

Universidad Andina Simón Bolívar

Sede Ecuador

Área de Gestión

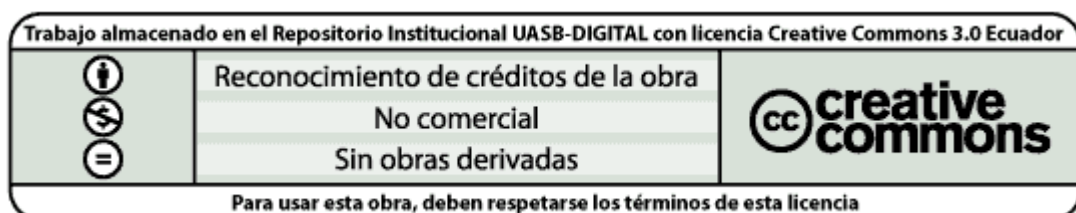
Programa de Maestría en Finanzas y Gestión de Riesgos

Modelos de estimación del requerimiento de liquidez para el pago de prestaciones en una entidad de seguridad social

Autor: Juan Cristóbal Palacios Velarde

Director: Xavier Carrillo

Quito, 2015



Cláusulas de cesión de derechos de publicación de tesis

Yo, Juan Cristóbal Palacios Velarde, autor de la tesis intitulada "Modelos de estimación del requerimiento de liquidez para el pago de prestaciones en una entidad de seguridad social", mediante el presente documento dejo constancia de que la obra es de mi exclusiva autoría y producción, que la he elaborado para cumplir con uno de los requisitos previos para la obtención del título de Magister en Finanzas y Gestión de Riesgos en la Universidad Andina Simón Bolívar, Sede Ecuador.

1. Cedo a la Universidad Andina Simón Bolívar, Sede Ecuador, los derechos exclusivos de reproducción, comunicación pública, distribución y divulgación, durante 36 meses a partir de mi graduación, pudiendo, por lo tanto, la Universidad utilizar y usar esta obra por cualquier medio conocido o por conocer, siempre y cuando no se lo haga para obtener beneficio económico. Esta autorización incluye la reproducción total o parcial en formato virtual, electrónico, digital u óptico, como usos en red local y en internet.
2. Declaro que en caso de presentarse cualquier reclamo de parte de terceros respecto de los derechos de autor/a de la obra antes referida, yo asumiré toda la responsabilidad frente a terceros y a la Universidad.
3. En esta fecha entrego a la Secretaría General, el ejemplar respectivo y sus anexos en formato impreso y digital o electrónico.

Fecha: Agosto 2015

.....
Juan Cristóbal Palacios Velarde

Resumen

La gestión del riesgo de liquidez es fundamental en las instituciones de seguridad social como el ISSFA -más aún cuando sus fuentes de ingreso dependen exclusivamente de la caja fiscal-, cuyo fondo de liquidez estructurado con parte de sus reservas, se mantienen en inversiones en el sistema financiero con rendimientos reales negativos por aplicación normativa del Banco Central.

La presente investigación de carácter descriptivo, analiza el comportamiento de las prestaciones y del fondo de liquidez en el periodo 2012-2014, identificando ineficiencias en el uso de los recursos producto de la metodología presupuestaria utilizada para determinar el monto del fondo, por lo que se plantea la aplicación de modelos como el VaR Paramétrico, VaR Histórico y de volatilidad condicional GARCH, para el cálculo del máximo requerimiento de liquidez como base para la definición de un fondo óptimo.

Se aplican los modelos sobre la serie de diferencias logarítmicas de los pagos diarios de la prestación de salud del periodo 2010-2014, que presenta alta volatilidad afectada por la naturaleza estocástica de la contingencia que genera la prestación y por factores de riesgo operativo, siendo necesario un ajuste a la fórmula del VaR por cuanto no se calcula la máxima pérdida esperada sino el máximo requerimiento de liquidez.

El VaR Paramétrico y el VaR Histórico no generan resultados consistentes sobreestimado el requerimiento de liquidez. El VaR calculado con la esperanza y varianza estimados con el modelo GARCH, tiene un mejor ajuste con los datos reales ya que captura eventos de alta y baja volatilidad, permite reducir en un 84,3% el nivel de excedentes de liquidez observado en el periodo 2012-2014 en la seguridad social militar lo que favorecería la capitalización de sus reservas, siendo una base adecuada para la determinación del fondo de liquidez tomando como referencia el valor mínimo del coeficiente de cobertura de liquidez que recomienda el Comité de Basilea para la gestión del riesgo de liquidez, por lo que se recomienda el uso de este modelo.

Riesgo de liquidez; Value at Risk; seguridad social; riesgo financiero; modelos GARCH

Dedicado a:

Flaquita, Vivi, Juank, Rafa

La razón de mi vida

Agradecimientos:

A DIOS, por sus bendiciones

A mi familia, por su amor.

A Juank, por estar siempre a mi lado en este camino.

A la UASB, por sus enseñanzas

Al ISSFA, por las facilidades brindadas

A Mario Jaramillo y Xavier Carrillo, por su orientación y apoyo

Tabla de contenido

	Página
Capítulo uno: Riesgo de liquidez en la seguridad social	12
1. Planteamiento de problema.....	12
1.1. La seguridad social	12
1.2. El sistema de seguridad social nacional	14
1.3. Fuentes de financiación	14
1.4. Gestión de liquidez	15
2. Objetivos del estudio	19
Capítulo dos: Marco teórico	21
1. Riesgo de liquidez.....	21
2. El Valor en Riesgo (Value at Risk)	24
2.1. Descripción conceptual del VaR	25
3. VaR Paramétrico (Delta Normal)	30
4. VaR Histórico o Simulación Histórica	30
5. Modelos de volatilidad condicional GARCH.....	32
5.1. Metodología aplicada para estimar el modelo ARIMA-GARCH	36
Capítulo tres: Evaluación de los modelos de estimación.....	44
1. La entidad aseguradora	44
1.1. Cobertura	45
1.2. Prestación de salud	49
1.3. Estructura presupuestaria.....	51
1.4. Volatilidad del pago de prestaciones	51
2. Aplicación de los modelos	54
2.1. Fuente y tratamiento de los datos	55

