

# Pronóstico 2010 de las Remesas Familiares en México

*Plinio Hernández Barriga\**  
*José Carlos Alejandro Rodríguez Chávez\*\**

## RESUMEN

El presente trabajo tiene como propósito analizar el comportamiento de las remesas familiares en México desde una perspectiva estadística, no correlacional. El estudio permite identificar tendencias y movimientos estacionales, a partir de lo cual es posible la modelización estadística y el pronóstico, empleando la metodología de series de tiempo de Box-Jenkins. Los resultados indican que las remesas continuarán la tendencia a la baja en el año 2010, habiendo algunos indicios de que su comportamiento podría revertirse hacia el año 2011.

## ABSTRACT

This work analyses remittances behavior in Mexico from a statistical, non correlational, point of view. The study identifies trends and seasonal movements in remittances, therefore statistical modeling and forecast are allowed, applying Box Jenkins time series methodology. Results show that remittances will continue diminishing along 2010, finding slight evidence of a possible trend reverse in 2011.

**PALABRAS CLAVE:** Remesas familiares, series de tiempo, metodología Box-Jenkins

**KEYWORDS:** Remittances, time series, Box-Jenkins methodology

**JEL:** C22, C53, F37

---

\* Profesor Investigador del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

\*\* Profesor Investigadore del Instituto de Investigaciones Económicas y Empresariales de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo.

## INTRODUCCIÓN

En 1995 el Banco de México inició la publicación de las remesas familiares en México, como componente de la balanza de pagos del país. El alto dinamismo que esta serie mostró desde entonces captó inmediatamente la atención del público, convirtiéndose en un dato estadístico de alto nivel noticioso, a la par de los precios, el producto interno bruto, la balanza comercial, el tipo de cambio y el empleo.

La importancia de las remesas familiares en México reside en su capacidad de reflejar la situación social y económica que viven los mexicanos en el exterior, fundamentalmente en Estados Unidos de Norteamérica, así como del alivio económico de las familias receptoras de dichos flujos en nuestro país. En su gran mayoría, los conacionales que emigran hacia los Estados Unidos lo hacen con la finalidad de mejorar su situación social ante la falta de oportunidades en sus comunidades de origen, ya sean estas rurales o urbanas. Una vez en el vecino país del norte, y dependiendo de su situación económica, tendrán la oportunidad de enviar una fracción de sus ingresos a las familias que han dejado en el territorio nacional, ayudando con ello a paliar el escenario económico que éstas enfrentan.

Además de la importancia social y económica de las remesas familiares, los datos estadísticos presentados por el Banco de México mostraron, desde un inicio, elevadas tasas de crecimiento, que en más de alguna ocasión fueron motivo de cuestionamientos a la metodología empleada por el banco central para su cálculo. Sin embargo, la suspicacia inicial fue eclipsada por la ingente cantidad de recursos que representaban y las posibilidades económicas y sociales que ofrecían, siempre que se lograra darles un uso productivo. Sin embargo, la explosión inicial parece haber llegado a su fin, hoy en día las remesas ya no son vistas como una fuente *cuasi* inagotable de recursos pues las cifras que arroja Banxico han mostrado un comportamiento decreciente desde el 2006, que se ha agudizado a partir del 2008 y que continúa hasta nuestro días.

El presente trabajo tiene como propósito estudiar el comportamiento de las remesas familiares en México desde una perspectiva estadística, no correlacional, empleando el análisis de series de tiempo. El estudio permite identificar tendencias y movimientos estacionales, a partir de lo cual es posible la modelización estadística y el pronóstico. Los resultados indican que en los últimos años las remesas familiares en México tienen una tendencia a la baja habiendo algunos indicios de que su comportamiento pudiera modificarse en el 2010.

