



Arbitraje Cambiario en los Flujos Internacionales Relacionados a la Migración

Tesis que para obtener el grado de Maestría en Economía

presenta

René Alberto Maldonado Gonzales

Director de Tesis: Abel Martínez Mrden

La Paz, Bolivia, noviembre de 2014

Dedicatoria

Debo dedicar este trabajo a los amigos, tías y familia que me acompañaron en este camino, y a todas esas personas, importantes en mi vida, que siempre estuvieron listas para brindarme su apoyo y sin cuya ayuda no habría sido posible culminar este esfuerzo.

Agradecimientos

A la Universidad Andina Simón Bolívar, sus autoridades y las demás instituciones que me brindaron el soporte necesario para culminar esta investigación, mi más profundo agradecimiento.

Resumen

Cada año miles de migrantes de los países latinoamericanos y del Caribe se ven obligados a dejar sus hogares y sus países de origen buscando generar nuevas oportunidades y mayores ingresos para ellos y sus familias. Estos migrantes son la fuente de los flujos monetarios que envían a sus hogares desde el exterior: aquellos que dejan su país por varios años, envían “*Remesas*” de forma periódica a sus familiares. Otros cruzan las fronteras a diario para trabajar en el otro país y regresan a sus hogares al terminar la jornada laboral o en otros casos, cruzaran las fronteras de forma periódica cada año, coincidiendo con los periodos de alta demanda laboral en los otros países para generar recursos, denominados “*Compensación del empleo*”, que les permita mantener a sus familias. Y otros cambiaran definitivamente de residencia a otros países llevando consigo todos sus ahorros y bienes patrimoniales, lo cual se conoce como “transferencias de los migrantes”.

Los flujos monetarios generados por estos movimientos migratorios son importantes no solo por los elevados valores que significan de forma agregada para las economías a las que benefician, sino también porque en muchos casos estos son la única manera que tienen las familias receptoras de mantenerse por encima de la línea de la pobreza. Por esta razón, estos flujos son objeto constante de estudios y de políticas públicas que buscan proteger a los migrantes y hacer que los recursos que envían sirvan mejor a los propósitos que persiguen. En este marco, los bancos centrales de la región han centrado sus esfuerzos en mejorar la información y los datos disponibles sobre estos flujos, tratando de lograr una correcta diferenciación entre ellos y buscando mejorar el entendimiento y los determinantes de estos flujos.

En el presente trabajo, se realiza en primer lugar, usando el programa X13, una descomposición de las series relacionadas a la migración en sus componentes no observables, comparándolos entre las distintas series. De esta manera, se comprueba que cada una de las series tienen comportamientos diferenciados entre sí y que por lo tanto, evaluarlas de forma agregada conduciría a errores importantes que no tomarían en cuenta las tendencias, los ciclos y la estacionalidad de cada uno de los

fenómenos detrás de cada tipo de flujo y que no permiten un análisis adecuado de los determinantes de cada serie.

Si bien los componentes de ciclo tendencia y estacional tienen una explicación en sus movimientos temporales por sí mismos, el otro componente de las series, el irregular, necesita ser explicado por otras variables distintas del tiempo. En este sentido, algunos bancos centrales de la región han realizado trabajos que sugieren que estos movimientos irregulares podrían estar relacionados con las variaciones del tipo de cambio.

En este sentido, partiendo del modelo de overshooting de Dornbusch donde al incrementarse el tipo de cambio, los precios demorarían en ajustarse, y por lo tanto, superaría temporalmente su valor de equilibrio de largo plazo, el trabajo concluye que esto sería aprovechado por los migrantes internacionales para realizar arbitraje cambiario, enviando más remesas antes de que los precios se ajusten. Adicionalmente, se asume que los envíos de remesas siguen el patrón altruista, por el que los migrantes enviarían remesas a sus familias porque con ellos comparte una curva de utilidad conjunta con una recta presupuestaria del migrante definida (no sujeta a las variaciones cambiarias), por lo que la única manera de aprovechar el overshooting sería con adelantos temporales de su ingreso, que se agotan en el siguiente periodo, lo cual se sustenta con los resultados de las regresiones efectuadas en el trabajo.

El trabajo también encontró que la respuesta de los diferentes flujos relacionados a la migración a las variaciones del tipo de cambio no es el mismo, y que solo las remesas de los trabajadores responderían realizando arbitraje cambiario, mientras las transferencias de los migrantes y la compensación del empleo no muestran respuesta, lo que refuerza la primera conclusión sobre la diferente reacción y características de cada uno de estos flujos.

El trabajo presenta en la primera sección los aspectos metodológicos empleados, la segunda sección plantea la descomposición de las series y la evaluación de la relación entre el tipo de cambio y los flujos, mientras la tercera sección incluye las principales conclusiones del trabajo.

Índice General

Dedicatoria.....	iii
Agradecimientos	v
Resumen.....	vii
Índice General.....	ix
Índice de Cuadros	xi
Índice de gráficos	xiii
Capítulo I: Aspectos metodológicos	1
1.1. Antecedentes.....	3
1.2. Planteamiento del Problema.....	4
1.3. Formulación del Problema	7
1.4. Objetivo General y Específicos	8
1.5. Hipótesis.....	9
1.6. Metodología.....	9
Capítulo II: Desarrollo de la investigación	12
2.1. Tipos de Flujos relacionados a las Remesas	14
2.2. Descomposición de series temporales y el X13 ARIMA-SEATS.....	21
2.2.1. Descomposición de las series temporales	22
2.2.2. El método X13 ARIMA SEATS	31
2.2.3. Evaluación y corrección preliminar de las series.....	36
2.2.4. Transformación de las series.....	36
2.2.5. Eliminación de días feriados	39
2.2.6. La regresión SARIMA	42
2.2.7. Efectos de día hábil y año bisiesto.....	51
2.2.8. Valores atípicos	54
2.2.9. Existencia del componente estacional	59
2.3. Estimación de los componentes de la serie	62
2.3.1. Estimación del componente de Ciclo –Tendencia.....	62

2.3.2.	Estimación del componente estacional.....	67
2.3.3.	Estimación del componente irregular.....	70
2.3.4.	Evaluación de la desestacionalización.....	73
2.4.	Tipo de Cambio y los flujos relacionados con la migración	77
2.4.1.	Tipo de cambio y rigidez en precios: Modelo de Dornbusch	78
2.4.2.	Tipo de cambio y remesas: estudios previos	101
2.5.	Arbitraje cambiario en los flujos relacionados a la migración	106
2.5.1.	Los datos y los resultados esperados.....	108
2.5.2.	Evaluación de la relación entre los flujos relacionados con la migración y el tipo de cambio.....	112
Capítulo III: Conclusiones y recomendaciones.....		127
	Conclusiones.....	129
	Recomendaciones	132
Aspectos complementarios.....		133
	Referencias.....	135
	Anexos.....	145

Índice de Cuadros

Cuadro 1: Características de los residuos de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	38
Cuadro 2: Feriados fijos de Brasil	40
Cuadro 3: Feriados móviles de Brasil	40
Cuadro 4: Evaluación de modelos para el ajuste preliminar de las series de remesas.....	41
Cuadro 5: Modelo ARIMA para las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración.....	51
Cuadro 6: MCO para los días de la semana en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	53
Cuadro 7: Test para los regresores de los días hábiles en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	54
Cuadro 8: Identificación de valores atípicos en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	56
Cuadro 9: Prueba combinada de presencia de estacionariedad identificable en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	61
Cuadro 10: Análisis de covarianza del componente ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	66
Cuadro 11: Análisis de covarianza del componente estacional de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	69
Cuadro 12: Análisis de covarianza del componente irregular de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	72
Cuadro 13: Evaluación de la desestacionalización de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	75

Cuadro 14: Test de Raíz Unitaria para los componentes irregulares de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración	111
Cuadro 15: Reacciones esperadas de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración ante variaciones del tipo de cambio	115
Cuadro 16: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la Compensación del empleo	118
Cuadro 17: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con las Remesas de los trabajadores	120
Cuadro 18: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con las Transferencias de los migrantes	122

Índice de gráficos

Gráfico1: Remesas y otros flujos internacionales.....	19
Gráfico 2: Factores estacionales y ratios irregulares de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012).....	60
Gráfico 3: Componente ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)	63
Gráfico 4: Varianzas y covarianzas de los componentes ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012).....	65
Gráfico 5: Componente estacional de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)	67
Gráfico 6: Varianzas y covarianzas del componente estacional de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)	68
Gráfico 7: Varianzas y covarianzas del componente irregular de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración	71
Gráfico 8: IS-LM ante el incremento en la oferta monetaria	84
Gráfico 9: Equilibrio de precios y del tipo de cambio	93
Gráfico 10: Efecto del incremento en la oferta monetaria.....	97
Gráfico 11: Remesas y tipo de cambio en Colombia (2006-2011).....	102
Gráfico 12: Remesas y tipo de cambio en México (2006-2009)	104
Gráfico 13: Remesas y tipo de cambio en Brasil (2008-2011).....	105
Gráfico 14: Curva de utilidad conjunta y recta presupuestaria del migrante ante variaciones en el tipo de cambio.....	114
Gráfico 15: Series de tiempo relacionadas con la migración y el tipo de cambio (2005-2012)	117

Capítulo I: Aspectos metodológicos

1.1. Antecedentes

Los flujos de remesas internacionales¹ hacia los países en desarrollo durante el 2011 alcanzaron a más de \$us 381 billones y las estimaciones del banco mundial sugieren que llegarán a más de \$us 406 billones para el 2012, números que muestran la importancia de estos flujos que superan los flujos de capital privado y triplican la ayuda oficial para el desarrollo que reciben estos países (Ratha et. al. 2012). Los países de la región de Latinoamérica y el Caribe durante el 2012, recibieron \$us 61,3 billones, de los cuales \$us 22 billones se recibieron en México, \$us 17 billones en Sudamérica, \$us 14 billones en Centroamérica y \$us 8 millones en los países del Caribe, valores que en todos los casos superan a otros flujos internacionales y que en algunos países llegan a significar más del 30% del PIB (Maldonado et.al. 2013). A nivel de cada país, estos recursos han llegado a ser superiores a otros flujos como la Inversión Extranjera Directa (IED) o la Ayuda Para el Desarrollo (APD) y además cobran aun mayor importancia por sus efectos microeconómicos, especialmente sobre las economías de las familias de menores ingresos, para quienes las remesas representan un ingreso adicional sin el cual probablemente caerían debajo de la línea de la pobreza.

Por esta importancia, las autoridades de cada país y los organismos internacionales a diferentes niveles, están preocupados por entender las características y determinantes de estos flujos de manera de poder implementar medidas que ayuden a mejorar la recepción neta de estos recursos y canalizarlos hacia actividades productivas que puedan generar desarrollo en los países receptores. Para la implementación de políticas adecuadas en este tema, el G-20 durante su reunión del año 2000, decidió

¹ Información recopilada por el Banco Mundial, de los reportes oficiales de Balanza de Pagos de cada país al Fondo Monetario Internacional.

atacar el problema en dos ámbitos: a) el primero, mejorar la medición de los flujos de remesas como base para una adecuada toma de decisiones y b) el segundo, destinado a mejorar la eficiencia y seguridad de los mercados de remesas para disminuir los costos y permitir el desarrollo de las entidades involucradas en el pago de remesas.

En ambos casos, durante los últimos años se han realizado grandes avances. En particular, para la región el BID-FOMIN, el Banco Mundial y el BIS, con el apoyo de los bancos centrales a través del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), pusieron en marcha dos programas: a) el primero, destinado a la implementación de los “Principios Generales para los Servicios de Remesas Internacionales” que busca mejorar la eficiencia, eficacia y seguridad de las transacciones que realizan las empresas que ofrecen servicios de remesas y b) el segundo, destinado a mejorar los datos e información disponibles de los flujos de remesas. En este último caso, se han implementado mejoras en las definiciones de remesas que fueron incluidas en los nuevos manuales de compilación de la balanza de pagos que publica el Fondo Monetario Internacional (FMI) y se llevó adelante un programa que implementó mejoras en los procesos y metodologías de compilación estadística de estos flujos en cada uno de los países de la región.

1.2. Planteamiento del Problema

Los trabajos avanzados hasta la fecha por el Programa de Medición de Remesas, encontraron que existen diferentes datos sobre los flujos de remesas que difieren entre sí, dependiendo de quién sea el compilador de estas estadísticas. En muchos casos estas discrepancias alcanzan niveles

muy elevados, entre los cuales el más notorio en la región es el de las remesas que recibe Brasil, que presentan una discrepancia del 200%, entre los datos publicados por el Banco Interamericano de Desarrollo (BID), comparados con los datos oficiales publicados por el Banco Central de Brasil (BCB).

Las discrepancias encontradas parecen estar relacionadas con la imposibilidad o no de distinguir entre los diferentes “componentes” que tienen las remesas, a saber, según el Manual de Balanza de Pagos del FMI, existen al menos tres flujos internacionales relacionados con la migración de personas naturales: a) las remesas de los trabajadores, b) la compensación del empleo y c) las transferencias de los migrantes, las cuales suelen confundirse entre sí y muchas veces se agrupan bajo una sola denominación genérica de remesas. En este sentido, muchas de las diferencias observadas entre los datos de distintas fuentes, estarían relacionados con cual o cuales de estos ítems son considerados como remesas por cada organismo.

La diferenciación de cada uno de estos flujos es muy importante, porque afecta los datos y las estimaciones de los flujos de remesas, que luego son usados para la formulación de políticas públicas y para la determinación de las estrategias de negocios de los actores del mercado. Cualquier sobrestimación o subestimación importante de estos flujos y de sus estimaciones puede traer como consecuencia la adopción de políticas erradas y decisiones empresariales que pueden llevar al fracaso cualquier inversión.

Por otra parte, algunos estudios recientes muestran que los emisores de remesas, podrían estar realizando arbitraje cambiario con los recursos que envían; incrementando sus envíos cuando observan depreciaciones en las

monedas locales (en los países de recepción) y disminuyendo posteriormente los montos que envían, para compensar estos incrementos. En este sentido, se observó que cuando la autoridad monetaria implementa o induce una depreciación del tipo de cambio y esta, es considerada como temporal por los emisores de remesas, provocará un incremento en los montos que envían o en el número de envíos que realizan, buscando obtener provecho del incremento en el tipo de cambio. Estos incrementos en los flujos recibidos de remesas del exterior provocan un incremento en las divisas ofertadas en el interior del país y por tanto, provocan presiones apreciativas de la moneda que podrían devolver el tipo de cambio a su nivel inicial o a un nivel cercano a este, anulando el cambio inicialmente propuesto por la autoridad cambiaria. Una vez alcanzado el nuevo tipo de cambio, los emisores de remesas suelen disminuir sus envíos, aún más allá de los niveles de tendencia, porque deben reponerse del envío excesivo² realizado durante la depreciación. Esta disminución en el flujo de remesas, provoca una contracción en los ingresos de la Balanza Cambiaria, generando presiones depreciativas de la moneda local en el país de recepción de remesas, lo cual generará un nuevo movimiento del tipo de cambio.

Comprender este efecto de arbitraje y en lo posible anticipar la reacción a estos cambios para incluirlo en las consideraciones de política cambiaria, es muy importante para las autoridades monetarias y cambiarias de cada país, puesto que los flujos de remesas constituyen una parte muy importante de la Balanza Cambiaria de muchos países y por lo tanto, pueden generar movimientos no deseados en el tipo de cambio, surgimiento de mercados “negros” o paralelos de divisas y en general

²*Muchas veces el envío en exceso suele realizarse utilizando los ahorros existentes o incluso recurriendo a préstamos temporales, que luego deben ser repuestos y devueltos, disminuyendo la capacidad de envío de remesas de los emisores.*

entorpecer la efectividad de la política cambiaria, anulando o exacerbando las respuestas a su formulación.

Hasta ahora existen pocos análisis preliminares de este efecto, realizados principalmente por los bancos centrales de algunos países³, pero en los que se consideraron solo los efectos de las variaciones del tipo de cambio sobre los flujos de remesas, dejando de lado los efectos que estas depreciaciones pueden tener sobre los otros flujos internacionales relacionados a la migración, como la compensación del empleo y las transferencias de los migrantes, que en muchos países pueden ser tan importantes o incluso más importantes⁴ que las propias remesas de los trabajadores que reciben estos países, y que podrían tener efectos sobre la oferta de divisas y por tanto, afectan los saldos de la Balanza Cambiaria y el Tipo de Cambio resultante.

1.3. Formulación del Problema

Los emisores de remesas internacionales realizan arbitraje cambiario utilizando los recursos que envían a sus familias en sus países de origen, si estos efectos no son adecuadamente comprendidos, estimados e incorporados en el análisis previo para la toma de decisiones de política cambiaria, los resultados de estas decisiones podrían no ser los esperados, afectando las demás variables que la autoridad cambiaria del país quiere afectar.

³ Hasta la fecha se conocen los análisis realizados por: Banxico (México), Banco do Brasil (Brasil) y el Banco de la República (Colombia).

⁴ En el Caso brasileiro, los datos muestran que en los últimos años, las transferencias de los migrantes han crecido tanto, que ya superan las remesas de trabajadores que recibe este país.

La estimación de estos efectos debe partir primero de la identificación correcta de los distintos tipos de flujos que comprende los datos como remesas, evaluando para cada uno de ellos, los efectos que tienen las variaciones en el tipo de cambio y de esa manera poder estimar de mejor manera los efectos esperados. Sin embargo, solo en algunos países de la región (México y Brasil) es posible diferenciar con mayor claridad estos componentes de las remesas, cada una de las cuales tiene un comportamiento diferente a lo largo del tiempo y consecuentemente, los determinantes de cada una y su reacción a otras variables como el tipo de cambio también serían distintas. Por lo tanto, tratar de realizar estimaciones y análisis basados en los datos consolidados puede conducir a conclusiones erradas acerca del comportamiento futuro de estas series de tiempo y es necesario descomponerlas en cada uno de sus componentes definidos por el Manual de Balanza de Pagos del FMI.

1.4. Objetivo General y Específicos

El objetivo general del trabajo será determinar la existencia de arbitraje cambiario por parte de los emisores de remesas y verificar si este arbitraje se produce o no en todos los flujos relacionados con la migración: Remesas de trabajadores, compensación del empleo y transferencias de los migrantes.

Como objetivos específicos se buscará:

- Determinar si existe relación entre los flujos, relacionados con la migración y las variaciones del tipo de cambio,
- de comprobarse la anterior relación, determinar los rezagos con los que se produce este efecto, y,

- determinar si los tres flujos relacionados con la migración responden de igual manera a las variaciones del tipo de cambio.

1.5. Hipótesis

La hipótesis de la tesis se formulará como:

“Existe un proceso de arbitraje con el tipo de cambio, en los flujos de recursos que se reciben como producto de la migración internacional, el cual difiere en función del tipo de flujo que se defina: remesas de los trabajadores, compensación del empleo o transferencias de los migrantes.”

1.6. Metodología

Se utilizará como base de estudio los flujos internacionales relacionados con la migración de Brasil, tal y como los reporta el Banco Central de dicho país, debido a que la disponibilidad de datos agregados y desagregados de cada serie para este país, y las diferencias detectadas a priori en su comportamiento, las convierten en un excelente punto de partida para el análisis y la identificación de las diferencias en el comportamiento de cada una de estas series. Sin embargo, el análisis y las conclusiones del análisis, también pueden ampliarse y extenderse a otros países.

El primer paso del análisis consiste en descomponer las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración, para lo cual se utilizará el

Programa X13 ARIMA SEATS, que logró combinar en un solo paquete informático las características del enfoque de desnacionalización no paramétrico o empírico (también conocido como de modelos implícitos) que se suele realizar usando el programa X-12 ARIMA⁵ y las del enfoque paramétrico (basado en modelos), cuyo principal exponente es el programa TRAMO –SEATS⁶, lo que permite descomponer las series históricas usando ambos métodos, mejorando y facilitando el trabajo estadístico ampliamente. Con esta herramienta, se descompondrán los tres flujos de remesas (Remesas de Trabajadores, Compensación del Empleo y Transferencias de los Migrantes) en sus componentes no observables: Tendencia, ciclo, estacionalidad e irregular (Espasa y Candelo 1993):

- a) Tendencia (a largo plazo o secular) que recoge la parte de la variable vinculada principalmente con factores de largo plazo.
- b) Ciclo (o movimiento ondulatorio) que se sobrepone a la tendencia y que incluye las oscilaciones con periodicidad de entre un año y medio y hasta diez años dependiendo de la definición de ciclo que se emplee. Suelen ser menos frecuentes y menos sistemáticas que las estacionales.
- c) Variación Estacional que absorbe las oscilaciones cuasiperiódicas de media cero, con periodicidad anual o menor.
- d) Variación Irregular (o residual) que contiene las oscilaciones no sistemáticas que afectan a la variable cuando ocurren y tienen estructura puramente aleatoria (ruido blanco)

⁵Census X12-ARIMA, programa creado por Findley et.al., para el U.S. Census Bureau, a partir del X-11 de Shishkin y del X11-ARIMA desarrollado por Dagum de la oficina de estadísticas de Canadá.

⁶ “Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers – Signal Extraction in ARIMA Time Series” programas que normalmente están juntos y fueron desarrollados por Víctor Gómez y Agustín Maravall del Banco de España, basados en los trabajos de Burman, Hillmer y Tiao.

En un siguiente paso, usando el componente irregular de cada una de las tres series de tiempo se evaluará a través de regresiones econométricas de Mínimos Cuadrados Ordinarios, su relación con los movimientos del tipo de cambio para determinar de esta manera cual es el efecto y el tiempo que demoran en responder, cada uno de los tres tipos de flujos de remesas, a las variaciones del tipo de cambio en el país receptor de estos recursos.

Capítulo II: Desarrollo de la investigación

2.1. Tipos de Flujos relacionados a las Remesas

Los flujos de remesas internacionales⁷ hacia los países en desarrollo durante el 2011 alcanzaron más de \$us 381 billones y las estimaciones del Banco Mundial sugieren que llegarán a más de \$us 406 billones para el 2012, números que muestran la importancia de estos flujos, que superan los flujos de capital privado y triplican la ayuda oficial para el desarrollo que reciben estos países (Ratha et. al. 2012). Los países de la región de Latinoamérica y el Caribe durante el 2011, recibieron \$us 61 billones, de los cuales \$us 23 billones se recibieron en México, \$us 17 billones en Sudamérica, \$us 13 billones en Centroamérica y \$us 8 millones en los países del Caribe. Valores, que en todos los casos superan a otros flujos internacionales y que en algunos países llegan a significar más del 30% del PIB (Maldonado et.al. 2012).

A pesar de la importancia de estos flujos, recién a partir del año 2001 y por iniciativa del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) el tema comienza a cobrar importancia en los foros internacionales y es cuando se iniciaron los esfuerzos encaminados a compilar la información necesaria para medir este fenómeno. Sin embargo, este primer intento mostró que existía una gran diferencia entre los flujos reportados oficialmente por los compiladores de balanza de pagos de cada país y los flujos estimados por organismos internacionales como el BID y el Banco Mundial, en base a datos socioeconómicos, demográficos, financieros, encuestas y otras fuentes (Orozco 2006). En este sentido, la evidencia sugería que la información compilada y publicada sobre los flujos de remesas, sería menos confiable que la de otros componentes de la balanza de pagos y que las inconsistencias entre los ingresos y recepciones de remesas

⁷ Información recopilada por el Banco Mundial, de los reportes oficiales de Balanza de Pagos de cada país al Fondo Monetario Internacional.

reportadas en cada país se habrían ampliado (Rucaj, 2009). Estas inconsistencias, se deberían sobre todo a problemas de cobertura incompleta y de compilación inexacta e inconsistente, que resultan de las diferencias en la clasificación de los flujos internacionales y en las diferencias entre las prácticas y metodologías que emplean los compiladores de balanza de pagos en cada país (Kumah 2009).

En relación a las prácticas y metodologías de compilación de los flujos de remesas el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos y el BID/FOMIN iniciaron un programa en 2008 que ha logrado mejorar la información y procedimientos de los bancos centrales en el área de remesas. Gracias a este esfuerzo, se ha ampliado la cobertura de las entidades que reportan los flujos de remesas que reciben y pagan en cada país y se ha logrado estandarizar la metodología de compilación de manera que las diferencias bilaterales se han reducido entre los países participantes de este esfuerzo (CEMLA, 2011).

Dejando de lado los problemas de cobertura y de metodología de compilación, en lo que sigue del análisis nos enfocamos a los problemas que surgen de la clasificación de estos flujos. El Quinto Manual de Balanza de Pagos que emitió el Fondo Monetario Internacional, es la referencia más citada y la base para la compilación de todas las estadísticas sobre flujos internacionales de cada uno de los países (Reinke y Patterson 2005). En dicho Manual, existen al menos tres componentes que están relacionados con las remesas internacionales de los migrantes: a) las remesas de los trabajadores, b) la compensación del empleo y c) las transferencias de los migrantes (Orozco, 2006).

En las definiciones del V Manual, las diferencias entre estos tres componentes pareciera sutil, pero es muy importante. En el caso de las

Remesas de los Trabajadores (RB), estas corresponden a transferencias corrientes de trabajadores que se consideran residentes de la economía a la que se desplazaron por la migración. En este caso se considera residente a la persona que permanece o planea permanecer en la economía en la que trabaja por más de un año⁸. Por otra parte, la *Compensación de Empleados (CE)*, se refiere a los ingresos generados por los individuos que trabajan en economías donde no son residentes. Y por último, las *Transferencias de los Migrantes (MI)* que corresponderían a los cambios de propiedad de los activos que surgirían cuando un individuo cambia de residencia, del país del que sale al país de acogida (FMI, 1993).

En términos más sencillos, las remesas de los trabajadores corresponden a los recursos que los migrantes empleados en otras economías, envían a sus países, normalmente a sus familiares y allegados, mientras, la compensación del empleo correspondería a los flujos de recursos que provienen del trabajo temporal de migrantes en otros países, por ejemplo, aquellos asociados con los trabajadores fronterizos de temporada y otros similares. Finalmente, cuando un individuo cambia de residencia (en el sentido definido por el manual de balanza de pagos) implica una transferencia de sus bienes y recursos financieros hacia el nuevo país donde residirá. Este cambio de propiedad se denomina transferencia de los migrantes (Maldonado, 2012).

A pesar de las diferencias mencionadas, y aun cuando los compiladores de estos datos en los bancos centrales de cada país, hacen bastantes

⁸En este caso se toma la “regla de año” sugerida en la *Guía de Compilación para la Balanza de Pagos* (Reinke y Patterson 2005), como base del concepto de residencia. Sin embargo, las nuevas recomendaciones incorporadas en el VI Manual definen el concepto de residencia como el lugar donde la persona tiene establecido su centro de interés económico. Sin embargo, estas diferencias no afectan el desarrollo de esta sección.

esfuerzos para identificar estos tres tipos de flujos adecuadamente, solo en algunos casos es posible hacerlo con una precisión razonable y resulta muy difícil diferenciarlos y segregarlos adecuadamente, debido sobre todo a la falta de información complementaria que les permita identificar claramente la residencia, la historia migratoria y otras características de las personas que envían estos recursos y por tanto, pocos países logran descomponer adecuadamente los flujos internacionales en estos tres componentes. Esta es una de las principales razones por las que surgen discrepancias importantes entre los datos oficiales bilateralmente comparados que publican los países emisores y receptores de estos flujos.

Adicionalmente, la imposibilidad de reconocer las diferencias entre estos tres tipos de flujos, hace prácticamente imposible evaluar adecuadamente en qué países estos datos están correctamente clasificados y en cuáles no. Por esta razón, la mayor parte de los organismos internacionales que estudian el fenómeno, optaron por utilizar una definición más amplia de Remesas, que agrupa los tres componentes (Rattha 2009) y que denominan incorrectamente como “remesas”, que en este documento denominaremos como Remesas Agregadas (*RA*). Indudablemente, esta es una de las principales causas por las que también surgen diferencias entre los datos oficiales publicados por los bancos centrales de cada país con los datos publicados por estos organismos internacionales, lo cual, además, dificulta el análisis de los investigadores de estos temas.

Las remesas internacionales de cada país estarán compuestas por una mezcla particular de cada uno de estos tres tipos de flujos, dependiendo de los tipos de migrantes que tenga cada país. En algunos casos la mayor parte de los flujos estarán constituidos sobre todo por Remesas de los Trabajadores (*RB*), en tanto, otros países estarán recibiendo sobre todo

flujos correspondientes a compensación del empleo (*CE*), o a transferencias de los migrantes(*MI*). Estas diferencias pueden explicarse por distintos factores, algunos trabajos apuntan a la distancia entre el país expulsor de migrantes y el de destino de estas diásporas, otros establecen relaciones entre los costos de migración y las remesas (Durand et.al., 1996 y Germenji et. al., 2001) o en otros casos debido a mayores controles y vigilancia en la frontera que impulsarían a los migrantes a pasar las fronteras y permanecer mayores tiempos en los otros países por miedo a no poder volver a cruzar nuevamente las fronteras (Ratha et.al., 2012).

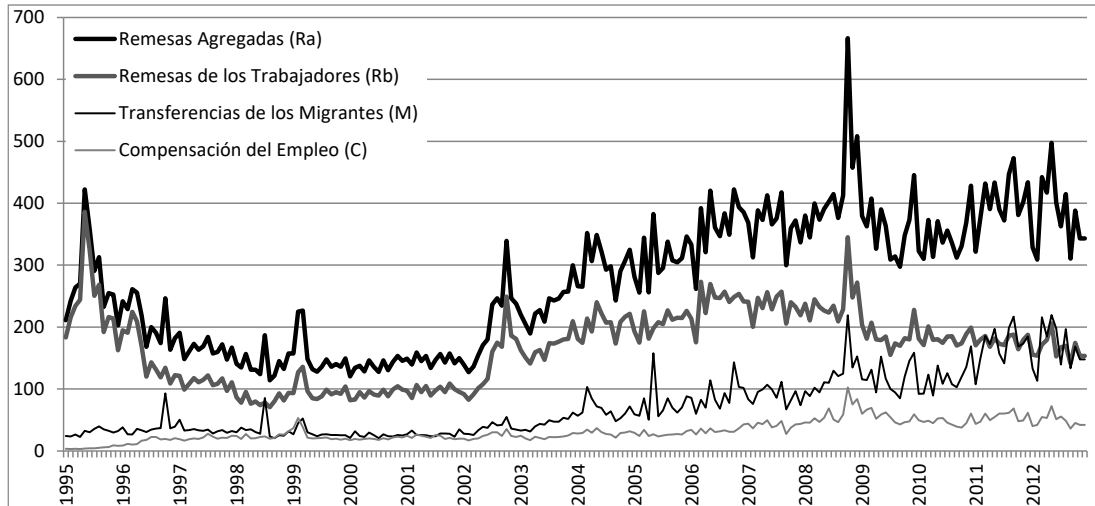
Entre las estadísticas y datos de remesas que pueden utilizarse como ejemplos de esta situación, resalta la información de Brasil, cuyos datos oficiales de remesas de trabajadores divergían en un 200% de los datos que publicados por los organismos internacionales (Lemos 2009) y por tanto, fueron ampliamente cuestionados durante varios años. Sin embargo, el análisis más detallado del problema mostró que la diferencia surgía precisamente porque los organismos internacionales utilizaban la definición amplia de remesas (*RA*), mientras el Banco Central Brasileiro publicaba y defendía sus procesos compilatorios con una definición más precisa que solo considera las remesas de los trabajadores (*RB*).

La disponibilidad de datos agregados y desagregados de cada serie para Brasil, y las diferencias detectadas a priori en su comportamiento, las convierten en un excelente punto de partida para el análisis y la identificación de las diferencias en el comportamiento de cada una de estas series. Sin embargo, el análisis y las conclusiones del análisis, también pueden ampliarse y extenderse a otros países.

Gráfico1: Remesas y otros flujos internacionales

Brasil (1995-2012)

(en millones de dólares)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Balanza de Pagos, publicados por el BCB.

En este sentido, las Remesas Agregadas (RA) serían la suma de los tres componentes mencionados, es decir: *Remesas de los Trabajadores* (RB), *Compensación de Empleados* (CE) y *Transferencias de los Migrantes* (MI), para cada periodo de tiempo t .

$$RA_t = RB_t + CE_t + MI_t$$

$$t = 1,2,3 \dots T$$

La nueva versión, la Sexta del Manual de Balanza de Pagos⁹, toma en cuenta estas dificultades y para facilitar la comparabilidad internacional, recomienda compilar un componente agregado que se denomina “Remesas Totales” que se aproxima a la definición amplia que se utiliza actualmente en numerosos estudios y que incluiría entre otros a las remesas de los trabajadores, la compensación neta del empleo y otras transferencias corrientes y de capital entre los hogares. Sin embargo, mantiene la distinción de los diferentes componentes como subcomponentes sugiriendo que se siga avanzando en la compilación diferenciada de las remesas de trabajadores, la compensación del empleo, transferencias personales y otras transferencias entre hogares (Kumah y Razin, 2009).

El análisis de las series de remesas brasileras mostró que cada uno de estos componentes podría tener un comportamiento diferente en el tiempo y responder a situaciones migratorias y otros factores en diferente magnitud como se pudo observar durante la crisis financiera del 2009, aspecto que debe ser tomado en cuenta en los estudios sobre estas variables ya que la diferenciación adecuada de estos flujos es importante no solo para fines estadísticos y de presentación en la balanza de pagos, sino por las implicaciones a nivel de diseño de políticas públicas y para la toma de decisiones en el sector privado, en el diseño de productos y servicios financieros adecuados a este segmento (Maldonado, 2012).

Esta podría ser una de las razones por las que los estudios y análisis realizados hasta la fecha para encontrar los determinantes de las

⁹EL Fondo Monetario Internacional publicó en 2010, una nueva versión denominada Sexta versión del Manual de Balanza de Pagos, que recoge y corrige varias de las observaciones y comentarios que surgieron en la práctica compilatoria de la balanza de pagos en todos los países del mundo.

remesas, basados en una definición amplia de esta variable, como la de Remesas Agregadas (RA), no son ampliamente concluyentes para todos los países ni en todos los casos y solo pueden ser comprobados en casos particulares. Los hallazgos de estos estudios previos sugieren la existencia de motivaciones diferentes para remitir, tanto en función del periodo en el que se estudia el fenómeno, como para cada país en el que se realiza el análisis y además sugieren determinar los diferentes tipos de migrantes para encontrar y evaluar las motivaciones particulares de cada uno de estos (Hagen-Zanker y Siegel, 2007). Estos estudios que sugieren un comportamiento diferenciado de los flujos internacionales, basados en el tipo de migrantes, son congruentes con las diferencias sugeridas para descomponer estos flujos internacionales en los Manuales de Balanza de Pagos, donde el principal aspecto para diferenciar estos flujos es la situación de residencia del migrante¹⁰ (FMI, 1993 y FMI, 2011). Por lo tanto, se debe evaluar la importancia de seguir tratando de compilar las series de remesas desagregadas para cada tipo, o sí por el contrario, la compilación del componente agregado, sería suficiente para satisfacer las necesidades de información del sector público y privado.

2.2. Descomposición de series temporales y el X13 ARIMA-SEATS

¹⁰Una vez más, en este punto es necesario aclarar que en este caso la residencia no responde a factores legales o administrativos, sino más bien en base a la “regla del año” por el tiempo que el migrante pretende permanecer en la economía de acogida o por el lugar donde el migrante mantiene su centro de interés económico.

Cada una de las series de remesas es una serie temporal o también denominadas, histórica, de tiempo o cronológica, que en general, son de amplio uso estadístico y corresponden a una serie de observaciones realizadas a través del tiempo (Hannan, 1960). En este caso, si Y representa la serie temporal de cualquiera de los parámetros que vamos a estudiar: *Remesas Agregadas (RA)*, *Remesas de los Trabajadores (RB)*, *Compensación de Empleados (CI)* ó *Transferencias de los Migrantes (MI)*, entonces se pueden escribir como:

$$Y = y_1, y_2, y_3, \dots \dots y_T$$

$$Y = Y_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Los datos de remesas corresponden a series de tiempo discreto, en las que T representa el momento en el que se realiza una observación¹¹ (Brockwell y Davis, 2002). El subíndice t representa el tiempo y varía desde el periodo $t = 1$ hasta $t = T$. Estos periodos pueden ser años, trimestres, meses semanas, días horas, etc. En el caso de las series de tiempo de las remesas brasileras, para el análisis que sigue, se utilizarán los datos mensuales desde 1995 a 2013, que se encuentran publicados en la página web del Banco Central del Brasil.

2.2.1. Descomposición de las series temporales

¹¹En contraposición a las denominadas *Series de tiempo continuo*, que se obtienen cuando las observaciones son generadas de forma *continúa* durante un periodo de tiempo.

A diferencia de otras variables estadísticas, el interés en las series de tiempo reside en la evaluación de sus cambios a lo largo del tiempo (Rojo et. al., 2012). Para esto, las series temporales pueden descomponerse en componentes que ayudan a explicar su comportamiento en el tiempo. Los primeros ejercicios para descomponer las series temporales parecen tener su origen el siglo XVII cuando, a raíz de los avances y mejoras en los instrumentos de medición, se encontraron contradicciones entre las leyes de movimiento planetario de Kepler y las observaciones de estos movimientos en la realidad. En este sentido, el consenso general fue que las Leyes del movimiento planetario de Kepler solo predecían el movimiento medio de los planetas y no así su posición exacta. La posición exacta correspondería a la media predicha más unas fluctuaciones irregulares (Neverlove, Grether y Carvalho, 1979). Las diferencias, atribuidas en principio a componentes inobservables, fueron estudiadas a principios del siglo XIX por Euler, de Lagrange y Laplace quienes trataron de identificar y explicar estos cambios “seculares”, encontrando que muchos de estos cambios de hecho tenían cierta frecuencia con periodicidades de hasta 900 años.

Estas ideas del ámbito de la astronomía y matemáticas fueron asimiladas y aplicadas en el campo económico. Por ejemplo, en 1838 Cournot mencionaba que al igual que en la astronomía, era necesario reconocer la existencia de variaciones seculares que son independientes de las variaciones periódicas.

Uno de los primeros economistas que menciona los ciclos y que sugiere su corrección estadística es Sir William Petty (1899). En estos primeros trabajos en el campo económico y matemático, el enfoque estaba orientado a encontrar fluctuaciones periódicas en las series

temporales, no para estudiarlas y evaluarlas, sino para eliminarlas de la serie y permitir de esta manera el análisis de aquellas variaciones irregulares o no periódicas que podrían ser más importantes e interesantes. A principios del siglo XX es cuando abundan las publicaciones sobre la descomposición de las series económicas y por ello es difícil hacer un seguimiento sobre quienes fueron los primeros en sugerir la descomposición de las series históricas en los cuatro componentes que actualmente son tan ampliamente aceptados. Sin embargo, se sabe que uno de esos primeros escritores que explícitamente establece la existencia de esos componentes inobservables en 1919 fue W.M. Persons en el número inaugural del *Review of Economic Studies*, en el que descompone la serie temporal para la construcción del índice de negocios norteamericano, en los cuatro tipos de fluctuaciones que se utilizan hasta el día de hoy (Ladiray y Quenneville, 2001). Los componentes inobservables se denominan como Tendencia, Ciclo, Estacionalidad y un componente irregular. La definición de cada uno de estos componentes es compleja y la explicación de su significado en cada caso podría variar en función del fenómeno que describan (Espasa y Candelo, 1993). Sin embargo, a manera general se pueden definir como¹²:

- a) Tendencia (a largo plazo o secular). T_t : Recoge la parte de la variable vinculada principalmente con factores de largo plazo. En la práctica resulta difícil distinguir la tendencia del ciclo y por tanto, se suelen combinar en un componente denominado Tendencia-Ciclo. Es una estimación del nivel local de la serie

¹² *En este caso, los motivos y las causas de las variaciones de los componentes de las series de remesas, se presentan solo a manera de ejemplo, ya que la evaluación de los determinantes de las variaciones de cada componente, excede el alcance del presente trabajo.*

para cada mes (Hood, 2012). En el caso de las remesas, por muchos años, estas siguieron una tendencia natural creciente, continuo y sostenido de las series, lo que señala una tendencia creciente, que solo se revirtió temporalmente a causa de la crisis económica que sufrieron los países de origen de estos recursos entre los años 2008 y 2009 (Maldonado, Bajuky Haydem, 2010).

b) Ciclo (o movimiento ondulatorio) que se sobrepone a la tendencia. C_t : Que corresponde a las oscilaciones con periodicidad de entre un año y medio y hasta diez años dependiendo de la definición de ciclo que se emplee. Suelen ser menos frecuentes y menos sistemáticas que las estacionales. Muchos de los estudios sobre remesas se tratan de análisis paramétricos que utilizan diferentes modelos y metodologías para establecerla relación del comportamiento de la parte de Tendencia-Ciclo de la series temporales de remesas, con los motivos que podrían determinar dicho comportamiento, en muchos casos se busca establecer la relación de los ciclos de las remesas con los ciclos económicos, tanto del país de origen de los migrantes como del país de acogida de estos (Hagen-Zanker y Siegel, 2007).

c) Variación Estacional. S_t : Son las oscilaciones cuasicíclicas de media cero, con periodicidad anual o menor. Se trata de efectos que son razonablemente estables en términos anuales, de dirección y de magnitud y que pueden ser causados por diferentes motivos como factores naturales (clima), medidas administrativas (día de comienzo y fin del año escolar), y de tradiciones sociales, culturales o religiosas (navidad). Otros efectos asociados con las fechas de fiestas móviles como

Pascua no se consideran estacionales, ya que ocurren en diferentes meses dependiendo de la fecha en la que cae la fiesta (Hood, 2012). Los datos de remesas podrían mostrar variaciones estacionales muy interesantes, incrementando en fechas como el día de la madre, Navidad y otras similares.