2.2.	Estimación mediante el VaR Paramétrico (Delta Normal)	58
2.3.	Estimación mediante el VaR Histórico	61
2.4.	Estimación mediante un modelo GARCH	63
3.	Análisis comparativo	74
3.1.	Backtesting	75
3.2.	Contraste de los tres modelos	82
4.	Estimación del fondo de liquidez.....	86
Capítulo cuatro: Conclusiones y Recomendaciones		90
1.	Conclusiones	90
2.	Recomendaciones	91

Índice de Gráficos

	Página
Gráfico 1: Evolución del fondo de liquidez del ISSFA periodo 2012-2014	16
Gráfico 2: Cobertura del fondo de liquidez del ISSFA periodo 2012-2014.....	17
Gráfico 3: Cobertura del fondo de liquidez y ejecución real	18
Gráfico 4: Representación gráfica del VaR	26
Gráfico 5: Estructura del portafolio de inversiones	45
Gráfico 6: Estructura patrimonial del ISSFA	47
Gráfico 7: Estructura de la prestación de salud por servicios año 2014	50
Gráfico 8: Variación logarítmica del pago semanal de prestaciones 2012-2014	52
Gráfico 9: Variación logarítmica del pago semanal de prestaciones sin pensiones	52
Gráfico 10: Variación logarítmica del pago diario de prestaciones sin pensiones	53
Gráfico 11: Pagos diarios de la prestación de salud 2010-2014	55
Gráfico 12: Diferencias logarítmicas de los pagos diarios de la prestación de salud	57
Gráfico 13: Ajuste de la serie de diferencias de logaritmos a una normal estándar	58
Gráfico 14: Variaciones logarítmicas diarias ordenadas	62
Gráfico 15: Correlograma de las diferencias logarítmicas	66
Gráfico 16: Correlograma de los errores estimados al cuadrado	68
Gráfico 17: Errores estandarizados vs distribución normal estándar	71
Gráfico 18: Ajuste de errores estandarizados a una t-student estandarizada (6,113)	72
Gráfico 19: Backtesting “in sample” VaR Paramétrico.....	77
Gráfico 20: Backtesting “out of sample” VaR Paramétrico	77
Gráfico 21: Backtesting “in sample” VaR Histórico	79
Gráfico 22: Backtesting “out of sample” VaR Histórico.....	80
Gráfico 23: Backtesting GARCH	81
Gráfico 24: Contraste modelos	84
Gráfico 25: Excedentes de liquidez fondo real vs estimaciones GARCH.....	87

Índice de Tablas

	Página
Tabla 1: Fuentes de financiamiento de la seguridad social de Fuerzas Armadas.....	15
Tabla 2: Estructura del presupuesto de egresos de la seguridad social de FF.AA.	51
Tabla 3: Ajuste diferencias logarítmicas vs distribución normal	59
Tabla 4: Valores extremos de los cambios logarítmicos Var Histórico	62
Tabla 5: Test de Dickey-Fuller Aumentado a series de diferencias logarítmicas	65
Tabla 6: Coeficientes de la regresión ARIMA	66
Tabla 7: Resultados del test del modelo ARIMA	67
Tabla 8: Resultados del test de los errores al cuadrado	68
Tabla 9: Coeficientes de la regresión del modelo GARCH(1,1) con MA(2)	69
Tabla 10: Test de ruido blanco a los residuos estandarizados	70
Tabla 11: Resultado de las estimaciones con los tres modelos.....	74
Tabla 12: Resultado de excepciones VaR Paramétrico	76
Tabla 13: Resultado del test de ruido blanco a excepciones VaR Paramétrico	76
Tabla 14: Resultado de excepciones VaR Histórico.....	78
Tabla 15: Resultado del test de ruido blanco a excepciones VaR Histórico	79
Tabla 16: Resultado de excepciones modelo GARCH.....	80
Tabla 17: Resultado del test de ruido blanco a excepciones modelo GARCH.....	81
Tabla 18: Resumen de excepciones de los tres modelos	82
Tabla 19: Valores extremos de las diferencias logarítmicas según modelos.....	84
Tabla 20: Requerimiento de liquidez real vs requerimiento según modelos	85
Tabla 21: Valores extremos de la posición semanal de liquidez, periodo 2012-2014....	86

Introducción

El sistema nacional de seguridad social del país está integrado por el seguro universal obligatorio y sus regímenes especiales, siendo parte de estos últimos la seguridad social de Fuerzas Armadas cuyas principales y casi exclusivas fuentes de financiamiento se canalizan mediante transferencias que dependen del presupuesto general del Estado.

Siendo la gestión del riesgo de liquidez un aspecto primordial del sistema de seguridad social militar, el ISSFA como institución gestora, para minimizar el impacto de retrasos en las transferencias por parte del Ministerio de Finanzas, ha estructurado un fondo de liquidez con parte de las reservas de los diferentes seguros, que le permita el pago oportuno y total de las prestaciones a favor de sus afiliados, dependientes y derechohabientes.

El monto de este fondo de liquidez, que se compone por inversiones de muy corto plazo –menores a 120 días- y recursos en la cuenta caja-bancos, es definido mediante la aplicación de una política de base presupuestaria que sobreestima las necesidades reales de recursos, generando ineficiencias que tienen un alto costo para el sistema, debido a que estas inversiones generan rentabilidades reales negativas al estar afectadas por una norma del Banco Central que establece techos para las inversiones de la seguridad social en el sistema financiero, afectando la necesaria capitalización de sistema.