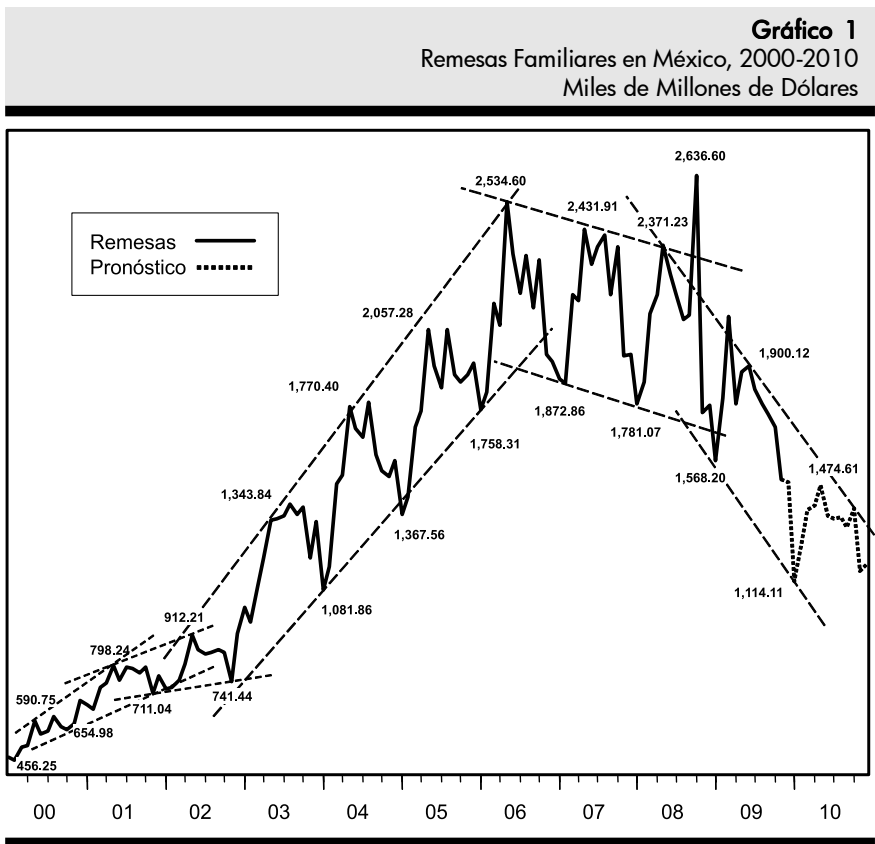
## ESTUDIO TÉCNICO DE LA REMESAS FAMILIARES EN MÉXICO

En el gráfico 1, resume el trabajo aquí presentado, en él se muestra el comportamiento mensual de las remesas familiares en México durante los últimos diez años (línea sólida), así como el pronóstico puntual de las mismas para el 2010 (línea punteada). El análisis gráfico permite reconocer que en el periodo de análisis las remesas familiares muestran una tendencia primaria al alza, compuesta de tendencias secundarias al alza y a la baja, las cuales se identifican por las líneas rectas entrecortadas que se han superpuesto al gráfico. Por lo menos pueden identificarse cinco momentos en que la dirección o la intensidad de la tendencia cambian, aún cuando no necesariamente se confirmen.

En términos generales, las remesas familiares en México muestran un marcado comportamiento estacional a lo largo del año, situación particularmente evidente a partir del 2003. Anualmente se observa que en el mes de enero, se presenta una caída significativa de las remesas, siendo este el mes que menores montos, en términos relativos, muestra. Posteriormente se observa un comportamiento al alza que culmina en el mes de mayo, que suele arrojar los máximos relativos anuales, esta abundancia de recursos puede ser bien explicada por el efecto del día de las madres, en que los emigrantes se ven más motivados a enviar una mayor cantidad de recursos para dicho festejo. Posteriormente al mes de mayo se observan caídas relativas en las remesas, mismas que suelen repuntar en el mes de agosto, situación que puede explicarse en función del ciclo escolar, en que las erogaciones para la educación se elevan significativamente y los conacionales envían una mayor cantidad de remesas para solventar dichos gastos. Los meses siguientes se observa una caída paulatina de las remesas que llega a su límite en el mes de enero, para comenzar nuevamente el ciclo.

Tomando en cuenta el comportamiento estacional descrito, en el gráfico 1 se destacan los meses de enero y mayo, generalmente los meses de menores y mayores remesas para identificar las tendencias secundarias que conforman el comportamiento de la serie. Una tendencia al alza será observada cuando los valores mínimos adopten magnitudes cada vez mayores y una tendencia a la baja se observará cuando los valores máximos presenten niveles cada vez inferiores. Una tendencia se ratificará con al menos tres observaciones en la dirección esperada.

