para los horizontes de tiempo de uno, tres y seis meses.

Finalmente, al realizar este mismo análisis con las series ajustadas por efectos estacionales, resulta tener un poder de explicación sobre la actividad económica representado en la actividad industrial y el ISE. Por otra parte, es de destacar que el componente de primas, que

no había resultado ser significativo, muestra tener un poder predictivo sobre la actividad económica y más específicamente reflejado en el ISE en un periodo de seis y doce meses. Con respecto al diferencial de tasas de los tesoros americanos estos no pierden su capacidad predictiva significativa y con signo negativo como ocurría cuando se tomaban las series sin ajustes estacionales y para un horizonte de tiempo de doce meses. Por parte de las medidas de política monetaria, representadas en la tasa cerón cupón de un mes resultan ser significativas nuevamente para el ISE y el índice de ventas reales en un horizonte de doce meses y adicionalmente resulta tener un poder explicativo sobre ISE a un nivel de significancia del 10% en un horizonte de seis meses. En cuanto a temas de inflación, solo resulta ser significativo y con el signo esperado para el ISE en un horizonte de seis meses.

Tabla 12: $y_t^k = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1}{n} \sum R_{t+j}^1 - R_t^1 \right) + \beta_2 \left(R_t^n - \frac{1}{n} \sum R_{t+j}^n \right) + \beta_3 SP_t + \beta_4 x.30_t + \beta_5 \pi_t + \epsilon_t$

Series originales															
	β_1^{Ind}	β_2^{Ind}	β_3^{Ind}	β_4^{Ind}	β_5^{Ind}	β_1^{Ven}	β_2^{Ven}	β_3^{Ven}	β_4^{Ven}	β_5^{Ven}	β_1^{Ise}	β_2^{Ise}	β_3^{Ise}	β_4^{Ise}	β_5^{Ise}
1	0.000 [0.08]	0.000 [0.19]	0.000 [-0.43]	0.000 [0.69]	-2.760 [-1.80]	0.000 [-0.06]	0.000 [-0.31]	-0.004 [-0.70]	0.006 [1.52]	-5.610*** [-2.72]	0.000 [0.02]	0.000 [0.00]	-0.005 [-1.01]	0.007** [1.92]	-8.396*** [-5.34]
3	0.000 [-0.26]	-0.010 [-0.48]	-0.010 [-1.15]	0.010 [1.72]	-10.810*** [-6.72]	-0.006 [-0.58]	-0.013 [-1.16]	-0.009 [-1.58]	0.011* [1.83]	-13.193*** [-8.26]	-0.009 [-0.55]	-0.016 [-0.90]	-0.013 [-1.61]	0.014** [1.78]	-19.225*** [-8.51]
6	0.000 [-0.12]	-0.010 [-0.74]	-0.012** [-2.18]	0.010 [1.25]	-11.310*** [-6.45]	-0.003 [-0.28]	-0.013 [-0.82]	-0.012 [-1.59]	0.009 [1.09]	-11.652*** [-5.54]	-0.013 [-0.79]	-0.020 [-0.94]	-0.012 [-1.04]	0.006 [0.62]	-12.427** [-4.97]
12	0.008 [0.71]	0.000 [-0.03]	-0.025*** [-4.62]	0.000 [-0.77]	1.570 [1.15]	0.009 [0.80]	0.001 [0.12]	-0.024*** [-4.99]	-0.004 [-0.75]	1.435 [1.15]	0.011*** [3.95]	0.009*** [2.50]	-0.007*** [-4.61]	-0.004*** [-2.76]	-0.121 [-0.24]
Series desestacionalizadas															
	β_1^{Ind}	β_2^{Ind}	β_3^{Ind}	β_4^{Ind}	β_5^{Ind}	β_1^{Ven}	β_2^{Ven}	β_3^{Ven}	β_4^{Ven}	β_5^{Ven}	β_1^{Ise}	β_2^{Ise}	β_3^{Ise}	β_4^{Ise}	β_5^{Ise}
1	0.000 [0.25]	0.000 [0.61]	0.000 [-0.35]	0.000 [-0.99]	0.450 [1.01]	0.000 [-0.32]	0.000 [-0.21]	0.000 [-0.76]	0.000 [-0.30]	-0.010 [-0.02]	0.001 [0.98]	0.001 [0.81]	-0.001 [-1.08]	0.000 [-0.56]	-0.181 [-1.15]
3	0.000 [0.78]	0.000 [0.49]	0.000 [-0.62]	0.000 [-0.81]	0.190 [0.27]	0.001 [0.12]	-0.003 [-0.46]	-0.002 [-0.68]	0.000 [-0.03]	-0.577 [-0.63]	0.002 [1.43]	0.002 [0.84]	-0.001 [-1.05]	-0.001 [-1.10]	-0.352 [-1.31]
6	0.01* [1.77]	0.010 [1.00]	-0.010 [-1.53]	0.000 [-0.83]	0.310 [0.29]	0.009 [1.57]	0.005 [0.75]	-0.005 [-1.39]	-0.001 [-0.35]	-0.210 [-0.19]	0.006*** [3.60]	0.005** [2.17]	-0.003* [-1.88]	-0.001* [-1.73]	-0.794** [-2.05]
12	0.006 [0.52]	0.000 [-0.15]	-0.024*** [-4.60]	-0.005 [-1.09]	1.880 [1.33]	0.006 [0.58]	0.000 [-0.03]	-0.024*** [-4.98]	-0.004 [-1.03]	1.692 [1.30]	0.011*** [3.87]	0.009*** [2.39]	-0.007*** [-4.59]	-0.004*** [-3.07]	-0.083 [-0.17]

Entre paréntesis estadístico t. Errores robustos a heteroscedasticidad y autocorrelación (Newey-West).

*, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

5 Conclusiones

Este documento pretendía demostrar como el diferencial de tasas de los bonos colombianos TES clase B en pesos tenían cierto poder predictivo sobre la actividad económica colombiana, representada en el índice producción industrial real (IND), el índice de ventas reales (VEN) y el índice de seguimiento a la economía (ISE).

Se encontró, que el diferencial de tasas tiene un poder predictivo sobre la actividad económica colombiana, pero este varía dependiendo del horizonte de tiempo que se tome en consideración y depende de si las series de tiempo se encuentran con o sin ajustes por efectos de estacionalidad. Así, en el ejercicio inicial de validar la capacidad predictiva de la curva de rendimientos sobre la actividad económica se encontró que esta tiene un poder predictivo principalmente en un horizonte de seis y doce meses sobre todos los índices de líderes de la economía colombiana. Adicionalmente, se consideran otros dos casos en los cuales se incluían el crecimiento contemporáneo de la actividad economía y variables de control como el diferencial de tasas de los tesoros americanos, la tasa cero cupón de un mes, con la cual se pretendía reflejar las medidas de política monetaria efectuadas por el Banco de la República y la inflación mensual. De este análisis se destaca que el poder predictivo del diferencial de

tasas de los bonos colombianos no pierden demasiado poder de respuesta en términos del índice de seguimiento a la economía y resulta ser significativo para todos los horizontes de tiempo que se tomaron a consideración. En cuanto a las demás que se tomaron en cuenta para el documento, se resalta que la inflación como era de esperarse fue significativa y con signo negativo, lo que demuestra que cuando existe un encarecimiento de los precios en la economía, se denotan crecimientos de la economía mucho más débiles que cuando se tiene un nivel de precios bajos, sin embargo, este resultado solo se percibe cuando se usan las series originales. Por parte del tesoro americano y la tasa cero cupón de un mes, se pretendía demostrar si existía una transmisión sobre el canal financiero internacional y los efectos de política monetaria que pudiera explicar la actividad económica del país pero estos resultan ser en muy pocas veces predictor del comportamiento de la economía colombiana, y solo se refleja una capacidad de predicción cuando se trabaja con el diferencial de largo plazo.

En la segunda parte del documento, se pretendía realizar una descomposición del diferencial de tasas en dos componentes, uno de expectativas y otro de primas de riesgos. El principal resultado que se obtiene, hace referencia a que el componente que tiene capacidad para predecir el comportamiento de la economía colombiana es el componente de expectativas del mercado que responde principalmente a los movimientos de corto plazo, cuando se incluyen o no las variables de control anteriormente mencionadas.

Para concluir, se encuentra que el diferencial de tasas de los bonos colombianos COLTES cero cupón tiene un poder predictivo sobre la actividad económica del país, que puede verse mejor representada en el índice de seguimiento a la economía. Por otra parte, el componente de expectativas de mercado es el componente que mayor incidencia tiene para predecir el comportamiento de la economía del país.

Sin embargo, las extensiones a este trabajo podría realizarse con modelos dinámicos que puedan abarcar más generalidades de la economía y controlar por la simultaneidad que podría existir sobre la actividad económica y el diferencial de tasas. Y además, pueden realizarse variaciones con modelos probabilísticos para intentar demostrar si la curva puede predecir fuertes desaceleraciones o inclusive recesiones económicas.

Anexos

Anexo 1. Pruebas de raíz unitaria

Tabla 1: Prueba de raíz unitaria para el índice de producción industrial real original y ajustado por estacionalidad

	Ind 1 o	Ind 1 ae	Ind 3 o	Ind 3 ae	Ind 6 o	Ind 6 ae	Ind 12 o	Ind 12 ae
ADF	[-2.977]*	[-15.325]*	[-2.002]	[-3.513]*	[-2.276]	[-3.285]*	[-2.246]	[-2.660]
DF GLS	[-1.271]	[-14.515]*	[-0.445]	[-3.221]*	[-0.426]	[-1.722]	[-0.753]	[-0.920]
PP	[-49.750]*	[-15.471]*	[-9.529]*	[-7.117]*	[-7.805]*	[-4.578]*	[-5.970]*	[-3.079]*
KPSS	[0.165]*	[0.097]*	[0.131]*	[0.073]*	[0.032]*	[0.075]*	[0.105]*	[0.099]*
ERS	[0.072]	[0.631]	[55.623]*	[1.267]	[45.286]*	[5.085]*	[24.325]*	[18.518]*

*Usando un nivel de significancia del 5%, la serie no contiene una raíz unitaria

Tabla 2: Prueba de raíz unitaria para el índice de ventas reales original y ajustado por estacionalidad

	Ven 1 o	Ven 1 ae	Ven 3 o	Ven 3 ae	Ven 6 o	Ven 6 ae	Ven 12 o	Ven 12 ae
ADF	[-3.077]*	[-15.425]*	[-2.220]	[-3.934]*	[-2.225]	[-3.451]*	[-2.402]	[-2.780]
DF GLS	[-0.274]	[-15.448]*	[-0.593]	[-3.812]*	[-0.527]	[-2.350]*	[-1.016]	[-1.147]
PP	[-55.183]*	[-16.050]*	[-9.969]*	[-6.732]*	[-7.806]*	[-5.194]*	[-6.198]*	[-3.067]*
KPSS	[0.142]*	[0.093]*	[0.105]*	[0.098]*	[0.031]*	[0.097]*	[0.096]*	[0.097]*
ERS	[2.014]	[0.480]	[32.892]*	[0.389]	[49.206]*	[2.776]	[14.565]*	[12.417]*