Ante este escenario, la presente investigación presenta alternativas de estimación del máximo requerimiento de liquidez para el pago diario de las prestaciones con un nivel de confianza y para un periodo temporal determinados, como los modelos VaR Paramétrico, VaR Histórico y de volatilidad condicional GARCH, como fundamento técnico para la determinación de un fondo de liquidez óptimo que permita gestionar el riesgo de liquidez y la optimización de los recursos de la seguridad social, constituyéndose un campo aún no explorado.

La evaluación se realiza utilizando la información del seguro de salud, como una manera de verificar la aplicabilidad práctica de cada uno de los modelos para estimar las necesidades de liquidez de las prestaciones de la seguridad social; y, definir cuál de los modelos constituye una base adecuada para la determinación del fondo de liquidez,

tomando como referencia el valor mínimo del coeficiente de cobertura de liquidez que recomienda el Comité de Basilea para la gestión del riesgo de liquidez.

En el primer capítulo se aborda el planteamiento del problema y los objetivos de la presente investigación, poniendo especial atención en la evolución y comportamiento histórico de las prestaciones y del fondo de liquidez de la seguridad social militar durante el periodo 2012-2014.

El capítulo dos contiene el marco teórico con el fundamento técnico de cada uno de los modelos VaR Paramétrico, VaR Histórico y modelo de volatilidad condicional GARCH, que se presentan como alternativa para estimar el máximo requerimiento de liquidez para el pago de prestaciones. En este capítulo se realiza un cambio con el uso general de la metodología del VaR, por cuanto no se utilizará para predecir un valor mínimo, sino un máximo.

En el capítulo tres se presentan los resultados de la aplicación de cada una de las metodologías, utilizando la serie de diferencias logarítmicas de los pagos diarios de la prestación de salud en el periodo 2010-2014.

Finalmente el capítulo cuatro, se incluyen las conclusiones y recomendaciones de la presente investigación.

Capítulo uno

Riesgo de liquidez en la seguridad social

1. Planteamiento de problema

1.1. La seguridad social

La Organización Internacional del Trabajo (OIT) define a la seguridad social como “la protección que una sociedad proporciona a los individuos y los hogares para asegurar el acceso a la asistencia médica y garantizar la seguridad del ingreso, en particular en caso de vejez, desempleo, enfermedad, invalidez, accidentes del trabajo, maternidad o pérdida del sostén de familia” (2001, 1).

Se incluyen dentro de la seguridad social, diferentes regímenes de protección como: seguro social, asistencia social, programas universales con cargo a ingresos del Estado, fondos de ahorro de previsión y prestaciones complementarias que otorgan los empleadores.

Dentro de estos regímenes de protección se destacan los regímenes de seguro social, por su mayor cobertura e institucionalización. Estos se basan en la mancomunidad de riesgos, en la que todos sus integrantes, que deben estar afiliados al sistema, aportan a un fondo común para cubrir las contingencias de la población asegurada; en este sentido, son regímenes contributivos al que cotizan o aportan en forma total o parcial los trabajadores, empleadores y el Estado (Malpica 2010).

Entre las fuentes de financiación más significativas de los sistemas de seguridad social se tiene las cotizaciones sociales y las aportaciones públicas. Las primeras constituyen gravámenes obligatorios que se aplica a los salarios del trabajador protegido y las segundas son una forma de financiamiento de la cobertura universal a través del presupuesto del Estado. En el Ecuador, la aportación a los seguros sociales es tripartita, mediante cotizaciones del trabajador, cotizaciones del empleador y aportaciones del Estado, en este último caso como contribución al seguro de pensiones.

Las prestaciones que entrega la seguridad social a la población protegida, están reguladas por normas internacionales emitidas por la OIT, que se adaptan a las condiciones particulares de cada país. De estas normas se destaca el Convenio 102, que

fue emitido en el año 1952, que establece las normas mínimas en materia de seguridad social y considera nueve prestaciones (1-9):

- Asistencia médica
- Prestaciones monetarias de enfermedad
- Prestaciones de desempleo
- Prestaciones de vejez
- Prestaciones de accidentes del trabajo y enfermedades profesionales
- Prestaciones familiares
- Prestaciones de maternidad

Según la Organización Internacional de Seguridad Social (OISS) las prestaciones “son el modo con el que el sistema de Seguridad Social cubre o repara las necesidades o situaciones protegidas. Pueden ser en especie (como la asistencia sanitaria) o económicas (indemnizaciones, pensiones o subsidios)” (OISS-CEDDET 2005, 51).

El modelo de financiación para cubrir las distintas prestaciones de la seguridad social, depende del modelo de protección que se aplique y la naturaleza de las prestaciones que cubren las distintas contingencias, aplicando sistemas financieros que cubran las prestaciones sociales en equilibrio económico, garantizando la estabilidad del sistema de seguridad social (OISS-CEDDET 2010, 10).

Entre los modelos de financiación que generalmente sirven de referencia para ser aplicados en los sistemas previsionales tenemos el régimen de reparto y el régimen de capitalización, con las distintas variantes que puedan surgir, los mismos que determinan diferentes exigencias de recursos según la fase de maduración del sistema, requiriendo diversas formas de gestionar su riesgo de liquidez, que se adapten a la realidad de cada sistema.

En el Ecuador, la seguridad social está definida como un derecho de los ciudadanos que está garantizado por el Estado, regido por un conjunto de principios y orientado a la atención de las necesidades individuales y colectivas.¹

¹ Art. 34 de la Constitución de la República de Ecuador

1.2. El sistema de seguridad social nacional

La Constitución de la República del Ecuador en su Art. 367 dispone que el sistema de seguridad social sea público y universal y su protección se canalice a través del seguro universal obligatorio y sus regímenes especiales, añadiendo en su Art. 368 que forman parte del sistema nacional de seguridad social todas las entidades públicas de seguridad social que deberán funcionar bajo criterios de sostenibilidad, eficiencia, celeridad y transparencia.

