

**FEDERACION DE ASEGURADORES COLOMBIANOS - FASECOLDA**  
**UNIVERSIDAD DE LOS ANDES - FACULTAD DE ECONOMÍA**

**CICLOS DE SUSCRIPCIÓN EN LA INDUSTRIA ASEGURADORA**  
**COLOMBIANA**

**Asesor:** Roberto Junguito Bonnet

**Presentado por:** ANA MARÍA RODRIGUEZ PULECIO Código: 200717580

Diciembre de 2009

**UNIVERSIDAD DE LOS ANDES**  
**FACULTAD DE ECONOMÍA**

**CICLOS DE SUSCRIPCIÓN EN LA INDUSTRIA ASEGURADORA**  
**COLOMBIANA**

**Asesor:** Roberto Junguito Bonnet

**Presentado por:** ANA MARÍA RODRIGUEZ PULECIO Código: 200717580

**Resumen:**

**Palabras Claves:** Seguros, Ciclos de Suscripción, Economía y Seguros, Modelos Autorregresivos, Modelos de Cointegración.

**Clasificación JEL:** G2, G13, G31

Enero de 2010

**Agradecimientos:** A FASECOLDA y al Dr. Roberto Junguito por su inmensa colaboración y apoyo en este trabajo. A Arturo Nájera, David Bardey, Armando Zarruk, Tomás Isaza, y a todo el equipo de trabajo de Fasecolda.

## 1. INTRODUCCION

Los seguros son un vehículo de cobertura ante el riesgo, que respalda las pérdidas económicas del asegurado en caso de un siniestro. Son un mecanismo de suavización de consumo, que permite que después de un siniestro las personas no tengan un cambio brusco en su nivel promedio de consumo o que tengan pérdidas inesperadas en su patrimonio<sup>1</sup>. Adicionalmente, con las primas que recaudan las compañías de seguros se reserva un valor importante de recursos que son invertidos en el mercado financiero.

En términos macroeconómicos, se ha encontrado que los seguros aportan al crecimiento económico de un país, porque proveen herramientas para la mitigación de pérdidas, contribuyen a la estabilidad financiera al estimular la inversión y dan liquidez para financiar proyectos de largo plazo. Los seguros también permiten profundizar y a mejorar la eficiencia del sector financiero al cubrir riesgos que otros instrumentos financieros no cubren, reduciendo la incertidumbre a través de la diversificación del riesgo, y de esta forma aportan para que los bancos puedan bajar sus tasas de interés.

Colombia como muchos de los países de América Latina tiene un mercado asegurador poco desarrollado en comparación al promedio mundial y a los países desarrollados. Durante el año 2008, el volumen de primas de seguros en Colombia alcanzó USD\$ 4.106<sup>2</sup> millones, lo que corresponde al 3.9% en el negocio asegurador de América Latina, que a su vez aporta únicamente con el 2.4% a la industria aseguradora mundial<sup>3</sup>.

Unos de los indicadores que permiten la comparación de los mercados locales con la industria aseguradora a nivel mundial, son el índice de penetración y el de densidad. El índice de penetración, que se calcula como la razón entre las primas emitidas y el Producto Interno Bruto del país (Primas / PIB), es una medida usualmente analizada para establecer el tamaño de la industria aseguradora. Este indicador determina que la

---

<sup>1</sup> Un seguro es definido como un contrato entre el tomador del seguro y la compañía de seguros, mediante el cual la compañía se obliga, a cambio de una prima del seguro, al pago a un tercero (beneficiario) de una cantidad definida (valor asegurado) en el momento del siniestro. En un sentido más económico, un seguro se puede ver como la transferencia de un riesgo por parte del tomador al asegurador. Este último a su vez conforma un "pool" o grupo de riesgos similares que compartan colectivamente, a través del pago de sus primas, las pérdidas de algunos de sus miembros. Este mecanismo de compartir las pérdidas colectivamente mediante una "grupo de riesgos" (o risk pooling) es una de las bases fundamentales de los seguros.

<sup>2</sup> 1 USD= 2.252 COP promedio anual 2008.

<sup>3</sup> Tomado Swiss Re, "El negocio asegurador mundial en 2008" Apéndice estadístico, Pag 31; Revista Sigma N 3/2009

participación de los primas de seguros a nivel mundial representan el 7.1% con respecto al PIB. Mientras que en países como el Reino Unido el mercado de los seguros representa más del 16.8% del PIB, el mercado asegurador en Colombia solo alcanza el 2.4%.

El índice de densidad, o gasto anual percapita en seguros, se obtiene como la razón entre las primas emitidas y la población total del país (Primas / Población). El gasto anual en seguros es aproximadamente de USD\$634 en el mundo, en Colombia es únicamente de USD\$88.

Por su parte, la literatura especializada ha encontrado que en la industria aseguradora se observa a un comportamiento cíclico que afecta los resultados del mercado de seguros, en sus precios y en sus resultados netos. Los llamados “Ciclos de Suscripción”<sup>4</sup> son fases alternantes de mercados duros y blandos. La fase que se denomina “mercado duro” se caracteriza por períodos de rápido incremento de los precios, políticas de suscripción más estrictas, coberturas restringidas, y condiciones adversas del mercado que pueden generar la salida de aseguradoras de algunos negocios. La fase del “mercado blando” se presenta cuando hay una fuerte competencia entre las compañías aseguradoras, las políticas de suscripción son menos estrictas y están disponibles para los consumidores mayores coberturas.

La literatura de los ciclos de suscripción ha brindado un entendimiento del comportamiento de los precios de los seguros. Dado que la información que reportan las compañías aseguradoras de su producción de primas, no solo en Colombia sino en el resto del mundo, es el agregado de las Primas Emitidas (total de primas recaudadas en un periodo de tiempo) no es posible diferenciar la información de precio y cantidad. Es decir, a partir de la información de resultados que las compañías reportan a la Superintendencia Financiera de Colombia en el Plan Único de Cuentas (PUC), no es posible conocer el número de pólizas expedidas, ni el número de riesgos asegurados en un periodo. Existen algunas bases de datos que proveen este tipo de información en los

---

<sup>4</sup> Esta es la definición de Ciclos de suscripción que se ha utilizado a lo largo de la literatura. Meier, U., Outrevile J. (2006), “Business cycles in insurances and reinsurance: the case of France, Germany and Switzerlan”, Journal of Risk and Insurance, Cita directa: “Dictionaire de l’économie de l’assurance”, Volumen de Risques No 17, 1994.

ramos más dinámicos, como es el caso de el ramo de automóviles en el mercado Colombiano, pero que no agrupan más de dos tres años de información.

La literatura empírica de los ciclos de suscripción ha resuelto este problema, con el uso de la inversa del indicador de siniestralidad (loss ratio) como una aproximación al precio de los seguros. El índice de siniestralidad es el cociente de los siniestros incurridos<sup>5</sup> sobre las primas devengadas<sup>6</sup>, es un indicador que las compañías revisan periódicamente para conocer el resultado del negocio asegurador en la parte que tiene que ver exclusivamente con los riesgos cubiertos. Si el índice de siniestralidad se acerca a uno, el mercado no estaría obteniendo las primas necesarias para cubrir los siniestros que está pagando. Al invertir este indicador y calcular las primas sobre los siniestros, el inverso de la siniestralidad, es entonces, el valor de la prima que una compañía de seguros obtiene por cada uno de los siniestros que ha pagado y puede ser usado como una aproximación al precio de seguros.

El comportamiento cíclico de los precios de los seguros es algo a lo cual, se ha demostrado, está enfrentado el mercado asegurador. Incluir dicha predicción para entender el comportamiento tanto del pasado como del futuro de la industria es muy importante para las personas trabajan para este negocio, para los investigadores y analistas de seguros. Este trabajo calcula el ciclo de suscripción para el mercado colombiano, cuáles son sus causas y qué determina su comportamiento.

Dado que la Federación de Aseguradores Colombianos, Fasesolda, cuenta con información por ramo y por compañía desde 1975, se calcula el ciclo de suscripción para las principales líneas de negocios de seguros y para distintos grupos de compañías de seguros. Es de gran importancia desarrollar este ejercicio por líneas de negocios ya que existe evidencia de que los ciclos de suscripción pueden llegar a ser distintos para cada actividad económica, o incluso que estén determinados por diferentes grados de correlación con la economía o mercados internacionales.

---

<sup>5</sup> Siniestros Incurridos = Siniestros Pagados – Reembolsos de Reaseguro – Movimientos de reservas de siniestros.

<sup>6</sup> Primas Devengadas = Primas Emitidas – cesiones en coaseguro o reaseguro – movimiento de reservas de riesgos en curso.

Este trabajo encuentra, primero, que la siniestralidad sí refleja el comportamiento de los precios de los seguros en Colombia y que los precios de los seguros de daños presentan un comportamiento cíclico, principalmente explicado por los seguros de automóviles.

Encuentra que los determinantes de los ciclos de suscripción de los seguros en el mercado colombiano son el crecimiento económico, la inflación y el grado de concentración en el mercado de seguros. Se concluye que los precios de los seguros son contra-cíclicos al crecimiento del PIB, es decir, en épocas de crecimiento se disminuyen los precios y en épocas de desaceleración se incrementan. Adicionalmente, que son sensibles al resto de precios de la economía, en épocas de inflación se aumentan los precios de los seguros. Se encontró que ante un mayor nivel concentración en el mercado de seguros, las compañías aseguradoras tienden a aumentar sus precios.

Para el análisis de estos ciclos este trabajo se divide en 4 secciones. La sección 2 presenta la revisión de la literatura existente sobre ciclos de suscripción en el mundo. Esta sección está separada en tres grupos: el primero presenta las bases analíticas del comportamiento cíclico, el segundo las variables que ha escogido la literatura para explicar sus causas, y finalmente los principales resultados empíricos.

En la sección tres se presenta la estimación empírica de los ciclos de suscripción del caso colombiano y las variables que explican el comportamiento de los precios en el largo plazo. Para finalizar, en la sección 4 de este trabajo se presentan las conclusiones, las ideas que pueden ayudar a un mejor entendimiento del mercado colombiano y se plantean, dados los resultados encontrados, trabajos que podrán ser desarrolladas en el futuro.

## **2. REVISION DE BIBLIOGRAFÍA: LOS CICLOS DE SUSCRIPCION EN SEGUROS**

La literatura acerca de la existencia de ciclos en la suscripción de contratos de seguros en el mundo ha planteado distintas metodologías e hipótesis sobre las posibles causas de dicho comportamiento.

Una de las primeras hipótesis propuestas es aquella basada en que las compañías de seguros fijan sus precios usando observaciones derivadas de los pagos de los siniestros

en el pasado, es decir, una observación histórica del comportamiento de la siniestralidad como método de tarificación. Bajo el supuesto de competencia perfecta y expectativas adaptativas, la teoría clásica financiera sugiere que el equilibrio de largo plazo del mercado de seguros, se obtiene cuando las compañías fijan sus precios de tal manera que estos reflejen el valor presente de las pérdidas y de los costos esperados.

Uno de los trabajos pioneros es el de Venezian (1985) que presenta los métodos de tarificación de los seguros de daños y de responsabilidad (Property and Liability Insurance) de la época. Encontró auto-covarianzas en la estructura de márgenes de utilidad que podrían sustentar los márgenes de utilidad esperados en el futuro. Realizó análisis ARIMA para distintos rezagos en estas variables y propuso que para poder capturar el comportamiento cíclico de estas, se podían aplicar métodos auto-regresivos de segundo orden.

Cummins y Otriville (1987), formalizaron el resultado de Venezian en un modelo teórico basado en expectativas adaptativas, como en el modelo de Lucas (1972), sobre el cual las compañías corrigen los precios por las experiencias del pasado. En la estimación empírica calcularon los ciclos para los mercados aseguradores de 13 países, e incluyeron una variable de tendencia para desagregar el comportamiento de corto plazo al de largo plazo.

Por la misma época, Doherty y Kang (1988) trabajaron en el modelo de tarificación a partir de modelos de estabilidad, en el cual los precios son el resultado de los puntos de equilibrio entre oferta y demanda por seguros. El modelo sugiere que las curvas de oferta se traslapan por las restricciones en la capacidad de las compañías, es decir el tamaño de los activos y patrimonio que respaldan las coberturas ofrecidas en los contratos de seguros. En la siguiente sección se plantean los supuestos básicos del análisis de estabilidad que ha utilizado la literatura en seguros para sustentar el comportamiento cíclico de los precios y los resultados del negocio asegurador.

## **2.1 Análisis de Estabilidad**

Los análisis de estabilidad del mercado asegurador, parten del supuesto en el cual, en equilibrio, la oferta de seguros soportaría una capacidad mayor de aseguramiento a la

demandada. Es decir, en el mediano o largo plazo, sin externalidades o choques sobre los mercados, la capacidad que está representada por el activo y patrimonio que respaldan la actividad aseguradora, es mayor que las obligaciones incurridas en cada uno de los periodos.