*Usando un nivel de significancia del 5%, la serie no contiene una raíz unitaria

Tabla 3: Prueba de raíz unitaria para el índice seguimiento a la economía original y ajustado por estacionalidad

	Ise 1 o	Ise 1 ae	Ise 3 o	Ise 3 ae	Ise 6 o	Ise 6 ae	Ise 12 o	Ise 12 ae
ADF	[-2.781]	[-14.148]*	[-2.641]	[-3.322]*	[-2.670]	[-1.791]	[-2.261]	[-3.164]*
DF GLS	[0.129]	[-13.206]*	[0.492]	[-5.567]*	[-0.257]	[-0.827]	[-0.750]	[-1.505]
PP	[-11.406]*	[-14.630]*	[-4.318]*	[-5.505]*	[-4.294]*	[-4.538]*	[-4.489]*	[-3.014]*
KPSS	[0.164]*	[0.098]*	[0.304]*	[0.168]*	[0.076]*	[0.147]*	[0.164]*	[0.165]*
ERS	[17.656]	[0.717]	[136.941]*	[0.223]	[182.806]*	[8.780]*	[12.497]*	[7.317]*

*Usando un nivel de significancia del 5%, la serie no contiene una raíz unitaria

Tabla 4: Prueba de raíz unitaria para spread de TES y treasury, tasa cero cupón 30 días e inflación mensual

	SP TES 12 3	SP TES 120 12	SP TRE 12 3	SP TRE 120 12	Cero cupon 30	Inflación mensual
ADF	[-2.303]	[-3.159]*	[-2.655]	[-3.206]*	[-2.587]	[-5.434]*
DF GLS	[-1.877]	[-2.721]*	[-0.732]	[-2.067]*	[-2.011]*	[-5.274]*
PP	[-2.546]*	[-2.374]	[-2.601]*	[-3.034]*	[-2.593]	[-4.610]*
KPSS	[0.479]*	[0.346]*	[0.230]*	[0.145]*	[0.190]*	[0.206]*
ERS	[4.209]*	[1.790]	[31.679]*	[4.184]*	[3.990]*	[0.514]

*Usando un nivel de significancia del 5%, la serie no contiene una raíz unitaria

Tabla 5: Prueba de raíz unitaria para la prima y spread

	EX90_90	X360_EX360
ADF	[-3.209]*	[-3.532]*
DF GLS	[-3.007]*	[-3.261]*
PP	[-3.315]*	[3.638]*
KPSS	[0.143]*	[0.106]*
ERS	[1.819]	[1.673]

*Usando un nivel de significancia del 5%, la serie no contiene una raíz unitaria

Anexo 2. Pruebas de Breusch y Godfrey para correlación serial.

Ho: No hay correlación serial.				
Rezagos (1)	Industria			
	1	3	6	12
Original	0.000***	0.0011***	0.0006***	0.000***
Ajustado Estacional	0.0001***	0.000***	0.000***	0.000***

Nota: *, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Ho: No hay correlación serial. Rezagos (1)				
Rezagos (1)	Ventas			
	1	3	6	12
Original	0.000***	0.0008***	0.001***	0.000***
Ajustado Estacional	0.0001***	0.000***	0.000***	0.000***