Por su parte, la Ley de Seguridad Social (Ecuador 2001), en su Art. 304 señala que integran el sistema nacional de seguridad social el Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS), el Instituto de Seguridad Social de las Fuerzas Armadas (ISSFA), el Instituto de Seguridad Social de la Policía Nacional (ISSPOL), las Unidades Médicas Prestadoras de Salud (UMPS) y las personas jurídicas que administran programas de seguros complementarios de propiedad privada, pública o mixta.

La Ley de Seguridad Social dispone en su Art. 306 que las instituciones que forman parte del sistema nacional de seguridad social estarán sujetos entre otros aspectos a las normas reglamentarias y resoluciones que dicten los órganos de control creados por la Constitución, entre los que se encuentra la Superintendencia de Bancos, entidad que a la fecha no ha dictado ninguna norma respecto a la gestión del riesgo de liquidez en los regímenes especiales de seguridad social² como el ISSFA, que constituye la entidad que se tomará como referencia para el presente estudio.

1.3. Fuentes de financiación

En el caso de la institución de referencia, las fuentes de financiación que se establecen en el Título Octavo, Capítulo II “Del Financiamiento”, de la norma legal que rige la seguridad social de Fuerzas Armadas (Ecuador 1992), lo constituyen los aportes personales, aportes patronales, contribución del Estado para el pago de pensiones y otros ingresos.

Como se puede observar en la Tabla 1, los ingresos producto de las cotizaciones personales del militar en servicio activo, patronales del Ministerio de Defensa y

² El art. 370 de la Constitución de la República del Ecuador establece la categoría de regímenes especiales a las seguridades sociales de la policía nacional y de las fuerzas armadas.

Contribución del Estado para el pago de pensiones, representan alrededor del 98% de los ingresos anuales de dicho sistema.

Tabla 1
Fuentes de financiamiento de la seguridad social de Fuerzas Armadas
(en millones de dólares)

INGRESOS	2012		2013		2014	
Aportes	420,6	58,4%	431,9	57,9%	435,1	56,6%
Contribución Estado	292,3	40,6%	298,1	40,0%	314,9	41,0%
Otros ingresos	6,8	0,9%	15,7	2,1%	18,9	2,5%
Total:	719,7	100,0%	745,7	100,0%	768,8	100,0%

Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

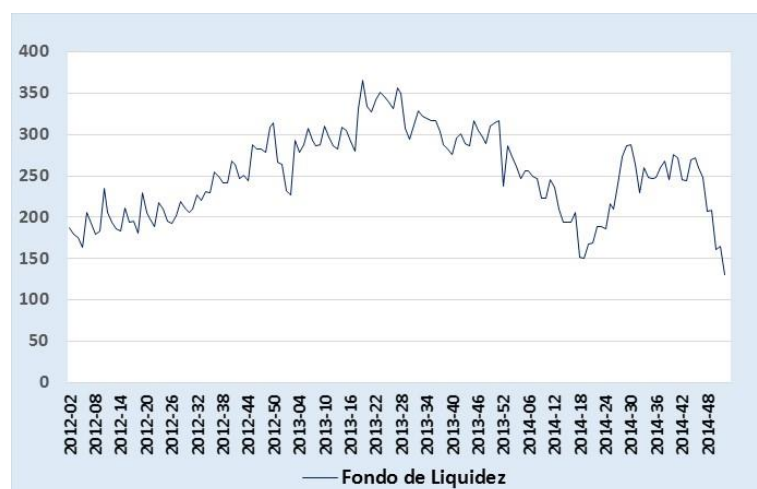
Los recursos presupuestarios para cada ejercicio económico, se complementan con los ingresos producto de la recuperación de capital de las inversiones y sus rendimientos.

Dada la naturaleza de sus principales fuentes de financiación, la recepción de los recursos por parte del sistema de seguridad social de Fuerzas Armadas, dependen de la gestión de la caja fiscal que realiza el Ministerio de Finanzas; toda vez que, tanto el pago de remuneraciones del personal militar del que se descuenta el aporte individual, así como del aporte patronal del Ministerio de Defensa Nacional y la contribución del Estado, se ejecutan en base al Presupuesto General del Estado cuyos flujos dependen de las decisiones de la Cartera de Finanzas, lo cual constituye un factor de riesgo de liquidez para el ISSFA, considerando adicionalmente que la liquidación de estos valores se realiza cada fin de mes, en momentos diferentes a los requerimientos de pago de las prestaciones que tiene el sistema.

1.4. Gestión de liquidez

Frente a este factor de riesgo de liquidez que representa el descalce entre las transferencias por parte del Ministerio de Finanzas y los requerimientos de liquidez para el pago de las prestaciones, con la finalidad de asegurar el pago oportuno de las prestaciones sociales a favor de sus afiliados, dependientes y derechohabientes, el ISSFA utiliza el sistema de inversiones como mecanismo para cubrir el 100% de las necesidades de caja, mediante colocaciones de corto plazo en el sistema financiero de una parte de sus reservas, que complementadas con el saldo en la cuenta caja-bancos, constituyen el *fondo de liquidez* del sistema.

Gráfico 1
Evolución del fondo de liquidez del ISSFA periodo 2012-2014
(en millones de dólares)



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

De esta forma, retrasos en las transferencias por parte de la Cartera de Finanzas no impiden el pago de las prestaciones, evitando el impacto social e institucional negativo que representa la no cancelación oportuna de prestaciones como pensiones o el pago de los servicios que entregan los prestadores de salud, en este último caso considerando que el ISSFA no cuenta con unidades de salud propias y en calidad de administrador del seguro contrata los servicios al subsistema de salud de Fuerzas Armadas, complementándolo con unidades de salud particulares mediante convenio.

