



Relación de Largo Plazo entre el crecimiento de tendencia, la tasa de interés real neutral y las tasas de interés en el mercado financiero

Long-term relationship between the growth trend, the neutral real interest rate and interest rates in the financial market

Gonzalo Espinosa G.

Magister en Finanzas. Universidad de Chile

Enzo Sepúlveda V.

Magister en Finanzas. Universidad de Chile

Alexis Vega B.

Magister en Finanzas. Universidad de Chile

■ Resumen

El objetivo es testear si el mercado financiero chileno recoge las señales que entregan los fundamentos de largo plazo de la economía. Para esto, se utilizó la tasa de crecimiento de tendencia-ciclo del IMACEC como referencia de los fundamentos de la economía, en conjunto con la tasa de interés real neutral (estimada a través del modelo de paridad internacional de tasas de interés) y los retornos de instrumentos de deuda libre de riesgo de largo plazo como representantes de variables del mercado financiero.

Para lograr este objetivo, se utilizó una prueba de cointegración, la cual permite determinar si existe una relación de largo plazo entre la tasa de crecimiento de tendencia, la tasa de interés real neutral (TIRN), y el retorno de largo plazo de los instrumentos de deuda del mercado financiero en Chile.

Se analizó la relación de largo plazo obtenida en el proceso de cointegración de las variables utilizadas. Se entregó evidencia sobre la pertinencia de utilizar variables de

mercado para estimar variables inobservables como la TIRN.

Se buscó demostrar que en una economía como la chilena, pequeña y abierta, existe una relación de largo plazo entre la Tasa de Crecimiento de Tendencia, la Tasa de Interés Real Neutral y las tasas de retornos reales de los activos financieros de largo plazo.

■ Abstract

The aim is to test whether the Chilean financial market collects signals that deliver long-term fundamentals of the economy. For this, we used the growth rate using IMACEC as trend-cycle reference of the fundamentals of the economy, together with the neutral real interest rate (estimated by the model of international parity interest rates) and returns of debt-free long-term risk tools as representatives of financial market variables.

To achieve this goal, we used a cointegration test, which determines if there is a long term relationship between the trend growth rate, the neutral real interest rate (TIRN) and long-term return of the Financial market debt tools in Chile.



We analyzed the long-term relationship obtained in the process of cointegration of the variables used. It gave evidence on the relevance of market variables used to estimate unobserved variables as TIRN.

It sought to demonstrate that in an economy like Chile's, small and open, there is a long term relationship between the trend growth rate, the neutral real interest rate and real rate of return of long-term financial assets.

Keywords: neutral real interest rate, growth rate of trend-cycle

JEL Classification: c43, c53 and c1

■ 1. Introducción

Es indiscutible que en el corto plazo la política monetaria tiene efectos sobre el crecimiento económico, sin embargo, estos efectos son transitorios y no afectan el crecimiento de largo plazo.

El instrumento operativo de las políticas monetarias que aplican la mayoría de los países, es la tasa de interés de corto plazo (TPM), que se adopta a través de la fijación de metas inflacionarias de cada país.

El propósito de los cambios en la TPM, que determina la tasa de interés del mercado interbancario, es que el efecto de estas modificaciones se transmita al resto de la economía (por medio de la demanda de dinero), de forma que estos cambios puedan influir de manera considerable en las decisiones de consumo e inversión de los agentes y, de este modo, afectar transitoriamente el crecimiento (J. Archibald y L. Hunter, 2001).

Las modificaciones sobre la tasa de interés de política monetaria (TPM) responden a modelos que establecen las "reglas de

política monetaria (RPM)", como por ejemplo la regla de Taylor (1993), la cual permite que los bancos centrales puedan decidir con antelación los ajustes necesarios en la TPM, con el fin de mantener o alcanzar cierto nivel de inflación para un periodo determinado. De acuerdo a la regla anterior, los principales ajustes a la TPM surgen producto de brechas entre las estimaciones de la tasa de inflación y su nivel objetivo, así como también de presiones de demanda que se manifiestan en la brecha del producto proyectado respecto del **producto potencial** de la economía.

Como se observa, existe una relación entre la elección de la tasa de interés de corto plazo y el producto potencial (utilizado por la regla de Taylor), que se determina a través de variables fundamentales de la economía. Pero, ¿Cuál es la relación entre la **tasa de interés de largo plazo** y el producto potencial de la economía?

Con todo, resulta clave otro concepto, el de tasa de interés neutral, que es aquel nivel de tasa de interés que no produce impacto ni positivo ni negativo sobre la demanda agregada, y que además, permite medir el grado de expansión que tiene la política monetaria (Informe de Política Monetaria, Mayo 2002). La tasa de interés neutral puede descomponerse, al igual que cualquier tasa de interés, en la **tasa de interés real neutral** (TIRN) y la inflación esperada.

De acuerdo a Calderón y Gallego (2002), las tasas de interés reales están determinadas por los fundamentos de la economía en el largo plazo, y la política monetaria sólo puede afectarlas en el corto plazo. Por lo tanto, surge la pregunta ¿Cómo la tasa de interés de política monetaria real (TPMR) estaría vinculada con el nivel de equilibrio de las tasas reales de la economía? Debido a que es justamente la diferencia entre la

TIRN y la TPMP lo que determina lo expansivo de la política monetaria.

En resumen y a grosso modo, la TIRN y el producto potencial están determinados por los fundamentos de la economía en el largo plazo, estimaciones de estas variables conducen la política monetaria, fijando la tasa de interés de corto plazo. Por lo que se podría esperar que las tasas de interés de mercado de largo plazo recojan la información implícita en las tasas de corto plazo, determinadas indirectamente por los fundamentos económicos en el largo plazo, con un sentido de convergencia hacia un crecimiento de tendencia.

