



Facultad de Ciencias Económicas
Universidad de Buenos Aires



Maestría en Economía

Tesis de Maestría

“Un estudio empírico sobre los determinantes del diferencial de tasas de interés nominales entre Argentina y Estados Unidos durante la última década”

Autor: Lic. Ariel Ruffo

Director de Tesis: Dr. Daniel Heymann

Buenos Aires, 13 de noviembre de 2013

Resumen Ejecutivo

El presente trabajo representa una primera aproximación al estudio de los determinantes del diferencial existente entre la tasa de interés BAIBOR en pesos argentinos y la tasa de interés LIBOR en dólares estadounidenses, durante la última década. Para ello, se utilizó un modelo de determinación del diferencial de tasas de interés nominal (ex – ante), con el propósito de evaluar cual es la influencia que ejercen las expectativas inflacionarias y cambiarias, el riesgo de default soberano y los cambios en la estructura temporal de las tasas de interés internacionales en la determinación del diferencial de tasas de interés entre Argentina y Estados Unidos. En base a ello, se estimó un sistema de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR), con el objeto de poder resolver los problemas de identificación inherentes a las relaciones de causalidad entre las variables seleccionadas.

El ejercicio de contrastación empírica se practicó para el modelo teórico planteado, tanto para el supuesto de existencia de expectativas inflacionarias y de devaluación cambiarias extrapoladas, anticipadas (previsión perfecta), como para el caso de las estimadas, arrojando similares resultados en ambas situaciones.

En los tres casos anteriormente planteados, los resultados revelan que el diferencial de tasas de interés es explicado principalmente por la brecha existente entre las tasas esperadas de inflación minorista doméstica y la de Estados Unidos y por la existencia de una prima por riesgo cambiario. Asimismo, se encontró evidencia en favor de la existencia de una prima por riesgo soberano, de menor poder explicativo.

Del análisis de las funciones de impulso y respuesta del modelo VAR estructural para cada una de las alternativas propuestas, se concluye que la brecha existente entre las tasas esperadas de inflación minorista de ambas economías tendría un mayor impacto que las primas por riesgo cambiario y soberano sobre el diferencial de tasas de interés.

Palabras Claves: *Diferencial de tasas de interés nominales, Diferencial de tasas de inflación minoristas, Prima por Riesgo cambiario, Prima por Riesgo soberano, VAR Estructural, Funciones de Impulso – Respuesta.*

I. Introducción

El objetivo del presente trabajo es identificar los determinantes del diferencial existente entre la tasa de interés BAIBOR en pesos argentinos y la tasa de interés LIBOR en dólares estadounidenses durante la última década. Para ello se utilizará un modelo de determinación del diferencial de tasas de interés nominal (ex – ante), con el propósito de evaluar cual es la influencia que ejercen las expectativas inflacionarias y cambiarias, el riesgo de default soberano y los cambios en la estructura temporal de las tasas de interés internacionales en la determinación del diferencial de tasas de interés entre Argentina y Estados Unidos.

Asimismo, es preciso señalar que si bien el tema ha tenido amplia cobertura en la literatura económica tanto a nivel de países industrializados como emergentes, en Argentina no existen antecedentes de trabajos empíricos sobre la materia.

En las últimas cuatro décadas, la movilidad de capitales a nivel internacional ha crecido a un ritmo considerable por lo cual se esperaría que dicho fenómeno debería traducirse en un mayor grado de convergencia de las tasas de interés domésticas a sus valores internacionales. Sin embargo, la evidencia empírica ha demostrado que los diferenciales de tasas de interés presentan un mayor grado de volatilidad en mercados emergentes a diferencia de las economías más desarrolladas, siendo su variabilidad más marcada durante períodos de turbulencias financieras locales e internacionales. Esto último sería atribuible a la existencia de tipos de cambio flexibles, agentes adversos al riesgo y a otros factores como las expectativas de inflación y de devaluación cambiarias y por la existencia de una prima por riesgo país, entre otros.

Por ello, en primer lugar, se evaluará la existencia de una posible asociación entre el diferencial de tasas de interés y un conjunto de variables económicas y financieras. Los resultados del análisis precedente serán tomadas en consideración para la formulación de un modelo econométrico multiecuacional que permita reflejar las relaciones encontradas entre las variables económicas y financieras seleccionadas. El mismo será construido a partir de la estimación de un sistema de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR). Este tipo de procedimiento permite calcular las respectivas funciones de impulso – respuesta y efectuar un análisis de descomposición de la varianza de cada una las variables entre las cuales se hayan detectado relaciones de causalidad en uno o en ambos sentidos.

El trabajo consta de seis secciones. La segunda sección se compone de una revisión bibliográfica sobre la materia, detallando el marco analítico del trabajo. En la tercera sección se expone el modelo teórico basado en la descomposición factorial de los distintos componentes del riesgo existentes que actúan como determinantes del diferencial de tasas de interés ente la Argentina y los Estados Unidos. En la sección cuatro se presentan las series de datos utilizadas y se procede a efectuar el análisis de estacionariedad y de causalidad entre las mismas, para luego realizar la estimación del modelo pertinente. Posteriormente se interpretan los resultados econométricos para finalmente en la sección cinco resumir las principales conclusiones y sus implicancias para la política económica. Finalmente, se incorpora un apéndice metodológico con los Test estadísticos que comprueban la solidez de las estimaciones efectuadas.

II. Marco Conceptual

En las últimas cuatro décadas, la movilidad de capitales a nivel internacional ha crecido a un ritmo considerable por lo cual se esperaría que dicho fenómeno debería traducirse en un mayor grado de convergencia de las tasas de interés domésticas a sus valores internacionales.

Este fenómeno se explica principalmente por la reducción de los controles a los movimientos de capitales internacionales en las economías industrializadas y por la reforma del sector financiero en aquellos países con menor grado de industrialización, justificada por la existencia de mercados locales segmentados, con insuficiencia de ahorro y que registraban un lento crecimiento económico. Estas reformas financieras eliminaron algunas prácticas de política (topes a las tasas de interés, cuotas de asignación de créditos), permitiendo la libre entrada de instituciones financieras extranjeras y estableciendo normas de regulación y supervisión prudencial (estándares de adecuación de capital, límites a los préstamos relacionados, incremento de las provisiones).

Estos hechos dotaron de una mayor flexibilidad a los movimientos de capitales internacionales incrementado el grado de integración financiera entre ambos tipos de economías en las décadas recientes.

Una de las hipótesis que intentan dar respuesta a este fenómeno es la Condición de Paridad Descubierta de tasas de interés. La misma postula que el diferencial de rentabilidad entre dos activos financieros de similares características pero expresados en distinta denominación monetaria, es igual a la tasa de depreciación esperada del tipo de cambio entre ambas monedas.

En una economía abierta, donde no existen costos de transacción ni restricciones a la libre movilidad de capitales y donde los agentes son neutrales al riesgo, la Paridad Descubierta de Tasas (UIP) puede ser expresada de la siguiente manera:

$$i_t^d - i_t^f = E(\Delta e)$$

Donde i_t^d es la tasa de interés nominal doméstica en el momento “T”, i_t^f es la tasa de interés nominal internacional de un activo financiero de las mismas características (ej. igual plazo de maduración, etc.) y $E(\Delta e)$ es la tasa esperada de depreciación de la moneda doméstica.

Desde el punto de vista práctico, la condición de existencia de la paridad descubierta de tasas no es fácilmente testeable, por ser la tasa esperada de depreciación de la moneda doméstica una variable no observable. Desde el punto de vista empírico, existe evidencia en ambos sentidos respecto a la aceptación o rechazo del cumplimiento de la paridad descubierta de tasas.

Una de las formas de testear esta hipótesis es a través del análisis de las propiedades de las series de tiempo que componen el diferencial de la paridad descubierta de tasas. Si no existe evidencia de una fuerte correlación serial entre ellas (es decir, si el error de las mismas presenta

una estructura ruido blanco), usualmente se concluye que la tasa de interés domestica depende solo de factores económicos externos.

Cumby y Obstfeld (1981), adoptaron este enfoque para testar el cumplimiento de la UIP para un grupo de seis países industrializados encontrando en cinco de ellos evidencia de fuerte correlación serial entre las series de los dos tipos de interés, atribuyendo dicho comportamiento a la existencia de una prima por riesgo cambiario. Más tarde en Cumby y Obstfeld (1984), vuelven a analizar el tema encontrando evidencia que el diferencial de tasas de interés nominales no sería un estimador insesgado de las variaciones registradas por el tipo de cambio e interpretándolo como evidencia del no cumplimiento de la hipótesis de la paridad descubierta de tasas. Asimismo, Boughton (1988) somete a contrastación empírica la existencia de la UIP y concluye que los desvíos de tasas respecto de esta paridad podrían deberse a: a) la falta de integración financiera, b) errores de medición de la tasa esperada de depreciación cambiaria, c) la existencia de una prima de riesgo.

Por otra parte Keynes (1923) propuso un enfoque alternativo para explicar el diferencial de tasas de interés basado en la Paridad cubierta de tasas. El mismo postula que en una economía con libre movilidad de capitales, el diferencial de tasas de interés entre dos economías sería igual valor futuro del tipo de cambio entre ambas monedas. Esta relación puede ser expresada de la siguiente forma:

$$(i_t^d - i_t^f) = f_t^d$$

Donde f_t^d representa la tasa que refleja la relación de cambio futura entre ambas monedas. La paridad cubierta de tasas (CIP), se produciría por la existencia de operaciones de arbitraje. A principios de los años noventa, un estudio del FMI encontró evidencia a favor de tales operaciones de arbitraje y del cumplimiento de la paridad cubierta de tasas para los depósitos efectuados en euros tanto en países miembros de la Eurozona como también para los radicados fuera de ella, al tiempo que un estudio efectuado por Frenkel (1991) comprueba que la eliminación de restricciones o los menores controles a los movimientos de capital en economías desarrolladas ha permitido encontrar evidencia a favor del cumplimiento de la CIP en el corto plazo.

Para el caso de los países en vías de industrialización, el testeo del cumplimiento de la paridad cubierta de tasas de interés encuentra principalmente sus limitaciones en la existencia de controles o restricciones a los movimientos de capital. Adicionalmente se observa un escaso desarrollo del mercado de instrumentos derivados no estandarizados (forwards de tipo de cambio y de tasas de interés) para operaciones a mediano y largo plazo, en tanto que en aquellos países que cuentan con mercados para este tipos de productos con cierto grado de desarrollo, se observan fuertes restricciones y regulaciones que dificultan el acceso a los mismos, con el propósito de evitar la concertación de operaciones con fines especulativos (Ej.: Corea y Tailandia). No obstante el rápido crecimiento de los mercados de swaps de tasas de interés y tipos de cambio entre monedas a partir de la década del 2000 en economías en vías de industrialización ha contribuido a suplir dicha ausencia.

Un tercer enfoque es el que se basa en el cumplimiento de la paridad de tasas de interés reales, el cual incorpora en el análisis las condiciones de la Paridad Descubierta de Tasas (UIP) y de la Paridad de Poderes de Compra (PPP). Esta hipótesis postula que el diferencial de tasas de interés entre ambas economías estaría determinado por el no cumplimiento de una o de ambas paridades, debido a la existencia de fricciones en los mercados reales y/o financieros de las economías en vías de industrialización.

Dentro de las primeras aproximaciones a este tema aparece el trabajo de Mishkin (1982) en el cual se realizan tests empíricos para evaluar el cumplimiento de la paridad de tasas de interés reales. El estudio fue realizado para ocho países de la OCDE en el período 1967-1979. Las pruebas estadísticas hechas por Mishkin rechazan en forma significativa la igualdad de tasas de interés reales en la muestra considerada.

Una de las conclusiones que arroja el trabajo de Mishkin es que la existencia de un diferencial de tasas de interés reales entre países no implica que los agentes sean irracionales o que existan oportunidades de arbitraje no explotadas, si no que dado que existen agentes aversos al riesgo es de esperar que existan primas de riesgo que varían entre países y a lo largo del tiempo y que los costos de transacción y la imperfecta sustitución de bienes o activos financieros también pueden contribuir a estas diferencias.

Por otra parte, Frankel y Mac Arthur (1987) descomponen el diferencial de tasas de interés reales intentando responder si la movilidad de capitales entre países es alta y si esto se relaciona con el grado de desarrollo económico. Para ello trabajan con un grupo de 24 países y testean el cumplimiento de la paridad cubierta de tasa de interés. El análisis hecho por Frankel y Mac Arthur, aporta evidencia que si bien el “premio político” tiene algo de poder explicativo sobre el diferencial de tasas de interés, no es muy fuerte y disminuye si se excluye de la muestra a México cuyo riesgo político o país había aumentando en forma considerable a partir de 1982 a raíz de la crisis de la deuda. Sin embargo sí habría una relación fuerte con el “premio moneda”, el cual se puede descomponer en “premio por riesgo tipo de cambio” y la expectativa de depreciación del tipo de cambio real. Es este último el factor que tiene mayor peso a la hora de explicar el diferencial de tasas de interés reales y, por lo tanto, la integración imperfecta del mercado de bienes tendría un mayor impacto que la del mercado de capitales a la hora de explicar este diferencial.

Más adelante, Frankel y Okongwu (1995) buscan explicar la no convergencia de las tasas de interés de la mayoría de los países emergentes a los niveles mundiales y arriban a conclusiones similares a las mencionadas previamente por Frankel y Mac Arthur ya que nuevamente el “premio moneda” tiene un mayor poder explicativo que el “premio político” o “premio país”. Estos autores realizan una descomposición adicional del diferencial de tasas de interés para economías en las que hay tasas de interés locales en dólares que permite obtener una medida del premio por riesgo país y del premio por riesgo cambiario.