Durante el periodo 2012-2014 observamos los siguientes valores descriptivos de la gestión del fondo de liquidez:

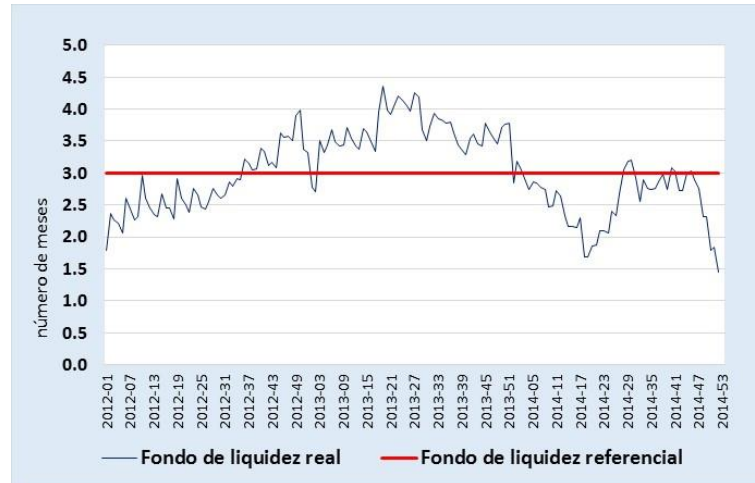
- Monto mínimo: US \$ 142'105.213
- Monto máximo: US \$ 365.283.956
- Monto promedio: US \$ 254'185.033

La estimación de los recursos a invertir para cubrir las necesidades de caja de corto plazo, lo realiza la institución mediante la aplicación de una política de mantener un fondo de liquidez equivalente a tres meses promedio de pago de prestaciones y préstamos considerando las estimaciones presupuestarias.

Tomando como referencia el periodo 2012-2014, en el Gráfico 2 podemos observar que dicho fondo presenta subestimaciones y sobrestimaciones respecto a dicho

parámetro presupuestario, con valores mínimos y máximos equivalentes a 1,5 y 4,4 meses de pago de prestaciones y préstamos, respectivamente.

Gráfico 2
Cobertura del fondo de liquidez del ISSFA periodo 2012-2014
 (en número de meses)



Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

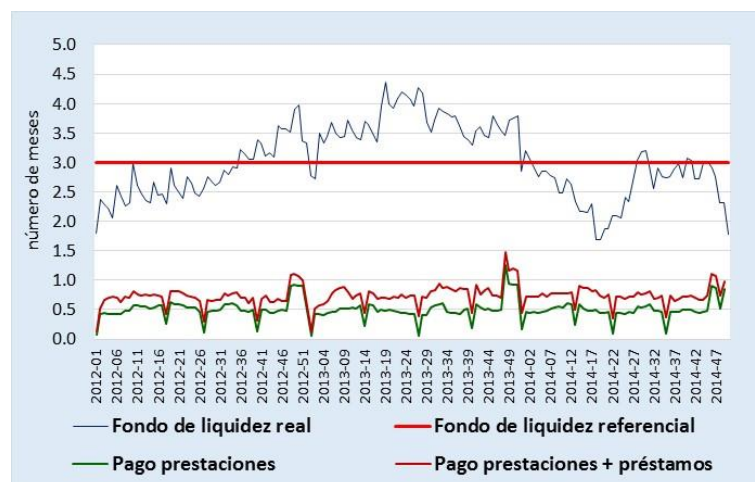
Del Gráfico 3 se desprende que aún en los casos de subestimación del fondo respecto a la política establecida, este se mantiene muy por encima de la ejecución real. En el periodo analizado existe una cobertura en exceso que varía entre el equivalente a 0,8 y 3,9 meses promedio de pago de prestaciones y préstamos, considerando el mes promedio estimado como parámetro.

Esta cobertura en exceso se vuelve más crítica cuando observamos que la ejecución real está por debajo incluso del mes promedio estimado. En el Gráfico 3 se puede apreciar que los niveles de pago de prestaciones equivalen alrededor de 0,5 meses promedio estimado y alrededor de 0,8 meses promedio estimado al agregar los egresos por concesión de préstamos a los afiliados del sistema. Los dos rubros representan el 99,3% del presupuesto de egresos como se desprende de la Tabla 2 de la presente investigación.

Si tomamos como referencia el pago real de prestaciones y préstamos, encontramos que el fondo de liquidez que se mantiene en el sistema de seguridad social de Fuerzas Armadas representa hasta 10 veces el requerimiento mensual real de liquidez. En términos monetarios durante el periodo 2012-2014 existió un excedente promedio en

el fondo de liquidez respecto al pago real de prestaciones y préstamos de US \$ 192 millones.

Gráfico 3
Cobertura del fondo de liquidez y ejecución real



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

La gestión del fondo de liquidez bajo estos parámetros representa un alto costo para el sistema de seguridad social de Fuerzas Armadas, toda vez que mantiene excesivos recursos invertidos a corto plazo en el sistema financiero, cuyo rendimiento se ve afectado por el techo en las tasas de interés efectivas impuesto por el Banco Central del Ecuador (BCE) mediante Regulación No. 009-2010,³ repercutiendo en los niveles de capitalización del sistema al generar este tipo de inversiones tasas de interés real negativas.