- d) Variación Irregular (o residual). I_t : Son oscilaciones no sistemáticas que afectan a la variable cuando ocurren y tienen estructura puramente aleatoria (ruido blanco). En otras palabras, en este componente están incluidas todas las variaciones no relacionadas con el ciclo-tendencia o con los efectos estacionales de la serie (o en los efectos de los días hábiles o de los feriados). Sus valores son impredecibles así como el momento en que se presentan, impactan o su duración. Estos efectos pueden provenir de errores de muestreo o no, cambios climáticos no estacionales, desastres naturales, huelgas, etc. (Hood, 2007). En este componente se capturarían las respuestas de las series de remesas a las variaciones del tipo de cambio en el país de origen o de destino, o como respuestas a los cambios en el poder adquisitivo de las familias receptoras, otros cambios en los motivos para remitir, etc. (Maldonado, Bajuk y Haydem, 2011).

De esta manera, la descomposición de las series de remesas, permite realizar un mejor análisis de fenómenos económicos al aislar las diferentes causas de variación de una serie. Por lo tanto, la serie puede ser expresada como la combinación de sus componentes, ya sea en modelos aditivos, multiplicativos o mixtos:

$$Y_t = C_t + S_t + I_t \quad \text{en un esquema aditivo,}$$

$$Y_t = C_t \times S_t \times I_t \quad \text{en un esquema multiplicativo, ó,}$$

$$Y_t = C_t \times (1 + S_t) \times (1 + I_t) \quad \text{en un esquema mixto}$$

La selección del modelo adecuado, aditivo o multiplicativo, depende del comportamiento de la serie de tiempo. Un modelo aditivo se utiliza en aquellos casos en que los valores estacionales son más o menos constantes a lo largo del tiempo y no dependen del nivel de la serie. Por otra parte, si la magnitud de las variaciones del efecto estacional está en función del valor de la serie, entonces un modelo multiplicativo será más adecuado. En el caso de las series temporales de remesas, estas se componen de millones de pequeñas transacciones individuales, que se suman para obtener los totales en cada periodo t , por lo tanto, cuanto mayor sea el número o valor de cada una de estas transacciones, el valor final de la serie será mayor, pero también aumentara su variabilidad. Por lo tanto, probablemente estaríamos frente a un modelo multiplicativo. En otras palabras, si los picos y valles estacionales de la serie, crecen con la tendencia, estaríamos frente a un modelo multiplicativo, si por el contrario, estos son independientes del nivel de la tendencia, el modelo aditivo sería el más adecuado. El análisis de la media y desviación estándar de las series de remesas que estudiamos, así como los movimientos estacionales que presentan, es congruente con esta explicación, sugiriendo que el modelo multiplicativo sería el más adecuado, ya que muestra que las desviaciones estándar anuales de todas las series, son mayores cuando crecen los promedios anuales.

La parte estacional de las series de tiempo (S_t), además puede ser descompuesta para aislar los efectos de las variaciones en los días hábiles que tiene cada mes (D_t), y en aquellas que surgen de los feriados que se presentan a lo largo del año (E_t). En este sentido, la serie de tiempo puede ser descompuesta en un componente Ciclo-tendencia (C_t), un componente estacional (S_t), un componente de los días hábiles (D_t), un componente de feriados año (E_t) y un componente que recoge las variaciones irregulares (I_t).

$$Y_{n,t} = C_{n,t} + S_{n,t} + D_{n,t} + E_{n,t} + I_{n,t}$$

En este sentido, la serie de tiempo de Remesas Agregadas en cada momento (RA_t), podrá describirse como la agregación lineal de sus componentes, en este caso, las series de tiempo de Remesas de los trabajadores (RB_t), compensación del empleo (CE_t) y de transferencias de los migrantes (MI_t). Donde cada una de estas series tendrá un peso ω en la serie de remesas agregadas. Por lo tanto, para un modelo aditivo, tenemos:

$$RA_t = \sum_{n=1}^3 \omega_n Y_{n,t}$$

Dónde: $n = 1$; para Remesas de los trabajadores,
 $n = 2$; para Compensación del empleo, y

$n = 3$; para Transferencias de los migrantes

No existen antecedentes sobre la descomposición de las series históricas de remesas, aunque en la práctica, varios países publican datos de los flujos de remesas en niveles y desestacionalizados, y realizan algunos análisis sobre el comportamiento y los posibles determinantes de estos flujos desestacionalizados¹³.

La descomposición de las series temporales agregadas o su desestacionalización, puede ser derivada siguiendo una estrategia o enfoque Directo o uno Indirecto¹⁴ (Astolfi, Ladiray y Mazzy, 2001).

En el primer caso de **ajuste directo**, la estrategia consiste en realizar la descomposición y ajuste de las series, directamente sobre la serie agregada, en este caso las remesas agregadas (RA_t). Es decir, primero se suman los componentes de la serie y se realiza el proceso de desestacionalización sobre los datos agregados. La serie ajustada en este caso puede ser denominada como A_t^D .

El segundo enfoque de **ajuste indirecto**, la estrategia consiste en ajustar o descomponer primero cada una de las series, usando el mismo método y software y la descomposición y ajuste de la serie se obtiene por agregación de estas series. En otras palabras, equivale a realizar el

¹³ Ejemplos de algunos de estos trabajos se pueden encontrar en las páginas web de los bancos centrales de Brasil, México, y Colombia.

¹⁴ Existe una tercera alternativa que es denominada como **ajuste Indirecto Espureo**, que implica ajustar y descomponer cada una de las series, por métodos y software distinto, y posteriormente derivar el comportamiento de la serie agregada como la agregación de estos ajustes individuales. En este caso las diferencias entre este método y los demás podrían derivarse de las diferencias en el método o el software utilizado, razón por la cual no se toma en cuenta en el presente trabajo. Adicionalmente, existen otras estrategias que pueden combinar estos métodos dependiendo de la disponibilidad de datos y otras consideraciones; sin embargo, por la disponibilidad de datos y por ser suficientes para evaluar el objeto de nuestro estudio, solo consideraremos estas dos alternativas principales.

proceso de descomposición de cada una de las series de Remesas de los trabajadores (RB_t), compensación del empleo (CE_t) y de transferencias de los migrantes (MI_t). Para posteriormente realizar la agregación de los resultados y así estimar las Remesas agregadas (RA_t). Por lo tanto, la serie ajustada en este caso será:

$$A_t^I = \sum_t^N \omega_n A_{n,t}$$

El enfoque directo e indirecto podría dar resultados similares, sólo en casos particulares, cuando se cumplen algunas condiciones sumamente restrictivas. (Pfefferman, Salama y Ben-Truvia, 1984). Definir cuándo un ajuste de las series agregadas mediante un ajuste directo es mejor que un ajuste de las series individuales, como ajuste indirecto, dependerá del grupo de series del que se trate el análisis. En general, cuando las series individuales que componen la serie agregada, mantienen un comportamiento estacional distinto y pueden ajustarse con una desestacionalización de calidad, se considera que el ajuste estacional indirecto es normalmente de mejor calidad. Por otro lado, cuando las series individuales tienen un comportamiento similar, al sumar los resultados de la desestacionalización se podrían cancelar los ruidos y en este sentido, el ajuste directo sería de mejor calidad que el indirecto.

Existen varios trabajos sobre la comparación de la desestacionalización directa e indirecta de series temporales, especialmente aquellos relacionados con la generación de estadísticas de la Euro-zona, donde, la existencia de estadísticas individuales de cada país debe ser agregada

para obtener los valores de la zona como un conjunto¹⁵. En el campo de las remesas internacionales, no se presentaron trabajos sobre la descomposición directa e indirecta de estas series de tiempo. En este sentido, el presente trabajo aborda la descomposición de los datos de los flujos de remesas evaluando su comportamiento temporal tanto a nivel agregado como desagregado, verificando si existen diferencias relevantes entre los componentes sugeridos por los manuales de Balanza de Pagos del FMI. A priori, y tomando en cuenta las restricciones planteadas, la comparación del comportamiento temporal de las tres series y el de las remesas agregadas, con los métodos directo e indirecto no debería ser similar.

2.2.2. El método X13 ARIMA SEATS

El tratamiento de las series temporales, ya sea para su desestacionalización o para su descomposición, puede realizarse basados en distintas técnicas; sin embargo, destacan la utilización de dos enfoques principales, el paramétrico (basado en modelos), cuyo principal exponente es el programa TRAMO –SEATS¹⁶ y el no paramétrico empírico (también conocido como de modelos implícitos) que se suele realizar usando el programa X-12 ARIMA¹⁷ (Villareal, 2005).

¹⁵ En el documento “Seasonal Adjustement” editado por Michele Manna y Roamana Peronaci, pueden encontrarse varios de estos trabajos, que surgieron a partir de un seminario organizado por el Banco Central Europeo en 2002.

¹⁶ “Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers – Signal Extraction in ARIMA Time Series” programas que normalmente están juntos y fueron desarrollados por Víctor Gómez y Agustín Maravall del Banco de España, basados en los trabajos de Burman, Hillmer y Tiao.

¹⁷ Ó Censu X12-ARIMA, programa creado por Findley et.al., para el U.S. Census Bureau, a partir del X-11 de Shishkin y del X11-ARIMA desarrollado por Dagum de la oficina de estadísticas de Canadá.

En estudios previos se realizaron varios intentos para comparar ambos enfoques y los paquetes que los representan; sin embargo, no se puede llegar a un consenso definitivo respecto a cuál es el “mejor” método, el hecho de que la teoría económica no brinde una descripción formal de los componentes de una serie de tiempo impide concluir sobre la superioridad de uno u otro método (Villarreal, 2005). Incluso estudios realizados por funcionarios del U.S. Census Bureau concluyen que ambos programas presentan resultados similares en series de datos de doce años (Hood, Ashley y Findley, 2000). Las principales críticas al modelo no paramétrico recaen en su carencia de un modelo explícito que dificulta el conocimiento de las propiedades estadísticas de los estimadores obtenidos. Por otra parte, resaltan las críticas a los modelos paramétricos, por la modelización univariable de series de tiempo, especialmente de las económicas, cuyo comportamiento depende de otros factores externos (Ladiray y Quenneville, 2001). Otras evaluaciones de ambos métodos concluyen que el X12-ARIMA mostraría mayor precisión para detectar el componente estacional en series con patrón estacional poco marcado y que el modelo no paramétrico del X12-ARIMA brinda menores errores de revisión histórica (Kikut y Ocampo, 2005).

La reciente aparición del Programa X13 ARIMA SEATS, logró combinar en un solo paquete informático las características del enfoque de desnacionalización X11 y las del Tramo Seats, lo que permite descomponer las series históricas usando ambos métodos y mejorando y facilitando el trabajo estadístico ampliamente. Por esta razón, el trabajo se realiza utilizando esta herramienta.

Las series de tiempo de remesas agregadas y desagregadas, no necesariamente muestran procesos estacionales fuertes y además dependen de un gran número de factores y determinantes que hacen muy

difícil su modelización. Por otra parte, el objeto del presente análisis es descomponer las series históricas, para comparar el comportamiento de cada uno de sus componentes en cada una de las series desagregadas, como base para encontrar, en trabajos futuros, los determinantes de cada uno de estos componentes ya sea en las series agregadas o desagregadas. Por lo tanto, el X13 ARIMA SEATS se constituye como la base principal para el trabajo de desagregación y evaluación de estas series.

El proceso de desnacionalización no paramétrica del Censu X13 ARIMA SEATS, tiene como antecedentes los trabajos de Shiskin, que en 1954 presentó el "Census Method I" y que estaba basado en procedimientos de alisados sucesivos de series temporales, usando medias móviles de diferentes órdenes. Este trabajo fue rápidamente seguido por un nuevo método denominado "Method II", que fue presentado en 1957, que incluía el uso de medias móviles simétricas que eran complementadas por medias móviles asimétricas para completar los extremos. Este método aprovechó además el surgimiento de los métodos computacionales que permitieron realizar este trabajo de forma más rápida. Al método II, le siguieron una serie de versiones experimentales que fueron designadas sucesivamente como X3, X4, etc. Hasta 1965 cuando se presentó el X11 que hoy día es el más empleado en materia de desestacionalización.

El Censu X11 es un método no paramétrico, basado en estimaciones iterativas. Los métodos no paramétricos permiten descomponer la serie en componentes inobservables a través del alisado sucesivo de los datos. El X11 utiliza un algoritmo simple, basado en medias móviles, para identificar los componentes de la serie. El algoritmo sigue los cuatro pasos siguientes:

a) Estimación de la tendencia-ciclo por medias móviles:

Como se mencionó antes, cualquiera de las series mensuales de remesas están compuestas por: una Tendencia-Ciclo (C_t) un componente estacional (S_t) y un componente irregular (I_t). Como mencionamos, sí por simplicidad, asumimos que las series de remesas siguen un esquema multiplicativo, podrían representarse de la siguiente manera:

$$X_t = C_t * S_t * I_t$$

Es posible estimar C_t , a través de medias móviles como:

$$C_t = M(X_t)$$

Donde, $M(X_t)$ es la media de X_t :

$$M(X_t) = \hat{C} = \sum_{i=-p}^{+f} \theta_i X_{t+i}$$

b) Estimación del componente estacional-irregular:

$$(S_t * I_t) = X_t / \hat{C}_t$$

c) Estimación del componente estacional por media móvil.

$$\hat{S}_t = M(S_t * I_t)$$

d) Por tanto, se puede obtener el componente Irregular por diferencia.

$$I_t = (S_t * I_t) / \hat{S}_t$$

e) Finalmente, la estimación de la serie corregida de variaciones estacionales:

$$A_t = (C_t * I_t) = X_t / \hat{S}_t$$

El procedimiento X11 realiza este algoritmo dos veces. La primera utilizando medias móviles de 2x12 para encontrar el Ciclo-Tendencia en el primer paso y de 3x3 para la estimación del componente estacional en el tercer paso. Con la serie corregida de esta manera, el programa realiza una vez más el algoritmo, utilizando una media móvil de Henderson para el ciclo-tendencia y de 3x5 para la estimación del componente estacional.

2.2.3. Evaluación y corrección preliminar de las series

El procedimiento de alisado por medias móviles que es la base de la metodología utilizada por el X13 ARIMA SEATS, es muy susceptible a los valores atípicos en la serie, que pueden surgir por diferentes motivos, como los días hábiles de cada mes, efectos calendario, feriados, etc. Por ello, el programa realiza el procedimiento de medias móviles descrito, varias veces, evaluando en cada iteración el componente irregular estimado y eliminando estos efectos que se detectan en dicho componente (Ladiray y Quenneville, 2001), por lo que la serie debe ser transformada y corregida de efectos no deseados (calendario y de feriados), antes del proceso de descomposición, para lo cual el X13 cuenta con un módulo específico que mediante alisados de medias móviles es capaz de reconocer, encontrar y eliminar estos efectos, a través de la transformación de la serie y de la eliminación de los efectos de feriados.

2.2.4. Transformación de las series

El supuesto principal del ANOVA o de los procedimientos de regresión, es que las respuestas de la serie deben estar distribuidas normalmente en cada nivel de la variable explicativa. Cualquier otra distribución podría implicar errores en la inferencia de los resultados. Cuando este supuesto

no se cumple y las series son evidentemente no normales, entonces es necesario transformar los datos¹⁸ de las series (DeCoster, 2001)¹⁹.

La transformación implica calcular nuevos valores, como una función directa de las variables existentes en el conjunto de datos. Usualmente, los valores calculados serán asignados a una nueva variable en el conjunto de datos, o podrán ser usados para reemplazar los valores de una variable existente.

Un requisito básico de la transformación, es que la misma función de transformación se debe aplicar a todos los casos del conjunto de datos y que el cálculo debe realizarse usando una combinación de las variables presentes en cada caso en particular. Esto es, que no debe ser necesario tener información de una variable para obtener el valor transformado de otra de las variables (DeCoster, 2001). Las transformaciones suelen ser funciones estandarizadas para cada caso que siguen un proceso:

$$y' = f(y)$$

Donde, y es el valor original de la serie y y' es el valor transformado de la serie, que será aplicado a todos los valores de la serie.

La condición de normalidad no implica que la distribución de la serie como un todo, deba tener necesariamente una distribución normal, sino que las

¹⁸Otras alternativas ante la presencia de no normalidad de los residuos de la serie, implican la búsqueda de otras variables explicativas que disminuyan la variabilidad de los residuos y verificar si existen valores atípicos importantes que estén afectando a la serie.

¹⁹Tanto el ANOVA como la regresión son relativamente robustos, aun ante series con distribuciones no normales. Por lo tanto, cuando la variable es ligeramente irregular, no será necesario preocuparse mucho por llevar adelante una transformación de la variable

respuestas en cada nivel deben tener una distribución normal. En este sentido, para probar este comportamiento, se suele examinar la normalidad de los residuos en el modelo, en lugar de la normalidad de la respuesta de la variable en sí. Para cada observación i el residuo puede calcularse como:

$$e_i = y_i - \hat{y}_i$$

Dónde y_i son los valores observados de la serie y \hat{y}_i son los valores calculados usando el modelo ARIMA (preliminar), en cada periodo i .

En este sentido, al examinar directamente la distribución de los residuos de las series de remesas se verifica si siguen una distribución normal o no²⁰.

Cuadro1: Características de los residuos de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Serie	Skewness Coefficient	Geary's Statistic	Kurtosis
Compensac. de Empleo	0.3003	0.7620	3.8027
Transfer. de Migrantes	0.1165	0.7238	4.5491
Remesas de Trabajad	0.04771	0.7564	4.2092
Remesas Agregadas	0.2011	0.7963	3.1504

Fuente: Elaboración propia

²⁰*Debemos ser cuidadosos al interpretar los resultados de estos test, porque ante muestras muy grandes, estos estadísticos suelen ser elevados, incluso si la distribución es aceptablemente normal.*

De igual manera, la definición del tipo de transformación que debe realizarse se basa en la forma que toma la distribución no normal de los residuos. El análisis de la distribución de residuos de las series de remesas muestra, un probable proceso de autocorrelación positiva, con una distribución leptocurtica y un sesgo hacia la derecha²¹. Por lo que sugiere una transformación logarítmica²² de los datos:

$$y' = \ln(y)$$

Los resultados de los test AIC (cuadro 1) confirman la necesidad de esta transformación, mostrando que los modelos que se realizan con la transformación logarítmica se acomodan mejor para describir los datos que aquellos modelos en los que se usan los datos sin transformar.

2.2.5. Eliminación de días feriados

También es importante eliminar previamente de las series los efectos de los feriados de cada año, los cuales se eliminan como días hábiles de cada mes y se re-escalan los valores mensuales afectados por esta eliminación. Existen al menos dos tipos de feriados que pueden afectar los datos de la serie y que deben ser removidos antes de descomponer adecuadamente las series de tiempo: los feriados de fechas fijas y los de

²¹Si el sesgo fuera aún más severo y la transformación logarítmica no lograría la normalidad de los residuos, entonces se requeriría una transformación de inversa: $y' = 1/y$.

²²Aunque en la fórmula y en el programa X13 ARIMA-SEATS, se usan logaritmos naturales, también es posible usar logaritmos en base 10 con los mismos resultados.

fechas variables. El primero corresponde a los feriados permanentes o aquellos que ocurren en fechas fijas cada año, en el proceso de transformación de las series se incluyeron los feriados fijos siguientes:

Cuadro2: Feriados fijos de Brasil

1 de Enero	Año Nuevo
21 de Abril	Tiradentes
1 de Mayo	Día del Trabajo
7 de Septiembre	Día de la Independencia
12 de Octubre	Nuestra Señora de Aparecida (Patrona de Brasil)
2 de Noviembre	Día de los Difuntos
15 de Noviembre	Proclamación de la República
25 de Diciembre	Navidad

Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, aquellos feriados móviles cuya ocurrencia varían cada año identificados para las series de remesas son:

Cuadro 3: Feriados móviles de Brasil

Feriados móviles en Brasil	
41 y 42 días antes de Pascua	Lunes y martes Carnaval
Marzo/Abril	Viernes Santo y Domingo de Pascua
60 días después de Pascua	Corpus Christi

Fuente: Elaboración propia

Estos feriados caen en diferentes fechas cada año, dependiendo de la pascua. La pascua se determina como el primer domingo después de la primera luna llena de primavera en el hemisferio norte y por lo tanto, el

viernes santo será el viernes inmediatamente anterior a la pascua, es decir dos días antes de pascua (-2). A partir de allí, el miércoles de ceniza se calcula como 40 días antes de Pascua, donde los dos días previos (lunes y martes) son los feriados de carnaval y corresponden a los días 41 y 42 a partir de Pascua. Por último, el feriado de Corpus Christi que se celebra el jueves 60 días después de la Pascua.

Cuadro 4: Evaluación de modelos para el ajuste preliminar de las series de remesas

	AIC	AICC	Hanna Quinn	BIC
Remesas Agregadas Original	2029.7118	2030.1404	2037.7541	2049.5910
Remesas Agregadas Log	1929.8964	1930.2009	1936.5983	1946.4624
Remesas Agregadas Log + Fix	1930.2860	1930.5906	1936.9880	1946.8521
Remesas Agregadas Log + Var	1950.1549	1950.4595	1956.8568	1966.7209
Remesas Agregadas Log + Todos	1948.1847	1948.4893	1954.8867	1964.7508
Remesas de Trabajadores Original	1854.6936	1854.9982	1861.3956	1871.2597
Remesas de Trabajadores Log	1724.4873	1724.6893	1729.8488	1737.7401
Remesas de Trabajadores Log + Fix	1654.9045	1656.0504	1668.3084	1688.0366
Remesas de Trabajadores Log + Var	1725.7729	1726.3473	1735.1556	1748.9653
Remesas de Trabajadores Log + Todos	1756.6446	1756.8466	1762.0062	1769.8974
Compensación del empleo Original	1170.5383	1177.2798	1202.7076	1250.0552
Compensación del empleo log	980.9275	987.6691	1013.0969	1060.4445
Compensación del empleo log +Fix	980.0996	986.8412	1012.2690	1059.6166
Compensación del empleo log + Var	978.9763	985.7179	1011.1457	1058.4932
Compensación del empleo log + Todos	977.6415	984.3830	1009.8108	1057.1584
Transferencias de los migrantes Original	1758.0159	1758.7582	1768.7391	1784.5216
Transferencias de los migrantes log	1563.3519	1563.9263	1572.7346	1586.5444
Transferencias de los migrantes log + Fix	1565.5873	1566.1617	1574.9701	1588.7798
Transferencias de los migrantes log + Var	1570.8184	1571.3927	1594.0108	1594.0108
Transferencias de los migrantes log +Todos	1572.0796	1572.6539	1595.2720	1595.2720

Fuente: Elaboración propia

Con las series generadas para estos dos tipos de feriados, se realizan estimaciones de modelos para cada una de las series de remesas, en sus

valores originales y transformados. Posteriormente se comparan los resultados de estos modelos mediante pruebas AIC para decidir cuál es el mejor modelo a usarse, el siguiente cuadro resume los resultados de estas pruebas:

Los resultados de los test indican que en todos los casos es preferible usar una transformación logarítmica (los valores AIC son menores) y además confirman que el modelo a utilizarse debe ser el multiplicativo. Por otra parte, los valores AIC también sugieren que es importante incluir en la transformación previa de las series la eliminación de los feriados fijos; y en el caso de las series de compensación del empleo es conveniente eliminar ambos tipos de feriados antes de proceder al cálculo del modelo ARIMA y a la descomposición de las series.

2.2.6. La regresión SARIMA

El uso de las medias móviles para el alisado de las series temporales implica una pérdida de datos al principio y al final de la serie y por lo tanto, con cada nueva aplicación de medias móviles los datos con los que se trabaja se reducen, lo que resta poder de predictibilidad al procedimiento y debilita el poder explicativo de sus estimadores.

Esto es evidente al observar la definición de medias móviles de coeficientes θ_i :

$$M(y_t) = \hat{C} = \sum_{q=-a}^{+b} \theta_q y_{t+q}$$

Utilizando el operador de rezagos para simplificar la definición del operador del proceso de medias móviles se tiene:

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$$

Podemos observar que cuando se aplican medias móviles a los valores de la serie X en el periodo t , estos valores originales son sustituidos por los valores calculados por las medias móviles, que se calcula como una media ponderada de los (a) valores anteriores o pasados y los (b) valores posteriores o futuros a t . Por lo tanto, si trabajamos con una serie cualquiera, al transformarla o alisarla mediante el uso de medias móviles, existen valores en los extremos que no pueden calcularse, porque faltan los (a) valores pasados, en el caso del principio de la serie, o los (b) valores futuros, al final de la serie, que nos permitan realizar el cálculo de la media móvil. Por esta razón, al aplicar medias móviles se pierden los valores de los extremos de la serie.

Para solucionar este problema, basados en los trabajos de Box Jenkins²³ de los años 1970, el X11-ARIMA y las versiones posteriores como el X13 ARIMA-SEATS, desarrollado por Dagum, incluyen como parte de sus

²³En 1970, Box y Jenkins desarrollaron una metodología que permite identificar, estimar y diagnosticar modelos dinámicos de series temporales, en los que la variable tiempo juega un papel fundamental.

métodos la regresión de un modelo ARIMA (Autorregresivo, Integrado de Medias Móviles²⁴) para extender los extremos de la serie e imputar los datos faltantes. En este modelo, se calculan y modelan los efectos de las medias móviles, de la autocorrelación y los procesos de integración de las series.

El efecto de las medias móviles, como se vio en los párrafos anteriores, supone que los valores de la serie dependen de alguna combinación lineal de las innovaciones previas. En este sentido, para ser coherentes con el procedimiento del X13 ARIMA-SEATS, la regresión del modelo ARIMA, divide la estimación de las medias móviles en dos partes. Una para la parte estacional y otra para la parte no estacional, de manera que el proceso de medias móviles del modelo ARIMA puede escribirse como:

$$\theta_q(L) ; \Theta_Q(L^S)$$

Donde $\theta_q(L)$ es el operador de medias móviles no estacional de orden (q); y $\Theta_Q(L^S)$ es el operador de medias móviles de la parte estacional de orden (Q).

Por otra parte, **efecto autoregresivo** supone que los valores de la serie dependen de una combinación de los valores previos de esta misma serie, por lo tanto, la variable en el periodo t es explicada por las observaciones de la misma variable en periodos anteriores, más un término de error. En este caso, para series de tiempo que siguen un proceso estacionario en torno a su media y que siguen una distribución normal, además de otras

²⁴ ARIMA por sus siglas en inglés: *Autoregressive, Integrated Moving Average*.

condiciones generales²⁵, la variable y puede ser expresada como una combinación de sus valores pasados (parte sistémica) más un término de error (innovación).

$$y_t = \phi + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t$$

Utilizando el operador rezagos (L) se puede simplificar la definición del operador del proceso autoregresivo de la siguiente forma:

$$\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$$

Donde, $\phi_p(L)$ se conoce como el operador polinomial de rezagos, donde L es el operador de rezagos y p es el orden del modelo autoregresivo. Para denominar estos modelos se especifica el orden entre paréntesis, de manera que un modelo AR (1) es aquel que incluye un solo rezago en su construcción, mientras un modelo AR (p) utilizará p rezagos en su construcción.

El modelo ARIMA del X13, también establece dos procesos autoregresivos para las series de tiempo, uno para la parte estacional y

²⁵ Las dos condiciones generales son: la no posibilidad de ser anticipante (hipótesis de recursividad temporal) que quiere decir que los valores en t no pueden ser función o depender de los valores futuros en $t + j$, para cualquier j mayor a cero. Y la segunda condición es que el proceso debe ser invertible o ergódico, que significa que la influencia de valores pasados de la misma variable, debe ser cada vez menor. De otra manera estaríamos frente a un proceso explosivo de infinitos números.

otro para la parte no estacional. En este sentido, puede escribirse estos dos procesos como:

$$\phi_p(L) ; \Phi_P(L^S)$$

Donde $\phi_p(L)$ es el operador polinomial autoregresivo no estacional de orden (p) ; y $\Phi_P(L^S)$ es el operador polinomial autoregresivo estacional de orden (P) .

El **efecto de integración** de las series supone que las series siguen un proceso no estacionario, que es la suma/integración de los valores anteriores hasta t de un proceso estacionario. Uno de los requisitos previos para hacer uso del modelo ARMA es que las series sean estacionarias²⁶, si no se cumple, las series deben modificarse de manera que cumplan este supuesto. La estacionalidad puede lograrse a través de un proceso de diferenciación de los datos de las series, de manera que:

$$z_t = \nabla^d y_t$$

Utilizando el operador de rezagos, z_t se puede escribir como:

²⁶Un proceso estacionario debe ser estable en la media, en la varianza o en las auto correlaciones:

$$\begin{aligned} E[y_t] &= \mu_t \\ \sigma_t^2 &= Var(y_t) = E[y_t - \mu_t] \\ \gamma_t &= Cov(y_t, y_s) = E[(y_t - \mu_t)(y_s - \mu_s)] \end{aligned}$$

$$z_t = (1 - L)^d$$

Donde z_t es la serie estacionaria y d representa el número de veces (y no menos) que la serie y_t debe ser diferenciada para hacerse estacionaria.

Al igual que en los otros casos, el modelo que lleva adelante el X13 realiza el análisis y la diferenciación de las series para lograr su estacionalidad, tanto en la parte estacional como la no estacional de las series:

$$(1 - L)^d ; (1 - L^s)^D$$

Donde $(1 - L)^d$ es el operador de diferencias de orden (d) de la parte no estacional de la serie y $(1 - L^s)^D$ es operador de diferencias de orden (D) la parte estacional de la serie.

De esta manera, el X13 combina los operadores descritos para aplicar un modelo ARIMA a las series de manera que las series se establecen como:

$$\phi_p(L)\Phi_p(L^s)(1 - L)^d(1 - L^s)^D z_t = \theta_q(L)\Theta_q(L^s)a_t$$

Donde a_t , es i.i.d. (ruido blanco) con media cero y varianza σ^2 y z_t es la serie de tiempo.

Adicionalmente, las series temporales suelen contener efectos relacionados al calendario y la presencia de valores atípicos, que

corresponden a cambios abruptos e inusuales que distorsionan las estimaciones posteriores de la estacionalidad de las series²⁷. Por esta razón, en la regresión del modelo ARIMA, también incluye regresores que permiten estimar estas variaciones y extraerlas de la serie, antes de su desestacionalización, lo que mejora la estimación de los efectos estacionales e incrementan la predictibilidad de corto plazo de la descomposición de las series (National Statistics, 2007). En este caso, la serie temporal y_t podría ser representada como una función lineal de estos efectos:

$$y_t = \sum_i^n \beta_i x_{it} + z_t$$

Donde la serie y_t dependerá de los valores x_{it} de acuerdo a los parámetros β_i . En el caso de la estimación X13, las series x_{it} son aquellas relacionadas con las diferentes variables que afectan a la serie original, como los días hábiles, calendario, feriados, valores atípicos y otros que se describen en las siguientes secciones. En este sentido la serie z_t corresponde a los errores de la regresión y puede especificarse como:

$$z_t = y_t - \sum_i^n \beta_i x_{it}$$

²⁷Aunque estas alteraciones representan el comportamiento típico y real de la serie, por lo tanto, es necesario reincorporarlos en la serie, una vez que se completa el ajuste estacional.

Si z_t sigue un proceso ARIMA, como el descrito líneas arriba, podremos completar el proceso ARIMA como:

$$\phi_p(L)\Phi_P(L^S)(1-L)^d(1-L^S)^D\left(y_t - \sum_i^n \beta_i x_{it}\right) = \theta_q(L)\Theta_Q(L^S)a_t$$

En este caso el modelo puede ser descrito como la generalización de un modelo ARIMA puro que sigue una regresión de medias, o la generalización de un modelo de regresión de medias que sigue un proceso ARIMA en sus errores. En cualquier caso, el modelo implica que primero deben sustraerse los efectos de la regresión de y_t , para posteriormente obtener, por diferencia, la serie de errores z_t . Después, se definirá el grado de integración de la serie, para hacerla estacionaria y de esta manera poder calcular el modelo ARMA correspondiente, para lo cual, X13 realiza el cálculo de varios modelos con diferentes grados de AR y MA, para determinar cuál es el que mejor se ajusta a la serie. La selección se basa en el uso de los criterios AIC²⁸ (Akaike), AICC, Hannan y Quinn y BIC (Schwarz).

Para la identificación del modelo ARIMA en las series de tiempo, con el Programa X13, se identifica primero el orden de integración de las series mediante el uso de test de raíz unitaria sobre diferentes modelos ARMA para las series. Para estimar estos modelos el X13 utiliza el método de Hannan-Rissanen (H-R) que realiza estimaciones usando los valores

²⁸La selección del mejor modelo responde no solo al menor valor de AIC sino que además se toma en cuenta el número de rezagos empleados.

rezagados de la series (para estimar los parámetros AR) y de las innovaciones, generados a partir de las autocovarianzas (para estimar los parámetros MA). De esta manera se calcularon diferentes modelos ARIMA para las series de remesas y evaluaron las raíces unitarias reales de cada uno²⁹.

Una vez que se ha definido el orden de integración, el X13 ARIMA procede a identificar el orden del modelo ARMA, a través de la estimación de diferentes modelos con distintos órdenes polinomiales AR y MA tanto para la parte regular como la para la estacional. Luego realiza comparaciones de los modelos en base al Bayecian Information Criterion³⁰ (BIC - Schwarz) escogiendo el menor. En aquellos casos en que más de un modelo tiene valores BIC similares o muy cercanos, se escoge el modelo más parsimonioso, especialmente en la parte estacional. Para las series de remesas se identificaron como los mejores modelos los siguientes:

El programa comienza evaluando un modelo inicial, que es conocido como el modelo de aerolíneas³¹ que corresponde a: ARIMA (0 1 1) (0 1 1). A partir de este realiza cálculos sucesivos de modelos alternativos para determinar cuál es el que mejor se acomoda a los datos de cada serie.

²⁹ El programa considera que existe una raíz unitaria si el módulo de la raíz es menor a 1.042

³⁰ Para el cálculo del criterio BIC, el X13 ARIMA-SEATS utiliza la formula clásica de este:

$$BIC_{2N} = (-2\widehat{L}_N + n_p \log N) / N$$

Donde, \widehat{L}_N es el valor máximo del logaritmo de verisimilitud evaluado para N observaciones, n_p es el número estimado de parámetros y N es el número de observaciones que restan después de la aplicación de la diferenciación y operaciones de ajuste estacional del modelo

³¹ El modelo de aerolínea fue propuesto por Box y Jenkins (1984) para modelar las ventas mensuales de pasajes aéreos. Sin embargo, se ha encontrado que el modelo describe convenientemente un gran número de series económicas. El modelo se especifica como:

$$(1 - L)(1 - L^s)Z_t = (1 + \theta L)(1 + \theta L^s)\varepsilon_t^z$$

Los resultados muestran la necesidad de una diferenciación de primer orden en todas las series, tanto para los componentes estacionales como para los no estacionales.

Cuadro 5: Modelo ARIMA para las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Serie	Modelo (p,q,d)(P,Q,D)	BIC
Remesas agregadas	(0 1 1) (0 1 1)	1901.2964
Remesas de trabajadores	(1 1 0) (0 1 1)	1663.4241
Transferencias. de los migrantes	(0 1 1) (0 1 1)	1588.7798
Compensación del empleo	(0 1 1) (0 1 1)	1058.9985

Fuente: Elaboración propia

El modelo ARMA en las series analizadas, en todos los casos corresponden al modelo inicial, excepto para el caso de las series de Remesas de los Trabajadores en la que el componente no estacional sí presenta un proceso autoregresivo que debe ser capturado y que elimina el posible proceso de media armónica en el componente no estacional.

2.2.7. Efectos de día hábil y año bisiesto

Las series de datos de las remesas son construidas como el agregado de los reportes diarios que se reciben de estos flujos, por lo tanto, las series agregadas pueden contener efectos derivados del calendario que pueden incluir los efectos de: i) los meses del año ya que no tienen todos el mismo

número de días, algunos tienen 30 días y otros 31 y febrero puede tener diferente número de días (29) en años bisiestos, esto se denomina longitud, ii) el mismo mes en diferentes años, contendrá diferentes números de días hábiles, por ejemplo, el número de lunes, o cualquier otro día de la semana, en el mismo mes, puede ser distinto en cada año, y iii) los feriados que pueden afectar el proceso de los datos, y que ya fueron eliminados de las series de remesas en los ajustes previos.

Estas variaciones del número de días hábiles de cada mes hacen necesario corregir las series, de manera que estas diferencias no sean parte de los componentes de las series y terminen afectando a alguno de ellos en la descomposición. Para este efecto, antes del proceso de descomposición de la serie, es necesario dividir cada observación de las series mensuales por el correspondiente tamaño (número de días hábiles) de cada mes y re-escalar nuevamente estos valores por el promedio de días del mes. De igual manera, considerando los ajustes que se producen por el día adicional que surge cada mes de febrero en cada año bisiesto, es necesario ajustar los valores de manera que estos cambios no afecten los resultados finales de la descomposición (U.S. Census Bureau, 2013). En este sentido, en la regresión del modelo ARIMA que se utiliza antes de la descomposición de las series, se adicionan regresores que recogen estas variaciones en el número de días de cada mes y una constante para el efecto de los años bisiesto.

Para evaluar este efecto se realiza una estimación preliminar de componente irregular de las series y luego se efectúa una segunda regresión de mínimos cuadrados que incluye los regresores para los siete días de la semana (el modelo incluye solo seis variables independientes y la séptima se calcula gracias a la restricción de que la suma ponderada debe ser igual a 1. La inclusión final de regresores en el modelo ARIMA,

para los días hábiles, se basa en la aplicación de varios estadísticos de significancia tanto individual (valores – t), conjunta (Chi-cuadrado), como sobre sus efectos sobre la descomposición final (estadísticos AICC).

Cuadro 6: MCO para los días de la semana en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Regression Model				
Variable Trading Day	Parameter Estimate (t-value)			
	Comp. Empleo	Tran. Migrantes	Remesas Trab.	Remesas Agre.
Mon	-0.0485 (-1.30)	0.0316 (1.34)	0.0128 (1.09)	0.0127 (0.92)
Tue	0.0688 (1.90)	0.0298 (1.26)	0.0264 (2.28)	0.0347 (2.53)
Wed	-0.0364 (-1.02)	-0.0024 (-0.10)	0.0084 (0.73)	-0.0040 (-0.30)
Thu	0.0027 (0.07)	0.0142 (0.61)	0.0155 (1.35)	0.0150 (1.11)
Fri	-0.0238 (-0.62)	0.0328 (1.39)	0.0009 (0.08)	0.0160 (1.18)
Sat	-0.0162 (-0.43)	-0.0564 (2.36)	-0.0294 (-2.51)	-0.0484 (-3.50)
*Sun (derived)	-0.0533 (-1.44)	-0.0496 (-2.10)	-0.0346 (-2.97)	-0.0259 (-1.89)

* For full trading-day and stable seasonal effects, the derived parameter estimate is obtained indirectly as minus the sum of the directly estimated parameters that define the effect.

Fuente: Elaboración propia

De forma individual, no todos los días de la semana parecen tener efectos sobre los flujos observados en cada serie. Los parámetros significativos se observan sobre todo en los dos días de fin de semana, cuando es menor el flujo de remesas y también en el martes para las remesas de los trabajadores y para las remesas agregadas. Mientras para la compensación del empleo ninguno de los días de la semana parece tener efectos significativos en las series de datos.