Crecimiento de Largo Plazo

En la literatura no existe una definición clara y unánime sobre la tasa de crecimiento de largo plazo¹, crecimiento de tendencia², tasa de crecimiento potencial³, pudiendo encontrar diferencias entre estos conceptos en los distintos documentos abordados. Parte de la ausencia de una convención se explica por pertenecer al conjunto de variables inobservables en la economía, lo que tienta a entregar una definición distinta dependiendo del modelo de estimación que se utilice.

Para investigar la relación entre el crecimiento de tendencia y las tasas de interés real neutral TIRN se optó por el

Modelo Paridad Internacional de tasas de interés y para las tasas de interés del sistema financiero se adoptaron las proxies tradicionales.

Modelo Paridad Internacional de Tasas de Interés

El modelo de Paridad Internacional de Tasas de Interés (IRP) es representativo para la estimación de la TIRN (variable no observable).

El modelo simple establece que el rendimiento esperado de las inversiones financieras locales “*i*” (Bonos de libre de riesgo en Chile) debe tender a igualarse con las inversiones en el exterior “*i**” (medido por los bonos del Tesoro norteamericano a un plazo similar), y estas últimas se ajustan por las variaciones esperadas en el tipo de cambio nominal “*e*”. Así de esta manera sin contemplar el efecto de posible coberturas cambiarias en el modelo IRP se puede definir como $i = i^* + e$.

El modelo anterior permite evaluar de manera indirecta la relación entre variables fundamentales y variables del mercado financiero, objetivo de la presente investigación.

Calderón y Gallego (2002) fueron los primeros en estimar una TIRN para el mercado Chileno bajo diferentes métodos,

1 En los textos tradicionales se define como la producción de pleno empleo, es decir, el nivel de producción alcanzado bajo total flexibilidad de precios. Los modelos utilizados para la estimación del producto potencial son aquellos llamados estructurales, estos permiten definir un equilibrio libre de fricciones de acuerdo a la teoría económica y definiendo una función de producción. Una clase particular de métodos estructurales son aquellos que utilizan vectores autorregresivos (SVAR)

2 Este concepto puede ser una interpretación alternativa del producto potencial, pero visto desde un enfoque que separa el crecimiento cíclico con el de tendencia. Entrando en detalle, toma relevancia la pregunta sobre si la serie de tiempo del producto es estacionaria en tendencia o en diferencias. Los modelos utilizados bajo este enfoque son los llamados semiestructurales o métodos de filtros estadísticos

3 Este concepto está estrechamente ligado a la teoría neoclásica de crecimiento, particularmente a la tasa de crecimiento de estado estacionario proporcionado por los modelos de crecimiento de largo plazo de Solow-Swan

entre ellos, estimaron una TIRN a través de una Paridad Internacional de Tasas de Interés, la cual esta relacionada con las condiciones de equilibrio de una economía pequeña y abierta como la chilena. Bajo este criterio plantearon la hipótesis que la tasa de interés real interna en el estado estacionario debería converger a la tasa de interés de paridad internacional. Para probar este enfoque, la TIRN debe ser igual a la tasa de interés real externa (r^*) ajustada por las expectativas de inflación real $[E(e)]$, los impuestos a los flujos de capitales τ , y las primas de riesgo soberano ρ_s y riesgo cambiario ρ_e . Con lo cual formularon el siguiente modelo:

$$TIRN = (r^*) + [E(e)] + \tau + \rho_s + \rho_e$$

Un segundo estudio que utilizó el modelo IRP en el mercado chileno, fue el de Fuentes, et. al, quienes incorporaron otras variables diferentes a las anteriores de Calderón et. al. para estimar la TIRN. Ellos, fundamentalmente basaron su proyección utilizando una tasa de interés internacional corregida por la tasa de depreciación esperada y los premios por riesgo país y riesgo cambiario, formulando la siguiente ecuación para determinar una tasa de interés nominal para Chile (i):

$$i = i^* + e^e + \rho_s + \rho_e$$

Donde i^* es la tasa de interés nominal internacional, e^e es la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio nominal, τ es

el premio por riesgo soberano y ρ_e es el premio por riesgo del tipo de cambio. Ellos tomaron los valores de mediano plazo para los componentes de la ecuación de paridad, y derivaron una estimación para la tasa de Interés neutral (nominal).

Para i^* tomaron la TIRN de EE.UU. estimada por ellos mismos, basándose en el método de Laubach y Williams (2003), con datos hasta el 2007 para EE.UU., y le restaron la meta de inflación de la Fed. Luego para obtener la depreciación nominal esperada, utilizaron la definición de tipo de cambio real:

$$e^e = RER + (\pi - \pi^*)$$

$$e^e = RER + (\bar{\pi} - \bar{\pi}^*)^4$$

Donde RER es la depreciación esperada del tipo de cambio real y $(\bar{p} - \bar{p}^*)$ corresponden a las metas de inflación nacional e internacional, respectivamente. Supusieron que la productividad en el sector transable relativa al sector no transable crecía a un ritmo similar en Chile con respecto al resto del mundo, por lo que utilizaron una apreciación del tipo de cambio real entre 0% y 0.5%. El diferencial entre las metas de inflación nacional e internacional se estimó en un 0.5%, considerando la meta de inflación interna de 3% y una meta de inflación de EE.UU. de 2.5%. Para el premio por riesgo país, consideraron un EMBI⁵ promedio de largo plazo de 100 puntos base (más/menos 20 puntos base). Para el premio

4 $\bar{p} - \bar{p}^*$ En este caso – representan lo implícito

5 EMBI son las siglas en inglés por Índice de Bonos de Mercados Emergentes, el cual es un índice que registra el diferencial entre el retorno de un bono del país y un retorno de un bono libre de riesgo en EE.UU. calculado por JP Morgan.

por riesgo cambiario como no tenían ningún antecedente mejor, asumieron que dicho riesgo era completamente diversificable (0 pb). Sobre la base de este enfoque, se obtuvo una tasa de interés nominal en el rango [5.3%-6.2%]. Luego consideraron la meta de inflación del Banco Central de Chile como la inflación esperada, y obtuvieron una TIRN en el rango [2.3% y 3.2%].