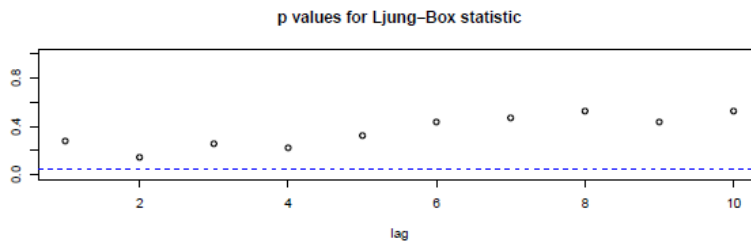
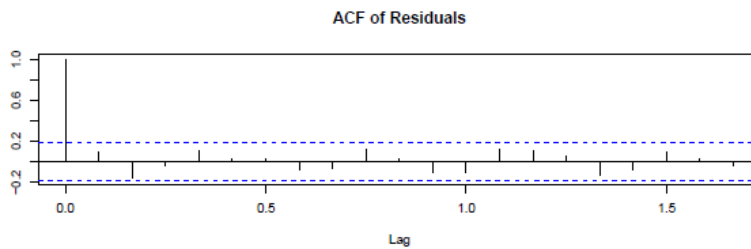
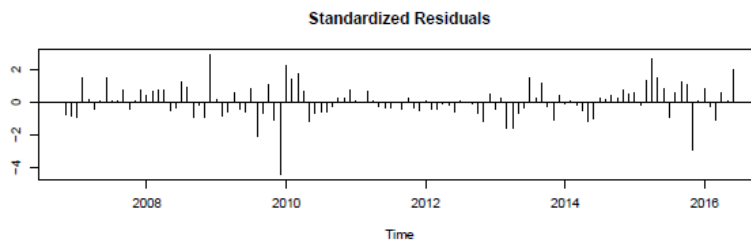
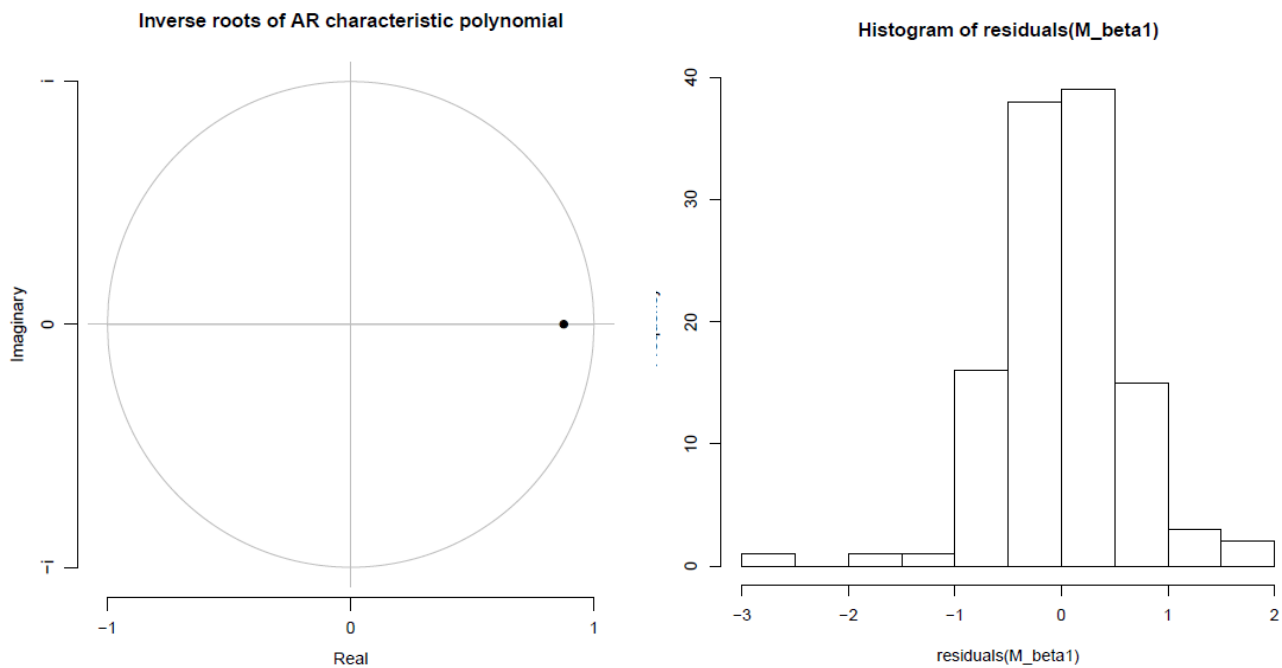
Nota: *, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Ho: No hay correlación serial. Rezagos (1)				
Rezagos (1)	ISE			
	1	3	6	12
Original	0.0107**	0.000***	0.000***	0.000***
Ajustado Estacional	0.0011***	0.000***	0.000***	0.000***

Nota: *, ** y *** significancia al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

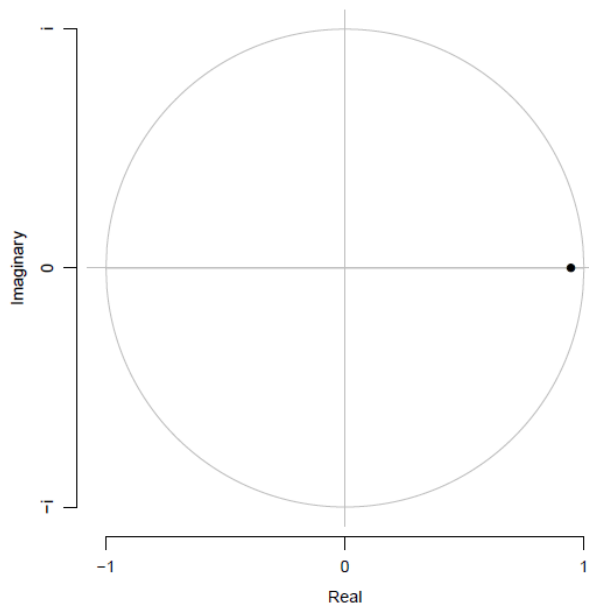
Anexo 3. Pruebas de estacionareidad y diagnóstico.

Beta 1

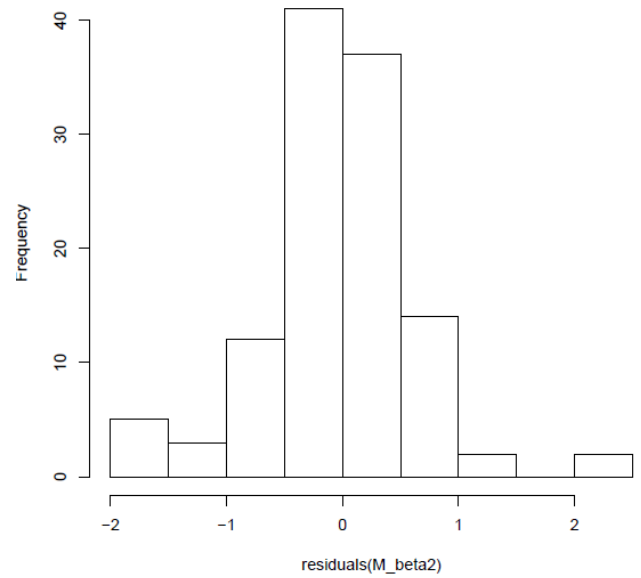


Beta 2

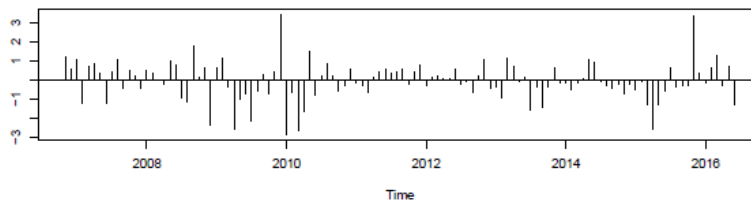
Inverse roots of AR characteristic polynomial



