



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE CIENCIAS FÍSICAS Y MATEMÁTICAS
DEPARTAMENTO DE INGENIERÍA INDUSTRIAL

DESARROLLO DE UN MODELO DE PREDICCIÓN DE LA CURVA DE TASAS DE
INTERÉS PARA BONOS Y SWAPS CHILENOS UTILIZANDO VARIABLES
MACROECONÓMICAS

MEMORIA PARA OPTAR AL TÍTULO DE
INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL

ALAIN ANDRÉS JÉLVEZ MUÑOZ

PROFESOR GUÍA:
CARLOS PULGAR ARATA

MIEMBROS DE LA COMISIÓN:
JAVIER SUAZO SÁEZ
JOSÉ JORDÁN DE LA BARRA

SANTIAGO DE CHILE
2020

RESUMEN DE LA MEMORIA PARA OPTAR
AL TÍTULO DE INGENIERO CIVIL INDUSTRIAL
POR: ALAIN ANDRÉS JÉLVEZ MUÑOZ
FECHA: 2020
PROF. GUÍA: CARLOS PULGAR ARATA

DESARROLLO DE UN MODELO DE PREDICCIÓN DE LA CURVA DE TASAS DE INTERÉS PARA BONOS Y SWAPS CHILENOS UTILIZANDO VARIABLES MACROECONÓMICAS

Dentro del mundo financiero, el mercado de renta fija se ha posicionado como uno de los más importantes a nivel global. En este tipo de activo las curvas de tasas de interés juegan un rol clave y, por lo mismo, el poder predecirlas ha sido un tema de interés en las últimas décadas.

El presente trabajo tiene como objetivo generar un modelo de predicción de la curva de tasas de interés para bonos y swaps chilenos, incorporando la información histórica de las tasas y de variables macroeconómicas.

Para poder predecir la curva de tasas de interés, se plantea predecir cada uno de los parámetros de un modelo que sea capaz de ajustar la curva. Inicialmente se utilizó el modelo de *Twist Factor* para hacer ajustes *in-sample* y obtener los parámetros que deben ser estimados. De aquí se obtuvo que el error de predicción (RMSE) en su mayoría es bajo y oscila entre 0.02 y 0.04, a excepción de los bonos en UF con plazo menor 4 años, donde el error de ajuste oscila entre 0.08 y 0.53, con una media de 0.21

Con los parámetros estimados para el modelo de *Twist Factor*, se ajusta un modelo AR(1) para cada parámetro estimado con el fin de hacer predicciones *out-of-sample*. Al ajustar la curva con los parámetros predichos, se obtiene un RMSE promedio de 0.68, 0.65, 1.00 y 0.67 para bonos en pesos, bonos en UF, swaps en pesos y swaps en UF respectivamente.

Para agregar las variables macroeconómicas al modelo, se construyen vectores a partir de una regresión donde la variable dependiente son los parámetros estimados inicialmente y las variables independientes son distintas variables macroeconómicas tanto globales como locales. Se obtuvo una correlación promedio entre los vectores y los parámetros de 0.94, 0.67, 0.48 y 0.78 para bonos en pesos, bonos en UF, swaps en pesos y swaps en UF respectivamente.

Con los parámetros estimados y los vectores construidos, se desarrolla el modelo de predicción utilizando un modelo VAR(1). A partir de este se mide la capacidad de predecir la curva de interés y de predecir la dirección de los movimientos de la misma.

El modelo muestra un rendimiento similar al modelo AR(1) para predecir la curva de tasas de interés, con errores altos tanto para bonos, como para swaps. En este sentido, no existió mejora significativa al agregar variables macroeconómicas. Por otra parte, el modelo muestra mejores resultados para la predicción de la dirección del movimiento de la curva que el modelo sin variables macroeconómicas para el caso de bonos en pesos, pero peor desempeño en el caso de bonos en UF. Para el caso de swaps los rendimientos fueron similares.

Se concluye que el modelo no muestra ser útil para predecir la curva de tasas de interés ni la dirección de los movimientos de la curva.

A mi familia, que siempre me ha apoyado incondicionalmente y desde pequeño me alentó para estudiar y volverme un profesional. Les debo todo.

Agradecimientos

A mis padres, Gonzalo y Mariela, quiénes supieron sacarme adelante a pesar de todas las dificultades. Gracias por su dedicación, su amor, su valentía y su apoyo.

A mis abuelos, Manuel y Rosa, quiénes han sido unos segundos padre y madre para mis hermanos y para mí. Gracias por sus consejos, por su ayuda y por inspirarme siempre para seguir adelante y ser una gran persona. Sin ustedes hoy no sería nada.

A mi tía, María, para quién desde niño fui el hijo que nunca tuvo. Gracias por cuidarme, por protegerme, por apoyarme y por enseñarme tanto.

A mi hermano, Bairon, quién me ha acompañado más que cualquier otra persona en esta vida, que ha sabido darme ánimos cuando ya no podía más y que me alegraba cada vez que me consumía la tristeza.

A mi pareja, Mariana, quién ha sido un fuente de apoyo emocional en estos tiempos de crisis y que ha sabido darme el cariño, respeto y confianza para sentirme pleno.

A mis amigos, Carlos y Diego, quiénes hicieron mi estadía en la universidad más agradable, y de quiénes he podido aprender mucho tanto a nivel académico, como a nivel personal.

Gracias a mis profesores en general, por enseñarme a pensar, a ser crítico, a mirar con perspectiva, a pensar siempre en la contribución social, a ser mejor. Estoy contento de haber elegido esta universidad porque está lleno de gente inspiradora, gracias.

Tabla de Contenido

| | |
|---|-----------|
| Introducción | 1 |
| 1. Descripción del tema de memoria | 3 |
| 1.1. Oportunidad y relevancia | 3 |
| 1.1.1. Acerca de la industria de las AFP | 3 |
| 1.1.2. El mercado de renta fija chileno | 4 |
| 1.2. Contexto y justificación | 5 |
| 1.3. Objetivos | 6 |
| 1.3.1. Objetivo general | 6 |
| 1.3.2. Objetivos específicos | 6 |
| 1.4. Alcance y resultados esperados | 7 |
| 2. Conceptos generales | 8 |
| 2.1. Plazo o <i>term to maturity</i> | 8 |
| 2.2. Cupones | 8 |
| 2.3. Valor nominal, <i>principal</i> , <i>par value</i> o <i>face value</i> | 8 |
| 2.4. Tasa interna de retorno (TIR) o <i>yield</i> | 9 |
| 2.5. Bonos | 9 |
| 2.6. Bonos cero cupón | 9 |
| 2.7. Swaps | 10 |
| 3. Revisión bibliográfica | 11 |
| 4. Metodología | 14 |
| 5. Estimación de la curva de tasas de interés | 16 |
| 5.1. Los datos | 16 |
| 5.2. Modelamiento de la curva | 20 |
| 5.3. Estimación de la curva | 23 |
| 6. Análisis de las variables macroeconómicas | 30 |
| 6.1. Los datos | 30 |
| 6.2. Análisis de los datos | 30 |
| 7. Estimación de la curva de tasas de interés utilizando variables macroeconómicas | 33 |
| 7.1. Modelamiento de la curva e inclusión de las variables | 33 |

| | |
|--|-----------|
| 7.2. Análisis de resultados | 37 |
| Conclusión | 44 |
| Bibliografía | 46 |
| Anexos | 49 |
| A. Detalles de las variables | 49 |
| A.1. Variables macroeconómicas | 49 |
| B. Gráficos | 51 |
| B.1. Predicción del movimiento de la curva | 51 |

Índice de Tablas

| | |
|--|----|
| 1.1. Número de cotizantes, afiliados, resultado del ejercicio y comisiones por AFP a fines del año 2018 [9][8][5][6]. | 4 |
| 5.1. Estructura de los datos de tasas de interés. | 17 |
| 5.2. Estadísticas descriptivas de las TIR por <i>maturity</i> para bonos en pesos. | 17 |
| 5.3. Estadísticas descriptivas de las TIR por <i>maturity</i> para bonos en UF. | 18 |
| 5.4. Estadísticas descriptivas de las TIR por <i>maturity</i> para swaps en pesos. | 18 |
| 5.5. Estadísticas descriptivas de las TIR por <i>maturity</i> para swaps en UF. | 18 |
| 5.6. Estadísticas descriptivas de los β para bonos en pesos. | 21 |
| 5.7. Estadísticas descriptivas de los β para bonos en UF. | 21 |
| 5.8. Estadísticas descriptivas de los β para swaps en pesos. | 21 |
| 5.9. Estadísticas descriptivas de los β para swaps en UF. | 22 |
| 5.10. Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste <i>in-sample</i> para bonos en pesos. | 23 |
| 5.11. Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste <i>in-sample</i> para bonos en UF. | 24 |
| 5.12. Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste <i>in-sample</i> para swaps en pesos. | 25 |
| 5.13. Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste <i>in-sample</i> para swaps en pesos. | 25 |
| 5.14. Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para bonos en pesos. | 27 |
| 5.15. Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para bonos en pesos. | 27 |
| 5.16. Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para bonos en UF. | 28 |
| 5.17. Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para bonos en UF. | 28 |
| 5.18. Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para swaps en pesos. | 29 |
| 5.19. Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para swaps en pesos. | 29 |
| 5.20. Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para swaps en UF. | 29 |
| 5.21. Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar <i>out-of-sample</i> el modelo AR(1) para swaps en UF. | 29 |

| | |
|--|----|
| 7.1. Parámetros estimados para el modelo VAR(1) para bonos en pesos. | 33 |
| 7.2. Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas <i>out-of-sample</i> con el modelo VAR(1) para bonos en pesos. | 34 |
| 7.3. RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para bonos en pesos. | 35 |
| 7.4. Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas <i>out-of-sample</i> con el modelo VAR(1) para bonos en UF. | 35 |
| 7.5. RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para bonos en UF. | 36 |
| 7.6. Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas <i>out-of-sample</i> con el modelo VAR(1) para swaps en pesos. | 36 |
| 7.7. RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para swaps en pesos. | 36 |
| 7.8. Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas <i>out-of-sample</i> con el modelo VAR(1) para swaps en UF. | 37 |
| 7.9. RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para swaps en UF. | 37 |
| 7.10. Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo VAR(1) para bonos en pesos. | 38 |
| 7.11. Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo AR(1) para bonos en pesos. | 39 |
| 7.12. Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo VAR(1) para bonos en UF. | 41 |
| 7.13. Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo AR(1) para bonos en UF. | 42 |

Índice de Ilustraciones

| | | |
|------|---|----|
| 1.1. | Comportamiento de curva base y <i>spreads</i> para bonos emitidos por bancos y empresas. | 5 |
| 2.1. | Estructura de flujos de un swap de tasas de interés. | 10 |
| 5.1. | TIR a lo largo del tiempo para <i>maturity</i> de 0.25y, 5y y 30y para bonos en pesos. | 19 |
| 5.2. | TIR a lo largo del tiempo para <i>maturity</i> de 0.25y, 5y y 30y para bonos en UF. | 19 |
| 5.3. | Evolución de los factores del modelo a través del tiempo. | 20 |
| 5.4. | Aproximaciones empíricas de $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ para bonos en pesos. | 22 |
| 5.5. | RMSE a través del tiempo para bonos en pesos. | 24 |
| 5.6. | RMSE a través del tiempo para bonos en UF. | 25 |
| 5.7. | Autocorrelaciones de $\hat{\beta}$ para bonos en pesos. | 26 |
| 5.8. | Autocorrelaciones de los residuos de $\hat{\beta}$ para bonos en pesos. | 26 |
| 6.1. | β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para bonos en pesos. | 31 |
| 6.2. | β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para bonos en UF. | 31 |
| 6.3. | β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para swaps en pesos. | 32 |
| 6.4. | β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para swaps en UF. | 32 |
| 7.1. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para bonos en pesos. | 39 |
| 7.2. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para bonos en pesos. | 40 |
| 7.3. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para bonos en UF. | 41 |
| 7.4. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para bonos en UF. | 42 |
| B.1. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para swaps en pesos. | 51 |
| B.2. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para swaps en pesos. | 52 |
| B.3. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para swaps en UF. | 53 |
| B.4. | Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para swaps en UF. | 54 |

Introducción

Dentro del mundo financiero, el mercado de renta fija se ha posicionado como uno de los más importantes a nivel global. En Chile, tan solo las AFP, quienes son las encargadas de administrar los fondos de pensiones de los trabajadores del país, tenían 118 mil millones de dólares invertidos en esta clase de activo para finales del año 2018 [10]. Cifra que, si se compara con el PIB de Chile de ese mismo año, el cual llegó a los 299 mil millones de dólares [1], permite dimensionar la magnitud de los montos que se manejan en este mercado y su relevancia a nivel nacional.

Entre los distintos instrumentos que componen los vehículos de renta fija se encuentran los bonos emitidos por el Gobierno y por el Banco Central, denominados bonos soberanos. Estos bonos tienen 3 características que los hacen muy relevantes en las carteras de renta fija: son prácticamente libres de riesgo dado que son emitidos por gobiernos centrales, son tranzados a diario por lo que poseen una alta liquidez y sirven como base para determinar la tasa de interés (*spread*) que se le exige a bonos emitidos por empresas e instituciones financieras.

A la hora de valorizar instrumentos financieros, las tasas de interés juegan un rol fundamental, puesto que afectan directamente el precio de éstos y con esto su rentabilidad. De esta forma, la correcta valorización de los instrumentos permite encontrar oportunidades de inversión al ser capaces de saber si un instrumento está por sobre o por debajo de su precio justo, ayudando así a la decisión de inversión. Por otra parte, el poder predecir los movimientos en uno o distintos tramos de la curva de tasas de interés presenta oportunidades de inversión aún más atractivas, dado que permite generar estrategias globales ya sea de corto, mediano o largo plazo tanto de *asset allocation* como de selectividad de instrumentos.

La idea de poder predecir las curvas de tasas de interés es precisamente la que se abordará en este trabajo, todo con el fin de mejorar la estrategia de inversiones del área de Renta Fija de una AFP y con esto impactar de manera positiva tanto el crecimiento de la empresa, así como los fondos de pensiones de sus afiliados. A pesar de que este trabajo va enfocado en mejorar la gestión de inversiones de una AFP, de todas maneras puede ser utilizado en cualquier estrategia de inversión que involucre renta fija chilena e incluso es posible ampliarlo a otros países.

El trabajo presenta la siguiente estructura:

En el capítulo 1 se describe la industria de las AFP y el mercado de renta fija chileno, junto con presentar el contexto, justificación y objetivos de este trabajo.

En el capítulo 2 se presentan conceptos generales de los instrumentos de renta fija y derivados a utilizar en este trabajo, sus características y su relación con las tasas de interés.

En el capítulo 3 se presenta una revisión bibliográfica de los modelos de tasas de interés y de predicción.

En el capítulo 4 se presenta la metodología del trabajo.

En el capítulo 5 se muestra el modelamiento de la curva de tasas de interés y los datos a utilizar.

En el capítulo 6 se presentan las variables macroeconómicas a estudiar para incluir en el modelo, su análisis y los resultados del mismo.

Finalmente, en el capítulo 7 se desarrolla el modelo de predicción con las variables macroeconómicas antes seleccionadas y se evalúa su capacidad de predicción.

Capítulo 1

Descripción del tema de memoria

1.1. Oportunidad y relevancia

En esta sección se muestra la relevancia de las AFP y del mercado de renta fija en Chile, así como las oportunidades que presenta y a las cuales apunta el desarrollo de este trabajo.

1.1.1. Acerca de la industria de las AFP

La industria de las AFP, tal y como su nombre lo indica, se dedica a la administración de los fondos de pensiones de los trabajadores del país. El sistema AFP y, por lo tanto, esta industria, fue creado mediante el Decreto de Ley N° 3500 que establece un nuevo sistema de pensiones basado en la capitalización individual obligatoria [4]. La industria es regulada y fiscalizada por la Superintendencia de Pensiones, la cual debe velar porque las AFP cumplan con toda la normativa legal en cuanto a deberes y prestaciones, así como con el régimen de inversión de los fondos de pensiones, por lo tanto, cada una de las AFP debe responder ante requerimientos de la superintendencia y puede ser multada ante el no cumplimiento de la normativa vigente [7].

Esta industria se caracteriza por ser muy concentrada, ya que solo existen 7 AFP funcionando actualmente en todo el país, incluyendo a AFP Uno, la cual comenzó a operar desde el mes de octubre 2019. Las AFP que componen esta industria son: AFP Capital, AFP Cuprum, AFP Habitat, AFP Modelo, AFP Planvital, AFP Provida y AFP Uno.

El principal servicio que presta cada una de las AFP es el de ahorro obligatorio, el cual consiste en recibir e invertir todos los meses el 10% de la remuneración imponible de los trabajadores, más una comisión que difiere entre cada AFP.

El sistema AFP funciona a través de un sistema multifondos, el cual consiste en que cada una de las AFP cuenta con 5 fondos que van desde el fondo A al fondo E, entre los cuales los afiliados pueden escoger 1 o 2 para que las AFP inviertan sus ahorros. Estos fondos se

diferencian principalmente por el nivel de riesgo y rentabilidad esperada para cada uno de ellos dada su composición de renta variable y renta fija, cuyo riesgo va en disminución desde el fondo A (fondo con mayor proporción de renta variable y, por lo tanto, el más riesgoso) hasta el fondo E (fondo con mayor proporción de renta fija y, por lo tanto, el menos riesgoso).

Dadas las regulaciones actuales, las cuales obligan a los trabajadores a cotizar en una AFP, el tamaño de la industria es muy grande, contando con 10.705.051 afiliados en todo el país a fin del año 2018 [8].

| AFP | Cotizantes | Afiliados | Resultado ejercicio (miles) | Comisión (%) |
|-----------|------------|-----------|-----------------------------|--------------|
| Capital | 878.474 | 1.629.979 | \$56.257.053 | 1.44 |
| Cuprum | 421.983 | 599.887 | \$46.339.227 | 1.44 |
| Habitat | 1.103.058 | 1.971.368 | \$90.869.246 | 1.27 |
| Modelo | 899.807 | 1.730.618 | \$27.845.147 | 0.77 |
| Planvital | 790.886 | 1.775.737 | \$10.703.646 | 1.16 |
| Provida | 1.463.285 | 2.997.462 | \$71.216.766 | 1.45 |

Tabla 1.1: Número de cotizantes, afiliados, resultado del ejercicio y comisiones por AFP a fines del año 2018 [9][8][5][6].

La Tabla 1.1 muestra el número de cotizantes, número de afiliados, resultados del ejercicio y comisiones por AFP. De esta tabla se desprende que Provida es la AFP líder del mercado, a pesar de ser la AFP con la comisión más alta, puesto que es también la AFP con más cotizantes y afiliados.

1.1.2. El mercado de renta fija chileno

Dentro de los actores más importantes en este mercado se encuentran las AFP, quienes a finales de 2018 sumaban 93 mil millones de dólares invertidos en el mercado nacional, es decir, cerca del 80 % de la inversión en renta fija se hace a nivel local [10]. Esta cifra ha ido en aumento en los últimos meses dado el escenario global y el temor ante una posible crisis. Junto con las AFP, de este mercado también participan grandes instituciones financieras tales como bancos, compañías de seguro, fondos mutuos, fondos de inversión y corredores de bolsa, entre otros.

Uno de los instrumentos más importantes de este mercado son los bonos. A su vez, dentro de los bonos existen dos categorías muy importantes tanto para el mercado, como para el país, estos son:

1. Bonos soberanos: Son aquellos bonos emitidos por el Banco Central de Chile o la Tesorería General de la República, los cuales se emiten con el objeto de regular la oferta monetaria, apoyar la política cambiaria, financiar proyectos del Estado o reemplazar deuda externa [3]. Estos bonos pueden ser emitidos tanto en pesos como en UF.
2. Bonos corporativos y bonos bancarios: Son aquellos bonos emitidos ya sea por empresas o bancos, ya sea para financiar proyectos de inversión de largo plazo, o para cumplir compromisos financieros del emisor, como es el refinanciamiento de pasivos [3]. Estos

bonos juegan un rol fundamental en el crecimiento del país, puesto que al ser utilizados para financiar nuevas inversiones tienen un impacto directo en la economía, ya que afectan directamente el crecimiento y a su vez, con nuevas inversiones se crean nuevos puestos de trabajo, afectando así el desempleo y el consumo, junto con todo el impacto en precios y demanda que esto implica. Sumado a lo anterior, si son utilizados para refinanciar deuda, permiten a las empresas modificar su estructura de pasivos, ayudando así a su salud financiera.

1.2. Contexto y justificación

Al tener bonos soberanos en plazos variados es posible describir una curva de rendimientos "libre de riesgo" a partir de la duración de éstos, denominada comúnmente *curva base*. Es decir, para cada duración existe una TIR asociada que se obtiene interpolando la TIR de los bonos soberanos presentes en el mercado. Esta *curva base* es clave ya que afecta directamente los bonos corporativos, dado que a éstos se les exige un premio por sobre ésta, considerando premios por plazos, liquidez, estructura de pagos, riesgo del emisor, entre otros factores (ver Figura 1.1).

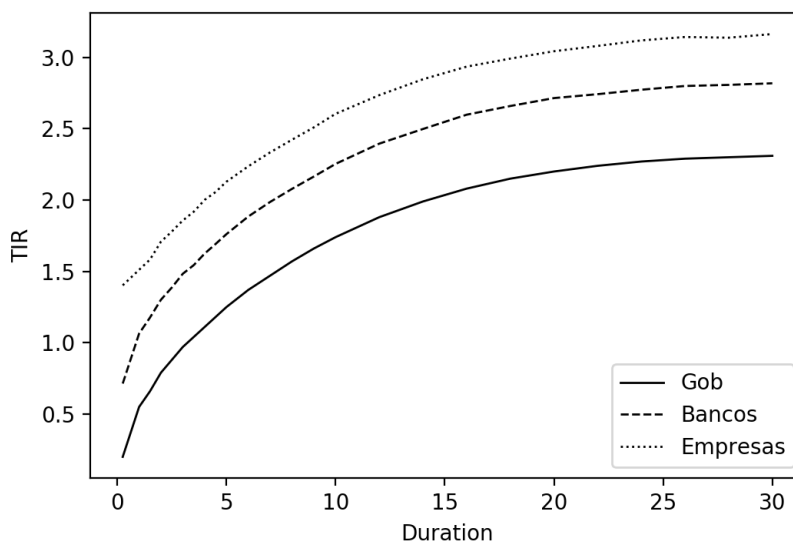


Figura 1.1: Comportamiento de curva base y *spreads* para bonos emitidos por bancos y empresas.