Con base en lo anterior es posible identificar dos tendencias secundarias en el periodo de estudio. La primera fase es la que va de enero de 2000 a mayo de 2006, en este periodo puede observarse que los valores mínimos de las remesas, aquellos del mes de enero, adoptan valores cada vez más altos, pasando de 456.25 miles de millones de dólares (mmd) en enero del año 2000 hasta los 1,872.86 mmd en enero del año 2007, tendencia que ya no se confirma para el 2008, cuando en el mes de enero las remesas caen



a 1,781.07 mmd. La segunda tendencia se hace evidente a partir del mes de mayo de 2006, que representa un máximo histórico, en que las remesas alcanzaron la cifra de 2,534.60 mmd, para disminuir a partir de entonces hasta los 1,900.12 mmd en el año 2009.

Al interior de las tendencias secundarias es factible identificar cambios en la intensidad de las mismas. La tendencia al alza puede subdividirse en tres momentos. El primer momento se ubica entre el inicio del año 2000 y la primera mitad del año 2001, en este lapso de tiempo las remesas muestran un crecimiento sostenido (aproximadamente de 43.6% anual), sin presentar un comportamiento estacional visualmente perceptible. En un segundo momento, de la mitad del año 2001 a inicios del 2003, la tasa de crecimiento cae (aproximadamente a 8.6% anual) sin mostrar un comportamiento estacional claro.

Un tercer momento se encuentra a partir de inicios del año 2003 y hasta el mes de mayo de 2006, en este periodo de tiempo se observa un crecimiento acelerado de las remesas (aproximadamente un 26.1% anual), que además presenta un marcado comportamiento estacional. La tendencia

al alza es particularmente identificable al observar que los valores mínimos, generalmente de los meses de enero, adoptan valores cada vez más altos. En el mes de enero de 2004 las remesas se ubicaban en los 1,081.86 mmd, cifra que subió hasta los 1,367.56 y 1,758.31 mmd, para los mismos meses de 2005 y 2006, respectivamente.

El cuarto momento es identificable a partir del mes de mayo de 2006, que marca un máximo histórico relativo en la serie de las remesas. A partir de ese mes se observa un cambio en la tendencia de la serie pasando de una fase de crecimiento a una de contracción. El cambio de tendencia es observable en el momento en que los valores máximos, de los meses de mayo, adoptan valores inferiores. Así se pasa de los 2,534.60 mmd en el 2006 a los 2,431.91 y 2,371.23 mmd en 2007 y 2008, respectivamente (una tasa media de contracción del 3.3%).

El cambio de la tendencia se ha explicado por el endurecimiento de las políticas en contra de la inmigración ilegal a su territorio por parte del gobierno de los Estados Unidos a partir del año de 2006, aunque hoy en día se argumenta que la continua caída se explica en función directa de depresión económica por la que transita el vecino país del norte. En todo caso las explicaciones no son excluyentes sino complementarias, aunque desde nuestra perspectiva la segunda explicación se encuentra mejor sustentada. En ese sentido, el primer cambio de tendencia en el 2007 podría comprenderse como un antecedente de los primeros signos de contracción de la actividad económica de los Estados Unidos.

Un quinto momento es reconocible a partir de mayo de 2008, que se prolonga durante el 2009 y, de acuerdo al pronóstico puntual adelantado, continuará durante el 2010. En el año de 2008 el comportamiento estacional de la serie de las remesas se vio afectado de manera significativa, pues en los meses en que las remesas suelen crecer no lo hicieron y en aquellos en que suelen disminuir mostraron comportamientos al alza. Destaca el hecho de que en el mes de octubre de 2008, un mes en que suelen disminuir las remesas y frente a una marcada tendencia a la baja, la variable creció de manera inesperada, alcanzando los 2,636.60 mmd, marcando el máximo histórico absoluto de la serie. Este comportamiento atípico se ha explicado como una reacción de los emigrantes mexicanos a la devaluación del peso que se presentó en el mismo periodo, lo que habría motivado un considerable envío de remesas que se traducirían en mayor número de pesos para las familias receptoras. Otra explicación fue que representaba un envío masivo previo al retorno de los emigrantes, ante el endurecimiento de las condiciones laborales de los Estados Unidos, producto de la depresión económica por la que transita dicho país. Ambas explicaciones quedaron carentes de sentido cuando en el mes de noviembre las remesas presentaron una caída significativa, retornando a la senda decreciente que vienen mostrando luego de mayo de 2006. Es difícil explicar el fenómeno y por tanto solamente es posible reconocerlo