Tasa de Retorno del Mercado Financiero

En el mercado financiero chileno, el Banco Central de Chile (BCCCH) y la Tesorería General de República (TGR) mantienen una constante emisión de instrumentos de deuda tanto en pesos como reajustables en UF, los instrumentos reajustables en UF (objeto de análisis en esta investigación) existen en una gran variedad de plazos, el instrumento más largo BTU-30⁶ corresponde a una madurez de 30 años con una duración aproximada de 19,6 años al momento de su primera emisión.

En la actualidad el instrumento BTU-30 sería considerado como de referencia para una tasa de interés libre de riesgo de largo plazo, sin embargo, estas emisiones sólo comenzaron en Marzo del año 2008. Antes de esa fecha y desde Septiembre 2002 el instrumento de referencia para una tasa de interés de largo plazo era el BTU-20⁷ de 20 años plazo y con una duración aproximada de 14,6 años. Cabe notar, que a pesar de existir instrumentos con duración superior a 10 años, su liquidez y profundidad en el mercado local no es suficiente para tener cotizaciones diarias de los instrumentos. Antes de Septiembre 2002 los instrumentos

de mayor plazo eran los BCU-10⁸ y PRC-20⁹ ambos con una duración aproximada de 8,6 años y una madurez de 10 y 20 años respectivamente.

Estos últimos instrumentos, a pesar de tener una estructura de pago de cupones diferente, son considerados equivalentes debido a su similar duración, esto permite que las cotizaciones en el mercado financiero de estos instrumentos se agrupen en un *Benchmark* llamado UF-10 que se utiliza como referencial de cotización de instrumentos en UF a 10 años. Los cuales, debido a su liquidez y disponibilidad en todo el periodo de análisis, son los utilizados como referencia de tasas de interés libre de riesgo de largo plazo en el mercado financiero.

Análisis de Cointegración

En términos económicos, dos variables serán cointegradas si existe una relación de largo plazo, o de equilibrio entre ambas. En cualquier momento del tiempo pueden existir desviaciones respecto del valor de equilibrio, pero estas diferencias son transitorias, es decir, existen fuerzas económicas que empujan estas variables hacia su relación de equilibrio (Wooldridge, 2001).

El trabajo empírico basado en series de tiempo supone que la serie en cuestión es estacionaria. En resumen, si una serie de tiempo es estacionaria, su media, su varianza y su autocovarianza (en los diferentes rezagos) permanecen iguales sin importar en el momento en que se midan; es decir,

6 Bono de la Tesorería General de la República en UF.

7 Bono de la Tesorería General de República en UF

8 Bono del Banco Central en UF

9 Pagaré Reajutable en UF del Banco Central

son invariantes en el tiempo (Gujarati, 2004). Tal serie tenderá a regresar a su media (llamada reversión a la media) y las fluctuaciones alrededor de esta media (medida por su varianza) tendrán una amplitud constante muy amplia.

En general, si una serie de tiempo (no estacionaria) debe diferenciarse d veces para hacerla estacionaria, se dice que es integrada de orden d . Una serie de tiempo $Y_{(t)}$ integrada de orden d se denota como $Y_{(t)} \sim I(d)$. Si una serie de tiempo es estacionaria desde el principio (es decir, no requiere ninguna diferenciación), se dice que es integrada de orden cero y se denota mediante $Y_{(t)} \sim I(0)$. Por tanto, los términos "serie de tiempo estacionaria" y "serie de tiempo integrada de orden cero", dan a entender la misma idea (Gujarati, 2004).

Desde el punto de vista de la econometría dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden $I(1)$ están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden $I(0)$.

Aunque el interés se centra en las series de tiempo estacionarias, a menudo aparecen las series de tiempo no estacionarias, siendo el clásico ejemplo el modelo de caminata aleatoria (MCA). La regresión de una serie de tiempo no estacionaria sobre otra no estacionaria podría causar una relación espuria. En econometría se utiliza la denominación de regresión espuria para el

caso en el que la relación que encontramos entre dos o más variables con tendencia, simplemente se deba a que cada una de ellas está creciendo en el tiempo (Wooldridge, 2001).

Como Granger observa: "Una prueba para la cointegración puede considerarse como una pre-prueba para evitar las situaciones de regresiones espurias".¹⁰ Este autor propone un enfoque¹¹ para probar la cointegración entre variables, el cual presenta las siguientes características:

Enfoque de Engle-Granger (1987)¹²

- Aplicable a modelos uniecuacionales (con dos o más variables)
- Método en dos etapas basado en los residuos estimados.
- Asume a priori que existe un solo vector de cointegración en el modelo.
- El resultado de este método de cointegración puede cambiar dependiendo de cual variable se seleccione como dependiente.

El método de Engle-Granger consiste en realizar la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller (DF) o Dickey-Fuller Aumentada (DFA)¹³ sobre los residuos estimados a partir de la regresión cointegrante. Si los residuos de la regresión son $I(0)$, es decir, son estacionarios, la regresión analizada es cointegrante y no espuria, aún cuando las dos variables, en lo individual, son no estacionarias (Gujarati, 2004).

10 C.W.J. Granger, "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables", en *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, 1986, página 226.

11 HL Mata, Manual de trabajo "Nociones Elementales de Cointegración Procedimiento de Engel-Granger", 2004 página 6.

12 Otra prueba de cointegración, pero que requiere una gran cantidad de datos, corresponde al enfoque de Soren Johansen, este consiste en colocar en un vector autoregresivo las series que presenten raíces unitarias, a partir del cual se puede probar la existencia de una o más combinaciones lineales $J(U)$ o vectores de cointegración, como también se les denomina.