Los choques a los que se expone el mercado generarán cambios en estas condiciones iniciales. En el caso en el cual los choques generen incrementos de precios (los casos serán expuestos a continuación), el modelo de estabilidad contempla que el mercado se autocorrije en el mediano y largo plazo, el incremento temporal de los precios de seguros incentiva que las compañías de seguros se re-capitalicen, recuperen su capacidad, y que finalmente se expanda nuevamente la oferta. Así mismo, los precios bajan por la competencia entre compañías aseguradoras, recuperando las condiciones iniciales. Este comportamiento se repite a lo largo de la historia de la industria aseguradora en el largo plazo.

El modelo de estabilidad básico de seguros estudia dos tipos de choques:

**Choques a los pasivos:** Se presentan con la ocurrencia de eventos que aumenten las obligaciones del pago de siniestros de las aseguradoras por encima de los niveles esperados. El ejemplo clásico es un siniestro catastrófico. En el corto plazo un choque de este tipo, genera una contracción de la oferta. Es decir las aseguradoras tendrán menos capacidad para asegurar nuevos negocios, dado que tuvieron que dedicar sus recursos al pago de los grandes siniestros.

Al mismo tiempo, la demanda se expandirá. La expansión de la demanda está explicada por la racionalidad de los asegurados, en la cual, después de que las personas sufren las pérdidas ocasionadas por los siniestros, serán más consientes de los riesgos a los que están expuestos, y demandarán más seguros. Un nuevo precio de equilibrio, corte entre las nuevas curvas de oferta y demanda, será un precio más alto al precio antes del choque.

**Choques provenientes de la economía:** Estos ocurren generalmente por las condiciones externas del mercado de seguros, una recesión económica, una crisis financiera, cambios regulatorios o reformas comerciales, entre otros. Los efectos de



dichos choques a los activos en el corto plazo, generan tanto una contracción en la oferta como de la demanda. Un nuevo precio de equilibrio, el corte entre las nuevas curvas de oferta y demanda, será un precio más alto al precio antes del choque.

Los choques sobre el mercado asegurador generan un incremento en los precios de los seguros. Sin embargo la presión sobre los precios puede llegar a ser mayor en los primeros, explicado por la carga inflacionaria que causa la mayor demanda.

## 2.2 Causas de los Ciclos de suscripción

En la literatura de los ciclos de suscripción de seguros existe una amplia gama de explicaciones referente a los determinantes del ciclo de suscripción de los seguros. Las explicaciones más relevantes y transversales a lo largo de la literatura, han sido las que explican los choques de variables, que cambian el curso del ciclo hacia el ciclo duro. Es decir, cómo por distintas razones, la contracción de la oferta de seguros hace que aumenten los precios.

Las variables más importantes evaluadas en la literatura de seguros son:

**Pérdidas en la capacidad de aseguramiento:** Como se expuso en la sección anterior, uno de los choques que causan incremento de los precios, son los que afectan la capacidad. La capacidad está representada por el tamaño de los activos o del patrimonio que da respaldo a la actividad aseguradora.

Cuando una compañía aseguradora asume un riesgo que supera su capacidad, realiza un contrato de reaseguro, es decir el respaldo necesario para asegurar un riesgo, es la suma de la capacidad de la compañía aseguradora (cedente) junto con la de la compañía reaseguradora<sup>7</sup>. Una de las causas principales por la cual, las compañías han tenido pérdidas en su capacidad a lo largo de la historia es la ocurrencia de un siniestro catastrófico. Después de un evento de este tipo los precios de seguros tienden a crecer como efecto en esta disminución en la capacidad y de la ampliación de la demanda.

---

<sup>7</sup> Los contratos de reaseguro pueden ser, principalmente de dos tipos: Reaseguro proporcional, en el cual al ceder una porción de la prima la compañía de reaseguro respalda en esa misma proporción el valor del siniestro. Y reaseguro no proporcional, en el cual se contrata un reaseguro que cubre los siniestros que se desvíen de un valor esperado.

Esta variable es introducida en la literatura de diferentes formas: como una variable dicótoma en la fecha del evento de los siniestros catastróficos, por los montos pagados por los siniestros catastróficos a nivel mundial, o por el hecho de que la restricción de liquidez internacional generara que se incrementen los precios del reaseguro.

Gron (1994) instrumenta las restricciones en capacidad, con los pagos efectuados por el sector asegurador durante los grandes siniestros catastróficos. Lo anterior sobre una base en la cual la curva de oferta de aseguramiento del mercado asegurador se contrae después de estos eventos. Meier y Outreville (2006) calculan el ciclo de suscripción de tres países europeos, en el cual correlacionan el comportamiento de los precios de los seguros, con el comportamiento de los precios de los reaseguros.

Entre otros autores que han probado los efectos de estas variables sobre los ciclos de suscripción en seguros se encuentran: Winter (1988, 1991, 1994), Niehaus and Terry (1993), Gron (1990, 1994, 1994), Cummins y Danzon (1997) y Froot and O'Connell (1997).

**Comportamiento de las tasas de interés:** Partiendo de la definición en la cual el precio de los seguros es una aproximación al valor de un siniestro probable, la tasa de interés es el parámetro con el cual se descuenta a valor presente dichos los flujos futuros. Así las cosas, *ceteris paribus*, entre mayor sean las tasas de descuento, los precios tienden a ser menores.

Doherty y Kang (1988) sostienen que las fluctuaciones en la tasa de interés son una de las causas del comportamiento cíclico de las primas de seguros. En general, esta hipótesis plantea intuitivamente que mayores tasas de interés generan mayores ingresos de inversiones, que permiten, entre otros, bajar los precios. Venezian y Fields (1989) incluyeron una tasa de interés en el modelo AR(2) propuesto tanto por Venezian (1985) como por Cummins y Otreville (1987). La tasa de interés era incluida como una tasa de interés anticipada que suponían se aproximaba a las tasas de interés libres de riesgo del tesoro americano y no una tasa efectiva de mercado.

Adicionalmente, los cambios en los retornos a las inversiones que las compañías aseguradoras tienen en sus portafolios, generan cambios en las políticas de suscripción,

es decir, sí tuvieron ganancias en el resultado del ejercicio, tendrán un margen de acción para bajar los precios. (Willson [1981, Doherty and Kang [1988], Smith [1989] Fields y Venezian [1989], Doherty y Garven [1992], Haley [1993]. Lamm- Tennant y Weiss [1997], Fung, Lai, Patterson y Witt [1998]).

**El Contexto Económico:** Existe una amplia literatura en seguros que explora la relación entre el comportamiento del mercado asegurador y el Producto Interno Bruto (PIB) de los países. La Curva S (Enz 2000) ilustra que la relación entre el ingreso y los seguros es positiva, a mayor ingreso per-cápita de los países mayor es la demanda por seguros. Esta relación presenta distintas etapas, la penetración de los seguros es muy baja en las economías más pobres, crece rápidamente en las emergentes y se desacelera de nuevo en las más ricas y avanzadas. Estos resultados son reforzados con distintas metodologías en la literatura de seguros, como el análisis de datos en panel entre países, en artículos como los de Outreville (1990), Browne y Kim (1993) y Zurbruegg y Ward (2001), entre otros. Una de las limitantes en este tipo de estudio es la separación entre el efecto de los precios a la de las cantidades, la literatura de los ciclos de suscripción da una herramienta para el entendimiento de los precios de los seguros durante los ciclos económicos. (Webb [1992], Grace and Hotchkiss [1995], Chen, Wong y Lee [1999], Leng y Meier [2006])

**Cambios regulatorios y reformas comerciales:** La literatura de los ciclos de suscripción ha evaluado la posibilidad en la cual los cambios en las reglas de juego de la regulación o el sistema comercial de los países son un generador de choque para que la oferta de seguros se traslape. Este choque se verá reflejado en los precios hasta el momento en el cual el mercado asegurador internalice las nuevas condiciones del mercado. (Cummins y Outreville [1987], Lamm Tennant y Weiss [1997], Chen, Wong y Lee [1999]).

**Desequilibrios en la determinación de los precios de seguros:** Una causa un poco menos explorada en la literatura de seguros que relaciona el comportamiento cíclico con la fuerza de la competencia entre las compañías aseguradoras, es el hecho de que los problemas de información incompleta y asimétrica de los seguros, pueda generar que en la parte blanda del ciclo las compañías fijen precios por debajo de los precios óptimos.

Es decir, el aumento de la capacidad y el relajamiento de las condiciones de suscripción por el exceso de liquidez en el mercado, que caracteriza la parte blanda del ciclo, lograría que las compañías aseguradoras fijaran sus precios, pero estos precios estarían desviados a los que tendrían bajo información completa. (Wilson [1981], Sewart [1984], Radach [1988], Harrington y Danzon [1994]).

### **2.3 Otros resultados empíricos**

La literatura de finales del siglo XX de los ciclos de suscripción fueron aplicaciones de las herramientas que ofrece la econometría de las series de tiempo.

Harley (1995) abordó los problemas de raíces unitarias que se presentan en las series de tiempo, y realizó ejercicios de cointegración entre las tasas de interés y los precios de los seguros. Doherty y Garden (1995), en un panel de datos por compañía incorporaron nuevas variables en el análisis tales como, el tamaño de la compañía, la naturaleza de la firma: pública o privada, si hace parte de un grupo económico o si tiene adjunta una compañía reaseguradora. Los autores modelaron a través de Mínimos Cuadrados Generalizados en dos etapas, la primera calculaba el periodo de retorno de la suscripción, y el segundo calculaba los coeficientes de cada uno de los determinantes del ciclo. Grace y Hotchikiss (1995) realizaron un ejercicio de cointegración y análisis espectral, agregando al modelo el comportamiento de la economía, a través de variables como el cambio en el PIB y la inflación.

Los problemas de raíces unitarias en los modelos de series de tiempo son abordadas metodológicamente por algunos autores realizando transformaciones a las variables que corrigen los problemas de estacionalidad. Tennan y Weiss (1997) trabajaron con la diferencia de la variable transformada logarítmicamente entre dos periodos consecutivos. También incluyeron explicaciones adicionales sobre las causas de los choques que cambian el ciclo del seguro, como cambios regulatorios o cambios en los periodos políticos.

Fung, Lai, Patterson y Witt (1998) utilizaron un Modelo de Vectores Autoregresivos, (VAR), que incluye tanto las primas emitidas y los siniestros pagados como índices de gastos, y sus desviaciones a las medias como aproximación a la incertidumbre en esas

mismas variables. Chen, Wong, Lee (1999) calculan los ciclos de suscripción para 5 países asiáticos, Singapur, Malaysia, Taiwán, Sur Corea, y Japón, linealizando las diferencias de los logaritmos de las primas emitidas, los siniestros pagados para tres rezagos, los índices de precios al consumidor, las tasas de interés y el comportamiento del PIB nacional.

Artículos más recientes retoman la modelación básica del tratamiento auto-regresivo, en la cual los coeficientes calculados son el mejor estimador para el tamaño del ciclo de suscripción. Los modelos de cointegración, vectores autoregresivos (VAR), datos en panel de países o panel de aseguradoras y el análisis espectral han dado información importante en la explicación de las causas de los ciclos. Pero no se encuentra una propuesta diferente a la del modelo autoregresivo que calcule el tamaño, o el número de periodos que deben pasar para que haya un cambio en el comportamiento cíclico.

Es así, como en el siglo XXI, se retomaron los ejercicios auto-regresivos para el modelamiento de los ciclos de suscripción. Choi, Hardigre, Thistle (2002) realizan estimaciones con modelos ARCH (autoregressive conditional heteroscedasticity) y EGARCH (exponential general autoregressive conditional heteroskedastic). Leng y Venezian (2003) hacen una revisión al estado del arte empírico, para 12 países, todos países desarrollados, del ciclo de suscripción de los mercados de seguros de daños. Adicionalmente calculan para 6 países el ciclo de suscripción de los seguros de automóviles específicamente.

Recientemente, durante el año 2006 Ursina B. Meier, publicó tres artículos sobre ciclos de suscripción. En el primero, realiza el mismo modelo autoregresivo de segundo orden, pero replica las estimaciones no solo para las variables de precios de los seguros, representado por la siniestralidad (Loss Ratio), sino para la variable de resultado conocida como el índice combinado, que incluye el componente de gastos y refleja la utilidad técnica del ejercicio asegurador.

Como coautora junto con Chao-Chun Leng, Ursina Meier (2006) con el ejercicio realizado para Suiza, Estados Unidos, Alemania y Japón, realiza pruebas de raíces unitarias, pruebas de cambio estructural y ejercicios de cointegración. Calculan el ciclo y separan el comportamiento de largo plazo con el ciclo del corto plazo. Finalmente,

junto con Outreville realiza un ejercicio similar para Francia, Alemania y Suiza entre los años 1982 y 2001, con una prueba adicional, por la proximidad de estos mercados deben hacer pruebas de correlación entre los resultados del mercado asegurador entre países.