La *curva base*, al estar conformada a partir de bonos que pagan cupones semestrales, tiene implícita una curva cero cupón con la cuál se descuentan cada uno de los flujos de estos bonos. La importancia de esta curva cero cupón es que permite calcular el valor presente de un flujo que se recibe en un plazo T .

De esta forma, al describir de manera correcta la curva cero cupón, es posible valorizar de manera justa tanto bonos soberanos como bonos corporativos y con esto encontrar oportunidades de inversión al poder identificar aquellos instrumentos que se encuentren desarbitrados.

En este sentido, si es posible predecir curvas cero cupón futuras, entonces es posible predecir el precio de los bonos soberanos y de esta forma armar estrategias de inversión, ya que esto ayudaría a decidir cómo posicionarse en los distintos tramos de la curva o incluso, desde una mirada más global, en qué clase de activo estar invertido.

Una de las grandes hipótesis en las que se basa este trabajo es que las variables macroeconómicas tanto locales como globales afectan la curva de tasas de interés. Esto se basa en que tanto las instituciones reguladoras, inversionistas y *traders* están pendientes constantemente de distintos indicadores macroeconómicos a la hora de tomar decisiones ya sea políticas o de inversión. Por ejemplo, el Banco Central en su Informe de Política Monetaria (IPoM) realiza un análisis económico tanto local como global, en cuanto expectativas de crecimiento, desempleo, exportaciones e importaciones, evolución de la inflación, impacto de guerras comerciales, crisis sanitarias, situaciones políticas, etc. [2]. Por otro lado, el mercado también considera estas variables a la hora de valorar los instrumentos y decidir la tasa de los mismos, haciendo un análisis de premios por plazo, la demanda por los instrumentos, etapa del ciclo económico, proyecciones y otros elementos, lo cual va afectando toda la curva.

Dado lo anterior, el tema de memoria corresponde al diseño de un modelo de tasas de interés que incorpore información histórica de las tasas de mercado y distintas variables macroeconómicas, y que sea capaz de realizar predicciones futuras, de manera tal de orientar las estrategias de renta fija. Este trabajo cobra gran relevancia al considerar que son miles de millones los que están invertidos en renta fija por las AFP, por lo cual una mejora en la estrategia de inversión en este tipo de activo impacta directamente en el crecimiento de los fondos y con esto en mejores pensiones para los trabajadores del país.

1.3. Objetivos

A continuación se presentan los objetivos del tema de memoria.

1.3.1. Objetivo general

El objetivo general del trabajo de tesis consiste en “desarrollar un modelo para predecir la estructura de tasas de interés de bonos y swaps chilenos para mejorar la gestión de inversiones del área de renta fija de una AFP”.

1.3.2. Objetivos específicos

En este sentido, los objetivos específicos del trabajo son los siguientes:

1. Obtener datos históricos de bonos y swaps chilenos, y variables macroeconómicas.
2. Determinar los parámetros de ajustes para las curvas históricas de bonos y swaps.
3. Determinar factores macroeconómicos a incluir en el modelo.

4. Determinar parámetros del modelo con factores macroeconómicos.
5. Evaluar la capacidad de predicción del modelo

1.4. Alcance y resultados esperados

Este trabajo contempla trabajar solo con bonos chilenos emitidos por el Banco Central y la Tesorería General de la República, tanto en pesos (BCP y BTP) como en UF (BCU y BTU), junto con Swaps Promedio Cámara en pesos y en UF. Además, solo se incluyen datos desde el 2010 hasta finales del 2018, dado que en periodos anteriores existen sub-periodos de stress en el mercado (crisis subprime, elecciones presidenciales, etc.) que ensucian los datos de entrenamiento del modelo y pueden producir errores en las predicciones para los datos *out-of-sample*. En esta misma línea, se hace el corte en el año 2018, dado que se utilizarán los primeros 6 meses del 2019 como datos de prueba para la predicción y de ahí en adelante se tienen otros sub-periodos de stress en el mercado (guerra comercial, estallido social y crisis COVID-19). Todo esto se hace considerando que este tipo de modelos se construye para periodos "normales" de la economía, por lo que no se espera que funcionen para periodos de alta volatilidad como los mencionados anteriormente.

De este trabajo se espera obtener 4 modelos de predicción para las distintas curvas, los cuáles son: bonos en pesos, bonos en UF, swaps en pesos y swaps en UF.

Capítulo 2

Conceptos generales

A continuación, se presentan algunos conceptos generales y su notación, los cuales son utilizados en el mercado de renta fija.

2.1. Plazo o *term to maturity*

El plazo o plazo al vencimiento corresponde al número de años durante los cuales el emisor ha prometido cumplir con las condiciones de la deuda [14]. En otras palabras, es el número de años en los cuáles el instrumento (bono o swap) efectúa el último de sus flujos.

2.2. Cupones

Los cupones corresponden al pago de intereses que se hacen a los propietarios (del bono) durante la vigencia del contrato. El cupón siempre se cita, junto con el vencimiento, en cualquier cotización del precio de un bono [14]. Es decir, son los intereses que pagan los bonos o swaps antes o en su vencimiento, con una periodicidad acordada. Así, un bono o swap se dice que paga cupones semestrales si paga intereses cada 6 meses. El valor de los cupones viene definido por la tasa cupón sobre el valor nominal.

2.3. Valor nominal, *principal*, *par value* o *face value*

Corresponde al monto utilizado para computar el pago de intereses. La tasa cupón multiplicada por el valor nominal entrega los intereses que se deben pagar como cupones [14].

2.4. Tasa interna de retorno (TIR) o *yield*

La tasa interna de retorno de cualquier inversión es la tasa de interés que iguala el valor presente de los flujos de la inversión con el precio [14]. Esta tasa pretende reflejar, como su nombre lo indica, el rendimiento del instrumento.

2.5. Bonos

Los bonos son instrumentos de deuda que consisten en un contrato en el cual el emisor del bono se compromete a pagar ciertos flujos en ciertos periodos de tiempo al tenedor del bono. Precisamente uno de los instrumentos de deuda emitidos por el Banco Central de Chile y la Tesorería General de la República son los bonos. Estos se caracterizan por ser *bonos bullets*, los cuales están compuestos de cupones semestrales fijos, valor nominal, fecha de vencimiento y una tasa interna de retorno. Los *bonos bullets* con cupones presentan la siguiente estructura de pagos:

$$PV = \sum_{t=1}^T \frac{C}{(1+r)^t} + \frac{N}{(1+r)^T} \quad (2.1)$$

Donde T corresponde al plazo del bono en años y viene determinado por la fecha de vencimiento, C corresponde a los cupones, r corresponde a la TIR y N corresponde al valor nominal del bono.

En el mercado nacional, estos instrumentos vienen definidos por nemotécnicos que para el caso de bonos soberanos siguen un formato estándar del estilo BCP0450620, donde la primera letra indica que se trata de un bono, la segunda letra indica el emisor (T para la Tesorería General de la República y C para el Banco Central), la tercera letra indica la moneda (P para pesos y U para UF), los siguientes 3 números indican la tasa anual del cupón y los últimos 4 números indican el mes y año del vencimiento, mientras que el día del vencimiento normalmente corresponde al día 1 del mes o al siguiente día hábil si es que ese día corresponde a un día no laboral. En el ejemplo, se trata de un bono del Banco Central en pesos con una tasa cupón de 0,45 % y fecha de vencimiento el 1 de junio 2020.

Así, en el mercado secundario chileno lo que se hace es transar los instrumentos identificándolos por su nemotécnico y para definir el precio de transacción, se negocia la TIR a la que será transado, la cual define el precio ya que los otros parámetros están fijos. De aquí radica la importancia de predecir la estructura de tasas de interés.

2.6. Bonos cero cupón

Corresponde a un bono que no paga cupones, por lo tanto, presenta la siguiente estructura de pagos:

$$PV = \frac{N}{(1+r)^T} \quad (2.2)$$

A pesar de que solo una TIR es utilizada para calcular el valor presente de los flujos de una inversión, teóricamente existen argumentos para usar distintas tasas de interés para descontar los flujos de cada periodo. En esencia, el argumento es que cada flujo puede ser visto como un bono cero cupón y, por lo tanto, los flujos de un bono pueden ser vistos como un paquete de bonos cero cupón. La tasa apropiada para cada flujo se basa entonces en la tasa cero cupón (tasa de un bono cero cupón) teórica con plazo igual al plazo en que se recibirá el flujo [14].

2.7. Swaps

Los Swap de Tasas Promedio Cámara son instrumentos del mercado de derivados que permiten cubrirse, especular o arbitrar ante expectativas de cambios en las tasas de interés. El Swap de Tasas Promedio Cámara se basa en el promedio de la tasa interbancaria diaria publicada por el Banco Central y tiene implicancias en las expectativas de la Tasa de Política Monetaria.

Los contratos de swap de tasas se efectúan entre dos partes, una parte “A” que se compromete a pagar una tasa de interés fija sobre un monto de capital y un plazo acordado y una parte “B” que se compromete a pagar una tasa de interés variable (o flotante) sobre ese mismo monto y plazo.

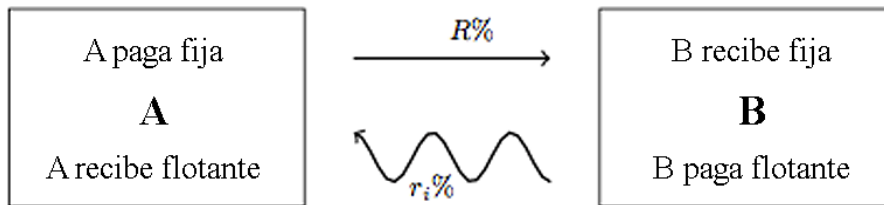


Figura 2.1: Estructura de flujos de un swap de tasas de interés.

En Chile, los contratos de swaps en pesos se conocen como SPC CLP, mientras que los contratos de swaps en UF se conocen como SPC UF. Para el caso de un SPC CLP, un agente “A” se compromete a pagar una tasa fija en pesos, sobre un monto de capital en pesos y un plazo acordado, y un agente “B” se compromete a pagar una tasa de interés que varía según el promedio de la tasa de interés interbancaria diaria (PTID) sobre el mismo monto y plazo. Para el caso de UF es similar, sin embargo, la tasa de interés fija está en UF y la tasa flotante corresponde también al PTID pero expresada en UF.

Los contratos swap con plazos mayores a 1.5 años compensan sus intereses cada 6 meses y el capital se liquida al término del contrato, con una estructura de pagos similar a la de los bonos del Banco Central [20]. En el mercado chileno se cuenta con swaps con plazos fijos de 3, 6, 9, 12, 18 y 24 meses, y de ahí en adelante van aumentando 1 año hasta llegar a los 10 años.

Capítulo 3

Revisión bibliográfica

Dentro de los modelos de tasas de interés más estudiados en las últimas décadas, el modelo de Nelson-Siegel ha captado especial interés desde su publicación en 1987, siendo utilizado por el Banco Central de Chile para muchas de sus investigaciones y como base de distintos modelos planteados por investigadores. Este modelo se deriva a partir de la ecuación de la curva forward, la cual puede ser vista como una constante más una función de Laguerre:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\lambda t} + \beta_2 \lambda t e^{-\lambda t} \quad (3.1)$$

De la cual se obtiene el modelo Nelson-Siegel al calcular la tasa de interés correspondiente [18].

$$y(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} - e^{-\lambda t} \right) \quad (3.2)$$

Donde β_1 , β_2 , β_3 y λ son los parámetros que se deben estimar y con esto permite definir una estructura de tasas de interés cuyo valor solo depende de la madurez (parsimonioso).

Siete años más tarde, Svensson desarrolla un modelo que extiende el de Nelson-Siegel al agregar dos parámetros adicionales que permiten flexibilizar la curvatura del modelo [19]. El modelo de Svensson se muestra a continuación:

$$y(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 t}}{\lambda_1 t} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 t}}{\lambda_1 t} - e^{-\lambda_1 t} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_2 t}}{\lambda_2 t} - e^{-\lambda_2 t} \right) \quad (3.3)$$

Donde β_0 , β_1 , β_2 , β_3 , λ_1 y λ_2 son los parámetros a estimar.

Esta idea de predecir la curva de tasas de interés no es nueva y una de las investigaciones que más ha marcado esta materia han sido una serie de papers publicados por el economista estadounidense Francis Diebold junto con otros investigadores entre los años 2006 y 2008.

Estas investigaciones son precisamente en los cuales se basa este trabajo, donde a partir

de una reinterpretación del modelo Nelson-Siegel, Diebold & Li [11] postulan un modelo dinámico de Nelson-Siegel para estimar curvas de tasas de interés, el cual plantea que el modelo de Nelson-Siegel se compone de tres factores asociados a cada uno de los parámetros: nivel, pendiente y curvatura, y fijan el parámetro $\lambda = 0,0609$, el cual define el decaimiento exponencial. El modelo dinámico de Nelson-Siegel propuesto por Diebold & Li se muestra a continuación:

$$NS(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1-e^{-\lambda t}}{\lambda t} \right) + \beta_2 \left(\frac{1-e^{-\lambda t}}{\lambda t} - e^{-\lambda t} \right) \quad (3.4)$$

Donde se observa que tiene la misma estructura que el modelo Nelson-Siegel, pero solo se deben estimar β_0 , β_1 y β_2 , mientras que λ está fijo con un valor de 0.0609. Los factores asociados a estos parámetros son interpretados por los autores, donde el factor 1 (el cual acompaña a β_0) es señalado como el factor de largo plazo, el factor 2 (que acompaña a β_1) como el factor de corto plazo y el factor 3 (que acompaña a β_2) como el factor de mediano plazo.

Este modelo ofrece gran simplicidad, puesto que al fijar el parámetro de decaimiento exponencial es posible estimar los parámetros con mínimos cuadrados ordinarios. Así, utilizando data histórica de las tasas de interés, buscan predecir la curva de tasas de interés mediante la predicción de cada uno de los parámetros con un modelo AR(1), tal y como sigue.

$$\hat{\beta}_{i,t+1/t} = \hat{c}_i + \hat{y}_i \hat{\beta}_{i,t}, \quad i = 0, 1, 2 \quad (3.5)$$

Ese mismo año, Diebold, Rudebusch & Aruoba [13] buscan introducir variables macroeconómicas locales al modelo de predicción a través del uso de vectores autorregresivos VAR(1), para que dos años después, Diebold, Li & Yue [12] a través de una investigación que involucra varios países de distintos continentes, incluyan variables macroeconómicas tanto globales como locales al modelo. El modelo VAR(1) utilizado presenta la siguiente estructura:

$$\hat{\beta}_{i,t} = \phi + \beta_{0,t-1}\theta_0 + \dots + \beta_{2,t-1}\theta_2 + m_{0,t-1}\theta_3 + \dots + m_{2,t-1}\theta_5 \quad (3.6)$$

Donde ϕ corresponde al intercepto del modelo, los β_i corresponden a los parámetros estimados para el modelo sin factores macroeconómicos y los m_i corresponden a las variables macroeconómicas asociadas a cada uno de estos parámetros.

Extendiendo la investigación de Diebold & Li, Koopman, Mallee & Wel [15] buscan incorporar el parámetro λ al modelo, permitiéndolo variar a través del tiempo, usando así un modelo de 4 factores.

Otra extensión de la investigación de Diebold & Li es la realizada por Ma [16], quien propone añadir un cuarto factor al modelo, el cual llama *Twist Factor*. Este factor nace de agregar un término adicional a la ecuación de la curva forward, basado en extender el polinomio de Laguerre que ésta incluye. De aquí se obtiene la siguiente curva:

$$f(t) = \beta_0 + \beta_1 e^{-\lambda t} + \beta_2 \lambda t e^{-\lambda t} + \beta_3 (\lambda t)^2 e^{-\lambda t} \quad (3.7)$$

De la cual se deriva la siguiente función de tasas de interés:

$$y(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} - e^{-\lambda t} \right) + \beta_3 \left(\frac{2(1 - e^{-\lambda t})}{\lambda t} - e^{-\lambda t} (\lambda t + 2) \right) \quad (3.8)$$

Y siguiendo la misma metodología que Diebold & Li, busca predecir los factores mediante un modelo AR(1).

De esta forma, en este trabajo se busca combinar los trabajos de Diebold & Li (2006), Diebold, Rudebusch & Aruoba (2006), Diebold, Li & Yue (2008) y Ma (2017), utilizando el modelo con el *twist factor* y a éste buscar agregarle variables macroeconómicas locales y globales para predecir la curva de tasas de interés.

Con respecto a estudios realizados anteriormente en Chile, se tiene el trabajo de Morales [17], el cual se basa en los trabajos de Diebold & Li (2006) y Diebold, Rudebusch & Aruoba (2006), pero que busca principalmente estudiar las interacciones entre la curva y variables macroeconómicas locales. Sumado a esto, la base del estudio es distinta, puesto que en el estudio realizado se utilizan las tasas de bonos vendidos directamente por el Banco Central, esto es sumamente importante puesto que más allá de que el estudio realizado cuenta con muy pocos datos y dada las fechas que se utilizaron existen condiciones de mercado completamente diferentes, es precisamente el efecto en el mercado secundario y la valoración de los *traders* lo que se pretende estudiar, ya que son estas mismas transacciones las que se enfrentan día a día y las cuáles se busca predecir para lograr una mejor gestión de inversiones.

Capítulo 4

Metodología

La metodología a seguir corresponde a la propuesta por Diebold, Rudebusch & Aruoba para la construcción de su modelo con variable macroeconómicas, pero utilizando el modelo propuesto por Ma para ajustar la curva de tasas de interés, dado que este último, precisamente lo que hace es extender el trabajo de Diebold, pero utilizando su propio modelo (*Twist Factor*), sin embargo, no incorpora variables macroeconómicas.

Esta metodología plantea que inicialmente se debe ajustar la curva de tasas de interés sin variables macroeconómicas utilizando el modelo *Twist Factor* para cada fecha en la que se tienen datos. Con esto se obtienen los parámetros β_0 , β_1 , β_2 y β_3 para cada fecha disponible, con lo cual es posible describir la curva completa para la fecha correspondiente. De esta forma, basta predecir los parámetros del modelo para poder predecir la curva de tasas de interés. Este punto es clave, ya que es justamente lo que se busca conseguir.

Una vez estimados los parámetros históricos y con el fin de mejorar la predicción de la curva, se agregan al modelo variables macroeconómicas que puedan influir significativamente o estar correlacionadas con algún factor del modelo. Para agregar las variables macroeconómicas al modelo se utiliza un modelo de vectores autoregresivos (VAR(1)) tal como lo plantea el autor. Este modelo permite realizar predicciones fuera de muestra, las cuales pueden ser utilizadas para diseñar una estrategia de inversión.

Respecto a los datos de tasas de interés para el ajuste del modelo, se ha decidido utilizar los datos de cada fin de mes desde enero 2010 hasta diciembre 2018 como datos de entrenamiento y desde enero a junio 2019 como datos de prueba para las predicciones, tanto para bonos como para swaps. La decisión de utilizar datos desde el 2010 en adelante, se basa en que para periodos anteriores existen sub-periodos de stress en el mercado (crisis subprime, elecciones presidenciales, etc.) que ensucian los datos de entrenamiento del modelo y que no representan el comportamiento "normal" de la curva de tasas de interés, mientras que el corte hasta junio 2019 se hace porque hacia adelante existen otros sub-periodos de stress en el mercado (guerra comercial, estallido social, crisis COVID-19). La periodicidad de los datos es mensual ya que la mayoría de las variables macroeconómicas tienen publicación mensual, con lo cual se busca evitar problemas de correlación y además darle tiempo a la curva para capturar e incorporar estos datos en los precios.

Para los bonos en pesos y en UF, se utilizarán los datos de las curvas cero de Gobierno construidas por Risk America a partir de los datos transaccionales de BCP y BTP para pesos y BTU y BCU para UF. Los plazos (en años) a utilizar corresponden a 0.25, 0.5, 0.75, 1, 1.25, 1.5, 1.75, 2, 2.5, 3, 3.5, 4, 4.5, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 12, 14, 16, 18, 20, 22, 24, 26, 28 y 30. Se utilizan las curvas construidas por Risk America y no directamente los datos transaccionales de los bonos, ya que Risk America resuelve de manera efectiva los problemas de iliquidez que se observan en el mercado chileno, por lo que de esta manera se evita tener que estimar la curva cero cupón para días con escasez de transacciones y, por lo tanto, con pocas observaciones.

En el caso de los swaps, tanto para pesos como para UF se utilizarán los datos de los Swap promedio cámara (SPC) obtenidos desde el Banco Central. Los plazos (en años) a utilizar corresponden a 2, 3, 4, 5 y 10 para los swaps en pesos y 1, 2, 3, 4, 5 10 y 20 para el caso en UF.

Para la selección de las variables macroeconómicas a utilizar, se analiza la relación entre la variable y el significado que los autores le asignan al factor correspondiente, junto con un análisis de la correlación entre las variables y test estadísticos para analizar la distribución de éstas. Las variables macroeconómicas a testear son 36 y corresponden a tasas de bonos internacionales, desempleo en Chile, expectativas de dólar, dólar observado, IMACEC, inflación, expectativas de inflación, PIB de las mayores economías mundiales, precios de *commodities*, TPM en Chile, expectativas de TPM y TPM de las mayores economías mundiales (ver detalle en A.1).

La evaluación de la capacidad de predicción de los modelos se hará separando conjuntos de entrenamiento y de prueba para distintos años. A la hora de evaluar, se busca principalmente la predicción de la dirección de los movimientos de la curva más que la estructura misma, es decir, lo más importante es predecir por tramos si las tasas subirán, se mantendrán o bajarán.

Capítulo 5

Estimación de la curva de tasas de interés

5.1. Los datos

Los datos a utilizar para el caso de los bonos corresponden a las curvas de Gobierno cero cupón calculadas por Risk America para el último día hábil de cada mes desde enero 2010 hasta diciembre 2018. Estas curvas se calculan a partir de las TIR de los bonos emitidos por la Tesorería General de la República y por el Banco Central de Chile (BTP y BCP para el caso de los pesos, y BTU y BCU para el caso de la UF), utilizando un modelo dinámico estocástico, cuya principal característica es la estabilidad y el ajuste de la estructura de volatilidad de las observaciones, a pesar de la escasez de transacciones. Los plazos a utilizar son 0.25, 0.50, 0.75, 1.00, 1.25, 1.50, 1.75, 2.00, 2.50, 3.00, 3.50, 4.00, 4.50, 5.00, 6.00, 7.00, 8.00, 9.00, 10.00, 12.00, 14.00, 16.00, 18.00, 20.00, 22.00, 24.00, 26.00, 28.00 y 30.00, y están medidos en años con convención *ACT/365*. Se utilizan intervalos más cortos de tiempo en el corto plazo dado que esta parte de la curva presenta mayor convexidad, por lo que se necesitan más puntos para poder describirla correctamente. Por otro lado, se utilizan este espectro de plazos porque de esta forma se cubren los distintos plazos de los bonos presentes en el mercado.