Según la regulación del BCE, la tasa de interés efectiva máxima que una entidad del sistema financiero está autorizada a reconocer a una entidad de seguridad social es 2,50% en colocaciones entre 61 y 90 días; 2,70% en colocaciones entre 91 y 180 días; y, 3,50% en colocaciones de 361 días o más, las dos primeras corresponden a los plazos de colocación de las inversiones de corto plazo de la seguridad social de Fuerzas Armadas. Si evaluamos las tasas entre 61 y 180 días, con la inflación del país que en los últimos

³ Regulación No. 009-2010 de 26 de mayo de 2010, publicado en el Registro Oficial No. 213 de 14 de junio de 2010, con la cual el BCE fija rangos de tasas de interés que se aplicarán a las colocaciones de las instituciones del sector público, incluyendo las de la seguridad social, en el sistema financiero privado e instituciones financieras públicas.

años se ha ubicado en el 4,16% en el 2012, 2,70% en el 2013 y 3,67% en el 2014,⁴ da como resultado tasas de interés real negativas.

A lo anterior se debe añadir las limitadas opciones de inversión de corto plazo (90 días) existentes en el mercado, en los montos y frecuencia de colocación requeridos por la seguridad social de Fuerzas Armadas para la gestión de su liquidez.

Al no contar con un modelo de estimación de las prestaciones sociales como base para la determinación del fondo de liquidez, que considere la naturaleza estocástica de las contingencias que afectan al colectivo amparado; y, continúe aplicando una política empírica que sobreestima las necesidades de liquidez, el sistema verá afectada la capitalización de sus reservas.

El sistema requiere por tanto contar con un modelo que le permita estimar con un determinado nivel de confianza, el requerimiento de liquidez máximo esperado para un determinado horizonte de tiempo de corto plazo, que le permita cubrir el pago de las prestaciones de manera oportuna y total, como parte de su gestión del riesgo de liquidez. El Value at Risk se presenta como una importante alternativa dados sus fundamentos estadísticos y en la presente tesis se evaluará su aplicabilidad práctica a través del seguro de salud, que es uno de los principales seguros del sistema de seguridad social. Cabe señalar que las estimaciones del comportamiento de los sistemas de seguridad social en el mediano y largo plazos se realizan a través de los denominados estudios actuariales, lo cual está fuera del alcance del presente estudio.

En este contexto, se plantea la siguiente la pregunta central de la investigación: ¿La metodología VaR (Value at Risk) y/o los modelos de volatilidad condicional GARCH, constituyen una adecuada herramienta para estimar el requerimiento de liquidez para el pago de prestaciones de una entidad de seguridad social en el corto plazo, permitiendo minimizar el riesgo de liquidez y optimizar las reservas?

2. Objetivos del estudio

Objetivo general

Evaluar cuál de los modelos: VaR Paramétrico, VaR Histórico o GARCH, constituye la mejor herramienta para estimar el máximo requerimiento de liquidez para

⁴ Informes analíticos del índice de precios al consumidor (IPC) a diciembre de cada año, publicados por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), en su página web www.ecuadorencifras.gob.ec

el pago de prestaciones de una entidad de seguridad social, permitiendo minimizar el riesgo de liquidez y optimizar las reservas.

Objetivos específicos

- 1) Analizar el comportamiento y volatilidad del pago de prestaciones de la seguridad social de Fuerzas Armadas durante el periodo 2012-2014.
- 2) Estimar mediante el VaR Paramétrico, el VaR Histórico o simulación histórica y un modelo GARCH, el máximo requerimiento diario de liquidez para el pago de la prestación de salud de la seguridad social militar, a fin de establecer su aplicabilidad práctica en la proyección de las obligaciones sociales de la seguridad social.
- 3) Comparar mediante backtesting, cuál de las metodologías aplicadas permite una mejor estimación del máximo requerimiento diario de liquidez para el pago de la prestación analizada.
- 4) Establecer en términos relativos durante el periodo analizado, la variación en el monto del fondo de liquidez que gestiona el ISSFA, según el modelo de estimación seleccionado, tomando como referencia el valor mínimo del coeficiente de cobertura de liquidez que recomienda el Comité de Basilea para la gestión del riesgo de liquidez; y, determinar si permite optimizar los excedentes.

Capítulo dos

Marco teórico

1. Riesgo de liquidez

Toda actividad del ser humano se desenvuelve en un ambiente de incertidumbre, fuente de *riesgo*, este último entendido como un evento que genera pérdidas con afectación del valor económico de la organización, que debe ser administrado para minimizar su probabilidad e impacto, o “como aquella condición en la cual existe una posibilidad de desviarse del resultado esperado o deseado” (Alonso Julio César y Semaán Pául 2009, 4).

El *riesgo de liquidez* es uno de los principales riesgos que se manifiesta en la institución cuando se ve obligada a conseguir recursos alternativos o realizar activos asumiendo pérdidas para cumplir con sus obligaciones, debido a su incapacidad de hacer frente a una escasez de fondos (Superintendencia de Bancos 2004, 203-204), afrontando tanto un *riesgo de liquidez de fondos* al no contar con los recursos necesarios, como un *riesgo de mercado* cuando existe poca profundidad o distorsión del mercado que no permite fácilmente liquidar una posición (Comité de Basilea 2008, 1).

En el caso de la seguridad social de Fuerzas Armadas, sus principales fuentes de fondos lo constituyen los aportes (personal y patronal) y la contribución del Estado para cubrir un porcentaje⁵ del costo anual de las pensiones en curso de pago, que se canalizan en su totalidad mediante transferencias del Ministerio de Finanzas. Para cubrir descalces entre las transferencias de la citada Cartera de Estado y el pago de las prestaciones y concesión de préstamos, el ISSFA se ve en la necesidad de mantener y utilizar un fondo de liquidez estructurado con las reservas de los seguros mediante inversiones de corto plazo que generan tasas de interés real negativas, con el consiguiente costo para el sistema.