En el caso de la literatura local respecto a los ciclos de suscripción, se encuentra que en algunas publicaciones de seguros en América Latina y Colombia, se aborda el tema únicamente de forma descriptiva. En estas publicaciones se asume la existencia del ciclo de seguros y en la mayoría de los documentos se describen la forma en la que las compañías aseguradoras deberían enfrentar el ciclo de suscripción. Suramericana, Duff & Phelps (2009), Clavijo, M, Revista Gerente (2009), Mercado Asegurador (2004), Colpatria, Revista Élite (2009). Sin embargo, no se encuentran referencias de un cálculo riguroso de la medición y las causas de los ciclos de suscripción para la región de América Latina ni para Colombia.

### **3. ESTIMACION EMPÍRICA DEL MODELO**

Esta sección será presentada en tres partes: La primera explicará las fuentes de datos utilizados por este trabajo. La segunda presenta el resultado de la aplicación del modelo auto-regresivo de Cummins y Outreville (1987) en el cual se estima el ciclo de suscripción únicamente a partir de la información pasada de la siniestralidad.

Para finalizar, se presenta el modelo extendido con los resultados del análisis de cointegración. Identificando las variables que afectan los precios de los seguros, es decir, las causas de los ciclo de suscripción explicadas en el numeral anterior.

#### **3.1 Datos**

Los datos principales utilizados en la estimación del ciclo para el mercado colombiano, provienen de la Federación de Aseguradores Colombianos, Fasecolda, que cuenta con información estadística anual muy completa de la industria aseguradora desde 1975 hasta 2008, con esta información se diseñaron las bases de datos de:

**Variable “Precio”:** Como se explico en la introducción de este documento, no es posible conocer el comportamiento de los precios separado del de las cantidades a partir de la información de resultados que las compañías reportan a la Superintendencia Financiera en el plan único de cuentas (PUC). La inversa de la siniestralidad es la aproximación del precio que una compañía de seguros obtiene por cada uno de los siniestros que ha pagado.

Está disponible este indicador anual por grupos de ramos: total vida y total no vida<sup>8</sup>. Y por ramos: automóviles, transporte, cumplimiento, terremoto, vida individual, vida grupo, Seguridad Social. Este trabajo presenta el cálculo del ciclo de suscripción por ramos, dado que la literatura internacional ha encontrado evidencia en la cual los distintos ramos presentan correlaciones distintas a las variables macroeconómicas.

Adicionalmente, cómo el resultado encontrado por Doherty y Garden (1995), el ciclo de suscripción puede ser distinto entre distintos tipos de compañías. Este trabajo presenta el cálculo el ciclo de suscripción y sus determinantes, separando las compañías aseguradoras que operan en Colombia, en tres categorizaciones: *i)* Origen del capital: nacional o extranjero. *ii)* Por su tamaño: compañías líderes en el mercado y compañías seguidoras<sup>9</sup>. *iii)* Por pertenencia o no a grupo financiero. Lo anterior plantea que las compañías nacionales o las compañías grandes pueden estar realizando una revisión más periódica y rigurosa de las condiciones del mercado y el contexto económico, a diferencia de las compañías pequeñas con menor capacidad operativa, por su parte las compañías extranjeras pueden estar más expuestas a condiciones de los mercados internacionales. Y finalmente, que las compañías con grupo pueden estar respaldando sus resultados con las otras compañías financieras que operan.

Dichos indicadores son utilizados en esta tesis con periodicidad anual, para la estimación del ciclo en el largo plazo (1975 – 2008)

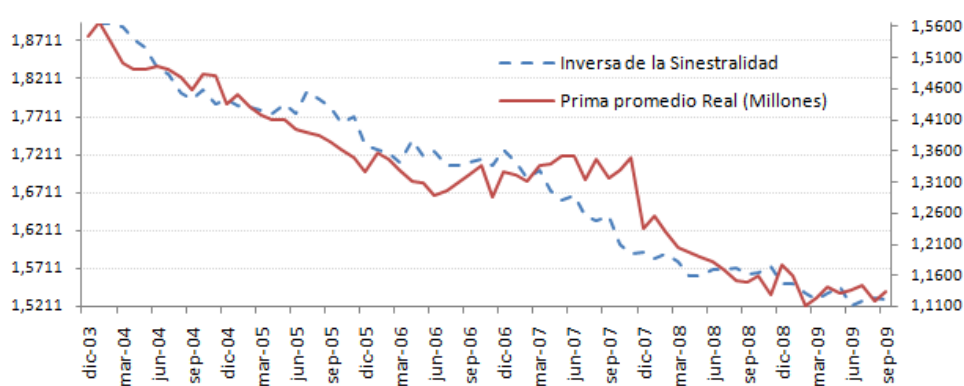
---

<sup>8</sup> Total no vida, tal como lo define la OECD (Organization for Economic Co-operation and Development), contiene los ramos de Salud, Accidentes Personales, y Riesgos Profesionales y no son incluidos en el total de vida.

<sup>9</sup> La determinación del tipo de compañía por tamaño, se desarrollo, como el cálculo de la participación de cada una de las compañías sobre el total del ramo, estableciendo si esa participación calculada es mayor a la promedio del mercado y catalogando dichas compañías como compañías “Líderes”. Adicionalmente se verificó que la participación del grupo de compañías líderes no supera el 80% del mercado, como una aproximación al Pareto.

Con el fin de respaldar la validez de utilizar el inverso de la siniestralidad como un indicador de precio de los seguros, se presenta la siguiente discusión: Fasecolda cuenta con información de la prima promedio (primas emitidas sobre el número de pólizas o vehículos asegurados) de mercado de seguros de automóviles, gracias a que recibe mensualmente información detallada de las compañías aseguradoras. Esta información existe únicamente desde diciembre del año 2003, por tanto, a partir de dicha información no es posible realizar el ejercicio de ciclos de suscripción en la que es necesario contar con información de largo plazo.

*Gráfica 1: Prima Promedio y Siniestralidad del Seguro de Automóviles en Colombia.*



Fuente: Cámara Técnica de Automóviles – Benchmark. Fasecolda  
 Eje derecho: Prima Promedio en millones de pesos (Reales a precios 2008)  
 Eje Izquierdo: Inverso de siniestralidad.

En la gráfica 1 se observa cómo el comportamiento del indicador “inversa de la siniestralidad” se aproxima al valor real de la prima promedio. Existe una relación de correlación positiva y significativa entre estas dos variables del 0.9443 (la regresión lineal entre las dos muestra un coeficiente de 0.78 significativo al 99%, y un  $R^2$  de 0.83)<sup>10</sup>. En el anexo 1 de este documento se encuentra la relación de correlación entre las dos variables.

**Índice combinado:** El índice combinado es un indicador del resultado operacional del negocio asegurador. Este indicador se construye con la información de ingresos y egresos operacionales de los seguros. Es igual a la suma de los siniestros más los gastos administrativos y de comisiones, sobre las primas. Si las primas son suficientes para

<sup>10</sup> Sin embargo, se encuentran raíces unitarias en las variables. La primera diferencia corrige la estacionariedad, sin embargo se calculó una relación MCO entre las primeras diferencias y las primeras diferencias de los logaritmos, pero la estimación no arrojó coeficientes significativos ni  $R^2$  buenos. Se realizó la prueba de existencia de un vector de cointegración.



cubrir los egresos operacionales este indicador es menor a uno, si hay pérdida operativa es mayor a uno, y si se encuentra en equilibrio es igual a uno. La inclusión de este indicador para el cálculo de los ciclos de suscripción de los seguros supone que las compañías aseguradoras incluyen en sus procesos de tarificación los costos y gastos de suscripción de los seguros. (Al igual que en el índice de siniestralidad se calcula la inversa de este indicador con el fin de tener las primas sobre los costos)

**Margen de Suscripción:** De la misma forma que el índice combinado, el margen de suscripción es un indicador de resultado operacional. Es igual a las primas menos los siniestros y los gastos, sobre las primas. Este indicador es negativo si hay pérdida operativa, igual a cero en equilibrio y mayor a cero con ganancia operativa. Para el caso de estos dos últimos indicadores, la información obtenida por parte de Fasecolda, solo es posible desagregarla en dos grupos, por compañías generales y compañías vida. Dicha clasificación, la cumple una compañía de seguros para operar en la industria de seguros colombiana<sup>11</sup>.

**Datos Macroeconómicos:** Sobre las series del PIB y de la inflación la fuente principal es el Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE). Sobre las tasa de interés la fuente es el Banco de la República de Colombia se utiliza la tasa de interés de colocación real activa<sup>12</sup>. Para completar las series de tiempo de largo plazo en Colombia, se consultó el Grupo de Estudios de Crecimiento Económico Colombiano (GRECO).

**Restricciones de Capacidad y reaseguro:** Para capturar la capacidad de reaseguro internacional se utilizan tres variables principalmente: el monto total pagado por la industria aseguradora a nivel mundial por los siniestros catastróficos, los márgenes de suscripción del mercado asegurador norteamericano, de Cummins (2009) y el precio del reaseguro o “Rateo on Line”, suministrado por la gerencia de negocios empresariales de la compañía de seguros Suramericana S.A.

---

<sup>11</sup> Las compañías de seguros en Colombia, se diferencian entre compañías de generales y de vida. Esta diferenciación está determinada por los ramos que están autorizados por la Superintendencia Financiera de Colombia para operar. Los ramos de daños y vida corto plazo los explotan las compañías de generales, y los ramos de vida largo y corto plazo, las compañías de vida. Esta diferenciación implica distintos requerimientos de capital y de patrimonio.

<sup>12</sup> No se cuenta con una serie de largo plazo de tasas de interés de TES, ideales para esta estimación, por su parte para el plazo 1905-1997 el GRECO no propone una única tasa de interés pasiva.

**Cambios regulatorios y reformas comerciales:** Hasta antes de la apertura económica y la reforma financiera del año 1990, la inversión extranjera en el mercado financiero nacional estaba restringida, adicionalmente para algunos ramos, estaban controladas las tarifas por parte del gobierno nacional, que se podrían cobrar por los seguros. Es por ello que este trabajo incluye una prueba de cambio estructural para la serie de precios de los seguros en dicho año.

**Índices de concentración de mercado:** El índice de concentración Herfindahl Normalizado, es uno de los indicadores más utilizados para evaluar el nivel de concentración de un mercado. Este indicador toma un valor mínimo de 0 ( $1/n$  para el Índice Herfindahl sin normalizar, este valor puede ser interpretado como si el número de compañías ( $n$ ) compartieran por partes iguales la producción). Un mercado se considera con una concentración moderada cuando tiene un índice que varía entre  $1/n$  y 0.18. Finalmente, a partir del valor 0.18 se entiende que el mercado presenta una muy alta concentración.

### 3.2 El modelo de Cummins y Outreville

Una de las principales hipótesis en el modelo de Cummins y Outreville (1987) es que los ciclos pueden ser explicados por un modelo de expectativas adaptativas. Asumen que los precios son determinados como una función que depende de la información de periodos anteriores. Es decir, la decisión de tarificación en el periodo  $t$ , es una estimación de las pérdidas esperadas que solo pueden ser estimadas gracias a que se cuenta con información del pasado.

A partir del modelo teórico basado en expectativas adaptativas, sobre el cual las compañías corrigen los precios por las experiencias del pasado, se estima la siguiente ecuación:

$$P_t = a_0 + a_1 P_{t-1} + a_2 P_{t-2} + w_t \quad (1),$$

donde  $P_t$  es el precio del seguro en el periodo  $t$ , y  $w_t$  es el error de la regresión.

Los coeficientes estimados para cada uno de los rezagos son la información con la cual, se establece la longitud del ciclo de suscripción. La longitud del ciclo está representada de la siguiente forma:<sup>13</sup>

$$Periodo(\Pi) = 2\pi / \cos^{-1}(a_1 / 2\sqrt{-a_2}) \quad (2).$$

El ciclo se presentará si se cumple que  $a_1 \geq 0$ ,  $a_2 \leq 0$  y  $a_1^2 + 4a_2 \geq 0$ .

Ahora bien, con el fin de separar el comportamiento de largo plazo con los ciclos de corto y mediano plazo, se estima la siguiente ecuación:

$$P_t = a_o + a_1P_{t-1} + a_2P_{t-2} + Tendencia + e_t \quad (3).$$

Desde Venezian (1985, 2003), los estudios desarrollados en los años noventa y los estudios más recientes de Meier (2006), han demostrado la validez de el uso del modelo autorregresivo para el calculo de los ciclos de suscripción. Lo han hecho sobre los ramos de daños (*Property and liability* o ramos de no vida) al ser estos los ramos de corto plazo en los que se presenta este componente ciclico, más no en los ramos de vida, ramos en los cuales no se observa con claridad el componente ciclico o no se cuenta con el número suficiente de observaciones para encontrar un ciclo de largo plazo.