Para el caso de swaps, se utilizan los datos de los Swap Promedio Cámara publicados por el Banco Central de Chile, con las mismas fechas que en el caso de los bonos. Estas tasas se calculan a partir del promedio de la tasa de interés interbancaria diaria. Los plazos a utilizar son 2.00, 3.00, 4.00, 5.00 y 10.00 años para los swaps en pesos y 1.00, 2.00, 3.00, 4.00, 5.00 10.00 y 20.00 años para el caso en UF, utilizando convención *ACT/360*.

Los datos se compactan en una base de datos cuyas filas corresponden a cada una de las fechas y las columnas a cada uno de los plazos.

Una vez se tienen los datos compactados, se realiza un análisis descriptivo de las TIR para cada *maturity*, donde además de ver las estadísticas básicas, se mide la autocorrelación de orden k usando el coeficiente de correlación de Pearson.

| | | | | | | | | | | |
|-----------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| fecha | 0.25 | 0.50 | 0.75 | 1.00 | 1.25 | 1.50 | 1.75 | 2.00 | 2.50 | ... |
| 30-dic-18 | 2.97 | 3.08 | 3.18 | 3.27 | 3.36 | 3.43 | 3.50 | 3.57 | 3.68 | ... |
| 30-nov-18 | 3.02 | 3.18 | 3.30 | 3.41 | 3.51 | 3.60 | 3.67 | 3.74 | 3.86 | ... |
| 30-oct-18 | 3.04 | 3.21 | 3.34 | 3.47 | 3.57 | 3.67 | 3.75 | 3.83 | 3.97 | ... |
| 28-sep-18 | 2.80 | 2.98 | 3.14 | 3.28 | 3.39 | 3.50 | 3.60 | 3.69 | 3.84 | ... |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ... |

Tabla 5.1: Estructura de los datos de tasas de interés.

Al realizar un análisis descriptivo de los datos, se tiene que para el caso de los bonos en pesos (ver Tabla 5.2), los datos resultan ser bastante persistentes, obteniendo en promedio un valor de 0.96 para la autocorrelación de orden 1, donde además se observa una tendencia a la baja a medida que aumenta el plazo. Por otro lado, se tiene que la autocorrelación de orden 12 resulta baja para plazos cortos y media para plazos largos, finalmente para la autocorrelación de orden 36 se tiene un comportamiento variado a lo largo de la curva.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) |
|----------|------|------|--------|------|------|--------|---------|---------|
| 0.25 | 3.70 | 1.17 | 3.55 | 0.57 | 5.67 | 0.98 | 0.30 | -0.33 |
| 0.50 | 3.78 | 1.11 | 3.59 | 1.03 | 5.81 | 0.98 | 0.33 | -0.20 |
| 0.75 | 3.86 | 1.07 | 3.70 | 1.46 | 5.90 | 0.97 | 0.36 | -0.10 |
| 1.00 | 3.94 | 1.04 | 3.72 | 1.88 | 5.97 | 0.97 | 0.40 | -0.02 |
| 1.25 | 4.02 | 1.00 | 3.76 | 2.26 | 6.06 | 0.97 | 0.43 | 0.05 |
| 1.50 | 4.10 | 0.97 | 3.85 | 2.62 | 6.16 | 0.97 | 0.46 | 0.11 |
| 1.75 | 4.16 | 0.95 | 3.90 | 2.80 | 6.22 | 0.97 | 0.49 | 0.16 |
| 2.00 | 4.23 | 0.92 | 3.97 | 2.90 | 6.26 | 0.97 | 0.52 | 0.20 |
| 2.50 | 4.35 | 0.88 | 4.06 | 3.08 | 6.32 | 0.97 | 0.57 | 0.28 |
| 3.00 | 4.45 | 0.85 | 4.19 | 3.20 | 6.35 | 0.97 | 0.62 | 0.35 |
| 3.50 | 4.54 | 0.82 | 4.27 | 3.31 | 6.42 | 0.97 | 0.65 | 0.41 |
| 4.00 | 4.61 | 0.80 | 4.34 | 3.41 | 6.50 | 0.97 | 0.68 | 0.45 |
| 4.50 | 4.68 | 0.79 | 4.40 | 3.50 | 6.56 | 0.97 | 0.71 | 0.49 |
| 5.00 | 4.74 | 0.78 | 4.44 | 3.57 | 6.62 | 0.96 | 0.73 | 0.52 |
| 6.00 | 4.84 | 0.77 | 4.53 | 3.70 | 6.71 | 0.96 | 0.75 | 0.56 |
| 7.00 | 4.92 | 0.77 | 4.65 | 3.81 | 6.79 | 0.96 | 0.77 | 0.58 |
| 8.00 | 4.98 | 0.77 | 4.74 | 3.89 | 6.85 | 0.96 | 0.78 | 0.59 |
| 9.00 | 5.04 | 0.76 | 4.81 | 3.96 | 6.91 | 0.96 | 0.78 | 0.60 |
| 10.00 | 5.08 | 0.76 | 4.87 | 4.03 | 6.95 | 0.96 | 0.79 | 0.60 |
| 12.00 | 5.15 | 0.76 | 4.96 | 4.13 | 7.02 | 0.96 | 0.78 | 0.60 |
| 14.00 | 5.20 | 0.76 | 5.01 | 4.20 | 7.18 | 0.96 | 0.78 | 0.60 |
| 16.00 | 5.24 | 0.76 | 5.05 | 4.27 | 7.29 | 0.96 | 0.77 | 0.60 |
| 18.00 | 5.27 | 0.75 | 5.06 | 4.32 | 7.37 | 0.96 | 0.77 | 0.60 |
| 20.00 | 5.29 | 0.74 | 5.08 | 4.36 | 7.42 | 0.95 | 0.76 | 0.59 |
| 22.00 | 5.31 | 0.73 | 5.11 | 4.40 | 7.45 | 0.95 | 0.75 | 0.59 |
| 24.00 | 5.32 | 0.72 | 5.12 | 4.43 | 7.46 | 0.95 | 0.74 | 0.58 |
| 26.00 | 5.33 | 0.70 | 5.14 | 4.46 | 7.47 | 0.95 | 0.73 | 0.57 |
| 28.00 | 5.33 | 0.69 | 5.16 | 4.49 | 7.46 | 0.95 | 0.72 | 0.57 |
| 30.00 | 5.34 | 0.68 | 5.17 | 4.51 | 7.45 | 0.94 | 0.71 | 0.56 |

Tabla 5.2: Estadísticas descriptivas de las TIR por *maturity* para bonos en pesos.

Para el caso de los bonos en UF (ver Tabla 5.3), también se tiene que los datos en general resultan ser persistentes para la autocorrelación de orden 1, pero con una tendencia contraria a la observada en los bonos en pesos, donde la autocorrelación aumenta a medida que aumenta el plazo. Esto puede atribuirse a que las tasas de los bonos cortos se ven muy afectadas por la inflación del mes, por lo que pueden variar mucho de un mes a otro. En línea con esto, se observa que la autocorrelación de orden 12 y 36 resulta bastante alta para plazos mayores a 4 años.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) |
|----------|------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|
| 0.25 | 1.25 | 2.26 | 1.14 | -5.46 | 6.59 | 0.76 | 0.45 | -0.08 |
| 0.50 | 1.24 | 1.70 | 1.12 | -4.35 | 4.92 | 0.87 | 0.46 | -0.30 |
| 0.75 | 1.15 | 1.33 | 1.05 | -3.09 | 4.07 | 0.89 | 0.46 | -0.33 |
| 1.00 | 1.12 | 1.08 | 0.88 | -1.99 | 3.49 | 0.91 | 0.48 | -0.32 |
| 1.25 | 1.15 | 0.96 | 0.95 | -1.16 | 3.15 | 0.92 | 0.53 | -0.24 |
| 1.50 | 1.22 | 0.87 | 0.92 | -0.53 | 2.96 | 0.93 | 0.57 | -0.19 |
| 1.75 | 1.32 | 0.82 | 1.05 | -0.07 | 2.87 | 0.93 | 0.60 | -0.15 |
| 2.00 | 1.42 | 0.77 | 1.17 | 0.22 | 2.82 | 0.94 | 0.64 | -0.09 |
| 2.50 | 1.52 | 0.74 | 1.33 | 0.41 | 2.79 | 0.95 | 0.70 | 0.04 |
| 3.00 | 1.59 | 0.72 | 1.38 | 0.49 | 2.79 | 0.95 | 0.74 | 0.15 |
| 3.50 | 1.64 | 0.70 | 1.45 | 0.55 | 2.78 | 0.96 | 0.77 | 0.24 |
| 4.00 | 1.69 | 0.69 | 1.48 | 0.61 | 2.76 | 0.96 | 0.79 | 0.31 |
| 4.50 | 1.73 | 0.68 | 1.51 | 0.67 | 2.77 | 0.97 | 0.81 | 0.37 |
| 5.00 | 1.77 | 0.67 | 1.56 | 0.72 | 2.83 | 0.97 | 0.83 | 0.41 |
| 6.00 | 1.84 | 0.65 | 1.65 | 0.82 | 2.94 | 0.97 | 0.84 | 0.47 |
| 7.00 | 1.90 | 0.64 | 1.71 | 0.92 | 3.02 | 0.97 | 0.85 | 0.50 |
| 8.00 | 1.96 | 0.63 | 1.75 | 1.00 | 3.10 | 0.97 | 0.86 | 0.50 |
| 9.00 | 2.01 | 0.63 | 1.81 | 1.08 | 3.19 | 0.97 | 0.86 | 0.49 |
| 10.00 | 2.05 | 0.62 | 1.86 | 1.15 | 3.28 | 0.97 | 0.85 | 0.48 |
| 12.00 | 2.13 | 0.62 | 1.96 | 1.27 | 3.43 | 0.97 | 0.85 | 0.44 |
| 14.00 | 2.19 | 0.61 | 2.07 | 1.34 | 3.54 | 0.97 | 0.84 | 0.39 |
| 16.00 | 2.25 | 0.61 | 2.16 | 1.39 | 3.64 | 0.97 | 0.84 | 0.35 |
| 18.00 | 2.29 | 0.61 | 2.22 | 1.44 | 3.71 | 0.98 | 0.83 | 0.33 |
| 20.00 | 2.33 | 0.60 | 2.26 | 1.48 | 3.77 | 0.98 | 0.83 | 0.31 |
| 22.00 | 2.37 | 0.60 | 2.30 | 1.52 | 3.82 | 0.98 | 0.82 | 0.30 |
| 24.00 | 2.39 | 0.59 | 2.34 | 1.54 | 3.85 | 0.98 | 0.82 | 0.29 |
| 26.00 | 2.41 | 0.58 | 2.36 | 1.55 | 3.87 | 0.98 | 0.82 | 0.30 |
| 28.00 | 2.43 | 0.58 | 2.38 | 1.56 | 3.88 | 0.98 | 0.82 | 0.30 |
| 30.00 | 2.45 | 0.57 | 2.40 | 1.57 | 3.88 | 0.98 | 0.82 | 0.31 |

Tabla 5.3: Estadísticas descriptivas de las TIR por *maturity* para bonos en UF.

Por otra parte, para el caso de los swaps en pesos (ver Tabla 5.4), al igual que en el caso de los bonos, se observa una alta correlación de orden 1 a lo largo de plazos y que disminuye para las correlaciones de orden 12 y 36.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) |
|----------|------|------|--------|------|------|--------|---------|---------|
| 2 | 3.95 | 0.88 | 3.77 | 2.57 | 5.94 | 0.96 | 0.39 | 0.13 |
| 3 | 4.17 | 0.82 | 4.02 | 2.87 | 6.10 | 0.96 | 0.51 | 0.31 |
| 4 | 4.36 | 0.78 | 4.24 | 3.14 | 6.19 | 0.96 | 0.60 | 0.45 |
| 5 | 4.52 | 0.74 | 4.38 | 3.38 | 6.21 | 0.96 | 0.68 | 0.55 |
| 10 | 5.01 | 0.67 | 4.90 | 4.09 | 6.55 | 0.95 | 0.77 | 0.73 |

Tabla 5.4: Estadísticas descriptivas de las TIR por *maturity* para swaps en pesos.

Finalmente, para el caso de los swaps en UF (ver Tabla 5.5), se tiene un comportamiento similar a los casos anteriores.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) |
|----------|------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|
| 1 | 0.80 | 1.05 | 0.61 | -2.64 | 2.76 | 0.91 | 0.34 | -0.45 |
| 2 | 1.01 | 0.74 | 0.81 | -0.74 | 2.46 | 0.93 | 0.46 | -0.24 |
| 3 | 1.21 | 0.64 | 1.04 | 0.17 | 2.41 | 0.94 | 0.59 | 0.01 |
| 4 | 1.38 | 0.60 | 1.22 | 0.34 | 2.40 | 0.95 | 0.66 | 0.23 |
| 5 | 1.51 | 0.56 | 1.40 | 0.58 | 2.59 | 0.95 | 0.70 | 0.34 |
| 10 | 1.89 | 0.49 | 1.83 | 1.13 | 3.21 | 0.95 | 0.74 | 0.60 |
| 20 | 2.08 | 0.45 | 1.99 | 1.35 | 3.21 | 0.93 | 0.67 | 0.52 |

Tabla 5.5: Estadísticas descriptivas de las TIR por *maturity* para swaps en UF.

Gráficamente, para bonos en pesos se observa un comportamiento similar para las tasas

de corto, mediano y largo plazo a lo largo del tiempo, pero con variaciones mucho mayores en magnitud para los plazos más cortos (ver Figura 5.1). En particular, se observa un alza de tasas muy pronunciada entre los años 2010 y 2012, produciendo un aplanamiento de la curva, es decir, plazos cortos y largos alcanzaron casi el mismo nivel de tasas, mientras que para años posteriores se observa un periodo de normalización de los premios por plazo.

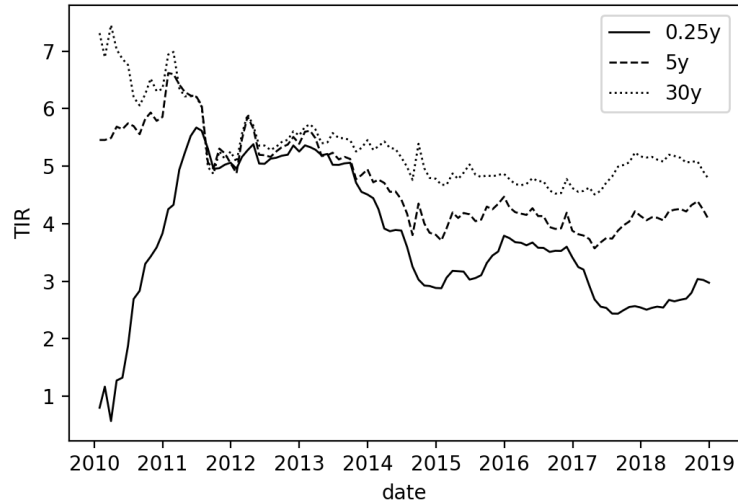


Figura 5.1: TIR a lo largo del tiempo para *maturity* de 0.25y, 5y y 30y para bonos en pesos.

En el caso de los bonos en UF (ver Figura 5.2) se observa un comportamiento extremadamente volátil para los plazos cortos y con una volatilidad mucho menor en plazos medianos y largos. Esto puede explicarse en parte por el efecto de la inflación del mes para plazos cortos y a la confianza institucional del Banco Central para plazos largos, donde el mercado asume que en el largo plazo el Banco Central logra la meta del 3% de inflación.

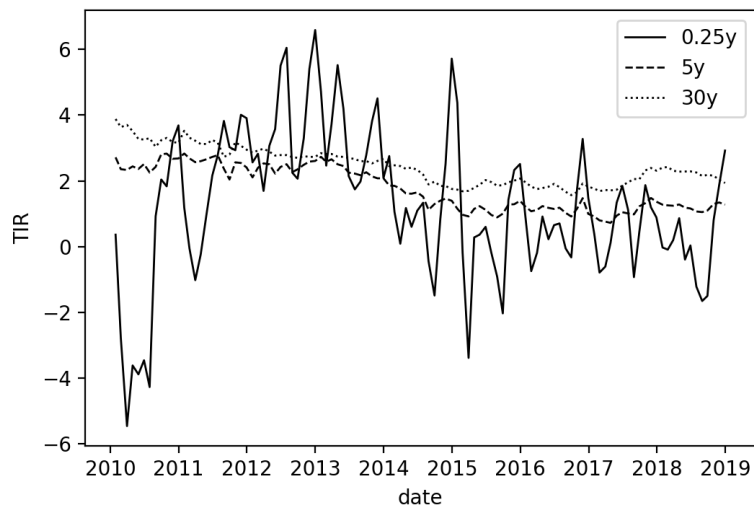


Figura 5.2: TIR a lo largo del tiempo para *maturity* de 0.25y, 5y y 30y para bonos en UF.

5.2. Modelamiento de la curva

El modelamiento de la curva se realiza en Python. Python es un lenguaje de programación orientado a objetos y es ideal para este trabajo, puesto que permite leer, transformar y exportar datos, exportar gráficos y modelar y optimizar problemas tanto lineales como no lineales, por lo que ofrece una gran flexibilidad y robustez.

Para el modelamiento de la curva, se utiliza el modelo de *Twist Factor*, el cual presenta la siguiente ecuación.

$$y(t) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} \right) + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda t}}{\lambda t} - e^{-\lambda t} \right) + \beta_3 \left(\frac{2(1 - e^{-\lambda t})}{\lambda t} - e^{-\lambda t}(\lambda t + 2) \right) \quad (5.1)$$

Se ha decidido fijar el valor de $\lambda = 0,4231$, tal y como lo propone el autor, ya que en este valor el *twist factor* alcanza su máximo para una *maturity* de 8 años. La idea de esto es obtener un valor alto para el factor de β_3 para *maturities* de mediano-largo plazo y de esta forma explorar los beneficios de este nuevo factor. De todas maneras, teóricamente se podría escoger otros valores de λ y esto no debería afectar la capacidad de estimación de β_i .

En la Figura 5.3, tal y como lo señala el autor, se observa que el factor asociado al β_0 (nivel) se mantiene constante a través del tiempo, fácilmente se ve que $y(\infty) = \beta_0$, por lo que este factor es asociado al largo plazo. Por otra parte, se observa que el factor asociado a β_1 (pendiente) comienza en 1 y decae con rapidez a 0, por lo que este factor es asociado al corto plazo, donde además se tiene que $y(0) = \beta_0 + \beta_1$, luego $y(\infty) - y(0) = -\beta_1$. Por último, para los factores asociados a β_2 (curvatura) y β_3 (*twist*) se observa que comienzan en 0, por lo que no son de corto plazo, se incrementan y luego decaen a 0 nuevamente, por lo que tampoco son de largo plazo, de esta forma se concluye que ambos factores son asociados al mediano plazo.

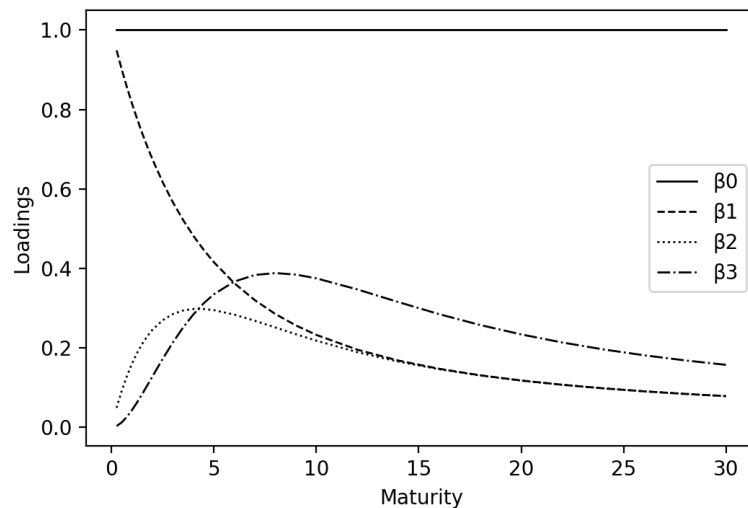


Figura 5.3: Evolución de los factores del modelo a través del tiempo.

Al ajustar la curva de tasas de interés utilizando el modelo *Twist Factor*, se utilizan

mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar los valores de cada $\hat{\beta}_i$. Esto se realiza para cada mes en los que se tienen datos.

La Tabla 5.6 muestra las estadísticas descriptivas de los β para bonos en pesos. De aquí se observa que en promedio el factor de largo plazo presenta un valor positivo, muy similar a los niveles de tasa de largo plazo para ese instrumento, lo cual es congruente, dado que, tal y como se mostró anteriormente, para el largo plazo el modelo toma valores muy cercanos a β_0 . Por otra parte, se tiene que para el factor de corto plazo, se obtienen en promedio valores negativos con una alta volatilidad, mientras que para los factores de mediano plazo se obtienen valores levemente positivos.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | ADF | pvalue |
|-------|-------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|-------|--------|
| b0 | 5.48 | 0.73 | 5.31 | 4.66 | 7.87 | 0.95 | 0.65 | 0.54 | -2.68 | 0.08 |
| b1 | -1.89 | 1.56 | -1.63 | -7.81 | 0.38 | 0.97 | 0.15 | -0.45 | -3.42 | 0.01 |
| b2 | 0.04 | 1.77 | -0.47 | -2.86 | 5.35 | 0.93 | 0.27 | 0.03 | -2.28 | 0.18 |
| b3 | 0.10 | 0.72 | 0.24 | -1.98 | 1.75 | 0.85 | -0.27 | 0.22 | -2.53 | 0.11 |

Tabla 5.6: Estadísticas descriptivas de los β para bonos en pesos.

Al observar las autocorrelaciones, se tiene que todos los β presentan una alta autocorrelación de orden 1, sin embargo, estos valores disminuyen drásticamente para las autocorrelaciones de orden 12 y 36. Además, se presentan los valores obtenidos al realizar un test de Dickey Fuller Aumentado (ADF) para testear la existencia de raíz unitaria, dado los valores obtenidos, el test sugiere que los parámetros β_0 , β_2 y β_3 podrían tener raíz unitaria y el parámetro β_1 podría no tener raíz unitaria.