Cuadro 7: Test para los regresores de los días hábiles en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Chi-squared Test for Groups of Regressors and F test for Trading Day Regressors				
Regression Effect	Comp. Empleo	Tran. Migrantes	Remesas Trab.	Remesas Agre.
Chi-Square	7.56	37.20	94.64	72.55
(P-value)	(0.27)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
F-statistic	1.09	5.92	15.31	11.68
(P-value)	(0.37)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Fuente: Elaboración propia

Los estadísticos grupales muestran que es necesario incluir regresores para los días hábiles en tres de las series y no así para la serie de compensación del empleo. Esta conclusión es reforzada por los estadísticos AICC, cuya conclusión es similar, ya que muestra mejores resultados de las regresiones en los casos que se incluye los días hábiles como regresor, excepto para compensación del empleo, donde el modelo preferido sería el que no contiene regresores para días hábiles. Este mismo test muestra que en todos los casos es necesario incluir un regresor para el año bisiesto.

2.2.8. Valores atípicos

Otro de los elementos que deben ser incluidos en la regresión del modelo ARIMA como parte del vector x_{it} , son los valores atípicos, los cuales en muchos casos responden a causas reales, y que pueden afectar el proceso de ajuste estacional y por lo tanto, debemos tratar de eliminar de forma previa a la descomposición de las series. Se reconocen al menos tres tipos de valores atípicos que pueden afectar a la serie de tiempo:

Valores atípicos aditivos o valores extremos: Son valores que caen fuera de los patrones de comportamiento general de la tendencia y estacionalidad de la serie, se refieren a saltos o caídas repentinas que ocurren en una fecha en particular y que no afectan las observaciones subsecuentes de la serie.

Desplazamientos de nivel o quiebre de tendencia: Se definen como cambios repentinos que afectan el nivel subyacente de la serie. El patrón estacional no cambia, sin embargo, si no se corrigen estos cambios de nivel distorsionan la estimación del factor estacional.

Desplazamientos transitorios: Se refiere a saltos repentinos cuyo efecto decae en el tiempo.

Para identificar estos valores atípicos se corre una regresión ARIMA, sin considerar estos posibles desplazamientos y se desestacionalizan las series. Posteriormente, para establecer la posible existencia de cambios de nivel, se revisan los gráficos del cambio mensual de la serie original y de la serie ajustada por estacionalidad, donde se verifica si existen cambios súbitos que no son seguidos por el posterior decrecimiento de la serie. Si el cambio observado retoma los valores anteriores después de algunos períodos de tiempo entonces estaremos frente a un valor atípico que corresponde a un desplazamiento transitorio. Por otra parte, la identificación de los valores atípicos aditivos se hace revisando las gráficas de los valores y pesos finales del componente irregular, buscando si aparecen ceros en los pesos de componente irregular en algún mes o como patrones residuales en la tabla de valores finales del componente irregular. En estos casos, los resultados de la revisión son solo referenciales, ya que una vez identificados se procede a evaluar su

consistencia con los test de significancia y con el comportamiento esperado de las series.

En este sentido, los siguientes cuadros resumen los valores atípicos identificados³² así como los test de significancia de cada uno³³:

Cuadro 8: Identificación de valores atípicos en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Regression Model Compensacion del Empleo				
Parameter Variable	Standard	Estimate	Error	t-value
AO1995.Apr		-1.0755	0.21122	-5.09
AO1998.Dec		-2.2328	0.20976	-10.64
LS2008.Jun		1.3099	0.16219	8.08
AO2008.Nov		-1.2462	0.21834	-5.71
LS2009.Jan		-1.3997	0.16736	-8.36
Automatically Identified Outliers				
AO2000.Jan		-2.1038	0.21065	-9.99
AO2003.Jul		-1.4584	0.20922	-6.97
AO2004.Jan		-1.4057	0.21077	-6.67
AO2005.Jan		1.6309	0.31160	5.23
TC2005.Jan		-4.0113	0.28736	-13.96
AO2005.Jun		-1.0933	0.21370	-5.12
AO2005.Aug		-0.9841	0.21208	-4.64
AO2005.Dec		-1.0692	0.21256	-5.03
AO2006.Jan		-2.2578	0.21369	-10.57
AO2006.Jun		-1.0961	0.21087	-5.20
AO2006.Sep		-1.2501	0.21187	-5.90
LS2007.Jan		-2.1000	0.16837	-12.47
AO2007.Feb		1.2363	0.21792	5.67
AO2008.Feb		1.3618	0.21186	6.43
Regression Model For Transferencias de los Migrantes				
Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value	
1-Coefficient Trading Day				
Weekday	0.0183	0.00307	5.97	
**Sat/Sun (derived)	-0.0458	0.00767	-5.97	
AO1996.Oct	0.8137	0.14768	5.51	
AO1998.Jul	1.1199	0.14508	7.72	
AO2005.May	0.8412	0.14311	5.88	
Regression Model for Remesas Agregadas				

³²Las tablas incluyen los valores atípicos identificados en el proceso de revisión gráfica y aquellos identificados automáticamente por el programa.

³³ En los cuadros se incluyen solo los valores atípicos identificados que tienen significancia estadística.

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value

1-Coefficient Trading Day			
Weekday	0.0138	0.00171	8.10
**Sat/Sun (derived)	-0.0346	0.00427	-8.10
TC1995.May	0.4606	0.08835	5.21
AO1998.jul	0.3389	0.07981	4.25
TC1999.Feb	0.4565	0.08517	5.36
LS2002.Jun	0.3361	0.08225	4.09
TC2008.Oct	0.3513	0.08505	4.13

Regression Model for Remesas de los Trabajadores			

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value

1-Coefficient Trading Day			
Weekday	0.0129	0.00134	9.65
**Sat/Sun (derived)	-0.0323	0.00335	-9.65
TC1995.May	0.4542	0.07054	6.44
LS1996.May	-0.3591	0.07210	-4.98
TC1999.Feb	0.4636	0.07012	6.61
LS2002.jun	0.3240	0.07230	4.48
AO2002.oct	0.2554	0.06321	4.04
TC2008.oct	0.3735	0.07014	5.33

Fuente: Elaboración propia con resultados del X13

La serie de Transferencia de los Migrantes muestra un menor número de saltos o caídas que las demás series, debido en gran medida a que los valores de esta serie son mucho menores que los de las demás series y por tanto, sus variaciones son menos significativas. Por otra parte, los valores atípicos de la serie de compensación del empleo, que muestra más cambios abruptos que las otras series, lo cual responde probablemente a la existencia de otros factores determinantes de este comportamiento y que no están incluidos como determinantes del modelo.

Los valores atípicos identificados muestran que las series reaccionan primero con caídas desde 1995 y 1996, que después se traducen en subidas abruptas en julio de 1998, que para el caso de las remesas de los trabajadores y en la compensación del empleo se observan también en febrero de 1999. Este comportamiento se explica por la crisis de la

devaluación del real en enero de 1999, o efecto samba, que correspondió a un fuerte movimiento a la baja del Real, cuando el banco central abandonó el régimen de tipo de cambio fijo, para comenzar a funcionar bajo un régimen de flotación del tipo de cambio, lo que afectó el valor de las transferencias expresadas en moneda local (Reales) y también los montos efectivamente remesados.

De igual manera se observa que las series de Transferencias de los Migrantes, Remesas Agregadas y de los Trabajadores, reaccionan en junio de 2002, como respuesta a la crisis del apagón que se produjo en Brasil cuando el suministro y distribución de energía eléctrica se vio afectado por la falta de lluvias, que dejó varios embalses vacíos, evitando la generación de energía, lo que afectó el desarrollo de la actividad económica y propicio el incremento del flujo de remesas. De igual manera, este efecto es el reflejo de los problemas por los que travesó la región por la crisis argentina de finales del 2001, cuyo impacto se sintió también en los flujos de remesas internacionales.

El salto más importante en todas las series corresponde al que se observa en 2008, cuando las series de compensación del empleo y Transferencias de los migrantes muestran una subida temporal que inicia en junio, mientras las series de remesas de los trabajadores y las agregadas comienzan a mostrar esta reacción recién en octubre de ese mismo año. Este comportamiento se explica por los efectos de la crisis financiera internacional que disminuyó las remesas que se recibieron en toda la región, como respuesta a la disminución de la actividad económica en los países de donde provienen la mayor parte de estos flujos internacionales. Especialmente, la crisis afectó al sector construcción en Estados Unidos, sector en el cual trabajan la mayor parte de los migrantes de la región

Latinoamericana y del Caribe, y por tanto, al disminuir la actividad en este sector, las remesas también disminuyeron de forma importante.

2.2.9. Existencia del componente estacional

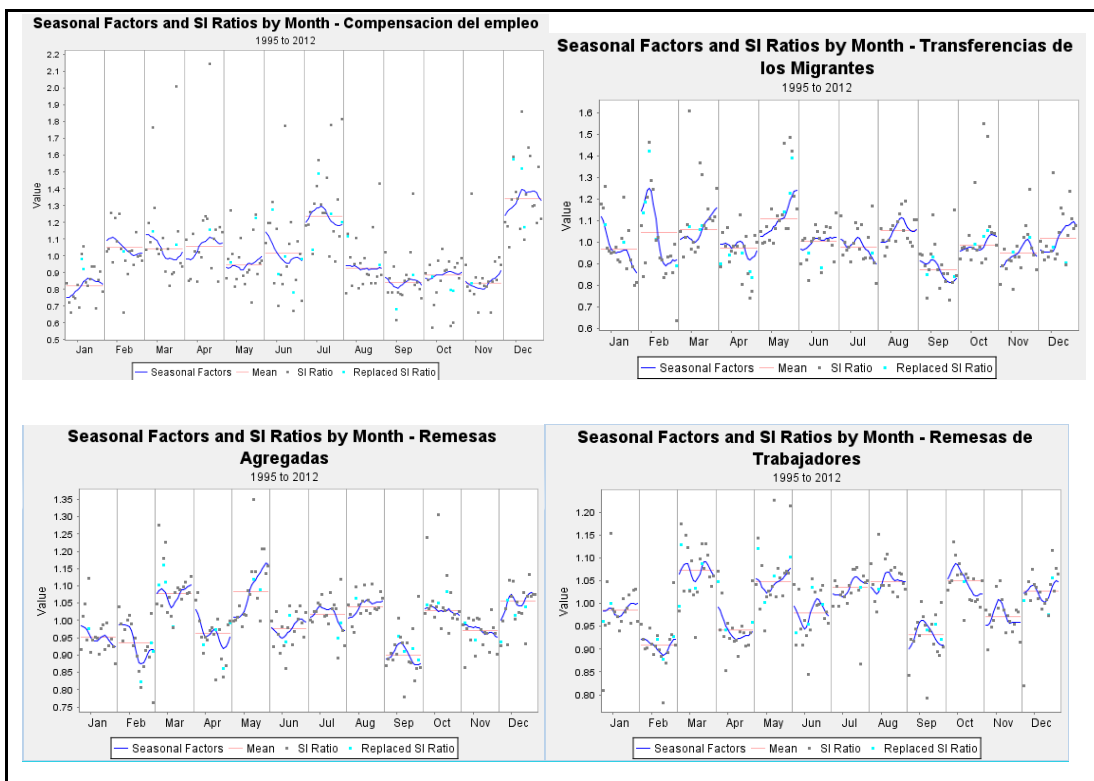
El propósito del ajuste estacional es identificar o remover la estacionalidad de las series de tiempo. Para esto, primero es necesario definir si la serie contiene estacionalidad o no (si existe este componente o no) y que tan certeramente puede ser estimada, ya que el X11 siempre estimara un componente estacional, incluso si no existe en la serie, aunque estas estimaciones no necesariamente sean buenas (ONS-2007).

El análisis gráfico de las sub-series estacionales mensuales que muestran el crecimiento estacional mensual (líneas irregulares) con sus respectivas medias estacionales (líneas verticales) muestran el comportamiento estacional o no, de las series.

En el caso de las series de compensación del empleo, se observan saltos en los meses de julio y diciembre, mientras los meses de enero, septiembre y noviembre muestran valles, probablemente relacionados con variables de los ciclos productivos de cosecha y otros que emplean a los migrantes temporales en las fronteras del país. Por otra parte, la serie de remesas de los trabajadores, muestran picos en los meses de febrero, abril, julio, agosto, octubre y diciembre, probablemente asociados a festividades como el carnaval, el día de la madre, navidad y otros. Las remesas agregadas, al ser una serie que suma las demás series, se ve altamente influenciada por el comportamiento de las remesas de los trabajadores, ya que esta constituye el principal componente de la agregación, sin embargo, se observa que los picos de julio, agosto y

octubre se ven disminuidos, probablemente por el efecto de compensación que sufren a raíz del comportamiento de las otras series que forman parte de las remesas agregadas.

Gráfico 2: Factores estacionales y ratios irregulares de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)



Fuente: Elaboración propia con resultados del X13

Las series de transferencias de los migrantes no parecen mostrar un comportamiento estacional notoriamente marcado sin embargo se observa que existe mucha variabilidad en los meses de enero, febrero y mayo, lo

cual podría suponer una estacionalidad marginal que solo se verifica al incrementar el número de observaciones.

Las investigaciones empíricas muestran que la forma más apropiada de determinar la presencia de un componente estacional es el de la “Prueba Combinada de Presencia de Estacionalidad Identificable”, aunque en algunos casos esta prueba puede fallar, por ejemplo, cuando las series presentan solo estacionalidad marginal que puede aparecer cuando se adicionan nuevas observaciones a la muestra (ONS, 2007).

Cuadro 9: Prueba combinada de presencia de estacionariedad identificable en las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

	Compensación del empleo	Transferencias de los migrantes	Remesas de Trabajadores	Remesas Agregadas
F-Value Test for the presence of seasonality assuming stability	12.662	5.153	17.708	15.546
Kruskal-Wallis Statistic (P-level) Non parametric test for the presence of seasonality assuming stability	0.000%	0.000%	0.000%	0.000%
F-Value Moving seasonality test	0.816	1.421	1.403	1.599
Comined Test for the presenece of identifiable seasonality	Identifiable seasonality present	Identifiable seasonality probably not	Identifiable seasonality present	Identifiable seasonality present
M7	0.611	1.045	0.563	0.616

Fuente: Elaboración propia

Los resultados de las pruebas concuerdan con el análisis gráfico de las series y muestran que en ninguna de las series existe evidencia de estacionalidad móvil, y que en todos los casos hay evidencia de estacionalidad, asumiendo la estabilidad. Sin embargo, en el caso de las transferencias de los migrantes, la prueba combinada de existencia de estacionalidad muestra que podría no existir este componente en la serie,

sin embargo, el valor del indicador $M7^{34}$ es menor que el valor crítico de 1.250, lo que permite suponer la existencia de un componente estacional en la serie. Por lo tanto, es posible descomponer las series para encontrar sus componentes estacionales, ciclo-tendencia y el irregular.

2.3. Estimación de los componentes de la serie

Con las series transformadas, corregidas y completadas en sus extremos, se procede a su descomposición y a la estimación de los componentes de ciclo-tendencia, estacionalidad e irregular.

2.3.1. Estimación del componente de Ciclo – Tendencia

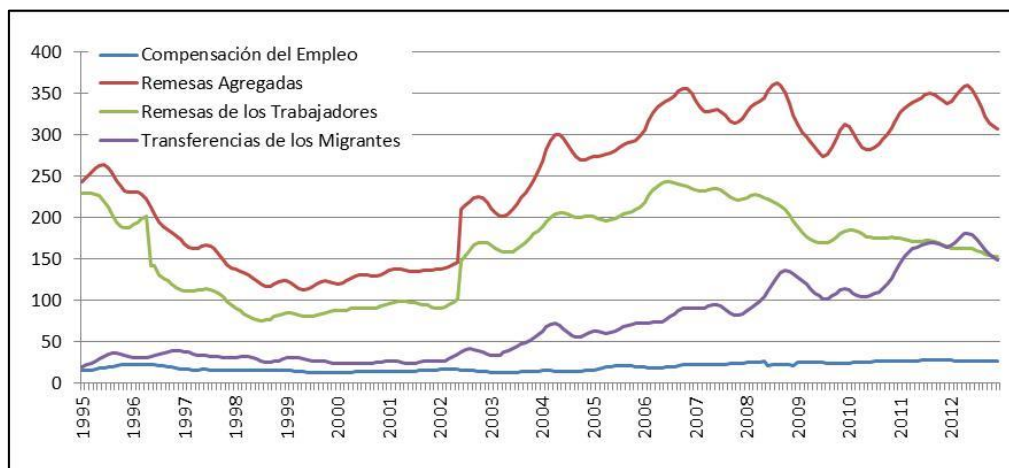
La estimación de este componente se realiza, como se mencionó en los acápite anteriores, a través del uso de medias móviles que se aplican iterativamente, hasta obtener la estimación final del componente de ciclo tendencia de cada una de las series.

En el gráfico se puede apreciar que las series de remesas parecen seguir tendencias similares con pendiente negativa hasta el año 1999 y a partir de allá se observan tasas de crecimiento positivas que se aceleran a partir de 2002, crecimiento relacionado tanto con el incremento de los flujos emigratorios regionales como con las mejoras en la metodología de medición de este fenómeno. A partir de 2008 se observa una caída

³⁴*El estadístico $M7$ establece la cantidad de estacionalidad móvil, comparada con la cantidad de estacionalidad estable en la serie. El valor, cuanto más cercano a 1, es más aceptable*

abrupta en las series que es consecuencia de la crisis financiera internacional. Posteriormente, a partir de 2011 las series de transferencias de los migrantes y remesas agregadas muestran una recuperación importante, mientras la serie de remesas de los trabajadores muestra una caída y la de compensación del empleo permanece en niveles similares a los previos a la crisis.

Gráfico 3: Componente ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)



Fuente: Elaboración propia con resultados del X13

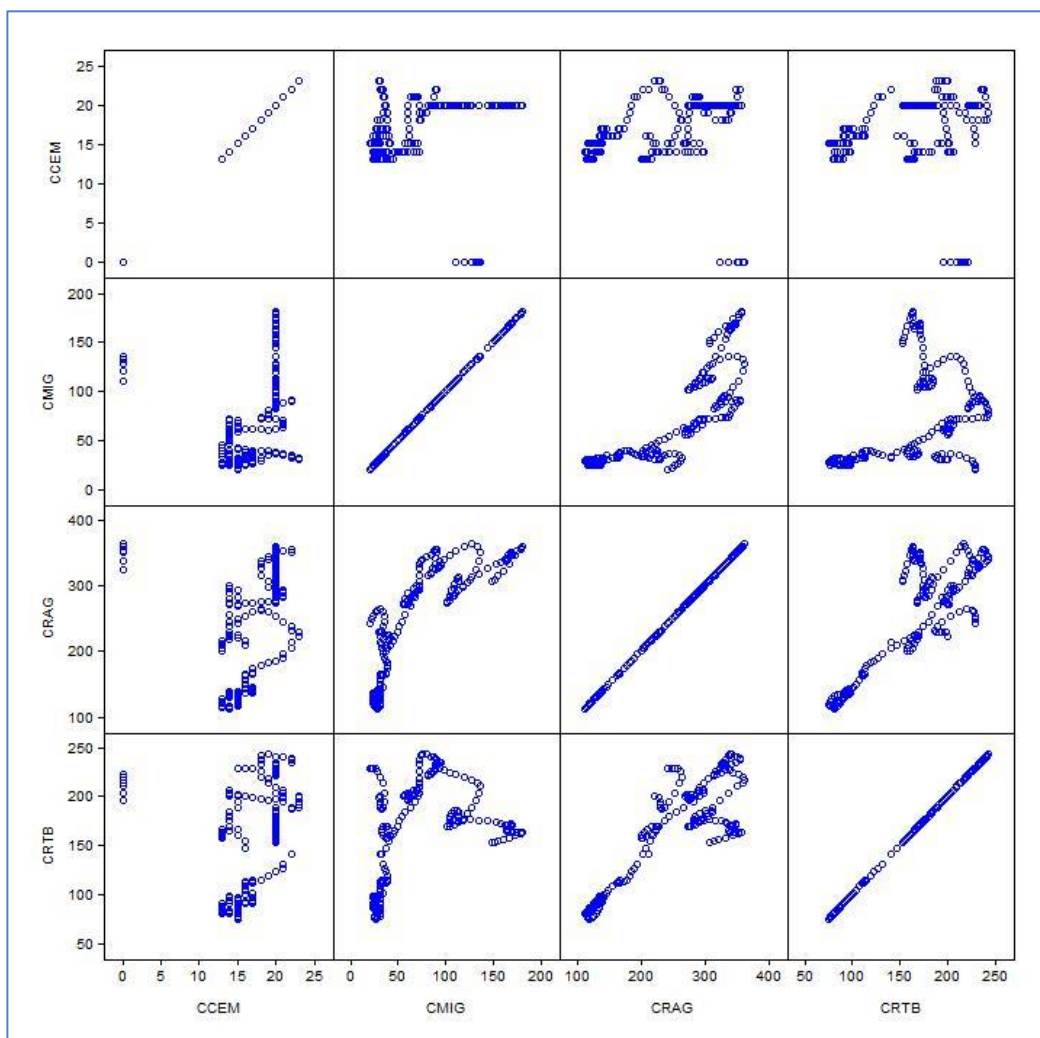
Este comportamiento diferente en las tendencias de las series se explica por el cambio en los flujos migratorios brasileros. Hasta la crisis el flujo migratorio de brasileros especialmente hacia países asiáticos como Japón, fue incrementándose permanentemente. Sin embargo, a raíz de la crisis las oportunidades de trabajo en Japón para los migrantes se redujeron, mientras las condiciones económicas en Brasil fueron mejorando. Esto propicio un retorno importante de migrantes brasileros a su país de origen, por lo tanto, las transferencias de los migrantes, cuenta en la que se

registran los cambios de residencia de los activos de estos migrantes se ve crecer. Por otra parte el retorno de estos migrantes hace que el total de brasileros en Japón disminuya y por tanto, las remesas que estos envían también disminuyen.

Un aspecto importante a considerar en esta parte del análisis es el comportamiento de las Remesas Agregadas, las cuales tienen un comportamiento distinto al de las remesas de los trabajadores y al de la compensación del empleo y dependiendo del periodo de análisis que se considera, su comportamiento se acerca más al de las remesas de los trabajadores, como en el periodo previo al de la crisis, mientras en otras etapas se comporta de una forma más parecida a la de las transferencias de los migrantes como en el periodo posterior a la crisis. Esto nos hace suponer que si consideramos a las Remesas Agregadas como una serie que podría representar a las remesas de los trabajadores, o a cualquiera de los otros flujos relacionados a la migración, cometeríamos un error de análisis, ya que su tendencia difiere de la de las otras series y por tanto, no se podrá anticipar ni evaluar el comportamiento de esta serie así agregada.

El análisis de correlaciones entre estas series muestra con mayor detalle las diferencias en el comportamiento de estas:

Gráfico 4: Varianzas y covarianzas de los componentes ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)



Fuente: Elaboración propia

Cuadro 10: Análisis de covarianza del componente ciclo-tendencia de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Covariance Analysis: Ordinary				
Sample: 1995M01 2012M12				
Included observations: 216				
Correlation	CCEM	CMIG	CRAG	CRTB
CCEM	1.00000			
CMIG	0.23482	1.00000		
CRAG	0.28838	0.82592	1.00000	
CRTB	0.25439	0.46282	0.87649	1.00000

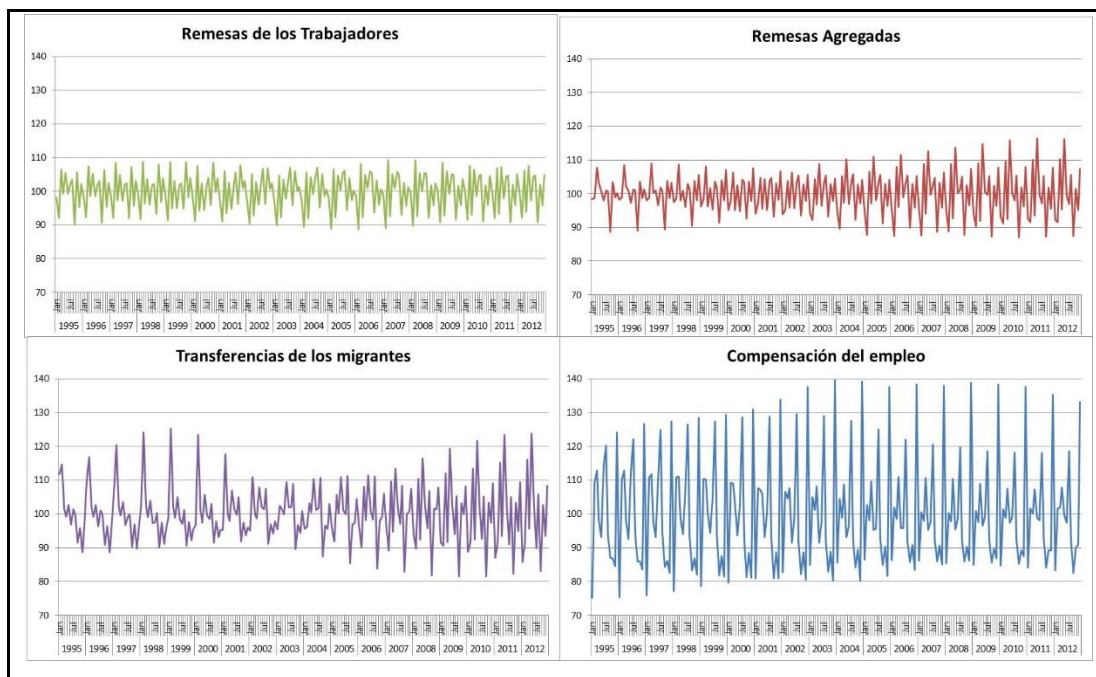
Fuente: Elaboración propia

El análisis de correlación muestra correlaciones importantes entre las series de Transferencias de los Migrantes y de Remesas de los Trabajadores con la serie de Remesas Agregadas. Esto es evidentemente una consecuencia de la agregación de las series, donde estas dos series son las más importantes sobre el total, y por lo tanto, son las que definen el comportamiento agregado. Sin embargo, como se mencionó antes esta correlación está relacionada también con el periodo que se considere para el análisis. Por otra parte, se observa que no existe correlación entre las series de Compensación del empleo y las demás series incluyendo la serie de Remesas Agregadas. Por lo tanto, se puede concluir que la serie de Remesas Agregadas no representa adecuadamente el comportamiento de ciclo tendencia de las otras series consideradas, y por lo tanto el análisis de determinantes del comportamiento de estas series deberían ser realizados usando las series individuales en lugar de la serie agregada.

2.3.2. Estimación del componente estacional

El segundo componente que se estima usando la metodología del X-11 es el de las variaciones estacionales de cada una de las series.

Gráfico 5: Componente estacional de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)

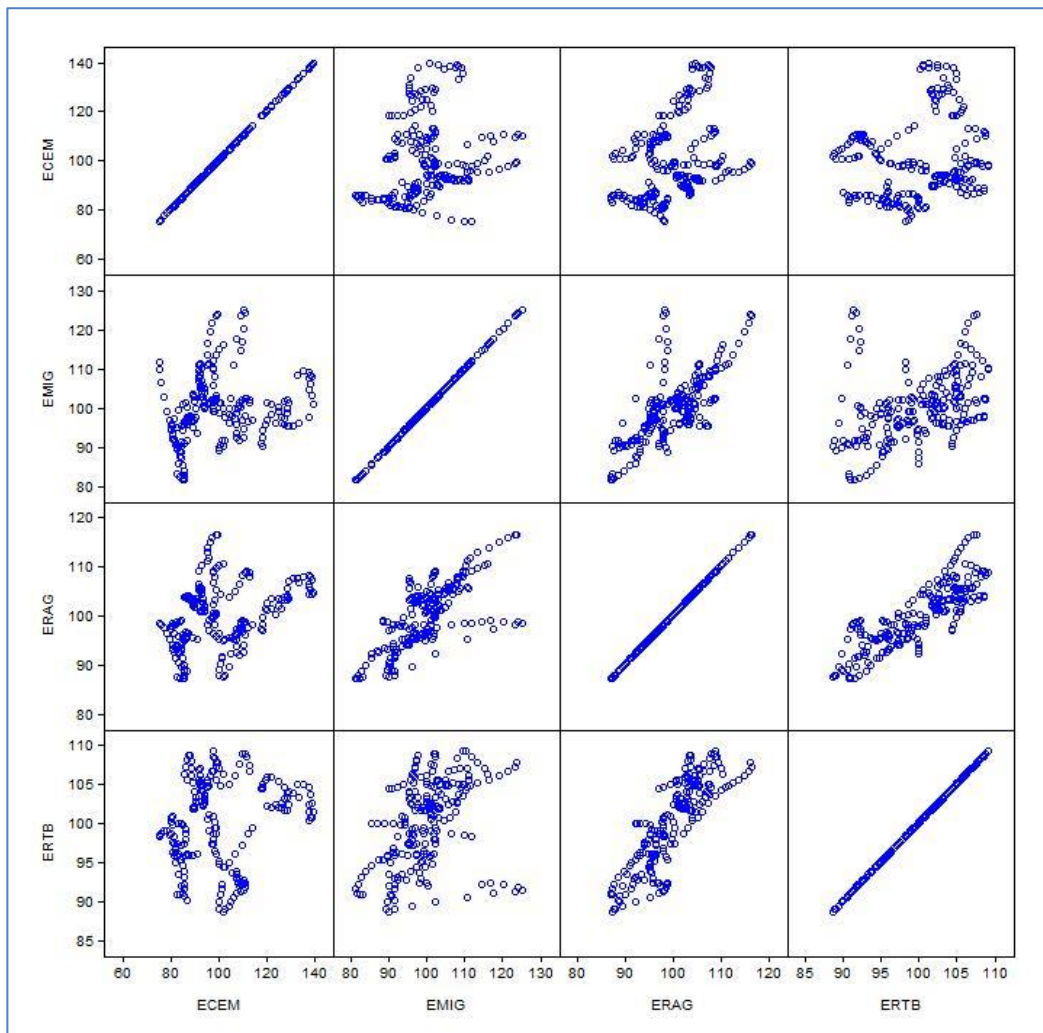


Fuente: Elaboración propia con resultados del X13

Los gráficos estacionales de cada una de las series muestran comportamientos distintos. Se observa una menor respuesta estacional de la serie de remesas de los trabajadores, mientras compensación del

empleo mostraría la mayor variabilidad. En tanto, las Remesas Agregadas muestran un comportamiento similar al de las Remesas de Trabajadores, debido en gran medida a que esta serie representa una parte importante de la agregación, y porque su estabilidad confiere estabilidad y en algunos casos compensa las variaciones de las otras series.

Gráfico 6: Varianzas y covarianzas del componente estacional de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)



Fuente: Elaboración propia

El análisis de correlaciones de estas series, muestra resultados similares a los encontrados con las series de ciclo – tendencia, donde las Transferencias de los Migrantes y las Remesas de los trabajadores tienen cierto nivel de correlación con la serie de Remesas Agregadas.

Cuadro 11: Análisis de covarianza del componente estacional de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Covariance Analysis: Ordinary				
Sample: 1995M01 2012M12				
Included observations: 216				
Correlation	ECEM	EMIG	ERAG	ERTB
ECEM	1.000000			
EMIG	0.211182	1.000000		
ERAG	0.332564	0.701833	1.000000	
ERTB	0.156298	0.386256	0.845621	1.000000

Fuente: Elaboración propia

Si bien las Remesas Agregadas parecen tener correlación con las Transferencias de los Migrantes y las Remesas de los Trabajadores, el coeficiente de correlación entre estas dos variables no es significativo, por tanto, su comportamiento es diferente. De hecho, los movimientos estacionales de la Remesas de los Trabajadores presentan picos en fechas importantes como el día de la madre y Navidad, mientras las Transferencias de los Migrantes presentan picos adicionales en Carnavales y una menor respuesta en Navidad.

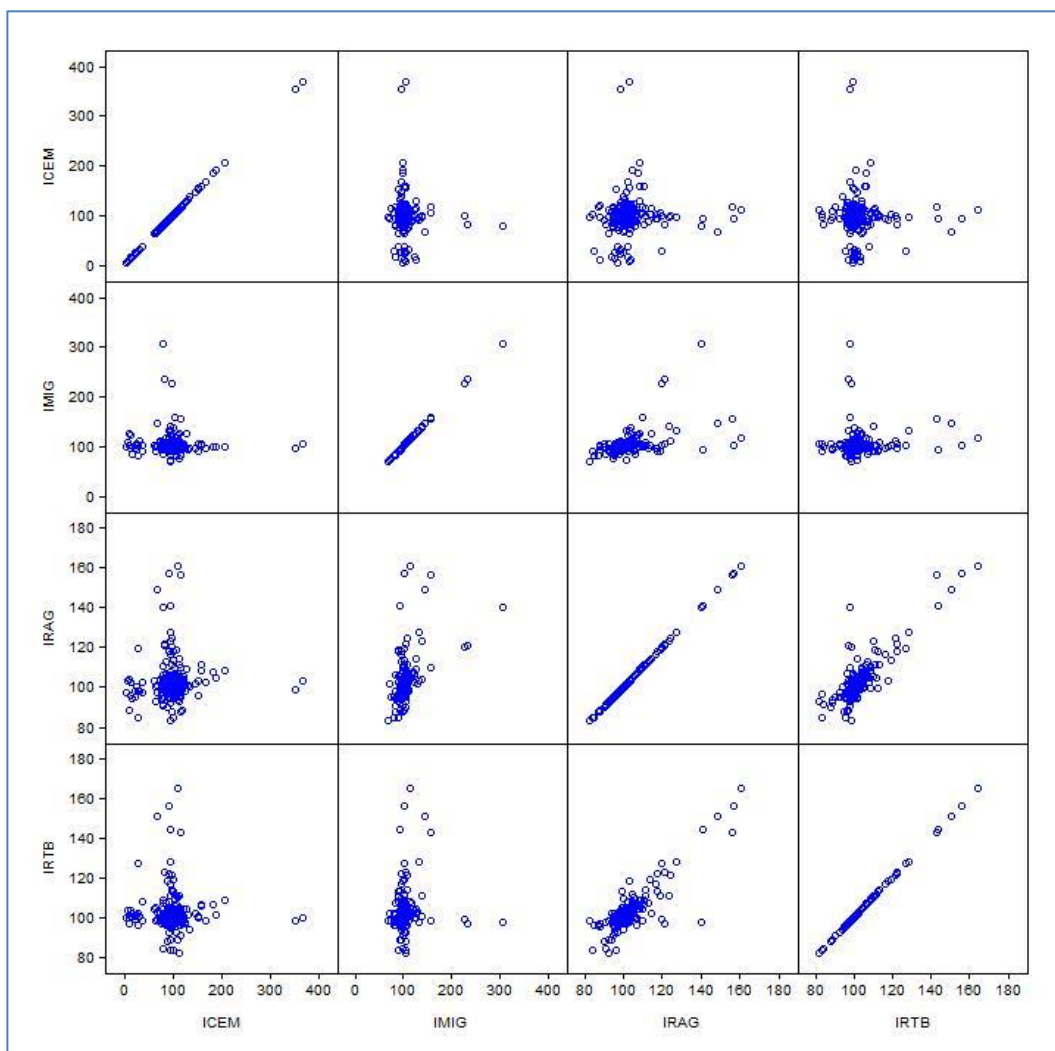
Por otra parte, la estacionalidad de la serie de Compensación del empleo es totalmente diferente a la de las otras series y presenta pisos solo en determinadas épocas del año. Febrero, marzo, abril y julio, manteniéndose baja el resto del año. Este comportamiento está asociado con las características propias de esta serie que representa los ingresos y flujos que generan los trabajadores de temporada.

En resumen, el comportamiento de estas series muestra diferencias importantes entre ellas y por lo tanto, no se puede realizar un análisis válido para determinar la estacionalidad de cada una de ellas a partir del análisis de las Remesas Agregadas, ya que cada una tiene un comportamiento diferente que responde a diferentes motivos para remitir.

2.3.3. Estimación del componente irregular

El análisis temporal de las series permite establecer el comportamiento de estas en relación a al paso del tiempo y con el podemos establecer características en relación a su comportamiento estacional o las tendencias o ciclos de largo plazo que siguen estas variables; sin embargo, existen otros factores que van a provocar cambios en el comportamiento de las series y que no son permanentes ni constantes y que son incluidos dentro del componente irregular que se estima con la metodología del X11.

Gráfico 7: Varianzas y covarianzas del componente irregular de las series de tiempo de los flujos relacionados con la migración (1995-2012)



Fuente: Elaboración propia

Cuadro 12: Análisis de covarianza del componente irregular de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Covariance Analysis: Ordinary				
Sample: 1995M01 2012M12				
Included observations: 216				
Correlation	ICEM	IMIG	IRAG	IRTB
ICEM	1.00000			
IMIG	-0.04925	1.00000		
IRAG	0.05746	0.49138	1.00000	
IRTB	-0.03032	0.09865	0.85182	1.00000

Fuente: Elaboración propia

El resultado del análisis de correlaciones muestra que no existe un comportamiento común de la parte irregular de las series excepto en el caso de las Remesas Agregadas y las Remesas de los Trabajadores, donde, al igual que en el análisis de los anteriores componentes, la elevada participación de las Remesas de los Trabajadores en la serie agregada, provoca que su comportamiento este correlacionado con el agregado. En este caso la serie de Transferencia de los migrantes no parece tener la misma influencia que en los casos anteriores, debido en gran medida a su menor contenido del coeficiente irregular.

Para la serie de Compensación del Empleo, tampoco en este caso muestra correlación con los otros componentes.

Este componente irregular estaría relacionado con factores exógenos que afectan las series, entre ellos uno importante, son las variaciones del tipo de cambio que afectan de manera distinta a cada serie. Por ejemplo se

observan picos en 2005 y 2008 cuando se observan también incrementos en el tipo de cambio que hacen que los migrantes estén dispuestos a incrementar el envío de recursos para aprovechar esta coyuntura favorable del tipo de cambio. Sin embargo, son seguidos por caídas posteriores, cuando los migrantes deben recuperar los recursos enviados en exceso.

En este componente, también se incluyen aquellos valores atípicos identificados en secciones anteriores que como se vio tienen mayor importación en algunas series que en otras e incluso no parecen como significativos en algunas de ellas. El caso con mayores valores atípicos y también con el componente irregular más grande es el de Compensación del Empleo, esto debido en gran medida a los valores pequeños que tiene esta serie y por lo tanto, cualquier cambio afecta de mayor forma la serie y porqué el trabajo de frontera parece ser más volátil que los otros flujos y estará supeditado a las necesidades de las economías vecinas.

En resumen, el análisis muestra que las Remesas Agregadas no serían representativas del comportamiento de las otras series, debido a su falta de correlación con las demás y por la existencia de factores diferentes que podrían afectar cada serie o las diferencias en las respuestas ante los mismos factores.

2.3.4. Evaluación de la desestacionalización

La desestacionalización y ajuste de las series temporales para considerarse óptimas deben ser de buena calidad, los residuos no deben contener efectos de la parte estacional o de la de ciclo-tendencia y además debe ser estable a través del tiempo (Hood y Findley, 2002).

El X13 ARIMA SEATS, proporciona once estadísticos que permiten evaluar la calidad de ajuste estacional. Estos estadísticos varían entre 0 y 3, pero solo los valores menores a 1 se consideran aceptables. Adicionalmente, incluye un indicador de la calidad del ajuste estacional compuesto que es una combinación lineal de los 11 estadísticos propuestos (Ladiray y Quenneville, 1999).

Estadístico M1: mide la contribución de la parte irregular a la variabilidad total de la serie original. Cuando la parte irregular de la serie es muy grande, podría afectar y hacer más difícil identificar y extraer el componente estacional.

Estadístico M2: Es similar a M1 y mide la contribución de la parte irregular a la variabilidad de la serie una vez que se hace estacionaria.

Estadístico M3: La descomposición de las series se realiza con un procedimiento sucesivo en el que primero se identifica el componente ciclo-tendencia. En este caso, también será importante que la contribución del componente irregular no sea muy alto durante la estimación preliminar del componente estacional, lo cual es capturado por este estadístico.

Estadístico M4: Es importante que el componente irregular tenga naturaleza randómica, para que durante el proceso del X11, el test-F sea válido. En este sentido, el estadístico M4 es usado para determinar la presencia de autocorrelación en base a la duración promedio de las secuencias de componente irregular.

Estadístico M5: Al igual que M3 permite comparar la significancia de los cambios en el componente irregular y el de tendencia, basados en el número de meses necesarios para determinar si la variación absoluta corresponde al componente ciclo-tendencia o al irregular.

Estadístico M6: Cuando las variaciones del componente irregular son muy pequeñas comparadas con las variaciones anuales del componente estacional, el procedimiento de alisamiento del X11 podría no capturar todas las variaciones estacionales. Este indicador está diseñado para detectar este tipo de problema.

Estadístico M7: Está basado en el estadístico F para determinar la contribución de las estacionalidades estable y de la móvil. Y por tanto ayuda a determinar si la estacionalidad puede o no puede ser identificada.

Estadístico M8 y M9: Capturan la magnitud de la variación del componente estacional, en 12 meses (M8) y en cualquier otro periodo (M9) a través de su variación media absoluta.