Este documento presenta los resultados para el mercado asegurador Colombiano, en los cuales se comprueba que la estimación de la ecuación (2) es el modelo autorregresivo que más se ajusta a la serie de precios de la los ramos de no vida, el ramo de Automóviles y el de transporte. (Ver Anexo 1: Correlograma, significancia de los coeficientes de los rezagos, resultados de la comparación de criterios Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn, pruebas de correlación serial).

---

<sup>13</sup> Esta fórmula se deriva de de los métodos de solución de ecuaciones en diferencias. La frecuencia del ciclo puede ser medida por una transformación de las coordenadas cartesianas dentro de las coordenadas polares. Para ver la solución extendida ver Chiang (1984, pag 575), y Pindyck y Rubinfeld (1991, pag 368)

Cuadro 1: Modelo AR(2) y condicion del Ciclo de Suscripción.

	Total NoVida		Compañías Generales			Total Ramos Total Industria		Compañías Total				Total Vida			Compañías Vida			
	I/Siniestralidad		Combinado		Marg de Suscripción	I/Siniestralidad		Combinado		Marg de Suscripción		I/Siniestralidad			Combinado	Marg de Suscripción		
Constante												Constante						
Primer Rezago	0.82	1.19	0.31	0.85	0.30	0.79	0.20	0.70	0.40	0.90	0.37	0.80	Primer Rezago	0.32		0.37	0.28	
	0.0	-	0.1	0.0	0.1	0.0	0.3	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0		0.1		0.0	0.1	
Segundo Rezago	(0.35)	(0.19)	(0.23)	0.16	(0.18)	0.17	(0.07)	0.30	(0.26)	0.11	(0.15)	0.16	Segundo Rezago	(0.17)		(0.24)	(0.16)	
	0.0	0.3	0.2	0.4	0.3	0.3	0.7	0.1	0.1	0.6	0.4	0.4		0.3		0.2	0.4	
Tendencia (Filtro Hodrick Prescott)	0.53		0.92		0.89		0.87		0.86		0.79		Tercer Rezago		(0.28)			
	0.0		0.0		0.0		0.0		0.0		0.0			0.0				
													Cuarto Rezago					
R2 F-Estadístico Sig F-Estadístico	0.84	0.77	0.87	0.87	0.90	0.83	0.61	0.40	0.88	0.80	0.86	0.78	Quinto Rezago		(0.27)			
														0.0				
Condicion del Ciclo	si	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	Tendencia (Filtro Hodrick)	0.87	1.60	0.86	0.91	
Tamaño del Ciclo	7.9	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-		0.0	0.0	0.0	0.0	
													R2	0.80	0.81	0.51	0.48	
													Akaike info criterion	(0.0)	(0.5)			
													Schwarz criterion	0.1	(0.4)			
													Hannan-Quinn criterion	0.0	(0.5)			

\*\* Coeficientes significativos al 99% de confianza.

\* Coeficientes significativos al 95% de confianza.

Fuente: Cálculos del autor.

El cuadro 1 muestra los resultados de las estimaciones AR(2) para cada una de las tres variables: Inversa de la siniestralidad de los ramos de no vida, inverso del índice combinado y margen de suscripción, para tres grupos de ramos o tipo de compañías: Ramos de no vida, ramos de vida, total ramos, compañías generales, compañías vida, total compañías.

El caso del agregado de no vida (equivalente al ejercicio internacional – *Property y Liability Insurance*), es posible comprobar un comportamiento cíclico a partir de esta estimación, los coeficientes son significativos y cumplen con la propiedad  $a_1 \geq 0$ ,  $a_2 \leq 0$  y  $a_1^2 + 4a_2 \geq 0$ . El calculo del ciclo para este serie es de 7.9 años. Este resultado es consistente con los ejercicios internacionales, en los cuales, Cummins y Outreville (1987), recalculados por Meier (2006), encontraron ciclos de suscripcion en seguros con duraciones entre 5.5 y 8.1 años.

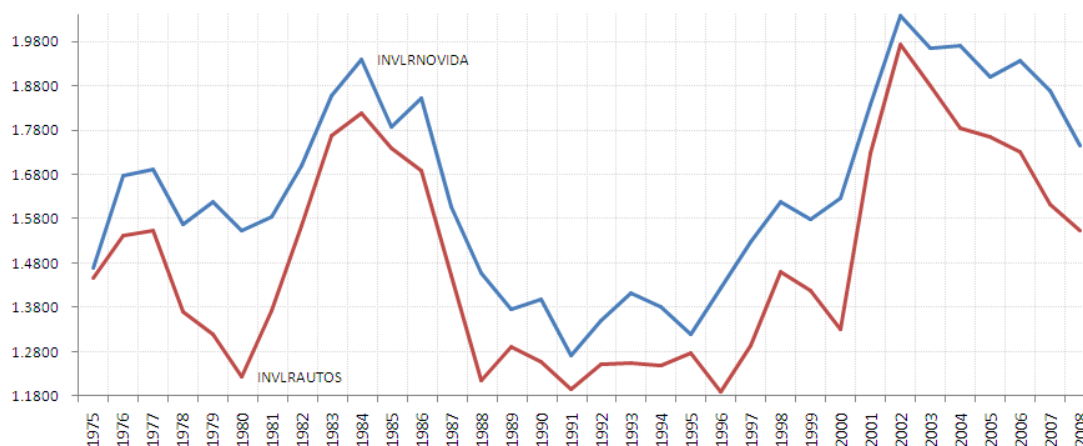
Por el contrario para las variables que incluyen el componente de gastos, como el índice combinado y el margen de suscripción no presentan coeficientes significativos. Contario a el ejercicio desarrollado por Meier (2006) quien encuentra que para Suiza, Alemania y

Japón existen ciclos de suscripción entre 5.5 a 8.1 años, calculados a partir de estos indicadores.

En el caso de los ramos de vida, se encuentra que el modelo auto-regresivo de segundo orden no es el modelo más ajustado para explicar su comportamiento. Este resultado no es del todo contra-intuitivo, dado que hay autores que han encontrado los mismos resultados para este tipo de ramos que se caracterizan a ser en su mayoría ramos de largo plazo. (Fung, Lai. Patterson, Witt [1998] y Gron [1994]). Los coeficientes de los rezagos tres y cinco son significativos, y los criterios de Akaike, Schwarz y Hannan-Quinn son menores, lo anterior plantearía un modelo autoregresivo de orden distinto de dos, coeficientes con los que en la modelación de Cummins y Outreville, no se puede calcular un ciclo de suscripción.

Por otra parte, el ramo de automóviles representa el 16% de las primas emitidas del total de la industria aseguradora y el 26% de el total de los ramos de no vida. Como se observa en la gráfica 2, el comportamiento de los precios (la inversa de la siniestralidad) del total de los ramos de no vida esta determinado principalmente por el comportamiento del ramo de automóviles.

Gráfica 2: Inversa de la Siniestralidad para el Total de los ramos de No Vida y Automóviles



Fuente: Fasecolda

Como se puede observar en la gráfica entre los años 2002 y 2008 la industria aseguradora colombiana se encontraba dentro de una parte blanda del ciclo de

suscripción en seguros. Se observa un disminución en los precios de los seguros de automóviles y en el total de los seguros de no vida.

*Cuadro 2: Modelo AR(2) y condición del Ciclo de Suscripción por ramos*

	Ramos 1/ Siniestralidad							
	Autos		Transporte		Cumpliment		Terremoto	
Constante	0.37 0.0				2.52 0.0			
Primer Rezago	0.97	1.19	0.69	1.08	(0.25)	0.07	(0.16)	(0.01)
	0.00	0.00	0.0	-	0.2	0.7	0.4	1.0
Segundo Rezago	(0.53)	(0.44)	(0.36)	(0.08)	(0.02)	0.28	(0.15)	(0.02)
	0.00	0.01	0.0	0.7	0.9	0.1	0.4	0.9
Tendencia (Filtro Hodrick Prescott)	0.56 0.00		0.67 0.0		1.32 0.0		2.11 0.0	
R2	0.82	0.75	0.77	0.64	0.33	0.09	0.17	(0.01)
F-Estadístico	43.1				1.4			
Sig F-Estadístico	0.0				0.3			
Condición del Ciclo	si	si	si	-	-	-	-	-
Tamaño del Ciclo	7.5	13.8	6.6	-	-	-	-	-

\*\* Coeficientes significativos al 99% de confianza

\* Coeficientes significativos al 95% de confianza

Fuente: Cálculos del autor.

El resultado encontrado para el ejercicio por ramos que se presenta en el cuadro 2.a. Se encuentra que para el caso de automóviles y en el ramo de transporte se cumple la condición del ciclo de suscripción. Los coeficientes son significativos al 99% y 95% de confianza, un  $R^2$  de 0.75 y un F estadístico significativo. El tamaño del ciclo de suscripción para el caso de los seguros de automóviles es de 7.5 años.

En trabajos anteriores desarrollados en la literatura internacional se encuentra que el ramo de automóviles presenta un ciclo más corto que el total de daños, y se ubica, según Lamm-Tennat y Weiss (1997) en 7.57 años para el mercado norteamericano. En el caso del mercado asiático Chen, Wong, Lee (1999) calcularon un ciclo de 7.35 años.

En el caso del ramo de transportes el ciclo es de 6.6 años, mucho menor al encontrado por Venezian (1985) quien calculó un ciclo de suscripción para el ramo de transporte en Estados Unidos de 9.31 años. Cabe resaltar que el ejercicio planteado por Venezian (1985) corresponde posiblemente a un mercado radicalmente distinto al mercado actual de seguros. No se encontraron referencias de estimaciones recientes para este ramo.

Para el caso de los ramos de cumplimiento y terremoto no se obtienen coeficientes significativos para ninguno de los rezagos.

Cuadro 3: Modelo AR(2) y condicion del Ciclo de Suscripción por grupos de compañías

	Automoviles								Transporte							
	Cias Nacionales		Cias Extranjeras		Cias Líderes		Cias Seguidoras		Cias Nacionales		Cias Extranjeras		Cias Líderes		Cias Seguidoras	
Constante	0.39 0.0		0.57 0.0		0.40 0.0		0.55 0.0									
Primer Rezag	0.78	1.01	0.55	0.77	0.97	1.18	0.28	0.56	0.58	1.02	0.69	1.08	0.61	1.02	0.41	0.82
	0.0	0.01	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.00	-	0.0	-	0.0	-	0.0	0.0
Segundo Rezag	(0.39)	(0.27)	(0.28)	(0.14)	(0.53)	(0.44)	(0.14)	0.07	(0.33)	(0.02)	(0.39)	(0.10)	(0.35)	(0.03)	(0.13)	0.18
	0.0	0.1	0.1	0.4	0.0	0.0	0.4	0.7	0.1	0.9	0.0	0.6	0.0	0.9	0.5	0.3
Tendencia (Filtro Hodrick Prescott)	0.60 0.0		0.72 0.0		0.56 0.0		0.87 0.0		0.76 0.00		0.71 0.0		0.75 0.0		0.73 0.0	
R2	0.75	0.66	0.58	0.46	0.80	0.74	0.52	0.36	0.76	0.59	0.75	0.59	0.73	0.56	0.73	0.59
F-Estadístico	28.3		12.6		40.3		8.1									
Sig F-Estadístico	0.0		0.0		0.0		0.0									
Condicion del Ciclo	si	-	si	-	si	si	-	-	si	-	si	-	si	-	-	-
Tamaño del Ciclo	7.1	-	6.2	-	7.4	13.0	-	-	6.0	-	6.3	-	6.1	-	-	-

\*\* Coeficientes significativos al 99% de confianza

\* Coeficientes significativos al 95% de confianza

Fuente: Cálculos del autor.

Adicionalmente, en el cuadro 2.b presenta el resultado del modelo autorregresivo por tipo de compañía. Se encuentra que existe un ciclo distinto entre las compañías con origen de sus recursos nacionales a las extranjeras. Esta tesis plantea que la las causas de estas diferencias son los determinantes macroeconómicos, de reaseguro y de competencia plateados en el capítulo 4.3 de este documento.

Ahora bien, para cerrar el análisis de los resultados encontrados en esta sección es necesario contemplar que el ejercicio auto regresivo hasta ahora presentado, permite calcular el tamaño del ciclo de suscripción pero no evalúa los factores que determinan el comportamiento cíclico de los precios en los seguros.

Algunos autores han modelado de forma extendida e incluyen variables explicativas provenientes de la macroeconomía y el mercado reasegurador como variables independientes en el AR(2). Sin embargo, la presencia de raíces unitarias en las series de este tipo, podrá generar que la regresión encontrada entre las dos variables a partir de modelos de MCO, aparentemente significativa ( $R^2$  altos, y significancia en los coeficientes) sea en realidad una relación espúrea. Lo anterior obliga a corregir la estacionareidad. Una de las herramientas para ello es diferenciar las series de tiempo, sin embargo, la diferenciación puede provocar que se pierda información valiosa de

largo plazo, y que la interpretación entre los coeficientes no sea intuitiva para el análisis económico.