13 Ver Anexo N° 2.

Mecanismo de Corrección de Errores

Una vez que sabemos que dos variables tienen la propiedad de la cointegración, puede considerarse que han sido generadas por lo que es conocido como un “modelo de corrección del error”, en que las variaciones de una de las series se explican en función de los retardos de la diferencia entre las series (posiblemente tras un ajuste de escala) y los retardos de las diferencia de cada serie (Granger 2003).

Al validar una relación de equilibrio de largo plazo, esto no implica que en el corto plazo no puedan existir desequilibrios. En consecuencia, se puede tratar el término de error como el “error de equilibrio”. Y se puede utilizar este término de error para atar el comportamiento de corto plazo de la variable explicada con su valor de largo plazo. El mecanismo de corrección de errores (ECM) utilizado por primera vez por Sargan y popularizado más tarde por Engle y Granger, corrige el desequilibrio:

Comportamiento de Corto Plazo:

$$\hat{U}_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 x_t$$

Comportamiento de Largo Plazo:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t$$

El mecanismo más simple de Corrección de Errores es:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde:

Δ : Denota la primera diferencia de las variables x e y, respectivamente.

\hat{U}_{t-1} : Es el mecanismo de corrección del error. Se usa para corregir el desequilibrio a corto plazo.

α_2 : Es el parámetro de ajuste a corto plazo. La significación estadística de α_2 indica la proporción del desequilibrio en y, que es corregido en el siguiente periodo. Mientras más acerca esté α_2 de 1, más rápido será el ajuste hacia el equilibrio.

Dado que las series x e y están cointegradas, esto implica que hay una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas, no obstante, en el corto plazo pueden haber desequilibrio. El término error \hat{U}_t en la regresión de cointegración se interpreta como el error de equilibrio y es éste, precisamente, el que sirve para atar la conducta de corto plazo de la variable explicada (y) con su valor de largo plazo.

■ 2. Metodología

Las variables que cointegran mantienen algunas propiedades potencialmente útiles para analizar teorías basadas en el “equilibrio económico”, como la mantención de un ratio constante entre las predicciones de dos series que están cointegradas. Es así, que se encuentran trabajos donde se analiza la cointegración entre el crecimiento de largo plazo del PIB y la Balanza de Pagos para México (Loría, Torres y García-Ramos 2009), encontrando una relación de largo plazo. Por otro lado, un estudio de la relación de cointegración de la Paridad Descubierta de la Tasa de Interés entre la economía Colombiana y Estadounidense arroja que las variables no están cointegradas (Ramírez, 2007).

Con el objeto de responder la hipótesis planteada en este trabajo, referida a la existencia de una relación de largo plazo entre el Crecimiento de Tendencia, la Tasa de Interés Real Neutral y las Tasas de Retorno de los instrumentos de deuda libre de riesgo del mercado chileno, se realizó un análisis de Cointegración para tres relaciones funcionales de largo plazo:

Primero, la relación de largo plazo entre la tasa de Crecimiento de Tendencia, la Tasa de Interés Real Neutral. Segundo, la relación de largo plazo entre la tasa de Crecimiento de Tendencia y las Tasas de Interés del Mercado Financiero chileno. Tercero, la relación de largo plazo entre la Tasa de Interés Real Neutral y las Tasas de Interés del Mercado Financiero chileno.

Para estimar cada una de las tres variables en estudio se construyeron series de tiempo. Luego de contar con las tres series se procedió a realizar el análisis de Cointegración, de acuerdo a Engle-Granger se procede con los siguientes pasos:

Determinar orden de integración de cada una de las series escogidas, testear la causalidad entre las series seleccionadas, especificar y estimar la relación funcional de largo plazo, contrastar si los residuos estimados tienen raíz unitaria, estimar Modelo de Corrección de Errores si variables cointegran.

Debido al alcance de esta investigación, la especificación y estimación de la relación de largo plazo sólo se realizó en el contexto de un modelo de regresión lineal simple (una variable independiente con constante). El modelo de corrección de errores que se desprende de análisis de cointegración también se efectúa bajo el contexto de una regresión lineal.

2.1 Periodo de la Muestra y Selección de Series de Tiempo

En consideración de la disponibilidad y necesidad de un tamaño muestral aceptable, las series utilizadas corresponden a datos

mensuales entre Enero del año 2000 y Diciembre del año 2009, en total 120 observaciones.

Para el Crecimiento de Tendencia se utilizó la tasa de crecimiento mensual de la serie publicada en el Banco Central de Chile bajo la glosa "IMACEC Tendencia- Ciclo", debido a la periodicidad de los datos y porque además cumple con entregar criterios de crecimiento que cumplen con el propósito de la presente investigación, tales como tendencia de largo plazo y consideración de los ciclos de aceleración y desaceleración en que se encuentra la economía (Héctor Valle, Banco Central de Guatemala)¹⁴. Estas señales (desprovista de ruidos: estacionalidad, días laborales, componente irregular) son los fundamentos que debiesen afectar la trayectoria de las tasas de retorno de los instrumentos de deuda de largo plazo transados en el mercado financiero chileno. Los valores de esta serie son publicados en forma mensual por el Banco Central de Chile en su página web¹⁵.

Para estimar la variable TIRN se utilizó el modelo de paridad de tasas de interés en una economía abierta de acuerdo a Fuentes, et. al. La estimación se realizó utilizando el promedio mensual de todas las variables involucradas en la siguiente expresión:

$$i = i^* + e^{\hat{e}} + \rho_s + \rho_e$$

Donde i^* es la tasa de interés nominal internacional, $e^{\hat{e}}$ es la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio nominal, r_s es el premio por riesgo soberano y r_e es el premio por riesgo del tipo de cambio.