Para el caso de los bonos en UF, la Tabla 5.7 muestra nuevamente que para β_0 se obtienen valores positivos cercanos a las tasas de largo plazo para este instrumento, mientras que β_1 se obtienen valores negativos, acorde a la interpretación de los factores.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | ADF | pvalue |
|-------|-------|------|--------|--------|-------|--------|---------|---------|-------|--------|
| b0 | 2.60 | 0.66 | 2.56 | 1.07 | 4.52 | 0.92 | 0.67 | 0.11 | -2.91 | 0.04 |
| b1 | -1.50 | 2.67 | -1.33 | -11.13 | 4.24 | 0.81 | 0.42 | -0.13 | -4.33 | 0.00 |
| b2 | -0.84 | 5.43 | -0.83 | -14.42 | 16.41 | 0.74 | 0.42 | 0.12 | -5.21 | 0.00 |
| b3 | 0.06 | 2.66 | 0.04 | -8.08 | 7.63 | 0.66 | 0.37 | 0.19 | -6.03 | 0.00 |

Tabla 5.7: Estadísticas descriptivas de los β para bonos en UF.

Al observar las autocorrelaciones, se tiene que resultas positivas y medias-altas para aquellas de orden 1 y orden 12. A diferencia de los bonos en pesos, la autocorrelación de orden 1 es menor para el caso de la UF, pero mayor en el orden 12. Además, al revisar los resultados de test de Dickey Fuller Aumentado, se tiene que el test sugiere que todos los parámetros β_i podrían no tener raíz unitaria.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | ADF | pvalue |
|-------|-------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|-------|--------|
| b0 | 5.63 | 1.00 | 5.62 | 3.19 | 8.92 | 0.68 | 0.15 | 0.43 | -3.39 | 0.01 |
| b1 | -2.18 | 1.98 | -2.00 | -9.37 | 2.59 | 0.77 | 0.02 | -0.03 | -3.30 | 0.01 |
| b2 | -0.97 | 2.68 | -1.06 | -7.04 | 8.48 | 0.75 | 0.11 | 0.15 | -3.09 | 0.03 |
| b3 | 0.27 | 2.13 | 0.12 | -5.51 | 7.55 | 0.51 | -0.14 | 0.26 | -4.40 | 0.00 |

Tabla 5.8: Estadísticas descriptivas de los β para swaps en pesos.

En el caso de swaps en pesos, en la Tabla 5.8 se observa un comportamiento muy similar al caso de bonos en pesos, con la diferencia de que la media del parámetro β_2 es negativa y el test ADF sugiere que los parámetros podrían no tener raíz unitaria.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | ADF | pvalue |
|-------|-------|------|--------|-------|-------|--------|---------|---------|-------|--------|
| b0 | 2.23 | 0.42 | 2.16 | 1.27 | 3.31 | 0.88 | 0.51 | 0.46 | -2.20 | 0.21 |
| b1 | -1.64 | 1.75 | -1.27 | -8.57 | 1.28 | 0.88 | 0.17 | -0.38 | -3.15 | 0.02 |
| b2 | -0.72 | 2.89 | -1.30 | -5.02 | 10.17 | 0.80 | 0.15 | 0.03 | -3.90 | 0.00 |
| b3 | 0.54 | 1.16 | 0.65 | -3.72 | 2.60 | 0.67 | -0.10 | 0.34 | -4.63 | 0.00 |

Tabla 5.9: Estadísticas descriptivas de los β para swaps en UF.

Finalmente, para el caso de swaps en UF, en la Tabla 5.9 se observa que al igual que en el caso de los pesos, presenta un comportamiento similar al de los bonos en UF. El test ADF sugiere que el parámetro β_0 podría tener raíz unitaria y los parámetros β_0 , β_2 y β_3 podrían no tener raíz unitaria.

Al buscar obtener aproximaciones empíricas de los parámetros utilizando los datos de las tasas de interés, los autores sugieren que para medir el factor del nivel es necesario utilizar la tasa de interés más alta disponible (30 años), ya que teóricamente $y(\infty) = \beta_0$, es decir, se busca aproximar $y(30) \approx \beta_0$. Para el factor de pendiente, dado que teóricamente se tiene $y(\infty) - y(0) = -\beta_1$, se utiliza la tasa más larga y más corta disponible (30 y 0.25 años respectivamente), con lo que se obtiene $y(30) - y(0,25) = -0,87\beta_1 + 0,03\beta_2 + 0,15\beta_3$.

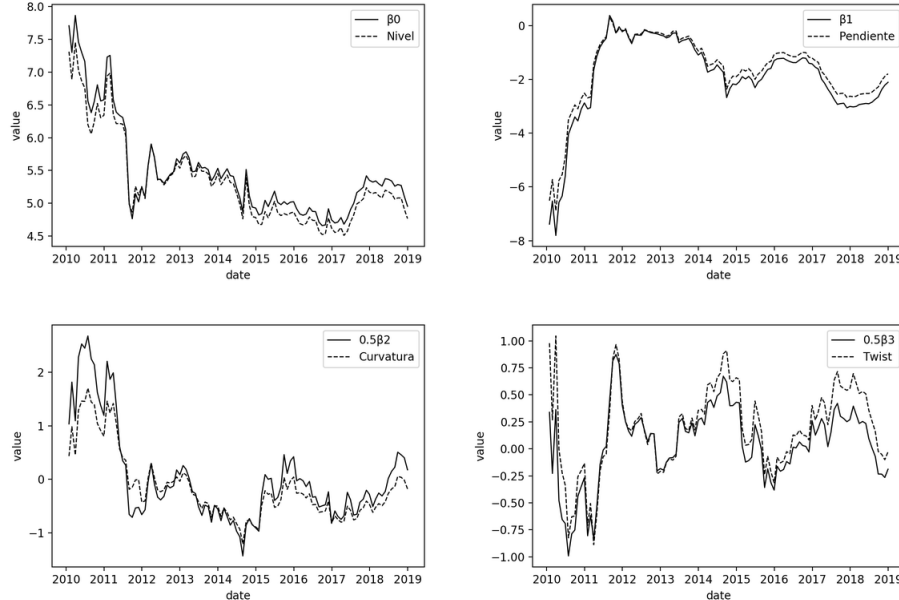


Figura 5.4: Aproximaciones empíricas de $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)$ para bonos en pesos.

Para el factor de curvatura, se tiene que la aproximación empírica requiere tres plazos, incluyendo corto, mediano y largo plazo. Para el largo y corto plazo se vuelve a utilizar 0.25 y 30 años, mientras que para el mediano plazo se utiliza una *maturity* de 3 años, con lo que se obtiene $2y(3) - y(30) - y(0,25) = 0,11\beta_1 + 0,44\beta_2 + 0,27\beta_3$. Por último, si se interpreta el factor de pendiente como una medida de la inclinación de toda la curva y el

factor de curvatura como una medida de la diferencia entre la inclinación de las tasas de largo plazo y la inclinación de las tasas de corto plazo, entonces el *twist factor* representa la diferencia del cambio de pendiente bajos el corto, mediano y largo plazo. Al escoger 2 y 6 años como 2 *maturities* de mediano plazo, se obtiene un *twist factor* empírico como $2(y(6) - y(2)) - (y(30) - y(6)) - (y(2) - y(0,25)) = -0,07\beta_1 + 0,08\beta_2 + 0,56\beta_3$.

En la Figura 5.4 se observa gráficamente el comportamiento de los β estimados y su aproximación empírica para bonos en pesos, cuyas correlaciones son 0.99, 0.99, 0.97 y 0.94 para cada β_i respectivamente. Para el caso de bonos en UF, se obtiene una correlación alta para todos los β , con valores de 0.90, 0.99, 0.99 y 0.96 respectivamente, mostrando así que el comportamiento de las tasas de interés obedece esta interpretación.

5.3. Estimación de la curva

Una vez se han estimado todos los parámetros para todas las fechas, se construyen las estadísticas descriptivas de los residuos para ajustes *in-sample*. En la Tabla 5.10 se muestran las estadísticas descriptivas para bonos en pesos, donde se observan altas autocorrelaciones de orden 1 para todos los plazos. Además, al observar el RMSE, se puede ver que se obtienen errores bajos a lo largo de toda la curva.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|------|------|
| 0.25 | 0.01 | 0.10 | 0.04 | -0.29 | 0.17 | 0.92 | 0.20 | 0.17 | 0.08 | 0.10 |
| 0.50 | -0.00 | 0.01 | 0.00 | -0.04 | 0.00 | 0.88 | 0.22 | 0.14 | 0.00 | 0.01 |
| 0.75 | -0.01 | 0.04 | -0.02 | -0.07 | 0.11 | 0.90 | 0.04 | 0.16 | 0.03 | 0.04 |
| 1.00 | -0.01 | 0.05 | -0.02 | -0.09 | 0.15 | 0.91 | 0.17 | 0.18 | 0.04 | 0.05 |
| 1.25 | -0.01 | 0.05 | -0.02 | -0.08 | 0.13 | 0.92 | 0.26 | 0.20 | 0.04 | 0.05 |
| 1.50 | -0.00 | 0.04 | -0.01 | -0.06 | 0.11 | 0.93 | 0.36 | 0.21 | 0.03 | 0.04 |
| 1.75 | 0.00 | 0.03 | -0.01 | -0.04 | 0.07 | 0.94 | 0.51 | 0.24 | 0.02 | 0.02 |
| 2.00 | 0.00 | 0.01 | -0.00 | -0.02 | 0.04 | 0.97 | 0.75 | 0.31 | 0.01 | 0.01 |
| 2.50 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | -0.03 | 0.04 | 0.84 | -0.32 | 0.22 | 0.01 | 0.01 |
| 3.00 | 0.01 | 0.03 | 0.01 | -0.07 | 0.05 | 0.89 | 0.03 | 0.21 | 0.02 | 0.03 |
| 3.50 | 0.01 | 0.03 | 0.01 | -0.10 | 0.06 | 0.91 | 0.18 | 0.21 | 0.03 | 0.03 |
| 4.00 | 0.00 | 0.04 | 0.01 | -0.11 | 0.07 | 0.92 | 0.29 | 0.21 | 0.03 | 0.04 |
| 4.50 | 0.00 | 0.04 | 0.01 | -0.11 | 0.06 | 0.93 | 0.38 | 0.21 | 0.03 | 0.04 |
| 5.00 | -0.00 | 0.03 | 0.01 | -0.09 | 0.05 | 0.94 | 0.49 | 0.21 | 0.02 | 0.03 |
| 6.00 | -0.00 | 0.02 | 0.00 | -0.06 | 0.03 | 0.97 | 0.73 | 0.26 | 0.02 | 0.02 |
| 7.00 | -0.01 | 0.01 | -0.00 | -0.03 | 0.01 | 0.96 | 0.71 | 0.49 | 0.01 | 0.01 |
| 8.00 | -0.01 | 0.01 | -0.01 | -0.04 | 0.02 | 0.81 | -0.41 | 0.36 | 0.01 | 0.01 |
| 9.00 | -0.01 | 0.02 | -0.01 | -0.04 | 0.05 | 0.87 | -0.08 | 0.27 | 0.02 | 0.02 |
| 10.00 | -0.00 | 0.03 | -0.01 | -0.05 | 0.07 | 0.91 | 0.18 | 0.24 | 0.02 | 0.03 |
| 12.00 | -0.00 | 0.04 | -0.01 | -0.06 | 0.10 | 0.94 | 0.47 | 0.22 | 0.03 | 0.04 |
| 14.00 | 0.00 | 0.04 | -0.01 | -0.05 | 0.11 | 0.96 | 0.64 | 0.22 | 0.03 | 0.04 |
| 16.00 | 0.01 | 0.04 | -0.01 | -0.04 | 0.10 | 0.97 | 0.74 | 0.25 | 0.03 | 0.04 |
| 18.00 | 0.01 | 0.03 | -0.00 | -0.02 | 0.08 | 0.98 | 0.80 | 0.30 | 0.02 | 0.03 |
| 20.00 | 0.01 | 0.02 | -0.00 | -0.01 | 0.05 | 0.98 | 0.82 | 0.44 | 0.01 | 0.02 |
| 22.00 | 0.01 | 0.01 | 0.00 | -0.00 | 0.03 | 0.96 | 0.65 | 0.51 | 0.01 | 0.01 |
| 24.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | -0.02 | 0.02 | 0.86 | -0.13 | 0.40 | 0.01 | 0.01 |
| 26.00 | -0.00 | 0.02 | 0.01 | -0.06 | 0.03 | 0.96 | 0.60 | 0.23 | 0.01 | 0.02 |
| 28.00 | -0.01 | 0.04 | 0.01 | -0.10 | 0.04 | 0.97 | 0.71 | 0.22 | 0.03 | 0.04 |
| 30.00 | -0.01 | 0.05 | 0.01 | -0.15 | 0.05 | 0.98 | 0.75 | 0.22 | 0.04 | 0.06 |

Tabla 5.10: Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste *in-sample* para bonos en pesos.

Al examinar el error a través del tiempo, se observan periodos que concentran gran parte del error, tal y como se muestra en Figura 5.5.

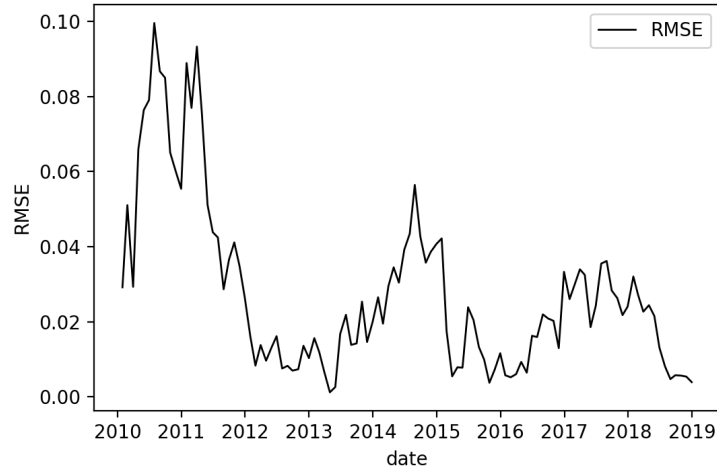


Figura 5.5: RMSE a través del tiempo para bonos en pesos.

En particular, los máximos se encuentran para mediados del 2010 hasta finales del 2011, con un descenso y posterior rebote a inicios del 2011, periodo marcado por las protestas estudiantiles que desencadenaron paros nacionales en distintos gremios.

Para el caso de las UF, en la Tabla 5.11 se observa que, a diferencia de los bonos en pesos, la autocorrelación de orden 1 es mucho menor a lo largo de todos los plazos y que presenta un RMSE muy alto para los plazos bajo 1.5 años.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|------|------|
| 0.25 | 0.12 | 0.52 | 0.06 | -1.25 | 1.31 | 0.50 | 0.40 | 0.24 | 0.42 | 0.53 |
| 0.50 | 0.08 | 0.28 | 0.10 | -0.58 | 0.63 | 0.66 | 0.54 | -0.03 | 0.24 | 0.29 |
| 0.75 | -0.05 | 0.28 | -0.02 | -0.70 | 0.71 | 0.54 | 0.33 | 0.07 | 0.22 | 0.28 |
| 1.00 | -0.12 | 0.26 | -0.08 | -0.79 | 0.47 | 0.51 | 0.40 | 0.23 | 0.22 | 0.28 |
| 1.25 | -0.13 | 0.19 | -0.13 | -0.67 | 0.43 | 0.60 | 0.35 | 0.07 | 0.19 | 0.23 |
| 1.50 | -0.09 | 0.15 | -0.11 | -0.45 | 0.35 | 0.71 | 0.45 | -0.04 | 0.14 | 0.18 |
| 1.75 | -0.03 | 0.10 | -0.03 | -0.26 | 0.23 | 0.79 | 0.45 | -0.37 | 0.08 | 0.10 |
| 2.00 | 0.03 | 0.07 | 0.04 | -0.16 | 0.27 | 0.52 | 0.19 | -0.26 | 0.06 | 0.08 |
| 2.50 | 0.06 | 0.10 | 0.04 | -0.16 | 0.30 | 0.46 | 0.34 | 0.23 | 0.09 | 0.11 |
| 3.00 | 0.07 | 0.13 | 0.06 | -0.30 | 0.40 | 0.52 | 0.36 | 0.25 | 0.11 | 0.14 |
| 3.50 | 0.06 | 0.14 | 0.06 | -0.36 | 0.43 | 0.56 | 0.37 | 0.22 | 0.11 | 0.15 |
| 4.00 | 0.05 | 0.13 | 0.05 | -0.35 | 0.40 | 0.60 | 0.39 | 0.18 | 0.11 | 0.14 |
| 4.50 | 0.04 | 0.11 | 0.04 | -0.32 | 0.34 | 0.64 | 0.41 | 0.14 | 0.09 | 0.12 |
| 5.00 | 0.02 | 0.09 | 0.03 | -0.26 | 0.26 | 0.69 | 0.42 | 0.08 | 0.07 | 0.09 |
| 6.00 | 0.00 | 0.04 | 0.00 | -0.12 | 0.10 | 0.85 | 0.50 | -0.22 | 0.03 | 0.04 |
| 7.00 | -0.01 | 0.03 | -0.01 | -0.10 | 0.06 | 0.60 | 0.38 | 0.03 | 0.03 | 0.03 |
| 8.00 | -0.02 | 0.06 | -0.02 | -0.17 | 0.13 | 0.52 | 0.36 | 0.26 | 0.05 | 0.06 |
| 9.00 | -0.03 | 0.08 | -0.03 | -0.25 | 0.21 | 0.55 | 0.37 | 0.25 | 0.07 | 0.09 |
| 10.00 | -0.04 | 0.10 | -0.04 | -0.29 | 0.25 | 0.58 | 0.39 | 0.22 | 0.08 | 0.10 |
| 12.00 | -0.04 | 0.10 | -0.04 | -0.31 | 0.28 | 0.63 | 0.41 | 0.17 | 0.08 | 0.11 |
| 14.00 | -0.03 | 0.09 | -0.03 | -0.27 | 0.24 | 0.67 | 0.43 | 0.10 | 0.07 | 0.09 |
| 16.00 | -0.02 | 0.07 | -0.02 | -0.21 | 0.18 | 0.72 | 0.45 | 0.01 | 0.06 | 0.07 |
| 18.00 | -0.01 | 0.05 | -0.02 | -0.13 | 0.12 | 0.80 | 0.49 | -0.14 | 0.04 | 0.05 |
| 20.00 | -0.00 | 0.02 | -0.01 | -0.05 | 0.05 | 0.94 | 0.55 | -0.45 | 0.02 | 0.02 |
| 22.00 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | -0.04 | 0.05 | 0.66 | 0.41 | -0.06 | 0.01 | 0.02 |
| 24.00 | 0.01 | 0.03 | 0.01 | -0.08 | 0.10 | 0.56 | 0.38 | 0.24 | 0.03 | 0.04 |
| 26.00 | 0.02 | 0.05 | 0.02 | -0.14 | 0.16 | 0.64 | 0.41 | 0.14 | 0.04 | 0.06 |
| 28.00 | 0.02 | 0.07 | 0.03 | -0.20 | 0.23 | 0.69 | 0.44 | 0.06 | 0.06 | 0.08 |
| 30.00 | 0.02 | 0.10 | 0.03 | -0.25 | 0.28 | 0.73 | 0.46 | -0.01 | 0.08 | 0.10 |

Tabla 5.11: Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste *in-sample* para bonos en UF.

Al observar gráficamente en Figura 5.6, es interesante notar que se producen picos de errores para cada fin de año.

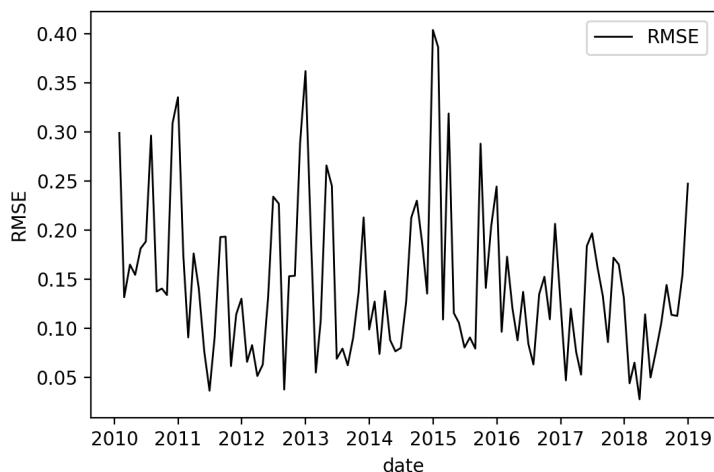


Figura 5.6: RMSE a través del tiempo para bonos en UF.

Para el caso de swaps en pesos, en la Tabla 5.12 se observa que, a diferencia de los bonos, el RMSE es muy bajo para todos los plazos, es decir, el modelo ajusta muy bien la curva.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | MAE | RMSE |
|----------|------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|------|------|
| 2 | -0.0 | 0.00 | -0.0 | -0.01 | 0.01 | 0.2 | -0.11 | 0.07 | 0.00 | 0.00 |
| 3 | 0.0 | 0.01 | 0.0 | -0.02 | 0.03 | 0.2 | -0.11 | 0.07 | 0.01 | 0.01 |
| 4 | -0.0 | 0.01 | -0.0 | -0.04 | 0.03 | 0.2 | -0.11 | 0.07 | 0.01 | 0.01 |
| 5 | 0.0 | 0.01 | 0.0 | -0.02 | 0.02 | 0.2 | -0.11 | 0.07 | 0.00 | 0.01 |
| 10 | -0.0 | 0.00 | -0.0 | -0.00 | 0.00 | 0.2 | -0.11 | 0.07 | 0.00 | 0.00 |

Tabla 5.12: Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste *in-sample* para swaps en pesos.

Finalmente, para el caso de swaps en UF, se observan resultados muy similares a los swaps en pesos.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | acf(12) | acf(36) | MAE | RMSE |
|----------|------|------|--------|-------|------|--------|---------|---------|------|------|
| 1 | -0.0 | 0.02 | -0.0 | -0.05 | 0.05 | 0.37 | 0.23 | -0.20 | 0.01 | 0.02 |
| 2 | -0.0 | 0.04 | 0.0 | -0.12 | 0.14 | 0.33 | 0.23 | -0.15 | 0.03 | 0.04 |
| 3 | 0.0 | 0.03 | 0.0 | -0.07 | 0.09 | 0.44 | 0.16 | -0.01 | 0.02 | 0.03 |
| 4 | 0.0 | 0.03 | 0.0 | -0.12 | 0.07 | 0.32 | 0.12 | -0.19 | 0.02 | 0.03 |
| 5 | -0.0 | 0.03 | -0.0 | -0.11 | 0.06 | 0.50 | 0.09 | -0.12 | 0.02 | 0.03 |
| 10 | 0.0 | 0.03 | 0.0 | -0.07 | 0.09 | 0.48 | 0.19 | -0.22 | 0.02 | 0.03 |
| 20 | -0.0 | 0.01 | -0.0 | -0.03 | 0.02 | 0.47 | 0.19 | -0.22 | 0.01 | 0.01 |

Tabla 5.13: Estadísticas descriptivas de los residuos para ajuste *in-sample* para swaps en pesos.