como un comportamiento atípico, que como tal no tuvo la capacidad de revertir la tendencia a la baja iniciada años atrás.

Durante el 2009 las remesas familiares continuaron el comportamiento a la baja mostrando un virtual desplome. Los máximos relativos de mayo pasaron de 2,372.23 en 2008 a 1,900.12 en 2009 (cayendo 19.9%). Los últimos datos estadísticos informan de una caída permanente de las remesas, que aunque sea un dato esperado en los meses de septiembre a diciembre, dan indicios de que la caída anual será significativa.

A partir de los datos estadísticos se llevó a cabo un trabajo de pronóstico estadístico, no correlacional, empleando la metodología de series de tiempo, a partir de la cual se ha podido calcular el monto de las remesas para el 2010. Dada la tendencia previa es factible establecer que la caída continuará, representando una disminución de aproximadamente 22.4% en el año, no obstante al final del periodo se observa una leve recuperación de las remesas puesto que las remesas esperadas en enero de 2010 superan el dato de diciembre del mismo año. Por tanto, para los años subsecuentes es factible esperar que la caída no sea tan severa o que, en el mejor de los casos, esta se detenga e inicie una leve recuperación.

## METODOLOGÍA

En este apartado se desarrolla el modelo de series de tiempo que se empleó para dar los pronósticos ya descritos con anterioridad. Los modelos de series de tiempo tienen como característica principal que no estudian el comportamiento de una variable de acuerdo a un marco teórico al cual deban ajustarse. La única información de importancia es el comportamiento de la variable misma en el pasado, lo que los hace idóneos para su uso con fines de pronóstico.

El modelo de series de tiempo se obtiene a partir de la metodología de Box-Jenkins (1970). Los pasos son los siguientes: análisis de integración, especificación del modelo, pruebas sobre los supuestos de normalidad, no autocorrelación y homocedasticidad, y pronóstico.

Todo modelo de series de tiempo debe iniciar con el análisis de estacionalidad de las variables empleadas (Charemza y Deadman, 2001). Esto es, se ha de definir el grado de integración de las series. El grado de integración debe ser cero,  $I(0)$ , lo que significa que las series han de tener una media constante, de otra manera se tiende a la obtención de relaciones espurias, calculadas con base en la tendencia a largo plazo de la serie antes que de su comportamiento a corto plazo.

El análisis de estacionalidad de las Remesas Familiares se llevó a cabo mediante la prueba de raíces unitarias Dickey-Fuller (1979) Aumentada, (ADF) por sus siglas en inglés, así como con la prueba de Phillips-Perron (1988) (PP). La prueba ADF y PP tienen como fin el establecer la existencia

de una raíz unitaria en la serie estadística, lo que indica la presencia de tendencia en el comportamiento de la variable en el tiempo. Los resultados de la prueba son los siguientes.

**Tabla 1**  
Prueba de Raíces Unitarias  
de las Remesas Familiares en México

Prueba	Serie: Remesas	
	Estadístico t	Prob.
ADF	1.5533	0.5032
PP	1.7069	0.4252

Dado que la serie original de las remesas presenta evidencia de tendencia, la transformación que se aplicó fue la diferenciación de primer nivel de su logaritmo. Esta es una transformación ampliamente utilizada en el tratamiento de series de tiempo, pues es muy cercana a la tasa de crecimiento (Wiechers, 1997). La serie transformada puede emplearse para el pronóstico al cubrir los requisitos de estacionalidad. Los resultados de la prueba de raíces unitarias de la serie  $dlog(\text{remesas})$  se presenta en la tabla 2.