14 <http://www.banguat.gob.gt/inveco/notas/articulos/envolver.asp?karchivo=1801&kdisc=si>

15 www.bcentral.cl

A diferencia del estudio mencionado y con el objeto de evaluar la información contenida en los mercados financieros, se utilizó para i^* la tasa de retorno de los Bonos del Tesoro Norteamericano (Treasury 10). Luego para obtener la depreciación nominal esperada, se utilizó la definición de tipo de cambio real:

$$\hat{e} = R\hat{E}R + (\pi - \pi^*), \quad \bar{e} = R\bar{E}R + (\bar{\pi} - \bar{\pi}^*),$$

Donde $R\hat{E}R$ es la depreciación esperada del tipo de cambio real p y p^* corresponden a la inflación implícita en los instrumentos de deuda de Chile y USA respectivamente.

Debido a la ausencia de datos uniformes para estimar la inflación implícita en el mercado chileno, ésta fue calculada a distintos plazos. Esta ausencia de datos radica en que durante el periodo de análisis no se contaba con una variedad significativa de instrumentos nominales, la gran mayoría de deuda era expresada en UF, por lo tanto, no era posible calcular inflación implícita en plazos donde no existían instrumentos nominales (de acuerdo a la ecuación de Fischer la tasa de interés nominal es igual a la tasa de interés real más la tasa de inflación). Sin embargo, el criterio fue la utilización de instrumentos nominales a mayor plazo disponible para el cálculo de la inflación implícita, El periodo de estudio puede ser dividido en tres de acuerdo a la disponibilidad de instrumentos nominales

Para el periodo entre enero del año 2000 hasta marzo del año 2002 solo se contaba con instrumentos nominales (PDBC) hasta un año plazo, por lo que se obtuvo la inflación implícita de un año (serie disponible en el BCCH). Para el periodo desde abril del año 2002 hasta marzo del año 2004 se obtuvo la inflación implícita de instrumentos de duración cercana a 5 años

(datos disponibles en el BCCH) y desde abril del año 2004 hasta marzo del año 2009 se obtuvo la inflación implícita de instrumentos de duración cercana a 10 años (Datos diarios disponibles en las transacciones de la Bolsa de Comercio de Santiago). Para el caso de USA la inflación implícita se obtuvo del Tesoro Nominal e Indexado a 10 años (Datos obtenidos de Bloomberg). A diferencia de Fuentes, et al. Donde RER fue asumido entre 0 y 0,5%, en esta investigación los cálculos se realizaron con un 0%, pero fácilmente reemplazables por 0,5% en el rango final, solo se debe sumar 0,5% al resultado.

Para r_s se utilizó el EMBI para Chile disponible en el BCCH, serie disponible mensualmente. Y para r_{e^*} , al igual que Fuentes et. Al. Se considero diversificable e igual a 0.

Con todos los datos se obtuvo una tasa de interés interna Nominal en periodo mensual, que al igual que Fuentes et. al. se descuenta la inflación objetivo del BCCH (3%) como la inflación esperada para obtener finalmente la TIRN.

Para la tasa de interés de largo plazo se utilizó la tasa de interés diaria del BCU-10, luego se calcula el promedio mensual, el criterio fue la liquidez y profundidad de este instrumento a lo largo de todo el periodo de estudio.

■ 3. Resultados

En este apartado se presentan los resultados obtenidos a partir de la metodología planteada en el capítulo anterior. En primer lugar se analizó el orden de integración de cada una de las series seleccionadas, en segundo lugar se testeó la causalidad entre las variables, posteriormente se especificó y estimó la relación funcional a largo plazo para cada par de variables bajo el contexto

de un modelo de regresión lineal (MRL) y se examinó la Cointegración de los residuos estimados a partir de las relaciones funcionales especificadas. Por último, se presenta el resultado entregado por el Mecanismo de Corrección de Errores.

Todos los resultados presentados en esta investigación fueron obtenidos a partir de la aplicación del Software Econométrico Eviews.

Orden de Integración de las Series¹⁶

En el cuadro N° 1 se presenta un resumen de los resultados obtenidos de la prueba de Dickey-Fuller Aumentada a cada una de las series. En el cuadro N° 1, se analizó en primer lugar las variables en nivel, obteniendo que para todas las series el estadístico ADF es mayor (menos negativo) que el valor crítico de McKinnon al 1%, 5% y 10%, por lo cual no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, concluyendo que cada una de las series en nivel es no estacionaria.

Cuadro N° 1

Prueba aumentada de Dickey-Fuller

En nivel

Seri	Estadístico ADF	Test Critical Values			Estacionariedad
		1%	5%	10%	
DIMAC	-1,756792	-4,041280	-3,450073	-3,150336	No
IRP	-2,093325	-4,036983	-3,448021	-3,149135	No
UF10	-2,037108	-4,038365	-3,448681	-3,149521	No

En el cuadro N° 2, se presentan los resultados del testeo a las variables en primeras diferencias, obteniendo como era de esperar, que todas las series son estacionarias en primeras diferencias, esto

debido a que el estadístico ADF es menor (más negativo) que el valor crítico de McKinnon al 1%, 5% y 10%, por lo cual se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria.

Cuadro N° 2

Prueba aumentada de Dickey-Fuller

En Primeras Diferencias

Seri	Estadístico ADF	Test Critical Values			Estacionariedad
		1%	5%	10%	
DPIB	-5,443091	-3,489117	-2,887190	-2,580525	Si
IRP	-5,837793	-3,487550	-2,886509	-2,580163	Si
UF10	-9,057115	-3,487046	-2,886290	-2,580046	Si

¹⁶ Ver Anexo N° 3.