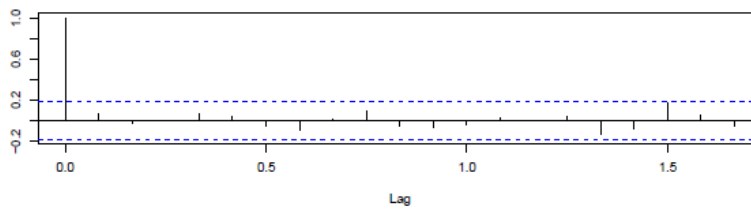
Histogram of residuals(M_beta2)



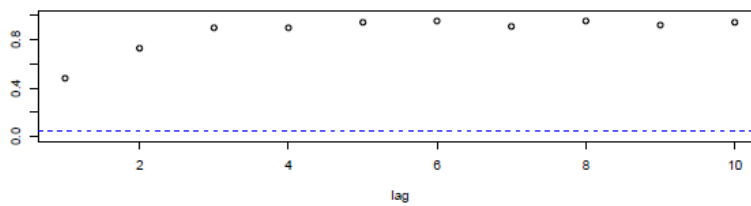
Standardized Residuals



ACF of Residuals

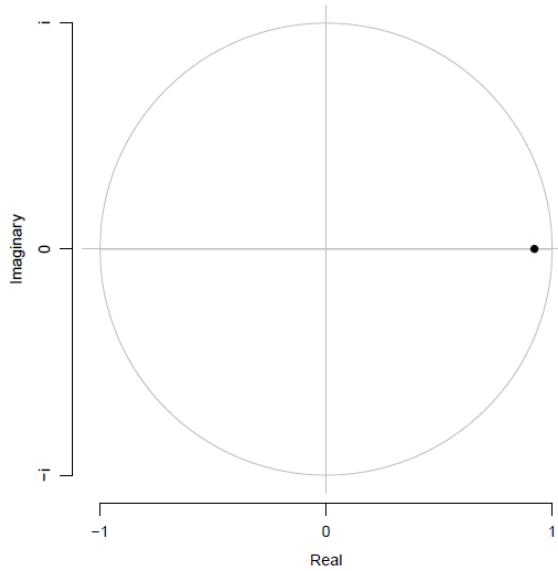


p values for Ljung-Box statistic

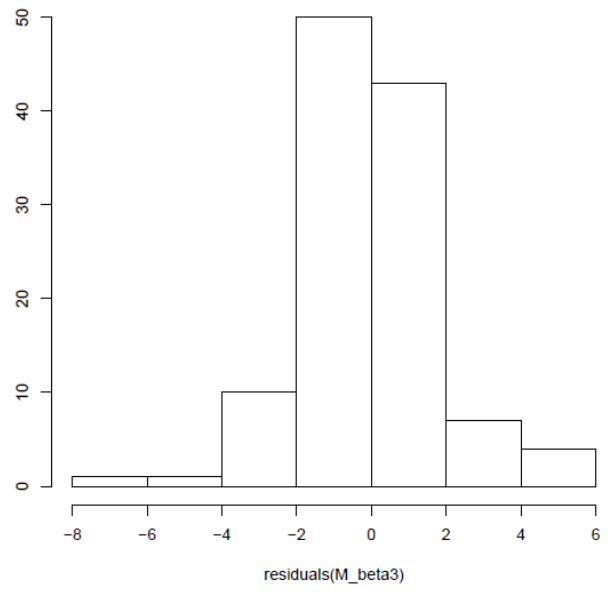


Beta 3

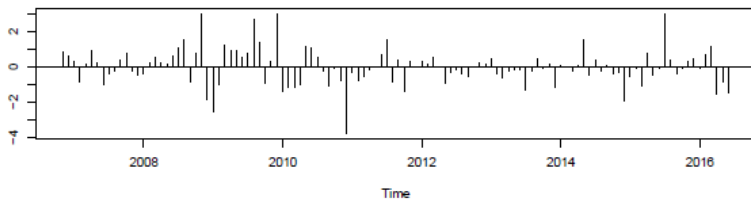
Inverse roots of AR characteristic polynomial



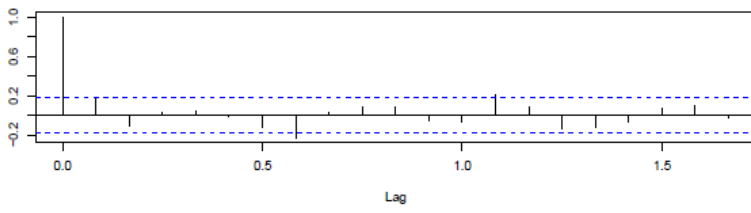
Histogram of residuals(M_beta3)