Para la estimación *out-of-sample*, se utiliza un modelo AR(1) para tratar de predecir cada uno de los β del modelo y con esto la curva completa. El modelo toma la siguiente forma:

$$\hat{\beta}_{i,t+1/t} = \hat{c}_i + \hat{y}_i \hat{\beta}_{i,t}, \quad i = 0, 1, 2, 3 \quad (5.2)$$

Donde \hat{c}_i y \hat{y}_i se obtienen al hacer una regresión de $\hat{\beta}_{i,t}$ sobre un intercepto y $\hat{\beta}_{i,t-1}$.

Para chequear que el modelo AR(1) es apropiado, se grafican las autocorrelaciones de los β y de los residuos de las estimaciones. Lo que se busca es que las autocorrelaciones de los β sean altas, lo que quiere decir que son persistentes, mientras que las autocorrelaciones de los residuos sean bajas, es decir, que no son persistentes.

En las Figura 5.7 y Figura 5.8 se pueden observar los gráficos de autocorrelación para los bonos en pesos, donde se tiene que efectivamente se obtienen autocorrelaciones altas para los β y autocorrelaciones bajas para los residuos, por lo que el modelo AR(1) es apropiado para las estimaciones.

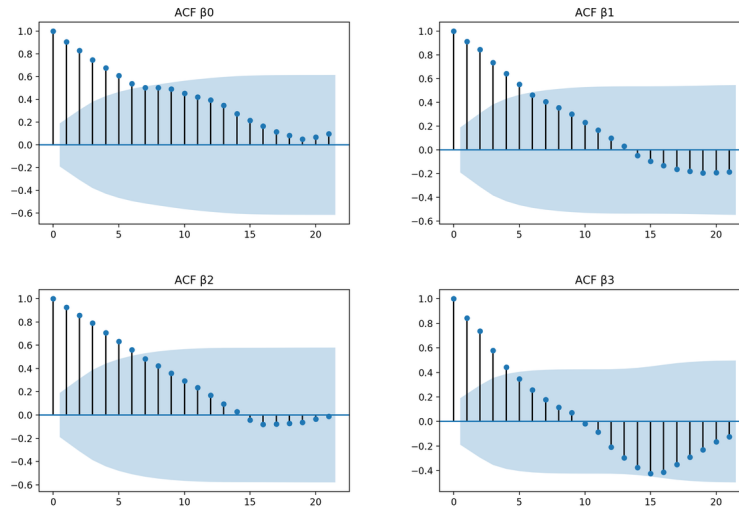


Figura 5.7: Autocorrelaciones de $\hat{\beta}$ para bonos en pesos.

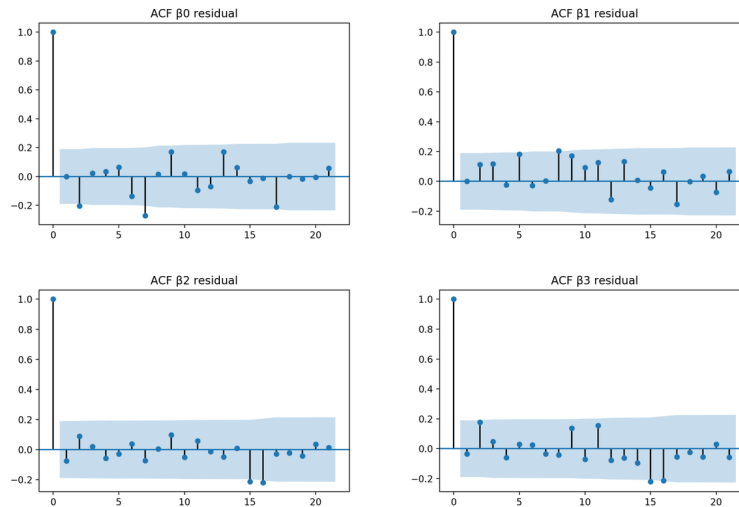


Figura 5.8: Autocorrelaciones de los residuos de $\hat{\beta}$ para bonos en pesos.

Lo anterior se repite para bonos en UF, swaps en pesos y en UF, obteniendo autocorrelaciones altas para los β y autocorrelaciones bajas para los residuos.

Para evaluar los resultados del ajuste *out-of-sample*, se analizan las estadísticas descriptivas de los residuos de las estimaciones con el modelo AR(1), con 6 predicciones hacia adelante (para los meses de enero a junio 2019).

En la Tabla 5.14 se muestran las estadísticas para los bonos en pesos, donde se observa que a lo largo de toda la curva se presenta una alta desviación estándar y RMSE.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 0.25 | -0.23 | 0.38 | -0.13 | -0.94 | 0.09 | 0.97 | 0.28 | 0.42 |
| 0.50 | -0.32 | 0.42 | -0.19 | -1.08 | 0.04 | 0.99 | 0.34 | 0.50 |
| 0.75 | -0.38 | 0.45 | -0.24 | -1.17 | 0.01 | 0.99 | 0.38 | 0.56 |
| 1.00 | -0.42 | 0.47 | -0.28 | -1.24 | -0.01 | 0.99 | 0.42 | 0.60 |
| 1.25 | -0.45 | 0.48 | -0.31 | -1.28 | -0.03 | 0.99 | 0.45 | 0.63 |
| 1.50 | -0.47 | 0.49 | -0.33 | -1.31 | -0.04 | 0.99 | 0.47 | 0.65 |
| 1.75 | -0.49 | 0.50 | -0.35 | -1.34 | -0.04 | 0.99 | 0.49 | 0.67 |
| 2.00 | -0.51 | 0.50 | -0.37 | -1.36 | -0.05 | 0.99 | 0.51 | 0.68 |
| 2.50 | -0.53 | 0.51 | -0.40 | -1.38 | -0.06 | 0.99 | 0.53 | 0.70 |
| 3.00 | -0.55 | 0.51 | -0.42 | -1.40 | -0.06 | 0.99 | 0.55 | 0.72 |
| 3.50 | -0.56 | 0.51 | -0.43 | -1.41 | -0.06 | 0.99 | 0.56 | 0.73 |
| 4.00 | -0.57 | 0.51 | -0.45 | -1.42 | -0.07 | 0.99 | 0.57 | 0.74 |
| 4.50 | -0.58 | 0.51 | -0.46 | -1.42 | -0.07 | 0.99 | 0.58 | 0.74 |
| 5.00 | -0.59 | 0.51 | -0.47 | -1.42 | -0.07 | 0.99 | 0.59 | 0.75 |
| 6.00 | -0.59 | 0.51 | -0.48 | -1.42 | -0.07 | 0.98 | 0.59 | 0.75 |
| 7.00 | -0.60 | 0.50 | -0.49 | -1.42 | -0.07 | 0.98 | 0.60 | 0.75 |
| 8.00 | -0.60 | 0.50 | -0.49 | -1.41 | -0.07 | 0.98 | 0.60 | 0.75 |
| 9.00 | -0.60 | 0.49 | -0.50 | -1.40 | -0.07 | 0.98 | 0.60 | 0.75 |
| 10.00 | -0.60 | 0.49 | -0.50 | -1.39 | -0.08 | 0.98 | 0.60 | 0.75 |
| 12.00 | -0.60 | 0.48 | -0.50 | -1.37 | -0.08 | 0.98 | 0.60 | 0.74 |
| 14.00 | -0.59 | 0.47 | -0.49 | -1.34 | -0.08 | 0.98 | 0.59 | 0.72 |
| 16.00 | -0.58 | 0.46 | -0.48 | -1.32 | -0.07 | 0.98 | 0.58 | 0.71 |
| 18.00 | -0.56 | 0.45 | -0.47 | -1.29 | -0.07 | 0.98 | 0.56 | 0.70 |
| 20.00 | -0.55 | 0.44 | -0.47 | -1.26 | -0.07 | 0.98 | 0.55 | 0.68 |
| 22.00 | -0.54 | 0.43 | -0.46 | -1.24 | -0.06 | 0.98 | 0.54 | 0.67 |
| 24.00 | -0.53 | 0.42 | -0.45 | -1.21 | -0.06 | 0.98 | 0.53 | 0.66 |
| 26.00 | -0.52 | 0.42 | -0.44 | -1.19 | -0.06 | 0.98 | 0.52 | 0.64 |
| 28.00 | -0.51 | 0.41 | -0.43 | -1.17 | -0.05 | 0.98 | 0.51 | 0.63 |
| 30.00 | -0.50 | 0.40 | -0.42 | -1.15 | -0.05 | 0.98 | 0.50 | 0.62 |

Tabla 5.14: Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para bonos en pesos.

Al analizar cómo se comporta el error a través del tiempo, tal y como es de esperar, en la Tabla 5.15 se observa que el RMSE va aumentando de manera importante a medida que se hacen más predicciones hacia adelante. Notar que para la primera predicción se tiene un RMSE bastante bajo y no tan alto para la segunda.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.05 | 0.04 | -0.06 | -0.08 | 0.09 | 0.99 | 0.06 | 0.06 |
| 2019-02-28 | -0.14 | 0.08 | -0.18 | -0.22 | 0.05 | 1.00 | 0.15 | 0.16 |
| 2019-03-29 | -0.35 | 0.10 | -0.39 | -0.45 | -0.07 | 1.00 | 0.35 | 0.36 |
| 2019-04-30 | -0.47 | 0.09 | -0.50 | -0.55 | -0.18 | 0.99 | 0.47 | 0.48 |
| 2019-05-31 | -0.81 | 0.14 | -0.85 | -0.93 | -0.35 | 0.98 | 0.81 | 0.83 |
| 2019-06-28 | -1.30 | 0.12 | -1.34 | -1.42 | -0.94 | 0.95 | 1.30 | 1.31 |

Tabla 5.15: Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para bonos en pesos.

En un inicio esta información podría no ser un buen indicio, sin embargo, si las estimaciones *out-of-sample* se mueven en la misma dirección que la curva, independiente de la magnitud,

el modelo adquiere mucho valor, ya que esto permitiría armar estrategias de inversión basada a las duraciones de los instrumentos.

Para el caso de bonos en UF, la Tabla 5.16 muestra un RMSE muy alto para los plazos cortos, que va disminuyendo a medida que aumenta el plazo. Este resultado era de esperar, dada la alta volatilidad observada en los plazos cortos para los bonos en UF.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 0.25 | -1.39 | 0.78 | -1.45 | -2.24 | -0.43 | 0.14 | 1.39 | 1.56 |
| 0.50 | -1.33 | 0.43 | -1.19 | -2.05 | -0.93 | 0.23 | 1.33 | 1.39 |
| 0.75 | -1.12 | 0.14 | -1.13 | -1.28 | -0.89 | 0.02 | 1.12 | 1.13 |
| 1.00 | -0.91 | 0.21 | -0.89 | -1.17 | -0.61 | 0.67 | 0.91 | 0.93 |
| 1.25 | -0.83 | 0.28 | -0.77 | -1.16 | -0.49 | 0.77 | 0.83 | 0.86 |
| 1.50 | -0.75 | 0.40 | -0.67 | -1.25 | -0.31 | 0.86 | 0.75 | 0.84 |
| 1.75 | -0.63 | 0.38 | -0.58 | -1.11 | -0.20 | 0.91 | 0.63 | 0.72 |
| 2.00 | -0.54 | 0.39 | -0.51 | -1.03 | -0.12 | 0.93 | 0.54 | 0.65 |
| 2.50 | -0.45 | 0.39 | -0.43 | -0.96 | -0.04 | 0.95 | 0.45 | 0.58 |
| 3.00 | -0.42 | 0.39 | -0.39 | -0.93 | 0.00 | 0.96 | 0.42 | 0.55 |
| 3.50 | -0.41 | 0.39 | -0.37 | -0.93 | 0.01 | 0.96 | 0.41 | 0.54 |
| 4.00 | -0.41 | 0.39 | -0.37 | -0.94 | 0.00 | 0.95 | 0.41 | 0.54 |
| 4.50 | -0.41 | 0.38 | -0.37 | -0.96 | -0.02 | 0.95 | 0.41 | 0.54 |
| 5.00 | -0.42 | 0.38 | -0.37 | -0.97 | -0.04 | 0.94 | 0.42 | 0.55 |
| 6.00 | -0.45 | 0.37 | -0.38 | -0.99 | -0.07 | 0.93 | 0.45 | 0.56 |
| 7.00 | -0.46 | 0.36 | -0.39 | -1.00 | -0.10 | 0.92 | 0.46 | 0.57 |
| 8.00 | -0.47 | 0.35 | -0.40 | -1.01 | -0.12 | 0.91 | 0.47 | 0.57 |
| 9.00 | -0.47 | 0.35 | -0.40 | -1.01 | -0.13 | 0.91 | 0.47 | 0.57 |
| 10.00 | -0.47 | 0.35 | -0.40 | -1.00 | -0.13 | 0.90 | 0.47 | 0.57 |
| 12.00 | -0.45 | 0.34 | -0.38 | -0.99 | -0.11 | 0.90 | 0.45 | 0.55 |
| 14.00 | -0.43 | 0.34 | -0.36 | -0.96 | -0.09 | 0.90 | 0.43 | 0.53 |
| 16.00 | -0.40 | 0.35 | -0.34 | -0.94 | -0.05 | 0.91 | 0.40 | 0.51 |
| 18.00 | -0.37 | 0.35 | -0.32 | -0.91 | -0.01 | 0.91 | 0.37 | 0.49 |
| 20.00 | -0.35 | 0.35 | -0.30 | -0.89 | 0.02 | 0.92 | 0.36 | 0.47 |
| 22.00 | -0.33 | 0.35 | -0.29 | -0.87 | 0.05 | 0.92 | 0.35 | 0.46 |
| 24.00 | -0.32 | 0.35 | -0.28 | -0.85 | 0.07 | 0.92 | 0.34 | 0.45 |
| 26.00 | -0.31 | 0.35 | -0.28 | -0.84 | 0.08 | 0.92 | 0.34 | 0.44 |
| 28.00 | -0.30 | 0.35 | -0.28 | -0.83 | 0.09 | 0.92 | 0.34 | 0.44 |
| 30.00 | -0.30 | 0.34 | -0.28 | -0.83 | 0.09 | 0.92 | 0.34 | 0.44 |

Tabla 5.16: Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para bonos en UF.

Al analizar cómo se comporta el error a través del tiempo, la Tabla 5.17 muestra que nuevamente el RMSE va aumentando a medida que se hacen más predicciones hacia adelante, sin embargo, para el caso de bonos en UF existe un RMSE mucho mayor en las primeras predicciones.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.19 | 0.33 | -0.08 | -1.07 | 0.09 | 0.95 | 0.22 | 0.37 |
| 2019-02-28 | -0.20 | 0.31 | -0.07 | -1.09 | 0.02 | 0.94 | 0.20 | 0.37 |
| 2019-03-29 | -0.49 | 0.38 | -0.34 | -1.92 | -0.27 | 0.96 | 0.49 | 0.61 |
| 2019-04-30 | -0.59 | 0.44 | -0.43 | -2.24 | -0.28 | 1.00 | 0.59 | 0.73 |
| 2019-05-31 | -0.88 | 0.38 | -0.77 | -2.09 | -0.54 | 0.91 | 0.88 | 0.95 |
| 2019-06-28 | -0.96 | 0.14 | -0.96 | -1.25 | -0.43 | 0.28 | 0.96 | 0.97 |

Tabla 5.17: Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para bonos en UF.

Para el caso de swaps en pesos, en la Tabla 5.18 se observa un RMSE muy alto en todos los plazos.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2 | -0.76 | 0.53 | -0.63 | -1.59 | -0.21 | 0.93 | 0.76 | 0.90 |
| 3 | -0.86 | 0.52 | -0.76 | -1.67 | -0.27 | 0.92 | 0.86 | 0.98 |
| 4 | -0.91 | 0.51 | -0.83 | -1.69 | -0.33 | 0.91 | 0.91 | 1.03 |
| 5 | -0.94 | 0.49 | -0.87 | -1.68 | -0.37 | 0.90 | 0.94 | 1.04 |
| 10 | -0.94 | 0.46 | -0.89 | -1.60 | -0.40 | 0.87 | 0.94 | 1.03 |

Tabla 5.18: Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para swaps en pesos.

Mientras que al observar el error a través del tiempo, la Tabla 5.19 muestra que al igual que en el caso de los bonos en UF, el RMSE es alto incluso en las primeras predicciones.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.32 | 0.08 | -0.33 | -0.40 | -0.21 | 1.00 | 0.32 | 0.32 |
| 2019-02-28 | -0.46 | 0.09 | -0.48 | -0.54 | -0.33 | 0.99 | 0.46 | 0.46 |
| 2019-03-29 | -0.81 | 0.12 | -0.84 | -0.92 | -0.62 | 1.00 | 0.81 | 0.82 |
| 2019-04-30 | -0.79 | 0.09 | -0.82 | -0.87 | -0.64 | 1.00 | 0.79 | 0.79 |
| 2019-05-31 | -1.28 | 0.07 | -1.31 | -1.34 | -1.17 | 0.89 | 1.28 | 1.28 |
| 2019-06-28 | -1.65 | 0.05 | -1.67 | -1.69 | -1.59 | -0.15 | 1.65 | 1.65 |

Tabla 5.19: Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para swaps en pesos.

Finalmente, para los swaps en UF, en la Tabla 5.20 también se observa un RMSE muy alto en todos los plazos, pero mucho menor que en el caso de los pesos.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|----------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 1 | -0.56 | 0.27 | -0.53 | -0.90 | -0.18 | 0.63 | 0.56 | 0.61 |
| 2 | -0.60 | 0.42 | -0.50 | -1.19 | -0.18 | 0.89 | 0.60 | 0.71 |
| 3 | -0.61 | 0.43 | -0.52 | -1.22 | -0.18 | 0.91 | 0.61 | 0.72 |
| 4 | -0.62 | 0.42 | -0.54 | -1.23 | -0.20 | 0.91 | 0.62 | 0.73 |
| 5 | -0.63 | 0.40 | -0.55 | -1.22 | -0.23 | 0.89 | 0.63 | 0.73 |
| 10 | -0.54 | 0.33 | -0.45 | -1.06 | -0.22 | 0.86 | 0.54 | 0.62 |
| 20 | -0.53 | 0.29 | -0.49 | -0.95 | -0.22 | 0.80 | 0.53 | 0.60 |

Tabla 5.20: Estadísticas descriptivas de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para swaps en UF.

Mientras que al observar el error a través del tiempo, la Tabla 5.21 muestra que el RMSE no es tan alto como en el caso de los pesos para las primeras dos predicciones, pero luego aumenta de manera importante.

| maturity | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.24 | 0.08 | -0.23 | -0.42 | -0.18 | -0.03 | 0.24 | 0.26 |
| 2019-02-28 | -0.21 | 0.03 | -0.22 | -0.25 | -0.18 | 0.65 | 0.21 | 0.21 |
| 2019-03-29 | -0.49 | 0.03 | -0.49 | -0.54 | -0.46 | 0.20 | 0.49 | 0.49 |
| 2019-04-30 | -0.53 | 0.05 | -0.55 | -0.59 | -0.44 | 0.51 | 0.53 | 0.53 |
| 2019-05-31 | -0.93 | 0.10 | -0.98 | -1.01 | -0.80 | 0.55 | 0.93 | 0.93 |
| 2019-06-28 | -1.10 | 0.16 | -1.19 | -1.23 | -0.81 | 0.14 | 1.10 | 1.11 |

Tabla 5.21: Estadísticas descriptivas por fecha de los residuos obtenidos al ajustar *out-of-sample* el modelo AR(1) para swaps en UF.

Capítulo 6

Análisis de las variables macroeconómicas

6.1. Los datos

Los datos a utilizar se han obtenido del Banco Central, el INE y Bloomberg, y corresponden a 36 variables macroeconómicas con datos de tasas de bonos internacionales, desempleo en Chile, expectativas de dólar, dólar observado, IMACEC, inflación, expectativas de inflación, PIB global, PIB de socios comerciales, PIB de las mayores economías mundiales, precios de *commodities*, TPM en Chile, expectativas de TPM y TPM de las mayores economías mundiales. El detalle de las variables a utilizar se puede encontrar en A.1.

6.2. Análisis de los datos

Originalmente, a la hora de escoger las variables macroeconómicas a incluir en el modelo, los autores proponen directamente 3 variables (inflación, utilización de la capacidad instalada y la FFR o Tasa de Política Monetaria de EEUU), cada variable asociada a un parámetro del modelo, y luego muestran la correlación de las variables escogidas con cada uno de los factores para justificar su uso. Se utilizan solo 3 variables, ya que utilizan un modelo de 3 factores.

En este caso, dado que se busca evaluar tantas variables macroeconómicas y con la idea de no restringirse a unas pocas para no perder información valiosa de otras variables, se propone hacer una regresión lineal, donde cada β_i del modelo corresponde a la variable dependiente y las variables macroeconómicas corresponden a las variables independientes.

De esta manera, las regresiones a estimar son de la forma:

$$\beta_i = m_0\theta_0 + m_1\theta_1 + \dots + m_n\theta_n \quad (6.1)$$

Donde θ_i son los parámetros a estimar y m_i son las variables macroeconómicas a evaluar.

Al momento de ajustar las regresiones, se utiliza el método de eliminación hacia atrás, con el cual primero se utilizan todas las variables macroeconómicas disponibles para ajustar la regresión y luego se van eliminando aquellas en las cuales se obtenga un p – valor $< 0,05$. Esto se realiza para cada uno de los β_i .

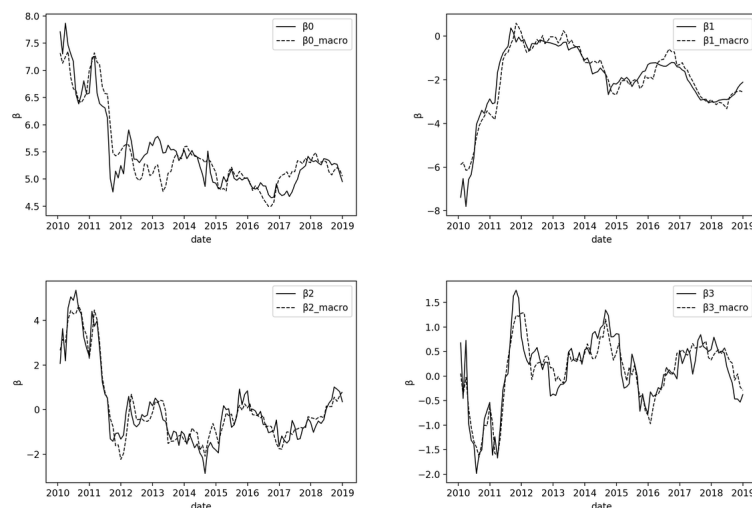


Figura 6.1: β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para bonos en pesos.