En el anexo 3 de este documento, se presenta el resultado de las pruebas de raíz unitaria (ADF y KPSS) sobre las series de: precios del seguro, crecimiento del PIB, inflación, tasas de interés, pérdidas en siniestros catastróficos, precios del reaseguro, y en el índice de Herfindal. El resultado de estas pruebas es que todas las series son integradas de primero orden (I(1)).

### **3.3 Modelo de Cointegración para los Ciclos de Suscripción**

Dado que uno de los objetivos principales de esta tesis es encontrar las variables que determinan el ciclo de suscripción de los seguros en Colombia, y dada la restricción metodológica que supone implementar el modelo auto-regresivo extendido con otras variables explicativas, es necesario entonces, aplicar metodologías que enfrenten el problema de la presencia de raíces unitarias en las series de tiempo.

La metodología utilizada más recientemente por la literatura internacional (Meier [2006], Chao-Chun Leng, Meier [2006]) es el análisis de cointegración. Esta metodología es esencial cuando se tiene una combinación de variables que presentan igual orden de integración, cuando se quiere comprobar si las series se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y las diferencias entre ellas son estables (es decir estacionarias).

Es decir, la cointegración refleja la presencia de un equilibrio a largo plazo hacia el cual converge a lo largo del tiempo. Dos o más series de tiempo que son no estacionarias de orden I(1) y están cointegradas si existe una combinación lineal de esas series que sea estacionaria o de orden I(0). El vector de coeficientes que crean esta serie estacionaria es el vector cointegrante, y las diferencias (o término error) en la ecuación de cointegración se interpretan como el error de desequilibrio de cada periodo.

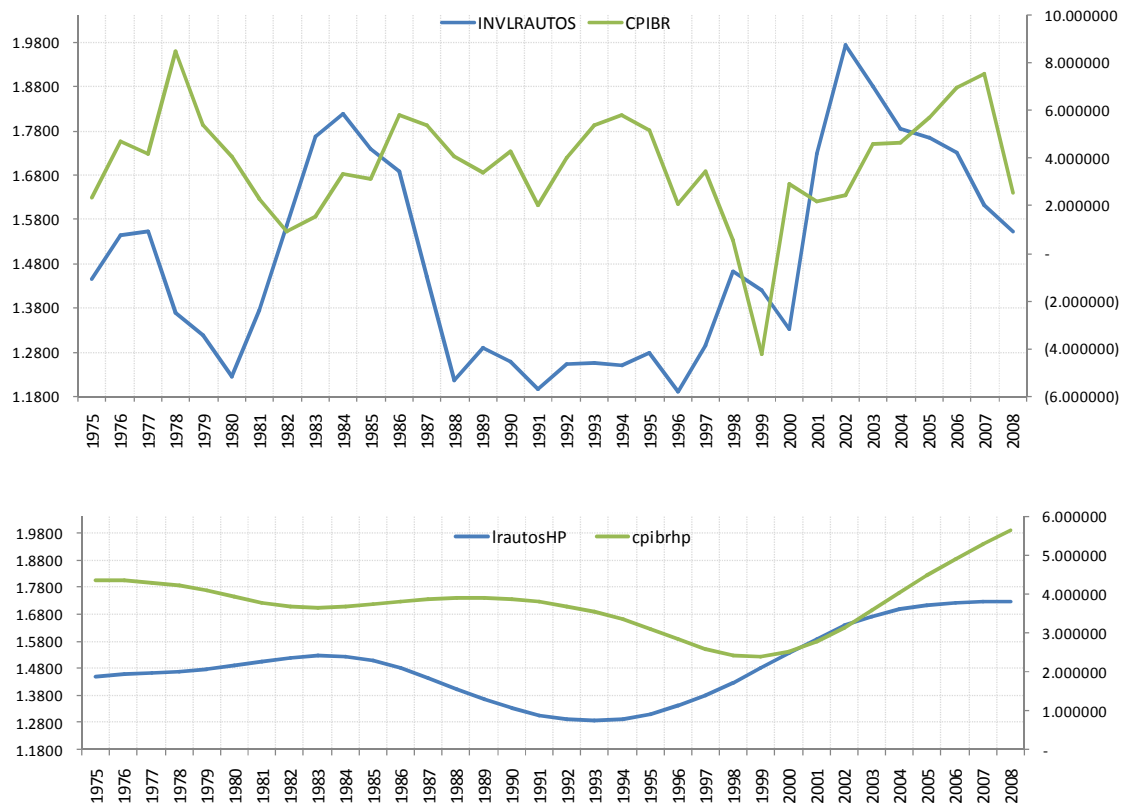
La gráfica 3 presenta el comportamiento de los precios de los seguros de automóviles junto con el crecimiento económico, entre los años 1975-2008, y las tendencias de largo plazo obtenidas a partir del filtro Hodrick Prescott. Se eligió explicar de la forma



extendida y con todas las pruebas sobre el vector de cointegración y sus errores, únicamente el ramo de automóviles y el de transporte, al ser dichos ramos los que presentan un componente cíclico en el resultado del capítulo anterior.

Gráficamente se observa que los precios de los seguros presentaron un comportamiento contra-cíclico al crecimiento económico, en el anexo 4 de este documento se encuentran los resultados de aplicar el test de cointegración de Johansen (1988 y 1991). Este es un test que prueba la existencia de cointegración en las variables I(1), en el cual se encuentra una o más combinaciones lineales o vectores de cointegración.

*Gráfica 3: Comportamiento de los precios de los seguros de automóviles frente al crecimiento económico.*



Fuente: FASECOLDA, DANE. Filtros de Hodrick Prescott calculados para este trabajo.  
 Eje izquierdo: Inversa de la siniestralidad de automóviles  
 Eje derecho: crecimiento económico real de Colombia

Ahora bien, en adición al crecimiento económico, como se explicó en la sección tres de este documento, el comportamiento de otras variables macroeconómicas podrían explicar los cambios en los precios de los seguros.

Se probaron distintos vectores de cointegración: un primer grupo incluían las variables macroeconómicas, un segundo grupo que tienen que ver con las restricciones de capacidad de aseguramiento mundial, y un tercer determinante es el que entrega información respecto al nivel de competencia en el mercado.

La elección de un vector de cointegración implica la revisión de parámetros que minimicen los Criterios de Akaike, Schwars, encuentre el  $R^2$  y  $R$  ajustado máximo, tenga en cuenta la significancia de los parámetros, y minimice los errores. En el anexo 5 se presenta un grupo de vectores de cointegración con los resultados de la inclusión de cada una de las variables determinante del ciclo. En el caso, tanto de automóviles como de transportes, es válido incluir el crecimiento económico, la inflación y el grado de competencia del mercado, como determinantes del ciclo de suscripción, mientras que las tasas de interés, y las variables que reflejan la capacidad de aseguramiento mundial, no son significativas o no cumplen con los signos esperados.

Equivalente al modelo extendido que estima Meier(2006), este trabajo encuentra, que para el caso colombiano, el crecimiento económico, la inflación y el herfindahl son determinantes endógenos de los precios de los seguros. Se calcula un modelo en dos etapas, en donde la regresión de cointegración está dada por<sup>14</sup>:

$$P_t = c_o + c_1PIB_t + c_2IPC_t + c_4Herf_t + EC_t \quad (4),$$

donde  $EC_t$  es el término de error (o término de corrección de errores) que es utilizado de forma extendida en la ecuación de corrección de errores:

$$\Delta P_t = b_o + b_5EC_{t-1} + b_4\Delta P_{t-1} + b_1\Delta PIB_t + b_2\Delta IPC_t + b_3\Delta Herf_t + \varepsilon_t \quad (5).$$

Resolviendo la regresión de cointegración dada por  $EC_t$ , replazandola en la ecuación de corrección de errores y resolvieno  $P_t$ , se obtiene:

---

<sup>14</sup> Meier (2006) basada en Engel y Granger (1987) calcula  $P_t = c_o + c_1PIB_t + c_2IPC_t + EC_t$  (4) y  $\Delta P_t = b_o + b_5EC_{t-1} + b_4\Delta P_{t-1} + b_1\Delta PIB_t + b_2\Delta IPC_t + b_3R_t + \varepsilon_t$  (5). En el caso colombiano no se encuentra significativa la variable exógena de las tasas de interés.

$$P_t = a_0 + a_1 P_t + a_2 P_{t-1} + b_1 PIB_t + c_3 PIB_{t-1} + b_2 IPC_t + c_4 IPC_{t-1} + b_3 Herf_t + c_5 Herf_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6),$$

donde  $a_0 = b_0 - c_0 b_5$ ,  $a_1 = 1 + b_5 + b_4$ ,  $a_2 = -b_4$ ,  $c_3 = -(b_1 - c_1 b_5)$ ,  $c_4 = -(b_2 - c_2 b_5)$ ,  $c_5 = -(b_3 - c_3 b_5)$ .

Lo anterior permite que el modelo extendido, en dos etapas con el vector de corrección de errores pueda ser representado como un modelo autoregresivo, en el cual los coeficientes resultantes de la estimación para los rezagos uno y dos de los precios permiten calcular el comportamiento cíclico desarrollado por Cummins y Outreville (1987).

A continuación se presentan los resultados de cointegración para los ramos de automóviles y transporte. En el anexo 6 de este documento se encontrarán los resultados de las pruebas sobre los errores estimados por el vector de cointegración. En VEC calculado arroja errores homosedásticos, no cointegrados serialmente, normales, y no estacionarios.

Se encuentra un comportamiento contracíclico al crecimiento económico, es decir las compañías aseguradoras relajan los precios en épocas de crecimiento económico. Los precios de los seguros son crecientes a la inflación y crecientes al nivel de concentración en el mercado (el índice Herfindahl es un indicador de concentración, suponemos que a mayor concentración las compañías con poder de mercado aumentarán los precios de suscripción de seguros).

Esta relación de cointegración indica que una variación positiva del 10% en el crecimiento económico se refleja en una disminución del 10.5% en los precios de los seguros. Que un incremento del 10% en la inflación se refleja en un 18% en los precios y que un cambio del 10% en la relación de concentración del mercado, se refleja en un 35% en los precios. El ciclo de suscripción en el corto o mediano plazo es de 9.2 años. (Coeficientes significativos al 90% de confianza).

Por su parte en el largo plazo, una variación positiva del 10% en el crecimiento económico se refleja en una disminución del 12% en los precios de los seguros. Que un incremento del 10% en la inflación se refleja en un 0.3% en los precios y que un cambio del 10% en la relación de concentración del mercado, se refleja en un 31% en los precios.

(Coeficientes significativos al 90% de confianza).

*Cuadro 4: Vector de Corrección de errores – Automóviles*

Estimación del Vector de Corrección de Errores (VEC)		
Datos: 1978 2008		
Observaciones Incluidas: 31 despues del ajuste		
Errores Estandar en () y T- satdísticos en []		
	Automoviles	
<b>Crec</b>	<b>-0.105264</b> (0.01647) [-6.39169]	<b>-0.123139</b> (0.03326) [-3.70213]
<b>Inflación</b>	<b>0.180242</b> (0.01854) [ 9.72385]	<b>0.038523</b> (0.01214) [ 3.17225]
<b>Herfindahl</b>	<b>0.358694</b> (309,214) [ 11.6002]	<b>0.313176</b> (619,943) [ 5.05168]
<b>Tendencia HP</b>	<b>1.043775</b> (0.45829) [ 2.27755]	
<b>R cuadrado</b>	0.676199	0.571593
R ajustado	0.488735	0.357390
F-statistic	3,607,089	2,668,462
<b>Estimación del Vector de Autocorrección de Errores (Unrrestri)</b>		
LRAUTOS(-1)	0.93426 (0.14186) [ 6,58576]	1.12293 (0.15328) [ 7,32607]
LRAUTOS(-2)	(0.52175) (0.12318) [-4,23584]	(0.52174) (0.14613) [-3,57034]
Condicion del Ciclo	si	si
Tamaño del Ciclo	7.2	9.2

Fuente: Cálculos del autor

En el caso de los seguros de transporte se observa, primero, que estos son significativamente más sensibles al crecimiento económico que los seguros de automóviles. Cabe explicar que, el ramo de transportes a diferencia del de automóviles es un ramo con una mayor participación de los reaseguros. A partir de las tres series con las que se contaba para estimar la reacción del mercado asegurador local a las condiciones de capacidad internacional, (el primero referente a los pagos de siniestros catastróficos, el segundo a los precios del reaseguro y el tercero al margen de suscripción del mercado estadounidense) se encontró que los precios del ramo de

transportes en Colombia responde positivamente a los precios en los mercados internacionales.

Para el caso de los seguros de transporte, la relación de cointegración indica que una variación positiva del 10% en el crecimiento económico se refleja en una disminución del 32.5% en los precios de los seguros. Que un incremento del 10% en la inflación se refleja en un 89% en los precios y que un cambio del 1% en los precios de los seguros en estados unidos representa un crecimiento del 16% en los precios. (Coeficientes significativos al 90% de confianza).