Estadístico M10 y M11: Son similares al M8 y M9, pero se miden solo para los últimos tres años.

La siguiente tabla resume los resultados del cálculo de estos indicadores para cada una de las series de remesas:

Cuadro 13: Evaluación de la desestacionalización de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

	Compensación del empleo	Transferencias de los migrantes	Remesas de los trabajadores	Remesas agregadas
M1	3.000	2.720	1.345	2.110
M2	1.060	0.630	0.104	0.232
M3	1.685	0.575	0.636	0.605
M4	0.210	0.608	0.335	0.587
M5	1.853	0.684	0.667	0.726
M6	1.011	0.368	0.731	0.530
M7	0.611	1.045	0.563	0.616
M8	0.608	1.449	1.070	1.084
M9	0.264	0.834	0.203	0.500
M10	0.369	1.482	0.881	1.078
M11	0.311	1.372	0.844	0.990
Q	1.115	1.022	0.642	0.781
Q2	1.123	1.070	0.709	0.849
	*** CONDITIONALLY REJECTED *** at the level 1.12 *** Check the 5 above measures which failed. *** Q (without M2) = 1.12 CONDITIONALLY REJECTED	*** CONDITIONALLY REJECTED *** at the level 1.02 *** Check the 5 above measures which failed. *** Q (without M2) = 1.07 CONDITIONALLY REJECTED	*** ACCEPTED *** at the level 0.64 *** Check the 2 above measures which failed. *** Q (without M2) = 0.71 ACCEPTED.	*** ACCEPTED *** at the level 0.78 *** Check the 3 above measures which failed. *** Q (without M2) = 0.85 CONDITIONALLY ACCEPTED.

Fuente: Elaboración propia con resultados del X13

Los resultados de los estadísticos de la calidad de ajuste de la descomposición muestran que: Las series de Remesas de los Trabajadores y de Remesas Agregadas presentan una descomposición aceptable. Aunque en el caso de las remesas agregadas el valor del indicador combinado es más cercano a 1, debido en gran medida a que esta serie, al ser la agregación de las demás, también absorbe la variabilidad del componente irregular de las series de compensación del empleo y de transferencia de los migrantes.

Las series de Compensación del Empleo y de Transferencias de los Migrantes muestran una descomposición rechazada condicionalmente, aunque en ambos casos el indicador combinado es muy cercano a 1. En estos dos casos el mayor problema al descomponer las series, y que afecta al indicador combinado, es M1 que muestra que la contribución relativa del componente irregular al total de la serie, es grande. Sin embargo, el indicador que muestra esta misma contribución, pero comparada con la parte estacionaria de la varianza de la serie (M2) muestra valores más aceptables, lo que permite suponer que el ajuste en

general podría ser bueno después del proceso de diferenciación. En estos casos, la descomposición se aceptará sí además de la diferenciación de la serie, los nuevos valores (futuros) muestran menor variación del componente irregular, o en caso contrario, será necesario incluir otras variables adicionales en el modelo, que permitan capturar las relaciones de la variación del componente irregular con otras variables.

Los diagnósticos de calidad del ajuste estacional, muestran las diferencias que existen entre las series analizadas, donde las series de Compensación del empleo y de transferencias de los migrantes presentan una mayor variabilidad del componente irregular que necesita ser identificada con otras variables, mientras la serie de remesas de los trabajadores muestra una variabilidad estacional más clara. Por su parte, al agregar las tres series en una sola, la de Remesas de los Trabajadores, esta serie capturaría la estabilidad de las remesas de los trabajadores, pero también la variabilidad del componente irregular de la Compensación del Empleo y de las Transferencias de los Migrantes. Por lo tanto, el diagnóstico estaría mostrando las diferencias que existen entre las series y también los problemas que surgen al agregarlas, que serían mayores, si las series con componentes estacionales menos claros, como las de Compensación del Empleo y Transferencias de los Migrantes, fueran más importantes en la composición del componente agregado.

2.4. Tipo de Cambio y los flujos relacionados con la migración

Algunos bancos centrales de la región de América Latina y el Caribe identificaron al tipo de cambio como una de las causas probables de las

variaciones irregulares de los flujos de remesas, comportamiento que puede ser resultado del arbitraje cambiario que realizarían los migrantes que envían estos recursos. Este arbitraje cambiario, puede explicarse a partir de las teorías del tipo de cambio, que definen sus variaciones de corto plazo como una consecuencia de la rigidez de precios (sticky prices), teorías en las que uno de los trabajos más citados en la teoría de la macroeconomía internacional moderna es el modelo de overshooting de Dornbusch.

2.4.1. Tipo de cambio y rigidez en precios: Modelo de Dornbusch

En la sección previa se analizaron los componentes no observables de las series de tiempo relacionados a la migración (Remesas de trabajadores, Transferencias de los migrantes y Compensación del empleo) y se pudo constatar que su comportamiento temporal es distinto, a nivel de tendencia, ciclos y estacionalidad. El otro componente no observable de las series es el de las variaciones irregulares, las cuales no están relacionadas con la variable tiempo, y cuyos movimientos estarían relacionados con otros factores explicativos, como el tipo de cambio y otros. En esta sección, se analizará la influencia del tipo de cambio en estas variaciones de los flujos de las series de tiempo relacionadas con la migración. Para el efecto, se utilizará como base uno de los modelos más difundidos y ampliamente aceptados a nivel teórico, que trata de explicar

la variabilidad a corto plazo del tipo de cambio, como es el Modelo de Overshooting de Dornbusch originalmente planteado en 1976³⁵.

Aunque existen otros modelos estructurales alternativos, algunos que asumen precios que se acomodan lentamente (sticky) como el monetarista y el del balance del portafolio y otros que asumen flexibilidad de precios, como el del enfoque intertemporal de la cuenta corriente, no logran satisfacer empíricamente las pruebas que se realizaron con ellos, razón por la que los hacedores de políticas continúan usando el modelo agregado tradicional de Dornbusch (Da Silva, 2001).

El modelo de paridad del poder de compra (PPP)

Antes de comenzar, vale la pena iniciar con una revisión al modelo básico, que constituye la piedra fundamental del análisis de la economía internacional como es el de la Paridad del Poder de Compra (PPP).

Se sugiere que el modelo de la PPP tiene sus orígenes en la escuela de Salamanca en la España del siglo XVI y al trabajo de Gerrard Malynes a comienzos del siglo XVII en Inglaterra, sin embargo, es hasta finales de la primera guerra mundial que el economista sueco Gustav Cassel sugirió la paridad del poder de compra como el nivel adecuado para ajustar las monedas de los países que necesitaban reiniciar el comercio después del conflicto bélico. La idea básica detrás del PPP es la “la ley de un solo precio” que postula que el mismo producto en un mercado unificado, tiene que tener el mismo precio, lo cual se complica cuando el producto se comercia en dos países distintos y en dos monedas distintas, por lo que se

³⁵*El modelo del Overshooting de Dornbusch (1976) fue ampliamente estudiado y analizado con evidencia empírica para probar su validez. Aunque muchos trabajos concluyen que el modelo carecería de poder explicativo al abandonar algunos de los supuestos iniciales, a la fecha, aún se lo considera uno de los más importantes para realizar el análisis de la volatilidad del tipo de cambio.*

hace necesario incluir el tipo de cambio (Sach-Larrain, 1994) al cual estas monedas se intercambian, de manera que la ley de un solo precio se cumple cuando los precios se expresan en una moneda común. En este caso, el arbitraje es el proceso que asegura que los precios, expresados en una moneda común, en dos jurisdicciones distintas, se igualen. Basada en esta teoría, la doctrina de la PPP extiende este modelo diseñado para un solo bien, a una canasta de bienes, de manera tal que los que se van a igualar son los índices de precios de dos países multiplicados por el tipo de cambio. En el modelo original post guerra, este nivel se calculó midiendo las desviaciones relativas de los niveles de precios con respecto a algún periodo base de la balanza de pagos donde se había encontrado satisfactoriamente adecuada. De esta manera, el tipo de cambio surgía como aquel que reflejará las variaciones de precios entre el periodo inicial (en el que estaban razonablemente ajustados) y el periodo posterior (Kindelberg, 1976). Esta versión del modelo se denominó “relativa”. Por otro lado, la doctrina “absoluta” del PPP establece que los precios de los bienes deberían igualarse por el comercio en todo el mundo, de manera tal que el tipo de cambio corresponde al que permite igualar estos dos índices. Sin embargo, los índices de precios incluyen bienes y servicios ponderados de acuerdo a su participación en el nivel de consumo de cada país, lo cual puede diferir de un país a otro, por otra parte la existencias de otros costos como los de transporte y demás, así como limitaciones al comercio, hacen inviable obtener una tasa de cambio tal que iguale los precios de una canasta exactamente igual en ambos países, lo cual no permite el uso de la versión “absoluta” de la PPP (Chacholiades, 1990).

Para la versión “relativa”, Cassel baso su análisis en la neutralidad del dinero que implica la teoría cuantitativa del dinero y por lo tanto, este enfoque pone mayor atención en los efectos de la inflación sobre una tasa

de cambio inicial de equilibrio, de manera tal que el tipo de cambio E^t será una función de la variación de los precios desde el periodo inicial hasta el periodo actual, tanto locales $\left(\frac{P_l^t}{P_l^0}\right)$ como del otro país $\left(\frac{P_l^t}{P_l^0}\right)$:

$$E^t = \frac{\left(\frac{P_l^t}{P_l^0}\right)}{\left(\frac{P_l^t}{P_l^0}\right)} E^0$$

Aun esta versión menos restrictiva de la Teoría de la PPP supone que las condiciones de comercio exterior, los ponderadores de la canasta de bienes en el cálculo del índice de precios de ambos países, los aranceles y otras variables similares permanezcan constantes, por esta razón, las pruebas realizadas en base a evidencia estadística sobre la teoría de la PPP, revelan que este modelo puede ser muy útil para explicar las variaciones de largo plazo del tipo de cambio así como las elasticidades de este y para el análisis de equilibrios parciales, pero que no es suficiente para lograr explicar otras variaciones del tipo de cambio, especialmente las de corto plazo, que podrían ser importantes y que hacen necesario incluir en el análisis otras variables (Dornbusch, 1980). En este sentido, basado en el modelo desarrollado por Mundell-Fleming, quienes ampliaron el análisis keynesiano de corto plazo de las curvas IS-LM incluyendo al sector externo e incluyendo aspectos del Modelo Monetario de largo plazo, Dornbusch en 1976 desarrolló el Modelo de Overshooting³⁶, que es uno de los modelos más “elegantes” ya que ofrece un análisis simple, claro, y que le permite mayor flexibilidad de análisis y considerando una obra que

³⁶Dornbusch (1976) “Expectations and Exchange Rate Dynamics”

constituye el punto de partida de la macroeconomía internacional moderna Rogoff (2002).

Ahora bien, las familias pueden mantener su riqueza en diferentes activos, tanto el efectivo como en inversiones, estas últimas, tanto locales como extranjeras. Cada una de estas inversiones rendirá una tasa de interés local i e internacional i^* . Basándonos en la teoría de la PPP, y bajo el supuesto de perfecta movilidad de capitales, el arbitraje internacional debería asegurar que las tasas de interés locales e internacionales se igualen usando una moneda común. Por lo tanto, el retorno esperado de la inversión local $(1 + i)$, será igual al retorno esperado de la inversión $(1 + i^*)$, afectada por la variación esperada en el tipo de cambio $\left(\frac{E_{t+1}}{E_t}\right)$, por lo tanto:

$$(1 + i) = \left(\frac{E_{t+1}}{E_t}\right)(1 + i^*)$$

Reescribiendo la ecuación:

$$i = i^* \left(\frac{E_{t+1} - E_t}{E_t}\right)$$

El arbitraje internacional, asegura esta igualdad, ya que si los activos internacionales ofrecieran una tasa nominal mayor a la de los activos locales (en la misma moneda), todos los inversionistas tratarían de adquirir

activos extranjeros, presionando así a la baja, la tasa nominal de interés internacional y ala alza en la tasa nominal de interés local (Sach-Larrain, 1994).

El modelo Mundell-Fleming

El modelo Mundell-Fleming es una extensión del modelo IS-LM para una economía abierta y constituye la base para muchas de las discusiones de macroeconomía internacional. En este modelo, con un tipo de cambio flexible, se asume que los precios nacionales son iguales a los precios extranjeros, es decir, que el tipo de cambio nominal es igual al tipo de cambio real, que no se espera inflación, por lo tanto la tasa de interés nominal será igual a la tasa de interés real y que el tipo de cambio se ajusta instantáneamente para mantener el equilibrio.

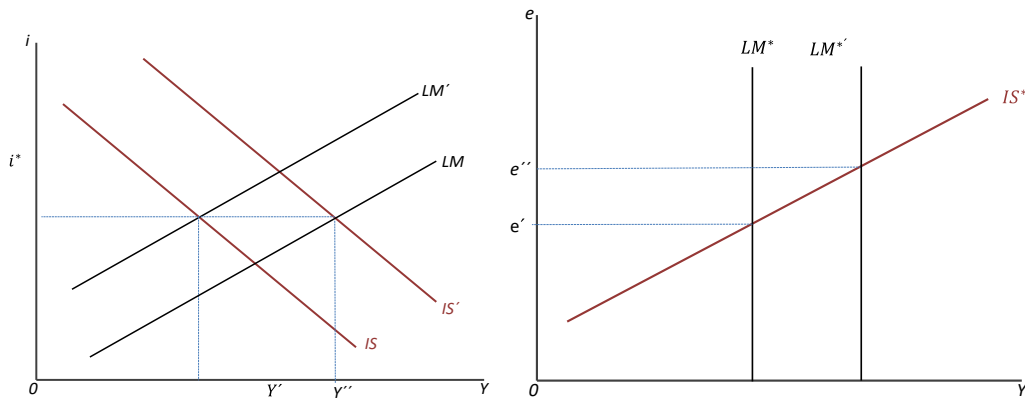
Bajo estos supuestos, la tasa de interés nacional será igual a la tasa de interés internacional ya que el ajuste instantáneo del tipo de cambio así lo permite en todo momento. De esta manera, las ecuaciones de equilibrio en el mercado de bienes y el monetario serán igual a:

$$Y = C(Y - T) + I(i^*) + G + XN(e, Y, Y^*)$$

$$\frac{\bar{M}}{P} = L(i^*, Y)$$

Donde la demanda agregada será igual al consumo, más la inversión más los gastos del gobierno y el saldo en la cuenta corriente. Mientras la oferta monetaria real será una función de la demanda monetaria.

Gráfico 8: IS-LM ante el incremento en la oferta monetaria



Fuente: De Gregorio, 2005

Las gráficas muestran la IS-LM con relación a la tasa de interés y el impacto de la IS-LM sobre el tipo de cambio. En la figura de la derecha se observa que el equilibrio del mercado monetario no está en función del tipo de cambio por lo que la LM es vertical, únicamente depende de la tasa de interés nominal (la cual podría variar en función de cambios en las expectativas de depreciación, sin embargo, el modelo supone el ajuste inmediato de la tasa de cambio por lo tanto no existe relación con la LM); por otra parte, la *IS* si, se ve afectada por una variación del tipo de cambio, ya que este hace variar las exportaciones netas y por tanto hará variar la demanda agregada.

En este modelo, una variación en la oferta monetaria (incremento) generará un movimiento de la LM hacia la derecha, lo que llevará a una disminución de la tasa de interés provocando una salida de capitales, presionando a una depreciación del tipo de cambio que a su vez moverá la

IS hacia la derecha expandiendo las exportaciones y el producto hasta que la demanda de dinero suba lo suficiente para absorber el aumento de la oferta monetaria.

El Modelo de Overshooting de Dornbusch

Como un híbrido de los dos modelos anteriores, y tratando de explicar las variaciones del tipo de cambio de corto plazo, (no son explicadas por los movimientos tendenciales y de largo plazo) y que adicionan volatilidad a esta variables, Dornbusch propuso el Modelo de Overshooting, que asume como supuestos básicos iniciales, una economía pequeña en el mercado de capitales, y por lo tanto, enfrenta una tasa de interés internacional dada ya que se asume perfecta movilidad de capitales lo que permite la ecualización de los retornos esperados entre la tasa de interés internacional y la tasa de interés doméstica afectada por la tasa de depreciación esperada, lo que se denomina Paridad del Tipo de Interés Descubierta (UIP, Uncovered Interest-rate Parity) que se mantiene siempre. En el mercado de bienes se asume que los precios internacionales están dados, y al ser una economía pequeña no tiene influencia sobre estos. La producción doméstica es un sustituto imperfecto de las importaciones y por lo tanto, la demanda agregada por bienes domésticos determinará sus precios absolutos y relativos. Además, Como punto de partida se asume equilibrio tanto en el mercado monetario como en el de bienes. La teoría de la paridad del poder de compra (PPP) se cumple en el largo plazo. Además, los precios de bienes se ajustan lentamente (sticky), mientras los precios de los activos (como el tipo de cambio por ejemplo) tienen ajuste instantáneo³⁷ en respuesta a

³⁷Debe entenderse que lo que sugiere Dornbusch es que el cociente de las velocidades de ajuste en las tasas de cambio y los mercados de activos entre la velocidad de ajuste del mercado de bienes es muy grande, más no que sea infinito (García-Cobián, 2003).

información nueva (Wenwen Tu, 2009), lo que representa la característica más importante del modelo, ya que esa dicotomía entre las velocidades de ajuste de los precios de bienes (lenta) y de los mercados financieros (instantánea) sería la causa de la volatilidad en el corto plazo del tipo cambio.

La explicación del Modelo de Dornbusch³⁸, se puede dividir en cuatro bloques, el primero describe las relaciones entre la movilidad de capitales y las expectativas, el segundo el mercado monetario, el tercero el mercado de bienes y el último establece el tipo de cambio de equilibrio.

Dos de las relaciones centrales del modelo de Dornbusch son la ecuación de la "paridad descubierta del interés" y la ecuación de la demanda de dinero que se presentan a continuación (Rogoff, 2002).

a) La movilidad de capitales y las expectativas

Siendo r la tasa doméstica de interés³⁹, r^* la tasa de interés internacional dada y x la tasa esperada de depreciación de la moneda doméstica, se tiene que en todo momento se cumple la UIP:

$$r = r^* + x \quad (1)$$

³⁸ La explicación del Modelo de Dornbusch se realiza siguiendo estrictamente la descripción del propio autor, tal y como apareció originalmente en el artículo de 1976 del *Journal of Political Economy*.

³⁹ En la explicación del modelo, las variables expresadas en letras minúsculas corresponden a los logaritmos de cada variable, mientras los asteriscos (*) denotan las variables internacionales.

Adicionalmente, introduciendo el proceso de generación de expectativas en la ecuación, se tiene que la depreciación esperada de la moneda doméstica x será el resultado de la diferencia entre el tipo de cambio del periodo actual e y el tipo de cambio de largo plazo \bar{e} afectada por un parámetro θ , de manera que en todo momento se tiene:

$$x = \theta(\bar{e} - e) \quad (2)$$

Combinando las ecuaciones (1) y (2) se tiene la ecuación que describe la UIP que se cumple en todo momento:

$$r = r^* + \theta(\bar{e} - e) \quad (1')$$

b) El mercado monetario

Por otra parte, el mercado monetario se expresa a partir de la ecuación fundamental de esta teoría, donde la tasa de interés doméstica es determinada por la condición de equilibrio del mercado monetario doméstico, donde se asume que la demanda por saldos reales (M/P) depende de la tasa de interés doméstica r y del ingreso real y ; y que se equilibran igualando la oferta real de dinero m . En este sentido el equilibrio en el mercado monetario se expresara como:

$$-\lambda r + \varphi y = m - p \quad (3)$$

En esta parte se asume que los logaritmos de la cantidad nominal de dinero m y del nivel real de ingreso y como dados. Combinando las ecuaciones (1') y (3) tenemos:

$$p - m = -\varphi y + \lambda r^* + \lambda \theta (\bar{e} - e) \quad (4)$$

En el largo plazo, se supone que el dinero es neutral por lo tanto, un incremento permanente en la oferta monetaria llevara a un cambio proporcional en el tipo de cambio y en los precios de largo plazo (Rogoff, 2002). Por lo tanto, si se asume que la oferta de dinero m es estacionaria en el largo plazo, implicará que existe equalización en las tasas de interés (r y r^*), debido a que los tipos de cambio actual (e) y esperado (\bar{e}) se igualan. Lo que nos lleva al equilibrio de largo plazo en el nivel de precios \bar{p} :

$$\bar{p} = m + (\lambda r^* - \varphi y) \quad (5)$$

La ecuación de equilibrio de largo plazo del nivel de precios \bar{p} , muestra que este se da cuando existe equilibrio entre la oferta real de dinero m y la demanda de dinero, tanto especulativa λr^* , como para consumo φy . Introduciendo el equilibrio de largo plazo (ecuación 5) en la ecuación (4),

se puede simplificar⁴⁰ y encontrar la relación entre el tipo de cambio e y el nivel de precios p :

$$e = \bar{e} - \left(\frac{1}{\lambda\theta}\right)(p - \bar{p}) \quad (6)$$

Esta ecuación (6) constituye la clave del modelo de Dornbusch, ya que para valores de largo plazo dados de tipo de cambio y del nivel de precios, permite para determinar el precio actual del tipo de cambio, como una función del nivel de precios observado. Dado el nivel de precios, se obtiene la tasa de interés doméstica y el diferencial de tasas. En este sentido, si se tiene definido el tipo de cambio de largo plazo, existirá solamente un nivel de tasa spot que, tomando en cuenta la apreciación o depreciación esperada, iguale el diferencial de intereses. Un incremento en el nivel de precios, incrementara la tasa de interés, lo que llevará a una entrada de capitales que apreciará la tasa spot hasta el punto donde, la depreciación anticipada alcanza exactamente al incremento en la tasa de interés doméstica.

c) El mercado de bienes

⁴⁰Partiendo de la ecuación (4) se tiene que:

$$p = m + (\lambda r^* - \phi y) + \lambda\theta(\bar{e} - e) \quad (4')$$

De la ecuación (5), sabemos que en equilibrio de largo plazo del mercado monetario,:

$$\bar{p} = m + (\lambda r^* - \phi y)$$

Por lo tanto, se puede simplificar la ecuación (4') como:

$$p = \bar{p} + \lambda\theta(\bar{e} - e)$$

Para despejar e se tiene:

$$\frac{1}{\lambda\theta}(p - \bar{p}) = (\bar{e} - e)$$

Un elemento central del modelo es que junto a otros documentos de la época, introduce por primera vez las expectativas racionales en la macroeconomía internacional, lo que en el modelo, quiere decir que los agentes privados formaran sus expectativas sobre el tipo de cambio de acuerdo y consistentemente con el modelo en sí (Rogoff, 2002). La demanda de producto doméstico depende de los precios relativos de productos domésticos $e - p$ ⁴¹, del tipo de cambio r y del ingreso real y :

$$\ln D = u + \delta(e - p) + \gamma y - \sigma r \quad (7)$$

La demanda de producto doméstico tiene una relación inversa con los precios relativos de los bienes domésticos, y con la tasa de interés, mientras, tiene relación positiva con el ingreso real. La tasa de incremento en el precio de los bienes domésticos \dot{p} , se puede formular como proporcional al exceso de demanda, de manera que:

$$\dot{p} = \pi \ln\left(\frac{D}{Y}\right) = \pi[u + \delta(e - p) + (\gamma - 1)y - \sigma r] \quad (8)$$

Si en esta ecuación se introduce el equilibrio de largo plazo, donde los precios domésticos alcanzan estabilidad y por tanto: $\dot{p} = 0$ y la tasa doméstica se iguala a la internacional: $r = r^*$, de manera tal, que el tipo de

⁴¹La fórmula original de precios relativos es: $(e + p^* - p)$. Si el precio internacional se iguala a la unidad, entonces $p^* = 0$. Por lo tanto, los precios relativos quedan como: $(e - p)$.

cambio y el nivel de precios alcanzan su equilibrio de largo plazo ($e = \bar{e}$, $p = \bar{p}$). En este caso se puede reescribir la ecuación (8) como⁴²:

$$\bar{e} = \bar{p} + \left(\frac{1}{\delta}\right) [\sigma r^* + (1 - \gamma)y - u] \quad (9)$$

Así como la ecuación (5) define al nivel de precios de equilibrio en el largo plazo \bar{p} como dependiente tanto de variables monetarias (m y r^*) como de variables reales (y), esta ecuación (9), también define que el tipo de cambio de equilibrio en el largo plazo dependerá tanto de las variables monetarias (\bar{p} y r^*), como de las variables reales (y).

La ecuación (8) puede simplificarse usando las definiciones de UIP que refleja la ecuación (1') y el equilibrio de largo plazo de la ecuación (9), de manera que se tiene que la tasa de incremento en los precios de bienes domésticos \dot{p} será igual a:

$$\dot{p} = -\pi \left(\frac{\delta + \sigma\theta}{\theta\lambda} + \delta \right) (p - \bar{p}) \quad (10)$$

⁴²De la ecuación (8) y con los supuestos de largo plazo tenemos:

$$0 = \pi[u + \delta(\bar{e} - \bar{p}) + (\gamma - 1)y - \sigma r^*]$$

$$\pi\delta(\bar{e} - \bar{p}) = \pi[-u + (\gamma - 1)y + \sigma r^*]$$

$$(\bar{e} - \bar{p}) = \frac{\pi}{\pi\delta} [-u + (\gamma - 1)y + \sigma r^*]$$

Si hacemos que:

$$v = \pi \left(\frac{\delta + \sigma \theta}{\theta \lambda} + \delta \right) \quad (11)$$

Entonces la ecuación (10) se puede reescribir como:

$$\dot{p} = -v(p - \bar{p}) \quad (10')$$

Resolviendo la ecuación dinámica de \dot{p} , tenemos que:

$$p_t = \bar{p} + (p_0 - \bar{p})\exp(-vt) \quad (12)$$

Que demuestra que el precio del producto doméstico converge a su nivel de largo plazo a una velocidad determinada por v . De igual manera, sustituyendo la ecuación (12) en la ecuación (6), tenemos:

$$e_t = \bar{e} - \left(\frac{1}{\lambda \theta} \right) (p_0 - \bar{p}) \exp(-vt)$$

Que corresponde a la senda temporal del tipo de cambio:

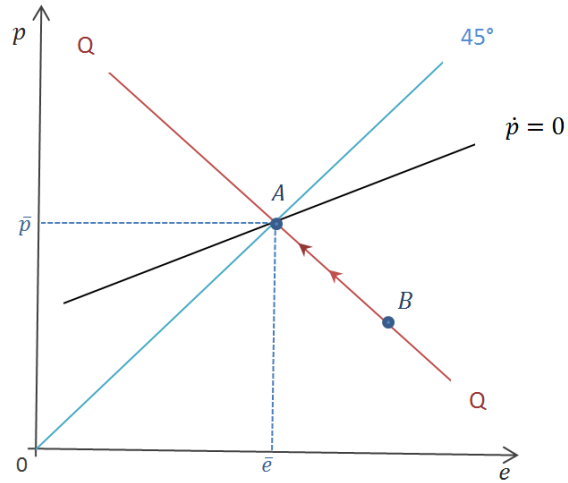
$$e_t = \bar{e} + (e_0 - \bar{e})\exp(-vt) \quad (13)$$

En este caso también el tipo de cambio convergerá a su nivel de equilibrio de largo plazo, apreciándose cuando los precios caigan por debajo de su nivel de largo plazo y viceversa cuando los precios excedan el nivel de largo plazo.

d) El tipo de cambio de equilibrio

Dornbusch describe el proceso de ajuste de la economía a través de un gráfico, donde, existe equilibrio en el mercado monetario en cada punto del tiempo y las expectativas generan arbitraje. Esto implica una relación entre precios y el tipo de cambio spot de acuerdo a lo que se observó en la ecuación (6) y que se refleja en la línea QQ del gráfico. Se incluye una línea de 45° que parte del origen y que representa la igualdad inicial de precios (doméstico e internacional), bajo el supuesto de haber elegido una unidad apropiada.

Gráfico 9: Equilibrio de precios y del tipo de cambio



Fuente: Dornbusch, 1976

Adicionalmente, la línea $\dot{p} = 0$ muestra combinaciones del nivel de precios y del tipo de cambio para los cuales el mercado de bienes y el de dinero están en equilibrio. Los puntos arriba y a la izquierda de esta línea, implican excesos de oferta de bienes y caídas de precios. Inversamente, los puntos por abajo y a la derecha de la línea corresponden a excesos de demanda o incrementos de precios. La línea $\dot{p} = 0$, tiene pendiente positiva y menos inclinada que la de 45° porque, Un incremento en el tipo de cambio crea un exceso de demanda por bienes domésticos porque cae su precio relativo. Para recuperar el equilibrio, los precios domésticos deberán crecer aunque relativamente menos, ya que el incremento en los precios domésticos afecta la demanda agregada, tanto por la vía de los precios relativos como por la vía de mayores tasas de interés.

Para cualquier nivel de precios dado, el tipo de cambio se ajusta instantáneamente para equilibrar de mercado de activos. De esta manera, estamos siempre en la línea QQ con equilibrio en el mercado monetario y

arbitraje internacional de los balances netos esperados. Por el contrario, el equilibrio en el mercado de bienes se alcanza solo en el largo plazo. De todas maneras, las condiciones del mercado de bienes son críticas para mover a la economía a su nivel de equilibrio de largo plazo a través de inducir incrementos o caídas de los precios. Específicamente una posición inicial como en el punto B, con niveles de precios menores a los de largo plazo y correspondientes a tipos de cambio mayores a los del equilibrio de largo plazo, implican excesos de demanda por bienes, porque llevan a un menor precio relativo y a una tasa de interés más baja. En este caso, los precios tendrán que crecer reduciendo poco a poco el exceso de demanda, lo que promueve la apreciación del tipo de cambio.

Un incremento en la tasa de interés, como consecuencia de las caídas en los saldos reales, hará que la tasa spot se aproxime al nivel de largo plazo. Una vez que se alcanza el equilibrio de largo plazo en el punto A, las tasas domesticas son iguales a las tasas internacionales, el mercado de bienes esta en equilibrio, los precios son constantes y el tipo de cambio esperado es igual a cero.

Las variaciones del tipo de cambio podrían producirse a partir de cambios fiscales que incrementen el gasto, modificaciones en la política monetaria, políticas comerciales o variaciones de la tasa de interés internacional (De Gregorio, 2005). El Modelo de Dornbusch presentado en 1976, además incluye el análisis de los efectos sobre el tipo de cambio y los precios domésticos de una expansión en la oferta monetaria. Adicionalmente, permite evaluar la manera en la que las expectativas sobre el rumbo de la economía, afectan el nivel del tipo de cambio.

Partiendo del equilibrio en el punto A del gráfico, un incremento en la cantidad nominal de dinero, que se espera sea persistente, causará

desequilibrio en los mercados de bienes y de activos, el cual se restaurará solo mediante cambios de los precios o del tipo de cambio. La línea de equilibrio del mercado de activos QQ se desplazará a $Q'Q'$ como efecto del incremento de la cantidad nominal de dinero. El nuevo punto de equilibrio debería ser el punto C donde tanto el mercado de bienes como el de activos se vacían a un tipo de cambio y precios que reflejan el incremento de la oferta nominal de dinero, lo cual devuelve el modelo al equilibrio de largo plazo.

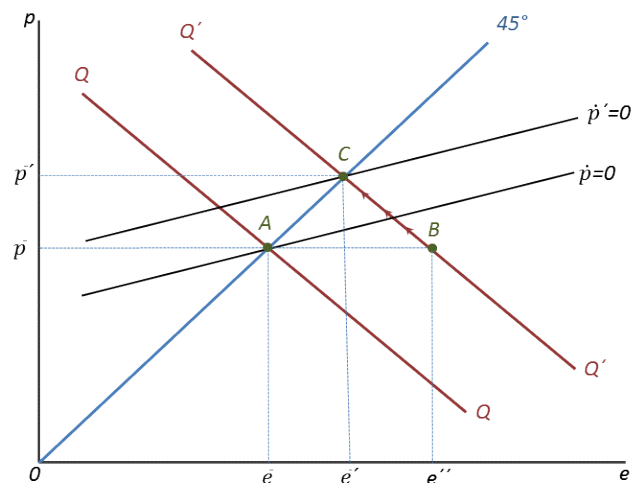
Sin embargo, si consideramos el proceso de este ajuste en el corto plazo, manteniendo el nivel inicial de precios, la expansión monetaria reduce las tasas de interés y provoca una anticipación de la depreciación a largo plazo y por lo tanto, del tipo de cambio, por las expectativas de depreciación. Esto provoca que los activos domésticos pierdan atractivo provocando una salida de capitales y provocando depreciación del tipo de cambio spot. El tamaño de esta depreciación deberá ser suficientemente grande para sobrepasar el crecimiento de la anticipación de la apreciación y a un tipo suficientemente alto que sobrepase la reducción de la tasa de interés doméstica. Por lo tanto, el incremento monetario, provoca una depreciación inmediata del tipo de cambio spot tal que excede la depreciación esperada en el largo plazo, ya que solamente así, el público puede anticipar la apreciación posterior que compensará la reducción en las tasas de interés de los activos domésticos. Esto se observa en el punto B del gráfico.

Analíticamente, el desplazamiento inicial del tipo de cambio se define a partir de la ecuación (4) de donde obtenemos la respuesta del tipo de cambio e ante variaciones de la oferta monetaria m .

$$\frac{de}{dm} = 1 + \frac{1}{\lambda\theta} \quad (16)$$

De la ecuación se deduce que en el corto plazo el tipo de cambio va a sobreaccionar (Overshooting) a un nivel que depende de la respuesta de la tasa de interés a la demanda de dinero λ y del coeficiente de las expectativas θ . Una respuesta mayor de la tasa de interés a la demanda de dinero provocará que se aminore el Overshooting, ya que implica que una expansión en la cantidad real de dinero solo induce a una pequeña reducción en la tasa de interés. Una reducción pequeña de la tasa de interés requiere a la vez una menor expectativa de apreciación y por tanto, dado el coeficiente de expectativas y la tasa de largo plazo, provocará solo una pequeña depreciación del tipo de cambio spot (en exceso sobre el nivel de largo plazo). Lo mismo sucede con el coeficiente de expectativas.

**Gráfico 10: Efecto del incremento en la oferta monetaria
en el Modelo de Dornbusch**



Fuente: Dornbusch, 1976

De acuerdo a lo anterior, el modelo en el corto plazo, muestra que los efectos de una expansión monetaria están dominados por el mercado de activos y aún más específicamente, por la movilidad de capitales y las expectativas. Esta característica refuerza el supuesto de que los mercados de activos y el tipo de cambio se ajustan relativamente más rápido que el mercado de bienes y los precios de bienes domésticos. Bajo estas circunstancias, un cambio en la cantidad nominal de dinero es, de hecho, un cambio en la cantidad de dinero (los precios permanecen fijos en principio) y el ajuste en el tipo de cambio spot sirve para lograr el equilibrio en el mercado de activos a través de la creación de expectativas de apreciación suficientemente grandes que reduzcan la tasa de interés de los activos domésticos hasta su nivel UIP.

En el punto B del grafico existe un exceso de demanda por bienes que proviene tanto por la caída en la tasa de interés doméstica como por la depreciación del tipo de cambio, que reduce el nivel de precios relativo de

los bienes. Cada factor en sí mismo es suficiente para generar este exceso de demanda y de hecho, cada uno constituye un canal por el que los cambios monetarios afectan la demanda del producto doméstico.

El canal del tipo de cambio (identificado por Mundell y Fleming) es muy importante para lograr que la política monetaria actúe sobre la demanda agregada, a través de afectar los términos de intercambio. En este caso, la depreciación inducida por el mercado de activos sirve para reducir los precios relativos de los bienes y por tanto, para aumentar la demanda agregada generando presión inflacionaria. Tanto la caída de la tasa de interés como la caída en los precios relativos generan presión inflacionaria, lo que a su vez provoca caídas de la oferta real de dinero y presiona la tasa de interés a la alza generando apreciación. El incremento de precios lleva a la economía al equilibrio real en el punto C. El incremento de precios, debido al incremento en la tasa de interés que provoca, genera una mayor entrada de capitales, lo que provoca la apreciación de la moneda para igualar el incremento de la tasa de interés y mantener las expectativas de depreciación en línea con el UIP.

En resumen, el efecto último de una expansión monetaria es un incremento en precios y en el tipo de cambio. Sin embargo, en el corto plazo la expansión monetaria provoca efectos reales en la tasa de interés, los términos de intercambio y en la demanda agregada. En particular, las variaciones en los términos de intercambio serán mayores y más persistentes cuanto menor sea la velocidad de ajuste θ . La clave para este análisis es la lentitud relativa con que reaccionan los precios en relación al mercado de activos. Aunque no existe mayor respaldo teórico para este ajuste lento, los hechos parecen apuntar en esa dirección. Mientras la diferencia de ajustes carece de respaldo teórico, el comportamiento del tipo de cambio parece sugerir que así es. Por un largo periodo, el

supuesto de los precios sticky fue ampliamente debatido y rechazado en las publicaciones económicas, sin embargo, hoy día el péndulo parece haberse cambiado completamente nuevamente y existe un amplio consenso entre las diferentes escuelas del pensamiento económico de que alguna forma de rigidez de precios es absolutamente necesaria para explicar los datos del mundo real (Rogoff, 2002).

Tal vez el mayor problema del modelo de Dornbusch es que permite explicar muchas de las variaciones que provoca la política monetaria, sin embargo, no permite explicar otros grandes cambios que de forma regular tienen lugar. Por esta razón, los trabajos empíricos realizados para probar la teoría del modelo, presentan resultados muy ambiguos y en muchos casos solo permiten dar validez al modelo bajo supuestos muy específicos como la naturaleza del shock por ejemplo (real versus nominal, temporal versus permanente, etc.). A pesar de esta imposibilidad de demostrar contundentemente los resultados del modelo, no es posible rechazarlo como herramienta de análisis de políticas, porque el modelo permite análisis aún más allá del overshooting y constituye un marco de pensamiento generalizado para la macroeconomía internacional, adicionalmente su habilidad para demostrar la trayectoria del tipo de cambio, ante cambios en la política monetaria es razón más que suficiente para mantenerlo y seguir profundizando en el estudio de su estructura teórica (Rogoff, 2002).

La variante al modelo de Mundell-Fleming planteada por Dornbusch en su modelo, también ha sido aplicada a diferentes problemas como la “enfermedad holandesa”, la elección de tipos de cambio, la volatilidad de los precios de bienes y el análisis de la desinflación en países en desarrollo. Aunque los modelos de la nueva macroeconomía abierta parecen ser muy diferentes al modelo planteado por Dornbusch, en

realidad no lo son tanto, porque si bien introducen nuevos conceptos como las micro fundaciones para describir el comportamiento del consumidor o de los inversionistas, al mismo tiempo, pueden ser vistos como descendientes del modelo de Dornbusch (Rogoff, 2002).

2.4.2. Tipo de cambio y remesas: estudios previos

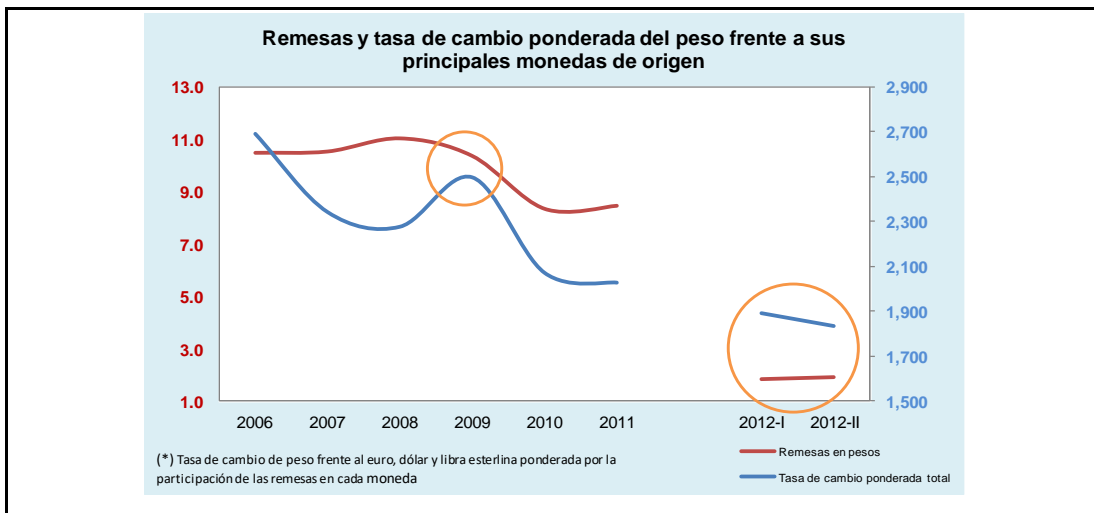
En el modelo de Dornbusch, un aspecto clave es la lentitud con que reaccionan los precios domésticos al incremento en el tipo de cambio provocado por el incremento de la oferta monetaria. Cuando esto sucede, debido a las expectativas que provoca, el público espera que luego de un incremento en el tipo de cambio, suficientemente grande como para elevar el tipo de cambio más allá de su valor de largo plazo, se produzca una apreciación. Este espacio de tiempo constituye un momento oportuno para sacar ventaja del diferencial de precios relativos y por lo tanto, el público querrá tener más moneda extranjera, para aprovechar el tipo de cambio depreciado y lograr mejorar su gasto en bienes con precios que aún no cambian. En general, los habitantes de un país cualquiera, no tendrán acceso irrestricto a moneda extranjera como parte de su ingreso, excepto aquellos habitantes que están trabajando en el exterior y por tanto, tienen ingresos en moneda extranjera, es decir los migrantes.