Gráficamente, para los bonos en pesos se observa que la estimación se comporta bastante similar a los β_i (ver Figura 6.1), en efecto, presentan correlaciones de 0.91, 0.96, 0.96 y 0.90 para β_0 , β_1 , β_2 y β_3 respectivamente. Cada uno de estos vectores construidos a partir de variables macroeconómicas serán utilizados en el modelo $VAR(1)$.

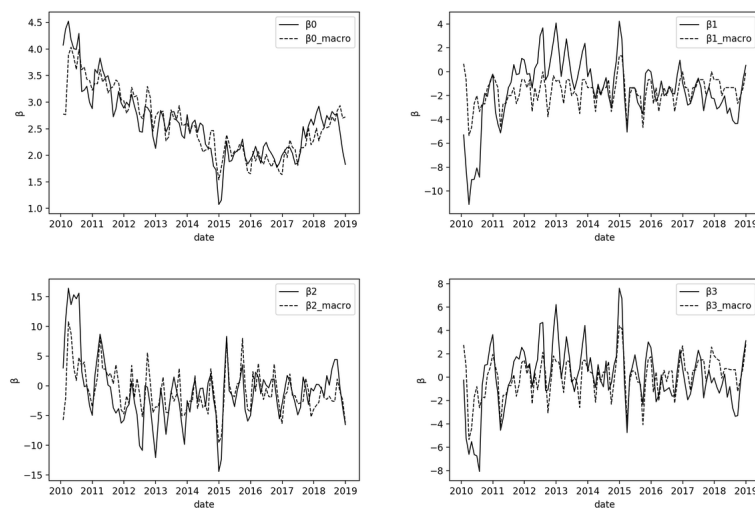


Figura 6.2: β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para bonos en UF.

Para los bonos en UF, en la Figura 6.2 se observa que la estimación en general se comporta similar a los β_i , a excepción del β_1 , que es justamente el factor ligado al corto plazo y el que

presenta mayor volatilidad. Las correlaciones obtenidas son 0.85, 0.51, 0.66 y 0.64 para β_0 , β_1 , β_2 y β_3 respectivamente.

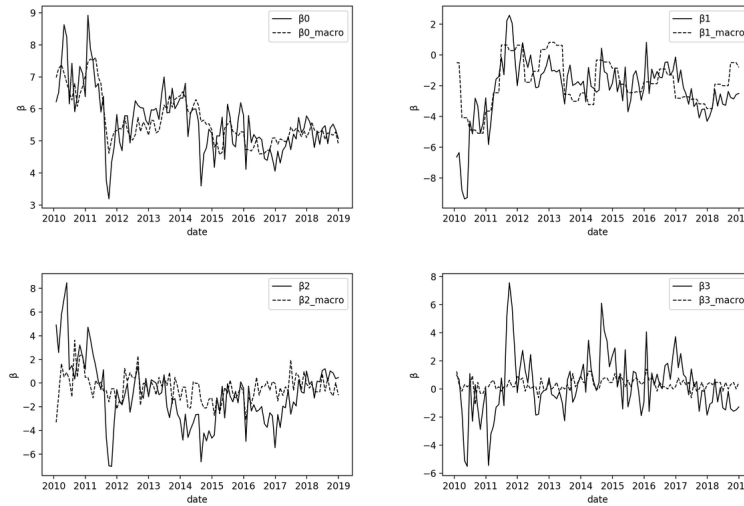


Figura 6.3: β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para swaps en pesos.

Para los swaps en pesos, tal y como lo muestra la Figura 6.3, llama la atención que se obtengan correlaciones bajas para los factores mediano plazo. Esto indicaría que las variables macroeconómicas consideradas no explican el comportamiento de esta parte de la curva. Las correlaciones obtenidas son 0.77, 0.57, 0.35 y 0.22 para β_0 , β_1 , β_2 y β_3 respectivamente.

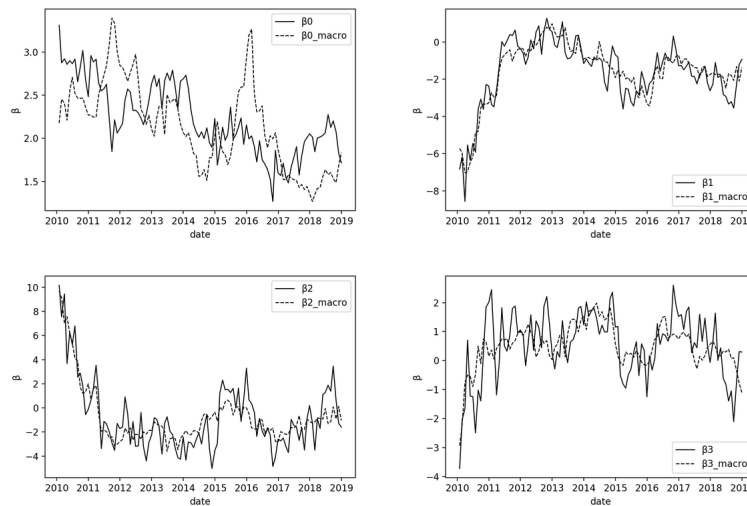


Figura 6.4: β_i y β_{macro} estimado a través del modelo de regresión lineal para swaps en UF.

Para los swaps en UF, en la Figura 6.3 se observa que a diferencia del caso de los pesos, las correlaciones son altas para los factores de mediano y corto plazo. Las correlaciones obtenidas son 0.40, 0.90, 0.84, 0.64 para β_0 , β_1 , β_2 y β_3 respectivamente.

Capítulo 7

Estimación de la curva de tasas de interés utilizando variables macroeconómicas

7.1. Modelamiento de la curva e inclusión de las variables

Tal y como se menciona en el capítulo anterior, las variables macroeconómicas a incluir en el modelo son los vectores estimados previamente, los cuáles recogen información de múltiples variables locales y globales.

Para agregar las variables macroeconómicas al modelo se utiliza un modelo VAR(1), tal y como lo proponen los autores. Uno de los beneficios de este modelo es que permite incorporar las interacciones de las distintas variables incluidas. El modelo VAR(1) adopta la siguiente forma:

$$\hat{\beta}_{i,t} = \phi + \beta_{0,t-1}\theta_0 + \dots + \beta_{3,t-1}\theta_3 + m_{0,t-1}\theta_4 + \dots + m_{3,t-1}\theta_7 \quad (7.1)$$

Donde ϕ corresponde al intercepto del modelo, los β_i corresponden a los parámetros estimados para el modelo sin factores macroeconómicos y los m_i corresponden a los vectores construidos previamente a partir de las variables macroeconómicas.

| param | b0 _{t-1} | b1 _{t-1} | b2 _{t-1} | b3 _{t-1} | m0 _{t-1} | m1 _{t-1} | m2 _{t-1} | m3 _{t-1} | const |
|-------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------|
| b0 | 0.82 | 0.02 | 0.05 | -0.04 | 0.03 | -0.03 | 0.01 | 0.16 | 0.79 |
| b1 | 0.27 | 1.00 | 0.10 | 0.32 | -0.17 | -0.02 | -0.06 | -0.37 | -0.52 |
| b2 | 0.33 | -0.08 | 0.89 | 0.29 | -0.30 | -0.08 | 0.03 | 0.00 | -0.52 |
| b3 | -0.33 | 0.05 | -0.17 | 0.40 | 0.34 | 0.03 | 0.15 | 0.35 | 0.12 |
| m0 | 0.06 | -0.06 | 0.04 | -0.01 | 0.92 | 0.05 | -0.08 | -0.06 | 0.09 |
| m1 | 0.07 | 0.33 | 0.08 | 0.26 | -0.15 | 0.69 | 0.09 | -0.09 | 0.48 |
| m2 | 0.55 | 0.08 | 0.30 | -0.15 | -0.29 | -0.26 | 0.47 | 0.26 | -1.77 |
| m3 | -0.34 | -0.09 | -0.18 | -0.01 | 0.28 | 0.17 | 0.20 | 0.79 | 0.47 |

Tabla 7.1: Parámetros estimados para el modelo VAR(1) para bonos en pesos.

Los parámetros obtenidos al ajustar el modelo para bonos en pesos se muestran en la

Tabla 7.1. Con estos parámetros, se hacen estimaciones *out-of-sample* de los β_i para posteriormente estimar la curva de tasas de interés.

Una vez estimados los β_i a través del modelo VAR(1), se ajusta la curva con el modelo de *Twist Factor* a partir de los β_i estimados. Las estadísticas descriptivas de los residuos por plazo se muestran en la Tabla 7.2.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|-------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 0.25 | -0.11 | 0.33 | -0.00 | -0.74 | 0.14 | 0.97 | 0.21 | 0.32 |
| 0.50 | -0.19 | 0.37 | -0.07 | -0.88 | 0.10 | 0.99 | 0.26 | 0.39 |
| 0.75 | -0.25 | 0.40 | -0.12 | -0.97 | 0.08 | 0.99 | 0.30 | 0.44 |
| 1.00 | -0.29 | 0.42 | -0.15 | -1.04 | 0.06 | 0.99 | 0.32 | 0.48 |
| 1.25 | -0.33 | 0.43 | -0.19 | -1.08 | 0.04 | 0.99 | 0.35 | 0.51 |
| 1.50 | -0.35 | 0.44 | -0.21 | -1.12 | 0.02 | 0.99 | 0.36 | 0.53 |
| 1.75 | -0.37 | 0.45 | -0.23 | -1.14 | 0.00 | 0.99 | 0.37 | 0.55 |
| 2.00 | -0.39 | 0.45 | -0.25 | -1.17 | -0.01 | 0.99 | 0.39 | 0.57 |
| 2.50 | -0.42 | 0.46 | -0.28 | -1.20 | -0.02 | 0.99 | 0.42 | 0.59 |
| 3.00 | -0.44 | 0.46 | -0.31 | -1.22 | -0.03 | 0.99 | 0.44 | 0.61 |
| 3.50 | -0.46 | 0.46 | -0.33 | -1.24 | -0.03 | 0.98 | 0.46 | 0.62 |
| 4.00 | -0.48 | 0.46 | -0.35 | -1.26 | -0.04 | 0.98 | 0.48 | 0.64 |
| 4.50 | -0.49 | 0.46 | -0.37 | -1.27 | -0.05 | 0.98 | 0.49 | 0.65 |
| 5.00 | -0.50 | 0.46 | -0.38 | -1.28 | -0.05 | 0.98 | 0.50 | 0.66 |
| 6.00 | -0.52 | 0.46 | -0.41 | -1.30 | -0.06 | 0.98 | 0.52 | 0.67 |
| 7.00 | -0.54 | 0.46 | -0.43 | -1.30 | -0.07 | 0.98 | 0.54 | 0.68 |
| 8.00 | -0.55 | 0.46 | -0.44 | -1.31 | -0.08 | 0.98 | 0.55 | 0.69 |
| 9.00 | -0.56 | 0.46 | -0.46 | -1.31 | -0.08 | 0.98 | 0.56 | 0.70 |
| 10.00 | -0.57 | 0.45 | -0.46 | -1.31 | -0.08 | 0.98 | 0.57 | 0.70 |
| 12.00 | -0.57 | 0.45 | -0.47 | -1.30 | -0.09 | 0.98 | 0.57 | 0.70 |
| 14.00 | -0.57 | 0.44 | -0.47 | -1.29 | -0.09 | 0.98 | 0.57 | 0.70 |
| 16.00 | -0.56 | 0.43 | -0.47 | -1.27 | -0.09 | 0.97 | 0.56 | 0.69 |
| 18.00 | -0.56 | 0.42 | -0.47 | -1.25 | -0.09 | 0.97 | 0.56 | 0.68 |
| 20.00 | -0.55 | 0.42 | -0.46 | -1.23 | -0.09 | 0.97 | 0.55 | 0.67 |
| 22.00 | -0.54 | 0.41 | -0.46 | -1.21 | -0.08 | 0.97 | 0.54 | 0.66 |
| 24.00 | -0.53 | 0.41 | -0.45 | -1.19 | -0.08 | 0.97 | 0.53 | 0.65 |
| 26.00 | -0.52 | 0.40 | -0.44 | -1.17 | -0.08 | 0.97 | 0.52 | 0.64 |
| 28.00 | -0.51 | 0.39 | -0.43 | -1.15 | -0.07 | 0.97 | 0.51 | 0.63 |
| 30.00 | -0.50 | 0.39 | -0.43 | -1.13 | -0.07 | 0.97 | 0.50 | 0.62 |

Tabla 7.2: Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas *out-of-sample* con el modelo VAR(1) para bonos en pesos.

Se observa que el RMSE de las curvas estimadas con los β predichos, de manera similar a lo obtenido con el modelo AR(1), es consistente a lo largo de todos plazos y ligeramente menor en el corto plazo. Además, se observa un RMSE promedio menor para el modelo VAR(1), pero no en una magnitud significativa (RMSE promedio por plazo son 0.68 y 0.61 para AR(1) y para VAR(1) respectivamente), en este sentido, no se observa una mejor significativa en las estimaciones de la curva al agregar los factores macroeconómicos al modelo. Es interesante verificar si el hecho de que el modelo tenga un error similar a todos los plazos se debe a que está sesgado en una dirección o si no existe relación clara.

Por otra parte, si se analiza cómo evoluciona el error a medida que avanzan las predicciones, en la Tabla 7.3 se observa que presenta un error muy similar al modelo AR(1) en las primeras predicciones y ligeramente menor en las predicciones posteriores. En este sentido, tampoco

se observa una mejora significativa para las primeras predicciones con respecto al modelo AR(1).

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.04 | 0.06 | -0.06 | -0.09 | 0.14 | 1.00 | 0.06 | 0.07 |
| 2019-02-28 | -0.11 | 0.12 | -0.15 | -0.23 | 0.13 | 1.00 | 0.14 | 0.16 |
| 2019-03-29 | -0.30 | 0.14 | -0.36 | -0.43 | 0.04 | 1.00 | 0.30 | 0.33 |
| 2019-04-30 | -0.39 | 0.13 | -0.46 | -0.52 | -0.04 | 1.00 | 0.39 | 0.41 |
| 2019-05-31 | -0.72 | 0.17 | -0.78 | -0.86 | -0.18 | 1.00 | 0.72 | 0.74 |
| 2019-06-28 | -1.18 | 0.14 | -1.22 | -1.31 | -0.74 | 0.98 | 1.18 | 1.19 |

Tabla 7.3: RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para bonos en pesos.

Para el caso de bonos en UF, al ajustar la curva con los parámetros estimados con el modelo VAR(1) se obtienen las siguientes estadísticas descriptivas de los residuos por plazo.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|-------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 0.25 | -0.46 | 0.70 | -0.71 | -1.04 | 0.87 | -0.08 | 0.75 | 0.79 |
| 0.50 | -0.51 | 0.36 | -0.47 | -0.93 | 0.01 | -0.52 | 0.52 | 0.61 |
| 0.75 | -0.40 | 0.35 | -0.39 | -0.94 | 0.09 | 0.86 | 0.43 | 0.51 |
| 1.00 | -0.28 | 0.21 | -0.23 | -0.67 | -0.11 | -0.26 | 0.28 | 0.34 |
| 1.25 | -0.27 | 0.20 | -0.27 | -0.48 | -0.04 | 0.05 | 0.27 | 0.32 |
| 1.50 | -0.26 | 0.29 | -0.21 | -0.63 | 0.09 | 0.55 | 0.29 | 0.37 |
| 1.75 | -0.19 | 0.28 | -0.13 | -0.57 | 0.16 | 0.71 | 0.25 | 0.32 |
| 2.00 | -0.16 | 0.30 | -0.09 | -0.57 | 0.20 | 0.80 | 0.24 | 0.32 |
| 2.50 | -0.16 | 0.33 | -0.09 | -0.62 | 0.22 | 0.89 | 0.27 | 0.35 |
| 3.00 | -0.20 | 0.36 | -0.14 | -0.70 | 0.20 | 0.93 | 0.30 | 0.38 |
| 3.50 | -0.24 | 0.38 | -0.18 | -0.77 | 0.16 | 0.94 | 0.33 | 0.42 |
| 4.00 | -0.29 | 0.39 | -0.23 | -0.84 | 0.12 | 0.94 | 0.36 | 0.46 |
| 4.50 | -0.33 | 0.39 | -0.27 | -0.89 | 0.07 | 0.94 | 0.37 | 0.49 |
| 5.00 | -0.37 | 0.39 | -0.31 | -0.94 | 0.03 | 0.94 | 0.39 | 0.52 |
| 6.00 | -0.44 | 0.39 | -0.37 | -1.01 | -0.05 | 0.94 | 0.44 | 0.57 |
| 7.00 | -0.49 | 0.38 | -0.42 | -1.07 | -0.11 | 0.93 | 0.49 | 0.61 |
| 8.00 | -0.53 | 0.38 | -0.46 | -1.10 | -0.15 | 0.92 | 0.53 | 0.63 |
| 9.00 | -0.56 | 0.38 | -0.48 | -1.13 | -0.18 | 0.92 | 0.56 | 0.66 |
| 10.00 | -0.57 | 0.38 | -0.50 | -1.15 | -0.20 | 0.92 | 0.57 | 0.67 |
| 12.00 | -0.59 | 0.39 | -0.52 | -1.18 | -0.19 | 0.93 | 0.59 | 0.69 |
| 14.00 | -0.59 | 0.40 | -0.53 | -1.19 | -0.16 | 0.93 | 0.59 | 0.69 |
| 16.00 | -0.58 | 0.41 | -0.53 | -1.19 | -0.13 | 0.94 | 0.58 | 0.69 |
| 18.00 | -0.57 | 0.42 | -0.53 | -1.19 | -0.09 | 0.94 | 0.57 | 0.69 |
| 20.00 | -0.56 | 0.43 | -0.53 | -1.19 | -0.06 | 0.94 | 0.56 | 0.68 |
| 22.00 | -0.56 | 0.43 | -0.53 | -1.19 | -0.03 | 0.95 | 0.56 | 0.68 |
| 24.00 | -0.55 | 0.44 | -0.54 | -1.19 | -0.01 | 0.95 | 0.55 | 0.68 |
| 26.00 | -0.55 | 0.44 | -0.54 | -1.19 | -0.00 | 0.95 | 0.55 | 0.68 |
| 28.00 | -0.56 | 0.44 | -0.55 | -1.20 | 0.01 | 0.95 | 0.56 | 0.69 |
| 30.00 | -0.56 | 0.45 | -0.56 | -1.20 | 0.01 | 0.95 | 0.56 | 0.69 |

Tabla 7.4: Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas *out-of-sample* con el modelo VAR(1) para bonos en UF.

En este caso, en la Tabla 7.4 se observa una mejora significativa en la predicción para plazos menores a 4 años al compararlo con lo obtenido con el modelo AR(1), con RMSE promedio de 0.83 y 0.43 para los modelos AR(1) y VAR(1) respectivamente. Sin embargo, también se observa un empeoramiento en la predicción de plazos sobre 9 años, obteniendo

un RMSE promedio de 0.49 y 0.68 para los modelos AR(1) y VAR(1) respectivamente. Dado esto, no es tan claro sacar conclusiones sobre si existe una mejora significativa al agregar las variables macroeconómicas.

Al analizar la evolución del error a medida que avanzan las predicciones, en la Tabla 7.5 se observa una mejora en el RMSE para cada fecha, con una mejor promedio de 0.15 al compararlo con el modelo AR(1).

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.17 | 0.28 | -0.09 | -0.94 | 0.12 | 0.93 | 0.20 | 0.32 |
| 2019-02-28 | -0.09 | 0.18 | -0.16 | -0.54 | 0.22 | 0.84 | 0.17 | 0.20 |
| 2019-03-29 | -0.34 | 0.23 | -0.42 | -0.89 | 0.03 | 0.82 | 0.34 | 0.41 |
| 2019-04-30 | -0.43 | 0.20 | -0.49 | -1.04 | -0.11 | 0.85 | 0.43 | 0.47 |
| 2019-05-31 | -0.72 | 0.20 | -0.82 | -0.93 | -0.21 | 0.73 | 0.72 | 0.75 |
| 2019-06-28 | -0.82 | 0.49 | -1.01 | -1.20 | 0.87 | 0.96 | 0.88 | 0.95 |

Tabla 7.5: RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para bonos en UF.

Para los swaps en pesos, al ajustar la curva con los parámetros estimados con el modelo VAR(1) se obtienen las siguientes estadísticas descriptivas de los residuos por plazo.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|-------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2 | -0.76 | 0.32 | -0.73 | -1.19 | -0.35 | 0.82 | 0.76 | 0.81 |
| 3 | -0.82 | 0.31 | -0.82 | -1.22 | -0.39 | 0.78 | 0.82 | 0.87 |
| 4 | -0.85 | 0.31 | -0.86 | -1.23 | -0.42 | 0.76 | 0.85 | 0.89 |
| 5 | -0.86 | 0.30 | -0.88 | -1.22 | -0.43 | 0.74 | 0.86 | 0.90 |
| 10 | -0.82 | 0.25 | -0.85 | -1.09 | -0.46 | 0.61 | 0.82 | 0.85 |

Tabla 7.6: Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas *out-of-sample* con el modelo VAR(1) para swaps en pesos.

En la Tabla 7.6 se observa que al igual que en el caso del modelo AR(1), presenta un error alto y consistente a lo largo de los plazos, sin embargo, el modelo VAR(1) presenta un error promedio ligeramente menor (RMSE promedio de 1.00 y 0.86 para los modelos AR(1) y VAR(1) respectivamente). Dado lo anterior, si bien se observa una mejora en la predicción al agregar las variables macroeconómicas, ésta es bastante menor.

Al observar la evolución del error a medida que avanzan las predicciones (ver Tabla 7.7), no se observa una mejora significativa al compararlo con los resultados obtenidos por el modelo AR(1).

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.41 | 0.04 | -0.42 | -0.46 | -0.35 | 0.92 | 0.41 | 0.41 |
| 2019-02-28 | -0.58 | 0.04 | -0.59 | -0.61 | -0.51 | 0.85 | 0.58 | 0.58 |
| 2019-03-29 | -0.89 | 0.07 | -0.92 | -0.94 | -0.77 | 0.95 | 0.89 | 0.89 |
| 2019-04-30 | -0.77 | 0.05 | -0.77 | -0.82 | -0.69 | 0.46 | 0.77 | 0.77 |
| 2019-05-31 | -1.08 | 0.04 | -1.08 | -1.13 | -1.03 | -0.09 | 1.08 | 1.08 |
| 2019-06-28 | -1.19 | 0.06 | -1.22 | -1.23 | -1.09 | -0.10 | 1.19 | 1.19 |

Tabla 7.7: RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para swaps en pesos.