Para finalizar, se destaca el trabajo de Das Gupta y Das Gupta (1994), el cual incorpora otras variables en su análisis del tema, como ser la tasa de descuento del Banco Central y el crecimiento del crédito doméstico. Los resultados arrojan que para los países en desarrollo el riesgo país es significativo mientras que el coeficiente asociado a la cuenta corriente no lo es.

Con respecto a las variables asociadas a la política monetaria interna, la tasa de descuento del banco central es significativa aunque tiene un impacto cuantitativo leve y las políticas de crédito son significativas pero con el signo contrario al esperado lo que implicaría que el aumento del crédito lleva a un aumento en las tasas de interés domésticas, sugiriendo una falta de credibilidad en la política monetaria de corto plazo.

La conclusión central a la que arriban los autores es que las autoridades tienen poco o nulo control sobre la tasa de interés real, la cual estaría básicamente determinada por los factores externos mencionados previamente.

III. El Modelo

En esta sección se intentará dar respuesta a los siguientes interrogantes: ¿Cuáles son los determinantes del diferencial de tasas de interés nominales entre la Argentina y Estados Unidos? ¿Cuáles de estos factores tienen una mayor injerencia en la determinación de la brecha existente entre los tipos de interés de ambas economías?

Para ello se utilizará un modelo de determinación del diferencial de tasas de interés nominales (ex – ante) entre las tasas de interés BAIBOR (en pesos argentinos) y la tasa de interés LIBOR en dólares estadounidenses, en función de distintos componentes. Para ello, se utiliza la descomposición del diferencial de tasas de interés planteada por Frankel y Okongwu para economías en las que existen tasas de interés locales en dólares, representada por la siguiente relación:

$$(i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}}) = (E(\pi_t^{\text{arg}}) - E(\pi_t^{\text{usa}})) + (E(\pi_t^{\text{usa}}) + E(\Delta e) - E(\pi_t^{\text{arg}})) + (i_t^{\text{arg-us\$}} - i_t^{\text{usa}}) + (i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{arg-us\$}} - E(\Delta e))$$

Reordenando los términos y efectuando las sustituciones que a continuación se detallan se obtiene la siguiente relación:

$$i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}} = E(\Delta TCR) + CR + ERR + ((E(\pi_t^{\text{arg}}) - E(\pi_t^{\text{usa}})))$$

Donde:

i_t^{arg} = representa la tasa de interés nominal doméstica en moneda nacional.

i_t^{usa} = representa las tasas de interés internacional en dólares.

$i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}}$ = Representa el diferencial de tasas de interés nominales entre la Argentina y Estados Unidos.

$E(\Delta e)$, $E(\pi_t^{\text{arg}})$ y $E(\pi_t^{\text{usa}})$ representan la tasas de variación esperadas del tipo de cambio nominal y de las tasas de inflación argentina y estadounidense respectivamente.

$E(\Delta TCR) = E(\pi_t^{usa}) + E(\Delta e) - (E(\pi_t^{arg}))$ Representa la variación esperada del tipo de cambio real.

$CR = (i_t^{arg-us} - i_t^{usa})$ Representa el premio por riesgo país (Compensación exigida por los inversores por ser acreedores de un país percibido como más riesgoso que EEUU).

$ERR = (i_t^{arg} - i_t^{arg-us} - E(\Delta e))$ Representa el premio por riesgo moneda o cambiario (Compensación que exige el inversionista por asumir pérdidas de capital por depreciación de la moneda doméstica no contempladas en las expectativas de devaluación).

$(E(\pi_t^{arg}) - E(\pi_t^{usa})) =$ Refleja el diferencial de tasas de inflación minorista entre Argentina y Estados Unidos

IV. Determinantes del diferencial de tasas de interés nominales

En el presente trabajo, se abordará el estudio de los determinantes del diferencial de tasas de interés nominales (ex – ante) tanto para el caso de las expectativas inflacionarias y cambiarias para los supuestos de previsión perfecta y de expectativas estimadas.

Para el caso del supuesto de previsión perfecta, en la presente investigación se han considerado la posibilidad de ocurrencia de dos situaciones a saber. Una de ellas se basa en la posibilidad que el valor de las tasas de variación esperadas (ex -ante) de los precios minoristas domésticos y del tipo de cambio nominal en el momento “T+1”, coincidan con los valores observados en el momento “T” (expectativas extrapoladas). Una segunda opción contempla la posibilidad que las tasas de variación esperadas en el momento “T+1” coincidan con los valores observados en el periodo siguiente “T+1” (expectativas anticipadas).

Alternativamente se contempló la posibilidad de obtener las tasas de variación esperada de la inflación minorista a partir de algún método de estimación econométrica. La metodología utilizada para el cálculo de las tasas de inflación esperadas se expone al final del presente trabajo en el Apéndice Econométrico. En relación a las expectativas de devaluación del tipo de cambio nominal, se considero como variable proxy la serie de datos trimestrales correspondiente al valor de los futuros de dólar a 90 días (ARS/dólar), del mercado NDF (Non Delivery Forwards).

Finalmente, considerando la descomposición del diferencial de tasas de interés a partir de los distintos componentes del riesgo, se plantea el modelo causal a testear empíricamente de modo tal que nos permitan dar respuesta a los interrogantes formulados en la sección anterior:

$$(i_t^{arg} - i_t^{usa}) = \alpha_1 (E(\pi_t^{arg}) - E(\pi_t^{usa})) + \alpha_2 E(\Delta e) + \alpha_3 \Delta Embi + \mu_t \quad (4)$$

1. Presentación de las Series

$SPREAD = (i_t^{arg} - i_t^{usa})$. Diferencial de tasas de interés nominales entre Argentina y Estados Unidos. El mismo se calcula a partir de la brecha existente entre la tasa de interés BAIBOR en pesos argentinos y la tasa de interés LIBOR en dólares a 90 días. Para el caso de la tasa BAIBOR, los datos fueron extraídos de las Estadísticas monetarias y financieras publicadas por el Banco Central de la República Argentina en tanto los datos correspondientes a la tasa LIBOR fueron obtenidos a partir de la información suministrada por la Asociación de Bancos Británicos (British Bankers Association).

$DIF_IPC = (E(\pi_t^{arg}) - E(\pi_t^{usa}))$. Diferencial de tasas de inflación minorista entre Argentina y Estados Unidos. Para poder analizar las distintas alternativas a partir de las cuales los agentes económicos forman sus expectativas de variación de los precios minoristas se construyeron tres series de datos: La primera de ellas calculada utilizando el concepto de expectativas “extrapoladas”. Una segunda alternativa contempla la posibilidad de formación de expectativas basadas en el concepto de “previsión perfecta” y una tercera resultante de estimaciones efectuadas a partir de la aplicación de una determinada metodología econométrica.

Para las dos primeras alternativas, se construyeron las series de datos (DIF_IPC_EXTRAPOLADAS) y (DIF_IPC_ANTICIPADAS)¹, a partir de las tasas de variación del índice de precios al consumidor de Argentina y de Estados Unidos suministrados por Bloomberg. Para el caso de Argentina, a partir de enero de 2007, la serie de datos correspondientes a las tasas de inflación registradas fueron construidos a partir del cálculo de un promedio de las tasas de variación de los precios minoristas suministradas por las Unidades de Estadísticas y Censos de distintas provincias del país.

Para el caso del supuesto de expectativas estimadas (DIF_IPC_ESTIM), la serie de inflación argentina esperada se calculó mediante la estimación de modelos econométricos² para el período muestral seleccionado, en tanto que para el caso de Estados Unidos, las expectativas de inflación corresponden a la encuesta mensual de la Universidad de Michigan obtenidas de la Reserva Federal de Saint. Louis

$E(\Delta e)$ = variación esperada del tipo de cambio nominal bajo el supuesto de expectativas con previsión perfecta, extrapoladas y estimadas. Para ellos se calcularon dos series de datos.: VAR_TCN_EXTRAPOLADAS (variación esperada del tipo de cambio nominal en el momento “T+1” igual al valor observado en el momento “T”) y VAR_TCN_ANTICIPADAS (variación esperada del tipo de cambio nominal en el momento “T+1” igual al valor observado en el

¹ *Dif_ipc_extrapoladas = tasa de inflación esperada en el momento “T+1” igual al valor observado en el momento “T”.*

Dif_ipc_anticipadas = tasa de inflación esperada en el momento “T+1” igual al valor observado en el momento “T+1”

² *Ver Apéndice Estadístico*

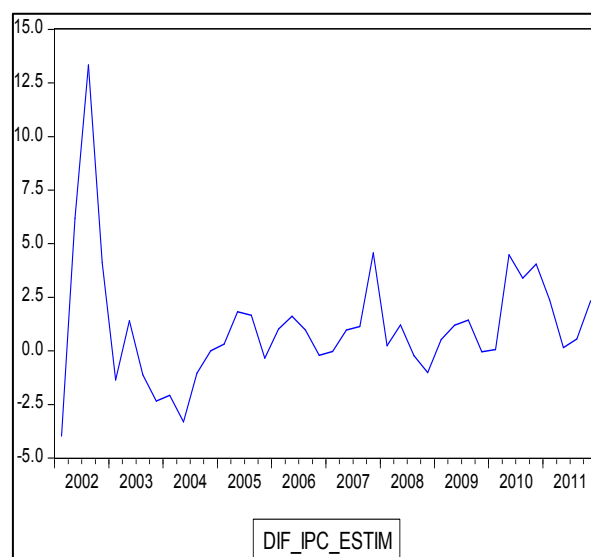
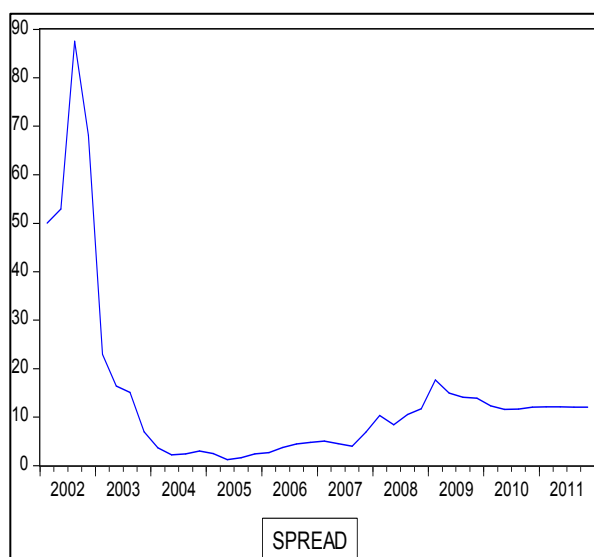
momento “T+1”). Asimismo, tal como fuera expuesto en la sección anterior, como alternativa a los supuestos de expectativas de devaluación cambiaria extrapoladas y anticipadas, se calcularon las tasas de variación trimestrales (VAR_FUTURO_TCN), de las series de datos que reflejan el valor de los futuros de dólar a 90 días (ARS/Dólar) del mercado NDF.