Sin embargo los coeficientes calculados por el modelo extendido no permiten calcular el ciclo de suscripción. Una segunda relación de cointegración muestra que una variación positiva del 1% en el crecimiento económico se refleja en una disminución del 22% en los precios de los seguros. Que un incremento del 1% en la inflación se refleja en un 18% en los precios y que un cambio del 1% en la relación de concentración del mercado, se refleja en un 31% en los precios, con un

ciclo de suscripción es de 5.7 años.

*Cuadro 5: Vector de Corrección de errores – Transporte*

Estimación del Vector de Corrección de Errores (VE)			
Datos: 1978 2008			
Observaciones Incluidas: 31 despues del ajuste			
Errores Estandar en () y T- satdisticos en []			
<b>Cre c</b>	<b>(0,325700)</b>	<b>-0.224012</b>	<b>-0.145085</b>
	(0,783200)	(0.07224)	(0.04657)
	[-4.15855]	[-3.10091]	[-3.11558]
<b>Inflación</b>	<b>0,897776</b>	<b>0.189136</b>	<b>0.095198</b>
	(0,207700)	(0.06743)	(0.02330)
	[ 4.32251]	[ 2.80505]	[ 4.08603]
<b>Herfindahl</b>		<b>0,814607</b>	0,5015035
		(1,825620)	-9,59544
		[ 4.46209]	[ 5.22648]
<b>Tendencia HP</b>		<b>-0.170635</b>	
		(0.31276)	
		[-0.54558]	
<b>R Usa</b>	<b>0,168984</b>		
	(26,056000)		
	[ 6.48543]		
<b>R cuadrado</b>	0,716401	0.258474	0.349967
R ajustado	0,558846	-0.170830	0.024951
F-statistic	4,546995	0.602077	1,076767
Estimación del Vector de Autocorrección de Errores (E)			
LRAUTOS(-1)	0,72345	0,58284	0,671825
	(0,20025)	(0,17576)	(0,177360)
	[ 3.61273]	[ 3,31607]	[ 3,78781]
LRAUTOS(-2)	(0,10752)	(0,41545)	(0,228871)
	(0,18951)	(0,19653)	(0,176500)
	[-0.56736]	[-2,11391]	[-1,29672]
Condicion del Ci	0	si	si
Tamaño del Ciel	-	5,7	7,9

Fuente: Cálculos del autor

El cuadro 6 muestra el ejercicio por tipo de compañía. Es posible diferenciar con el tamaño de los coeficientes que existen diferencias en la determinación de precios de los seguros dependiendo del tipo de compañía. Las compañías con el origen del capital nacional responden más rápidamente al crecimiento económico (Colombiano) que las

compañías extranjeras. Así mismo, responden más rápidamente a la inflación y a los niveles de competencia.

*Cuadro 6: Vector de Corrección de Errores por tipo de Compañía*

Estimación del Vector de Corrección de Errores (VEC)						
Datos: 1978 2008						
Observaciones Incluidas: 31 despues del ajuste						
Errores Estandar en () y T- satdísticos en []						
	Por la naturaleza de los recursos		Por el tamaño en el mercado		Por pertenecer a grupo financiero	
	Cias Nacionales	Cias Extranjeras	Cias Líderes	Cias Seguidoras	Cias con grupo financiero	Cias sin grupo financiero
<b>Crec</b>	<b>-0.177012</b> (0.02240) [-7.90066]	<b>-0.091243</b> (0.02278) [-4.00473]	<b>-0.206535</b> (0.03602) [-5.73360]	<b>-0.146338</b> (0.06010) [-2.43477]	0.04129 (0.01509) [ 2.73648]	0.16855 (0.03742) [ 4.50428]
<b>Inflación</b>	<b>0.244555</b> (0.02677) [ 9.13438]	<b>0.190092</b> (0.02296) [ 8.27999]	<b>0.330194</b> (0.04177) [ 7.90444]	<b>0.367906</b> (0.06577) [ 5.59358]	(0.00455) (0.00572) [-0.79572]	(0.00697) (0.01533) [-0.45454]
<b>Herfindahl</b>	<b>0.398123</b> (465,078) [ 8.56035]	<b>0.365314</b> (411,443) [ 8.87885]	<b>0.721507</b> (715,045) [ 10.0904]	<b>0.464794</b> (124,037) [ 3.74722]	<b>0.15622</b> (2.34412) [ 0.66645]	(0.14153) (7.16418) [-1.97552]
<b>Tendencia HP</b>	<b>2.243231</b> (0.98503) [ 2.27732]	<b>1.144228</b> (0.61974) [ 1.84631]	<b>0.982451</b> (0.50229) [ 1.79044]	<b>2.686304</b> (0.99758) [ 2.69283]	<b>1.12242</b> (0.27064) [ 4.14721]	<b>0.27489</b> (0.20307) [ 1.35364]
<b>R cuadrado</b>	0.471066	0.438669	0.675018	0.505436	0.73173	0.60321
R ajustado	0.164841	0.113687	0.486870	0.219109	0.59760	0.40482
F-statistic	1,538,300	1,349,827	3,587,700	1,765,242	5,45527	3,04046
<b>VAR)</b>						
<b>Estimación del Vector de Autocorrección de Errores (Unrestricter VAR)</b>						
LRAUTOS(-1)	0.58637 (0.18248) [ 3,21326]	0.71737 (0.19686) [ 3,64404]	0.85817 (0.13755) [ 6,23904]	0.16984 (0.22786) [ 0,74537]	0.79377 (0.15466) [ 5.13238]	0.75394 (0.16417) [ 4.59257]
LRAUTOS(-2)	(0.22623) (0.16991) [-1,33147]	(0.47339) (0.17714) [-2,67240]	(0.44189) (0.11609) [-3,80647]	(0.07952) (0.23379) [-0,34012]	(0.50314) (0.13878) [-3,62546]	(0.39125) (0.14222) [-2,75091]
Condicion del Ciclo	si	si	si	si	si	si
Tamaño del Ciclo	6.9	6.1	7.2	5.0	6.4	6.8

Fuente: Cálculos del autor

#### 4. CONCLUSIONES

Los ciclos de suscripción han sido ampliamente estudiados por la literatura de seguros. Son tema de investigación en las más importantes escuelas de riesgo y seguros en el mundo y se han publicado un número muy amplio de artículos para las principales publicaciones especializadas.

El negocio asegurador ha identificado el comportamiento cíclico sobre sus precios y sus resultados, las compañías aseguradoras y reaseguradoras realizan un monitoreo de sus principales indicadores aceptando como una premisa, en qué parte del ciclo de

suscripción se ubican. Y diseñan sus políticas de suscripción y de inversión de sus portafolios dependiendo de ello.

La literatura internacional ha realizado este ejercicio para los principales mercados de seguros en el mundo, sin embargo no se encuentran referencias de este tipo de trabajos aplicados para mercados en países en desarrollo.

Este trabajo representa un avance para la investigación en temas de seguros en Colombia y en el entendimiento de los resultados del sector en el largo plazo.

Las conclusiones principales del estudio son: Primero, que la siniestralidad sí refleja el comportamiento de los precios de los seguros en Colombia y que a partir de esta aproximación es posible identificar el comportamiento de los mismos. Que los precios de los seguros de no vida presentan un comportamiento cíclico, principalmente explicado por los seguros de automóviles. El ciclo de suscripción para el ramo de automóviles está entre 7.2 y 7.5 años, consistente con la revisión internacional.

Que los determinantes de los ciclos de suscripción de los seguros en Colombia son el crecimiento económico, la inflación y el nivel de competencia en el mercado de seguros. Se concluye que los precios de los seguros son contra-cíclicos al crecimiento del PIB, es decir, en épocas de crecimiento se relajan los precios y en épocas de crisis se elevan. Adicionalmente, se encuentra que los precios de los seguros son sensibles al resto de precios de la economía (en épocas de inflación aumentan los precios de los seguros) y que ante un mayor nivel de competencia en el mercado de seguros, las compañías aseguradoras tienden a relajar los precios.

Se encuentran diferencias significativas entre la respuesta de los ramos de automóviles y de transporte al comportamiento de la economía, al ser más sensibles el ramo de transportes al crecimiento económico y a la inflación. Y que existen diferencias entre los tipos de compañías dependiendo del origen de sus recursos, las compañías nacionales responden más rápidamente que las extranjeras al desarrollo de la economía local.

Entre 2002 y 2008 la industria aseguradora colombiana se encontraba en una parte blanda del ciclo de suscripción, en la cual los precios de los seguros de automóviles y del total de no vida venían disminuyendo. Dada la crisis internacional y los efectos que tuvo sobre el crecimiento económico en Colombia, se puede esperar un endurecimiento en los precios de los seguros para los próximos años.

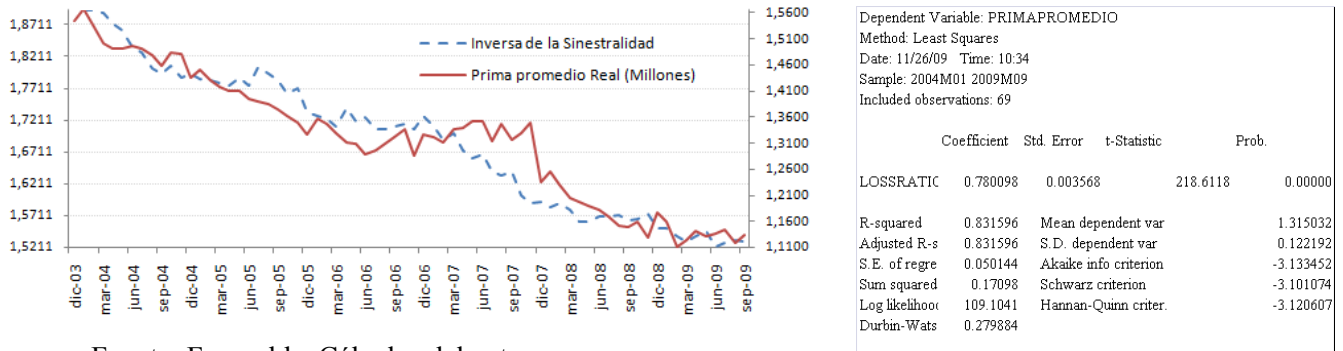
Los resultados encontrados en este trabajo podrán ser utilizados en investigaciones futuras de la industria aseguradora colombiana. Un ejemplo de ello, es que la proyección del crecimiento de la industria aseguradora no era posible, de manera rigurosa, si no se podía identificar el comportamiento de los precios separado al de las cantidades.



## ANEXOS

### Anexo 1: Inversa de la siniestralidad como variable para medir el precio de los seguros

El índice de correlación entre las dos variables es de 0.9443, la regresión lineal entre las dos muestra un coeficiente de 0.78 significativo al 99%, y un  $R^2$  de 0.83.



Fuente: Fasesolda, Cálculos del autor

Sin embargo, se encuentran raíces unitarias en las variables. Prueba de raíz unitaria para las dos series:

<p>Null Hypothesis: <b>LOSSRATIO</b> has a unit root</p> <p>Exogenous: Constant, Linear Trend</p> <p>Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statis</td> <td><b>(2.9842)</b></td> <td>0.1442</td> </tr> <tr> <td>Test critical √ 1% level</td> <td>(4.0987)</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>(3.1662)</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Null Hypothesis: <b>D(LOSSRATIO)</b> has a unit root</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td><b>(11.2552)</b></td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Test critical √ 1% level</td> <td>(4.1009)</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>(3.1668)</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>*MacKinnon (1996) one-sided p-values.</p>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statis	<b>(2.9842)</b>	0.1442	Test critical √ 1% level	(4.0987)		10% level	(3.1662)			t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>(11.2552)</b>	0.0000	Test critical √ 1% level	(4.1009)		10% level	(3.1668)		<p>Null Hypothesis: <b>PRIMAPROMEDIO</b> has a unit root</p> <p>Exogenous: Constant, Linear Trend</p> <p>Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=10)</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statis</td> <td><b>(2.2444)</b></td> <td>0.4577</td> </tr> <tr> <td>Test critical √ 1% level</td> <td>(4.1009)</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>(3.1668)</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>Null Hypothesis: <b>D(PRIMAPROMEDIO)</b> has a unit root</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Augmented Dickey-Fuller test statistic</td> <td><b>(11.6068)</b></td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td>Test critical √ 1% level</td> <td>(4.1009)</td> <td></td> </tr> <tr> <td>10% level</td> <td>(3.1668)</td> <td></td> </tr> </tbody> </table> <p>*MacKinnon (1996) one-sided p-values.</p>		t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statis	<b>(2.2444)</b>	0.4577	Test critical √ 1% level	(4.1009)		10% level	(3.1668)			t-Statistic	Prob.*	Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>(11.6068)</b>	0.0000	Test critical √ 1% level	(4.1009)		10% level	(3.1668)	
	t-Statistic	Prob.*																																															
Augmented Dickey-Fuller test statis	<b>(2.9842)</b>	0.1442																																															
Test critical √ 1% level	(4.0987)																																																
10% level	(3.1662)																																																
	t-Statistic	Prob.*																																															
Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>(11.2552)</b>	0.0000																																															
Test critical √ 1% level	(4.1009)																																																
10% level	(3.1668)																																																
	t-Statistic	Prob.*																																															
Augmented Dickey-Fuller test statis	<b>(2.2444)</b>	0.4577																																															
Test critical √ 1% level	(4.1009)																																																
10% level	(3.1668)																																																
	t-Statistic	Prob.*																																															
Augmented Dickey-Fuller test statistic	<b>(11.6068)</b>	0.0000																																															
Test critical √ 1% level	(4.1009)																																																
10% level	(3.1668)																																																