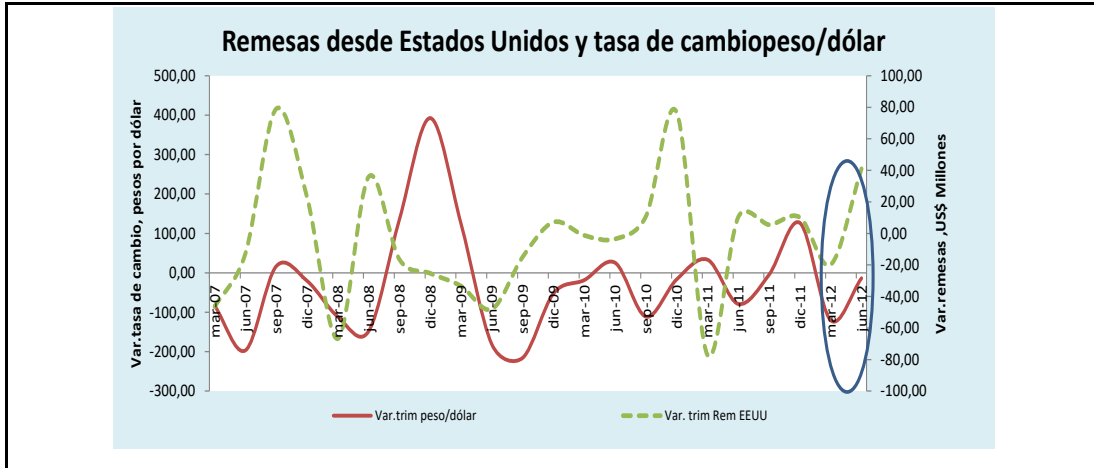
De esta manera, los migrantes que perciben un incremento del tipo de cambio importante, decidirán enviar más recursos a su país de origen para aprovechar antes de que cambien los precios y el tipo de cambio retorne a su senda de largo plazo, lo que sirve para arbitrar el tipo de cambio, que pasa del punto *B* al *C* en el gráfico propuesto por el Modelo de Dornbusch.

La mayor entrada de moneda extranjera, a su vez, provoca presión apreciativa acelerando el proceso de ajuste hacia los niveles de largo plazo.

Este fenómeno ya fue resaltado por algunos bancos centrales (México, Colombia y Brasil) en ponencias recientes sobre el comportamiento de las remesas en relación al tipo de cambio. Por ejemplo, para el mercado colombiano, se considera que la relación entre la tasa de cambio entre monedas en que se originan las remesas y el peso colombiano, también juega un papel importante en el comportamiento de estos flujos: la depreciación (apreciación) del peso frente al conjunto de estas monedas aumenta (disminuye) los ingresos de remesas (Collazos, 2012).

Gráfico 11: Remesas y tipo de cambio en Colombia (2006-2011)



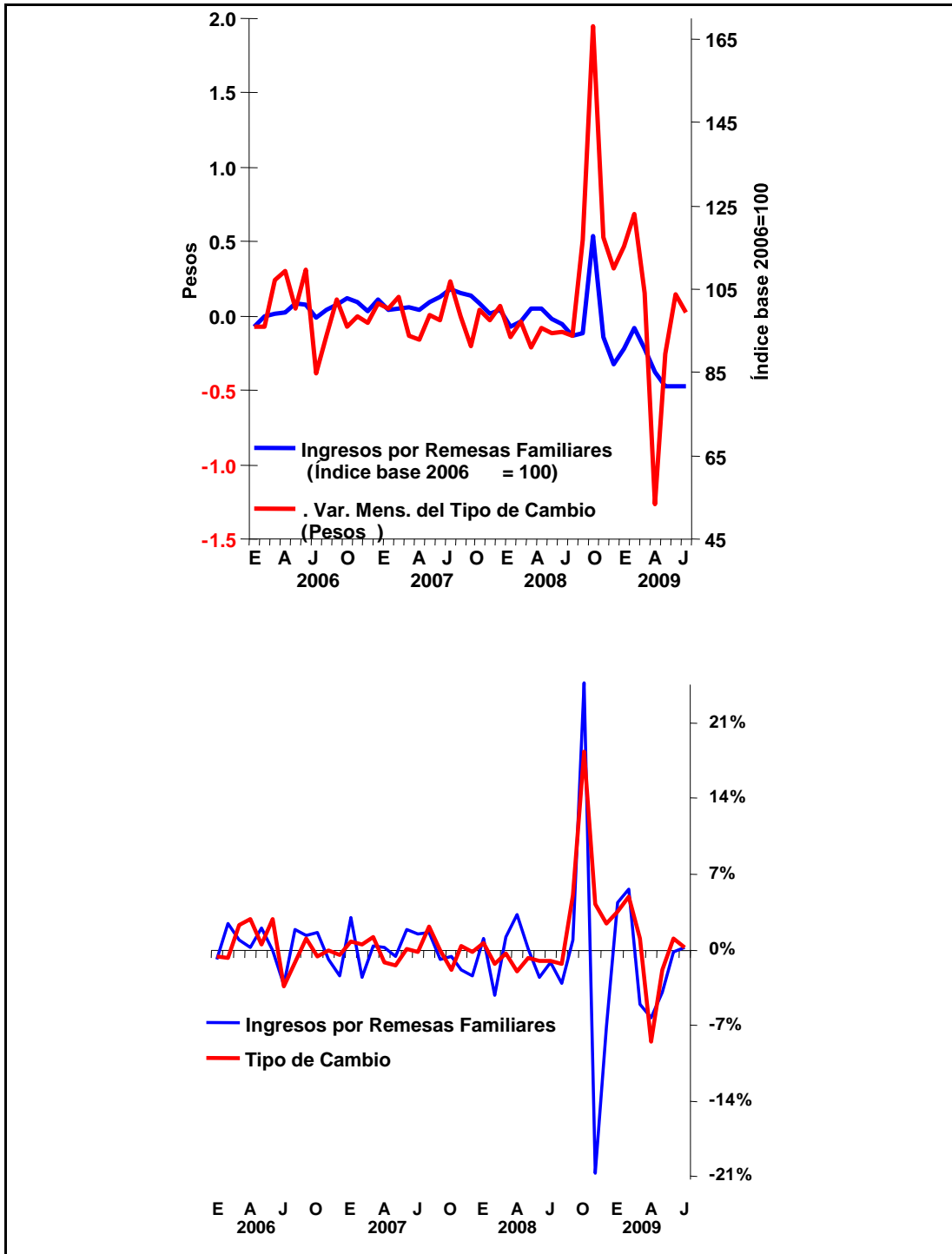


Fuente: Collazos, 2012

El efecto es más notorio cuando se analiza con cada moneda, en este sentido, los datos muestran que los migrantes colombianos en EEUU envían más remesas cuando el peso colombiano se deprecia frente al dólar (Collazos, 2012).

De igual manera, para una muestra de enero de 2003 a junio de 2009 del caso mexicano, usando un modelo de corrección de errores, cuya variable dependiente era la diferencia logarítmica de los ingresos mensuales por remesas familiares en México y usando al tipo de cambio nominal (pesos por dólar) como variable exógena se encontró que el coeficiente de la diferencia logarítmica del tipo de cambio nominal alcanzó un valor de 1.02 (Bonilla, 2009).

Gráfico 12: Remesas y tipo de cambio en México (2006-2009)

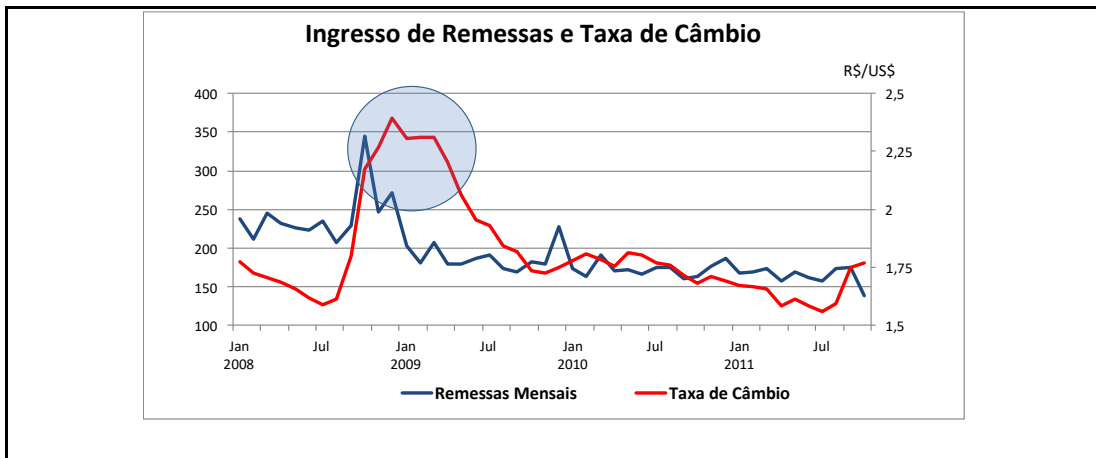


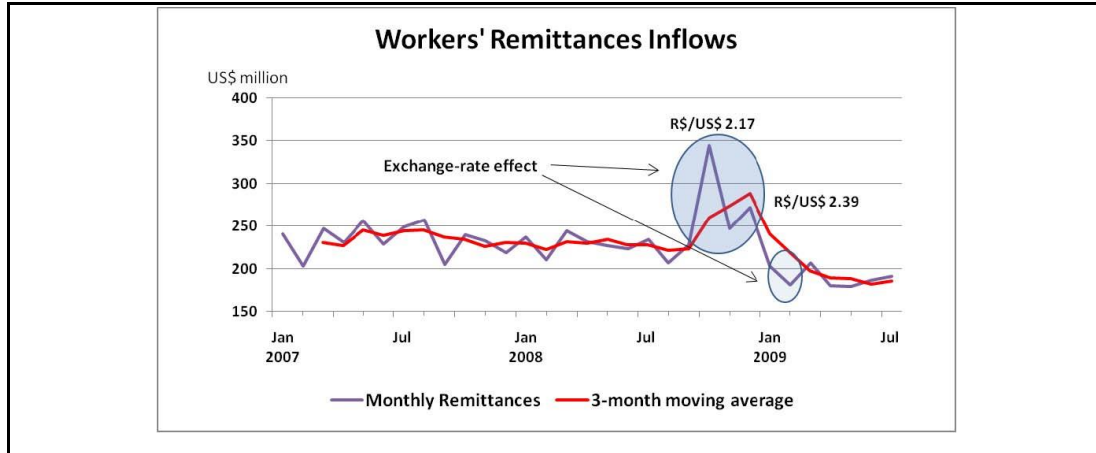
Fuente: Bonilla, 2009

Los datos de México y los resultados de la regresión muestran que depreciaciones significativas del tipo de cambio, tienen un efecto positivo de corto plazo en el envío de remesas al país. Mientras que en el comportamiento de largo plazo, influyen más las variables de escala, a saber, el crecimiento económico de Estados Unidos y el empleo en ese país (Bonilla, 2009).

Para Brasil, también se observó, como era de esperar, un efecto causal del tipo de cambio sobre las remesas en el corto plazo. En este caso, el tipo de cambio constituye otra variable importante para la validación de los datos estadísticos de remesas y que a, diferencia de otras variables con efectos son definitivos y afectan la tendencia de largo plazo, el tipo de cambio tiene un efecto causal e inmediato, y en general momentáneo, sobre el volumen de remesas (Lemos y Vilela, 2009).

Gráfico 13: Remesas y tipo de cambio en Brasil (2008-2011)





Fuente: Lemos y Vilela, 2011

Una depreciación súbita y fuerte del Real en términos de dólares tiene un impacto sobre las remesas. En primer lugar provoca un incremento en las remesas que es seguido por una caída ambos movimiento probablemente conectados. El crecimiento se realiza a través del envío anticipado de las remesas ahorradas (que de hecho serían transferencias de los migrantes en lugar de remesas) y la caída se produce como resultado del agotamiento de los ahorros que se generaron como reserva en periodos previos. En este caso se debe notar que la caída no es consecuencia de una apreciación del Real (Lemos y Vilela, 2009).

2.5. Arbitraje cambiario en los flujos relacionados a la migración

Como ya se mencionó, cuando se produce una depreciación de la moneda los emisores de remesas tenderán a mandar más remesas que las que venían enviando antes del cambio, con el fin de aprovechar la posibilidad de que sus receptores puedan recibir un monto mayor de moneda local y

mejorar su capacidad de compra antes de que los precios se incrementen y que el tipo de cambio se aprecie.

Sin embargo, este efecto es temporal ya que la capacidad de remitir de los emisores de remesas es restringida, dependiendo generalmente de otros factores, el principal de ellos los ingresos que perciben en los países de acogida. Bajo el supuesto, de que estos ingresos no cambian, su capacidad de remitir estaría limitada a la porción del ingreso que suelen remitir (propensión a remitir). Sin embargo, para permitir que sus familiares y demás beneficiarios puedan obtener provecho de la depreciación de la moneda local en sus países de origen, utilizarán los ahorros que tienen como reserva o recurrirán a préstamos o avances de ingreso para remitir montos mayores a los que estaban remitiendo regularmente. Una vez que se ha producido este efecto, durante los siguientes meses, la capacidad de remitir de los emisores, se verá afectada porque deberán reponer los ahorros que enviaron o deberán pagar los préstamos y avances realizados en el periodo anterior, por lo tanto, las remesas que envían caerán a un nivel menor al de tendencia por algunos periodos, hasta que logran compensar los montos enviados en exceso previamente.

Por otra parte, una apreciación de la moneda en los países de recepción, no provocaría un efecto similar, ya que los recursos que se envían a los familiares están destinados al consumo normalmente básico de los hogares receptores y en este sentido, los emisores no pueden dejar de enviar remesas o disminuir estas como efecto de la apreciación, es más, a fin de mantener el nivel de consumo de los familiares beneficiarios de estos recursos, los emisores harán los esfuerzos necesarios para enviar un monto mayor de remesas de manera tal que al menos compense la pérdida de valor en moneda local que reciben sus familiares.

Estas variaciones en los flujos de remesas, tienen efectos más o menos importantes en las transferencias unilaterales de la Balanza de Pagos y por tanto, afectan los saldos de la cuenta corriente, si no son adecuadamente evaluados e incluidos al momento de realizar las previsiones de las políticas que se van a implementar, es posible que se cometan errores por la falta de anticipación de errores de pronóstico sobre las variaciones no anticipadas en la cuenta corriente que también constituirían una importante fuente de los movimientos no anticipados del tipo de cambio (Dornbusch, 1980), lo que entorpece la ejecución de la política cambiaria y afecta la efectividad de las políticas que llevan adelante las autoridades de cada país.

A fin de probar la existencia del fenómeno señalado, y en lo posible medir la respuesta de los flujos relacionados a la migración ante las variaciones del tipo de cambio, es necesario comprobar estadísticamente la relación entre las variaciones del tipo de cambio y las variaciones de los flujos de remesas, las de transferencias de los migrantes y las de la compensación del empleo, para verificar si existen relaciones entre estas.

2.5.1. Los datos y los resultados esperados

Los datos de las series de tiempo relacionadas con la migración son los utilizados en secciones anteriores, y corresponden a datos mensuales publicados por el Baco Central del Brasil entre enero del 2005 y diciembre de 2012. De igual manera, el tipo de cambio de mercado corresponde al publicado por el banco central brasilero, con datos mensuales entre el

periodo 2005 y 2012, el cual refleja el tipo de cambio al cual se negociarían estos tipos de flujos⁴³.

Para el análisis, se utilizarán los componentes irregulares de las series de tiempo relacionadas con la migración y del tipo de cambio, las cuales se obtienen de los resultados encontrados en los capítulos anteriores. Se usan los componentes irregulares de estas series, porque estos contienen las variaciones no relacionadas con la tendencia de las series, ni con los movimientos cíclicos ni estacionales.

En este sentido, partiendo de la ecuación del apartado 2.2.2. a), de este trabajo, las series temporales relacionadas con la migración y con el tipo de cambio, se descompusieron en sus componentes no observables, siguiendo, para ello, un modelo multiplicativo, de manera que, la serie original C se expresa como la multiplicación de sus componentes no observables, ciclo tendencia T , estacional S e irregular I :

$$C = T * S * I$$

A fin de obtener las variaciones del componente irregular como una fracción dependiente del tamaño de los flujos totales, se calcula el componente irregular como:

$$\frac{I}{C} = \frac{1}{T + S}$$

⁴³Existen otros tipos de cambio publicados por la autoridad monetaria, pero son referenciales o relacionados a operaciones interbancarias o de comercio exterior que normalmente no estarían al alcance de los emisores y receptores de remesas.

De esta manera, se calcularon los componentes irregulares de cada una de las series de tiempo relacionadas con la migración y del tipo de cambio.

El análisis, pretende evaluar el efecto que tienen las variaciones en el tipo de cambio, sobre los flujos de remesas, por esta razón, los datos obtenidos de cambios irregulares de cada serie se transforman de manera que muestren los cambios intermensuales que sufren estas y por tanto usaremos la tasa de crecimiento intermensual de cada una de las variables. De esta manera, la tasa de crecimiento intermensual del componente irregular de cada serie Δx , será igual al crecimiento del componente irregular en el mes t respecto al mes $t - 1$, esto es:

$$\Delta x = \left(\frac{I}{C}\right)_t - \left(\frac{I}{C}\right)_{t-1} / \left(\frac{I}{C}\right)_{t-1}$$

Para utilizar estos datos en un modelo econométrico, es necesario evaluar primero que estos son estacionarios. Por la forma en que están contruidos, es decir, corresponden al componente irregular, que proviene de la descomposición de cada una de las series de tiempo evaluadas, estas series no debieran presentar problemas de falta de estacionalidad. De todas maneras, se realizaron los test correspondientes.

Los correlogramas y los estadísticos asociados para determinar autocorrelación en las series (disponibles en el anexo), muestran que las series de Tipo de Cambio y de Compensación del Empleo no presentan niveles de autocorrelación importantes, de igual manera, los test de

estacionariedad de las variables no sugieren la existencia de raíces unitarias en ninguna de estas series, por lo tanto, es correcto asumir su estacionariedad.

Cuadro 14: Test de Raíz Unitaria para los componentes irregulares de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración

Variable	Test de Raíz Unitaria			
	ADF		Phillip-Perron	
	t-Stat	Prob.	t-Stat	Prob.
Compensación del Empleo	-19.19566	0.0000	-27.95283	0.0001
Transferencias de los migrantes	-18.86351	0.0000	-19.76916	0.0000
Remesas de los trabajadores	-12.17088	0.0000	-31.56888	0.0001
Tipo de Cambio	-14.10117	0.0000	-13.92174	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Por otra parte, los correlogramas y los estadísticos asociados para determinar autocorrelación en las series de Transferencias de los migrantes y de Remesas de los trabajadores (ver anexo), sí sugieren algún grado de autocorrelación negativa en estas dos series, consistentes con la teoría que sugiere que los envíos en exceso, deben luego ser compensados con envíos menores a los de los niveles de tendencia. Los test de ADF y PP en ambas series demuestran que estas son estacionarias.

2.5.2. Evaluación de la relación entre los flujos relacionados con la migración y el tipo de cambio

Partiendo de los resultados que sugiere el Modelo de Overshooting de Dornbusch y los resultados empíricos parciales que muestran los trabajos de algunos bancos centrales de la región, es de esperar que exista una relación entre las variaciones de los flujos relacionados con la migración Δx y el tipo de cambio en el mismo periodo t y en los periodos previos ($t - 1, t - 2$), en los países de recepción de estos recursos⁴⁴:

$$\Delta x = \beta_0 + \beta_1 \Delta TC_t + \beta_2 \Delta TC_{t-1} + \beta_3 \Delta TC_{t-2} + \varepsilon$$

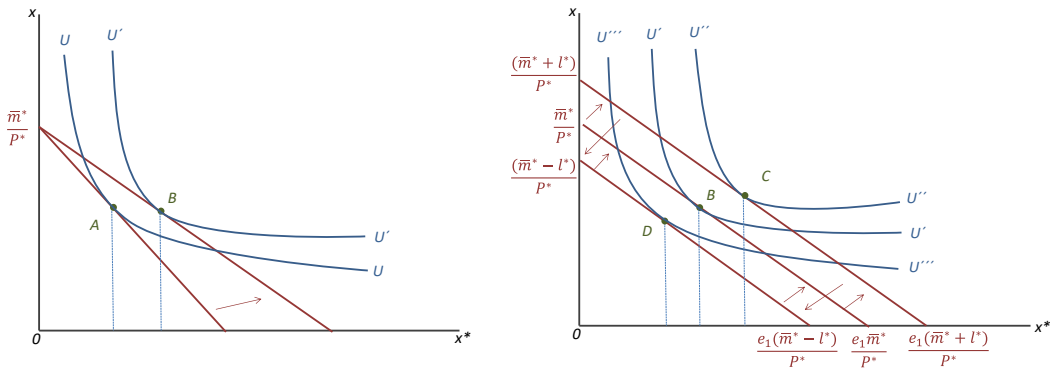
De acuerdo a la teoría, los flujos relacionados con la migración Δx_t , deberían tener una relación directa con el tipo de cambio en el mismo periodo ΔTC_t , ya que, de acuerdo al modelo de Dornbusch, el incremento instantáneo del tipo de cambio mejora la cantidad de recursos en moneda de destino que envían los migrantes, sin embargo, por los resultados del mismo modelo, los precios aun no habrían cambiado, lo que le permite a los receptores de estos flujos en los países de destino, tener un mayor poder de compra, el cual sería aprovechado enviando más flujos desde el exterior.

⁴⁴Una evaluación de la causalidad entre estas dos variables podría mostrar que, dependiendo de la importancia de los volúmenes de los flujos relacionados con la migración, sobre el total de los ingresos de la balanza cambiaria de cada país, podrían existir efectos de los flujos de remesas también sobre la determinación del tipo de cambio. Sin embargo, esta característica sobrepasa el alcance del presente trabajo y por tanto, no se incluye en la evaluación que se realiza.

Después del incremento de los flujos en el mismo periodo, se pueden esperar dos posibles reacciones, en primer lugar, siguiendo el modelo de Dornbusch, en el siguiente periodo $t + 1$, si los precios aun no terminan de ajustarse, los envíos de dinero del exterior deberían mantenerse en niveles más altos que los de largo plazo y mantenerse así hasta que los precios terminan de ajustarse y el tipo de cambio alcanza su nivel de equilibrio de largo plazo. Debido al uso de datos mensuales, es probable que en todos los casos, los precios logren acomodarse a su nivel de tendencia en uno o máximo dos meses, por lo tanto, el efecto del incremento en los flujos ocasionado por el incremento en el tipo de cambio en el mes t , se habría agotado en los siguientes dos meses, $t + 1$ ó $t + 2$ y los flujos retomarían su nivel de largo plazo.

La segunda reacción posible es que además de la reacción esperada por el modelo de Dornbusch, también habría una relación como la esperada por la teoría que explica el envío de las remesas con fines altruistas, el cual definía, como se observó más temprano en este texto, que las remesas se envían a las familias en el origen, porque el emisor de remesas comparte su curva de utilidad con la familia transnacional que mantiene en su país de origen. En este sentido, si suponemos que el migrante tiene una recta presupuestaria definida en moneda extranjera, usara esta de manera de satisfacer su consumo, maximizando su utilidad, en este caso la utilidad es una curva de utilidad conjunta entre su propio consumo y el consumo de la familia receptora de recursos. Además, se supone que logra ahorrar parte de su salario en el exterior (aunque se cree que el ahorro podría no ser muy grande).

Gráfico 14: Curva de utilidad conjunta y recta presupuestaria del migrante ante variaciones en el tipo de cambio



Fuente: Elaboración propia

Bajo estos supuestos, una devaluación del tipo de cambio en el país de recepción es equivalente a una disminución del precio (en moneda extranjera) de los bienes que consume su familia en el país de origen, y por lo tanto, es una posibilidad de incrementar su nivel de utilidad. A la par, a fin de aprovechar esta variación en los precios que provoca la devaluación, tenderá a enviar aún más remesas que las que acostumbra a enviar (nivel de largo plazo), utilizando para ello, adelantos en su ingreso, ya sea vía préstamos, no siempre disponibles para este tipo de personas (migrantes usualmente sin documentación y poco acceso al sistema financiero formal) o usando los ahorros que logró hacer en el pasado. Por esta razón, al igual que en la primera reacción, se espera un incremento en el envío de remesas durante el mes actual t . Sin embargo, el siguiente mes o meses $t + 1$ y $t + 2$, se esperaría no solamente una reducción de las remesas a sus niveles de tendencia, sino, primero una caída que le permita al migrante en el exterior recuperar los recursos enviados en

exceso en el mes t , con los avances de su ingreso, es decir, ya sea para reponer sus fondos de ahorro o para pagar el préstamo que logró.

Las dos reacciones iniciales al estilo “Dornbusch Puro” y “Dornbusch Altruista”, comparten la reacción inicialmente esperada. Sin embargo, difieren en los siguientes periodos donde se esperan dos posibles reacciones, un retorno al nivel de equilibrio de largo plazo en el primer caso ó una caída, seguida de un retorno al nivel de equilibrio en el largo plazo para el segundo caso.

Cuadro 15: Reacciones esperadas de las series de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la migración ante variaciones del tipo de cambio

Período/mes	Reacciones de los flujos internacionales	
	Dornbusch Puro	Dornbusch Altruista
t	Incremento	Incremento
$t + 1$	Incremento/Retorno al largo plazo	Caída/Incremento
$t + 2$	Retorno al largo plazo	Caída/Retorno al largo plazo

Fuente: Elaboración propia

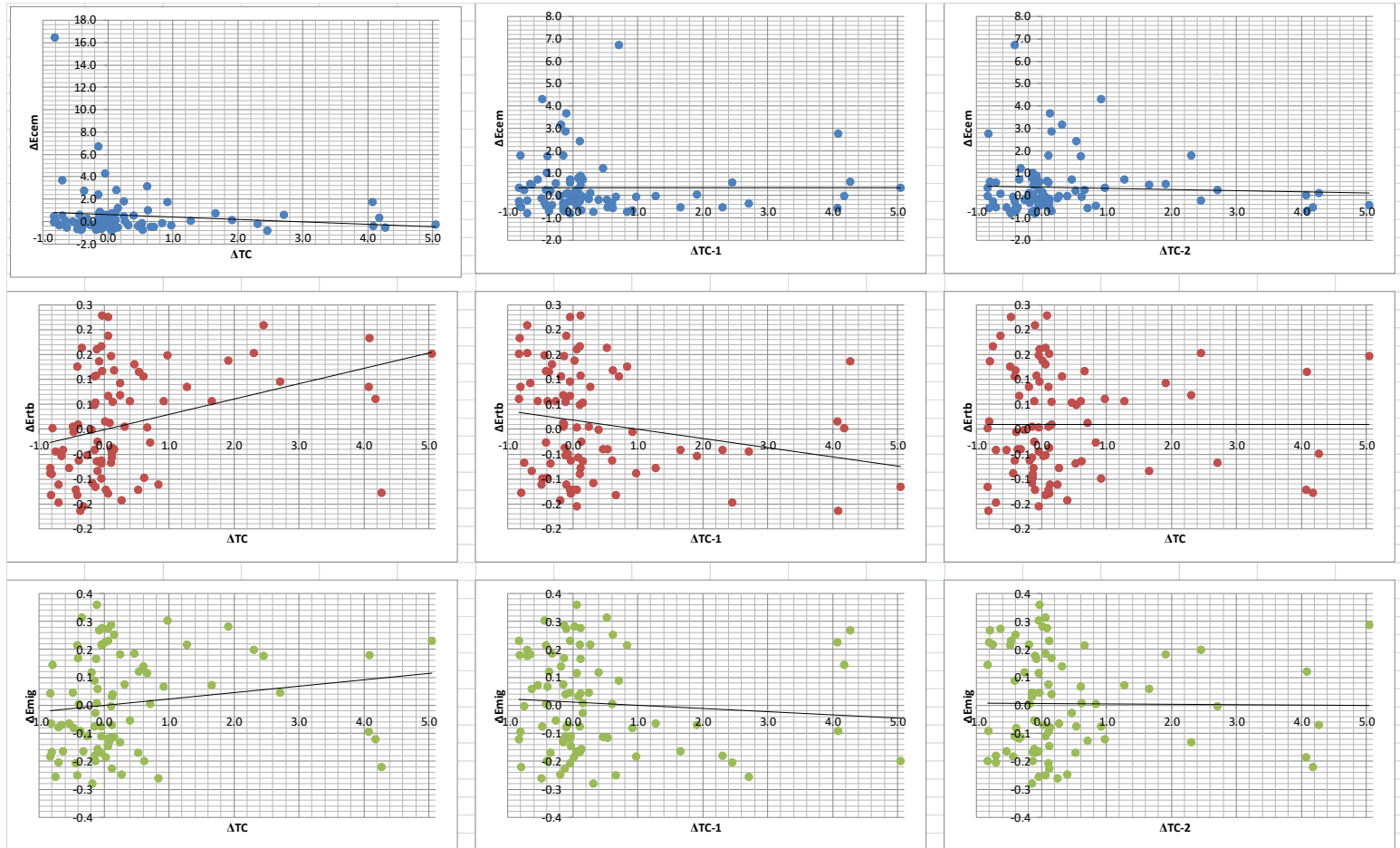
Por otra parte, no debemos olvidar que, como se vio en las secciones previas, no todos los flujos internacionales relacionados con la migración, esto es Remesas de los trabajadores, Compensación del empleo y transferencias de los migrantes, parecen no compartir características comunes en cuanto a sus comportamientos de tendencia, ciclo ni estacional. Por lo tanto, podría ser posible que las variaciones irregulares

de estas series, tampoco reaccionen de igual manera ante las variaciones del tipo de cambio.

Compensación del empleo

Como se observa en el gráfico la serie de Compensación del empleo no tiene relación con la serie del tipo de cambio, lo cual se confirma al correr el modelo de mínimos cuadrados ordinarios entre estas dos series. El coeficiente del tipo de cambio contemporáneo como variable explicativa de los flujos de la compensación del empleo, tiene el signo equivocado con relación a lo esperado por la teoría, y los demás coeficientes del tipo de cambio con uno y dos rezagos no son estadísticamente significativos. La única variable que presenta un coeficiente estadísticamente significativa es la de la autorregulación (AR1) con un coeficiente negativo, por lo tanto, cada vez que existe un incremento o decremento en los envíos por compensación del empleo, seguiría un movimiento de estos flujos en sentido contrario.

Gráfico15:Series de tiempo relacionadas con la migración y el tipo de cambio (2005-2012)



Fuente: Elaboración Propia

Cuadro 16: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con la Compensación del empleo

Dependent Variable: _ECEM				
Method: Least Squares				
Date: 11/12/13 Time: 11:14				
Sample (adjusted): 2006M05 2012M12				
Included observations: 80 after adjustments				
Convergence achieved after 5 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.409398	0.117586	3.481684	0.0008
_TC	-0.038601	0.121867	-0.316747	0.7523
_TC(-1)	-0.132135	0.121251	-1.089764	0.2793
_TC(-2)	-0.037462	0.115534	-0.324247	0.7467
AR(1)	-0.364901	0.103811	-3.515049	0.0007
R-squared	0.153465	Mean dependent var	0.329936	
Adjusted R-squared	0.108316	S.D. dependent var	1.228062	
S.E. of regression	1.159647	Akaike info criterion	3.194570	
Sum squared resid	100.8586	Schwarz criterion	3.343446	
Log likelihood	-122.7828	Hannan-Quinn criter.	3.254259	
F-statistic	3.399106	Durbin-Watson stat	2.041512	
Prob(F-statistic)	0.013071			
Inverted AR Roots	-0.36			

Fuente: Elaboración propia

Como se anotó antes, la Compensación del empleo corresponde a los envíos que realizan los trabajadores de temporada, los cuales cruzan las fronteras periódicamente a trabajar y retornan una vez que concluyen el trabajo, así como a los trabajadores que cruzan las fronteras diariamente a trabajar en el otro país y retornan a sus hogares en el país de origen al terminar la jornada laboral. En el primer caso corresponden a trabajadores agrícolas, que prestan servicios y otros similares y que solamente emigran de forma temporal, mientras dura la campaña agrícola en el país vecino, esto es menos de un año, y retornan a sus hogares al finalizar la temporada agrícola. En este sentido, es usual que estos trabajadores no

tengan ingresos muy elevados y por lo tanto, no suelen enviar mensualmente los recursos que ganan a sus familiares en el país de origen, sino que suelen reunirlos hasta lograr un monto de dinero más importante y los envían cuando es posible hacerlo, ya sea porque un compañero de trabajo o un compatriota está de retorno al hogar, de manera que aprovechan esto para realizar sus envíos. En algunos casos incluso los reúnen y los llevan consigo al retornar a su país de origen después de terminar la temporada de trabajo. Por esta razón, muy rara vez se utilizan los servicios de entidades financieras o de empresas especializadas en el transporte de dinero. Los trabajadores transfronterizos, por otra parte, poseen remuneraciones periódicas, mensuales o quincenales, las cuales utilizan para los gastos de consumo diario de sus familias y por lo tanto, no suelen tener excedentes como para generar ahorros importantes o inversiones. Por esta razón, es poco probable que este tipo de envíos pueda aprovechar el incremento del tipo de cambio para realizar arbitraje o para poder ganar algún beneficio adicional con la variación del tipo de cambio, por esta razón, el único coeficiente significativo es el del factor autoregresivo que tiene signo negativo porque responde a este comportamiento, donde los migrantes que logran incrementar su envío en un mes, deben reponerlo en el mes siguiente.

Remesas de los trabajadores

En el caso de las Remesas de los trabajadores, en el gráfico se observa que estos flujos sí parecen responder de acuerdo a la teoría, mostrando una relación directa con el tipo de cambio contemporáneo, esto es, muestra el signo correcto, y además resulta estadísticamente significativo. Por otra parte, muestra una relación indirecta, de signo negativo, con el

tipo de cambio del periodo anterior. Lo cual es coherente también con la teoría, aunque en este caso el coeficiente no tiene significación estadística y el valor del coeficiente es muy bajo. El coeficiente del tipo de cambio con dos rezagos muestra también un signo adecuado; sin embargo, es muy bajo y no es significativo estadísticamente. Por otra parte, el factor autoregresivo de la ecuación si muestra un valor alto y además es estadísticamente significativo.

Cuadro 17: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con las Remesas de los trabajadores

Dependent Variable: _ERTB				
Method: Least Squares				
Date: 11/12/13 Time: 11:11				
Sample (adjusted): 2006M05 2012M12				
Included observations: 80 after adjustments				
Convergence achieved after 13 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005878	0.005743	1.023461	0.3094
_TC	0.022191	0.007539	2.943591	0.0043
_TC(-1)	-0.003587	0.007817	-0.458826	0.6477
_TC(-2)	0.007394	0.007132	1.036863	0.3031
AR(1)	-0.707581	0.084504	-8.373354	0.0000
R-squared	0.581859	Mean dependent var		0.016015
Adjusted R-squared	0.559559	S.D. dependent var		0.104395
S.E. of regression	0.069282	Akaike info criterion		-2.440790
Sum squared resid	0.360004	Schwarz criterion		-2.291914
Log likelihood	102.6316	Hannan-Quinn criter.		-2.381101
F-statistic	26.09138	Durbin-Watson stat		2.285410
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.71			

Fuente: Elaboración propia

Las Remesas de los trabajadores son las que más parecen responder de acuerdo a lo que sugiere la teoría, reaccionando positivamente ante un incremento contemporáneo del tipo de cambio, lo cual sugiere que los migrantes que envían estos flujos quieren aprovechar la depreciación de la moneda para enviar más remesas a sus familiares y así mejorar sus posibilidades de consumo, antes de que los precios suban o de que el tipo de cambio caiga nuevamente. Después de este incremento, el siguiente mes se observa una caída de las remesas, por lo tanto, el signo del coeficiente del tipo de cambio con un rezago, es negativo; sin embargo, los resultados de la regresión sugieren que este efecto no es tan importante como el efecto que tiene el coeficiente de la variable autoregresiva (AR1), que también tiene signo negativo. En este caso, el modelo sugiere que una vez que el migrante realiza el envío adicional en el periodo contemporáneo al incremento en el tipo de cambio, durante el siguiente periodo enviará menos remesas, pero no por su relación con el tipo de cambio, sino porque deberá reponer los recursos enviados en adelante, lo cual es coherente con la teoría del envío de remesas con fines altruistas con un presupuesto fijo en moneda extranjera. En este caso se confirmaría que las remesas en una primera instancia, tendrán una respuesta al estilo del modelo de Dornbusch; sin embargo, en los periodos sucesivos $t+1$ y $t+2$, no responderán al valor del tipo de cambio, aun si este permanece en niveles altos mayores a los de su equilibrio de largo plazo. Y por el contrario, en los siguientes periodos las remesas se comportaran siguiendo el modelo de altruismo y por lo tanto caerán, pero como respuestas al agotamiento del presupuesto.

Transferencias de los migrantes

Como se mencionó antes, por las características de este tipo de flujos, no se espera una relación con las variaciones del tipo de cambio, por lo que la regresión para las Transferencias de los migrantes muestra los signos correctos, respondiendo de forma positiva, aunque con un coeficiente muy bajo y no significativo estadísticamente, al tipo de cambio contemporáneo, de forma negativa al siguiente periodo del tipo de cambio con un rezago y posteriormente de forma positiva nuevamente al segundo rezago del tipo de cambio; sin embargo, en ambos casos los estadísticos muestran que los coeficientes no son estadísticamente significativos. También, al igual que en las otras series se observa una respuesta negativa al proceso autoregresivo de primer orden y significativo.

Cuadro 18: Regresión de la serie de tiempo de los flujos internacionales relacionados con las Transferencias de los migrantes

Dependent Variable: _EMIG				
Method: Least Squares				
Date: 11/12/13 Time: 11:15				
Sample (adjusted): 2006M05 2012M12				
Included observations: 80 after adjustments				
Convergence achieved after 9 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001804	0.012364	-0.145880	0.8844
_TC	0.016520	0.015089	1.094896	0.2771
_TC(-1)	-0.000125	0.015450	-0.008071	0.9936
_TC(-2)	0.017295	0.014300	1.209414	0.2303
AR(1)	-0.606702	0.094032	-6.452063	0.0000
R-squared	0.379489	Mean dependent var		0.011326
Adjusted R-squared	0.346395	S.D. dependent var		0.174991
S.E. of regression	0.141473	Akaike info criterion		-1.012956
Sum squared resid	1.501094	Schwarz criterion		-0.864079
Log likelihood	45.51822	Hannan-Quinn criter.		-0.953267
F-statistic	11.46704	Durbin-Watson stat		2.143270
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.61			

Fuente: Elaboración propia

En el caso de las Transferencias de los migrantes, la respuesta de estos flujos a las variaciones en el tipo de cambio, de acuerdo a la regresión, presenta los signos correctos, aunque no son significativas estadísticamente. Esto se debe que este tipo de flujos implica el movimiento de ahorros y patrimonio de los migrantes de un país a otro al momento de realizar este movimiento. En este sentido, estos movimientos no responden a las variaciones del tipo de cambio, sino a los movimientos migratorios, los cuales se realizan independientemente del tipo de cambio. Adicionalmente, los recursos de los migrantes que pudieran ser utilizados como transferencias de los migrantes, corresponden a ahorros o bienes patrimoniales que no suelen ser muy líquidos, al menos en su mayor parte, y por lo tanto, no pueden ser utilizados con fines especulativos para

poder hacer algún tipo de arbitraje que pueda aprovechar las diferencias entre el tipo de cambio y los precios.

En general

El análisis de los componentes irregulares de las series de tiempo relacionadas con la migración, que se analizaron en esta parte del trabajo, confirman la conclusión inicial de que estos flujos tienen comportamientos y características distintas entre ellos, ya que solamente el componente irregular de las Remesas de los trabajadores, muestra algún grado de relación con las variaciones del tipo de cambio, mientras las transferencias de los migrantes muestran una relación estadísticamente no significativa y la compensación del empleo no parece tener relación con las variaciones del tipo de cambio. La diferente reacción de cada una de las series muestra la importancia de compilarlas por separado y de analizar su comportamiento de forma individual y no agregada.