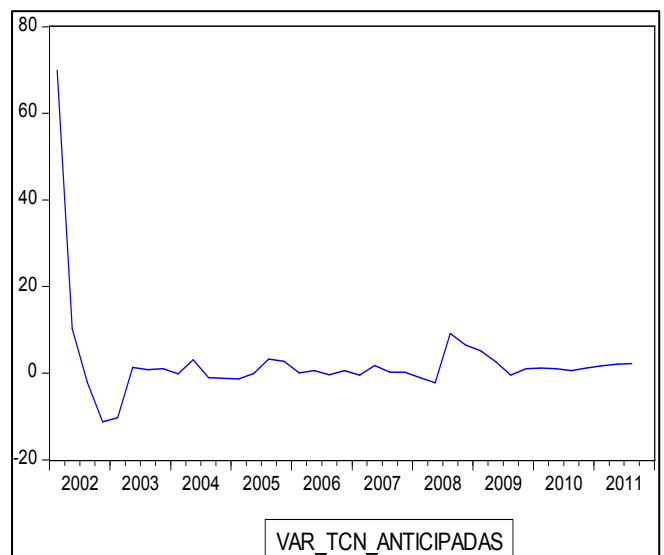
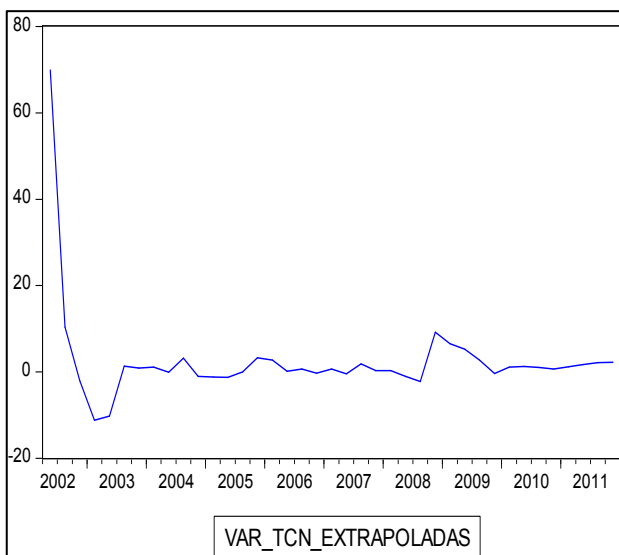
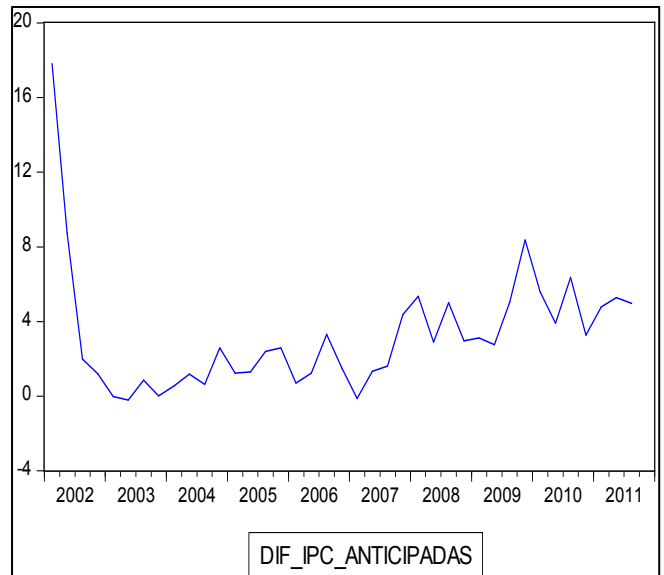
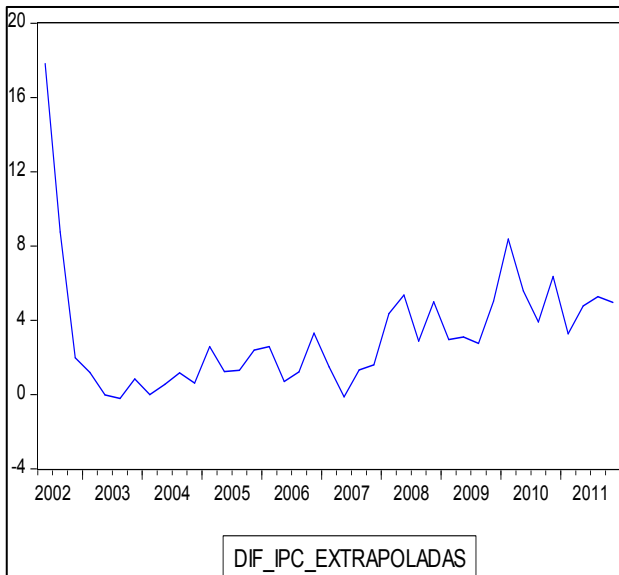
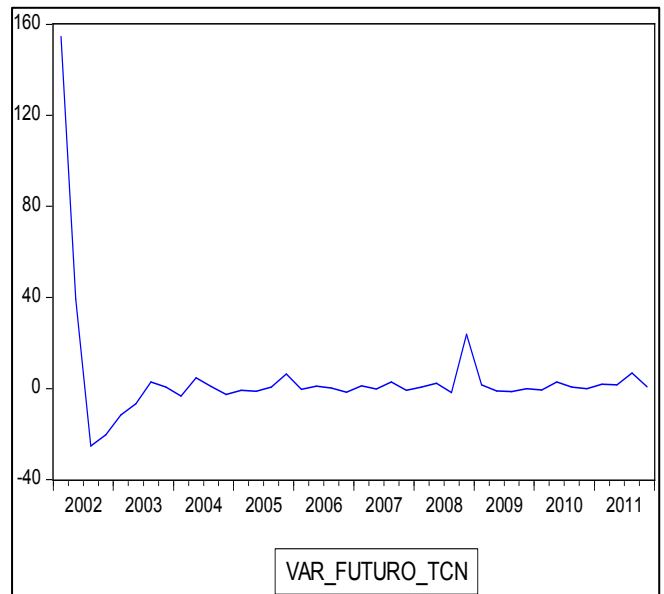
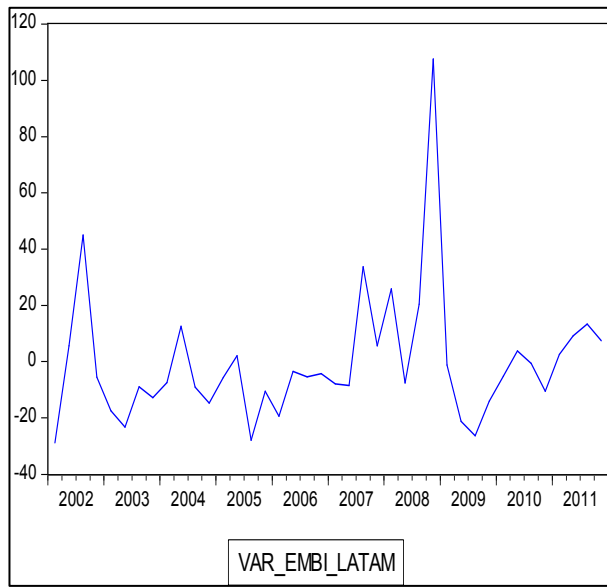
$\Delta Embi$. Representa la variación del riesgo soberano de las economías emergentes latinoamericanas (incluyendo la Argentina) calculada a partir del Índice de Bonos Soberanos emitidos por economías emergentes publicado por JP Morgan.

Se espera que el coeficiente que mide la elasticidad del diferencial de tasas de interés ante los cambios en el diferencial de tasas de inflación esperadas entre ambas economías $DIF_IPC = (E(\pi_t^{arg}) - E(\pi_t^{usa}))$, presente un signo positivo y estadísticamente significativo en términos de magnitudes absolutas, por cuanto una mayor tasa de inflación doméstica esperada respecto de la esperada en los Estados Unidos amplificaría el diferencial de tasas de interés nominales existente entre ambas economías.

Asimismo, se espera que el coeficiente asociado a la devaluación cambiaria esperada $E(\Delta e)$, (representada a partir de las tasas de variación esperadas del tipo de cambio nominal y del valor de los contratos de futuros (ARS/Dólar) a 90 días), presente una relación directa con respecto al diferencial de tasas de interés por cuanto un incremento de la prima asociada a dicho riesgo implicaría un mayor pago a modo de una compensación exigida por el inversionista por asumir pérdidas de capital por depreciación de la moneda doméstica no contempladas en las expectativas de devaluación.

De la misma manera se espera, que el coeficiente asociado a la variación mensual del riesgo soberano ($\Delta Embi$), presente un signo positivo por cuanto un aumento en la percepción del riesgo de incumplimiento con los compromisos financieros externos por parte del gobierno, se traduciría en el pago de una mayor compensación exigida de parte de los acreedores por considerar a la Argentina como un país más riesgoso que Estados Unidos.





2. Análisis de Estacionariedad

En primer lugar se analizará el orden de integración de cada una de las series, para lo cual se verificará o no la presencia de raíces unitarias en las series de tiempo seleccionadas.

El período elegido en este trabajo es el comprendido entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2011, para el cual se cuenta con datos metodológicamente consistentes con las variables definidas en el apartado anterior³.

Es preciso destacar que, entre las variables seleccionadas para este análisis se encuentra el índice EMBI_LATAM que mide el riesgo soberano de las economías emergentes, que a su vez incluye el riesgo soberano correspondiente a Argentina, en reemplazo de la serie de datos correspondiente al EMBI+ Argentina. Su elección se justifica en primer lugar por la falta de capacidad del EMBI+ Argentina para reflejar una medida objetiva del costo adicional en el que incurriría la Argentina por contraer compromisos financieros con el exterior en relación al rendimiento de un bono de tesorería estadounidense, para el período comprendido entre el primer trimestre de 2002 y el cuarto trimestre de 2004 durante el cual se llevó a cabo el proceso de reestructuración de la deuda pública en estado de default. En segundo lugar porque la serie EMBI+_LATAM posee datos consistentes construidos a partir de una metodología de elaboración homogénea a lo largo del tiempo para el conglomerado de economías latinoamericanas dentro del cual se encuentra ponderado el riesgo soberano de la Argentina.

La elección de la frecuencia y el carácter estacional o no de las series usadas pueden alterar los resultados del análisis. Si las decisiones de los agentes ocurren durante un período más corto que la frecuencia de los datos, la dinámica puede ser confusa, cambiando las inferencias (Ericsson, 1998). Otro tanto ocurre con el uso de series ajustadas o no por estacionalidad, así como con la elección entre datos en promedio o de fin de período. En este trabajo, se utilizaron datos de promedios trimestrales, verificando la no existencia de presencia de estacionalidad siguiendo la metodología X.12 Census.

Para el análisis de existencia de raíz unitaria se utilizará en primer lugar el test Aumentado de Dickey Fuller. Los test ensayados para cada una de las variables seleccionadas nos dan como resultado la ausencia de tendencia en la trayectoria temporal de las series, a excepción de las series construidas que reflejan el diferencial de tasas de inflación domésticas para las tres alternativas contempladas, las cuales fueron trabajadas para eliminar dicha tendencia.

A los efectos de contrastar los resultados obtenidos mediante el test ADF, se testeó de manera alternativa la presencia de raíces unitarias en las series seleccionadas mediante el estadístico de Phillip-Perron. Su justificación se basa en que el estadístico Phillip-Perron sigue la misma distribución que el de Dickey-Fuller pero se construye usando un estimador de la varianza consistente con heterocedasticidad y autocorrelación (HAC). Los resultados obtenidos utilizando

³ En términos econométricos sería deseable disponer de una muestra de datos de mayor tamaño para el período analizado.

este test se presentan a continuación (se utilizó el default –Bartlett Kernel y Newey-West- para la determinación automática del ancho de banda).

Cuadro N°1

Test de Raiz Unitaria (Augmented Dickey - Fuller y Phillip-Perron)
Período: 2002 – 2011

Variable	ADF Statistic P-Value	Phillips - Perron Statistic P-Value
spread	0,0105	0,0507
dif_ipc_extrapoladas	0,0190	0,0165
dif_ipc__anticipadas	0,0001	0,0000
dif_ipc_exp_estimadas_90	0,0017	0.0011
var_embi_latam	0,0000	0,0000
var_futuro_tcn	0,0000	0,0000
Var_TCN_extrapoladas	0,0000	0,0033
var_TCN_anticipadas	0,0000	0,0000

Los resultados arrojados por los estadísticos ADF y Phillip-Perron permiten concluir que todas las variables son estacionarias en variaciones trimestrales con un grado de confianza del 90 % y 95%, con excepción del diferencial de tasas de interés nominales quien resultó ser estacionaria con un grado de confiabilidad del 90% por el método de Phillip - Perron.

3. Estimación del VAR Estructural

En la presente sección se propone un método que nos permita identificar cuáles son los principales factores que juegan un decisivo en la determinación del diferencial de tasas de interés nominales entre Argentina y Estados Unidos durante el periodo 2002-2011. Por esta razón se plantea la necesidad de identificar y evaluar los factores de índole económico y financiero capaces de jugar un rol decisivo en la evolución de este diferencial a través del tiempo. Dado que dicha variable representa una medida de aproximación del costo del endeudamiento externo, los cambios en la misma afectan las decisiones de política monetaria, de consumo e inversión de los agentes económicos y viceversa, implicando una doble causalidad entre las mismas y un problema de identificación desde el punto de vista del herramental econométrico disponible. Por esta razón, para estimar la relación entre el diferencial de tasas de interés y los determinantes elegidos, se seguirá la metodología de general a particular en lo que respecta a la elección del modelo causal a testear empíricamente,

considerando las variables representativas de los distintos componentes del riesgo en variaciones trimestrales y los diferenciales de tasas de interés e inflación minoristas en niveles. Asimismo, es preciso destacar que para la correcta formulación y especificación de modelos uniecuacionales como el propuesto en la sección tres, debe chequearse la causalidad en sentido de Granger. En relación a este punto, es preciso destacar que, los resultados arrojados por el Test de Granger a cada una de las variables en cuestión, difieren según la alternativa que se considere en cada caso (Cuadro N° 2).

Para el caso del modelo planteado bajo el supuesto de las tasas de inflación esperadas extrapoladas, el Test de No Causalidad en el sentido de Granger indica que existiría una relación de causalidad desde el diferencial de tasas de inflación domésticas esperadas hacia el diferencial de tasas de interés nominales, no encontrándose evidencia de retroalimentación al 5% de significatividad, llegando a la misma conclusión en el caso de las expectativas anticipadas. Asimismo, se observa que las expectativas de devaluación cambiarias (extrapoladas) serían otro de los factores de causalidad del diferencial de tasas de interés nominales, existiendo evidencia de retroalimentación con respecto a la variable bajo estudio. No obstante, para el caso de expectativas de devaluación cambiarias anticipadas y estimadas, no se encontró evidencia de causalidad en ambos sentidos para el periodo muestral seleccionado. Además, es preciso destacar que, se encontró evidencia de causalidad en ambos sentidos entre la variable bajo estudio y el riesgo soberano de las economías emergentes.

Cuadro N°2
Test de no Causalidad en el sentido de Granger
(Expectativas extrapoladas y calculadas bajo el supuesto de previsión perfecta)
Período: 2002 – 2011 (4 lags)

Variable	F-Statistic	Prob
DIF_IPC__EXTRAPOLADAS does not Granger Cause SPREAD	3.42732	0.0153
SPREAD does not Granger Cause DIF_IPC__EXTRAPOLADAS	2.47842	0.0559
VAR_EMBI_LATAM does not Granger Cause SPREAD	3.2190	0.0227
SPREAD does not Granger Cause VAR_EMBI_LATAM	2.3739	0.0254
SPREAD does not Granger Cause DIF_IPC__ANTICIPADAS	1.15475	0.3479
DIF_IPC__ANTICIPADAS does not Cause SPREAD	10.1119	0.0000
SPREAD does not Granger Cause VAR_TCN_EXTRAPOLADAS	7.5023	0.0002
VAR_TCN_EXTRAPOLADAS does not Granger Cause SPREAD	94.8498	0.0000
SPREAD does not Granger Cause VAR_TCN__ANTICIPADAS	1.9249	0.1329
VAR_TCN__ANTICIPADAS does not Granger Cause SPREAD	95.5025	0.0000

Por otra parte, para el caso del modelo formulado bajo el supuesto de expectativas estimadas, se practicó el Test de No Causalidad entre el diferencial de tasas y el diferencial de tasas de inflación minoristas estimadas encontrando evidencia de causalidad desde el diferencial de tasas de inflación minorista hacia el diferencial de tasas de interés al 5% de significatividad, tal como fuera observado para los dos casos anteriores.