Fuente: Cálculos del autor

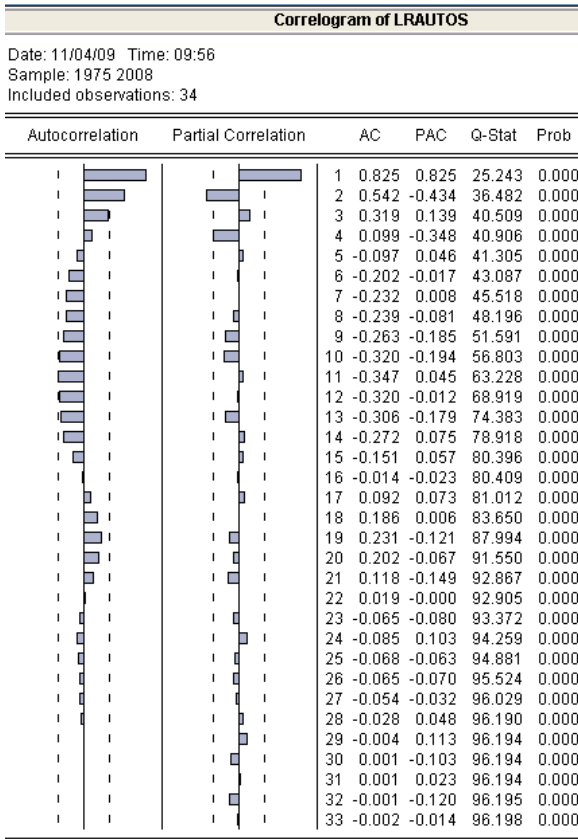
La primera diferencia corrige la estacionariedad, sin embargo se calculó una relación MCO entre las primeras diferencias y las primeras diferencias de los logaritmos, pero la estimación no arrojó coeficientes significativos ni  $r^2$  buenos.

Se demuestra la existencia de una relación de cointegración:

Date: 11/26/09 Time: 10:21				
Sample (adjusted): 2004M04 2009M09				
Included observations: 66 after adjustments				
Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Series: PRIMAPROMEDIO LOSSRATIO				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.182715	20.6426	18.39771	0.0239
At most 1 *	0.105061	7.325965	3.841466	0.0068
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fuente: Cálculos del autor

## Anexo 2: Elección del modelo autoregresivo a estimar

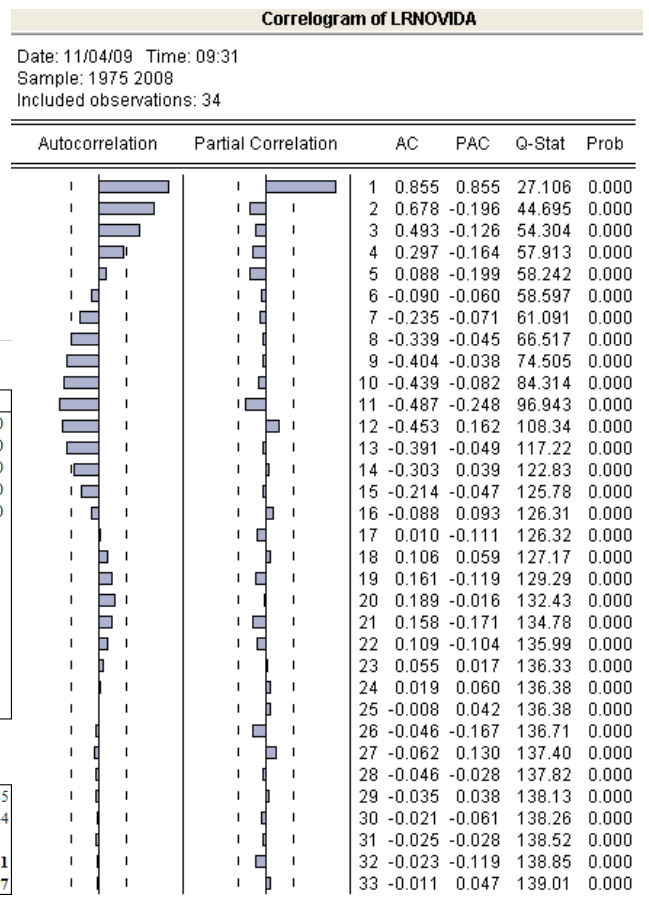


**Elección del Modelo a Estimar Varibale: LRAUTOS**

	Con un rezago	Con dos rezagos	Con tres rezagos	Con cuatro rezagos
Primer Rezago	0.59736	0.00020	0.97120	0.00001
Segundo Rezago		(0.53194)	0.00090	0.97490
Tercer Rezago			(0.54074)	0.00001
Cuarto Rezago			0.00836	0.03750
Tendencia HP	0.40511	0.00750	0.55579	0.96160
			0.00100	(0.38709)
				0.01510
				0.65942
				0.00010
R-squared	0.7256	0.8160	0.8156	0.8632
Akaike info criterion	(1.2774)	(1.5818)	(1.4796)	<b>(1.6786)</b>
Schwarz criterion	(1.1867)	(1.4443)	(1.2946)	<b>(1.4450)</b>
Hannan-Quinn criter.	(1.2468)	(1.5362)	(1.4193)	<b>(1.6039)</b>
Durbin-Watson stat	1.1920	1.9622	1.8957	2.1334
F-statistic				
Prob(F-statistic)				

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	2.481498	F-statistic	1.053668
Obs*R-squar	4.961739	Obs*R-squar	5.013282
Prob. F(2,27)	<b>0.1025</b>	Prob. F(2,23)	0.4037
Prob. Chi-Sq	<b>0.0837</b>	Prob. Chi-Sq	0.2859



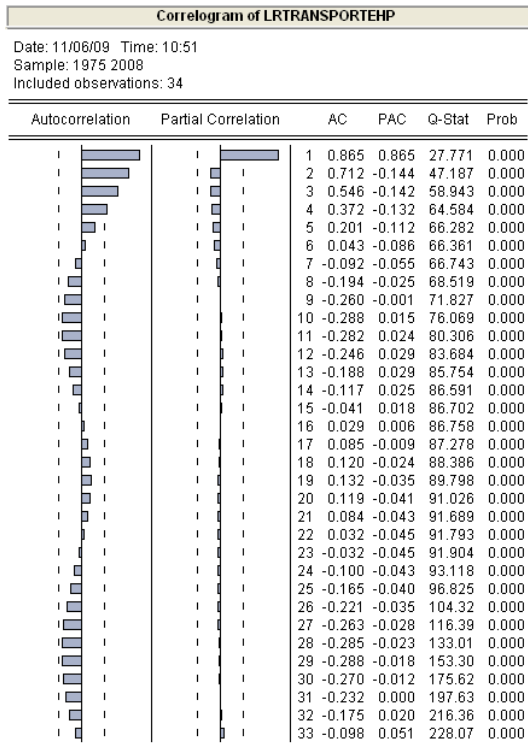
**Elección del Modelo a Estimar Varibale: LRNOVIDA**

	Con un rezago	Con dos rezagos	Con tres rezagos	Con cuatro rezagos
Primer Rezago	0.52414	0.00120	0.81989	0.00010
Segundo Rezago		(0.34616)	0.03110	0.77141
Tercer Rezago			(0.17689)	0.00050
Cuarto Rezago			(0.17189)	0.46250
Tendencia HP	0.48044	0.00260	0.52544	0.00100
			0.57525	0.00080
			0.61963	0.00050
R-squared	0.8001	0.841359	0.8483	0.8654
Akaike info criterion	(1.7257)	<b>(1.8602)</b>	(1.8039)	(1.8197)
Schwarz criterion	(1.6350)	<b>(1.7228)</b>	(1.6189)	(1.5861)
Hannan-Quinn criter.	(1.6952)	<b>(1.8147)</b>	(1.7436)	(1.7449)
Durbin-Watson stat	1.2664	2.0124	1.9360	2.0158
F-statistic				
Prob(F-statistic)				

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	0.569696	F-statistic	3.320385
Obs*R-squar	1.288487	Obs*R-squar	6.720344
Prob. F(2,27)	0.5724	Prob. F(2,23)	<b>0.0541</b>
Prob. Chi-Sq	0.5251	Prob. Chi-Sq	<b>0.0347</b>

Fuente: Cálculos del autor



**Elección del Modelo a Estimar**      **Varibale: LRTRANSPORTE**

	Con un rezago	Con dos rezagos	Con tres rezagos	Con cuatro re
Primer Rezago	0.4788	0.0038	0.6887	0.0004
Segundo Rezago			(0.3565)	0.0365
Tercer Rezago			(0.1554)	0.3825
Cuarto Rezago				(0.1047)
Tendencia HP	0.5390	0.0015	0.6749	0.0003
R-squared	0.7406		0.7745	0.7790
Akaike info criterion	1.0410		<b>0.9780</b>	1.0507
Schwarz criterion	1.1317		<b>1.1154</b>	1.2358
Hannan-Quinn criter.	1.0715		<b>1.0235</b>	1.1110
Durbin-Watson stat	1.5346		2.1195	2.0461
F-statistic				
Prob(F-statistic)				

**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:**

F-statistic	4.934137
Obs*R-squar	8.987987
Prob. F(2,27)	<b>0.0165</b>
Prob. Chi-Sq	<b>0.0112</b>

Fuente: Cálculos del autor

**Anexo 3: Pruebas de Raíz Unitaria**

	Prueba Dikey- Fuller			
	Ho: La serie tiene Raíz Unitaria			
	Niveles		Primera Diferencia	
	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)
lnmovida	(1.5492)	(3.2096)	(4.6211)	(3.2124)
lrautos	(2.5489)	(3.2184)	(4.2203)	(3.2153)
lrtransporte	(1.9922)	(3.2096)	(5.0423)	(3.2124)
cpibr	(1.6016)	(1.6107)	(6.9322)	(1.6106)
inf	(1.1124)	(2.6158)	(7.9431)	(2.6174)
rr	(2.4239)	(2.6158)	(5.5181)	(2.6192)

	PRUEBA KPSS			
	Método de Estimacion Espectral: Bartlett Kernel			
	Ho: La serie es Estacionaria			
	Niveles		Primera Diferencia	
	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)
lnmovida	0.1304	0.1190	0.0980	0.1190
lrautos	0.1136	0.1190	0.0617	0.1190
lrtransporte	0.1046	0.1190	0.0770	0.1190
cpibr	0.0752	0.3470	0.0367	0.3470
inf	0.4915	0.3470	0.2039	0.3470
rr	0.2559	0.3470	0.1288	0.3470

	Prueba Dikey- Fuller			
	Ho: La serie tiene Raíz Unitaria			
	Niveles		Primera Diferencia	
	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)	Estadístico	Vlr Crítico (Alfa = 0.10)
catloss (sin cte	1.0586	(1.6091)	(1.9191)	(1.6088)
rol (sin cte ni tr	(0.4387)	(1.6071)	(3.1100)	(1.6066)
Herfnovida	(2.9148)	(3.2096)	(5.5725)	(3.2124)
Herfautos	(2.9924)	(3.2124)	(4.8952)	(3.2124)
Herfrans	(2.2455)	(3.2124)	(4.2866)	(3.2124)

Fuente: Cálculos del autor

## Anexo 4: Test de Cointegración de Johansen

Included observations: 31 after adjustments					Included observations: 31 after adjustments				
Trend assumption: Quadratic deterministic trend					Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Lags interval (in first differences): 1 to 2					Lags interval (in first differences): 1 to 2				
<b>Series: LRAUTOS CPIBR</b>					<b>Series: LRAUTOS INF</b>				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05		Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.371010	1,437,281	1,714,769	0.1213	None	0.318813	1,190,147	1,714,769	0.2465
At most 1 *	0.144429	4,835,580	3,841,466	0.0279	At most 1 *	0.135223	4,503,807	3,841,466	0.0338
<b>Series: LRAUTOS HERFAUTOS</b>					<b>Series: LRAUTOS CPIBR INF HERFAUTOS</b>				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05		Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.261985	9,417,523	1,714,769	0.4531	None *	0.8255	89.65	55.25	0.0000
At most 1 *	0.225320	7,914,446	3,841,466	0.0049	At most 1 *	0.4446	35.53	35.01	0.0439
					At most 2	0.3612	17.30	18.40	0.0706
					At most 3	0.1042	3.41	3.84	0.0647
<b>Series: LRTRANSPORTE CPIBR</b>					<b>Series: LRTRANSPORTE INF</b>				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05		Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.28419	10.36462	17.14769	0.36450	None	0.41177	16.44994	17.14769	0.06290
At most 1 *	0.15902	5.36886	3.84147	0.02050	At most 1 *	0.16443	5.56893	3.84147	0.01830
<b>Series: LRTRANSPORTE HERFTRANSPORTE</b>					<b>Series: LRTRANSPORTE CPIBR INF HERFTRANSPORTE</b>				
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05		Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**	No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.33953	12.85908	17.14769	0.18920	None *	0.64133	73.50343	55.24578	0.00060
At most 1 *	0.17604	6.00260	3.84147	0.01430	At most 1 *	0.58642	41.71742	35.01090	0.00830
					At most 2	0.36539	14.34734	18.39771	0.16830
					At most 3	0.00804	0.25013	3.84147	0.61700

Fuente: Cálculos del autor

Anexo 5: VEC – Criterios de Akaike, Schwars, Máximo R2 y Rajustado, significancia de los parámetros, y minimización de los errores.