Los resultados entregan el orden de integración de las variables, debido a que en nivel son no estacionarias y al diferenciar estas se convierten estacionarias, se concluye que tienen un orden de integración **I(1)**.

Prueba de Causalidad de las Series¹⁷

Para testear la causalidad entre las series se utilizó la prueba de Granger¹⁸, la cual

distingue cuatro casos de causalidad entre dos variables¹⁹ (x e y). El primer y segundo caso consiste en la Causalidad Unidireccional, en la cual la variable x causa a la variable y ó y causa a x respectivamente. El tercer caso corresponde a la Causalidad Bidireccional y radica en la retroalimentación producida entre las variables x e y. El cuarto caso corresponde a la Independencia Causal y se produce cuando x no causa a y y no causa a x.

Cuadro N° 3

Test de Casualidad de Granger

Hip. Nula	F-Statistic	Probability	Decisión
IRP no causa DIMAC	1,92450	0,05210	No rechazar Hip. Nula
DIMAC no causa IRP	2,23361	0,02266	Rechazar Hip. Nula
Hip. Nula	F-Statistic	Probability	Decisión
UF10 no causa DIMAC	0,90342	0,53368	No rechazar Hip. Nula
DIMAC no causa UF10	0,66747	0,75149	No rechazar Hip. Nula
Hip. Nula	F-Statistic	Probability	Decisión
UF10 no causa IRP	0,90909	0,52853	No rechazar Hip. Nula
IRP no causa UF10	1,45386	0,17038	No rechazar Hip. Nula

De acuerdo a los resultados presentados en el cuadro N° 3, se concluye que la relación propuesta entre las variables DIMAC e IRP corresponde a una Causalidad Unidireccional, donde DIMAC causa a IRP. Para las otras dos relaciones planteadas, DIMAC-UF10 e IRP-UF10, ambas corresponden al caso de Independencia Causal.

Especificación y Estimación de la Relación Funcional

De lo obtenido en el testeo de causalidad y debido a que el resultado de la aplicación del método de Cointegración Engle-Granger puede cambiar dependiendo de cual variable se seleccione como explicada o explicativa, para las relaciones con

¹⁷ Ver Anexo N° 4.

¹⁸ Prueba propuesta por Granger en el año 1969 y popularizada posteriormente por Sims en el año 1972.

¹⁹ HL Mata, "Nociones Elementales de Cointegración Procedimiento de Engel-Granger", página 59.

Independencia Causal se probó la cointegración considerando a ambas series como posible variable dependiente. Para la relación con Causalidad Unidireccional (DIMAC-IRP), se analizó la cointegración considerando a la variable IRP como dependiente.

Como se señaló anteriormente y debido a que el alcance de esta investigación es

evaluar la relación de largo plazo, sólo se realizó el análisis en el contexto de un modelo de regresión lineal simple (una variable independiente con constante).

En la figura N° 1 se presenta la salida de Eviews para la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y la tasa de Interés Real Neutral (IRP).

Figura N° 1

Cointegración IRP		Obs 119			R2	R ² Adj	DW
IRP	=	5,3706	+ -4,1327	DIMAC	0,2712	0,265	0,124
		0,2342	0,6262				

Los resultados muestran significativa a DIMAC para explicar a IRP. El bajo valor del estadístico Durbin-Watson es indicativo de autocorrelación positiva en los errores y también podría ser indicativo de no Cointegración. Dado que el valor del R² es mayor que el valor de DW, se sospecha de

que la regresión estimada es espuria.

En las figuras N° 2 y N° 3 se presentan las salidas de Eviews para la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Figura N° 2

Cointegración DIMAC		Obs 119			R2	R ² Adj	DW
DIMAC	=	0,4177	+ -0,0300	UF 10	0,0390	0,0300	0,0254
		0,0496	0,0138				

Figura N°3

Cointegración UF10		Obs 119			R2	R ² Adj	DW
UF10	=	3,7604	+ -1,297	UF 10	0,039	0,03	0,044
		0,2223	0,4954				

Los resultados muestran significancia entre las variables DIMAC y UF10, sin embargo, un bajo ajuste del modelo y una baja significancia conjunta, además el bajo valor del DW indica una autocorrelación positiva en los errores y podría ser indicativo de no Cointegración. Ambas variables no presentan entre sí una relación causal, por

lo cual se concluye que la relación planteada es espuria.

En las figuras N° 4 y N° 5 se presentan las salidas de Eviews para la relación entre la Tasa de Interés Real Neutral (IRP) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Figura N°4

Cointegración IRP		Obs 120			R ²	R ² Adj	DW
IRP	=	0,9225	+	0,9374	UF 10	0,6112	0,6079
		0,2499		0,0688			0,3388

Figura N°5

Cointegración IRP		Obs 120			R ²	R ² Adj	DW
UF10	=	0,7112	+	0,652	UF 10	0,6112	0,6079
		0,2101		0,0478			0,2882

Los resultados muestran un buen ajuste del modelo y una alta significancia conjunta. El bajo valor del DW indica una autocorrelación positiva en los errores. En consideración que ambas variables no presentan entre sí una relación causal y dado que $DW > R^2$, se concluye que ambas regresiones corresponden a una relación espuria.

Prueba de Cointegración de los Residuos Estimados²⁰

Una vez guardados los residuos estimados a partir de las relaciones funcionales especificadas en el paso anterior, se procede a realizar la prueba de Dickey-Fuller Aumentada para testear si éstos son o no estacionarios.

En el cuadro N° 4 se presenta los resultados del test de los residuos estimados de la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y la Tasa de Interés Real Neutral (IRP).

Cuadro N°4

Cointegración DIMAC - IRP

Serie Endógena	Serie Exógena	Estadístico ADF	Test Critical Values	Decisión	Cointegración
DIMAC	IRP	-3,065044	1% -2,584707	Rechazar Hip. Nula	Si
			5% -1,943563	Rechazar Hip. Nula	Si
			10% -1,614927	Rechazar Hip. Nula	Si

Se observa que se rechaza la hipótesis de raíz unitaria, por lo que los residuos son $I(0)$, señalando Cointegración entre las variables.