**Tabla 2**  
Prueba de Raíces Unitarias  
de las Remesas Familiares en México

Prueba	Serie: $dlog(\text{remesas})$	
	Estadístico t	Prob.
ADF	-1.3625	0.0000
PP	-1.6024	0.0000

Los estadísticos ADF y PP de la primera diferencia del logaritmo de la serie Remesas Familiares indica que es factible rechazar la hipótesis de raíces unitarias, es decir, la serie es estacional, con media constante. Al haber obtenido una serie estacional a partir de la primera diferencia de su logaritmo podemos concluir que el grado de integración de la serie remesas familiares es  $I(1)$ .

Una vez obtenida una serie estacionaria el proceso siguiente es encontrar el modelo ARIMA correspondiente a la serie de las Remesas Familiares, para ello se llevó a cabo un estudio exploratorio con base en el análisis de las autocorrelaciones y las autocorrelaciones parciales de la serie.

El modelo ARMA se compone de variables autorregresivas (AR) y de variables de Promedios Móviles (MA). Los procesos AR se computan introduciendo a la variable de estudio con  $n$  periodos de rezago como la variable explicativa, mientras que los procesos MA se logran al introducir los residuos del modelo, en un proceso de dos etapas, como variable explicativa con  $n$  rezagos (Enders, 1995). Así, el modelo ARMA  $(p,q)$  puede expresarse en los siguientes términos.

$$Y_t = \beta_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + U_t + \theta_1 U_{t-1} + \dots + \theta_q U_{t-q} \quad (1)$$

El procedimiento para decidir sobre la presencia o no de un proceso AR se basa en la búsqueda de coeficientes estadísticamente significativos en la función de autocorrelación de los residuos de la media o de la función de regresión. El método para decidir sobre la presencia o no de un proceso MA se basa en la búsqueda de coeficientes estadísticamente significativos en la función de autocorrelación parcial de los residuos de la media o de la función de regresión. Las variables AR y MA se encontraron a través de un proceso iterativo haciendo uso del correlograma de los residuos de la regresión, hasta el punto en que ninguno de los coeficientes calculados sea significativamente diferente de cero y en el correlograma todos los coeficientes fueran estadísticamente no significativos (Diebold, 2001). La especificación final del modelo de series fue la siguiente:

**Tabla 3**  
Modelo de Series de Tiempo  
de las Remesas Familiares en México

Variable	Dependent Variable: dlog(remesas)			Prob.
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	
C	0.002715	0.016846	0.161148	0.8723
AR(1)	-0.237947	0.083028	-2.865860	0.0050
AR(2)	-0.287799	0.099846	-2.882434	0.0047
AR(12)	0.464503	0.091864	5.056415	0.0000
AR(14)	0.430659	0.092552	4.653131	0.0000
MA(24)	0.838951	0.034669	24.19865	0.0000
R-squared	0.648228			

Fuente: Elaboración propia con cifras tomadas de la OCDE, 2009. Índice basado en la metodología de Dwyer, Forsyth y Rao, 1999 - 2001

El modelo final presenta un componente de promedios móviles de orden 24 y procesos autoregresivos de orden 14, 12, 2 y 1. Todas las variables son estadísticamente significativas, diferentes de cero, y menores a la unidad, así como sus raíces características (ver tabla A1 del anexo) lo que nos asegura las condiciones de existencia y convergencia del modelo. El coeficiente de determinación ajustado es del orden de los 64.82 puntos porcentuales, lo que nos da un buen nivel de ajuste.

Los modelos econométricos deben poseer ciertas características sobre el comportamiento de los errores del mismo, los cuales se espera sean esféricos, es decir, que no se encuentren autocorrelacionados, que sean homocedásticos y que se distribuyan normalmente. De esta manera el paso siguiente debe ser el de validar dichos supuestos.