⁵ En el caso del ISSFA, el Art. 97 de la Ley de Seguridad Social de las Fuerzas Armadas, señala que el Estado aportará para las pensiones “la diferencia hasta completar el sesenta por ciento (60%) de su costo total anual”.

El Comité de Basilea, define la *liquidez* como la capacidad de la institución “para financiar aumentos de su volumen de activos y para cumplir sus obligaciones de pago al vencimiento, sin incurrir en pérdidas inaceptables” (Comité de Basilea 2008, 1).

En septiembre de 2008, el Comité de Basilea emitió el documento “Principios para la adecuada gestión y supervisión del riesgo de liquidez” que ofrece directrices sobre: la importancia de establecer la tolerancia al riesgo de liquidez; el mantenimiento de un nivel de liquidez adecuado, que incluya la creación de un colchón de activos líquidos; la necesidad de un plan de financiación contingente robusto y operativo; y la gestión diaria del riesgo de liquidez, entre otros aspectos.

En cuanto a mantener un colchón compuesto de activos líquidos que no tengan ningún impedimento para su realización, el principio 12 del citado documento señala que el mismo constituye un “seguro frente a una serie de escenarios de tensiones de liquidez, incluidos los que implican la pérdida o el deterioro de fuentes de financiación garantizada habitualmente disponibles” (Comité de Basilea 2008, 4). Deterioro que en el caso de la seguridad social en general y militar en particular, corresponde a los retrasos en las transferencias por parte del Ministerio de Finanzas.

En el documento antes indicado, el Comité de Basilea señala que la institución “podría cuantificar su tolerancia al riesgo de liquidez en términos del nivel no cubierto de riesgo de liquidez de fondos que decide asumir en situaciones de negocio normales y de tensión” (7), que en el caso del ISSFA sería nulo ya que mantiene un colchón de liquidez altamente sobreestimado a los reales requerimientos de liquidez para el pago oportuno de las prestaciones, pero asume un costo financiero elevado en la gestión del riesgo de liquidez que se refleja en las tasas reales negativas que generan sus inversiones de corto plazo y que afectan la necesaria capitalización del sistema, privilegiando la seguridad frente a la eficiencia en el uso de los recursos.

1.1. Coeficiente de cobertura de liquidez (LCR)

En enero de 2013, el Comité de Basilea presenta el coeficiente de cobertura de liquidez (LCR) como una de las reformas esenciales de lo que se conoce como Basilea III, cuyo objetivo es promover en el corto plazo (un mes) la resistencia de las entidades financieras al riesgo de liquidez, garantizando que las mismas mantengan un fondo adecuado de activos líquidos de alta calidad (HQLA por sus siglas en inglés) que en los

mercados privados puedan convertirse en efectivo de manera fácil e inmediata (Comité de Basilea 2013, 1-4).

Si bien la Superintendencia de Bancos del Ecuador no ha emitido a la fecha resoluciones específicas respecto a metodologías para la gestión del riesgo de liquidez para los regímenes especiales de seguridad social controladas por este organismo, el coeficiente de cobertura de liquidez (LCR) constituye un adecuado referente para la definición del monto del fondo de liquidez que maneja el ISSFA.

Según Basilea, el LCR, que entre otros aspectos considera la pérdida parcial de la financiación garantizada a corto plazo y aumentos de las volatilidades del mercado, es igual a:

$$LCR = \frac{\text{Fondo HQLA}}{\text{Salidas de efectivo netas durante los siguientes 30 días naturales}} \geq 100\%$$

En cuanto a valor mínimo del coeficiente LCR, la norma señala que en situaciones normales dicho coeficiente no debe ser inferior al 100%, por tanto, los activos líquidos de alta calidad que conforman el HQLA deben cubrir las salidas de efectivo netas de los próximos 30 días, que corresponden a las salidas de efectivo menos las entradas de efectivo previstas en dicho periodo (Comité de Basilea 2013, 6-42).

En la seguridad social militar, dado que el factor de riesgo de liquidez corresponde a su propia fuente de recursos, el Ministerio de Finanzas, se debe considerar únicamente las salidas de efectivo previstas sin restar las entradas previstas, las mismas que cuando se concretan pasan a formar parte de las reservas del respectivo seguro, toda vez que los requerimientos de liquidez se cubren totalmente con el fondo, situación que no contempla la norma, que está orientada básicamente al sistema financiero; sin embargo, no deja de ser un buen referente.

1.2. Estimación de las obligaciones sociales

Uno de los problemas principales en la gestión de los fondos de la seguridad social es prever el comportamiento de las obligaciones futuras producto de las contingencias de la población amparada, con la finalidad de optimizar los excedentes de cada uno de los seguros, logrando niveles adecuados de capitalización y el pago oportuno de las prestaciones a favor de la población cubierta.

El comportamiento a largo plazo es analizado a través de los respectivos estudios actuariales que determinan, para el periodo de análisis, la salud financiera del correspondiente seguro, a valor actual; sin embargo, si bien estos estudios se convierten en el marco referencial del comportamiento estimado a futuro del seguro, dada su naturaleza, no se ajustan a los requerimientos de mayor exactitud en el corto plazo que requiere la gestión de la liquidez institucional.

En relación a la metodología para determinar la exposición del riesgo de liquidez, la Superintendencia de Bancos establece que en el caso de cuentas con vencimientos inciertos, se debe realizar un análisis de tendencia utilizando métodos estadísticos apropiados y en el caso de las obligaciones pasivas dispone realizar análisis técnicos (2003, 243-244).

Las contingencias que se generan en la población protegida por la seguridad social suelen ser altamente volátiles; en tal sentido, las estimaciones del requerimiento de liquidez que se realizan con base presupuestaria no bastan, toda vez que una contingencia no se programa y el sistema debe cubrir la misma a través de la entrega oportuna de la respectiva prestación a la persona que sufrió el siniestro o al respectivo beneficiario, no hacerlo oportunamente significa no cumplir con los postulados de la seguridad social. A fin de cubrir este riesgo, el sistema está incurriendo en ineficiencias en el uso de recursos.