Este comportamiento diferenciado entre las series también se expresa en la evaluación conjunta de los modelos, donde se observa que los ajustes de cada modelo presentan R^2 y R^2 ajustados mayores en el caso de las Remesas de los trabajadores que en las otras series. De igual manera las pruebas de significancia conjunta F , son mucho mayores en el caso de las remesas de los trabajadores que con las otras series, lo que muestra que las variaciones del tipo de cambio afectan más a las variaciones en las series tiempo de Remesas de los trabajadores, que a las otras dos series. Por otra parte, los estadísticos Durbin-Watson, muestran valores aceptables, pero bajos en todos los casos, lo cual puede ser síntoma de variables omitidas en el modelo; sin embargo, el trabajo está abocado a determinar el efecto del tipo de cambio sobre los flujos internacionales relacionados con la migración y no así a definir los determinantes de estos

flujos, por lo tanto, no se realiza mayor avance en encontrar otros factores explicativos de los flujos de las series de tiempo relacionadas con la migración.

Por otra parte, la relación negativa que mostraron todas estas series con los valores pasados de cada una de ellas, demuestra que en general, los flujos que tienen estas series provienen de recursos estáticos o de ingresos fijos que no varían en el tiempo y por lo tanto, sí se incrementa el envío en un periodo, los siguientes periodos deberán caer para recuperar los recursos enviados con anticipación.

En todos los casos se observa una reacción del tipo esperado por el modelo de Dornbusch, aunque sólo es importante y significativa en el caso de las Remesas de los trabajadores, quienes si pueden aprovechar el diferencial que se produce entre la variación del tipo de cambio y la lentitud con que reaccionan los precios (sticky prices). Este resultado también es consistente con la teoría del altruismo en el envío de remesas el cual propone una recta de utilidad conjunta entre el migrante y la familia que recibe estos recursos, por la que un incremento en el tipo de cambio equivaldría a un incremento en los recursos que se pueden gastar en el país de destino de estos recursos y por lo tanto, implica una posibilidad de incremento de la utilidad conjunta y por ello, los migrantes decidirían también aprovechar este incremento, enviando recursos en avance, más allá de los niveles de largo plazo.

Las respuestas en los periodos siguientes $t+1$ y $t+2$, para las Remesas de los trabajadores y para las Transferencias de los migrantes, parecen consistentes con lo esperado en el modelo de altruismo ya que implican que los avances de recursos enviados en el periodo anterior, en el siguiente periodo deben devolverse para retornar al nivel de envío de largo

plazo, incluso si el tipo de cambio sube nuevamente o si se mantiene en niveles superiores a los de largo plazo. Esto es consistente con los valores encontrados en la regresión que muestran que los movimientos de $t+1$ y $t+2$ de las Remesas de trabajadores muestran un mayor valor y significación estadística en el coeficiente autoregresivo que en los coeficientes del tipo de cambio rezagado en ambos periodos.

Capítulo III: Conclusiones y recomendaciones

Conclusiones

En el proceso de descomposición de las series relacionadas a la migración: Remesas de los trabajadores, Compensación del empleo y Transferencias de los migrantes, se observa que cada una de estas necesita tratarse por separado, ya que los valores empleados para descomponerlas son distintos, tanto en la identificación de outliers, como en la significancia de los días hábiles y calendario, en la claridad o significancia que tiene el componente estacional en relación a las variaciones totales de las series y a la importancia del componente irregular en cada una de las series.

El análisis también muestra que los factores exógenos, como las crisis días laborales y feriados, afectan de forma diferente a cada serie en particular, por lo que no se puede modelar su comportamiento de la misma forma o de forma agregada.

Como resultado de lo anterior, los componentes no observables de cada una de estas series, muestran comportamientos distintos, tanto a nivel tendencia, ciclo, estacional, como en los componentes irregulares.

En base a esos dos primeros hallazgos, la agregación de estas series o su estudio en forma conjunta no permite capturar o representar el comportamiento de estas tres variables y por lo tanto es necesario realizar un análisis individualizado de ellas.

La importancia de las variaciones del componente irregular en las variaciones totales de las series es distinta en cada caso y por lo tanto, es necesario encontrar otros factores y variables además del tiempo, que puedan afectar esta variabilidad irregular en cada serie, a fin de tener una mejor descripción de su comportamiento y poder pronosticar

adecuadamente su comportamiento futuro. De acuerdo a trabajos previos, una variable que explicaría estas variaciones es el tipo de cambio en los países de recepción de estos flujos.

En este sentido, el trabajo evalúa la reacción de las variaciones irregulares de cada uno de estos flujos ante las variaciones irregulares del tipo de cambio, usando como base teórica las reacciones sugeridas por el modelo de overshooting de Dornbusch y la explicación altruista del envío de remesas. Los resultados del trabajo sugieren que el tipo de cambio tiene efectos solamente en el caso de las remesas de los trabajadores, mientras la compensación del empleo y las transferencias de los migrantes no responderían ante las variaciones cambiarias.

Las transferencias de los migrantes tienen su origen en los movimientos transfronterizos “definitivos” de las personas que trasladan su residencia a otros países, por lo tanto, no tienen relación con el tipo de cambio sino con otros movimientos y variables de largo plazo.

Por otra parte, en el caso de la Compensación del empleo, estos flujos tienen su origen en los salarios que perciben los trabajadores de temporada, con un ciclo específico, o en los que reciben los trabajadores fronterizos, que cruzan las fronteras diariamente a trabajar en el otro país. En estos casos, las remuneraciones son fijas y se utilizan para el consumo diario de ellos y de sus familias y rara vez alcanzan para generar algún tipo de ahorro o inversión. Por lo tanto, no son susceptibles de utilizarse para el arbitraje cambiario y en consecuencia no dependen del tipo de cambio.

Las Remesas de los trabajadores si responden de acuerdo a la teoría, incrementándose cuando se incrementa el tipo de cambio, aprovechando el periodo en que el tipo de cambio se aleja de su nivel de equilibrio de

largo plazo y en tanto los precios domésticos no terminan de ajustarse al nuevo tipo de cambio y alcancen su nuevo nivel de equilibrio, tal y como lo propone el modelo de overshooting de Dornbusch.

De acuerdo con las implicancias del Modelo de Dornbusch, esta reacción de las remesas debiera mantenerse en tanto el tipo de cambio este más arriba de su nivel de equilibrio y/o mientras los precios no se ajustan. Sin embargo, el trabajo encuentra que una vez que se incrementan las remesas, en el siguiente periodo estas caen, independientemente del nivel que tenga el tipo de cambio, esto es, independientemente de si está o no en su nivel de largo plazo.

Esta reacción es coherente con la teoría que postula que el envío de remesas se realiza por motivos altruistas, y por lo tanto, el migrante mantiene una curva de utilidad conjunta con la familia a la que envía sus remesas. Además se supone que la recta presupuestaria está formada por el ingreso que tiene el migrante en el exterior, el cual es fijo y en moneda extranjera. Por lo tanto, si decide aprovechar el incremento del tipo de cambio enviando más remesas en un mes, deberá hacerlo utilizando los ahorros que generó en el pasado o mediante avances de su ingreso, los cuales debe reponer en el siguiente periodo y por esta razón, el trabajo encuentra que en el siguiente periodo las remesas caen, con valores más significativos en un proceso autorregresivo, que para el coeficiente del tipo de cambio rezagado.

Recomendaciones

Las recomendaciones principales del trabajo deben dirigirse a los compiladores de estos datos en cada país para que sigan buscando metodologías adecuadas que les permitan diferenciar claramente estos flujos: Remesas de los trabajadores, Compensación del empleo y Transferencias de los migrantes, evitando en lo posible que se contaminen los datos de unos con otros.

De igual manera, los usuarios de la información de remesas que utilizan estos datos para encontrar determinantes y generar relaciones de esta variable con otras que expliquen su comportamiento, deben tener en cuenta siempre cuál de las series deben utilizar en lugar de las series agregadas, habida cuenta de las diferencias existentes en el comportamiento de cada una de ellas.

Es recomendable que los efectos del tipo de cambio sobre las remesas sean adecuadamente incluidos en las previsiones de la política cambiaria y en los efectos esperados de las políticas monetarias que se implementen, de manera de evitar las variaciones no anticipadas o no deseadas que pueden suceder por la reacción de los flujos de remesas sobre los saldos de la cuenta corriente y sobre el propio tipo de cambio.

Finalmente, se sugiere continuar la investigación de este fenómeno, incluyendo otros países en la muestra, para determinar en que casos las remesas reaccionan más o menos, así como evaluar otros factores que puedan explicar las variaciones irregulares de las otras dos series.

Aspectos complementarios

Referencias

Astolfi, Roberto, Ladiray, Dominique y Mazzi, Gian Luigi (2006), *Seasonal adjustment of European aggregates: direct versus indirect approach*, EUROSTAT, Luxembourg.

Banco Central de Costa Rica (2012), *Informe Metodológico: “Trabajadores Transfronterizos y de temporada en Costa Rica” 2011-2012*.

Bank for International Settlements and World Bank (2007), *General Principles for International remittances services*, BIS, Basel, Switzerland.

Beveridge, Stephen and Nelson, Charles R. (1981), “A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle”, *Journal of Monetary Economics*, New York, USA.

Bonilla, Salvador (2009), *Las Remesas en México*, (Ponencia presentada en la V Seminario Anual del Programa “Mejoramiento de la información y Procedimientos de Bancos Centrales en el Área de Remesas”, en Guatemala, en septiembre 2009).

Bratina, Danijel and Armand Faganel (2008), *Forecasting the Primary Demand for a Beer Brand Using Time Series Analysis*, Organizacija (Research papers, vol. 41, núm. 3, May-June, pp. 116-123).

Brockwell, Peter J. and Davis, Richard A. (2002), *Introduction to time series and forecasting, second edition*, Springer-Verlag, New York, USA.

Caracena, José Antonio (2002), *Un procedimiento completo para la detección de estacionalidad en series económicas*, BBVA, Madrid, España.

CEPAL (2006), *Migración internacional de latinoamericanos y caribeños en Iberoamérica: características, retos y oportunidades*, CELADE, Santiago de Chile, Chile.

Chacholiades, Miltiades (1982), *Economía Internacional*, McGraw-Hill Latinoamericana S.A., Bogotá, Colombia, p. 676.

Collazo, María Mercedes (2012), *Evolución de las Remesas personales en Colombia*, (Ponencia presentada en el Banco de la República Colombia, noviembre 28 y 29, 2012).

Cuevas-Mohr, Hugo (2011), *Introducción al entendimiento del mercado gris de cambio real en Brasil*, IMTC, Mohr Word Cosnulting, Miami, Fl., USA.

Cuitiño, Fernada, Ina Tiscordio, Elena Ganón and Leonardo Vicente (2010), *Modelo Univariado de Series de Tiempo para Predecir la Inflación de Corto Plazo*, Banco Central de Uruguay (Documento de Trabajo, No.8).

Da Silva, Sérgio (2010), "A Brief Overview of the Current State of Exchange Rate Modeling", *RBEE Revista Brasileira da Economia de Empresas: Brazilian Journal of Business Economics*, vol.2, no. 1, pp. 26-32.

De Arce, Rafael and Ramón Mahía, *Modelos Arima*, Departamento Economía Aplicada: UNAM.

DeCoster, Jamie (2001), *Transforming and Restructuring Data*, Department of Psychology University of Alabama, May 14.

De Gooijer, Juan y Hyndman (2006), *25 years of time series forecasting*, Department of Quantitative Economics, University of Amsterdam.

De Gregorio (2005), *El modelo de Mundell-Fleming: IS-IM en economía abierta*, Cap. 20, pp. 539-560.

Domínguez, Lyn, Maldonado, René y Luna, Magalí (2010), *Glosario de remesas*, Centro de estudios Monetarios Latinoamericanos, México D.F., México.

Donald, Terry F. (2005), *Remittances as a development tool*, en *Beyond Small Change*, Inter-American Development Bank, Washington D.C., USA.

Dornbusch, Rudiger (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *The Journal of Political Economy*, Vol. 84, no. 6, pp. 1161-1176.

Dornburch, Rudiger, Stanley Fischer and Richard Startz (1998), *Macroeconomics*, 7th ed, McGraw-Hill, United States of America, p.550.

Eurostat (2001), *Seasonal Adjustment of European Aggregates Direct versus Indirect Approach*, Working Documents, No. 14.

Fondo Monetario Internacional (1993), *Manual de Balanza de Pagos, 5ta Edición*, FMI, Washington D.C., USA.

Fondo Monetario Internacional (1993), *Manual de Balanza de Pagos, 6ta Edición*, FMI, Washington D.C., USA.

Foold, Robert P. (1981), "Explanations of Exchange-Rate Volatility and Other Empirical Regularities in some Popular Models of the Foreign Exchange Market", National Bureau of Economic Research, (Working Paper no. 625), pp. 1-46.

Gallardo, Mauricio y Rubio, Hernán (2009), *Diagnóstico de estacionalidad con X12-ARIMA*, Studies in Economic Statistics, Central Bank of Chile, Santiago de Chile, Chile.

García, Ramón and Cobián J. (2003), *Complementación del Modelo del "Overshooting" de Dornbusch*, (Documento de Trabajo), disponible en: <http://www.pucp.edu.pe/economia/pdf/DDD222.pdf>.

Goldberger, Arthur S. (1964), *Econometric Theory*, John Wiley & Sons, Inc., New York, USA

Granger, W.F. (1964), *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton University Press, New Jersey, USA.

Hamilton, J. (1994), *Time series analysis*, Princeton University Press, New Jersey, USA.

Hanger-Zanker, Jessica y Siegel, Melissa (2007), *The determinants of remittances: A review of the literature*, Maastricht Graduate School of Governance.

Hood, Catherine C.H. and McDonald-Johanson, Kathleen (2009), *Getting Started with X-12 ARIMA Diagnostics*, Catherine Hood Consulting, Washington, USA:

Hyndman, Rob J. and Athanasopoulos George (2012), *Forecasting: principles and practice, X12 ARIMA decomposition*, en www.otexts.com.

International Monetary Fund (2009), *International transactions in remittances, Guide for compilers and users*, Washington D.C., USA.

Instituto Nacional de Estadísticas (2008), *Desestacionalización- X12 ARIMA- con Efecto Calendario índice Supermercados*, Chile, Septiembre No. 3.

Irving, Jacqueline, Sanket Mohapatra and Dilip Ratha (2010), *Migrant Remittances Flows: Findings from a Global Survey of Central Banks*, The World, Washington, (Working paper, No. 194).

Jaramillo, María (2005), *Leveraging the impact of remittances*, en *Beyond Small Change*, Inter-American Development Bank, Washington D.C., USA.

Karapanagiotidis, Paul (2012), *Literature review of modern time series forecasting methods*, July 31, pp. 1-11.

Kindleberger, Charles P. (1968), *Economía Internacional*, Aguilar S.A. de Ediciones, México, p. 603.

Ladiray, Dominique y Quenneville, Benoît (2001), *Desestacionalizar con el método X-11*, Methodologica, Laboratoire de Méthodologie du Traitement des Données, Université Libre de Bruxelles, Bruxelles, Belgique.

Ladiray, Dominique y Quenneville, Benoît (1999), *Understanding the X11 method: the various tables*, Institut National de la Statistique et Études Économiques, Statistics Canada, Canadá.

Lemos, Fernando and André Villela (2009), *The Impact of the Financial Crisis on Workers' Remittances*, (Ponencia presentada en el V Seminario: Programa de Mejoramiento en el Área de Remesas, Guatemala, septiembre 8 y 10, 2009).

Lemos, Fernando and André Villela (2009), *Cruzamento de Dados com Variáveis Macroeconômicas*, (Ponencia presentada en el Seminario Internacional: Remesas y Migración en Salvador, Brasil noviembre 28 y 29, 2011).

Leonardo Júnior, Mauricio Fernandes (2012), *Financial transfers of individuals from the USA to Brazil*, BB Money Transfers, Sao Paulo, Brazil.

Mahía, Ramón (2001), *Notas sobre Estacionalidad de Series Temporales: Definición y Contraste de Raíces Unitarias Seminario de Utilización de los Modelos Econométricos para la Simulación y Predicción de la Economía Española*, Universidad Autónoma de México.

Maldonado, René, Bajuk, Natasha y Haydem, Maria Luisa (2010), *Remittances to Latin America and the Caribbean in 2011, Regaining Growth*, Multilateral Investment Fund, Inter-American Development Bank. Washington D.C., USA.

Maldonado, René, Bajuk, Natasha y Haydem, María Luisa (2012), *Estabilización después de la crisis, las remesas a América Latina y el Caribe durante 2010*, Multilateral Investment Fund, Inter-American Development Bank. Washington D.C., USA.

Maldonado, René, Bajuk, Natasha y Haydem, Maria Luisa (2011), *Remittances to Latin America and the Caribbean in 2009, the impact of the global financial crisis*, Multilateral Investment Fund, Inter-American Development Bank. Washington D.C., USA.

Maldonado, René y Menéndez, Emilio (2012), *Programa de mejora de la Información y Procedimientos de los Bancos Centrales en el Área de Remesas- Informe Público de Brasil*, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos,

Fondo Multilateral de Inversiones del banco Interamericano de desarrollo, México D.F., México.

Mandelman, Federico S. and Zlate, Andrei (2012), *Immigration, remittances and business cycles*, Journal of Monetary Economics, Federal Reserve Bank, Atlanta, USA.

Manna, Michele and Peronaci, Romana (2003), *Seasonal adjustment*, European Central Bank. Frankfurt, Germany.

Mosell, Brian (2009), *GENHOL – a utility that generates user defined moving holiday regressors for X12 ARIMA*, U.S. Census Bureau, USA.

Orozco, Manuel (2006), *Conceptual considerations, empirical challenges and solutions in measuring remittances*, Center for Latin American Monetary Studies and Multilateral Investment Fund, Mexico D.F., México.

Osorio, Juan M. (2008), *Desestacionalización X12 ARIMA con efecto Calendario*, Instituto Nacional de Estadísticas, Santiago de Chile, Chile.

Naciones Unidas (2006), *Migración internacional y desarrollo, Informe del secretario general*, NNUU, New York, USA.

National Statistics (2007), *Guide to seasonal adjustment with X12 ARIMA*, ONS Methodology and Statistical Development, London, UK.

Nerlove, Marc, Grether, David M. y Carvalho, José L. (1979), *Analysis of Economic Time Series, a synthesis*, Academic Press Inc., New York, USA.

Notas de Curso Series de Tiempo I. Licenciatura de Estadística, *Descomposición de serie temporal*, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración Universidad de la República de Uruguay.

Organización Internacional para las Migraciones (2006), *La migración y el desarrollo*, disponible en www.un.int/iom/iom-hld.html

- Panuju, Dyah R. and Bambang H. Trisasongko (2012), *Seasonal Pattern of Vegetative Cover from NDVI Time-Series*, Environmental Sciences: Tropical Forests; InTech, Published, Cap. 13, pp. 254-268.
- Rogoff, Kenneth (2002), *Dornbusch's Overshooting Model After Twenty- Five years*, International Monetary Fund (Working Paper), pp. 1-32.
- Sachs, Jeffrey D. and Felipe Larraín B. (1994), *Macroeconomía en la Economía Global*, Prentice Hall Hispanoamericana, S.A., México, p. 789.
- Suro, Roberto (2005), *A survey of remittances senders and receivers*, en *Beyond Small Change*, Inter-American Development Bank, Washington D.C., USA.
- Taylor, Alan M. and Mark P. Taylor (2004), "The Purchasing Power Parity Debate", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, no. 4, pp. 135-158.
- Tu, Wenwen (2009), "An Overview Study on Dornbusch Overshooting Hypothesis", *International Journal of Economics and Finance*, february, vol.1, no.1, 2009, pp. 110-115.
- U.S. Census Bureau (2013), *X-13 ARIMA-SEATS Reference Manual*, Time Series Research Staff, Statistical Research Division, Washington, DC, USA.
- Villarreal, Francisco G. (2005), *Elementos del ajuste estacional de series económicas utilizando X12 ARIMA y TRAMO SEATS*, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas, CEPAL, Santiago de Chile, Chile.
- Walsh, Christoph, *Dornbusch's Overshooting Model: A Review*.
- Weiss Fagen, Patricia and Bump, Micah N. (2005), *Remittances between neighboring countries*, en *Beyond Small Change*, Inter-American Development Bank, Washington D.C., USA.
- Wilson, Steven R. and Orozco Manuel (2005), *Making migrants remittances count*, en *Beyond Small Change*, Inter-American Development Bank, Washington D.C., USA.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Recent International and regional Initiatives to Improve Remittances Data*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: The Remittances Compilation Guide, authored by the Luxembourg Group*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Program on improving Central Bank Reporting and Procedures on Remittances in Latin American and the Caribbean Countries*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Using Migration Data to Estimate Remittances Flows (2005 update)*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Concept Harmonization and Data Exchange in the Middle East*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2012), *Migration and Development Brief: Migration and Remittances Unit: Development Prospects Group*, November 20, No.19, 2012.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Measuring Remittances: Sources, Methods, and Making Improvements*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Survey of the Data Sources and Compilation Methodology of EU Member States*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Global Survey of Central Banks*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Bilateral Asymmetries in the Measurement of Remittances Flows: the Case of the Italy – Albania corrido*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Plans to Use an Existing Household Survey as an Instrument to Capture Remittances Flows*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2006), “Trends, Determinants, and Macroeconomic Effects of Remittances”, *Global Economic Prospect*, Cap. 4, pp. 85-115.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Uganda’s Experience with Monitoring Workers Remittances and the Use of Household Surveys*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: New Estimation Methods Based on Migration Statistics and Migration Survey*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Experience of Thailand in Improving Remittances Data*, Washington, June 11-12, 2009.

World Bank (2009), *International Technical Meeting on Measuring Remittances: Practical and Methodological Approaches Towards Measuring Remittances (Russia)*, Washington, June 11-12, 2009.

Zarnowitz, Victor and Ozyildirim, Ataman (2006), “Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles, ScienceDirect”, *Journal of Monetary Economics*, New York, USA.

Anexos

U. S. Department of Commerce, U. S. Census Bureau
X-13ARIMA-SEATS monthly seasonal adjustment Method,
Release Version 1.0 Build 150

This software application provides an enhanced version of
Statistics Canada's X-11-ARIMA extension (Dagum, 1980)
of the X-11 variant of the Census Method II of
Shiskin, Young and Musgrave (1967).

It also provides an ARIMA model-based method following
Hillmer and Tiao (1982) and Burman (1980) that is very similar
to the update of the method of SEATS (Gómez and Maravall, 1996)
produced at the Bank of Spain by G. Caporello and
A. Maravall for TSW (Caporello and Maravall, 2004).

The present application includes additional enhancements.
X-13ARIMA-SEATS includes an automatic ARIMA model selection procedure
based largely on the procedure of Gómez and Maravall (1998)
as implemented in TRAMO (1996) and subsequent revisions.

Primary Programmers: Brian Monsell, Mark Otto and,
for the ARIMA model-based signal extraction,
Gianluca Caporello and Víctor Gómez

Series Title- Compensacion del empleo

Series Name- empOL0

-Period covered- 1st month,1995 to 12th month,2012

-Type of run - multiplicative seasonal adjustment

-Sigma limits for graduating extreme values are 1.5 and 2.5 .

-a 3x9 moving average selected for the seasonal factor curves.

-Prior monthly adjustment (permanent) factors.

Contents of spc file empOL0.spc

Line #

```
1: #C:\Users\RenÃ©
Maldonado\Desktop\BrasDecomp\03Outliners\empOL0.spc was created on
19/08/2013 10:19:27 a.m.
2: #Created using X-13A-S version 1.0 build 150
3:
4: series{
5:   title = "Compensacion del empleo"
6:   file = "emp.txt"
7:   period = 12
8:   format = free
9:   start = 1995.01
10: }
11: spectrum{
12:   savelog = peaks
13: }
14: transform{
15:   function = log
16:   file = "C:\Users\Feridos\brasifix2.txt"
17:   format = Datevalue
18:   mode = ratio
19: }
20: regression{
21:   variables = ( AO1995.Apr AO2005.May LS2008.Jun AO2008.Nov
LS2009.Jan )
22:   #aictest = ( td easter )
23:   #savelog = aictest
24: }
25: outlier{
26:   types = ( AO TC LS )
27: }
28: arima{
29:   model = ( 0 1 1)(0 1 1)
30: }
```

```

31: forecast{
32:   maxlead = 12
33:   print = none
34: }
35: estimate{
36:   print = (roots regcmatrix acm)
37:   savelog = (aicc aic bic hq afc)
38: }
39: check{
40:   print = all
41:   savelog = (lbq nrm)
42: }
43: x11{
44:   seasonalma = s3x9
45:   savelog = all
46: }
47: slidingspans{
48:   savelog = percent
49:   additivesa = percent
50: }
51: history{
52:   estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng)
53:   savelog = (asa ach atr atc)
54: }

```

A 1 Time series data (for the span analyzed)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	12.	16.	17.	7.	15.	20.	
	23.	16.	23.	20.	23.	29.	220.
1996	17.	24.	28.	21.	22.	26.	
	25.	23.	17.	17.	16.	22.	257.
1997	11.	21.	18.	14.	21.	20.	
	21.	16.	15.	16.	13.	17.	203.
1998	12.	15.	27.	17.	15.	20.	
	15.	13.	13.	9.	22.	2.	179.
1999	11.	18.	19.	15.	11.	11.	
	17.	12.	13.	9.	10.	22.	168.
2000	1.	14.	14.	12.	12.	16.	

	20.	15.	9.	11.	13.	21.	158.
2001	10.	17.	14.	15.	14.	10.	
	22.	12.	12.	15.	11.	23.	175.
2002	17.	18.	18.	18.	18.	14.	
	21.	15.	12.	13.	12.	17.	191.
2003	14.	9.	14.	17.	12.	11.	
	4.	11.	11.	15.	13.	29.	160.
2004	3.	14.	13.	18.	12.	25.	
	18.	14.	13.	13.	13.	18.	173.
2005	1.	1.	3.	6.	16.	3.	
	19.	5.	16.	17.	16.	9.	111.
2006	2.	18.	14.	40.	16.	7.	
	19.	18.	6.	22.	20.	39.	220.
2007	3.	10.	3.	3.	2.	4.	
	6.	3.	4.	2.	3.	8.	49.
2008	4.	18.	5.	6.	7.	14.	
	25.	25.	32.	14.	6.	30.	185.
2009	4.	6.	10.	6.	6.	4.	
	4.	4.	4.	4.	4.	6.	62.
2010	4.	5.	6.	5.	5.	6.	
	7.	5.	5.	6.	6.	8.	66.
2011	6.	7.	7.	9.	7.	8.	
	9.	11.	7.	7.	8.	13.	98.
2012	6.	7.	7.	8.	6.	5.	
	11.	6.	5.	6.	6.	8.	82.
AVGE	8.	13.	13.	13.	12.	12.	
	16.	12.	12.	12.	12.	18.	
Table Total-	2757.20	Mean-	12.76	Std. Dev.-	7.20		
	Min -	0.90	Max -	39.90			

A 2 Prior-adjustment factors

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
1996	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
1997	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1998	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

1999	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2000	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2001	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2002	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2003	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2006	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2008	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2009	100.0	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2010	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2011	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
2012	100.0	100.0	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.5
AVGE	100.0	100.0	100.0	105.6	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	
Table Total-	22120.00	Mean-	102.41	Std. Dev.-	3.89		
	Min -	100.00	Max -	106.67			

MODEL DEFINITION

Combined Prior Adjustment Factors

User-defined

Transformation: Log(y)

Regression Model AO1995.Apr + AO2005.May + LS2008.Jun + AO2008.Nov +

LS2009.Jan

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

regARIMA Model Span: 1995.Jan to 2012.Dec

MODEL ESTIMATION/EVALUATION

Exact ARMA likelihood estimation

Max total ARMA iterations 1500

Max ARMA iter's w/in an IGLS iterati 40

Convergence tolerance 1.00E-05

OUTLIER DETECTION

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Types All types

Method add one

Critical |t| for AO outliers 3.97

Critical |t| for LS outliers 3.97

Critical |t| for TC outliers 3.97

NOTE: Unable to test TC2005.Feb due to regression matrix singularity.
The effect of this outlier is already accounted for by other regressors
(usually user-specified or previously identified outliers).

The following time series values might later be identified as outliers when data are added or revised. They were not identified as outliers in this run either because their test t-statistics were slightly below the critical value or because they were eliminated during the backward deletion step of the identification procedure, when a non-robust t-statistic is used.

Outlier	t(AO)	t(LS)	t(TC)
AO2006.Apr	3.59	1.86	2.47
LS2007.Dec	1.61	3.75	2.56
AO2008.Sep	3.52	0.88	1.99
AO2009.Mar	3.89	0.76	3.36

Average absolute percentage error in within-sample forecasts:

Last year: 43.36 Last-1 year: 19.01 Last-2 year: 13.05

Last three years: 25.14

Estimation converged in 64 ARMA iterations, 329 function evaluations.

Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
AO1995.Apr	-1.0755	0.21122	-5.09
AO2005.May	0.8211	0.21283	3.86

LS2008.Jun	1.3099	0.16219	8.08
AO2008.Nov	-1.2462	0.21834	-5.71
LS2009.Jan	-1.3997	0.16736	-8.36

Automatically Identified Outliers

AO1998.Dec	-2.2328	0.20976	-10.64
AO2000.Jan	-2.1038	0.21065	-9.99
AO2003.Jul	-1.4584	0.20922	-6.97
AO2004.Jan	-1.4057	0.21077	-6.67
AO2005.Jan	1.6309	0.31160	5.23
TC2005.Jan	-4.0113	0.28736	-13.96
AO2005.Jun	-1.0933	0.21370	-5.12
AO2005.Aug	-0.9841	0.21208	-4.64
AO2005.Dec	-1.0692	0.21256	-5.03
AO2006.Jan	-2.2578	0.21369	-10.57
AO2006.Jun	-1.0961	0.21087	-5.20
AO2006.Sep	-1.2501	0.21187	-5.90
LS2007.Jan	-2.1000	0.16837	-12.47
AO2007.Feb	1.2363	0.21792	5.67
AO2008.Feb	1.3618	0.21186	6.43

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

Nonseasonal differences: 1
Seasonal differences: 1

Parameter	Estimate	Standard Errors

Nonseasonal MA		
Lag 1	0.7110	0.04542
Seasonal MA		
Lag 12	0.9990	0.03944
Variance	0.48325E-01	
SE of Var	0.47967E-02	

ARMA Parameter Correlation matrix

Parameter	1	2
-----------	---	---

Nonseasonal MA	
Lag 1	1.00
Seasonal MA	

Lag 12 -0.03 1.00
Likelihood Statistics

Number of observations (nobs)	216
Effective number of observations (nefobs)	203
Number of parameters estimated (np)	23
Log likelihood	1.8974
Transformation Adjustment	-470.2948
Adjusted Log likelihood (L)	-468.3974
AIC	982.7948
AICC (F-corrected-AIC)	988.9624
Hannan Quinn	1013.6238
BIC	1058.9985

Roots of ARIMA Model

Root	Real	Imaginary	Modulus	Frequency

Nonseasonal MA				
Root 1	1.4065	0.0000	1.4065	0.0000
Seasonal MA				
Root 1	1.0010	0.0000	1.0010	0.0000

A 8 RegARIMA combined outlier component

(AO, LS, TC outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	

1995	893.3	893.3	893.3	304.7	893.3	893.3	
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	844.2
1996	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
1997	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
1998	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	95.8	826.8
1999	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
2000	109.0	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	827.9

2001	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
2002	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
2003	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3
2004	219.0	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	893.3	837.1
2005	82.6	53.9	125.1	225.7	775.0	152.5	557.2	396.8
2006	88.4	859.2	869.3	876.4	881.4	295.7	887.4	714.8
2007	109.3	376.4	109.3	109.4	109.4	109.4	109.4	131.6
2008	109.4	427.0	109.4	109.4	109.4	405.4	405.4	284.5
2009	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2010	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2011	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2012	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
AVGE	459.1	613.8	585.9	559.2	622.7	572.0	589.3	609.8
Table Total-	126793.38	Mean-	587.01	Std. Dev.-	611.53			
		Min -	53.89	Max -	893.26			

A 8.A RegARIMA outlier component

From 2013.Jan to 2013.Dec
Observations 12

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
2013	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between months	58611.1405	11	5328.28550	12.662**

Residual	85842.8814	204	420.79844
Total	144454.0219	215	
**Seasonality present at the 0.1 per cent level.			
Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability			
Kruskal-Wallis statistic	Dgrs.freedom	Probability level	
101.6198	11	0.000%	
Seasonality present at the one percent level.			
Moving Seasonality Test			
Sum of squares Dgrs.freedom Mean square F-value			
Between Years	4004.4943	17	235.558488 0.816
Error	53957.1007	187	288.540646
No evidence of moving seasonality at the five percent level.			
COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE			
SEASONALITY			
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT			

D 11 Final seasonally adjusted data

From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	16.	15.	15.	6.	16.	17.	
	19.	17.	25.	22.	25.	22.	215.
1996	22.	22.	24.	20.	24.	23.	
	21.	25.	18.	19.	18.	16.	251.
1997	15.	19.	16.	15.	23.	18.	
	17.	17.	17.	18.	15.	13.	200.
1998	15.	13.	24.	17.	16.	19.	
	12.	13.	14.	10.	25.	2.	181.
1999	14.	16.	17.	14.	12.	11.	
	13.	13.	14.	10.	12.	16.	162.
2000	2.	13.	13.	11.	12.	16.	
	15.	16.	11.	12.	15.	15.	151.
2001	12.	16.	13.	13.	15.	10.	
	17.	13.	14.	17.	13.	16.	169.
2002	20.	16.	17.	16.	20.	14.	
	16.	16.	14.	14.	14.	12.	188.
2003	17.	8.	14.	15.	13.	11.	
	3.	12.	13.	16.	15.	19.	157.
2004	4.	14.	13.	16.	13.	26.	
	14.	15.	14.	14.	15.	12.	170.

2005	1.	1.	3.	5.	16.	3.	
	15.	6.	18.	18.	18.	6.	110.
2006	2.	18.	15.	34.	17.	7.	
	16.	19.	6.	23.	22.	27.	205.
2007	3.	10.	3.	2.	2.	4.	
	5.	3.	4.	2.	3.	5.	46.
2008	5.	18.	5.	5.	7.	15.	
	21.	27.	35.	14.	6.	20.	178.
2009	4.	6.	10.	5.	6.	4.	
	4.	4.	4.	4.	5.	4.	61.
2010	4.	5.	6.	4.	5.	6.	
	6.	5.	6.	7.	6.	6.	65.
2011	7.	7.	7.	8.	7.	8.	
	7.	12.	8.	8.	9.	9.	96.
2012	7.	7.	6.	7.	6.	5.	
	10.	6.	6.	7.	6.	6.	79.
AVGE	9.	12.	12.	12.	13.	12.	
	13.	13.	13.	13.	14.	12.	
Table Total-	2685.35	Mean-	12.43	Std. Dev.-	6.56		
	Min -	0.88	Max -	34.58			

Test for the presence of residual seasonality.

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. $F = 1.03$

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. $F = 0.69$

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level.

Note: sudden large changes in the level of the adjusted series will invalidate the results of this test for the last three year period.

D 12 Final trend cycle

(LS outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Trend filter 23-term Henderson moving average

I/C ratio 4.37

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	15.	15.	16.	17.	18.	18.	
	19.	20.	21.	22.	22.	23.	225.
1996	23.	23.	23.	23.	22.	22.	

1997	21.	21.	20.	19.	18.	17.	252.
	17.	17.	16.	16.	17.	17.	
1998	16.	16.	16.	16.	16.	15.	196.
	15.	15.	15.	15.	15.	15.	
1999	15.	15.	15.	15.	15.	15.	182.
	15.	15.	14.	14.	14.	13.	
2000	13.	13.	13.	13.	13.	13.	161.
	13.	13.	13.	13.	14.	14.	
2001	14.	14.	14.	14.	14.	14.	164.
	14.	14.	14.	14.	14.	14.	
2002	14.	15.	15.	15.	16.	16.	174.
	17.	17.	17.	17.	17.	16.	
2003	16.	15.	15.	14.	14.	14.	187.
	13.	13.	13.	13.	13.	13.	
2004	13.	14.	14.	14.	14.	14.	162.
	15.	15.	15.	14.	14.	14.	
2005	14.	14.	14.	14.	15.	15.	172.
	16.	17.	18.	19.	20.	21.	
2006	21.	21.	21.	21.	20.	19.	234.
	19.	18.	18.	18.	18.	19.	
2007	19.	20.	21.	22.	22.	22.	236.
	3.	3.	3.	3.	3.	3.	
2008	3.	3.	4.	4.	4.	4.	40.
	5.	5.	5.	5.	6.	21.	
2009	22.	22.	22.	22.	22.	21.	177.
	5.	5.	5.	5.	5.	5.	
2010	5.	4.	4.	4.	4.	4.	56.
	4.	5.	5.	5.	5.	5.	
2011	6.	6.	6.	6.	6.	6.	65.
	7.	7.	7.	7.	7.	8.	
2012	8.	8.	8.	8.	8.	8.	90.
	8.	7.	7.	7.	7.	6.	
AVGE	6.	6.	6.	6.	6.	6.	79.
	12.	12.	12.	13.	13.	14.	
Table Total-	14.	14.	14.	14.	14.	14.	
	2851.13	Mean-	13.20	Std. Dev.-	5.74		
	Min -	2.77	Max -	23.09			

D 13 Final irregular component

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun
-----	-----	-----	-----	-----	-----

	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	S.D.
1995	112.2	94.7	92.1	38.2	93.3	94.7	
	98.4	82.7	117.5	103.5	112.1	96.8	20.2
1996	95.9	94.7	106.1	86.8	105.8	106.3	
	96.8	120.0	91.0	99.7	97.5	93.0	8.6
1997	87.1	113.6	96.7	88.3	136.3	108.5	
	101.1	105.2	102.7	110.3	96.2	82.6	14.0
1998	97.8	86.9	159.1	114.5	107.7	123.4	
	79.9	88.1	94.1	66.1	167.4	11.2	39.4
1999	94.8	111.3	116.9	102.3	86.4	79.9	
	103.2	101.2	114.6	81.1	95.0	123.0	13.4
2000	12.6	99.4	95.6	82.3	92.1	113.4	
	110.0	118.2	75.9	88.3	107.5	105.4	28.0
2001	85.7	116.0	94.6	96.6	106.3	69.6	
	121.7	86.8	96.6	109.7	81.6	100.4	14.6
2002	122.1	97.8	99.1	92.4	120.7	89.5	
	100.8	104.2	93.9	96.1	103.7	84.5	10.9
2003	124.5	63.1	109.4	112.3	96.5	84.8	
	22.7	90.4	92.6	116.9	107.8	133.2	28.9
2004	24.0	93.1	91.5	113.8	89.5	184.8	
	98.7	106.8	101.3	101.7	102.2	78.6	34.0
2005	8.8	5.2	14.9	28.1	82.0	16.7	
	73.1	25.9	82.9	86.2	89.3	31.5	63.6
2006	9.9	96.9	81.2	189.7	94.3	37.1	
	81.4	96.3	28.7	105.9	101.2	119.1	46.9
2007	108.8	353.2	90.9	83.6	75.9	122.8	
	147.5	90.8	118.8	64.0	77.7	115.9	76.6
2008	110.1	369.4	92.0	99.8	121.0	68.2	
	95.5	127.0	159.5	66.8	28.2	93.3	84.1
2009	80.9	113.3	206.1	106.2	129.1	86.2	
	81.7	90.7	96.2	103.6	111.1	93.8	33.5
2010	100.8	98.5	116.1	78.9	91.5	109.6	
	113.3	94.9	99.0	107.1	97.4	86.6	10.5
2011	107.4	98.2	95.4	109.0	96.7	103.0	
	94.7	154.2	95.5	97.2	111.2	113.2	17.0
2012	94.2	95.6	91.6	105.8	97.3	75.3	
	153.2	96.0	90.2	109.6	104.2	91.6	18.0
S.D.	42.3	90.7	36.1	32.6	16.0	35.8	
	27.6	24.6	24.4	16.6	25.0	30.2	
Table Total-	21215.94	Mean-	98.22	Std. Dev.-	38.40		
	Min -	5.23	Max -	369.41			

D 16 Combined adjustment factors

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	75.28	109.20	112.89	98.21	93.13	114.13	
	120.15	93.99	87.05	86.91	84.60	124.24	99.98
1996	75.38	110.17	112.89	97.93	92.66	112.33	
	122.26	94.35	85.98	86.05	83.72	126.64	100.03
1997	75.95	110.74	111.70	97.63	93.19	110.26	
	124.87	94.33	84.42	86.10	82.64	127.44	99.94
1998	77.26	110.93	111.01	98.69	94.01	107.22	
	126.42	93.55	83.27	86.92	81.97	128.54	99.98
1999	78.71	110.33	110.15	100.05	94.33	104.79	
	127.30	93.99	81.91	87.55	81.53	129.39	100.00
2000	79.76	109.29	109.01	102.90	93.68	102.31	
	128.64	93.46	81.27	88.48	81.17	130.95	100.08
2001	80.87	107.70	107.04	105.91	93.14	100.58	
	128.88	92.88	80.91	88.74	80.93	133.86	100.12
2002	82.70	106.61	104.61	107.59	91.61	98.84	
	129.61	91.61	82.13	88.75	80.51	137.65	100.18
2003	84.81	104.95	101.20	108.14	91.58	97.89	
	128.95	92.20	82.84	88.81	80.26	139.64	100.11
2004	85.64	104.38	98.91	108.76	93.06	96.30	
	127.64	92.25	84.22	89.47	80.29	139.29	100.02
2005	86.46	102.70	98.15	109.65	95.34	95.74	
	124.98	92.48	84.86	90.28	81.70	137.59	99.99
2006	86.34	101.95	98.59	110.96	95.91	95.82	
	121.97	91.67	85.75	90.90	83.51	138.34	100.14
2007	86.19	100.58	98.06	110.65	95.30	97.59	
	120.59	92.16	86.02	90.70	85.10	138.02	100.08
2008	85.36	100.38	97.79	110.44	95.51	98.58	
	119.64	92.07	85.93	90.22	86.09	138.85	100.07
2009	84.83	100.80	97.71	108.92	96.59	99.32	
	118.52	92.24	85.60	89.66	86.88	138.38	99.96
2010	84.73	101.36	98.97	107.53	97.47	99.13	
	118.25	92.33	85.19	89.16	87.61	137.65	99.95
2011	84.27	101.59	100.17	107.30	98.82	98.09	
	118.08	92.96	84.10	89.21	89.14	135.30	99.92
2012	83.20	101.65	101.98	107.85	99.68	97.38	
	118.58	92.48	82.59	89.99	91.04	133.19	99.97

AVGE	82.10	105.30	103.94	105.51	94.72	101.46
	123.63	92.83	84.11	88.77	83.82	134.16
Table Total-	21606.20	Mean-	100.03	Std. Dev.-	15.87	
	Min -	75.28	Max -	139.64		

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

The measures below are between 0 and 3; acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). M1 = 3.000
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). M2 = 1.060
3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). M3 = 1.685
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). M4 = 0.210
5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). M5 = 1.853
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H). M6 = 1.011
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable seasonality (from Table F 2.I). M7 = 0.611
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series. M8 = 0.608
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series. M9 = 0.264
10. Same as 8, calculated for recent years only. M10 = 0.369
11. Same as 9, calculated for recent years only. M11 = 0.311

*** CONDITIONALLY REJECTED *** at the level 1.12
 *** Check the 5 above measures which failed.
 *** Q (without M2) = 1.12 CONDITIONALLY REJECTED.