Cuadro N°3

Test de no Causalidad en el sentido de Granger (Expectativas estimadas)
Período: 2002 – 2011 (4 lags)

Variable	F-Statistic	Prob
DIF_IPC_ESTIMADAS does not Granger Cause SPREAD	21.5874	0,0000
SPREAD does not Granger Cause DIF_IPC_ESTIMADAS	2.04425	0,1456
VAR_FUTURO_TCN does not Granger Cause SPREAD	7.7416	0.0003
SPREAD does not Granger Cause VAR_FUTURO_TCN	1.7425	0.1709

En base a las consideraciones expuestas anteriormente se planteará un modelo econométrico que permita reflejar las relaciones encontradas entre las variables económicas y financieras seleccionadas. El mismo será construido a partir de la estimación de un sistema de Vectores Autorregresivos Estructurales (SVAR). Este tipo de procedimiento permite calcular las respectivas funciones de impulso – respuesta y efectuar un análisis de descomposición de la varianza de cada una las variables entre las cuales se hayan detectado relaciones de causalidad en uno o en ambos sentidos.

Por lo tanto y en base a lo expuesto anteriormente, se propone una estrategia de identificación recursiva a partir de la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas con la siguiente forma reducida:

$$\begin{bmatrix} i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}} \\ E(\pi_t^{\text{arg}}) - E(\pi_t^{\text{usa}}) \\ E(\Delta e) \\ \Delta Embi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11} & f_{12} & f_{13} & f_{14} \\ f_{21} & f_{22} & f_{23} & f_{24} \\ f_{31} & f_{32} & f_{33} & f_{34} \\ f_{41} & f_{42} & f_{43} & f_{44} \end{bmatrix} \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} (i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}})_{t-i} \\ E(\pi_t^{\text{arg}} - \pi_t^{\text{usa}})_{t-i} \\ E(\Delta e)_{t-i} \\ (\Delta Embi)_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa}T} \\ u_{E(\pi\text{arg-}\pi\text{usa})T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta EmbiT} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}} \\ E(\pi_t^{\text{arg}}) - E(\pi_t^{\text{usa}}) \\ E(\Delta e) \\ \Delta Embi \end{bmatrix} = F * \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} (i_t^{\text{arg}} - i_t^{\text{usa}})_{t-i} \\ E(\pi_t^{\text{arg}} - \pi_t^{\text{usa}})_{t-i} \\ E(\Delta e)_{t-i} \\ (\Delta Embi)_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa}T} \\ u_{E(\pi\text{arg-}\pi\text{usa})T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta EmbiT} \end{bmatrix} \quad \text{VAR} \begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa}T} \\ u_{E(\pi\text{arg-}\pi\text{usa})T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta EmbiT} \end{bmatrix} = \Omega$$

Teniendo en cuenta los resultados arrojados por los Test de No Causalidad en el sentido de Granger, practicado a las variables seleccionadas, se procedió a estimar el sistema de vectores autorregresivos⁴ utilizando el Método de Mínimos Cuadrados ordinarios (MCO) (Cuadro N°4), respetando la estructura causal encontrada anteriormente. A continuación se exponen los

⁴ Ver Apéndice Econométrico

principales resultados del vector explicativo del comportamiento del diferencial de tasas de interés para cada una de las alternativas propuestas.

Cuadro N°4

Principales resultados de los modelos explicativos del diferencial de tasas de interés entre la Argentina y Estados Unidos (2002 - 2011)

	<i>Expectativas extrapoladas</i>	<i>Expectativas anticipadas</i>	<i>Expectativas estimadas</i>
<i>R-squared</i>	0.975838	0.975803	0.986003
<i>Adj. R-squared</i>	0.972811	0.972605	0.978422
<i>S.E. equation</i>	1.500735	1.542437	2.450842
<i>F-statistic</i>	329.0122	311.4002	130.0525
<i>S.D. dependent</i>	17.70043	17.93654	16.68424

4. Análisis del Modelo SVAR: Funciones de Impulso - Respuesta y Descomposición de la varianza⁵

Una vez estimado el VAR estructural, se analizan e interpretan los principales resultados de cada uno de los modelos estimados en el apartado anterior.

Para el caso de modelo estimado bajo el supuesto de existencia de expectativas extrapoladas, es posible señalar que el diferencial de tasas de interés no es afectado por los shocks contemporáneos del diferencial de tasas de inflación esperadas, como así tampoco por la variación de las expectativas de devaluación cambiarias ni por la variación del riesgo soberano de las economías emergentes. El diferencial de tasas de inflación esperadas afecta el comportamiento del diferencial de tasas de interés con un trimestre de rezago. En relación a la variable que representa la tasa de variación esperada del tipo de cambio nominal, se observa que la variación trimestral de la misma causa al diferencial de tasas de interés con uno y dos trimestres de rezago pero con menor poder explicativo, en tanto la variable dependiente bajo estudio se ve afectada por su propio comportamiento pasado con uno, dos y tres trimestres de rezago. Por otra parte, se observa que, el riesgo soberano de las economías emergentes causa al diferencial de tasas de interés con uno y tres trimestres de rezago, siendo su poder explicativo poco significativo.

Para el caso del modelo estimado bajo el supuesto de expectativas anticipadas, se observa que la variable bajo estudio es explicada por el diferencial de tasas de inflación esperadas con uno y dos trimestres de rezago, en tanto la variación esperada del tipo de cambio nominal se anticipa al diferencial de tasas de interés con dos y tres trimestres de rezagos. En relación al riesgo soberano, nuevamente se observa que el mismo causa a la variable bajo estudio con uno y tres trimestres de rezago siendo su poder explicativo poco significativo.

⁵ Las tablas con los valores de las funciones de impulso – respuesta y de descomposición de varianza se encuentran en el Apéndice Econométrico.

Por otra parte, para el caso del modelo explicativo con expectativas estimadas, es preciso señalar que los resultados obtenidos son similares a los registrados para las dos alternativas anteriormente expuestas. El diferencial de tasas de interés es explicado de manera significativa por su comportamiento pasado con uno y dos trimestres de rezago, en tanto el diferencial de tasas de inflación esperadas entre ambas economías explica la evolución del diferencial de tasas con dos trimestres de rezago. Asimismo, la variable asociada a la variación de las expectativas de devaluación cambiarias se anticipa al diferencial de tasas de interés con dos trimestres de rezago en tanto el riesgo soberano causa a la variable bajo estudio con un trimestre de rezago aunque su incidencia es poco significativa.

En todas las estimaciones se hizo necesario introducir algún tipo de control asociado a los momentos de tensión, a través de variables dummies puntuales: el tercer trimestre de 2007, el primer, tercer y cuarto trimestre de 2008 y el cuarto trimestre de 2009 están presentes como consecuencia de los efectos de la crisis financiera de las hipotecas sub-prime en Estados Unidos y Europa.

Los residuos de las regresiones carecen de comportamiento autorregresivos y heterocedástico, y se acepta la hipótesis de normalidad de su distribución, de acuerdo a los test de Jarque Bera incluidos en el Apéndice Estadístico.

Dado que los coeficientes arrojados por un sistema de vectores autorregresivos no son de fácil interpretación se llevara a cabo el análisis de los resultados a partir de las funciones de impulso y respuesta que miden el impacto de cada una de las variables seleccionadas sobre el comportamiento del diferencial de tasas de interés. Posteriormente, se llevara a cabo un análisis de descomposición de la varianza que nos permita identificar cual de esas variables ejercen un mayor impacto sobre la variabilidad del diferencial de tasas de interés entre Argentina y Estados Unidos.

En base a lo expuesto anteriormente, se realiza la identificación de los choques estructurales basando el ordenamiento de las variables a partir de la Descomposición propuesta por Cholesky. Nótese que el orden de las variables refleja una identificación recursiva a la vez que se consideraron restricciones razonables con datos trimestrales para el periodo muestral seleccionado. No obstante, el presente ordenamiento puede reflejar la relativa falta de reacción de las variables debido a diferencias de información entre los agentes y costos de ajuste.

$$\begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa},T} \\ u_{\Delta\text{difipc},T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} & 0 \\ g_{41} & g_{42} & g_{43} & g_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa},T} \\ u_{\Delta\text{difipc},T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{i\text{arg-iusa},T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{difipc},T} \\ \mathcal{E}_{E\Delta e,T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} u_{i\text{arg-iusa},T} \\ u_{\Delta\text{difipc},T} \\ u_{E\Delta e,T} \\ u_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix} = G \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{i\text{arg-iusa},T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{difipc},T} \\ \mathcal{E}_{E\Delta e,T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix} ; \text{VAR} \begin{bmatrix} \mathcal{E}_{i\text{arg-iusa},T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{difipc},T} \\ \mathcal{E}_{E\Delta e,T} \\ \mathcal{E}_{\Delta\text{Embi},T} \end{bmatrix} = I$$

En este sentido, es preciso destacar que el ordenamiento de las variables a partir del cual se plantea la descomposición factorial fue planteada identificando la secuencia en la que cada una de las variables seleccionadas ejercen su impacto sobre el diferencial de tasas de interés, en consistencia con los postulados de la teoría económica.

A continuación se presentan las principales funciones de impulso y respuesta del diferencial de tasas de interés nominales respecto de cada una de las variables seleccionadas y para cada uno de los tres modelos estimados: (Dentro del supuesto de existencia de expectativas con previsión perfecta se consideró el caso donde los valores esperados en el período siguiente son iguales a valores observados en el período corriente (expectativas extrapoladas) y contemplando como alternativa el caso donde los valores esperados en el período siguiente coinciden con los observados en el período siguiente (expectativas anticipadas)). Asimismo, se exponen los resultados correspondientes al modelo ensayado bajo el supuesto de expectativas estimadas.

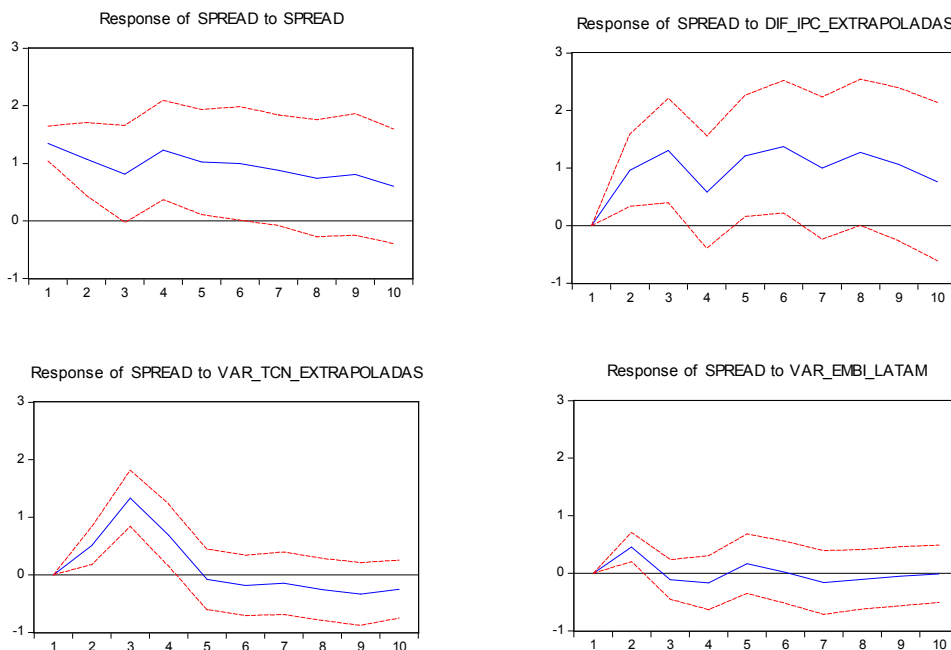
A) Modelo con expectativas inflacionarias y de devaluación cambiaria extrapoladas (valor esperado en “T+1”= valor observado en “T”)

El cuadro N°5 indica las respuestas dinámicas del diferencial de tasas de interés ante variaciones registradas por la propia variable durante su pasado, en relación a los cambios en el comportamiento del diferencial de tasas de inflación domésticas esperadas entre ambas economías y en respuesta a las variaciones de las expectativas de devaluación cambiaria y del riesgo soberano de las economías emergentes.

Por un lado, la respuesta del diferencial de tasas de interés a sus propias innovaciones son significativas durante los primeros cuatro trimestres para luego ser absorbidas al cabo del quinto trimestre, en tanto el diferencial de tasas de inflación esperadas minoristas provoca un impacto considerable y positivo sobre el diferencial de tasas de interés durante los primeros tres trimestres. Asimismo, se observa un impacto significativo y positivo de las expectativas de devaluación cambiarias durante los primeros tres trimestres sobre el diferencial de tasas de interés entre ambas economías. Por otra parte, se observa una reacción positiva en relación a la variación del riesgo soberano de las economías emergentes durante el primer trimestre aunque su incidencia sobre el diferencial de tasas de interés es poco significativa.