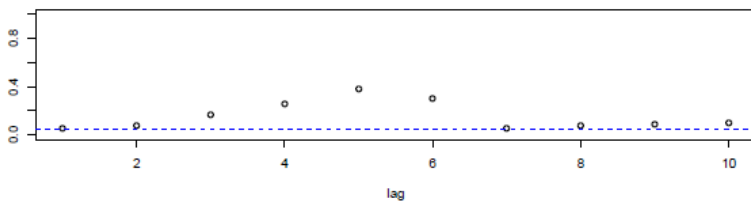
Standardized Residuals



ACF of Residuals

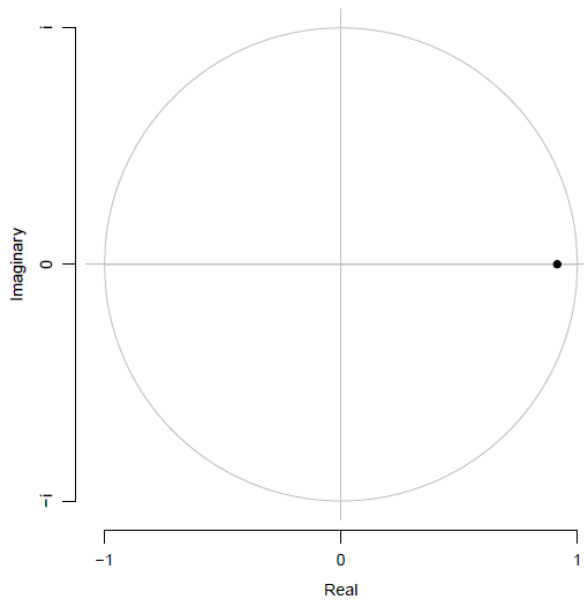


p values for Ljung-Box statistic

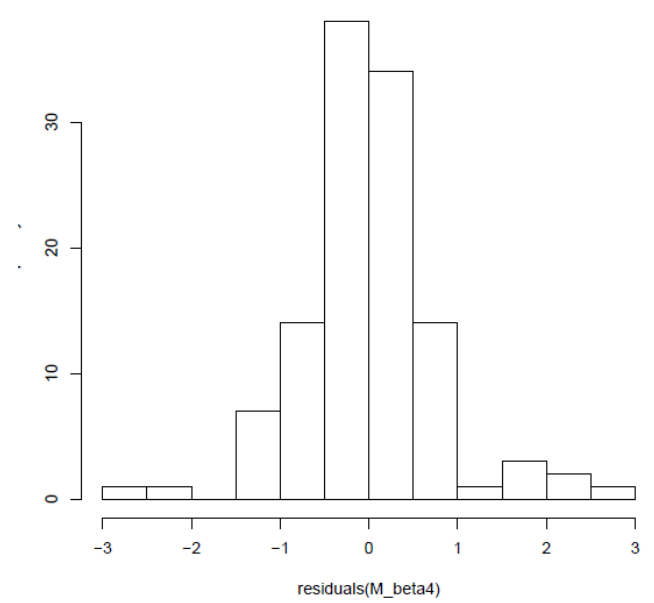


Beta 4

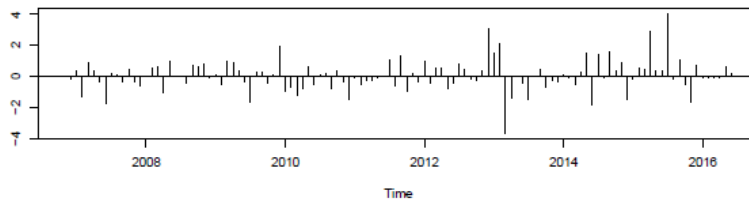
Inverse roots of AR characteristic polynomial



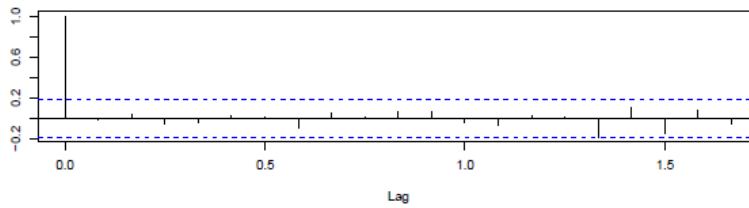
Histogram of residuals(M_beta4)



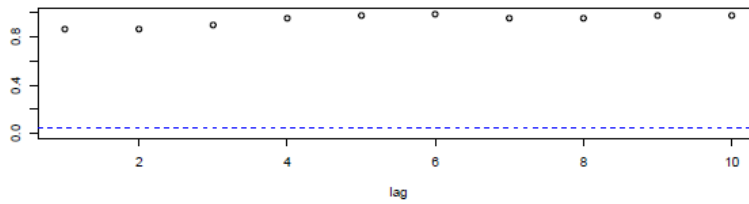
Standardized Residuals



ACF of Residuals



p values for Ljung-Box statistic



Anexo 4. Estadístico CV

Siguiendo la metodología propuesta por Hyndnam (2012), se construyó un estadístico de validación cruzada (CV) para cada una de las especificaciones que se realizaron en el documento. Así, los estadísticos CV 1, 2, 3 corresponden a las regresiones de las series originales con la variable de interés, sin incluir rezago alguno de la variable dependiente y variables de control; de igual forma los CV 10, 11 y 12 tienen estas mismas especificaciones, pero se realizan para las series desestacionalizadas. Los CV que corresponde a las regresiones que incluyen el rezago de la variable dependiente son 4, 5 y 6 para las series originales y 13, 14 y 15 para las series desestacionalizadas. Finalmente, los estadísticos correspondientes a los ejercicios que incluyen tanto la variable de interés, el rezago de la variable dependiente y las variables de control corresponde a los CV 7, 8 y 9 para las series originales, y los CV 16, 17 y 18 para las series desestacionalizadas.