Series Title- Transferencias de los Migrantes

Series Name- migOI0

- Period covered- 1st month,1995 to 12th month,2012
- Type of run - multiplicative seasonal adjustment
- Sigma limits for graduating extreme values are 1.5 and 2.5 .
- a 3x5 moving average selected for the seasonal factor curves.
- Prior monthly adjustment (permanent) factors.

Contents of spc file migOI0.spc

```

Line #
1: #C:\Users\RenÃ©
Maldonado\Desktop\BrasDecomp\03Outliners\migOI0.spc was created on
19/07/2013 12:42:04 p.m.
2: #Created using X-13A-S version 1.0 build 150
3:
4: series{
5:   title = "Transferencias de los Migrantes"
6:   file = "mig.txt"
7:   period = 12
8:   format = free
9:   start = 1995.01
10: }
11: spectrum{
12:   savelog = peaks
13: }
14: transform{
15:   function = log
16:   file = "C:\Users\Ferriados\brasifix2.txt"
17:   format = Datevalue
18:   mode = ratio
19: }
20: regression{
21:   variables = ( td1coef AO1996.Oct AO1998.Jul AO2005.May )
22:   #aictest = ( td easter )
23:   #savelog = aictest
24: }
25: outlier{
26:   types = ( AO LS TC )
27: }
28: arima{
29:   model = ( 0 1 1)( 0 1 1 )
30: }
31: forecast{

```



```

32: maxlead = 12
33: print = none
34: }
35: estimate{
36:   print = (roots regcmatrix acm)
37:   savelog = (aicc aic bic hq afc)
38: }
39: check{
40:   print = all
41:   savelog = (lbq nrm)
42: }
43: x11{
44:   seasonalma = s3x5
45:   savelog = all
46: }
47: slidingspans{
48:   savelog = percent
49:   additivesa = percent
50: }
51: history{
52:   estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng)
53:   savelog = (asa ach atr atc)
54: }

```

A 1 Time series data (for the span analyzed)

From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan Jul	Feb Aug	Mar Sep	Apr Oct	May Nov	Jun Dec	TOTAL
1995	24.	24.	27.	23.	33.	30.	
	36.	40.	35.	33.	30.	32.	364.
1996	38.	27.	26.	36.	33.	30.	
	34.	36.	37.	93.	36.	39.	466.
1997	50.	33.	34.	35.	33.	33.	
	34.	28.	32.	34.	29.	32.	406.
1998	30.	38.	34.	35.	31.	28.	
	85.	23.	21.	25.	25.	32.	405.
1999	27.	45.	52.	30.	27.	24.	
	26.	27.	26.	26.	26.	26.	360.
2000	21.	32.	24.	22.	30.	25.	
	21.	27.	24.	23.	26.	25.	300.

2001	27.	33.	26.	26.	26.	24.	
	24.	28.	28.	28.	23.	35.	326.
2002	28.	27.	26.	33.	39.	37.	
	46.	41.	42.	55.	36.	34.	445.
2003	33.	34.	31.	40.	44.	43.	
	50.	47.	47.	54.	51.	62.	535.
2004	57.	62.	103.	85.	72.	69.	
	58.	64.	48.	53.	61.	72.	803.
2005	59.	57.	85.	50.	158.	56.	
	66.	85.	70.	62.	70.	88.	905.
2006	86.	60.	83.	70.	114.	83.	
	68.	93.	78.	143.	103.	102.	1082.
2007	83.	76.	96.	99.	107.	99.	
	86.	112.	67.	82.	97.	74.	1077.
2008	96.	88.	102.	95.	111.	110.	
	130.	121.	125.	219.	135.	153.	1483.
2009	116.	115.	131.	94.	152.	117.	
	100.	95.	85.	120.	145.	159.	1427.
2010	92.	93.	123.	89.	138.	109.	
	125.	108.	103.	119.	136.	169.	1403.
2011	108.	149.	186.	173.	197.	157.	
	141.	199.	217.	169.	173.	185.	2053.
2012	133.	113.	216.	185.	219.	198.	
	140.	197.	133.	169.	148.	160.	2010.
AVGE	62.	61.	78.	68.	87.	71.	
	71.	76.	68.	84.	75.	82.	
Table Total-	15850.90	Mean-	73.38	Std. Dev.-	50.95		
Min -	20.50	Max -	219.30				

A 2 Prior-adjustment factors

Leap year (from trading day regression) and prior adjustments.
From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan Jul	Feb Aug	Mar Sep	Apr Oct	May Nov	Jun Dec	AVGE
1995	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
1996	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
1997	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9

1998	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1999	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2000	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2001	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2002	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2003	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2004	100.0	102.7	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.2
2005	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2006	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2007	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2008	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2009	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2010	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2011	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2012	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
AVGE	100.0	100.1	100.0	105.6	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	
Table Total-	22121.77	Mean-	102.42	Std. Dev.-	3.92		
Min -	99.12	Max -	106.67				

MODEL DEFINITION

Combined Prior Adjustment Factors

User-defined * Leap Year

Transformation: Log(y)

Regression Model 1-Coefficient Trading Day + AO1996.Oct + AO1998.Jul

+

AO2005.May

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

regARIMA Model Span: 1995.Jan to 2012.Dec

MODEL ESTIMATION/EVALUATION

Exact ARMA likelihood estimation

Max total ARMA iterations 1500

Max ARMA iter's w/in an IGLS iterati 40

Convergence tolerance 1.00E-05

OUTLIER DETECTION

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Types All types

Method add one

Critical |t| for AO outliers 3.97

Critical |t| for LS outliers 3.97

Critical |t| for TC outliers 3.97

The following time series values might later be identified as outliers when data are added or revised. They were not identified as outliers in this run either because their test t-statistics were slightly below the critical value or because they were eliminated during the backward deletion step of the identification procedure, when a non-robust t-statistic is used.

Outlier	t(AO)	t(LS)	t(TC)
TC1999.Feb	2.31	2.46	3.66

Estimation converged in 11 ARMA iterations, 67 function evaluations.
Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
1-Coefficient Trading Day			
Weekday	0.0183	0.00307	5.97
**Sat/Sun (derived)	-0.0458	0.00767	-5.97
AO1996.Oct	0.8137	0.14768	5.51
AO1998.Jul	1.1199	0.14508	7.72
AO2005.May	0.8412	0.14311	5.88

**For the one coefficient trading-day effect, the derived parameter estimate is obtained indirectly as minus -2.5 times the directly estimated parameter that defines the effect.

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

Nonseasonal differences: 1
 Seasonal differences: 1

Parameter	Estimate	Standard Errors

Nonseasonal MA		
Lag 1	0.4403	0.06116
Seasonal MA		
Lag 12	0.8113	0.04735
Variance	0.31184E-01	
SE of Var	0.30953E-02	

ARMA Parameter Correlation matrix

Parameter 1 2

Nonseasonal MA		
Lag 1	1.00	
Seasonal MA		
Lag 12	0.06	1.00

Likelihood Statistics

Number of observations (nobs)		216
Effective number of observations (nefobs)		203
Number of parameters estimated (np)		7
Log likelihood		57.3972
Transformation Adjustment		-833.1909
Adjusted Log likelihood (L)		-775.7937
AIC		1565.5873
AICC (F-corrected-AIC)		1566.1617
Hannan Quinn		1574.9701
BIC		1588.7798

Roots of ARIMA Model

Root Real Imaginary Modulus Frequency

A 8 RegARIMA combined outlier component

(AO outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	------

1995	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1996	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	110.5
	100.0	100.0	100.0	100.0	225.6	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	110.5
1997	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1998	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	117.2
	306.5	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	117.2
1999	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2000	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2001	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2002	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2003	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	231.9	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	111.0
2006	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2008	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2009	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2010	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2011	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2012	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
AVGE	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	107.3	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Table Total-	22064.01	Mean-	102.15	Std. Dev.-	18.73							
	Min -	100.00	Max -	306.46								

A 8.A RegARIMA outlier component

From 2013.Jan to 2013.Dec
Observations 12

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
2013	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.
Sum of squares Dgrs.freedom Mean square F-value
Between months 10163.8166 11 923.98332 5.153**
Residual 36578.4622 204 179.30619
Total 46742.2788 215

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability
Kruskal-Wallis statistic Dgrs.freedom Probability level
55.7195 11 0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test
Sum of squares Dgrs.freedom Mean square F-value
Between Years 2444.3419 17 143.784816 1.421
Error 18923.8840 187 101.197240

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE
SEASONALITY
IDENTIFIABLE SEASONALITY PROBABLY NOT PRESENT

D 11 Final seasonally adjusted data

(also adjusted for trading day)

From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	22.	21.	25.	24.	30.	30.	360.
	38.	38.	37.	33.	30.	33.	
1996	33.	22.	28.	32.	31.	34.	454.
	32.	37.	39.	88.	39.	39.	
1997	45.	28.	35.	34.	32.	35.	398.
	33.	30.	32.	32.	33.	30.	

1998	29.	31.	33.	34.	32.	27.	395.
	83.	25.	21.	25.	26.	30.	
1999	29.	36.	48.	27.	28.	23.	348.
	27.	27.	26.	27.	25.	24.	
2000	23.	25.	23.	24.	27.	25.	292.
	22.	25.	25.	23.	25.	26.	
2001	27.	28.	26.	25.	23.	24.	318.
	24.	25.	31.	26.	22.	37.	
2002	27.	25.	28.	30.	34.	40.	433.
	43.	39.	44.	52.	37.	33.	
2003	32.	33.	33.	36.	40.	43.	519.
	46.	47.	47.	51.	56.	54.	
2004	60.	66.	95.	81.	70.	66.	780.
	58.	58.	50.	57.	62.	62.	
2005	66.	62.	76.	48.	144.	53.	878.
	71.	72.	74.	67.	65.	80.	
2006	90.	67.	72.	73.	97.	79.	1055.
	75.	80.	89.	143.	94.	97.	
2007	82.	86.	88.	101.	89.	100.	1046.
	89.	97.	83.	75.	87.	69.	
2008	97.	94.	99.	92.	96.	111.	1436.
	128.	122.	138.	197.	137.	125.	
2009	128.	128.	118.	93.	137.	110.	1388.
	101.	97.	94.	113.	140.	130.	
2010	112.	102.	103.	87.	122.	103.	1365.
	137.	103.	114.	120.	126.	137.	
2011	133.	164.	153.	178.	161.	148.	2015.
	167.	179.	238.	170.	165.	160.	
2012	157.	118.	188.	186.	168.	199.	1955.
	157.	176.	165.	151.	143.	149.	
AVGE	66.	63.	71.	67.	76.	69.	
	74.	71.	75.	81.	73.	73.	
Table Total-	15437.70	Mean-	71.47	Std. Dev.-	48.51		
	Min -	20.67	Max -	237.69			

Test for the presence of residual seasonality.

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. F = 1.21

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. F = 0.48

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level.

Note: sudden large changes in the level of the adjusted series will invalidate the results of this test for the last three year period.

D 12 Final trend cycle

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Trend filter 13-term Henderson moving average

I/C ratio 2.15

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	20.	22.	24.	26.	29.	32.	
	35.	36.	36.	35.	33.	32.	360.
1996	31.	31.	30.	31.	32.	33.	
	35.	36.	38.	39.	39.	39.	412.
1997	38.	37.	35.	34.	34.	33.	
	32.	32.	32.	31.	31.	31.	400.
1998	31.	32.	32.	32.	31.	29.	
	27.	25.	25.	26.	27.	29.	345.
1999	30.	31.	31.	30.	29.	28.	
	27.	27.	26.	26.	25.	24.	334.
2000	24.	24.	24.	24.	24.	24.	
	24.	24.	24.	25.	25.	26.	293.
2001	27.	26.	26.	25.	24.	24.	
	24.	25.	26.	26.	26.	26.	306.
2002	26.	27.	29.	32.	35.	38.	
	41.	42.	41.	39.	37.	35.	422.
2003	33.	33.	34.	37.	39.	42.	
	45.	47.	49.	51.	54.	58.	521.
2004	63.	68.	71.	72.	70.	66.	
	61.	57.	55.	56.	58.	61.	759.
2005	62.	62.	61.	60.	61.	63.	
	66.	68.	70.	71.	72.	72.	788.
2006	72.	72.	73.	73.	74.	76.	
	80.	84.	88.	90.	91.	91.	964.
2007	90.	90.	90.	93.	94.	95.	
	93.	89.	85.	82.	82.	84.	1067.
2008	87.	90.	94.	99.	104.	111.	
	120.	128.	133.	136.	135.	132.	1369.
2009	128.	123.	119.	114.	109.	105.	
	102.	102.	105.	109.	113.	114.	1343.
2010	112.	109.	106.	104.	104.	105.	
	108.	110.	114.	119.	126.	135.	1353.
2011	145.	153.	158.	162.	164.	166.	

	168.	169.	170.	168.	166.	164.	1951.
2012	166.	170.	175.	180.	181.	179.	
	174.	167.	161.	155.	152.	149.	2010.
AVGE	66.	67.	67.	68.	69.	69.	
	70.	70.	71.	71.	72.	72.	
Table Total-	14997.06	Mean-	69.43	Std. Dev.-	46.37		
	Min -	20.49	Max -	181.17			

D 13 Final irregular component

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	S.D.
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	106.2	94.2	103.5	89.2	102.3	92.7	
	109.9	105.4	102.6	95.7	90.7	104.8	6.6
1996	106.4	72.4	91.4	105.5	97.1	104.8	
	93.2	100.6	103.1	227.5	100.7	99.6	37.9
1997	118.5	75.1	99.6	98.6	96.8	105.5	
	101.5	94.4	99.5	101.2	108.0	95.5	9.7
1998	93.9	96.4	104.5	107.3	103.4	94.9	
	306.6	98.6	83.6	99.7	96.0	102.2	60.0
1999	95.8	115.6	156.1	91.3	96.1	83.9	
	101.8	101.0	97.2	106.4	99.7	97.3	17.8
2000	97.6	103.2	95.2	97.9	109.4	100.9	
	92.3	102.9	103.3	93.9	98.5	101.0	4.6
2001	100.9	106.4	100.4	100.3	92.6	99.8	
	98.9	101.8	122.0	99.6	83.6	138.7	14.0
2002	103.6	91.8	96.2	96.4	98.1	105.1	
	106.3	92.7	107.8	131.5	99.4	95.4	10.4
2003	97.1	101.0	96.9	98.0	101.9	102.1	
	103.2	99.8	97.2	99.8	104.4	94.4	2.9
2004	95.9	97.1	133.1	112.2	99.4	99.7	
	94.5	101.7	89.7	101.9	98.2	102.4	10.9
2005	106.8	100.5	124.4	80.2	234.5	84.7	
	107.7	105.9	105.0	93.3	90.9	111.3	40.6
2006	125.5	92.7	99.6	99.8	131.0	103.5	
	93.9	95.1	101.8	158.1	102.8	106.3	20.7
2007	90.8	95.6	97.1	109.0	94.5	105.8	
	95.9	109.5	98.0	91.2	105.7	82.8	8.0
2008	111.7	104.1	105.4	93.7	92.2	99.6	
	106.8	95.2	103.4	145.5	101.2	95.2	14.3

2009	99.9	103.5	99.6	81.4	125.4	105.0		
	98.9	94.9	89.7	103.8	124.1	113.9	12.7	
2010	99.4	93.4	97.0	83.8	117.3	97.2		
	126.8	93.8	100.2	101.2	99.7	101.5	10.7	
2011	91.8	107.7	96.6	110.0	98.3	89.3		
	99.6	105.9	140.2	101.3	99.4	97.2	13.0	
2012	94.7	69.4	106.9	103.6	92.5	111.0		
	90.0	105.1	102.6	96.9	94.2	99.8	10.7	
S.D.	9.2	12.8	16.8	9.7	33.6	7.3		
	49.4	4.9	12.3	35.7	8.2	11.3		
Table Total-	22350.57	Mean-	103.47	Std. Dev.-	22.17			
	Min -	69.40	Max -	306.64				

D 16 Combined adjustment factors

(includes seasonal, trading day factors)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	110.71	113.69	107.14	90.54	108.50	100.49	
	94.29	105.67	89.01	94.99	91.90	89.37	99.69
1996	116.00	122.08	94.87	102.92	108.53	87.97	
	106.70	99.09	88.39	101.82	86.30	95.09	100.81
1997	112.46	119.27	95.08	103.39	102.60	94.06	
	104.66	92.85	93.56	102.33	81.81	101.00	100.26
1998	101.72	123.11	101.58	102.85	96.63	100.86	
	103.17	93.29	93.37	96.56	88.67	100.71	100.21
1999	92.08	124.05	107.70	102.49	97.58	102.04	
	96.19	100.29	94.05	90.71	95.66	100.80	100.30
2000	89.87	129.07	106.90	88.94	111.59	103.38	
	91.59	108.73	89.13	96.91	96.63	88.64	100.12
2001	100.66	116.71	99.05	95.28	113.08	98.72	
	98.84	110.92	83.82	102.99	97.19	89.20	100.54
2002	100.46	109.83	92.87	102.30	113.98	93.10	
	107.21	106.45	88.68	102.46	91.63	96.86	100.49
2003	100.87	101.50	94.05	103.66	108.43	99.13	
	107.91	101.20	92.93	102.23	86.18	106.53	100.39
2004	94.71	94.32	109.01	104.18	102.49	104.99	
	100.87	109.74	90.73	89.66	99.16	108.78	100.72
2005	89.30	91.00	111.67	97.46	109.88	104.84	
	92.96	117.57	88.71	90.09	101.02	103.50	99.83

2006	95.51	89.38	114.07	89.53	117.64	104.84		
	91.42	117.36	81.58	96.87	103.03	98.58	99.98	
2007	101.78	88.39	108.71	92.17	119.88	99.06		
	96.11	114.59	75.60	105.64	104.58	99.93	100.54	
2008	99.46	93.85	102.54	95.91	115.44	99.26		
	101.23	99.19	84.98	107.38	92.50	114.00	100.48	
2009	90.61	89.79	110.87	95.18	110.88	106.17		
	99.41	97.82	84.55	102.17	97.31	114.40	99.93	
2010	82.55	90.83	119.83	95.95	112.98	105.84		
	91.74	104.13	84.61	96.11	101.13	115.26	100.08	
2011	80.95	90.74	121.66	91.02	122.32	106.02		
	84.62	110.90	85.47	95.99	98.47	108.41	99.72	
2012	84.93	95.76	115.04	93.08	130.86	99.39		
	89.18	111.89	75.88	108.40	97.00	100.72	100.18	
AVGE	96.93	104.63	106.26	97.05	111.29	100.56		
	97.67	105.65	86.95	99.07	95.01	101.77		
Table Total-	21651.05	Mean-	100.24	Std. Dev.-	9.97			
	Min -	75.60	Max -	130.86				

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

The measures below are between 0 and 3; acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). $M1 = 2.720$
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). $M2 = 0.630$
3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). $M3 = 0.575$
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). $M4 = 0.608$
5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). $M5 = 0.684$
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H). $M6 = 0.368$
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable seasonality (from Table F 2.I). $M7 = 1.045$
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series. $M8 = 1.449$

9. The average linear movement in the seasonal component M9 = 0.834

throughout the whole series.

10. Same as 8, calculated for recent years only. M10 = 1.482

11. Same as 9, calculated for recent years only. M11 = 1.372

*** CONDITIONALLY REJECTED *** at the level 1.02

*** Check the 5 above measures which failed.

*** Q (without M2) = 1.07 CONDITIONALLY REJECTED.

Series Title- Remesas Agregadas

Series Name- RagOLO

-Period covered- 1st month,1995 to 12th month,2012

-Type of run - multiplicative seasonal adjustment

-Sigma limits for graduating extreme values are 1.5 and 2.5 .

-a 3x5 moving average selected for the seasonal factor curves.

-Prior monthly adjustment (permanent) factors.

Contents of spc file RagOLO.spc

Line #

1: #C:\Users\RenÃ©

Maldonado\Desktop\BrasDecomp\03Outliners\RagOLO.spc was created on 19/07/2013 01:26:46 p.m.

2: #Created using X-13A-S version 1.0 build 150

3:

4: series{

5: title = "Remesas Agregadas"

6: file = "Rag.txt"

7: period = 12

8: format = free

9: start = 1995.01

10: }

11: spectrum{

12: savelog = peaks

13: }

14: transform{

15: function = log

16: file = "C:\Users\Ferriados\brasifix2.txt"

17: format = Datevalue

18: mode = ratio

19: }

20: regression{

21: variables = (td1coef TC1995.May AO1998.jul TC1999.Feb

LS2002.Jun TC2008.Oct)

22: #aictest = (td easter)

23: #savelog = aictest

24: }

25: outlier{

26: types = (AO LS TC)

27: }

28: arima{

29: model = (0 1 1)(0 1 1)

30: }

```

31: forecast{
32:   maxlead = 12
33:   print = none
34: }
35: estimate{
36:   print = (roots regcmatrix acm)
37:   savelog = (aicc aic bic hq afc)
38: }
39: check{
40:   print = all
41:   savelog = (lbq nrm)
42: }
43: x11{
44:   seasonalma = s3x5
45:   savelog = all
46: }
47: slidingspans{
48:   savelog = percent
49:   additivesa = percent
50: }
51: history{
52:   estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng)
53:   savelog = (asa ach atr atc)
54: }

```

A 1 Time series data (for the span analyzed)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	220.	255.	277.	274.	434.	374.	
	309.	324.	249.	269.	266.	224.	3474.
1996	250.	242.	279.	266.	224.	177.	
	203.	191.	172.	244.	161.	184.	2590.
1997	183.	153.	160.	167.	165.	167.	
	177.	151.	155.	166.	140.	160.	1943.
1998	128.	130.	156.	128.	126.	121.	
	179.	107.	114.	127.	128.	128.	1572.
1999	131.	190.	207.	142.	123.	119.	
	132.	138.	129.	130.	128.	151.	1719.
2000	104.	129.	133.	121.	138.	132.	

	129.	141.	121.	134.	143.	144.	1570.
2001	134.	136.	146.	135.	144.	123.	
	144.	144.	135.	152.	134.	153.	1680.
2002	136.	128.	135.	152.	165.	168.	
	227.	231.	222.	317.	235.	232.	2347.
2003	210.	193.	187.	216.	218.	200.	
	228.	232.	235.	249.	246.	300.	2713.
2004	241.	251.	330.	295.	324.	317.	
	283.	285.	234.	275.	290.	311.	3435.
2005	254.	232.	313.	238.	371.	267.	
	290.	317.	298.	294.	300.	323.	3497.
2006	301.	253.	370.	332.	400.	337.	
	335.	368.	324.	413.	377.	383.	4192.
2007	327.	286.	345.	333.	365.	332.	
	341.	372.	277.	325.	332.	301.	3934.
2008	339.	318.	352.	333.	344.	348.	
	389.	355.	385.	578.	388.	454.	4581.
2009	323.	302.	348.	281.	337.	306.	
	259.	272.	258.	306.	330.	392.	3714.
2010	277.	268.	330.	273.	323.	289.	
	318.	298.	278.	299.	330.	376.	3659.
2011	284.	335.	378.	350.	386.	337.	
	321.	397.	411.	340.	361.	385.	4284.
2012	295.	274.	394.	372.	432.	355.	
	318.	372.	280.	349.	308.	333.	4081.
AVGE	230.	226.	269.	245.	279.	248.	
	254.	261.	238.	276.	255.	274.	
Table Total-	54984.20	Mean-	254.56	Std. Dev.-	92.32		
	Min -	104.10	Max -	577.50			

A 2 Prior-adjustment factors

Leap year (from trading day regression) and prior adjustments.

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
1996	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
1997	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	

	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1998	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1999	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2000	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2001	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2002	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2003	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2004	100.0	102.7	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.2
2005	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2006	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2007	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2008	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2009	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2010	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2011	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2012	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
AVGE	100.0	100.1	100.0	105.6	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	
Table Total-	22121.77	Mean-	102.42	Std. Dev.-	3.92		
		Min -	99.12	Max -	106.67		

MODEL DEFINITION

Combined Prior Adjustment Factors

User-defined * Leap Year

Transformation: Log(y)

Regression Model 1-Coefficient Trading Day + TC1995.May + AO1998.jul + TC1999.Feb + LS2002.Jun + TC2008.Oct

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

regARIMA Model Span: 1995.Jan to 2012.Dec

MODEL ESTIMATION/EVALUATION

Exact ARMA likelihood estimation

Max total ARMA iterations 1500

Max ARMA iter's w/in an IGLS iterati 40

Convergence tolerance 1.00E-05

OUTLIER DETECTION

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Types All types

Method add one

Critical |t| for AO outliers 3.97

Critical |t| for LS outliers 3.97

Critical |t| for TC outliers 3.97

The following time series values might later be identified as outliers when data are added or revised. They were not identified as outliers in this run either because their test t-statistics were slightly below the critical value or because they were eliminated during the backward deletion step of the identification procedure, when a non-robust t-statistic is used.

Outlier	t(AO)	t(LS)	t(TC)
AO2005.May	3.48	2.72	2.82

Average absolute percentage error in within-sample forecasts:

Last year: 11.69 Last-1 year: 10.24 Last-2 year: 9.21

Last three years: 10.38

Estimation converged in 13 ARMA iterations, 83 function evaluations.

Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
1-Coefficient Trading Day			
Weekday	0.0138	0.00171	8.10
**Sat/Sun (derived)	-0.0346	0.00427	-8.10
TC1995.May	0.4606	0.08835	5.21
AO1998.jul	0.3389	0.07981	4.25
TC1999.Feb	0.4565	0.08517	5.36
LS2002.Jun	0.3361	0.08225	4.09
TC2008.Oct	0.3513	0.08505	4.13

**For the one coefficient trading-day effect, the derived parameter estimate is obtained indirectly as minus -2.5 times the directly estimated parameter that defines the effect.

ARIMA Model: (0 1 1)(0 1 1)

Nonseasonal differences: 1

Seasonal differences: 1

Parameter	Standard	
	Estimate	Errors

Nonseasonal MA		
Lag 1	0.4584	0.05998
Seasonal MA		
Lag 12	0.8317	0.04111
Variance	0.92024E-02	
SE of Var	0.91341E-03	

ARMA Parameter Correlation matrix

Parameter 1 2

Nonseasonal MA		
Lag 1	1.00	
Seasonal MA		
Lag 12	-0.03	1.00

Likelihood Statistics

Number of observations (nobs)		216
Effective number of observations (nefobs)		203
Number of parameters estimated (np)		9
Log likelihood	180.6474	
Transformation Adjustment	-1107.3862	
Adjusted Log likelihood (L)	-926.7388	
AIC	1871.4776	
AICC (F-corrected-AIC)	1872.4102	
Hannan Quinn	1883.5411	
BIC	1901.2964	

Roots of ARIMA Model

Root Real Imaginary Modulus Frequency

Nonseasonal MA				
Root 1	2.1817	0.0000	2.1817	0.0000
Seasonal MA				

Root 1 1.2024 0.0000 1.2024 0.0000

A 8 RegARIMA combined outlier component

(AO, LS, TC outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	

1995	71.5	71.5	71.5	71.5	113.3	98.6	
	89.5	83.7	79.8	77.2	75.4	74.2	81.5
1996	73.4	72.8	72.4	72.1	71.9	71.8	
	71.7	71.6	71.6	71.5	71.5	71.5	72.0
1997	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	
	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5
1998	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	
	100.3	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	73.9
1999	71.5	112.8	98.4	89.4	83.6	79.7	
	77.2	75.4	74.2	73.4	72.8	72.4	81.7
2000	72.1	71.9	71.8	71.7	71.6	71.6	
	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.6
2001	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	
	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5
2002	71.5	71.5	71.5	71.5	71.5	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	88.1
2003	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2006	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2008	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	142.1	127.9	118.8	107.4
2009	112.8	108.8	106.1	104.2	102.9	102.0	
	101.4	101.0	100.7	100.5	100.3	100.2	103.4
2010	100.2	100.1	100.1	100.1	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

2011	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2012	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
AVGE	88.2	90.2	89.2	88.6	90.5	91.0	
	91.9	89.9	89.6	91.7	90.8	90.2	
Table Total-	19470.77	Mean-	90.14	Std. Dev.-	17.57		
	Min -	71.46	Max -	142.09			

A 8.A RegARIMA outlier component

From 2013.Jan to 2013.Dec
Observations 12

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	AVGE
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
2013	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between months	7721.9042	11	701.99129	15.546**
Residual	9211.5637	204	45.15472	
Total	16933.4679	215		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

	Kruskal-Wallis statistic	Dgrs.freedom	Probability level
	108.9834	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between Years	832.6412	17	48.978894	1.599
Error	5726.4901	187	30.622942	

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY

IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

D 11 Final seasonally adjusted data

(also adjusted for trading day)

From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	225.	261.	247.	266.	413.	371.	
	323.	308.	269.	253.	245.	221.	3402.
1996	244.	235.	271.	237.	213.	194.	
	192.	191.	185.	218.	156.	171.	2507.
1997	179.	156.	155.	162.	165.	177.	
	167.	158.	158.	149.	142.	139.	1905.
1998	132.	133.	145.	127.	132.	123.	
	166.	111.	115.	119.	125.	109.	1538.
1999	144.	195.	183.	135.	128.	121.	
	128.	136.	129.	128.	119.	127.	1673.
2000	116.	126.	120.	127.	129.	136.	
	131.	131.	125.	126.	134.	133.	1534.
2001	137.	141.	141.	136.	132.	132.	
	140.	132.	146.	137.	124.	142.	1638.
2002	139.	135.	137.	145.	149.	188.	
	211.	220.	227.	286.	229.	207.	2274.
2003	213.	211.	189.	203.	202.	212.	
	212.	233.	230.	225.	252.	258.	2641.
2004	256.	282.	301.	295.	310.	318.	
	276.	272.	231.	274.	272.	268.	3355.
2005	282.	267.	282.	234.	336.	265.	
	296.	288.	298.	292.	284.	293.	3417.
2006	318.	292.	329.	348.	344.	331.	
	342.	335.	344.	391.	358.	360.	4094.
2007	328.	329.	320.	338.	311.	340.	
	334.	340.	313.	292.	316.	280.	3841.
2008	341.	343.	341.	328.	305.	355.	
	368.	357.	400.	523.	403.	381.	4445.
2009	345.	337.	321.	278.	310.	296.	
	250.	273.	270.	291.	327.	327.	3626.
2010	314.	296.	289.	269.	295.	280.	
	326.	285.	291.	300.	313.	313.	3571.
2011	324.	369.	329.	357.	334.	329.	
	349.	361.	430.	341.	344.	337.	4205.
2012	321.	287.	360.	374.	356.	364.	
	331.	338.	321.	319.	295.	308.	3974.
AVGE	242.	244.	248.	242.	253.	252.	
	252.	248.	249.	259.	247.	243.	
Table Total-	53638.06	Mean-	248.32	Std. Dev.-	87.27		

Min - 109.08 Max - 523.04

Test for the presence of residual seasonality.

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. F = 0.50

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. F = 0.29

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level.

Note: sudden large changes in the level of the adjusted series will invalidate the results of this test for the last three year period.

D 12 Final trend cycle

(LS outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Trend filter 13-term Henderson moving average

I/C ratio 2.21

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	243.	248.	254.	259.	263.	264.	
	260.	254.	245.	237.	232.	230.	2989.
1996	230.	230.	228.	222.	213.	204.	
	195.	189.	185.	182.	178.	173.	2429.
1997	168.	164.	162.	163.	165.	166.	
	165.	162.	156.	149.	143.	139.	1903.
1998	137.	135.	134.	131.	127.	123.	
	119.	117.	117.	119.	122.	124.	1504.
1999	124.	121.	117.	114.	113.	114.	
	117.	120.	122.	123.	122.	121.	1428.
2000	120.	121.	124.	127.	129.	130.	
	130.	130.	129.	129.	131.	134.	1536.
2001	136.	138.	138.	137.	136.	135.	
	135.	135.	136.	136.	136.	137.	1633.
2002	137.	139.	140.	143.	146.	209.	
	215.	220.	224.	225.	223.	218.	2239.
2003	211.	205.	201.	201.	204.	209.	
	216.	223.	229.	237.	245.	256.	2638.
2004	268.	282.	293.	300.	300.	296.	
	288.	279.	273.	270.	270.	272.	3393.
2005	274.	274.	275.	276.	278.	281.	
	285.	288.	290.	292.	293.	298.	3403.

2006	306.	316.	326.	333.	338.	340.	
	343.	347.	352.	355.	355.	350.	4060.
2007	341.	333.	327.	327.	329.	330.	
	328.	323.	317.	314.	315.	320.	3905.
2008	327.	333.	337.	340.	345.	353.	
	360.	363.	360.	351.	338.	323.	4132.
2009	312.	303.	297.	292.	285.	278.	
	274.	276.	284.	296.	306.	312.	3515.
2010	310.	302.	293.	285.	282.	282.	
	285.	289.	294.	300.	308.	317.	3546.
2011	326.	332.	336.	339.	342.	345.	
	348.	350.	349.	345.	341.	338.	4091.
2012	340.	346.	353.	358.	359.	354.	
	345.	333.	322.	314.	309.	307.	4040.
AVGE	239.	240.	241.	242.	242.	245.	
	245.	244.	244.	243.	243.	243.	
Table Total-	52383.50	Mean-	242.52	Std. Dev.-	82.74		
Min -	113.07	Max -	363.47				

D 13 Final irregular component

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	S.D.
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	
1995	92.7	105.1	97.1	102.7	157.0	140.8	
	124.2	121.6	109.6	106.8	105.7	96.2	22.8
1996	105.8	101.9	118.9	106.7	99.7	95.4	
	98.6	101.2	100.2	120.1	87.6	98.9	9.2
1997	106.8	95.0	95.3	99.3	99.9	106.4	
	100.9	97.3	101.3	99.8	99.0	100.0	3.5
1998	96.7	98.5	108.2	97.1	103.3	100.1	
	139.9	95.2	97.9	100.4	102.7	88.1	12.5
1999	116.5	160.6	156.0	117.7	113.0	106.1	
	109.5	113.8	105.7	104.0	97.6	105.1	25.8
2000	95.9	104.0	96.8	100.6	100.1	104.0	
	100.7	100.9	97.1	97.1	101.8	99.2	2.6
2001	100.3	102.2	102.0	99.4	97.6	97.6	
	103.9	97.5	107.6	100.5	90.8	104.2	4.1
2002	101.1	97.6	97.7	101.5	102.5	90.0	
	97.9	99.9	101.4	127.1	102.8	95.1	8.6
2003	101.0	103.1	93.9	101.0	98.7	101.4	

	98.3	104.5	100.2	94.9	102.8	100.9	3.0
2004	95.4	100.1	102.8	98.5	103.3	107.4	
	95.9	97.2	84.5	101.2	100.6	98.6	5.5
2005	102.9	97.2	102.5	84.9	121.0	94.3	
	104.2	100.1	102.6	100.1	96.8	98.3	8.0
2006	104.0	92.4	100.9	104.3	101.9	97.4	
	99.8	96.6	97.8	110.1	101.1	103.1	4.4
2007	96.2	98.9	97.7	103.5	94.5	102.8	
	101.8	105.4	98.6	92.8	100.2	87.4	5.1
2008	104.4	103.0	101.2	96.4	88.2	100.6	
	102.2	98.2	111.0	148.9	119.5	117.7	16.8
2009	110.7	111.3	108.2	95.3	108.7	106.4	
	91.1	98.9	95.0	98.5	107.0	104.9	7.2
2010	101.4	98.0	98.5	94.4	104.6	99.4	
	114.5	98.6	99.1	100.0	101.5	98.8	4.8
2011	99.4	111.3	98.0	105.4	97.5	95.3	
	100.3	103.4	123.2	98.8	100.9	99.7	7.9
2012	94.6	83.0	101.8	104.4	99.2	102.8	
	96.0	101.4	99.6	101.5	95.3	100.3	5.7
S.D.	6.1	15.6	14.4	6.5	15.2	10.7	
Table Total-	12.1	6.6	7.9	14.5	6.5	6.4	10.90
	22175.60	Mean-	83.04	Max -	160.63		

D 16 Combined adjustment factors
(includes seasonal, trading day factors)
From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	97.79	97.93	112.41	96.31	105.11	100.75	
	95.58	105.01	86.93	102.72	101.77	94.75	99.76
1996	102.45	102.92	102.69	105.02	105.14	90.88	
	105.61	100.18	87.19	108.02	96.79	100.54	100.62
1997	102.14	97.88	103.17	103.18	100.32	94.66	
	106.21	95.54	91.99	108.16	92.13	107.59	100.25
1998	96.80	97.81	108.00	100.82	95.58	98.71	
	107.31	95.94	92.98	103.12	96.11	110.01	100.27
1999	91.11	97.53	112.69	98.93	96.24	97.98	
	102.98	101.21	94.01	98.31	100.82	111.59	100.28
2000	90.10	102.15	110.90	88.90	106.84	97.52	

	98.51	107.81	90.72	102.88	100.63	101.77	99.89
2001	98.03	96.29	104.05	93.50	108.71	93.22	
	102.90	109.09	86.95	107.52	101.02	101.02	100.19
2002	97.99	94.32	98.23	98.65	110.74	89.34	
	107.80	104.78	91.73	107.04	95.93	104.97	100.13
2003	98.18	91.43	98.66	99.46	108.08	94.44	
	107.37	99.68	95.81	107.25	91.28	108.99	100.05
2004	94.08	88.88	109.66	100.06	104.32	99.68	
	102.48	105.03	94.95	97.13	99.95	108.59	100.40
2005	89.97	87.11	111.05	95.20	110.32	100.74	
	97.72	110.05	93.74	97.44	99.15	103.52	99.67
2006	94.69	86.67	112.44	89.60	116.27	101.71	
	97.76	109.87	88.11	102.16	98.56	99.53	99.78
2007	99.66	86.93	108.06	92.16	117.44	97.63	
	101.88	109.23	82.85	107.66	98.60	100.62	100.23
2008	99.21	92.56	102.96	95.23	112.94	98.12	
	105.64	99.49	90.25	106.85	90.10	111.86	100.43
2009	93.61	89.46	108.36	94.50	108.68	103.31	
	103.82	99.56	89.77	101.65	94.44	112.42	99.97
2010	88.26	90.49	114.24	95.00	109.58	103.11	
	97.46	104.68	89.56	96.37	98.95	112.57	100.02
2011	87.73	90.75	114.78	91.70	115.67	102.66	
	92.00	109.77	89.63	96.44	98.25	107.07	99.70
2012	91.69	95.41	109.59	93.34	121.19	97.40	
	96.30	110.06	81.57	105.86	97.77	101.60	100.15
AVGE	95.19	93.70	107.89	96.20	108.51	97.88	
Table Total-	101.63	104.28	89.93	103.14	97.35	105.50	7.36
	21621.35	Mean-	81.57	Max -	121.19		

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

The measures below are between 0 and 3; acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). $M1 = 2.110$
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). $M2 = 0.232$
3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). $M3 = 0.605$
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). $M4 = 0.587$

5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). M5 = 0.726
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H). M6 = 0.530
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable seasonality (from Table F 2.I). M7 = 0.616
8. The size of the fluctuations in the seasonal component throughout the whole series. M8 = 1.084
9. The average linear movement in the seasonal component throughout the whole series. M9 = 0.500
10. Same as 8, calculated for recent years only. M10 = 1.078
11. Same as 9, calculated for recent years only. M11 = 0.990

*** ACCEPTED *** at the level 0.78

*** Check the 3 above measures which failed.

*** Q (without M2) = 0.85 CONDITIONALLY ACCEPTED.

Series Title- Remesas de Trabajadores

Series Name- RtbOL0

-Period covered- 1st month,1995 to 12th month,2012

-Type of run - multiplicative seasonal adjustment

Contents of spc file RtbOL0.spc

Line #

```

1: #C:\Users\RenÃ©
Maldonado\Desktop\BrasDecomp\03Outliners\RtbOL0.spc was created on
19/07/2013 02:00:36 p.m.
2: #Created using X-13A-S version 1.0 build 150
3:
4: series{
5:   title = "Remesas de Trabajadores"
6:   file = "Rtb.txt"
7:   period = 12
8:   format = free
9:   start = 1995.01
10: }
11: spectrum{
12:   savelog = peaks
13: }
14: transform{
15:   function = log
16:   file = "C:\Users\Feridos\brasilfix2.txt"
17:   format = Datevalue
18:   mode = ratio
19: }
20: regression{
21:   variables = ( td1coef TC1995.May LS1996.jul TC1999.Feb
LS2002.jun AO2002.oct TC2008.oct )
22:   #aictest = ( td easter )
23:   #savelog = aictest
24: }
25: outlier{
26:   types = ( AO LS TC )
27: }

```

```

28: arima{
29:   model = (1 1 0)(0 1 1)
30: }
31: forecast{
32:   maxlead = 12
33:   print = none
34: }
35: estimate{
36:   print = (roots regcmatrix acm)
37:   savelog = (aicc aic bic hq afc)
38: }
39: check{
40:   print = all
41:   savelog = (lbq nrm)
42: }
43: x11{
44:   seasonalma = s3x5
45:   savelog = all
46: }
47: slidingspans{
48:   savelog = percent
49:   additivesa = percent
50: }
51: history{
52:   estimates = (fcst aic sadj sadjchng trend trendchng)
53:   savelog = (asa ach atr atc)
54: }

```

A 1 Time series data (for the span analyzed)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	TOTAL
1995	183.	216.	234.	244.	386.	324.	
	251.	268.	192.	216.	214.	163.	2891.