Cuadro N°5

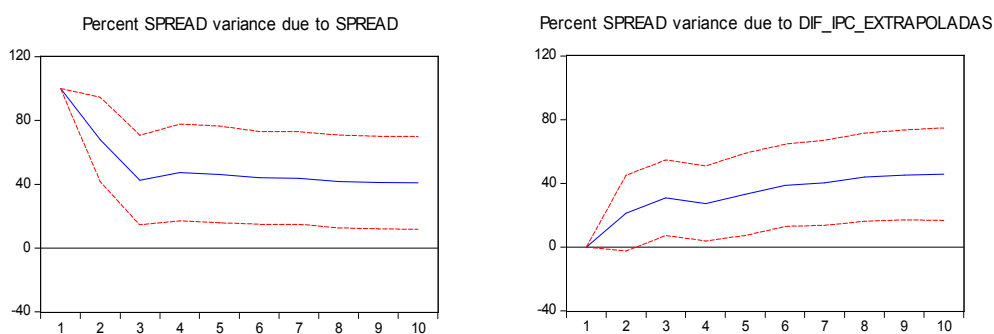
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



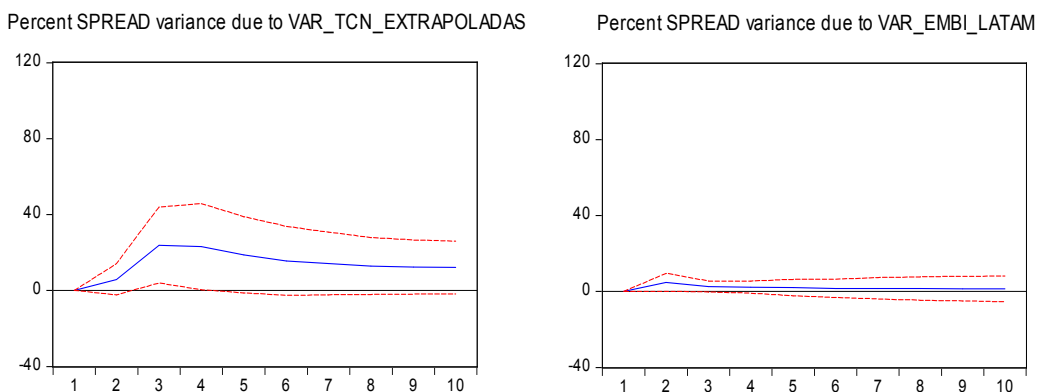
El análisis de descomposición de la varianza revela la relativa contribución de las innovaciones de cada una de las variables explicativas al error medio cuadrático de la variable pronosticada “T” periodos en el futuro. En base a esta definición, el cuadro N° 6 indica que luego de diez trimestres el 67,00 y el 19,05% de los errores de predicción del diferencial de tasas de interés son explicados por el diferencial de las tasas de inflación esperadas entre ambas economías y por las variaciones del riesgo cambiario, respectivamente, en tanto el 13,10% de las mismas son explicadas por el comportamiento pasado de la variable bajo estudio. Por último, cabe destacar que las variaciones del riesgo soberano de los países emergentes (que incluyen a la Argentina) solo explican el 0,85% del error de predicción.

Cuadro N°6

Variance Decomposition ± 2 S.E.



Variance Decomposition ± 2 S.E.

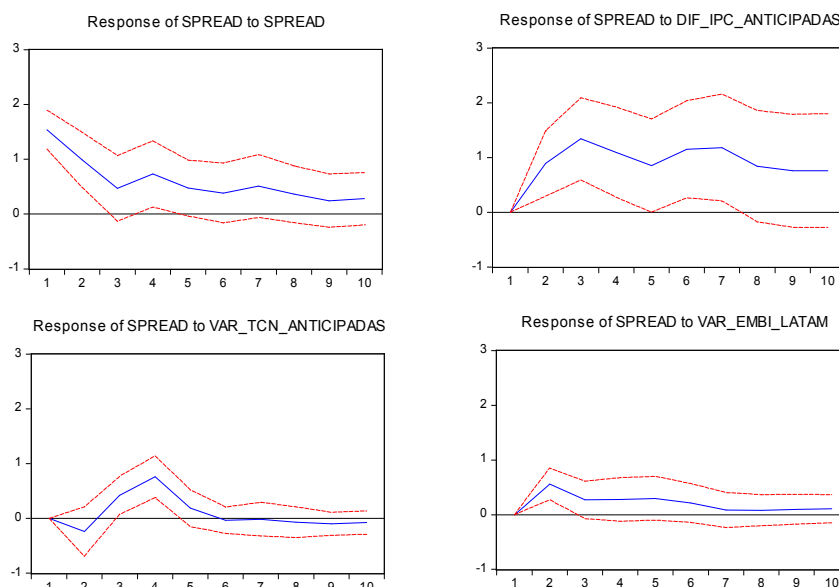


B) Modelo con expectativas inflacionarias y de devaluación cambiara anticipadas (valor esperado en “T+1”= valor observado en “T+1”)

El cuadro N° 7 indica las respuestas dinámicas del diferencial de tasas de interés ante variaciones registradas por la propia variable durante su pasado, por el diferencial de tasas de inflación esperadas entre Argentina y Estados Unidos, y por las variaciones esperadas del tipo de cambio nominal y del riesgo soberano de las economías emergentes. Nuevamente, la respuesta del diferencial de tasas de interés a sus propias innovaciones son significativas durante los primeros dos trimestres. Asimismo se observa un impacto significativo y positivo del diferencial de tasas de inflación esperadas entre ambas economías sobre la variable bajo estudio durante el primero, segundo, tercero y cuarto trimestre. En relación a la variable que refleja las tasas de variación del riesgo cambiario, es preciso destacar que la misma produce un impacto significativo durante el tercer y cuarto trimestre sobre el diferencial de tasas de interés. Nuevamente el riesgo soberano registra un leve impacto sobre la variable bajo estudio durante el primer y segundo trimestre.

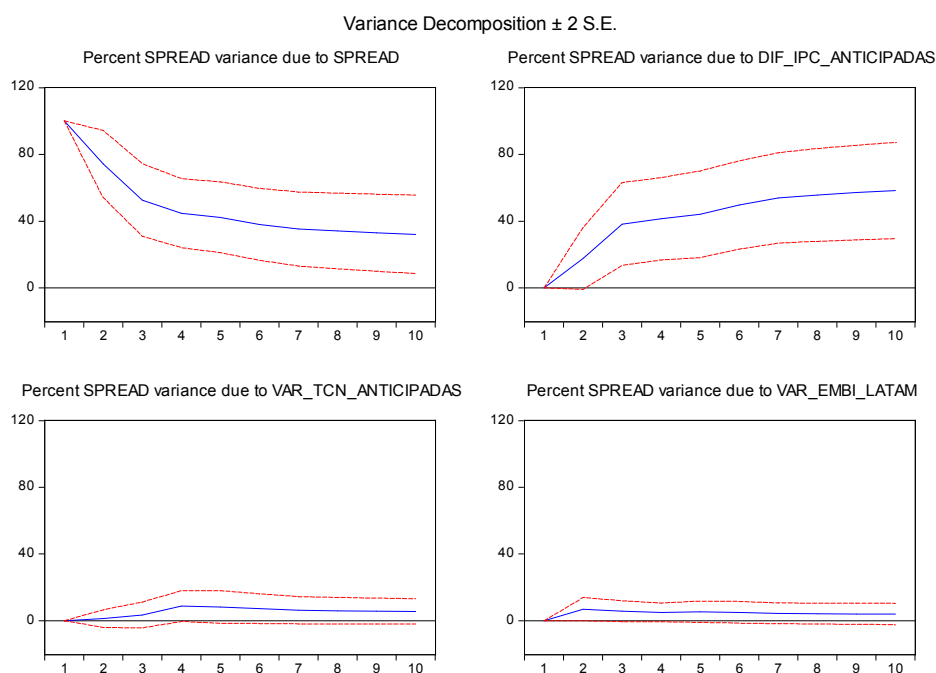
Cuadro N°7

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



El análisis de descomposición de la varianza indica que luego de diez trimestres el 58,34% y el 32,06% de los errores de predicción del diferencial de tasas de interés son explicados por el diferencial de tasas de inflación domesticas esperadas y por sus propias innovaciones pasadas, respectivamente, en tanto las variaciones esperadas del tipo de cambio nominal explican el 5,56%. Por último, cabe destacar que las variaciones del riesgo soberano de los países emergentes solo explican el 4,04% del error de predicción (Cuadro N° 8).

Cuadro N°8



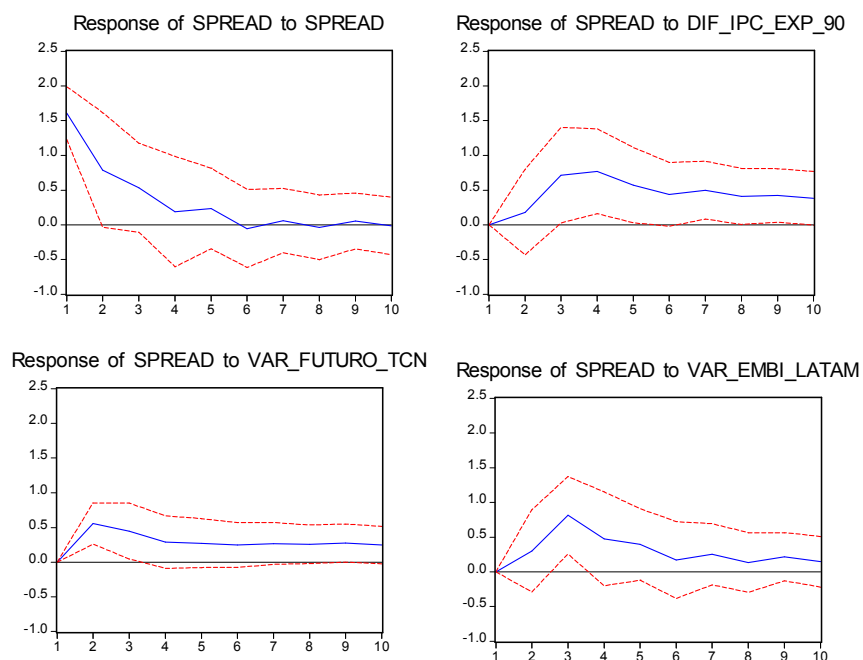
C) Modelo con expectativas inflacionarias y de devaluación cambiaria estimadas

El cuadro N°9 indica las respuestas dinámicas del diferencial de tasas de interés ante variaciones registradas por la propia variable durante su pasado, el diferencial de tasas de inflación esperadas (estimadas) entre Argentina y Estados Unidos, la prima por riesgo cambiario (representada por la variación del valor de los contratos de futuros de dólar a 90 días (ARS/DOLAR) correspondientes al mercado de NDF (Non Delivery Forwards) y el riesgo soberano de las economías emergentes.

Nuevamente, las respuestas del diferencial de tasas de interés a sus propias innovaciones son significativas durante el primer trimestre. Asimismo se observa un impacto significativo y positivo del diferencial de tasas de inflación esperadas (estimadas) entre ambas economías sobre la variable bajo estudio durante el tercer y cuarto trimestre en tanto el riesgo cambiario tiene un impacto significativo durante los primeros dos trimestres sobre la variable bajo estudio. Nuevamente, se observa un leve impacto del riesgo soberano sobre el diferencial de tasas de interés. Su incidencia sobre la misma recién puede apreciarse durante el segundo y tercer trimestre.

Cuadro N°9

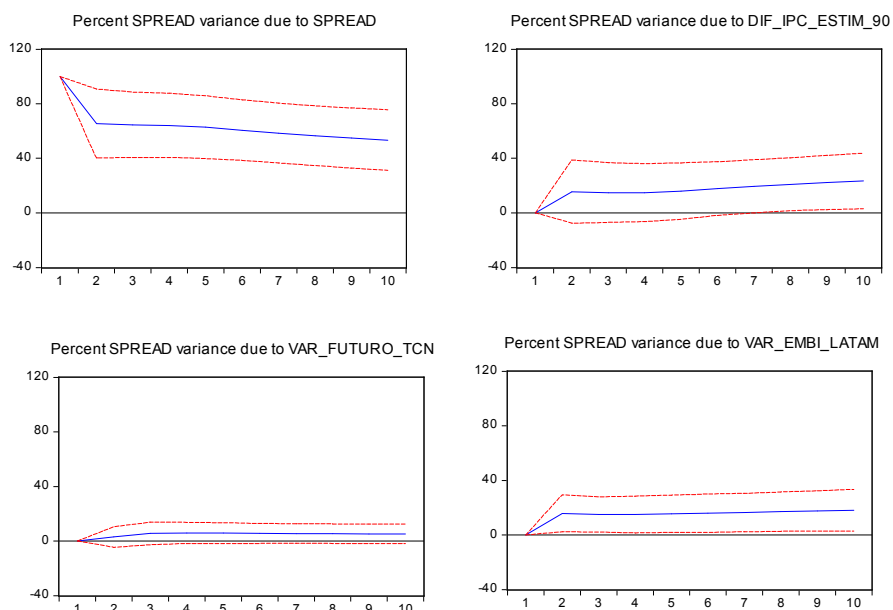
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



El análisis de descomposición de la varianza indica que luego de diez trimestres el 53,30% de los errores de predicción del diferencial de tasas de interés es explicado por sus propias innovaciones pasadas, en tanto las variaciones del diferencial de tasas de inflaciones esperadas (estimadas) y el riesgo cambiario explican el 23,31%, y el 5,31% respectivamente. Por último, cabe destacar que las variaciones del riesgo soberano de los países emergentes explican el 18,08% del error de predicción (Cuadro N°10).