Series originales									
	CV1	CV2	CV3	CV4	CV5	CV6	CV7	CV8	CV9
1	0.35%	0.54%	0.29%	0.29%	0.48%	0.31%	0.27%	0.40%	0.24%
3	0.48%	0.63%	1.05%	0.45%	0.59%	0.68%	0.38%	0.47%	0.48%
6	0.59%	0.82%	1.01%	0.55%	0.76%	0.44%	0.46%	0.66%	0.29%
12	0.35%	0.33%	0.04%	0.25%	0.25%	0.02%	0.00%	0.23%	0.02%
Series desestacionalizadas									
	CV10	CV11	CV12	CV13	CV14	CV15	CV16	CV17	CV18
1	0.03%	0.04%	0.01%	0.03%	0.04%	0.01%	0.03%	0.04%	0.01%
3	0.04%	0.06%	0.01%	0.04%	0.05%	0.01%	0.04%	0.05%	0.01%
6	9.00%	0.10%	0.01%	0.04%	0.06%	0.01%	0.05%	0.06%	0.01%
12	0.29%	0.26%	0.03%	0.06%	0.07%	0.01%	0.07%	0.07%	0.01%

Anexo 5. Estimaciones estadístico Clark-West.

Para medir la capacidad predictiva de los modelos, Clark y West (2007), diseñaron una prueba para evaluar la estimación del tipo de modelos que se están haciendo uso en este documento. Así, lo que se pretenden es tomar como base el modelo más parsimonioso para compararlo con otro tipo de especificaciones que en el momento de hacer cero sus variables de control se reduzca al modelo más sencillo (parsimonioso). El estadístico t que construyen los autores puede ser estimado como:

$$\widehat{f}_{t+\tau} = (y_{t+\tau} - \widehat{y_{1t,t+\tau}})^2 - \left[(y_{t+\tau} + \widehat{y_{2t,t+\tau}})^2 - (\widehat{y_{1t,t+\tau}} - \widehat{y_{2t,t+\tau}})^2 \right]$$

Donde $y_{t+\tau}$ corresponde al valor observado en el futuro de cada variable de actividad económica tratada (IND, VEN e ISE), $\widehat{y_{1t,t+\tau}}$ hace referencia al modelo más parsimonioso y $\widehat{y_{2t,t+\tau}}$ a cada modelo en comparación. De esta manera el modelo más parsimonioso es aquel estimado en la ecuación (4). El modelo 1 hace referencia a la comparación realizada con la ecuación (5) estimada en este documento y el modelo 2 corresponde a la ecuación (6).

Cuadro 1: Diferencia 1 año - 3 meses

	Industria		Ventas		ISE	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Series originales						
1	2.624**	5.224**	2.963**	7.773**	-0.721	3.334**
3	0.982	5.548**	1.469*	7.825**	9.269**	16.822**
6	2.433**	5.659**	3.377**	7.555*	15.986**	21.155**
12	-1.047	-1.747	-0.585	-1.148	1.029	0.392
Series desestacionalizadas						
1	0.414	0.376	0.361	0.406	0.065	0.068
3	-0.038	-0.059	0.018	0.103	0.044	0.025
6	-0.140	-0.226	-0.119	-0.206	0.222	0.114
12	0.454	0.192	0.560	0.324	1.531*	0.933

Clark-West (2007). Estadísticos t. * y ** significancia al 10% y 5%, valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

Del cuadro 1 se puede inferir que la mejor capacidad de pronóstico de cada uno de los modelos a comparación se obtiene cuando se trabaja con las series originales para horizontes de tiempo 1, 3 y 6 meses para cada uno de los distintos indicadores de actividad económica, es decir, al agregar más variables de control no se pierde poder predictivo de la curva de rendimientos sobre la actividad económica del país.

Cuadro 2: Diferencia 10 años - 1 año

	Industria		Ventas		ISE	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Series originales						
1	2.596**	5.106**	2.915**	8.064**	-0.715	8.064**
3	0.983	5.898**	1.478*	8.275**	9.700*	8.275**
6	2.435**	6.117**	3.378**	7.857**	15.743**	7.857**
12	-0.961	-1.174	-0.521	-0.718	1.257	-0.718
Series desestacionalizadas						
1	0.414	0.380	0.361	0.408	0.066	0.408
3	-0.033	-0.043	0.013	0.108	0.056	0.108
6	0.074	0.019	0.034	0.017	0.319	0.017
12	0.521	0.365	-0.521	-0.718	1.798**	0.493

Clark-West (2007). Estadísticos t. * y ** significancia al 10% y 5%, valores críticos 1.282 y 1.645, respectivamente.

Del cuadro 2, los resultados son similares al cuadro 1, y la diferencia radica en que el cuadro 2 se presentan los resultados cuando se trabaja con el diferencial de la parte larga de la curva de rendimientos (ejercicio de largo plazo). Así, los modelos en cuestión resultan tener una mejor capacidad de pronóstico cuando se utilizan las series originales y para los horizontes de crecimiento de 1, 3 y 6 meses. Además, se muestra que al incluir variables de control sobre los modelos a estimar la capacidad de predicción del tramo largo de la curva no pierde poder al momento de incluir nuevas variables.