En el cuadro N° 5 se muestran los resultados del test de los residuos estimados de la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Cuadro N°5

Cointegración DIMAC - UF10

Serie Endógena	Serie Exógena	Estadístico ADF	Test Critical Values	Decisión	Cointegración
DIMAC	UF10	-3,953669	1% -2,585050	Rechazar Hip. Nula	Si
			5% -1,943612	Rechazar Hip. Nula	Si
			10% -1,614897	Rechazar Hip. Nula	Si

| 20 Ver Anexo N° 5.

Continuación de Cuadro N°5

Cointegración DIMAC - UF10

Serie Endógena	Serie Exógena	Estadístico ADF	Test Critical Values	Decisión	Cointegración
UF10	DIMAC	-2,766732	1% -2,585050	Rechazar Hip. Nula	Si
			5% -1,943612	Rechazar Hip. Nula	Si
			10% -1,614897	Rechazar Hip. Nula	Si

Se observa que sólo la diferencia del IMACEC de Tendencia-Ciclo como variable explicativa sobre las tasas de mercado al 1%, 5% y 10% cointegran.

En el cuadro N° 6 se exponen los resultados del test de los residuos estimados de la relación entre Tasa de Interés Real Neutral (IRP) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Cuadro N°6

Cointegración IRP - UF10

Serie Endógena	Serie Exógena	Estadístico ADF	Test Critical Values	Decisión	Cointegración
IRP	UF10	-3,255649	1% -2,584539	Rechazar Hip. Nula	Si
			5% -1,943540	Rechazar Hip. Nula	Si
			10% -1,614941	Rechazar Hip. Nula	Si

Serie Endógena	Serie Exógena	Estadístico ADF	Test Critical Values	Decisión	Cointegración
UF10	IRP	-3,209886	1% -2,584539	Rechazar Hip. Nula	Si
			5% -1,943540	Rechazar Hip. Nula	Si
			10% -1,614941	Rechazar Hip. Nula	Si

Los resultados entregan Cointegración hasta el 10% de significancia.

(ECM) para cada una de las relaciones de largo plazo propuestas.

Mecanismo de Corrección de Errores (ECM)

A partir de los resultados obtenidos en el análisis de Cointegración, a continuación se presentan las ecuaciones estimadas a través del Mecanismo de Corrección de Errores

En la figura N° 6 se presenta la salida de Eviews para el Mecanismo de Corrección de Errores de la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y la Tasa de Interés Real Neutral (IRP).

Figura N° 6

Cointegración DIRP	Obs 118	R ²	R ² Adj	DW
DIRP = -0,0386 + -4,5794 DDIMAC + -0,0988 RRESIRPDIMAC		0,1147	0,099	1,9409
0,0426 + 1,4453				
				0,0328

Los resultados muestran significativo el modelo estimado. El término -0,098863 es el Mecanismo de Corrección de Errores. El signo negativo actúa para reducir el desequilibrio en el próximo periodo, en este caso, mensualmente.

En las figuras N° 7 y N° 8 se presentan las salidas de Eviews para el Mecanismo de Corrección de Errores de la relación entre el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Figura N° 7

Cointegración DDIMAC	Obs 118	R ²	R ² Adj	DW
DDIMAC = 0,0002 + -0,0075 DUF10 + -0,0152 RRESIRPDIMACUF10		0,014	-0,0031	0,2108
0,0028 0,0105 0,0145				

Figura N° 8

Cointegración DUF 10	Obs 118	R ²	R ² Adj	DW
DUF = -0,0324 + -0,9416 DDIMAC + -0,0514 RRESUF10DIMAC		0,062	0,0464	1,4218
0,0244 0,8047 0,0192				

Los resultados muestran un bajo ajuste en ambos modelos y la no significancia reciproca entre las variables. Sólo en el modelo en que el Crecimiento de Tendencia Ciclo (DIMAC) explica las Tasas del Mercado Financiero (UF10), resultó significativo el parámetro del Mecanismo de Corrección de Errores.

En las figuras N° 9 y N° 10 se presentan las salidas de Eviews para el Mecanismo de Corrección de Errores de la relación entre la Tasa de Interés Real Neutral (IRP) y las Tasas del Mercado Financiero (UF10).

Figura N° 9

Cointegración DIRP	Obs 119	R ²	R ² Adj	DW
DIRP = -0,0451 + -0,2212 DUF 10 + -0,0889 RRESSIRPUF10		0,06	0,0438	1,7515
0,0439 0,1674 0,0451				

Figura N° 10

Cointegración DUF10	Obs 119	R ²	R ² Adj	DW
DUF 10 = -0,0356 + -0,0731 DIRP + -0,1031 RRESUF10IRP		0,129	0,114	1,327
0,0233 0,048 0,0281				

Las salidas de Eviews muestran una bajo ajuste en ambas regresiones y la no significancia reciproca entre las variables. Sólo en el modelo en que la Tasa de Interés

Real Neutral (IRP) explica las Tasas del Mercado Financiero (UF10), resultó significativo el parámetro del Mecanismo de Corrección de Errores.

■ 4. Conclusiones

En la búsqueda de fundamentos económicos que expliquen la tasa de retorno de los instrumentos de deuda de largo plazo en el mercado financiero, nos encontramos con que no existe una explicación teórica de consenso que relacione los precios de los activos financieros con la Tasa de Interés Real Neutral (TIRN) o el Crecimiento de largo plazo de una economía.

La principal dificultad para encontrar definiciones de convención en la literatura radica en que las variables fundamentales de largo plazo son inobservables y cuya definición se adapta dependiendo del método de estimación utilizado.