Cuadro N°10

Variance Decomposition ± 2 S.E.



V. Conclusiones Finales

El presente trabajo representa una primera aproximación al estudio de los determinantes del diferencial existente entre la tasa de interés BAIBOR en pesos argentinos y la tasa de interés LIBOR en dólares estadounidenses, durante la última década. Para ello, se utilizó un modelo de determinación del diferencial de tasas de interés nominal (ex – ante), con el propósito de evaluar cual es la influencia que ejercen las expectativas inflacionarias y cambiarias, el riesgo de default soberano y los cambios en la estructura temporal de las tasas de interés internacionales en la determinación de dicho diferencial entre Argentina y Estados Unidos.

El ejercicio de contrastación empírica se practicó para el modelo teórico planteado, contemplando la posibilidad de existencia de expectativas inflacionarias y de devaluación cambiarias bajo los supuestos de expectativas extrapoladas, anticipadas (previsión perfecta), como así también para el caso de las estimadas, arrojando similares resultados para las tres alternativas.

Mediante la estimación de un sistema de vectores autorregresivos a partir de una descomposición estructural propuesta, se ha encontrado evidencia empírica en favor de la hipótesis que el diferencial de tasas de interés nominal entre Argentina y Estados Unidos se encuentra principalmente explicado por la no convergencia entre las tasas esperadas de inflación doméstica y de Estados Unidos y por la presencia de una prima por riesgo cambiario. Asimismo, se encontró evidencia en favor de la existencia de una prima por riesgo soberano, siendo esta última una variable de bajo poder explicativo, tal como fuera observado en trabajos empíricos realizados para otros países en vías de desarrollo.

Para finalizar es preciso destacar que, del análisis de las funciones de impulso y respuesta del modelo VAR estructural para cada una de las alternativas propuestas, se concluye que la brecha existente entre las tasas de inflación minoristas esperadas entre Argentina y Estados Unidos tendría un mayor impacto que las primas por riesgo cambiario y soberano, sobre el diferencial de tasas de interés.

VI. Apéndice Econométrico

1. Estimación de la tasa de inflación esperada para la Argentina

Dado que la inflación esperada no constituye una variable observable fue necesario adoptar algún supuesto para su consideración. La inflación esperada puede ser especificada de varias formas. Una manera es utilizar un modelo tradicional en donde se asume que la inflación esperada es una función de las tasas registradas durante el pasado. Una generalización empírica a esta aproximación es asumir que la inflación sigue un proceso autorregresivo y usar los valores estimados como proxy de la inflación esperada.

Otros métodos posibles incluyen la utilización de encuestas o modelos que permiten recoger no solo la influencia de las tasas pasadas sino también los efectos de otras variables económicas en el proceso de formación de expectativas. También se podría asumir que la inflación actual y la esperada son las mismas, lo que implicaría “previsión perfecta”. Edwards (1997) señala que no existe ninguna razón teórica para preferir un método sobre otro, por lo que a su juicio la opción termina siendo en última instancia empírica.

En base a lo expuesto en el párrafo anterior, en el presente anexo, se expone la metodología a partir de la cual se estimaron las tasas de inflación esperadas para la Argentina durante el periodo muestral seleccionado.

Dado que todo proceso inflacionario no es un fenómeno monocausal, se indentificó un grupo de variables reales y monetarias que tienen injerencia directa en la tasa de variación del nivel general de precios minoristas y que al mismo tiempo reciben influencia de la variable en cuestión, con lo cual surge un problema de endogeneidad desde el punto de vista econométrico. Este problema de identificación fue resuelto mediante la estimación de un sistema de vectores autorregresivos capaces de reflejar las relaciones de causalidad en ambas direcciones entre las variables seleccionadas, susceptible de poder ser utilizado como predictor de las expectativas de inflación minoristas para el periodo muestral: Primer trimestre de 2002 – Cuarto trimestre de 2011. A continuación se presenta la estructura causal propuesta en su forma reducida:

$$\begin{bmatrix} \Delta \log(ipc_t^{arg}) \\ \Delta \log(ema_e) \\ \Delta \log(tasa30) \\ \Delta \log(ByM) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} f_{11}f_{12}f_{13}f_{14} \\ f_{21}f_{22}f_{23}f_{24} \\ f_{31}f_{32}f_{33}f_{34} \\ f_{41}f_{42}f_{43}f_{44} \end{bmatrix} \sum_{i=1}^N \begin{bmatrix} \Delta \log(ipc_t^{arg})_{t-i} \\ \Delta \log(ema_e)_{t-i} \\ \Delta \log(tasa30)_{t-i} \\ \Delta \log(ByM)_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{\Delta \log ipc arg, T} \\ u_{\Delta \log ema_e, T} \\ u_{\Delta \log tasa30, T} \\ u_{\Delta \log ByM, T} \end{bmatrix}$$

Donde:

$\Delta \log(ipc_t^{arg})$ = Es la diferencia del logaritmo natural del índice de precios al Consumidor

$\Delta \log(ema_e)$ = Diferencia del logaritmo del estimador mensual de la actividad económica

$\Delta \log\left(1 + \left(\frac{tasa30}{100}\right)\right)$ = Diferencia del logaritmo del valor final de una unidad monetaria depositada a 30 días en el sistema financiero doméstico.

$\Delta \log(ByM)$ = Diferencia del logaritmo del stock de billetes y monedas

	DLIPC_ARG	DLEMAE	DLTASA30	DLBYM
DLIPC_ARG(-1)	0.957666 (0.25423) [3.76696]	0.118736 (0.26057) [0.45567]	1.086873 (0.60254) [1.80381]	0.088261 (0.29918) [0.29501]
DLIPC_ARG(-2)	0.094795 (0.23605) [0.40159]	0.174988 (0.24194) [0.72327]	-0.277616 (0.55946) [-0.49622]	0.280857 (0.27779) [1.01105]
DLIPC_ARG(-3)	0.144765 (0.29207) [0.49565]	0.210465 (0.29936) [0.70304]	-1.403612 (0.69224) [-2.02764]	-0.939577 (0.34372) [-2.73357]
DLIPC_ARG(-4)	-0.483586 (0.21783) [-2.22005]	-0.617264 (0.22326) [-2.76472]	0.722931 (0.51627) [1.40030]	0.514637 (0.25634) [2.00760]
DLEMAE(-1)	0.112416 (0.10384) [1.08256]	-0.036461 (0.10644) [-0.34256]	0.092099 (0.24612) [0.37421]	0.220464 (0.12220) [1.80405]
DLEMAE(-2)	-0.033874 (0.08021) [-0.42230]	-0.080855 (0.08222) [-0.98346]	-0.306322 (0.19011) [-1.61128]	-0.236411 (0.09440) [-2.50446]
DLEMAE(-3)	0.038641 (0.08908) [0.43379]	-0.225908 (0.09130) [-2.47433]	0.305095 (0.21112) [1.44512]	0.121384 (0.10483) [1.15793]
DLEMAE(-4)	0.185303 (0.08821) [2.10079]	0.822686 (0.09041) [9.09968]	0.365640 (0.20906) [1.74900]	-0.242039 (0.10380) [-2.33171]
DLTASA30(-1)	-0.012287 (0.08247) [-0.14899]	-0.306703 (0.08452) [-3.62857]	-0.206668 (0.19545) [-1.05739]	-0.448927 (0.09705) [-4.62583]
DLTASA30(-2)	-0.146488 (0.12229) [-1.9988]	-0.295567 (0.12534) [-2.35809]	0.275337 (0.28984) [0.94997]	0.342821 (0.14391) [2.38214]
DLTASA30(-3)	-0.153070 (0.09049) [-1.69159]	-0.088051 (0.09275) [-0.94936]	-0.039216 (0.21447) [-0.18285]	-0.148201 (0.10649) [-1.39170]
DLTASA30(-4)	-0.127277 (0.06930) [-1.83657]	-0.049842 (0.07103) [-0.70168]	-0.029391 (0.16425) [-0.17894]	0.298936 (0.08156) [3.66541]

DLBYM(-1)	0.228731 (0.12869) [1.97737]	-0.044027 (0.13190) [-0.33378]	1.018534 (0.30501) [3.33936]	1.004062 (0.15145) [6.62982]
DLBYM(-2)	-0.216567 (0.13342) [-1.62326]	0.253703 (0.13675) [1.85529]	-1.409256 (0.31621) [-4.45677]	-0.432188 (0.15701) [-2.75268]
DLBYM(-3)	-0.271728 (0.17287) [-1.57187]	-0.096636 (0.17718) [-0.54540]	-0.531217 (0.40972) [-1.29655]	-0.013442 (0.20344) [-0.06607]
DLBYM(-4)	-0.058766 (0.15045) [-0.39061]	-0.336250 (0.15420) [-2.18058]	0.859650 (0.35657) [2.41088]	0.271468 (0.17705) [1.53329]
C	0.025410 (0.01292) [1.96676]	0.026749 (0.01324) [2.01999]	-0.007744 (0.03062) [-0.25291]	0.013771 (0.01520) [0.90572]
D2008Q1	-0.031446 (0.02287) [-1.37489]	-0.004995 (0.02344) [-0.21306]	-0.044298 (0.05421) [-0.81720]	-0.021623 (0.02692) [-0.80337]
D2010Q3	-0.037766 (0.02070) [-1.82460]	-0.064452 (0.02121) [-3.03805]	0.034643 (0.04906) [0.70618]	0.053808 (0.02436) [2.20904]
R-squared	0.889035	0.977381	0.894462	0.913820
Adj. R-squared	0.789166	0.957024	0.799478	0.836258
Sum sq. resids	0.004390	0.004611	0.024657	0.006079
S.E. equation	0.014815	0.015185	0.035112	0.017434
F-statistic	8.902031	48.01228	9.416982	11.78178
Log likelihood	121.9573	120.9957	88.30309	115.6073
Akaike AIC	-5.279861	-5.230547	-3.554004	-4.954221
Schwarz SC	-4.469407	-4.420094	-2.743551	-4.143768
Mean dependent	0.041917	0.020074	0.000948	0.065338
S.D. dependent	0.032264	0.073247	0.078411	0.043085
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.12E-15		
Determinant resid covariance		4.93E-16		
Log likelihood		465.9524		
Akaike information criterion		-19.99756		
Schwarz criterion		-16.75575		

A continuación se presentan las tablas que contienen las raíces del polinomio característico donde se verifica el cumplimiento de la condición de estabilidad y los tests de autocorrelación parcial y de normalidad para la descomposición propuesta mediante el Método de Cholesky.

Tabla de Raíces del Polinomio característico y Condición de Estabilidad

Root	Modulus
-0.991054	0.991054
0.016932 - 0.979014i	0.979160
0.016932 + 0.979014i	0.979160
0.913871	0.913871
0.819350 - 0.378952i	0.902739
0.819350 + 0.378952i	0.902739
0.760401 - 0.354648i	0.839038
0.760401 + 0.354648i	0.839038
0.184169 - 0.795057i	0.816109
0.184169 + 0.795057i	0.816109
-0.421405 - 0.695317i	0.813048
-0.421405 + 0.695317i	0.813048
-0.474493 - 0.630655i	0.789220
-0.474493 + 0.630655i	0.789220
0.728870	0.728870
-0.702995	0.702995

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Tabla de Normalidad de los Residuos

En relación al test de Normalidad, es preciso destacar que el análisis de los residuos del VAR indica que los mismos son normales de manera conjunta, en relación a su grado de asimetría y kurtosis (con un nivel de significación del 95%).

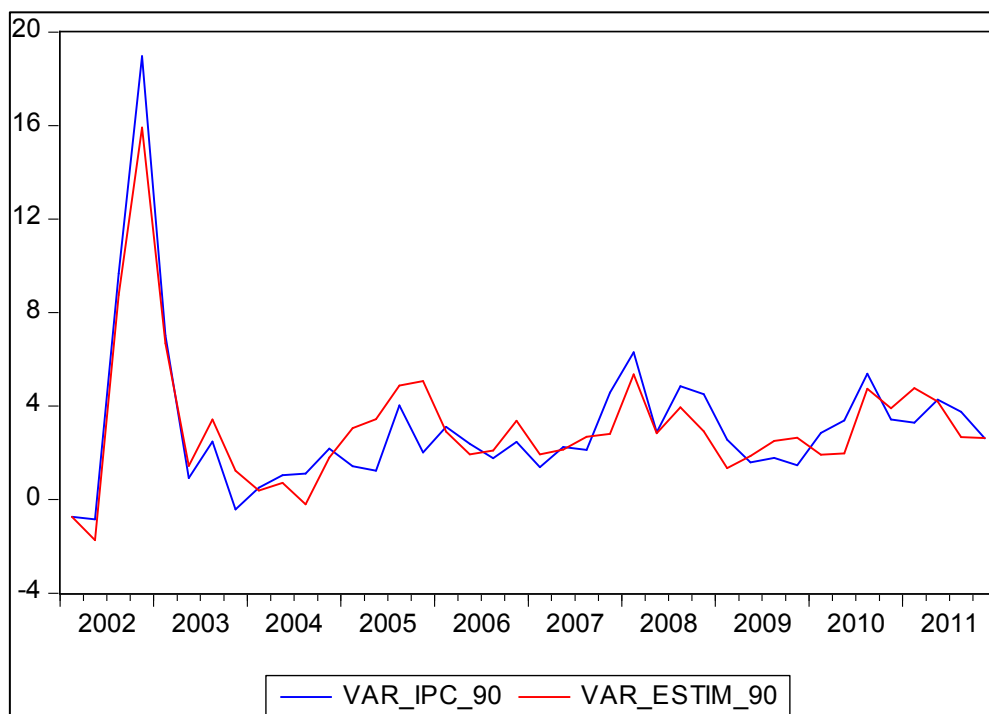
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.105398	0.072207	1	0.7882
2	0.359735	0.841159	1	0.3591
3	-0.064935	0.027407	1	0.8685
4	-0.160659	0.167773	1	0.6821
Joint		1.108545	4	0.8929

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.160177	2.187267	1	0.1392
2	2.742221	0.107981	1	0.7425
3	2.228036	0.968384	1	0.3251
4	3.469220	0.357772	1	0.5497
Joint		3.621404	4	0.4597

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.259473	2	0.3231
2	0.949140	2	0.6222
3	0.995791	2	0.6078
4	0.525545	2	0.7689
Joint	4.729950	8	0.7860

Finalmente, se presenta un grafico ilustrativo y comparativo entre las tasas de inflación estimadas y las efectivamente registradas durante el periodo muestral seleccionado.