El supuesto de autocorrelación se verificó por medio del correlograma de los errores del modelo, esta herramienta nos indica si éstos se encuentran



autocorrelacionados o si se comportan como ruido blanco. Del análisis del correlograma se determina que los errores no se encuentran correlacionados (ver tabla 2A del anexo). El supuesto de homocedasticidad se comprobó mediante el empleo de correlograma de los residuos al cuadrado del modelo. A partir de este se concluye que la varianza del modelo es constante y conocida. (ver tabla A3 del anexo). Finalmente, la prueba de normalidad de los errores se verificó mediante la prueba de Jarque- Bera (1980) que establece si una variable se distribuye normalmente mediante el cálculo del sesgo y curtosis la misma (ver tabla A4 del anexo). Los supuestos de no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad fueron validados estadísticamente.

Finalmente se evaluó la capacidad del modelo para el pronóstico con fundamento en el coeficiente de Theil (1967), tomando como criterio de bondad de pronóstico que éste estadístico adoptara un valor inferior a las dos unidades (Pindick y Rubinfeld, 2001), los resultados ratifican la capacidad de pronóstico del modelo (ver tabla A5 del anexo).

#### PRONÓSTICO

Comprobado el cumplimiento de los supuestos clásicos de homocedasticidad, autocorrelación y normalidad de los errores, así como demostrada su capacidad para el pronóstico, pasamos a la aplicación del modelo de series de tiempo para la proyección de las remesas familiares.

El pronóstico por intervalos se presenta en la tabla 4. En la columna de las remesas se presenta una estimación puntual de las mismas mes a mes. La columna del error estándar aporta una medida de la variabilidad del pronóstico. Con base en ésta última columna se especifica un intervalo de confianza de aproximadamente un 95%, que se obtiene sumando y restando dos errores estándar al dato puntual de las remesas.

**Tabla 4**  
Pronóstico de las Remesas Familiares en México 2010  
Millones de Dólares

Fecha	Remesas	Error Estándar	Valor Máximo	Valor Mínimo
2009:11	1,495.060	96.4280	1,687.916	1,302.204
2009:12	1,487.062	131.2731	1,749.608	1,224.516
2010:01	1,114.112	111.9078	1,337.927	890.2965
2010:02	1,255.566	134.8502	1,525.267	985.8660
2010:03	1,383.225	162.3952	1,708.016	1,058.435
2010:04	1,397.734	174.7525	1,747.239	1,048.229
2010:05	1,474.609	192.7425	1,860.094	1,089.123
2010:06	1,360.152	187.6021	1,735.356	984.9476
2010:07	1,348.064	193.7451	1,735.554	960.5736
2010:08	1,357.020	202.9236	1,762.867	951.1725
2010:09	1,314.387	204.0822	1,722.552	906.2226
2010:10	1,390.168	223.4073	1,836.983	943.3536
2010:11	1,152.725	208.0572	1,568.840	736.6108
2010:12	1,178.903	222.9481	1,624.799	733.0064

Fuente: Elaboración propia con cifras tomadas de la OCDE, 2009. Índice basado en la metodología de Dwyer, Forsyth y Rao, 1999 - 2001

## CONCLUSIONES

La estimación puntual de las remesas para el cierre de 2009 es de 21 mil 108 millones de dólares, mientras que el pronóstico puntual para el 2010 alcanza la cifra de 15 mil 727 millones de dólares, es decir en promedio se espera que la tendencia a la baja de las remesas continúe para este año. Sin embargo, una estimación por intervalos indica que, para el año 2010 los ingresos por remesas se encontrarán entre los 23 mil 603 y 13 mil 815 millones de dólares, a un nivel de confianza de 95%.

De acuerdo con el comportamiento observado, y a los márgenes de error que presenta el propio pronóstico, se espera que las remesas continúen con su tendencia a la baja durante el año entrante. Sin embargo, es factible postular la posibilidad de que las remesas retomen nuevamente una senda expansiva, aunque a niveles moderados. El estudio técnico de las remesas revela dicha situación en el momento en que los montos esperados para mayo de 2010 superan a los de enero del mismo año, abriendo la posibilidad de que se presente una recuperación. En todo caso, es probable que las remesas presenten un comportamiento lateral, ni disminuyen más ni aumentan, lo que permite suponer un posible cambio de tendencia para el año 2011.