Referencias

- Álvarez, M. R., Ramírez, A., y Rendón, A. (2010). “La curva de rendimientos como un indicador adelantado de la actividad económica, el caso colombiano: periodo 2001-2009.”, *Ecos de Economía*, vol. 31, 1-29.
- Ang, A., Piazzesi, M., y Wei, M. (2006). “What does the yield curve tell us about GDP growth?”, *Journal of Econometrics*, vol. 131, 359-403.
- Arango, L. E., y Arosemena, A. M., (2003). “El tramo corto de la estructura plazo como predictor de expectativas de inflación en Colombia,” *Borradores de Economía 264*, Banco de la Republica de Colombia.
- Arango, L. E., y Flórez, L.A., (2004). “Expectativas de actividad económica en Colombia y estructura a plazo: un poco más de evidencia,” *Borradores de Economía 302*, Banco de la Republica de Colombia.
- Arosemena, A. M, y Arango, L. E., (2004). “Lecturas alternativas de la estructura a plazo: una breve revisión de literatura,” *Borradores de Economía 223*, Banco de la Republica de Colombia.
- Arango, L. E., Flórez, L.A., y Arosemena, A. M, (2005): “El tramo corto de la estructura plazo como predictor de expectativas de actividad económica en Colombia,” *Cuadernos de Economía*, vol. 42, 79 – 101.
- BIS, (2005). Bis working party on monetary policy in Latin America.
- Bergmeir, C., y Benítez, J. (2012). “On the use of cross-validation for time series predictor evaluation.”, *Information sciences*, 192 - 213.
- Chang, C. Y., Chen, C. Y., & Chou, J. H. (2011). “Empirical evidence on the causality among yield curve factors and macroeconomic determinants.”, *International Review of Accounting Banking and Finance*, 48-69.
- Christensen, R. (2011). Plan answers to complex questions, the theory of linear models. *Fourth Edition*. Springer.
- Clark, T., y West, K., (2007). “Approximately normal tests for equal predictive accuracy in nested models”, *Journal of Econometrics*, vol. 138, pp. 291- 311.
- Cultberson, J., (1957). “The term structure of interest rate”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 71, pp. 485- 517.
- Diebold, F. X., y LI, C., (2006). “Forecasting the term structure of government bond yields,” *Journal of Econometrics*, vol. 130(2), 337–364.
- Estrella, A. y Hardouvelis, G. (1991). “The term structure as a predictor of real economic activity.” *The Journal of Finance*, vol. 46:2, 555-576.

- Evans, C., & Marshall, D. (2006). "Economic determinants of the nominal treasury yield curve.", *Working papers, Federal Reserve Bank of Chicago*, 1-45.
- Favero, C., Kaminska, I. y Söderström, U. (2005). "The predictive power of the yield curve spread: Further evidence and a structural interpretation.", *C.E.P.R. Discussion paper* 4910, pp. 32.
- Fisher, I., (1896). "Appreciation and interest.", *AEA publications* 3(11), pp. 331-442.
- Hamilton, J. D., y Kim, D. H., (2002). "A reexamination of the predictability of economic activity using the yield spread", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 34, no 2, pp. 340- 360.
- Heath, E. (2015). "Inverted labor yield curve and real macroeconomic activity.", *Journal of Business and Behavioral Sciences*, vol. 27(2), 1-11.
- Hicks, J. (1939). *Value and Capital*, Segunda Edición, Londres: Oxford University Press.
- Hodrick, R. J., y Prescott, E.C., (1980). "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *discussion paper 451*, Carnegie Mellon University.
- Hördahl, P., Tristani, O., & Vestin, D. (2007). "The yield curve and macroeconomic dynamics.", *Hyndsight*.
- Hyndman, R. (2010). "Why every statistician should know about cross-validation.", *Working papers series, European Central Bank*, no 832, 1-66.
- Lange, R. (2014). "The small open macroeconomy and the yield curve: A state space representation.", *North American Journal of Economics and Finance*, 1-21.
- Melo, L.F., y Castro, G.A., (2010). "Relación entre variables macro y la curva de rendimientos", *Borradores de Economía* 605, Banco de la República.
- Modigliani, F., y Sutch, R., (1966). "Innovations in interest rate policy", *American Economic Review, papers and proceedings supplement*, vol. 56, 178-197.
- Morales M., (2010). "The real yield curve and macroeconomic factors in the Chilean economy", *Applied Economics*, vol. 42, 3533-3545.
- Moura, M., y Gaião, R., (2014). "Impact of macroeconomic surprises on the Brazilian yield curve and expected inflation", *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 27, 114-144.
- Newey, W.K., y West, K.D., (1997). "A simple, positive semidefinite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, vol. 65, 703-708.
- Paccagnini, A. (2016). "The macroeconomic determinants of the US term structure during the Great Moderation.", *Economic Modelling*, 216-225.
- Reppa, Z. (2009). "A joint macroeconomic yield curve model for Hungary.", *MNB Working Papers*, 1-31.

- Reyna, M., Salazar, D., y Salgado, H., (2008). “La curva de rendimientos y su relación con la actividad económica: una aplicación para México”. *Documentos de Investigación*, 2008-15, Banco de México.
- Stock, J., y Watson, M. (2003). “Forecasting output and inflation: The role of asset prices”, *Journal of Economic Literature*, vol. XLI, 788-829.
- Santos-Silva, J., y Cardoso, D., (2001). “The Chow-Lin method using dynamic models,” *Economic Modelling*, vol. 18, 269–280.