**Tasas de inflación trimestrales esperadas y observadas
(Periodo 2002 – 2011)**



2. Estimación del Spreads de tasas de interés entre la Argentina y Estados Unidos bajo el supuesto de expectativas extrapoladas (valor esperado en “T+1”= valor observado en “T”)

	SPREAD	DIF_IPC_ EXTRAPOLADAS	VAR_TCN_ EXTRAPOLADAS	VAR_EMBI _LATAM
SPREAD(-1)	0.428566 (0.08299) [5.16383]	0.097806 (0.09628) [1.01589]	0.115932 (0.13090) [0.88569]	-0.246787 (0.62447) [-0.39519]
SPREAD(-2)	-0.326320 (0.06308) [-5.17312]	-0.104599 (0.07318) [-1.42943]	-0.393992 (0.09949) [-3.96020]	0.115739 (0.47463) [0.24385]
SPREAD(-3)	0.334308 (0.03953) [8.45788]	0.006915 (0.04585) [0.15081]	0.201870 (0.06234) [3.23822]	0.012843 (0.29741) [0.04318]
DIF_IPC_ EXTRAPOLADAS(-1)	0.752074 (0.17920) [4.19680]	0.544394 (0.20788) [2.61877]	-0.083356 (0.28263) [-0.29493]	2.548776 (1.34838) [1.89026]
DIF_IPC_ EXTRAPOLADAS(-2)	0.195941 (0.20309) [0.96479]	-0.023440 (0.23559) [-0.09949]	0.368481 (0.32031) [1.15039]	-0.455484 (1.52813) [-0.29807]
DIF_IPC_ EXTRAPOLADAS(-3)	0.241272 (0.17775) [1.35736]	0.278487 (0.20620) [1.35058]	-0.111493 (0.28034) [-0.39770]	-0.106999 (1.33746) [-0.08000]
VAR_TCN_ EXTRAPOLADAS(-1)	0.387357 (0.04436) [8.73199]	0.140307 (0.05146) [2.72650]	0.817413 (0.06996) [11.6833]	0.179392 (0.33378) [0.53745]
VAR_TCN_ EXTRAPOLADAS(-2)	0.273577 (0.03057) [8.95057]	-0.119168 (0.03546) [-3.36090]	-0.441436 (0.04821) [-9.15714]	0.057095 (0.22998) [0.24826]
VAR_TCN_ EXTRAPOLADAS(-3)	-0.052562 (0.05381) [-0.97690]	0.000391 (0.06242) [0.00626]	0.158166 (0.08486) [1.86385]	-0.023666 (0.40485) [-0.05846]
VAR_EMBI_LATAM(-1)	0.041843 (0.01211) [3.45432]	-0.019221 (0.01405) [-1.36789]	-0.009942 (0.01910) [-0.52037]	0.035474 (0.09114) [0.38920]
VAR_EMBI_LATAM(-2)	-0.012196 (0.01343) [-0.90787]	-0.011211 (0.01558) [-0.71940]	0.015569 (0.02119) [0.73482]	-0.029831 (0.10108) [-0.29512]
VAR_EMBI_LATAM(-3)	0.028202 (0.01190) [2.36981]	0.006431 (0.01381) [0.46582]	0.014200 (0.01877) [0.75654]	-0.160621 (0.08954) [-1.79376]

C	0.206800 (0.54676) [0.37823]	0.502923 (0.63426) [0.79293]	0.321386 (0.86233) [0.37270]	-10.84511 (4.11399) [-2.63616]
D2007Q3	1.278812 (1.62556) [0.78669]	-0.026445 (1.88572) [-0.01402]	2.589646 (2.56379) [1.01008]	45.82347 (12.2313) [3.74641]
D2008Q1	5.358862 (1.64495) [3.25777]	3.490168 (1.90821) [1.82903]	-0.229183 (2.59436) [-0.08834]	33.77440 (12.3771) [2.72877]
D2008Q4	1.500131 (1.71146) [0.87652]	1.935997 (1.98537) [0.97513]	8.893630 (2.69927) [3.29483]	119.1921 (12.8776) [9.25577]
D2011Q4	-0.866531 (1.58087) [-0.54813]	1.037273 (1.83388) [0.56562]	0.651283 (2.49331) [0.26121]	8.521389 (11.8950) [0.71638]
R-squared	0.975838	0.837457	0.976304	0.865668
Adj. R-squared	0.972811	0.719245	0.959071	0.767973
Sum sq. resid	49.54855	66.67743	123.2507	2805.223
S.E. equation	1.500735	1.740917	2.366918	11.29204
F-statistic	329.0122	7.084318	56.65289	8.860864
Log likelihood	-60.00673	-65.79655	-77.77645	-138.7143
Akaike AIC	3.949063	4.245977	4.860331	7.985348
Schwarz SC	4.674205	4.971119	5.585473	8.710491
Mean dependent	13.40426	3.237594	2.547331	0.440012
S.D. dependent	17.70043	3.285594	11.69957	23.44244
Determinant resid covariance (dof adj.)		3699.450		
Determinant resid covariance		374.6014		
Log likelihood		-336.9087		
Akaike information criterion		20.76455		
Schwarz criterion		23.66512		

Tabla de Funciones de impulso – respuesta del diferencial de tasas de interés respecto del resto de las variables (Periodo 2002 – 2011)

Periodo	SPREAD	DIF_IPC_	VAR_TCN_	VAR_EMBI
		EXTRAPOLADAS	EXTRAPOLADAS	LATAM
1	1.500735 (0.16992)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	0.620851 (0.54664)	1.969015 (0.81914)	1.443732 (0.30490)	-0.113503 (0.33190)
10	0.215035 (0.36565)	0.890487 (1.04676)	0.113686 (0.13533)	-0.139052 (0.19544)

Tabla de Análisis de Descomposición de la Varianza del diferencial de tasas de interés (Periodo 2002 – 2011)

Period	S.E.	SPREAD	DIF_IPC_ EXTRAPOLADAS	VAR_TCN_ EXTRAPOLADAS	VAR_EMBI_ LATAM
1	1.500735	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	4.770129	17.49361 (8.20235)	52.95370 (13.5629)	28.51772 (10.9664)	1.034980 (0.97684)
10	6.028028	13.10028 (8.92713)	66.99807 (14.8001)	19.05481 (10.8321)	0.846843 (1.83236)

Tabla de Raíces del Polinomio característico y Condición de Estabilidad

Root	Modulus
0.810983	0.810983
-0.311604 - 0.677893i	0.746080
-0.311604 + 0.677893i	0.746080
0.726085	0.726085
0.284792 - 0.564939i	0.632663
0.284792 + 0.564939i	0.632663
-0.090254 - 0.550026i	0.557382
-0.090254 + 0.550026i	0.557382
0.304009 - 0.464361i	0.555025
0.304009 + 0.464361i	0.555025
-0.514991	0.514991
0.429884	0.429884

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Test de Normalidad de los Residuos

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.372368	0.901278	1	0.3424
2	0.638232	2.647709	1	0.1037
3	0.227044	0.335069	1	0.5627
4	0.511039	1.697544	1	0.1926
Joint		5.581600	4	0.2326

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.956971	1.488163	1	0.2225
2	3.860921	1.204425	1	0.2724
3	3.603563	0.591968	1	0.4417
4	4.438632	3.363203	1	0.0667
Joint		6.647758	4	0.1557

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.389441	2	0.3028
2	3.852134	2	0.1457
3	0.927036	2	0.6291
4	5.060747	2	0.0796
Joint	12.22936	8	0.1413

3. Estimación del Spreads de tasas de interés entre la Argentina y Estados Unidos bajo el supuesto de expectativas anticipadas (valor esperado en “T+1”= valor observado en “T+1”)

	SPREAD	DIF_IPC_ ANTICIPADAS	VAR_TCN_ ANTICIPADAS	VAR_EMBI_ LATAM
SPREAD(-1)	0.361197 (0.06968) [5.18384]	-0.046075 (0.06361) [-0.72430]	-0.263850 (0.06837) [-3.85906]	0.031759 (0.52638) [0.06033]
SPREAD(-2)	-0.314799 (0.06858) [-4.59056]	-0.020414 (0.06261) [-0.32607]	0.025983 (0.06729) [0.38614]	-0.391621 (0.51805) [-0.75595]
SPREAD(-3)	0.364572 (0.03544) [10.2866]	0.006347 (0.03236) [0.19615]	0.082438 (0.03478) [2.37043]	0.266563 (0.26774) [0.99559]
DIF_IPC ANTICIPADAS (-1)	0.487272 (0.18831) [2.58759]	0.479521 (0.17192) [2.78917]	0.022588 (0.18478) [0.12224]	2.041441 (1.42259) [1.43502]
DIF_IPC_ ANTICIPADAS (-2)	0.466621 (0.21707) [2.14966]	-0.014848 (0.19818) [-0.07492]	0.078325 (0.21300) [0.36772]	0.331753 (1.63983) [0.20231]
DIF_IPC ANTICIPADAS (-3)	0.195415 (0.19847) [0.98461]	0.372951 (0.18120) [2.05827]	0.387399 (0.19475) [1.98922]	-0.692554 (1.49933) [-0.46191]
VAR_TCN ANTICIPADAS (-1)	-0.120068 (0.13660) [-0.87896]	0.008454 (0.12471) [0.06779]	0.179021 (0.13404) [1.33556]	-1.200251 (1.03195) [-1.16309]
VAR_TCN ANTICIPADAS (-2)	0.428107 (0.10180) [4.20537]	0.017155 (0.09294) [0.18458]	0.088603 (0.09989) [0.88699]	0.839379 (0.76905) [1.09145]
VAR_TCN ANTICIPADAS (-3)	0.280076 (0.06106) [4.58675]	-0.035530 (0.05575) [-0.63733]	-0.048879 (0.05992) [-0.81577]	-0.041045 (0.46129) [-0.08898]
VAR_EMBI_LATAM(-1)	0.054986 (0.01270) [4.33073]	0.006338 (0.01159) [0.54681]	0.015924 (0.01246) [1.27817]	0.062693 (0.09592) [0.65362]

VAR_EMBI_LATAM(-2)	0.001897 (0.01282) [0.14798]	0.001211 (0.01170) [0.10354]	0.014773 (0.01258) [1.17474]	0.002687 (0.09682) [0.02775]
VAR_EMBI_LATAM(-3)	0.024265 (0.01222) [1.98558]	0.014489 (0.01116) [1.29865]	-0.005749 (0.01199) [-0.47941]	-0.176221 (0.09232) [-1.90880]
C	0.443231 (0.54289) [0.81642]	1.086197 (0.49565) [2.19148]	0.427711 (0.53272) [0.80288]	-9.431392 (4.10127) [-2.29963]
D2007Q3	1.714798 (1.64328) [1.04352]	-0.265284 (1.50027) [-0.17682]	-0.164106 (1.61248) [-0.10177]	44.46002 (12.4141) [3.58141]
D2008Q3	3.363373 (1.70302) [1.97494]	1.511910 (1.55481) [0.97241]	8.255415 (1.67111) [4.94009]	26.87057 (12.8654) [2.08858]
D2008Q4	2.135499 (1.97499) [1.08127]	-2.459023 (1.80311) [-1.36376]	3.793414 (1.93798) [1.95740]	125.9794 (14.9200) [8.44363]
D2009Q4	1.122989 (1.69611) [0.66210]	4.942107 (1.54850) [3.19154]	1.791791 (1.66432) [1.07659]	-13.96580 (12.8132) [-1.08995]
R-squared	0.975803	0.783122	0.911560	0.863133
Adj. R-squared	0.972605	0.617881	0.844177	0.758853
Sum sq. resids	49.96138	41.64366	48.10633	2851.301
S.E. equation	1.542437	1.408202	1.513532	11.65231
F-statistic	311.4002	4.739279	13.52806	8.277080
Log likelihood	-59.11928	-55.65936	-58.40039	-135.9606
Akaike AIC	4.006278	3.824177	3.968441	8.050558
Schwarz SC	4.738882	4.556781	4.701046	8.783163
Mean dependent	13.44046	2.853883	0.774562	0.255910
S.D. dependent	17.93657	2.278062	3.834208	23.72853
Determinant resid covariance (dof adj.)		893.7360		
Determinant resid covariance		83.35891		
Log likelihood		-299.7186		
Akaike information criterion		19.35361		
Schwarz criterion		22.28403		

Tabla de Raíces del Polinomio característico y Condición de Estabilidad

Root	Modulus
0.787606 - 0.088474i	0.792560
0.787606 + 0.088474i	0.792560
-0.263422 - 0.645071i	0.696784
-0.263422 + 0.645071i	0.696784
-0.621142	0.621142
0.385569 - 0.443428i	0.587615
0.385569 + 0.443428i	0.587615
0.172176 - 0.538267i	0.565133
0.172176 + 0.538267i	0.565133
-0.180804 - 0.472610i	0.506014
-0.180804 + 0.472610i	0.506014
-0.098677	0.098677

No root lies outside the unit circle.
 VAR satisfies the stability condition.