(En los anexos presentados en Excel se encuentran todas las combinaciones de vectores de cointegración sobre las variables, en esta versión impresa, solamente las que dieron significativos sus coeficientes)

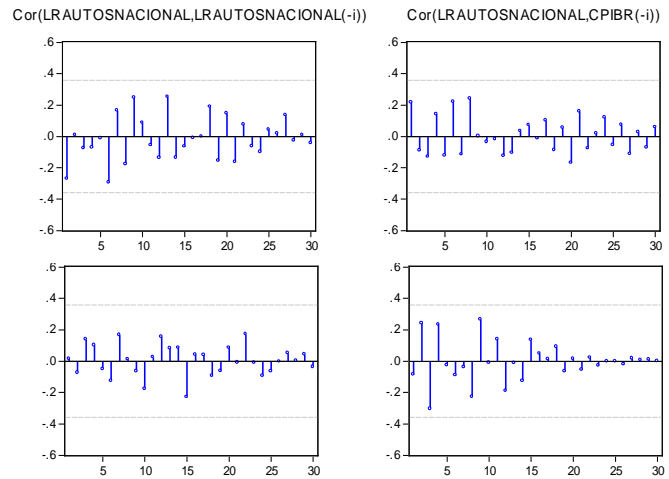
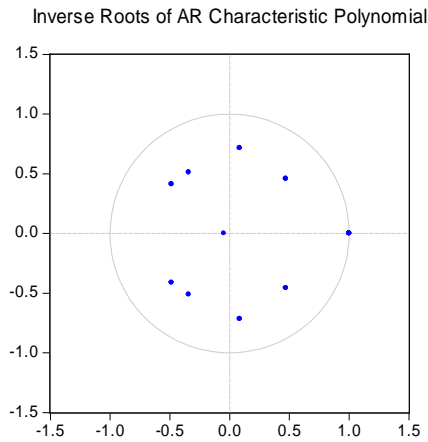
Automoviles								
Económicas	Eq1	Eq2	Eq3	Eq4	Eq5	Eq6	Eq7	Eq8
PIB	(1.932203) (0.514830) [-3.75308]	0.115586 (0.031970) [ 3.61574]	0.079377 (0.025730) [ 3.08451]				0.024435 (0.013460) [ 1.81517]	(0.123139) (0.033260) [-3.70213]
INF		0.035048 (0.010440) [ 3.35628]	0.034945 (0.009420) [ 3.70913]	Exogena 0.003497 (0.004200) [ 0.83257]			0.031697 (0.004530) [ 6.99564]	0.038523 (0.012140) [ 3.17225]
RR								
VENTA								
<b>Capacidad</b>								
ROL				(0.572663) (0.121160) [-4.72668]				
CATLOSS					(0.188330) (0.042000) [-4.48422]			
R Usa						0.014031 (0.003840) [ 3.65263]	0.000214 (0.000220) [ 0.97950]	
<b>Competencia</b>								
Herf								3.131755 (6.199430) [ 5.05168]
R-squared	0.460486	0.597283	0.636109	0.352687	0.216516	0.187080	0.716401	0.571593
Adj. R-squared	0.325608	0.450840	0.480155	(0.035701)	0.020646	(0.034625)	0.558846	0.357390
Sum sq. resids	0.320323	0.239104	0.216052	0.198672	0.465175	0.451648	0.157564	0.254356
S.E. equation	0.115528	0.104251	0.101431	0.140951	0.139220	0.143281	0.093560	0.112773
F-statistic	3.414083	4.078611	4.078836	0.908079	1.105404	0.843822	4.546995	2.668462
Log likelihood	26.885280	31.418000	32.989380	13.697200	21.102510	19.201940	34.471480	30.459510
Akaike AIC	(1.282921)	(1.446323)	(1.483186)	(0.787906)	(0.909840)	(0.841513)	(1.618723)	(1.255453)
Schwarz SC	(0.959118)	(1.030004)	(1.020609)	(0.444819)	(0.586036)	(0.511476)	(1.100094)	(0.746618)
Mean dependent	(0.000008)	(0.000008)	(0.000008)	0.020959	(0.000008)	0.008061	0.008061	(0.000008)
S.D. dependent	0.140680	0.140680	0.140680	0.138500	0.140680	0.140863	0.140863	0.140680

Fuente: Cálculos del autor



## Anexo 6: Pruebas sobre los VEC – Pruebas sobre los errores estimados

### Correlación serial y Estabilidad:



### Autocorrelación y normalidad:

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h  
 Date: 11/30/09 Time: 17:03  
 Sample: 1975 2008  
 Included observations: 31

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.32408	NA*	2.40155	NA*	NA*
2	8.16397	NA*	8.64419	NA*	NA*
3	22.20052	0.13680	24.18466	0.08550	16.00000
4	41.57294	0.11980	46.42706	0.04770	32.00000
5	54.99369	0.22690	62.42873	0.07880	48.00000
6	62.51432	0.52920	71.75431	0.23640	64.00000
7	78.65272	0.52170	92.59975	0.15860	80.00000
8	94.39634	0.52720	113.81940	0.10360	96.00000
9	106.54320	0.62780	130.93540	0.10670	112.00000
10	120.04760	0.67930	150.87040	0.08180	128.00000
11	132.40120	0.74640	170.01860	0.06830	144.00000
12	140.69340	0.86180	183.54790	0.09790	160.00000
13	151.22860	0.91180	201.69180	0.08960	176.00000
14	164.31430	0.92680	225.55410	0.04890	192.00000
15	170.92530	0.97160	238.36300	0.07300	208.00000
16	178.46490	0.98880	253.94480	0.08270	224.00000
17	181.06150	0.99820	259.69430	0.18260	240.00000
18	189.60310	0.99930	280.06280	0.14430	256.00000
19	192.80610	0.99990	288.33710	0.23720	272.00000
20	196.37330	1.00000	298.39020	0.32440	288.00000

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Date: 11/30/09 Time: 17:10  
 Sample: 1975 2008  
 Included observations: 31

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.1494	4.4238	1	0.0354
2	0.8515	5.9622	1	0.0146
3	0.7113	6.7658	1	0.0093
4	2.0922	1.0645	1	0.3022
Joint		18.2163	4	0.0011

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.6186	2.0000	0.0993
2	6.0421	2.0000	0.0487
3	6.7678	2.0000	0.0339
4	3.3646	2.0000	0.1859
Joint	20.7931	8.0000	0.0077

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	(0.1942)	0.1948	1	0.6590
2	(0.1244)	0.0799	1	0.7774
3	0.0193	0.0019	1	0.9650
4	(0.6672)	2.3001	1	0.1294
Joint		2.5768	4	0.6309

Fuente: Cálculos del autor

Homosedásticos:

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)					
Date: 11/30/09 Time: 17:13					
Sample: 1975 2008					
Included observations: 31					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
225.8441	220	0.3791			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(22,8)	Prob.	Chi-sq(22)	Prob.
res1*res1	0.81854	1.64028	0.23980	25.37466	0.27950
res2*res2	0.85515	2.14673	0.13310	26.50954	0.23040
res3*res3	0.81287	1.57963	0.25830	25.19907	0.28770
res4*res4	0.83295	1.81314	0.19490	25.82136	0.25940
res2*res1	0.86210	2.27339	0.11600	26.72521	0.22180
res3*res1	0.87141	2.46428	0.09490	27.01377	0.21070
res3*res2	0.75158	1.10018	0.47310	23.29907	0.38500
res4*res1	0.96187	9.17296	0.00160	29.81795	0.12300
res4*res2	0.80747	1.52510	0.27640	25.03161	0.29560
res4*res3	0.91690	4.01244	0.02420	28.42401	0.16210

Fuente: Cálculos del autor

I(0)

Null Hypothesis: U has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=6)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.038971	0.000000
Test critical v	1% level	-2.653401
	5% level	-1.953858
	10% level	-1.609571
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Fuente: Cálculos del autor



## 5. REFERENCIAS

- Arango, Arias, Flórez. (2007) "Cronología de los ciclos de crecimiento recientes en Colombia" *Borradores de Economía*, No. 464, Banco de la República.
- Berger, L.A. (1988), "A Model of the Underwriting Cycle in the Property/Liability Insurance Industry", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 50 pp.298 – 306
- Chen, R., Wong, K.A., Lee, H.C. (1999), "Underwriting cycles in Asia", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 66 pp.29-47.
- Cummins, D. (2009) "Financing Catastrophic Risk: Convergence of Insurance and Financial Markets"; *Presentación - XIII Convención Internacional de Seguros Cartagena*, Colombia Mayo 22 de 2009
- Cummins, Outerville. (1987), "An International Analysis of Underwriting Cycles in Property-Liability Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 54, pp. 246-262.
- Choi, S., Hardigree, D. and Thistle, P. D., (2002), "The Property/Liability Insurance Cycle: A Comparison of Alternative Models" *Southern Economic Journal*. 68 (3), 530-548.
- Doherty and Kang (1988), "Interest Rates and Insurance Cycles". *Journal of Banking and Finance*, Vol.12 pp.199-214.
- Doherty, N.A., Garven, J. (1992), "Insurance cycles: interest rates and the capacity constraint model". *Journal of Business*, Vol. 68 pp.383-404.
- Enz (2000); "The S-Curve Relation Between Per-Capita Income and Insurance Penetration" *The Geneva Papers on Risk and Insurance* Vol. 25 No. 3.
- Fields, Joseph A Venezian, E (1989) "Interest Rates and Profit Cycles: A Disaggregated Approach", *Journal of Risk and Insurance Association*, Vol.56, No 7, pp. 312-319.
- Fung, H.-G., Lai, G.C., Patterson, G.C., Witt, R.C. (1998), "Underwriting cycles in property and liability insurance: an empirical analysis of industry and by-line data", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 65 No.4, pp.539-62.
- Grace, M., Hotchkiss, J. (1995), "External impacts on the property/liability insurance cycle", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 62 pp.738-54.
- Gron Anne (1994) "Capacity Constraints and Cycles in Property-Casualty Insurance Markets" *RAND Journal of economics*, Volume 25, No. 1. Pages: pp. 110-127.

- Haley, J. (1995), "A by-line cointegration analysis of underwriting margins and interest rates in the property-liability insurance industry", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 62 pp.755-63.
- Harrington, S. Harrington, (2004). "Tort liability, insurance rates and the insurance cycle", *Brookings-Wharton Papers on Financial Services* - pp. 97-138
- Harrington, S and Niehaus, G. (2000), "Volatility and Underwriting Cycles", *Handbook of Insurance*,
- Lamm-Tennant, J., Weiss, M.A. (1997), "International insurance cycles: rational expectations/institutional intervention", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 64 pp.415-39.
- Leng, C. and Meier, U. (2006), "Analysis of Multinational Underwriting Cycles in Property–Liability Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, Vol.7, No.2.
- Leng, C.-C., Venezian, E. (2003), "Underwriting profits: are the data consistent with rationally priced insurance cycles?", *Insurance and Risk Management*, Vol. 71 No.3, pp.435-54.
- Meier, Ursina B. (2006), "Multi-national underwriting cycles in property-liability insurance: Part I – some theory and empirical results" *The Journal of Risk Finance*, Vol. 7, pp. 64 – 82.
- Meier, U., Outrevile J. (2006), "Business cycles in insurances and reinsurance: the case of France, Germany and Switzerland", *Journal of Risk and Insurance*, Vol.7, pp. 160-176.
- Niehaus and Terry (1993), "Evidence on the Time Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis", *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 60, pp. 446-479.
- Venezian, E. (2002), "Empirical analysis on the underwriting cycle: an evaluation", *Insurance and Risk Management*, Vol. 70 No.July, pp.295-314.
- Venezian, E. (1985), "Ratemaking Methods and Profit Cycles in Property and Liability Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, Vol.52, pp. 477-500.
- Winter (1988), "The Liability Crisis and the Dynamics of Competitive Insurance Markets", *Yale Journal on Regulation*, Vol. 5, pp. 455-499.