Como referencia de variables fundamentales para explicar los movimientos de las tasas de interés de largo plazo (UF10), se utilizó la diferencia del IMACEC Tendencia-Ciclo (DIMAC) y la Tasa de Interés Real Neutral (estimada a través del modelo IRP), con las cuales se propusieron tres relaciones para probar la Cointegración y así determinar si existe un equilibrio de largo plazo entre estas variables. Las relaciones propuestas fueron DIMAC-IRP, DIMAC-UF10 y IRP-UF10.

En la relación DIMAC-IRP, se observa una Causalidad Unidireccional donde DIMAC explica a IRP. Al testear la cointegración, resultó que existe una relación de equilibrio entre ambas variables y el Mecanismo de Corrección de Errores arrojó que los parámetros de corto y largo plazo son significativos. Estos resultados empíricos son una evidencia de la relación de largo plazo entre el Crecimiento de Tendencia-Ciclo y la Tasa de Interés Real Neutral (variable inobservable de la economía), con esto es posible fundamentar que el modelo de Paridad Internacional de Tasas de Interés

es un modelo adecuado para estimar la TIRN.

La relación DIMAC-UF10, arrojó Independencia Causal. La cointegración se produce cuando DIMAC explica a UF10, sin embargo, al regresionar el Modelo de Corrección de Errores, sólo resultó significativo el parámetro de corto plazo, lo cual se explicaría por un error de especificación en la regresión. Los resultados obtenidos de esta relación muestran evidencia de que los agentes financieros incorporan los fundamentos económicos en sus decisiones.

La relación IRP-UF10, mostró Independencia Causal. A diferencia del caso anterior, la cointegración se produce tanto cuando IRP explica a UF10 como cuando UF10 explica a IRP. Al regresionar el Mecanismo de Corrección de Errores, sólo resultó significativo el parámetro de corto plazo en el modelo en que IRP explica a UF10, lo cual se explicaría por un error de especificación en la regresión. Al igual que en el caso anterior, los resultados presentan evidencia de que los agentes financieros incorporan los fundamentos económicos en sus decisiones.

De acuerdo a los resultados obtenidos en esta investigación, se concluye que en Chile existe una relación de largo plazo entre la Tasa de Crecimiento de Tendencia, la Tasa de Interés Real Neutral y las tasas de retornos reales de largo plazo de los activos financieros, por lo cual no se rechaza la hipótesis formulada en esta investigación.

Con los resultados obtenidos, es plausible esperar que los retornos de los instrumentos libre de riesgo de largo plazo se mantengan dentro de un rango proporcional a la estimación de la tasa de interés real neutral, y cualquier desalineación entre estos rangos podría ser considerado una oportunidad de

inversión o financiamiento, siempre y cuando el shock que produce la desalineación no provoque un cambio proporcional en la tasa de crecimiento de tendencia.

■ 5. Referencias

- Archibald, Joane y Hunter Leni. (2001) "What is the neutral interest rate, and we can use it?" Reserve Bank of New Zealand, Bulletin Vol 64 N-3.
- Baeza, W. (2004). "Tasa de Interés Neutral" Minuta GAM N°34, Banco Central de Chile.
- Basdevant, O., N. Björksten y Ö. Karagedikli (2004). "Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand." Discussion Paper Series 2004/01, Reserve Bank of New Zealand.
- Bernhardsen T. (2005). "The Neutral Real Interest Rate." Staff Memo N°2005/1, Norges Bank.
- Bomfim, Antulio. (2001) "Measuring equilibrium real interest rates: What can we learn from yields on indexed bonds?" Federal Reserve Board.
- Calderón, César y Francisco Gallego (2002) "La tasa de interés real neutral en Chile". En Economía Chilena. Volumen 5, No.2. Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile.
- Clark, T.E. y S. Kozicki (2005) "Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time." The North American Journal of Economics and Finance 16(3): 395-413.
- Fuentes, R., Gredig, F. y Larraín, M. (2008). "La Brecha de Producto en Chile: Medición y Evaluación." Economía Chilena 11(2): 7-30.
- Fuentes, R., and Gredig F (2008)., "Tasa de Interés Neutral; Estimaciones para Chile". Working Paper (2008-08) Revista de Economía del Banco Central de Chile, Volumen 11 - N°2 / agosto 2008.
- Granger, C. "Developments in the Study of Co-Integrated Economic Variables", en Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 48, 1986
- Mesonnier J-S and J-p Renne (2004) "A time-Varying" Natural Rate of Interest for the Euro Area" Banque de France, Working Paper (2004-8)
- Muñoz, Evelyn and Tenorio Edwin (2007-11) "Estimación de la Tasa de Interés Real Neutral para la Economía Costarricense". (1991-2006). Documento de trabajo del Banco de Costa Rica, elaborado por el departamento de Investigación Económica.
- Lam, Jean Paul and Tkacz Greg (2004-9) "Estimating Policy-Neutral Interest Rates For Canada Using a Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework".
- Laubach, Thomas y John Williams. (2001). "Measuring the natural rate of interest". Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Loria, D. Torres, D. y García-Ramos, J. (2009). "La metodología VAR Cointegrado. Un modelo de crecimiento económico para México", 1988-2007
- Ramírez, A. (2007) "Cointegración y Paridad Descubierta de la Tasa de Interés en la economía Colombiana".
- Rosende, F. (2002). "La Nueva Síntesis Keynesiana: Análisis e Implicancias de Política Monetaria".

- Schmidt-Hebbel, K. "El crecimiento económico en Chile" (2006)
- Valle, H. aspectos conceptuales sobre la extracción de señales a una serie de tiempo y su aplicación empírica al índice mensual de actividad económica –IMAE-
- Wooldridge, J. "Introducción a la econometría", 2001 Segunda Edición