## REFERENCIAS

- BANCO DE MÉXICO, (2009): *Indicadores Económicos*, [www.banxico.mx](http://www.banxico.mx)
- BOX, G. y Jenkins, G., (1970): *Time series analysis: forecasting and control*, Holden-Dayz.
- CHAREMZA, W. y Deadman, D., (1997): *New directions in econometric practice*, Edward Elgar
- DICKEY, D. y Fuller, W., (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- DIEBOLD, F.(2001): *Elementos de pronósticos*, Thomson.
- ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, Wiley
- JARQUE, C. y Bera, A., (1980): "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals". *Economics Letters* 6 (3).
- PHILLIPS, P. y Perron P., (1988): "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75.
- PINDYCK, R. y Rubinfeld, D., (2001): *Econometría, modelos y pronósticos*, 4a Ed. Mc Graw Hill.
- THEIL, H. (1967). *Economics and Information Theory*. Rand McNally and Company
- WIECHERS J., (1997): *Modelos, pronósticos y volatilidad de las series de tiempo*, UAM.

ANEXOS

**Tabla A1**  
Modelo de Series de Tiempo  
de las Remesas Familiares en México

Dependent Variable: DLOG(REM)  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/21/10 Time: 12:52  
 Sample (adjusted): 2000M01 2009M11  
 Included observations: 119 after adjustments  
 Convergence achieved after 11 iterations  
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance  
 Backcast: 1998M01 1999M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002715	0.016846	0.161148	0.8723
AR(1)	-0.237947	0.083028	-2.865860	0.0050
AR(2)	-0.287799	0.099846	-2.882434	0.0047
AR(12)	0.464503	0.091864	5.056415	0.0000
AR(14)	0.430659	0.092552	4.653131	0.0000
MA(24)	0.838951	0.034669	24.19865	0.0000
R-squared	0.648228	Mean dependent var		0.007846
Adjusted R-squared	0.632663	S.D. dependent var		0.102544
S.E. of regression	0.062150	Akaike info criterion		-2.669424
Sum squared resid	0.436478	Schwarz criterion		-2.529300
Log likelihood	164.8307	F-statistic		41.64617
Durbin-Watson stat	2.035435	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.96 .51+.79i -.15+.89i -.87-.47i	.84+.46i .11-.87i -.54-.80i -.99	.84-.46i .11+.87i -.54+.80i	.51-.79i -.15-.89i -.87+.47i
Inverted MA Roots	.98-.13i .79-.60i .38-.92i -.13-.98i -.60+.79i -.92-.38i	.98+.13i .79+.60i .38+.92i -.13+.98i -.60-.79i -.92+.38i	.92-.38i .60+.79i .13-.98i -.38-.92i -.79-.60i -.98-.13i	.92+.38i .60-.79i .13+.98i -.38+.92i -.79+.60i -.98+.13i

**Tabla A2**  
Correlograma de los residuos del modelo

Sample: 2000M01 2009M11  
Included observations: 119  
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.041	-0.041	0.2010	
. .	. .	2 0.024	0.022	0.2718	
. .	. .	3 -0.012	-0.011	0.2912	
. .	. .	4 0.043	0.042	0.5237	
. .	. .	5 -0.012	-0.008	0.5411	
. .	. .	6 -0.029	-0.031	0.6447	0.422
* .	* .	7 -0.116	-0.118	2.3879	0.303
. .	. .	8 -0.025	-0.036	2.4671	0.481
. .	. .	9 0.033	0.036	2.6073	0.626
* .	* .	10 -0.062	-0.058	3.1138	0.682
. .	. .	11 -0.036	-0.035	3.2896	0.772
. .	. .	12 0.059	0.060	3.7566	0.807
. .	. .	13 0.018	0.014	3.8016	0.875
. .	. .	14 -0.016	-0.029	3.8368	0.922
* .	* .	15 -0.061	-0.067	4.3509	0.930
. .	. .	16 -0.022	-0.029	4.4174	0.956
. .	. .	17 0.031	0.018	4.5542	0.971
. .	. .	18 0.026	0.021	4.6510	0.982
. .	. .	19 -0.004	0.018	4.6535	0.990
* .	* .	20 -0.082	-0.079	5.6304	0.985
. .	. .	21 -0.001	-0.028	5.6306	0.992
. .	. .	22 0.019	0.008	5.6818	0.995
. .	. .	23 0.037	0.039	5.8925	0.997
. .	. .	24 -0.008	0.005	5.9031	0.998
. *	. *	25 0.100	0.099	7.4278	0.995
. .	. .	26 0.040	0.043	7.6748	0.996
. .	. .	27 0.033	0.018	7.8440	0.998
* .	* .	28 -0.084	-0.087	8.9645	0.996
. .	. .	29 0.057	0.049	9.4815	0.996
* .	* .	30 -0.078	-0.082	10.474	0.995
. *	. *	31 0.093	0.086	11.897	0.992
* .	. .	32 -0.087	-0.033	13.142	0.988
. .	. .	33 -0.018	0.000	13.197	0.992
. *	. *	34 0.074	0.083	14.136	0.991
. *	. *	35 0.135	0.123	17.253	0.969
. .	. .	36 0.014	0.032	17.286	0.978