Test de Normalidad de los Residuos

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.331903	0.697678	1	0.4036
2	-0.055744	0.019680	1	0.8884
3	0.215712	0.294701	1	0.5872
4	0.108259	0.074227	1	0.7853
Joint		1.086287	4	0.8964

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.495415	3.540753	1	0.0599
2	3.216355	0.074115	1	0.7854
3	2.747275	0.101127	1	0.7505
4	4.894935	5.685400	1	0.0171
Joint		9.401395	4	0.0518

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.238432	2	0.1201
2	0.093795	2	0.9542
3	0.395828	2	0.8204
4	5.759627	2	0.0561
Joint	10.48768	8	0.2325

Tabla de Funciones de impulso – respuesta del diferencial de tasas de interés respecto del resto de las variables (Periodo 2002 – 2011)

Periodo	SPREAD	DIF_IPC ANTICIPADAS	VAR_TCN ANTICIP.	VAR_EMBI_ LATAM
1	1.542437 (0.17693)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	0.732074 (0.30157)	1.096037 (0.41130)	0.761109 (0.19099)	0.275722 (0.19952)
10	0.278633 (0.23958)	0.763678 (0.51962)	-0.075993 (0.10716)	0.107433 (0.12799)

Tabla de Análisis de Descomposición de la Varianza del diferencial de tasas de interés (Periodo 2002 – 2011)

Periodo	S.E.	SPREAD	DIF_IPC ANTICIPADA	VAR_TCN ANTICIPADA	VAR_EMBI_ LATAM
1	1.542437	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	3.030494	44.76264 (10.1298) (11.1393)	41.35789 (11.6895) (13.7515)	8.854303 (4.92317) (3.99945)	5.025172 (2.69063) (3.05363)
10	3.953023	32.06634 (11.3065)	58.34812 (14.0409)	5.566108 (3.95471)	4.019425 (3.08061)

3. Estimación del Spreads de tasas de interés entre la Argentina y Estados Unidos bajo el supuesto de expectativas estimadas

	SPREAD	DIF_IPC_ESTIM_90	VAR_FUTURO_TCN	VAR_EMBI_LATAM
SPREAD(-1)	0.318268 (0.09260) [3.43698]	-0.006317 (0.01323) [-0.47743]	-0.030293 (0.06221) [-0.48693]	0.088756 (0.44947) [0.19747]
SPREAD(-2)	0.134825 (0.05862) [2.29998]	-0.002975 (0.00838) [-0.35517]	-0.146195 (0.03938) [-3.71207]	-0.224143 (0.28453) [-0.78775]
DIF_IPC_ESTIM_90(-1)	-1.787009 (1.46306) [-1.22142]	0.778031 (0.20904) [3.72194]	-1.699470 (0.98295) [-1.72894]	-16.06921 (7.10151) [-2.26279]
DIF_IPC_ESTIM_90(-2)	3.374126 (1.48788) [2.26775]	0.199925 (0.21258) [0.94045]	2.477521 (0.99962) [2.47845]	17.11548 (7.22195) [2.36992]
VAR_FUTURO_TCN(-1)	-0.159137 (0.12217) [-1.30261]	-0.003839 (0.01746) [-0.21993]	0.199825 (0.08208) [2.43457]	0.687233 (0.59299) [1.15893]
VAR_FUTURO_TCN(-2)	0.343156 (0.05623) [6.10254]	-0.011593 (0.00803) [-1.44299]	-0.215630 (0.03778) [-5.70765]	-0.197810 (0.27294) [-0.72474]
VAR_EMBI_LATAM(-1)	0.123431 (0.02860) [4.31643]	0.009834 (0.00409) [2.40686]	-0.025069 (0.01921) [-1.30488]	0.044816 (0.13880) [0.32288]
VAR_EMBI_LATAM(-2)	-0.020142 (0.02646) [-0.76131]	0.005238 (0.00378) [1.38558]	0.046612 (0.01777) [2.62237]	0.191359 (0.12842) [1.49013]
C	1.359912 (0.92495) [1.47026]	0.207495 (0.13215) [1.57009]	0.160895 (0.62142) [0.25891]	-5.669364 (4.48958) [-1.26278]
D2003Q3	11.66546 (2.77143) [4.20918]	0.378227 (0.39598) [0.95518]	6.294235 (1.86198) [3.38040]	13.50905 (13.4522) [1.00423]
D2004Q2	-1.423993 (2.75321) [-0.51721]	0.127463 (0.39337) [0.32403]	7.091263 (1.84974) [3.83366]	30.42179 (13.3637) [2.27644]
D2007Q3	0.221571 (2.58594) [0.08568]	0.461919 (0.36947) [1.25021]	3.922659 (1.73735) [2.25783]	46.37151 (12.5518) [3.69441]
D2008Q4	-0.846282 (2.60953) [-0.32431]	0.587554 (0.37284) [1.57587]	25.36589 (1.75320) [14.4683]	111.8525 (12.6663) [8.83072]
D2011Q3	-1.585360 (2.56741) [-0.61750]	-0.119224 (0.36683) [-0.32502]	6.351436 (1.72490) [3.68220]	15.90974 (12.4618) [1.27668]

R-squared	0.986003	0.951888	0.967002	0.837148
Adj. R-squared	0.978422	0.925828	0.949128	0.748937
Sum sq. resids	144.1591	2.942872	65.07015	3396.390
S.E. equation	2.450842	0.350171	1.646589	11.89606
F-statistic	130.0525	36.52609	54.10137	9.490266
Log likelihood	-79.25296	-5.313858	-64.13938	-139.2844
Akaike AIC	4.908050	1.016519	4.112599	8.067601
Schwarz SC	5.511372	1.619840	4.715920	8.670923
Mean dependent	12.36322	1.843188	-0.407053	0.304837
S.D. dependent	16.68424	1.285759	7.300398	23.74171
Determinant resid covariance (dof adj.)		193.0100		
Determinant resid covariance		30.71075		
Log likelihood		-280.7463		
Akaike information criterion		17.72349		
Schwarz criterion		20.13677		

Tabla de Raíces del Polinomio característico y Condición de Estabilidad

Root	Modulus
0.970064	0.970064
0.373477	0.373477
0.291826 - 0.223669i	0.367682
0.291826 + 0.223669i	0.367682
-0.365738	0.365738
-0.116371 - 0.335837i	0.355427
-0.116371 + 0.335837i	0.355427
0.012225	0.012225

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Test de Normalidad de los Residuos

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.109668	0.076171	1	0.7826
2	0.117547	0.087510	1	0.7674
3	0.529389	1.774935	1	0.1828
4	-0.454885	1.310498	1	0.2523
Joint		3.249114	4	0.5170

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.467641	0.346256	1	0.5562
2	3.085391	0.011545	1	0.9144
3	4.216399	2.342744	1	0.1259
4	3.826442	1.081426	1	0.2984
Joint		3.781970	4	0.4363

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.422427	2	0.8096
2	0.099055	2	0.9517
3	4.117679	2	0.1276
4	2.391924	2	0.3024
Joint	7.031084	8	0.5333

Tabla de Funciones de impulso – respuesta del diferencial de tasas de interés respecto del resto de las variables (Periodo 2002 – 2011)

Periodo	SPREAD	DIF_IPC_ESTIM_90	VAR_FUTURO_ _TCN	VAR_EMBI_ _LATAM
1	2.450842 (0.28113)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	0.394371 (0.14107)	0.201492 (0.27397)	0.239888 (0.13699)	0.222380 (0.21116)
10	0.156786 (0.12867)	0.495033 (0.20583)	-0.122780 (0.08650)	0.375650 (0.14014)

Tabla de Análisis de Descomposición de la Varianza del diferencial de tasas de interés (Periodo 2002 – 2011)

Periodo	S.E.	SPREAD	DIF_IPC_ ESTIM_90	VAR_FUTURO_ TCN	VAR_EMBI_ LATAM
1	2.450842	100.0000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)
4	3.334858	64.14860 (11.7491)	14.84034 (11.1662)	5.995643 (4.52328)	15.01541 (6.84851)
10	3.711635	53.30614 (11.1056)	23.31799 (10.0836)	5.290508 (4.01807)	18.08536 (7.48283)

BIBLIOGRAFÍA

- **Arora, Vivek y Martin Cerisola (2001)**, “How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets”, Documentos del Staff del FMI, Vol. 48 (3), pp. 474-498.
- **Box, G.E.P. y G. M. Jenkins (1976)** – Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco, Holden Day, Primera Edición 1970.
- **Bevilacqua F. y Daraio, C. (2001)** – “International parity relationships between Germany and US: a multivariate time series analysis for the post Bretton-Woods period” - LEM Working Paper Series, Laboratory of Economics and Management Saint’ Anna School of Advanced Studies, Pisa, Italy
- **Camaro, A., Casas, A. y Jiménez E. (2002)** – “Una aproximación empírica a la relación entre las tasas de interés de los TES a tasa fija y el tipo de cambio en Colombia (2001-2004).
- **Cumby R. y Mishkin F. (1984)** - “The international linkage of real interest rates: The European – US Connection”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1423
- **Cline, William R. y J. S. Barnes (1997)**, “Spreads and Risk in Emerging Markets Lending”, Documento de Investigación del IIF N° 1 (Washington D.C.: Institute of International Finance).
- **Diaz Weigel, Diana y Gordon Gemmil (2006)**, “What drives credit risk in emerging markets? The roles of country fundamentals and market co-movements”, Journal of International Money and Finance, Vol. 25 (3), pp. 476-502.
- **Domowitz, Ian, Jack Glen y Ananth Madhavan (1998)**, “Country and Currency Risk Premia in an Emerging Market”, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 33 (2), pp. 189-216.
- **Das Gupta, D. y Das Gupta B. (1994)** – “Interest Rate in Open Economies”, Policy Research Working Paper No. 1283, The World Bank.49
- **Del Castillo, G. (1988)** – “La tasa de interés real y la incertidumbre cambiaria: El caso de Argentina” – Revista de Economía Vol. III No. 2, Banco Central de la República Argentina
- **Eichengreen, Barry y Ashoka Mody (1998)**, “What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt? Fundamentals or Market Sentiment?”, Documento de Trabajo de NBER N°6408 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- **Engel, Charles (1996)**, “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence”, Journal of Empirical Finance, Vol. 3 (2), pp. 123- 192.
- **Engel, Charles (1999)**, “On the Foreign-Exchange Risk Premium in Sticky-Price General Equilibrium Models”, en International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood, ed. por Peter Isard, Assaf Razin y Andrew K. Rose (Washington and Boston: FMI y Kluwer), pp. 71-85.
- **Enders, W. (1995)** – “Applied Econometric Time Series”, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- **Edwards, S. (1984)** – “Money, the rate of devaluation and interest rates in a semi-open economy: Colombia 1968-1982– National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1380.

- **Edwards, S. y Kahn, M. (1985)** – “Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1531.
- **Fernández, A., et al (2005)** – “TCR competitivo y otras soluciones desajustadas”, CINVE.
- **Ferreira, A. (2004)** – “Are real interest differentials caused by frictions in goods or assets markets, real or nominal shocks?” – Department of Economics, University of Kent.
- **Ferreira, A. y León-Ledesma, Miguel A. (2004)** – “Does the real interest parity hypothesis hold? Evidence from developed and emerging markets” – Department of Economics, University of Kent.
- **Frankel J. (1982)** – “Quantifying international capital mobility in the 1980s” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2856.
- **Frankel J. (1992)** – “Measuring international capital mobility: A review”
- **Frankel J. y Mc. Arthur A. (1987)** – “Political vs. Currency Premia in international real interest differentials: a study of forward rates for 24 countries” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2309.50
- **Frankel J. y Okongwu C. (1995)** – “Liberalized Portfolio Capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations, and the incompleteness of interest rate convergence” – National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5156.
- **Giaconi, A. (1995)** – “Diferenciales de tasas de interés entre Chile y el resto del mundo: un estudio empírico 1985 - 1993” – Tesis de Magister en Economía UC, Octubre 1995.
- **Juselius Katarina (1998)** “The cointegrated VAR model methodology and applications – Oxford University Press
- **Lorenzo, F., Noya, N y Daude, C (2000)** – “Tipos de cambio reales bilaterales y volatilidad: La experiencia Argentina con los socios del MERCOSUR”, CINVE
- **Lorenzo, F., Tolosa, G. (2002)** – “Determinantes de los márgenes de intermediación bancaria”, CINVE.
- **Mishkin, F (1982)** - “Are real interest rates equal across countries? An empirical investigation of international parity conditions”, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1048
- **Mishkin, F (1988)** - “Understanding real interest rates”. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 2691
- **Noya, N. (1986)** – “Un esquema descriptivo para el análisis de las tasas de interés” – Revista SUMA No.1
- **Rodríguez, S., Urrestarazu, I. y Goyeneche J.J. (1999)** – “El comportamiento de los tipos de cambio reales bilaterales entre Argentina, Brasil, Argentina y Estados Unidos”, Instituto de Estadística, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- **Rojas, A. (1997)** – “Descomposición del diferencial de tasas de interés entre Chile y el extranjero: 1992 – 1996”, Documentos de Trabajo del Banco Central de Chile No. 22