Finalmente, para el caso de swaps en UF, se tienen las siguientes estadísticas descriptivas de los residuos por plazo.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|-------|-------|------|--------|-------|-------|--------|------|------|
| 1 | 0.35 | 0.23 | 0.38 | 0.01 | 0.60 | -0.16 | 0.35 | 0.40 |
| 2 | -0.03 | 0.30 | 0.09 | -0.48 | 0.29 | 0.67 | 0.23 | 0.27 |
| 3 | -0.22 | 0.34 | -0.09 | -0.74 | 0.13 | 0.81 | 0.26 | 0.38 |
| 4 | -0.34 | 0.35 | -0.22 | -0.88 | 0.01 | 0.85 | 0.34 | 0.47 |
| 5 | -0.40 | 0.36 | -0.29 | -0.95 | -0.04 | 0.85 | 0.40 | 0.52 |
| 10 | -0.39 | 0.34 | -0.29 | -0.93 | -0.05 | 0.85 | 0.39 | 0.50 |
| 20 | -0.45 | 0.31 | -0.40 | -0.90 | -0.11 | 0.81 | 0.45 | 0.53 |

Tabla 7.8: Estadísticas descriptivas de los residuos para las tasas estimadas *out-of-sample* con el modelo VAR(1) para swaps en UF.

En la Tabla 7.8 se observa que en este caso, el RMSE a lo largo de los plazos es mucho menor que en el caso de los swaps en pesos y significativamente menor que lo obtenido con el modelo AR(1) (RMSE promedio de 0.67 y 0.44 para los modelos AR(1) y VAR(1) respectivamente). En este sentido, se observa una mejora en la predicción al agregar variables macroeconómicas.

Por otra parte, al observar la evolución del error a medida que avanzan las predicciones, se tiene que para la primera predicción existe una mejora significativa con el respecto al modelo AR(1), pasando de un RMSE de 0.26 a 0.09. En el resto de las predicciones se observa un RMSE similar o menor, por lo que se percibe una mejora al agregar las variables macroeconómicas al modelo.

| param | mean | std | median | min | max | acf(1) | MAE | RMSE |
|------------|-------|------|--------|-------|------|--------|------|------|
| 2019-01-31 | -0.05 | 0.08 | -0.06 | -0.17 | 0.05 | 0.85 | 0.07 | 0.09 |
| 2019-02-28 | 0.12 | 0.25 | 0.01 | -0.11 | 0.60 | 0.99 | 0.17 | 0.26 |
| 2019-03-29 | -0.09 | 0.33 | -0.22 | -0.41 | 0.52 | 0.98 | 0.28 | 0.32 |
| 2019-04-30 | -0.09 | 0.31 | -0.23 | -0.39 | 0.49 | 0.98 | 0.27 | 0.30 |
| 2019-05-31 | -0.49 | 0.34 | -0.66 | -0.73 | 0.20 | 0.98 | 0.54 | 0.58 |
| 2019-06-28 | -0.66 | 0.44 | -0.88 | -0.95 | 0.26 | 0.99 | 0.74 | 0.77 |

Tabla 7.9: RMSE a través del tiempo para las curvas estimadas a partir de los β del modelo VAR(1) para swaps en UF.

7.2. Análisis de resultados

En esta sección se analizan los resultados obtenidos con el modelo VAR(1) y su capacidad de predicción.

Como se menciona al inicio de este trabajo, a la hora de utilizar el modelo para armar una estrategia de inversión, lo más importante es que el modelo sea capaz de predecir la dirección en la que se moverá la curva a lo largo de distintos tramos de la misma, más que la magnitud de estos movimientos. Esto quiere decir que, por ejemplo, si los tramos largos de la curva van a aumentar desde 4% a 4.25% entre un mes y otro, lo que se espera es que el modelo

sea capaz se predecir este aumento con un nivel de confianza razonable, más allá de predecir que el valor será 4.25 %.

Para comprobar si el modelo es capaz de predecir los movimientos de la curva a lo largo de los plazos, se construye una matriz con los valores de $y_t(\tau) - y_{t-1}(\tau)$ y $\hat{y}_t(\tau) - \hat{y}_{t-1}(\tau)$ para todos los plazos en todas las fechas de los datos de prueba, luego se construye otra matriz que toma estos valores y los transforma según la siguiente regla: si $|y_t(\tau) - y_{t-1}(\tau)| < 0,01$ toma el valor 0, en otro caso toma el valor 1 si la diferencia es positiva (las tasas subieron) y -1 si la diferencia es negativa (las tasas bajaron). Se decide dejar como 0 para señalar que las tasas se mantuvieron, ya que una diferencia menor a 0,01 no es significativa, ya que las tasas de mercado aceptan hasta dos decimales. Esta matriz se construye tanto para tasas de mercado, como para las tasas estimadas con el modelo VAR(1).

Una vez construidas las matrices, simplemente se comparan los valores obtenidos para los datos y las estimaciones contando el número de veces que el modelo se mueve en la misma dirección que los datos. Esta comparación se divide por tramos: 0-2, 2-5, 5-7, 7-10, 10-20, 20-30 y toda la curva. Se escogen estos tramos debido a que son aquellos que normalmente se utilizan como *benchmark* en el mercado, ya que se comportan de forma similar.

La tabla descriptiva de las evaluación de la capacidad de predicción del movimiento de la curva para bonos en pesos se muestra en la Tabla 7.10.

| tramo | mean | std | median | min | max | MAE | RMSE |
|-------|------|------|--------|-----|------|------|------|
| 0-2 | 0.42 | 0.49 | 0.25 | 0.0 | 1.00 | 0.42 | 0.61 |
| 2-5 | 0.25 | 0.31 | 0.17 | 0.0 | 0.83 | 0.25 | 0.38 |
| 5-7 | 0.25 | 0.42 | 0.00 | 0.0 | 1.00 | 0.25 | 0.46 |
| 7-10 | 0.28 | 0.39 | 0.17 | 0.0 | 1.00 | 0.28 | 0.45 |
| 10-20 | 0.23 | 0.32 | 0.10 | 0.0 | 0.80 | 0.23 | 0.37 |
| 20-30 | 0.27 | 0.33 | 0.20 | 0.0 | 0.80 | 0.27 | 0.40 |
| curva | 0.30 | 0.20 | 0.29 | 0.0 | 0.62 | 0.30 | 0.35 |

Tabla 7.10: Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo VAR(1) para bonos en pesos.

Donde se observa que para todos los plazos el mínimo es 0, es decir, existen meses donde el modelo se equivoca por completo en predecir el movimiento de la curva. Por otra parte, en general se observa valores promedios de predicción cercanos al 30 %, lo que no da la confianza suficiente para hacer predicciones a 6 meses.

Analizando la capacidad de predicción del movimiento de la curva por tramos a medida que avanzan las predicciones, gráficamente se observa que no existe un comportamiento muy claro, tanto a lo largo de los tramos como a medida que avanzan las predicciones (ver Figura 7.1). En particular, para los plazos más cortos (0-2 años) se observa un acierto del 100 % en la predicción del movimiento durante las primeras dos predicciones, pero que cae a 0 % el tercer mes, mientras que el resto presenta una alta volatilidad.

Si se compara con la capacidad de predicción de movimientos para el modelo AR(1), se tiene que la capacidad de predicción del movimiento de la curva es bastante superior para el modelo VAR(1).

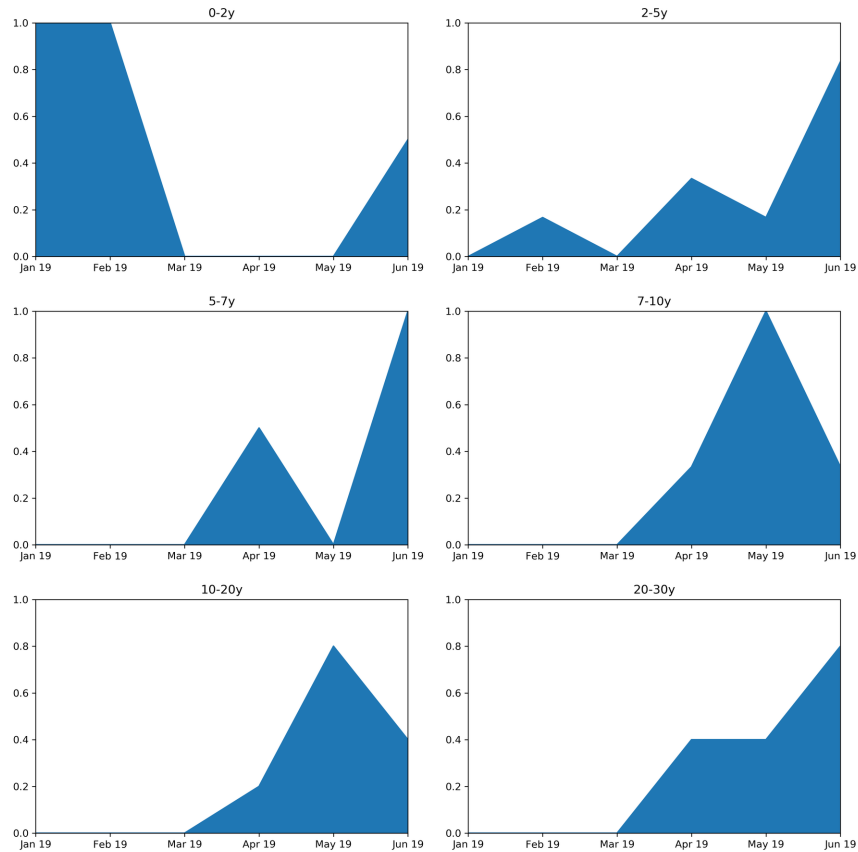


Figura 7.1: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para bonos en pesos.

Al observar la tabla descriptiva de la capacidad de predicción para el modelo AR(1) (ver Tabla 7.11), se ve que este modelo tiene prácticamente nula capacidad de predicción, a excepción del tramo corto (0-2 años), donde de todas formas presenta un desempeño más bajo que el modelo VAR(1).

| tramo | mean | std | median | min | max | MAE | RMSE |
|-------|------|------|--------|-----|------|------|------|
| 0-2 | 0.33 | 0.52 | 0.0 | 0.0 | 1.00 | 0.33 | 0.58 |
| 2-5 | 0.03 | 0.07 | 0.0 | 0.0 | 0.17 | 0.03 | 0.07 |
| 5-7 | 0.00 | 0.00 | 0.0 | 0.0 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 7-10 | 0.00 | 0.00 | 0.0 | 0.0 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 10-20 | 0.00 | 0.00 | 0.0 | 0.0 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 20-30 | 0.00 | 0.00 | 0.0 | 0.0 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| curva | 0.10 | 0.15 | 0.0 | 0.0 | 0.31 | 0.10 | 0.17 |

Tabla 7.11: Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo AR(1) para bonos en pesos.

Si se analiza la predicción a través del tiempo, gráficamente se observa que solo el tramo de 0-2 años se predice exitosamente para los dos primeros meses, mientras el resto de los casos predicción es prácticamente nula (ver Figura 7.2). En este sentido, el modelo VAR(1) presenta un desempeño mucho mayor a la hora de predecir *out-of-sample* para bonos en pesos.

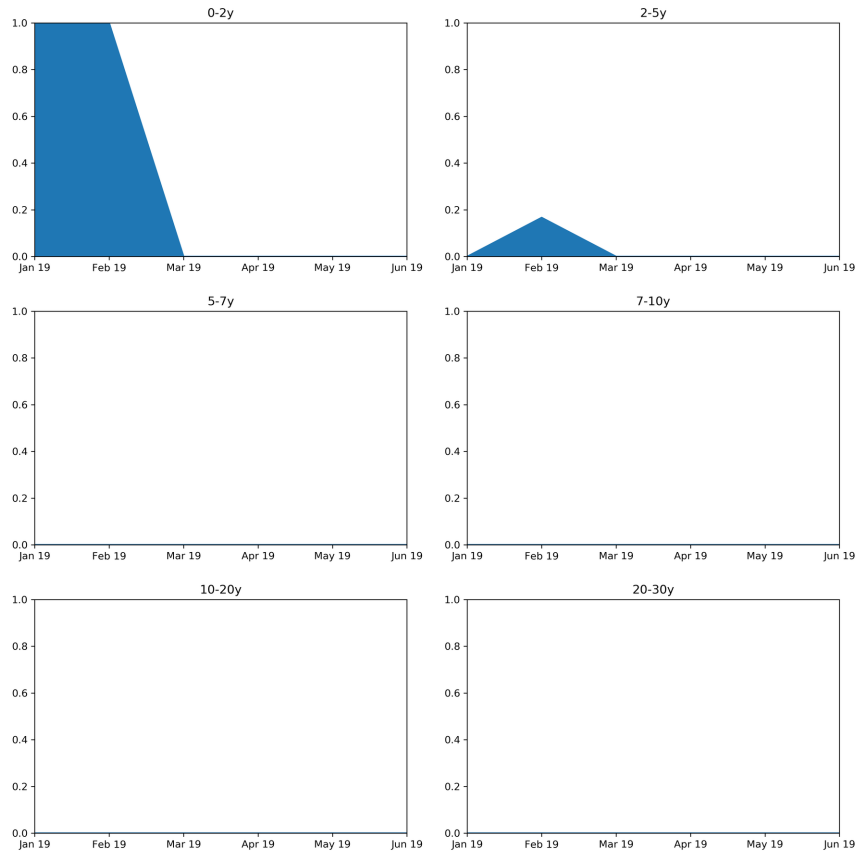


Figura 7.2: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para bonos en pesos.

En definitiva, se tiene que el modelo VAR(1) con variables macroeconómicas presenta errores significativos en la predicción de la curva de tasas interés para bonos en pesos, en este sentido, no es lo suficientemente confiable para ser utilizado con el fin de armar estrategias de inversión en este tipo de activo. Además, no muestra una mejora significativa en la predicción de la curva si se compara con el modelo AR(1) sin variables macroeconómicas.

Por otra parte, para la predicción del movimiento de la curva de tasas de interés por tramo, el modelo VAR(1) muestra una capacidad de predicción superior al modelo AR(1) para todos los tramos y también para los datos más cercanos. A pesar de lo anterior, tampoco es capaz de brindar la seguridad suficiente para armar estrategias de inversión basadas en la predicción del movimiento de la curva.

Para el caso de los bonos en UF, se tiene la siguiente la tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva (ver Tabla 7.12).

Donde, a diferencia de los bonos en pesos, se observa que para el tramo entre 0 y 2 años el mínimo es mayor a 0 y presenta un acierto promedio de 65 %, es decir, un desempeño mucho mejor. Por otra parte, en general se observa valores promedios de predicción cercanos al 25 %, a excepción del tramo entre 10 y 20 años donde la predicción fue prácticamente nula. En este sentido, se podría explorar la capacidad de predicción del tramo corto.

| tramo | mean | std | median | min | max | MAE | RMSE |
|-------|------|------|--------|------|------|------|------|
| 0-2 | 0.65 | 0.31 | 0.69 | 0.25 | 1.00 | 0.65 | 0.71 |
| 2-5 | 0.22 | 0.40 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.22 | 0.43 |
| 5-7 | 0.25 | 0.42 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.25 | 0.46 |
| 7-10 | 0.17 | 0.41 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.17 | 0.41 |
| 10-20 | 0.03 | 0.08 | 0.00 | 0.00 | 0.20 | 0.03 | 0.08 |
| 20-30 | 0.20 | 0.40 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.20 | 0.42 |
| curva | 0.30 | 0.17 | 0.28 | 0.07 | 0.59 | 0.30 | 0.34 |

Tabla 7.12: Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo VAR(1) para bonos en UF.

Además, analizando la capacidad de predicción del movimiento de la curva a través del tiempo, gráficamente se observa que en casi todos los tramos la predicción es mejor durante los primeros 2 meses y cae con fuerza para meses posteriores, a excepción del tramo de 0-2 años, donde se presenta mayor consistencia en los aciertos (ver Figura 7.3).

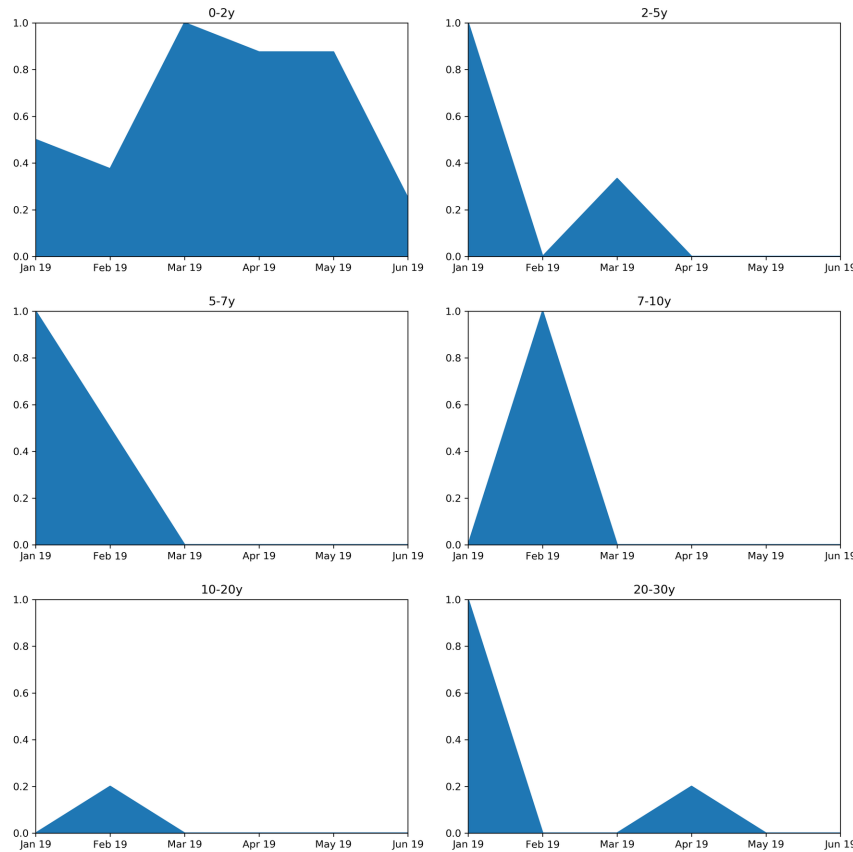


Figura 7.3: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para bonos en UF.

Al observar la tabla descriptiva de la capacidad de predicción para el modelo AR(1) (ver Tabla 7.13), se ve que este modelo, a diferencia de los bonos en pesos, presenta capacidad predictiva, en promedio incluso mejor que el modelo VAR(1) para todos los tramos, excepto el de 0-2 años.

Al analizar la predicción a través del tiempo, gráficamente se observa que en general todos

| tramo | mean | std | median | min | max | MAE | RMSE |
|-------|------|------|--------|------|------|------|------|
| 0-2 | 0.56 | 0.25 | 0.69 | 0.25 | 0.75 | 0.56 | 0.61 |
| 2-5 | 0.33 | 0.52 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 0.58 |
| 5-7 | 0.33 | 0.41 | 0.25 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 0.50 |
| 7-10 | 0.33 | 0.52 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 0.58 |
| 10-20 | 0.37 | 0.43 | 0.30 | 0.00 | 1.00 | 0.37 | 0.54 |
| 20-30 | 0.37 | 0.50 | 0.10 | 0.00 | 1.00 | 0.37 | 0.58 |
| curva | 0.41 | 0.31 | 0.33 | 0.07 | 0.90 | 0.41 | 0.49 |

Tabla 7.13: Tabla descriptiva de la capacidad de predicción del movimiento de la curva del modelo AR(1) para bonos en UF.

los tramos presentan alta capacidad predictiva para los primeros dos meses y el tramo de 0-2 años presenta mayor consistencia a través del tiempo (ver Figura 7.4).

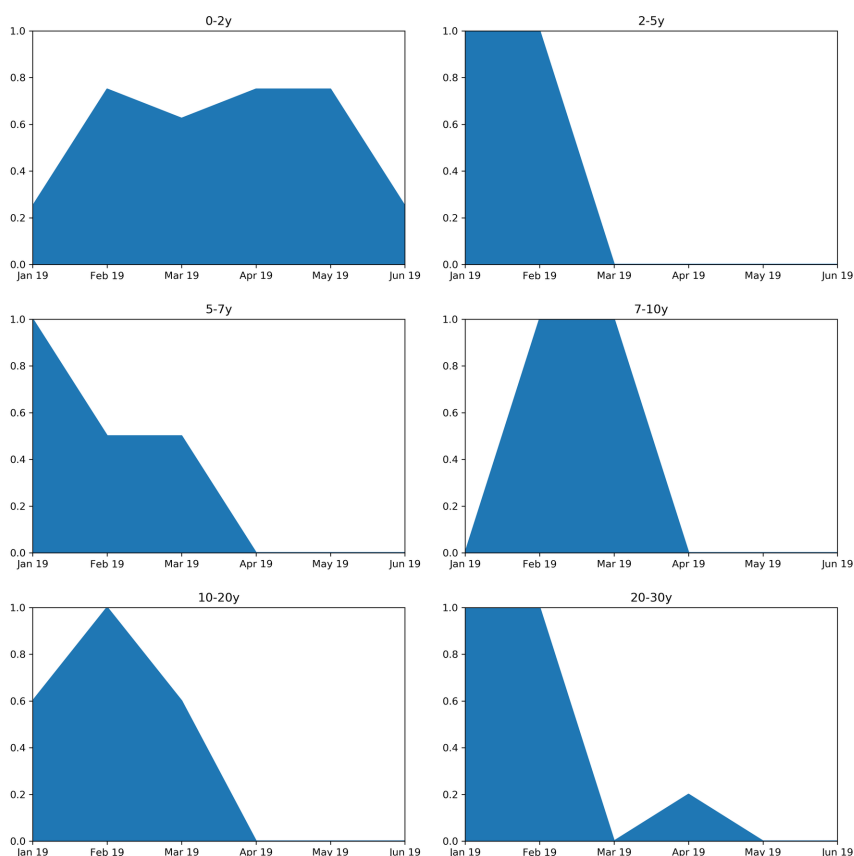


Figura 7.4: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para bonos en UF.

En definitiva, se tiene que el modelo VAR(1) con variables macroeconómicas presenta errores significativos en la predicción de la curva de tasas interés para bonos en UF, en este sentido, no es lo suficientemente confiable para ser utilizado con el fin de armar estrategias de inversión en este tipo de activo. Además, si bien muestra una mejora con respecto al modelo AR(1) para plazos cortos, en el resto de los plazos presenta un peor desempeño.