**Tabla A2**

**Correlograma de los residuos al cuadrado del modelo**

Sample: 2000M01 2009M11  
 Included observations: 119  
 Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *		1	0.068	0.068	0.5574	
. *	. *		2	0.089	0.085	1.5424	
. .	. .		3	0.025	0.014	1.6213	
. .	. .		4	-0.028	-0.039	1.7220	
* .	* .		5	-0.094	-0.095	2.8434	
* .	* .		6	-0.087	-0.072	3.8074	0.055
* .	* .		7	-0.103	-0.078	5.1782	0.078
* .	* .		8	-0.107	-0.083	6.6504	0.084
* .	* .		9	-0.064	-0.043	7.1808	0.127
. *	. *		10	0.132	0.150	9.4917	0.091
. .	. .		11	-0.005	-0.024	9.4956	0.148
. *	. *		12	0.174	0.139	13.575	0.059
. .	. .		13	0.009	-0.044	13.587	0.093
. *	. .		14	0.070	0.029	14.251	0.114
. .	. .		15	-0.017	-0.034	14.290	0.160
. .	. .		16	-0.022	-0.023	14.359	0.214
* .	. .		17	-0.067	-0.035	14.989	0.242
* .	. .		18	-0.102	-0.057	16.462	0.225
* .	* .		19	-0.131	-0.082	18.932	0.168
* .	* .		20	-0.116	-0.094	20.902	0.140
. .	. .		21	-0.023	0.025	20.981	0.179
* .	* .		22	-0.086	-0.130	22.069	0.182
. .	. .		23	0.034	0.048	22.245	0.221
. .	. .		24	0.063	-0.009	22.840	0.244
. .	. .		25	-0.003	-0.036	22.841	0.297
. *	. *		26	0.136	0.085	25.711	0.218
. .	* .		27	-0.028	-0.081	25.838	0.259
. *	. .		28	0.069	0.062	26.583	0.274
. .	. .		29	-0.023	-0.019	26.670	0.320
. .	. *		30	0.024	0.066	26.766	0.368
. .	. .		31	-0.030	-0.012	26.912	0.414
. .	. *		32	0.049	0.135	27.313	0.447
. .	. .		33	-0.017	-0.045	27.360	0.499
. *	. *		34	0.071	0.128	28.212	0.507
. .	. .		35	-0.011	-0.048	28.234	0.558
. .	. .		36	0.033	-0.007	28.423	0.599

**Tabla A4**  
Prueba de Normalidad del Modelo

Series: Residuals  
Sample 2000M01 2009M11  
Observations 119

Mean	0.000236
Median	0.001707
Maximum	0.157250
Minimum	-0.191164
Std. Dev.	0.060819
Skewness	-0.298531
Kurtosis	3.577399
Jarque-Bera	3.420624
Probability	0.180809

**Tabla A5**  
Prueba de Pronóstico del Modelo

Forecast: REMF  
Actual: REM  
Forecast sample: 2000M01 2010M12  
Adjusted sample: 2000M01 2009M12  
Included observations: 119

Root Mean Squared Error	92.76774
Mean Absolute Error	66.25634
Mean Abs. Percent Error	4.645876
Theil Inequality Coefficient	0.028838
Bias Proportion	0.001868
Variance Proportion	0.006461
Covariance Proportion	0.991670