1996	195.	191.	225.	209.	169.	120.	
	143.	132.	119.	134.	109.	122.	1867.
1997	121.	99.	108.	118.	111.	115.	
	122.	106.	109.	117.	97.	111.	1333.
1998	87.	78.	96.	76.	80.	74.	
	78.	71.	80.	93.	82.	94.	987.
1999	93.	127.	136.	97.	85.	84.	
	88.	99.	91.	95.	92.	104.	1191.
2000	82.	83.	95.	86.	97.	91.	
	89.	99.	88.	99.	105.	99.	1112.
2001	98.	85.	107.	95.	105.	89.	
	98.	104.	95.	109.	100.	95.	1178.
2002	92.	83.	91.	101.	108.	117.	
	160.	175.	168.	249.	186.	181.	1711.
2003	163.	151.	141.	159.	163.	147.	
	174.	173.	177.	180.	181.	209.	2018.
2004	181.	175.	214.	193.	240.	222.	
	207.	208.	173.	208.	217.	221.	2459.
2005	193.	175.	225.	181.	198.	208.	
	205.	227.	212.	215.	215.	226.	2480.
2006	214.	175.	273.	223.	270.	248.	
	247.	257.	240.	248.	254.	241.	2890.
2007	241.	200.	247.	231.	256.	229.	
	249.	257.	206.	240.	233.	219.	2809.
2008	238.	211.	245.	232.	227.	224.	
	235.	209.	229.	345.	248.	272.	2913.
2009	204.	181.	207.	180.	179.	185.	
	155.	174.	170.	182.	180.	228.	2224.
2010	181.	171.	201.	179.	181.	175.	
	185.	185.	170.	174.	189.	199.	2189.
2011	170.	180.	186.	168.	182.	173.	
	171.	187.	188.	164.	179.	188.	2134.
2012	156.	154.	172.	179.	206.	152.	
	167.	170.	141.	174.	154.	165.	1990.
AVGE	161.	152.	178.	164.	180.	165.	
	168.	172.	158.	180.	168.	174.	
Table Total-	36376.10	Mean-	168.41	Std. Dev.-	58.92		

Min - 70.80 Max - 386.00

A 2 Prior-adjustment factors

Leap year (from trading day regression) and prior adjustments.
 From 1995.Jan to 2012.Dec
 Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
1996	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
1997	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1998	100.0	99.1	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	101.9
1999	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2000	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2001	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2002	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2003	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2004	100.0	102.7	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.2
2005	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2006	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2007	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2008	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	

	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
2009	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2010	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2011	100.0	99.1	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.4
2012	100.0	102.7	100.0	106.7	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	102.7
AVGE	100.0	100.1	100.0	105.6	100.0	100.0	
	100.0	100.0	106.7	103.3	106.7	106.7	
Table Total-	22121.77	Mean-	102.42	Std. Dev.-	3.92		
	Min -	99.12	Max -	106.67			

MODEL DEFINITION

Combined Prior Adjustment Factors

User-defined * Leap Year

Transformation: Log(y)

Regression Model 1-Coefficient Trading Day + TC1995.May + LS1996.jul + TC1999.Feb + LS2002.jun + AO2002.oct + TC2008.oct

ARIMA Model: (1 1 0)(0 1 1)

regARIMA Model Span: 1995.Jan to 2012.Dec

MODEL ESTIMATION/EVALUATION

Exact ARMA likelihood estimation

Max total ARMA iterations 1500

Max ARMA iter's w/in an IGLS iterati 40

Convergence tolerance 1.00E-05

OUTLIER DETECTION

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Types All types

Method add one

Critical |t| for AO outliers 3.97

Critical |t| for LS outliers 3.97

Critical |t| for TC outliers 3.97

The following time series values might later be identified as outliers when data are added or revised. They were not identified as outliers in this run either because their test t-statistics were slightly below

the critical value or because they were eliminated during the backward deletion step of the identification procedure, when a non-robust t-statistic is used.

Outlier	t(AO)	t(LS)	t(TC)
AO1995.Jan	-3.52		-2.05
TC1995.Dec		-3.07	-4.58
AO1995.Dec	-3.97	-3.07	-4.58
AO1999.Jan	4.13	3.17	
TC1999.Jan	4.13	3.17	3.60
TC1999.Apr	-1.78	-3.87	-4.00
TC2002.Jun	-3.93		-4.06
LS2002.Jul	0.04	3.93	2.44
LS2002.Aug	1.88	3.60	3.19
AO2004.May	3.62	3.37	
TC2004.May	3.62	3.37	3.37
AO2004.Sep	-3.83	-1.82	-2.64
AO2006.Feb	-3.53	-0.43	-1.78
LS2006.Mar	2.20	3.59	3.06
TC2009.Jul		-3.01	-4.01
AO2009.Jul	-3.49	-3.01	-4.01

Average absolute percentage error in within-sample forecasts:

Last year: 9.21 Last-1 year: 5.36 Last-2 year: 10.90

Last three years: 8.49

Estimation converged in 70 ARMA iterations, 275 function evaluations.

Regression Model

Variable	Parameter Estimate	Standard Error	t-value
1-Coefficient Trading Day			
Weekday	0.0130	0.00134	9.66
**Sat/Sun (derived)	-0.0325	0.00336	-9.66
TC1995.May	0.4562	0.07033	6.49
LS1996.jul	-0.0487	0.07192	-0.68

TC1999.Feb	0.4651	0.06992	6.65
LS2002.jun	0.3241	0.07204	4.50
AO2002.oct	0.2558	0.06320	4.05
TC2008.oct	0.3738	0.06994	5.35
Automatically Identified Outliers			
LS1996.May	-0.3601	0.07184	-5.01

**For the one coefficient trading-day effect, the derived parameter estimate is obtained indirectly as minus -2.5 times the directly estimated parameter that defines the effect.

ARIMA Model: (1 1 0)(0 1 1)

Nonseasonal differences: 1

Seasonal differences: 1

Parameter	Estimate	Standard Errors
Nonseasonal AR		
Lag 1	-0.4090	0.05913
Seasonal MA		
Lag 12	0.9983	0.04010
Variance	0.56745E-02	
SE of Var	0.56325E-03	

ARMA Parameter Correlation matrix

Parameter 1 2

Nonseasonal AR

Lag 1 1.00

Seasonal MA

Lag 12 0.05 1.00

Likelihood Statistics

Number of observations (nobs)	216
Effective number of observations (nefobs)	203
Number of parameters estimated (np)	11
Log likelihood	219.6559

Transformation Adjustment -1022.1453
Adjusted Log likelihood (L) -802.4894
AIC 1626.9789
AICC (F-corrected-AIC) 1628.3611
Hannan Quinn 1641.7232
BIC 1663.4241

Roots of ARIMA Model
Root Real Imaginary Modulus Frequency

Nonseasonal AR
Root 1 -2.4447 0.0000 2.4447 0.5000
Seasonal MA
Root 1 1.0017 0.0000 1.0017 0.0000

A 8 RegARIMA combined outlier component

(AO, LS, TC outliers included)
From 1995.Jan to 2012.Dec
Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	108.8	108.8	108.8	108.8	171.8	149.8	
	136.1	127.3	121.4	117.5	114.8	113.0	123.9
1996	111.7	110.9	110.3	109.8	76.4	76.3	
	72.5	72.5	72.4	72.4	72.4	72.4	85.8
1997	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	
	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3
1998	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	
	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3
1999	72.3	115.1	100.1	90.8	84.8	80.9	
	78.2	76.4	75.1	74.3	73.7	73.3	82.9
2000	73.0	72.8	72.6	72.5	72.5	72.4	
	72.4	72.4	72.4	72.3	72.3	72.3	72.5
2001	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	

	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3
2002	72.3	72.3	72.3	72.3	72.3	100.0	
	100.0	100.0	100.0	129.2	100.0	100.0	90.9
2003	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2006	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2008	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	145.3	129.9	120.1	107.9
2009	113.7	109.4	106.5	104.5	103.1	102.2	
	101.5	101.1	100.7	100.5	100.4	100.3	103.7
2010	100.2	100.1	100.1	100.1	100.1	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2011	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2012	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
AVGE	92.7	94.8	93.8	93.1	94.3	94.4	
	93.2	92.6	92.2	96.0	93.4	92.7	
Table Total-	20216.42	Mean-	93.59	Std. Dev.-	17.71		
	Min -	72.32	Max -	171.77			

A 8.A RegARIMA outlier component

From 2013.Jan to 2013.Dec
Observations 12

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
2013	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

A 8.AO RegARIMA AO outlier component

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1996	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1997	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1998	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1999	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2000	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2001	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2002	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	102.4
2003	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2004	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2005	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2006	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2007	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2008	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2009	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

2010	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2011	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2012	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
AVGE	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Table Total-	21629.15	Mean-	100.13	Std. Dev.-	1.98								
	Min -	100.00	Max -	129.15									

D 8.A F-tests for seasonality

Test for the presence of seasonality assuming stability.

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between months	5857.6445	11	532.51313	17.708**
Residual	6134.6146	204	30.07164	
Total	11992.2590	215		

**Seasonality present at the 0.1 per cent level.

Nonparametric Test for the Presence of Seasonality Assuming Stability

	Kruskal-Wallis statistic	Dgrs.freedom	Probability level
	114.8721	11	0.000%

Seasonality present at the one percent level.

Moving Seasonality Test

	Sum of squares	Dgrs.freedom	Mean square	F-value
Between Years	417.6549	17	24.567935	1.403
Error	3274.8611	187	17.512626	

No evidence of moving seasonality at the five percent level.

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY
IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

D 11 Final seasonally adjusted data

(also adjusted for trading day)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan Jul	Feb Aug	Mar Sep	Apr Oct	May Nov	Jun Dec	TOTAL
1995	188.	236.	211.	246.	352.	318.	
	258.	249.	204.	200.	205.	157.	2824.
1996	191.	198.	220.	194.	154.	130.	
	135.	129.	125.	117.	109.	113.	1815.
1997	118.	108.	105.	118.	106.	120.	
	115.	109.	108.	102.	101.	97.	1308.
1998	88.	86.	88.	77.	81.	75.	
	74.	73.	78.	84.	81.	82.	966.
1999	99.	140.	120.	93.	87.	86.	
	87.	97.	88.	89.	86.	90.	1163.
2000	87.	88.	85.	92.	91.	94.	
	93.	91.	88.	89.	96.	94.	1087.
2001	96.	95.	101.	97.	98.	96.	
	97.	95.	99.	94.	90.	91.	1148.
2002	91.	92.	91.	100.	101.	129.	
	151.	165.	167.	217.	177.	167.	1647.
2003	161.	169.	142.	158.	158.	153.	
	162.	171.	168.	158.	181.	186.	1968.
2004	187.	196.	195.	204.	243.	219.	
	199.	196.	166.	202.	201.	198.	2407.
2005	208.	198.	203.	188.	190.	202.	
	205.	206.	205.	211.	201.	213.	2430.
2006	218.	199.	243.	241.	247.	239.	
	246.	234.	245.	234.	241.	237.	2826.
2007	234.	227.	228.	238.	235.	231.	
	237.	236.	221.	218.	222.	214.	2740.
2008	229.	225.	236.	229.	216.	228.	
	214.	210.	227.	315.	258.	239.	2827.
2009	205.	202.	192.	177.	178.	181.	
	142.	174.	169.	174.	179.	198.	2172.
2010	191.	188.	180.	176.	178.	173.	
	178.	178.	171.	174.	180.	172.	2137.
2011	180.	197.	167.	172.	170.	172.	
	172.	171.	188.	164.	171.	169.	2094.

2012	157.	160.	163.	183.	184.	160.	
	161.	156.	155.	159.	146.	155.	1939.
AVGE	163.	167.	165.	166.	171.	167.	
	163.	163.	160.	167.	163.	160.	
Table Total-	35499.20	Mean-	164.35	Std. Dev.-	55.99		
	Min -	73.01	Max -	352.03			

Test for the presence of residual seasonality.

No evidence of residual seasonality in the entire series at the 1 per cent level. F = 0.38

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 1 per cent level. F = 0.42

No evidence of residual seasonality in the last 3 years at the 5 per cent level.

Note: sudden large changes in the level of the adjusted series will invalidate the results of this test for the last three year period.

D 12 Final trend cycle

(LS outliers included)

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

Trend filter 13-term Henderson moving average

I/C ratio 2.27

	Jan Jul	Feb Aug	Mar Sep	Apr Oct	May Nov	Jun Dec	TOTAL
1995	229.	229.	229.	228.	226.	220.	
	213.	204.	195.	189.	187.	188.	2536.
1996	191.	195.	199.	201.	141.	141.	
	131.	127.	123.	119.	115.	113.	1796.
1997	111.	111.	111.	112.	113.	114.	
	113.	111.	108.	104.	99.	95.	1302.
1998	91.	87.	84.	81.	78.	76.	
	75.	76.	77.	80.	82.	84.	971.
1999	85.	85.	84.	82.	81.	80.	
	80.	82.	84.	85.	86.	87.	1002.
2000	87.	87.	88.	90.	91.	91.	

	91.	91.	91.	91.	93.	94.	1086.
2001	96.	97.	98.	98.	98.	97.	
	97.	96.	95.	94.	92.	91.	1148.
2002	91.	92.	94.	97.	101.	147.	
	154.	161.	166.	169.	170.	169.	1612.
2003	166.	163.	160.	158.	158.	159.	
	162.	165.	170.	175.	180.	184.	1999.
2004	189.	195.	200.	204.	206.	206.	
	204.	202.	200.	200.	201.	202.	2407.
2005	201.	199.	197.	196.	197.	199.	
	201.	204.	206.	207.	209.	213.	2428.
2006	218.	226.	233.	238.	242.	243.	
	243.	241.	240.	239.	237.	235.	2835.
2007	233.	232.	232.	233.	234.	234.	
	233.	229.	225.	222.	221.	222.	2751.
2008	224.	227.	228.	227.	224.	222.	
	219.	217.	214.	210.	203.	196.	2612.
2009	189.	182.	177.	174.	171.	169.	
	169.	169.	172.	176.	180.	184.	2111.
2010	185.	185.	183.	180.	177.	176.	
	175.	175.	175.	175.	176.	175.	2136.
2011	175.	173.	172.	171.	171.	171.	
	172.	172.	171.	169.	167.	165.	2048.
2012	163.	163.	163.	163.	163.	162.	
	160.	158.	156.	154.	153.	153.	1912.
AVGE	163.	163.	163.	163.	160.	161.	
	161.	160.	159.	159.	158.	158.	
Table Total-	34693.09	Mean-	160.62	Std. Dev.-	51.78		
	Min -	75.44	Max -	242.94			

D 13 Final irregular component

From 1995.Jan to 2012.Dec

Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	S.D.

1995	82.1	103.3	92.4	107.8	156.0	144.1	
	121.4	122.5	104.3	105.5	109.9	83.6	24.0
1996	99.8	101.7	110.7	96.1	108.9	92.5	
	103.0	101.1	101.9	98.9	94.9	100.0	5.1
1997	106.7	97.8	94.6	104.9	94.0	106.0	
	101.7	98.2	100.1	98.1	102.1	101.8	4.0
1998	96.6	98.0	105.4	96.0	104.4	98.4	
	97.7	96.2	101.4	105.1	98.0	96.8	3.5
1999	116.4	164.6	142.7	112.7	107.3	107.3	
	108.7	119.0	105.0	104.4	99.4	104.3	24.2
2000	100.7	100.3	96.0	102.1	100.0	102.8	
	101.4	100.2	96.7	97.4	103.5	99.8	2.2
2001	100.4	97.6	103.5	99.1	100.5	98.6	
	100.1	98.5	104.0	100.4	97.7	100.1	2.0
2002	99.9	100.2	97.3	102.3	99.5	88.0	
	97.6	102.5	100.5	128.1	103.9	98.8	9.0
2003	97.1	103.8	88.7	99.8	100.5	96.3	
	100.5	103.3	98.9	90.5	100.7	101.2	4.7
2004	98.9	100.8	97.4	100.2	118.0	106.3	
	97.7	97.1	83.2	101.3	100.1	98.4	7.5
2005	103.4	99.5	103.1	95.7	96.8	101.7	
	101.8	101.0	99.7	101.8	96.4	100.2	2.5
2006	99.8	88.4	104.4	101.2	102.3	98.3	
	101.3	97.1	102.0	98.1	101.8	100.8	3.9
2007	100.1	97.8	98.4	102.2	100.2	98.6	
	101.9	102.8	98.1	98.2	100.6	96.2	2.0
2008	102.2	99.3	103.5	100.9	96.4	102.8	
	97.6	96.6	106.0	150.6	127.0	122.1	17.9
2009	108.6	110.7	108.6	102.0	104.0	107.1	
	84.1	103.0	98.5	99.2	99.6	107.7	7.4
2010	102.9	101.8	98.4	97.9	100.8	98.3	
	101.7	101.7	97.4	99.1	102.5	98.0	2.0
2011	102.9	113.4	97.1	100.4	99.6	100.5	
	100.4	99.8	110.4	97.2	102.4	102.5	5.2
2012	95.9	98.5	99.8	111.8	112.8	98.4	
	100.6	98.6	99.9	103.2	95.4	101.6	5.5
S.D.	6.6	16.1	11.4	5.1	14.6	11.5	

	6.8	7.3	5.4	14.1	7.2	7.0	
Table Total-	22107.14	Mean-	102.35	Std. Dev.-	10.13		
	Min -	82.12	Max -	164.61			

D 16 Combined adjustment factors

(includes seasonal, trading day factors)
 From 1995.Jan to 2012.Dec
 Observations 216

	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	
	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec	AVGE
1995	97.65	91.39	110.73	93.05	109.65	102.00	
	97.02	107.58	88.40	104.84	97.78	97.07	99.76
1996	102.25	96.04	101.96	101.24	109.42	92.35	
	106.05	102.47	88.97	110.47	93.50	101.90	100.55
1997	102.46	91.36	103.02	99.95	104.17	95.31	
	106.04	97.28	94.28	111.47	89.72	107.22	100.19
1998	98.43	91.04	108.13	98.90	98.40	98.57	
	105.97	96.98	95.79	107.32	94.91	107.95	100.20
1999	93.92	90.55	113.07	97.59	97.80	97.46	
	100.99	101.78	97.34	103.16	100.83	108.06	100.21
2000	93.50	94.88	111.86	88.41	106.37	96.89	
	96.35	108.08	94.01	107.83	102.42	98.62	99.94
2001	101.40	90.18	105.33	91.78	106.71	92.97	
	100.98	109.72	90.15	112.06	103.52	97.94	100.23
2002	101.09	89.74	99.68	95.31	106.84	90.07	
	106.43	106.04	94.41	111.13	98.77	101.71	100.10
2003	100.89	89.13	99.45	94.77	102.84	95.98	
	107.30	101.54	98.43	110.20	93.72	105.34	99.97
2004	96.66	88.85	109.72	94.40	98.87	101.67	
	103.82	106.27	97.76	99.69	101.16	104.56	100.29
2005	92.94	88.14	110.78	90.48	103.94	103.02	
	100.03	110.33	96.99	98.80	99.89	99.60	99.58
2006	97.92	87.89	112.46	86.54	108.97	103.64	
	100.53	109.69	91.95	102.63	98.54	95.47	99.69
2007	103.15	88.23	108.45	90.81	109.27	98.93	

	105.07	109.10	87.20	106.71	98.18	96.20	100.11
2008	103.67	93.45	103.60	95.14	104.77	98.17	
	109.70	99.83	94.57	105.85	89.82	106.49	100.42
2009	99.32	90.00	107.77	95.36	100.65	101.92	
	109.17	99.60	93.94	101.03	94.11	107.79	100.06
2010	94.89	90.78	111.94	95.48	101.16	101.19	
	103.90	104.27	93.45	96.60	98.44	108.73	100.07
2011	94.86	91.25	111.12	91.58	106.51	100.38	
	99.14	108.90	93.26	96.86	98.39	104.30	99.71
2012	99.28	95.88	105.48	92.05	111.90	95.44	
	103.70	108.86	85.14	106.11	98.47	99.58	100.16
AVGE	98.57	91.04	107.47	94.05	104.90	98.11	
	103.46	104.91	93.11	105.15	97.34	102.70	
Table Total-	21614.75	Mean-	100.07	Std. Dev.-	6.54		
	Min -	85.14	Max -	113.07			

F 3. Monitoring and Quality Assessment Statistics

The measures below are between 0 and 3; acceptance region from 0 to 1.

1. The relative contribution of the irregular over three months span (from Table F 2.B). M1 = 1.345
2. The relative contribution of the irregular component to the stationary portion of the variance (from Table F 2.F). M2 = 0.104
3. The amount of month to month change in the irregular component as compared to the amount of month to month change in the trend-cycle (from Table F2.H). M3 = 0.636
4. The amount of autocorrelation in the irregular as described by the average duration of run (Table F 2.D). M4 = 0.335
5. The number of months it takes the change in the trend-cycle to surpass the amount of change in the irregular (from Table F 2.E). M5 = 0.667
6. The amount of year to year change in the irregular as compared to the amount of year to year change in the seasonal (from Table F 2.H). M6 = 0.731
7. The amount of moving seasonality present relative to the amount of stable seasonality (from Table F 2.I). M7 = 0.563

8. The size of the fluctuations in the seasonal component $M8 = 1.070$
throughout the whole series.
9. The average linear movement in the seasonal component $M9 =$
0.203
throughout the whole series.
10. Same as 8, calculated for recent years only. $M10 = 0.881$
11. Same as 9, calculated for recent years only. $M11 = 0.844$

*** ACCEPTED *** at the level 0.64

*** Check the 2 above measures which failed.

*** Q (without M2) = 0.71 ACCEPTED.

CORRELOGRAMAS (AC, PAC, Q-STAT, PROB)

A) COMPENSACIÓN DEL EMPLEO

Date: 11/07/13 Time: 16:28
 Sample: 2006M02 2012M12
 Included observations: 83

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			-0.155	-0.155	2.0749	0.150
2			0.135	0.114	3.6606	0.160
3			-0.041	-0.004	3.8055	0.283
4			-0.049	-0.073	4.0201	0.403
5			0.124	0.118	5.4205	0.367
6			-0.075	-0.030	5.9374	0.430
7			-0.001	-0.052	5.9375	0.547
8			0.112	0.133	7.1277	0.523
9			-0.088	-0.047	7.8735	0.547
10			0.166	0.102	10.529	0.395
11			-0.112	-0.043	11.756	0.382
12			0.294	0.272	20.341	0.061
13			-0.112	-0.072	21.602	0.062
14			0.041	-0.001	21.778	0.083
15			-0.043	-0.043	21.972	0.109
16			0.008	0.038	21.979	0.144
17			0.056	0.006	22.312	0.173
18			-0.070	-0.062	22.839	0.197
19			0.050	0.072	23.120	0.232
20			-0.062	-0.139	23.548	0.263
21			-0.055	-0.024	23.887	0.299
22			0.200	0.145	28.503	0.160
23			-0.117	-0.008	30.109	0.146
24			0.209	0.053	35.309	0.064
25			-0.087	0.025	36.225	0.068
26			0.048	0.045	36.514	0.083
27			-0.049	-0.112	36.812	0.099
28			-0.058	-0.009	37.249	0.113
29			0.108	0.091	38.780	0.106
30			-0.075	-0.052	39.537	0.114
31			-0.031	-0.092	39.671	0.137
32			-0.014	-0.003	39.699	0.164
33			-0.078	-0.018	40.563	0.171
34			0.285	0.146	52.239	0.024
35			-0.068	0.077	52.924	0.027
36			0.049	-0.066	53.291	0.032

B) TRANSFERENCIAS DE LOS MIGRANTES

Date: 11/07/13 Time: 16:29
 Sample: 2006M02 2012M12
 Included observations: 83

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.632	-0.632	34.315	0.000
		2 0.291	-0.180	41.668	0.000
		3 0.036	0.239	41.785	0.000
		4 -0.396	-0.399	55.771	0.000
		5 0.564	0.181	84.495	0.000
		6 -0.553	-0.113	112.56	0.000
		7 0.554	0.390	141.10	0.000
		8 -0.405	-0.308	156.53	0.000
		9 0.036	-0.081	156.65	0.000
		10 0.213	-0.120	161.02	0.000
		11 -0.573	-0.345	193.20	0.000
		12 0.822	0.447	260.42	0.000
		13 -0.590	0.184	295.49	0.000
		14 0.246	-0.277	301.69	0.000
		15 -0.012	-0.285	301.71	0.000
		16 -0.311	0.180	311.86	0.000
		17 0.458	-0.076	334.26	0.000
		18 -0.463	-0.031	357.55	0.000
		19 0.491	-0.085	384.11	0.000
		20 -0.374	0.004	399.80	0.000
		21 0.066	-0.062	400.30	0.000
		22 0.158	0.012	403.20	0.000
		23 -0.450	0.022	426.99	0.000
		24 0.666	-0.084	480.08	0.000
		25 -0.497	-0.083	510.09	0.000
		26 0.223	0.007	516.23	0.000
		27 -0.033	0.024	516.37	0.000
		28 -0.220	-0.055	522.57	0.000
		29 0.366	-0.020	540.04	0.000
		30 -0.371	-0.004	558.36	0.000
		31 0.417	-0.042	581.98	0.000
		32 -0.319	0.044	596.04	0.000
		33 0.083	0.061	597.02	0.000
		34 0.118	-0.029	599.05	0.000
		35 -0.334	-0.008	615.48	0.000
		36 0.518	-0.025	655.68	0.000

C) REMESAS DE TRABAJADORES

Date: 11/07/13 Time: 16:29
 Sample: 2006M02 2012M12
 Included observations: 83

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.767	-0.767	50.557	0.000
		2 0.438	-0.363	67.259	0.000
		3 -0.079	0.280	67.809	0.000
		4 -0.296	-0.377	75.611	0.000
		5 0.610	0.351	109.32	0.000
		6 -0.759	-0.189	162.06	0.000
		7 0.634	-0.254	199.36	0.000
		8 -0.342	0.259	210.33	0.000
		9 -0.012	-0.186	210.34	0.000
		10 0.329	-0.071	220.81	0.000
		11 -0.661	-0.349	263.65	0.000
		12 0.848	0.354	335.07	0.000
		13 -0.685	0.348	382.40	0.000
		14 0.398	-0.113	398.57	0.000
		15 -0.112	-0.391	399.86	0.000
		16 -0.225	0.019	405.21	0.000
		17 0.504	-0.090	432.31	0.000
		18 -0.643	0.079	477.17	0.000
		19 0.551	0.007	510.67	0.000
		20 -0.311	-0.139	521.48	0.000
		21 0.030	-0.039	521.59	0.000
		22 0.253	0.188	529.01	0.000
		23 -0.532	0.131	562.24	0.000
		24 0.704	0.049	621.54	0.000
		25 -0.582	-0.122	662.68	0.000
		26 0.356	-0.116	678.34	0.000
		27 -0.135	-0.068	680.63	0.000
		28 -0.159	-0.011	683.89	0.000
		29 0.396	-0.090	704.35	0.000
		30 -0.527	-0.066	741.26	0.000
		31 0.461	-0.049	770.15	0.000
		32 -0.279	0.014	780.92	0.000
		33 0.055	0.041	781.35	0.000
		34 0.172	-0.084	785.60	0.000
		35 -0.412	-0.086	810.51	0.000
		36 0.549	-0.141	855.77	0.000

D) TIPO DE CAMBIO

Date: 11/07/13 Time: 16:29
 Sample: 2006M02 2012M12
 Included observations: 83

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.406	-0.406	14.153	0.000
		2 0.233	0.082	18.896	0.000
		3 -0.149	-0.035	20.862	0.000
		4 0.131	0.054	22.386	0.000
		5 -0.121	-0.045	23.700	0.000
		6 0.110	0.035	24.812	0.000
		7 0.029	0.128	24.892	0.001
		8 0.055	0.097	25.178	0.001
		9 -0.009	0.042	25.185	0.003
		10 0.105	0.119	26.246	0.003
		11 -0.112	-0.045	27.483	0.004
		12 0.108	0.037	28.644	0.004
		13 -0.012	0.073	28.658	0.007
		14 -0.093	-0.156	29.538	0.009
		15 0.154	0.096	32.003	0.006
		16 -0.141	-0.082	34.087	0.005
		17 0.072	-0.070	34.641	0.007
		18 -0.175	-0.157	37.959	0.004
		19 0.227	0.081	43.649	0.001
		20 -0.164	-0.003	46.660	0.001
		21 0.109	0.006	48.001	0.001
		22 -0.075	-0.014	48.645	0.001
		23 0.008	-0.052	48.653	0.001
		24 0.058	0.168	49.053	0.002
		25 -0.070	-0.052	49.657	0.002
		26 -0.017	-0.033	49.695	0.003
		27 0.058	0.058	50.120	0.004
		28 -0.089	-0.070	51.127	0.005
		29 0.017	-0.045	51.162	0.007
		30 -0.027	-0.013	51.256	0.009
		31 0.037	-0.024	51.442	0.012
		32 -0.028	-0.006	51.553	0.016
		33 -0.001	0.030	51.554	0.021
		34 0.038	-0.048	51.759	0.026
		35 -0.112	-0.034	53.610	0.023
		36 0.071	-0.013	54.365	0.025

TEST DE RAÍZ UNITARIA AUGMENTED DICKEY-FULLER

A) COMPENSACIÓN DEL EMPLEO

Null Hypothesis: _ECEM has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.19566	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(_ECEM)

Method: Least Squares

Date: 11/07/13 Time: 16:32

Sample (adjusted): 2006M03 2012M12

Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_ECEM(-1)	-1.193111	0.062155	-19.19566	0.0000
C	1.008680	0.278283	3.624651	0.0005
@TREND(2006M02)	-0.013502	0.005673	-2.379915	0.0197

R-squared	0.826113	Mean dependent var	-0.194554
Adjusted R-squared	0.821711	S.D. dependent var	2.784097
S.E. of regression	1.175565	Akaike info criterion	3.197273
Sum squared resid	109.1742	Schwarz criterion	3.285324
Log likelihood	-128.0882	Hannan-Quinn criter.	3.232624
F-statistic	187.6595	Durbin-Watson stat	2.377041
Prob(F-statistic)	0.000000		

B) TRANSFERENCIAS DE LOS MIGRANTES

Null Hypothesis: _EMIG has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.86351	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(_EMIG)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/13 Time: 16:34
 Sample (adjusted): 2006M03 2012M12
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_EMIG(-1)	-1.641324	0.087010	-18.86351	0.0000
C	-0.007453	0.030534	-0.244080	0.8078
@TREND(2006M02)	0.000469	0.000639	0.732893	0.4658
R-squared	0.818330	Mean dependent var		0.003008
Adjusted R-squared	0.813730	S.D. dependent var		0.317378
S.E. of regression	0.136977	Akaike info criterion		-1.102108
Sum squared resid	1.482253	Schwarz criterion		-1.014057
Log likelihood	48.18643	Hannan-Quinn criter.		-1.066757
F-statistic	177.9266	Durbin-Watson stat		2.214364
Prob(F-statistic)	0.000000			

C) REMESAS DE TRABAJADORES

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.17088	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.075340	
5% level	-3.466248	
10% level	-3.159780	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(_ERTB)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/13 Time: 16:34
 Sample (adjusted): 2006M04 2012M12
 Included observations: 81 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_ERTB(-1)	-2.409860	0.198002	-12.17088	0.0000
D(_ERTB(-1))	0.363206	0.104583	3.472906	0.0008
C	0.021715	0.014651	1.482194	0.1424
@TREND(2006M02)	9.77E-05	0.000302	0.323697	0.7470
R-squared	0.902851	Mean dependent var		-0.001108
Adjusted R-squared	0.899066	S.D. dependent var		0.199806
S.E. of regression	0.063478	Akaike info criterion		-2.628110
Sum squared resid	0.310273	Schwarz criterion		-2.509866
Log likelihood	110.4385	Hannan-Quinn criter.		-2.580669
F-statistic	238.5323	Durbin-Watson stat		1.768160
Prob(F-statistic)	0.000000			

D) TIPO DE CAMBIO

Null Hypothesis: _TC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.10117	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(_TC)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/13 Time: 16:35
 Sample (adjusted): 2006M03 2012M12
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_TC(-1)	-1.428414	0.101298	-14.10117	0.0000
C	0.157233	0.249566	0.630023	0.5305
@TREND(2006M02)	0.008822	0.005270	1.674066	0.0981
R-squared	0.715717	Mean dependent var		0.013083
Adjusted R-squared	0.708520	S.D. dependent var		2.073064
S.E. of regression	1.119224	Akaike info criterion		3.099047
Sum squared resid	98.96026	Schwarz criterion		3.187098
Log likelihood	-124.0609	Hannan-Quinn criter.		3.134398
F-statistic	99.44621	Durbin-Watson stat		1.767330
Prob(F-statistic)	0.000000			

TEST DE RAÍZ UNITARIA

ii. PHILLIP-PERRON

A) COMPENSACIÓN DEL EMPLEO

Null Hypothesis: _ECEM has a unit root				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel				
		Adj. t-Stat	Prob.*	
Phillips-Perron test statistic		-27.95283	0.0001	
Test critical values:	1% level	-4.073859		
	5% level	-3.465548		
	10% level	-3.159372		
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.				
Residual variance (no correction)			1.331393	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			0.533641	
Phillips-Perron Test Equation				
Dependent Variable: D(_ECEM)				
Method: Least Squares				
Date: 11/07/13 Time: 16:36				
Sample (adjusted): 2006M03 2012M12				
Included observations: 82 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_ECEM(-1)	-1.193111	0.062155	-19.19566	0.0000
C	1.008680	0.278283	3.624651	0.0005
@TREND(2006M02)	-0.013502	0.005673	-2.379915	0.0197
R-squared	0.826113	Mean dependent var	-0.194554	
Adjusted R-squared	0.821711	S.D. dependent var	2.784097	
S.E. of regression	1.175565	Akaike info criterion	3.197273	
Sum squared resid	109.1742	Schwarz criterion	3.285324	
Log likelihood	-128.0882	Hannan-Quinn criter.	3.232624	
F-statistic	187.6595	Durbin-Watson stat	2.377041	
Prob(F-statistic)	0.000000			

B) TRANSFERENCIAS DE LOS MIGRANTES

Null Hypothesis: _EMIG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-19.76916	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		
Residual variance (no correction)		0.018076
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.015647

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(_EMIG)

Method: Least Squares

Date: 11/07/13 Time: 16:37

Sample (adjusted): 2006M03 2012M12

Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_EMIG(-1)	-1.641324	0.087010	-18.86351	0.0000
C	-0.007453	0.030534	-0.244080	0.8078
@TREND(2006M02)	0.000469	0.000639	0.732893	0.4658
R-squared	0.818330	Mean dependent var		0.003008
Adjusted R-squared	0.813730	S.D. dependent var		0.317378
S.E. of regression	0.136977	Akaike info criterion		-1.102108
Sum squared resid	1.482253	Schwarz criterion		-1.014057
Log likelihood	48.18643	Hannan-Quinn criter.		-1.066757
F-statistic	177.9266	Durbin-Watson stat		2.214364
Prob(F-statistic)	0.000000			

C) REMESAS DE TRABAJADORES

Null Hypothesis: _ERTB has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-31.56888	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Residual variance (no correction)	0.004427
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002573

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(_ERTB)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/13 Time: 16:39
 Sample (adjusted): 2006M03 2012M12
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_ERTB(-1)	-1.772155	0.070193	-25.24705	0.0000
C	0.018669	0.015120	1.234728	0.2206
@TREND(2006M02)	2.50E-05	0.000316	0.079115	0.9371
R-squared	0.889733	Mean dependent var		0.002747
Adjusted R-squared	0.886941	S.D. dependent var		0.201614
S.E. of regression	0.067791	Akaike info criterion		-2.508873
Sum squared resid	0.363055	Schwarz criterion		-2.420822
Log likelihood	105.8638	Hannan-Quinn criter.		-2.473522
F-statistic	318.7213	Durbin-Watson stat		2.536140
Prob(F-statistic)	0.000000			

D) TIPO DE CAMBIO

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-13.92174	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.073859	
5% level	-3.465548	
10% level	-3.159372	

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

Residual variance (no correction)	1.206832
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.284858

Phillips-Perron Test Equation
 Dependent Variable: D(_TC)
 Method: Least Squares
 Date: 11/07/13 Time: 16:39
 Sample (adjusted): 2006M03 2012M12
 Included observations: 82 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
_TC(-1)	-1.428414	0.101298	-14.10117	0.0000
C	0.157233	0.249566	0.630023	0.5305
@TREND(2006M02)	0.008822	0.005270	1.674066	0.0981
R-squared	0.715717	Mean dependent var		0.013083
Adjusted R-squared	0.708520	S.D. dependent var		2.073064
S.E. of regression	1.119224	Akaike info criterion		3.099047
Sum squared resid	98.96026	Schwarz criterion		3.187098
Log likelihood	-124.0609	Hannan-Quinn criter.		3.134398
F-statistic	99.44621	Durbin-Watson stat		1.767330
Prob(F-statistic)	0.000000			