Por otra parte, para la predicción del movimiento de la curva de tasas de interés por tramo, el modelo AR(1) muestra una capacidad de predicción superior al modelo VAR(1)

para todos los tramos a excepción del más corto, llegando incluso a tener buenos resultados para los primeros meses de predicción. A pesar de lo anterior, dada la alta volatilidad que presenta, tampoco es capaz de brindar la seguridad suficiente para armar estrategias de inversión basadas en la predicción del movimiento de la curva.

Para los casos de los swaps en pesos y en UF, en general se observó un comportamiento muy similar entre los modelos AR(1) y VAR(1), con una alta volatilidad a medida que avanzaban las predicciones y con nula capacidad predictiva en ciertos tramos. En este sentido, no existe mejora significativa del modelo VAR(1) frente al modelo AR(1) y tampoco es posible utilizarlo para armar estrategias de inversión dada la baja capacidad predictiva y la extrema volatilidad que presenta (ver gráficos de predicción del movimiento de la curva en B.1).

Conclusión

El desarrollo de modelos capaces de ajustar y de predecir la curva de rendimientos ha sido un tema de mucho interés para los investigadores en las últimas décadas. A pesar de esto, no se ha logrado dar con un modelo que sea capaz de predecir bien los movimientos del mercado, ya que es, precisamente, las sorpresas las que mueven los precios y generan la volatilidad que se observa día a día.

En este trabajo se desarrolló un modelo capaz de realizar predicciones futuras de la curva de tasas de interés, que incorpora la información histórica de las tasas y de variables macroeconómicas tanto locales como globales.

Para el ajuste de las curvas de rendimiento (*in-sample*) se utilizó el modelo de *Twist Factor*, el cual se basa en el modelo dinámico de Nelson Siegel propuesto por Diebold & Li [11]. El modelo está compuesto de 4 factores, los cuales fueron interpretados teóricamente y se demostró que las interpretaciones eran coherentes al compararlo con su aproximación empírica. En esta misma línea, al realizar un análisis de las variables macroeconómicas y los factores del modelo, se observó que las variables macroeconómicas influyen la curva de rendimientos y, por lo tanto, es apropiado desarrollar un modelo que las incluya.

Al ajustar la curva sin variables macroeconómicas, fue posible observar que para estimaciones *in-sample*, el modelo *Twist Factor* en general logra ajustar muy bien la curva para ambos instrumentos en ambas monedas, con valores de RMSE que en su mayoría oscilan entre 0.02 y 0.04, a excepción de los bonos en UF con plazo menor a 4 años, donde el RMSE del ajuste oscila entre 0.08 y 0.53, con una media de 0.21. Esto podría explicarse en parte porque la parte corta de la curva de UF está muy ligada a la inflación del mes, lo que puede terminar aplanando o incluso revirtiendo la curva en los plazos cortos, llevando a que ésta tenga un comportamiento convexo en vez de cóncavo, haciendo más difícil el ajuste del modelo.

Con los parámetros estimados para el modelo sin variables macroeconómicas, se ajustó un modelo AR(1) para realizar predicciones *out-of-sample*. De este modelo se obtuvo un RMSE promedio de 0.68, 0.65, 1.0 y 0.67 para bonos en pesos, bonos en UF, swaps en pesos y swaps en UF respectivamente. Estos errores mostraron ser bastante persistente a lo largo de los plazos y, como es de esperarse, crecientes a medida que el horizonte de estimación crecía.

En la inclusión de variables macroeconómicas al modelo, se analizaron variables de precios, tipo de cambio, expectativas, indicadores macroeconómicos de crecimiento y política monetaria para la economía local y las grandes economías globales. A partir de estas variables, se desarrollaron modelos de regresión para cada parámetro β_i que se buscaba estimar, donde

si bien es cierto los RMSE obtenidos son altos, también lo son las correlaciones, alcanzando valores promedios de 0.94, 0.67, 0.48 y 0.78 para bonos en pesos, bonos en UF, swaps en pesos y swaps en UF respectivamente, lo cual es positivo ya que no se busca estimar los β_i a través de estas regresiones, sino que encontrar factores que ayuden a explicar el comportamiento de los parámetros.

El modelo desarrollado para la predicción de la curva de tasas de interés utilizando variables macroeconómicas corresponde a un VAR(1) que incorpora la información de los betas estimados inicialmente con el modelo de *Twist Factor* y los vectores estimados con las variables macroeconómicas para los β_i .

Al realizar estimaciones *out-of-sample* con este modelo, se tiene que las curvas con los β estimados presentan errores significativos en la predicción de la curva para bonos en pesos. En particular, el RMSE de las curvas estimadas es consistente a lo largo de todos plazos y ligeramente menor en el corto plazo. Además, se observa un RMSE promedio de 0.61, lo que resulta menor que lo obtenido para el modelo AR(1), pero no en una magnitud significativa. En este sentido, no se observa una mejor significativa en las estimaciones de la curva al agregar los factores macroeconómicos al modelo y no es lo suficientemente confiable para ser utilizado con el fin de armar estrategias de inversión en este tipo de activo.

Por otra parte, para la predicción del movimiento de la curva de tasas de interés por tramo, el modelo VAR(1) muestra una capacidad de predicción en promedio del 30%, llegando a un 42% en plazos cortos, muy superior al modelo AR(1), el cual prácticamente no mostró capacidad de predicción del movimiento de la curva. A pesar de lo anterior, tampoco es capaz de brindar la seguridad suficiente para armar estrategias de inversión basadas en la predicción del movimiento de la curva.

Para los bonos en UF el modelo también presenta errores significativos en la predicción de la curva de tasas interés, en este sentido, no es lo suficientemente confiable para ser utilizado con el fin de armar estrategias de inversión en este tipo de activo. Además, si bien muestra una mejora con respecto al modelo AR(1) para plazos cortos, obteniendo un RMSE promedio de 0.43 frente al 0.83 obtenido por el modelo AR(1), en los plazos más largos presenta un peor desempeño, llegando a obtener un RMSE promedio de 0.68 versus 0.49 del modelo AR(1), por lo cual no es claro qué modelo es mejor para predecir la curva.

En cuanto a la predicción del movimiento de la curva de tasas de interés por tramo, el modelo AR(1) muestra una capacidad de predicción superior al modelo VAR(1) para todos los tramos a excepción del más corto, llegando incluso a tener buenos resultados para los primeros meses de predicción. A pesar de lo anterior, dada la alta volatilidad que presenta, tampoco es capaz de brindar la seguridad suficiente para armar estrategias de inversión basadas en la predicción del movimiento de la curva.

Finalmente para los casos de los swaps en pesos y en UF, en general se observó un comportamiento muy similar entre los modelos AR(1) y VAR(1), con una alta volatilidad a medida que avanzaban las predicciones y con nula capacidad predictiva en ciertos tramos. En este sentido, no existe mejora significativa del modelo VAR(1) frente al modelo AR(1) y tampoco es posible utilizarlo para armar estrategias de inversión dada la baja capacidad predictiva y la extrema volatilidad que presentan.

Bibliografía

- [1] Banco Central de Chile. base de datos estadísticos. principales estadísticas macro: Actividad y demanda. indicadores macroeconómicos trimestrales. <https://si3.bcentral.cl/Siete/secure/cuadros/arboles.aspx>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [2] Banco Central de Chile. informe de política monetaria marzo 2020. https://www.bcentral.cl/documents/33528/2233873/ipom_marzo2020.pdf/9707c747-8af3-5566-3a59-df05f79a7e79?t=1586896209537. [Consulta: 10 mayo 2020].
- [3] Comisión para el Mercado Financiero. instrumentos de inversión de deuda. <https://www.cmfchile.cl/educa/600/w3-article-1088.html>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [4] Ley Chile - Biblioteca del Congreso Nacional. bdl-3500 13-nov-1980 ministerio del trabajo y prevision social. <https://www.leychile.cl/Navegar?idNorma=7147>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [5] Superintendencia de Pensiones. estadísticas sistema de pensiones, estadísticas financieras de las afp. resultados de las administradoras de fondos de pensiones 31 de diciembre de 2018. http://www.spensiones.cl/apps/loadEstadisticas/loadEstadFinancieras.php?id=inf_estadistica/iftafp/2018/12/result201812.html&menu=sci&menuN1=estfinafp&menuN2=NOID&orden=20&ext=.html. [Consulta: 05 julio 2019].
- [6] Superintendencia de Pensiones. estructura de comisiones. <https://www.spensiones.cl/apps/estcom/estcom.php>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [7] Superintendencia de Pensiones. facultades, funciones y atribuciones de sus unidades u órganos internos. <https://www.spensiones.cl/transparencia/facultades.html>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [8] Superintendencia de Pensiones. número de afiliados por a.f.p. (al 31 de diciembre de 2018). <http://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisticas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sci&menuN1=afil&menuN2=afp>. [Consulta: 05 julio 2019].
- [9] Superintendencia de Pensiones. número de cotizantes del mes (al 31 de diciembre de 2018). <http://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisticas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sci&menuN1=cotycot&menuN2=afp>. [Consulta: 05 julio 2019].

- [10] Superintendencia de Pensiones. cuadro n° 1: Cartera agregada de los fondos de pensiones por tipo de fondo al 31-12-2018. https://www.spensiones.cl/apps/carteras/genera_xsl.php?fecpro=201812&listado=1. [Consulta: 05 julio 2019].
- [11] Francis Diebold and Canlin Li. Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130:337–364, 08 2002.
- [12] Francis Diebold, Canlin Li, and Vivian Yue. Global yield curve dynamics and interactions: A dynamic nelson-siegel approach. *SSRN Electronic Journal*, 01 2007.
- [13] Francis Diebold, Glenn Rudebusch, and S. Aruoba. The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach. *Journal of Econometrics*, 131:309–338, 01 2006.
- [14] Frank Fabozzi and Steven Mann. *The Handbook of Fixed Income Securities*. McGraw-Hill, New York, United States, 2012.
- [15] Siem Jan Koopman, Max Mallee, and Michel Wel. Analyzing the term structure of interest rates using the dynamic nelson-siegel model with time-varying parameters. *Journal of Business Economic Statistics*, 28:329–343, 07 2010.
- [16] Xuyang Ma. The twist factor of yields. *Advances in Economics and Business*, 5:411–422, 07 2017.
- [17] Marco Morales. The real yield curve and macroeconomic factors in the chilean economy. *Applied Economics*, 42:3533–3545, 11 2010.
- [18] Charles Nelson and Andrew Siegel. Parsimonious modeling of yield curves. *The Journal of Business*, 60:473–89, 02 1987.
- [19] Lars Svensson. Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992-1994. *IMF Working Papers*, 94, 10 1994.
- [20] Felipe Varela. Mercados de derivados: Swap de tasas promedio cámara y seguro inflación. pages 1–3, 04 2007.

Apéndice A

Detalles de las variables

A.1. Variables macroeconómicas

A continuación se detallan las variables macroeconómicas a incluir en el modelo:

1. Bonos de gobierno a diez años - EE.UU.
2. Bonos de gobierno a diez años - Zona euro.
3. Bonos de gobierno a diez años - Japón.
4. Tasa de desempleo.
5. Expectativas tipo de cambio (pesos por dólar), dentro de 2 meses, mediana (Pesos).
6. Expectativas tipo de cambio (pesos por dólar), dentro de 11 meses, mediana (Pesos).
7. Expectativas tipo de cambio (pesos por dólar), dentro de 23 meses, mediana (Pesos).
8. Tipo de cambio del dólar observado diario.
9. Imacec empalmado, serie original (índice 2013=100).
10. IPC General, variación mismo período año anterior, información histórica (Porcentaje).
11. IPC SAE, variación mismo período año anterior, información histórica (Porcentaje).
12. IPC, variación mensual.
13. IPC SAE, variación mensual.
14. Expectativas de inflación en el mes.
15. Expectativas de inflación para los dos meses que siguen (promedio).
16. Expectativas de inflación en 11 meses (variación 12 meses).
17. Expectativas de inflación en 23 meses (variación 12 meses).
18. PIB mundial PPC.
19. PIB socios comerciales.
20. PIB Estados Unidos (variación respecto de igual periodo año anterior).
21. PIB Estados Unidos (variación anualizada trimestre a trimestre).
22. PIB Zona Euro (variación respecto de igual periodo año anterior).
23. PIB Zona Euro (variación anualizada trimestre a trimestre).

24. PIB Japón (variación respecto de igual periodo año anterior).
25. PIB Japón (variación anualizada trimestre a trimestre).
26. Precio del cobre (USD por libra, BML).
27. Precio del petróleo WTI (USD el barril).
28. Spread EMBI Chile (puntos base).
29. Tasa de interés de política monetaria.
30. Expectativas tasa de política monetaria dentro de 2 meses.
31. Expectativas tasa de política monetaria dentro de 5 meses.
32. Expectativas tasa de política monetaria dentro de 11 meses.
33. Expectativas tasa de política monetaria dentro de 23 meses.
34. Tasa de interés de política monetaria - EE.UU.
35. Tasa de interés de política monetaria - Zona euro.
36. Tasa de interés de política monetaria - Japón.

Apéndice B

Gráficos

B.1. Predicción del movimiento de la curva

A continuación se presentan los gráficos de la predicción del movimiento de la curva a través del tiempo para los modelos AR(1) y VAR(1), tanto en pesos como en UF.

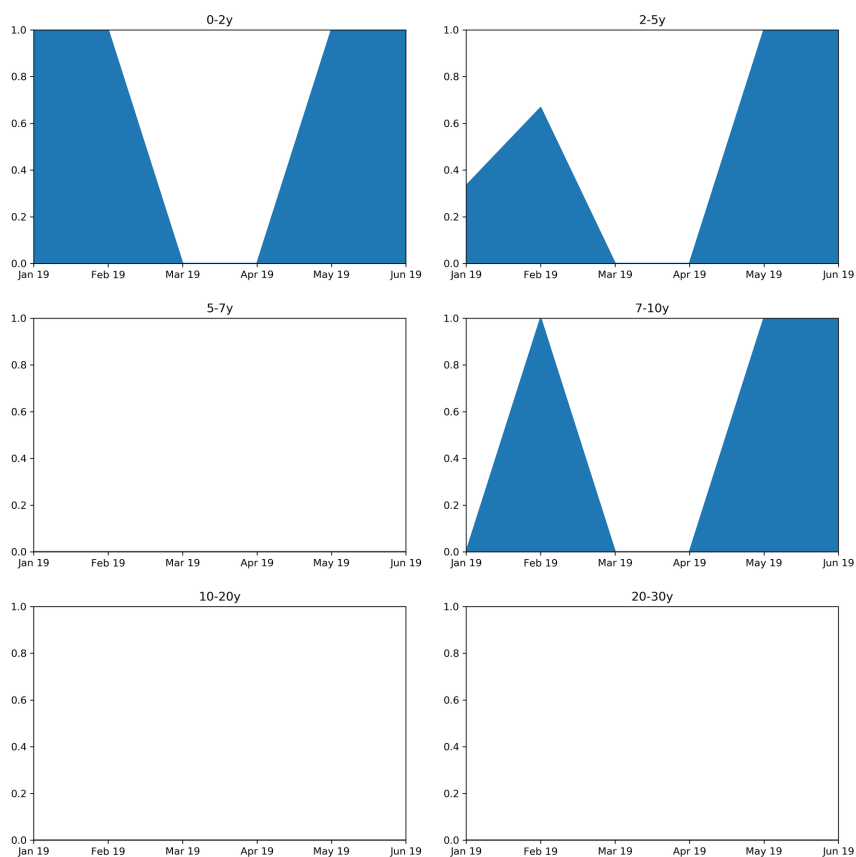


Figura B.1: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para swaps en pesos.

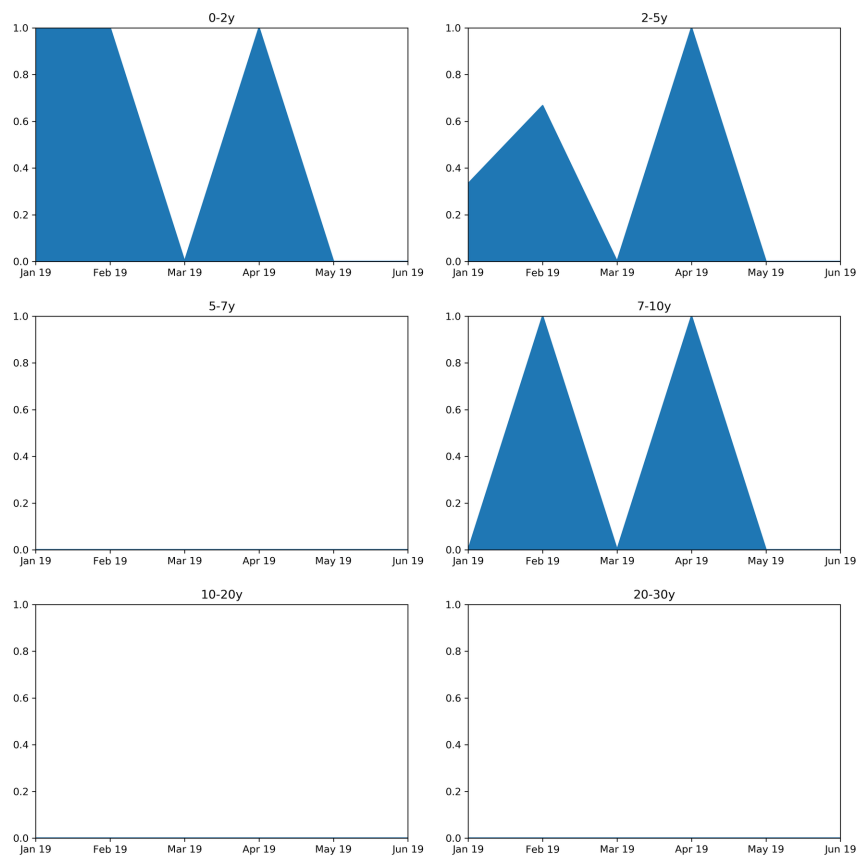


Figura B.2: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para swaps en pesos.

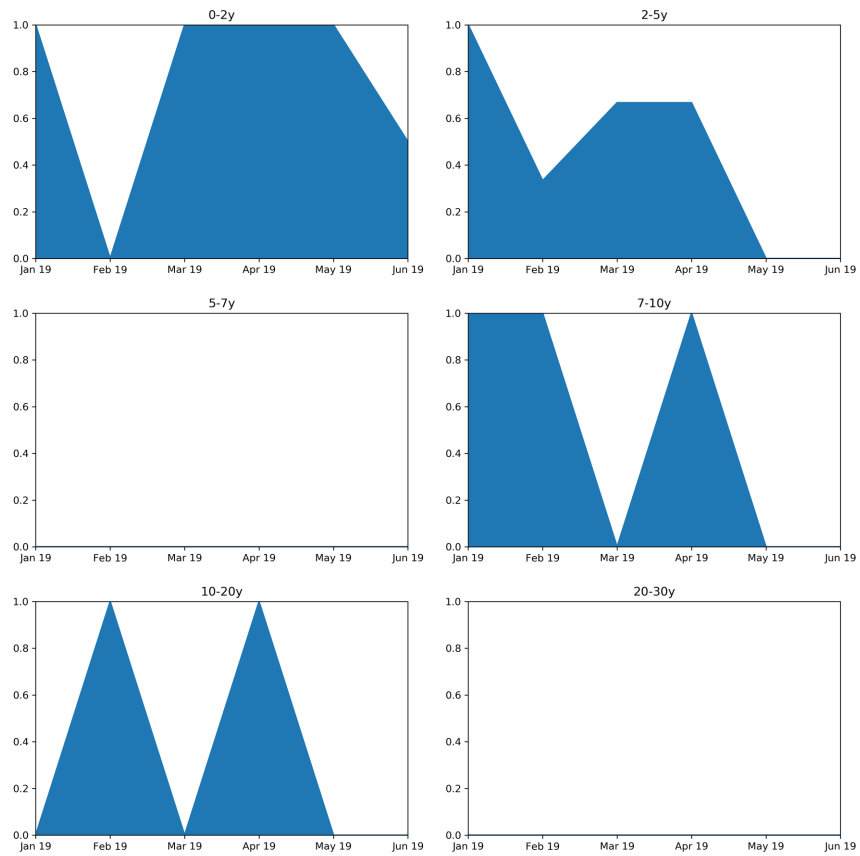


Figura B.3: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo VAR(1) para swaps en UF.

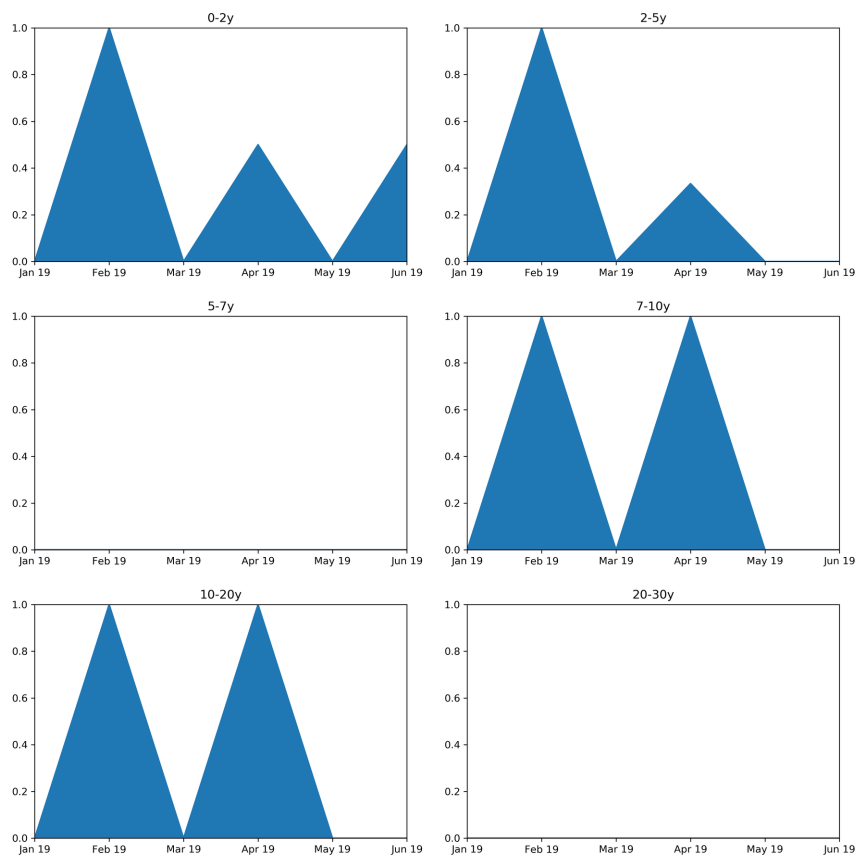


Figura B.4: Aciertos en porcentaje de la dirección del movimiento de la curva por tramos del modelo AR(1) para swaps en UF.