Lo anterior determina la necesidad de contar con estimadores que sintetizen adecuadamente la volatilidad de las obligaciones que debe cubrir el sistema y sean sensibles a los cambios de los niveles de riesgo que afectan a la población protegida, lo cual no es factible con los modelos tradicionales de gestión de tesorería, presentándose como una adecuada alternativa modelos como el VaR Paramétrico, Var Histórico y GARCH, que por sus propiedades estadísticas captan la volatilidad de variables aleatorias y por tanto permiten estimar para un horizonte de tiempo y con un determinado nivel de confianza, un valor máximo esperado para la variable, que en el presente caso sería el máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago oportuno y total de una prestación.

2. El Valor en Riesgo (Value at Risk)

Para el Banco de Pagos Internacionales (BIS por sus siglas en inglés), el Valor en Riesgo (VaR) es “una estimación del límite superior de pérdidas que una institución puede

esperar durante un período dado (Vg., un día) para un nivel de confianza determinado (Vg., 95%)” (2003, 58), bajo condiciones normales de mercado (Alonso Julio César y Semaán Pául 2009, 4).

Según Philippe Jorion, el VaR surgió de la necesidad de estimar la pérdida que generan las diferentes fuentes de riesgos en términos de probabilidad (2009, 360), siendo por tanto una medida de la máxima pérdida esperada en un horizonte temporal con una probabilidad dada (2003, 246).

Usualmente se utiliza la metodología VaR para estimar las mayores pérdidas potenciales de una inversión (De Lara Haro 2008, 59-60), de modo que permita al inversor tomar acciones para poder sobrellevar tal pérdida.

Si bien el *VaR* es una medida generalmente utilizada para la gestión del riesgo de mercado, sus fundamentos estadísticos permiten su aplicación en otro tipo de estimaciones. En la presente tesis, se utilizará para medir el valor máximo esperado para una variable de gasto (prestación) en un determinado periodo de tiempo dado un nivel de significancia, como base para una adecuada gestión del riesgo de liquidez y uso eficiente de los recursos.

2.1. Descripción conceptual del VaR

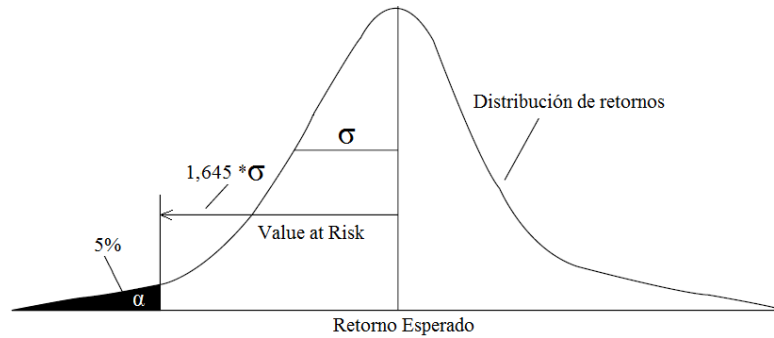
El estándar de la industria es calcular el VaR con un nivel de significancia del 5%, que equivale a un nivel de confianza del 95%, lo que significa, en el caso del riesgo de mercado, que 1 de cada 20 veces el retorno del activo o portafolio cae más que lo estimado por el VaR (Johnson 2001, 218)

Específicamente se calcula un valor que determina un corte en la probabilidad de evidenciar un valor futuro. Los valores a un lado del VaR tienen una probabilidad α de ocurrencia y los del otro lado una probabilidad $1 - \alpha$. Donde α es el nivel de significancia que constituye un parámetro que el investigador escoge y generalmente igual es a 0,01 o 0,05. Por lo tanto, si se define a R_t como el rendimiento en el tiempo t , el VaR cumplirá la siguiente condición:

Ecuación 1

$$\Pr[R_t < VaR_t] = \alpha$$

Gráfico 4
Representación gráfica del VaR



Fuente: Johnson 2001.
Elaboración propia.

En este sentido “el VaR se define por el límite superior de la integral de la función de retornos esperados” tal que (Johnson 2001, 219):

Ecuación 2

$$\int_{-\infty}^{E[r]-VaR} r(s)ds = \alpha$$

Por lo tanto, conociendo $r(s)$ e imponiendo un valor para α , puede estimarse el VaR tal que se cumpla la condición de la anterior ecuación.

De este modo, para conocer el VaR, es fundamental plantearse un escenario de resultados potenciales que pueden suceder en el periodo de tiempo requerido. Plantearse un escenario de resultados potenciales implica considerar al retorno futuro como una variable aleatoria y construir una distribución que se espera que tenga esta variable aleatoria y sus dos primeros momentos estadísticos (esperanza y varianza). Conociendo la distribución potencial que tendrá el retorno que se quiere modelar, se puede fácilmente identificar el punto de corte en la distribución de modo que se cumpla lo expresado en la Ecuación 2. De hecho, conociendo la distribución de retornos potenciales se puede estimar el VaR como:

Ecuación 3

$$VaR(t) = E[r] - z_{\alpha} * \sqrt{\sigma^2 \Delta t}$$

Donde:

$E[r]$ = la esperanza de r

z_α = es el número de desviaciones estándar requeridas para llegar al nivel de significancia α especificado y depende de la distribución que se asuma que siguen los retornos potenciales

σ^2 = la varianza de la variable a predecir

Δt = horizonte de tiempo para el cual se calculará el VaR.

Si se asume que $r(s)$ sigue una distribución normal y el cálculo se efectúa con un nivel de significancia del 5% (confianza del 95%) o del 1% (confianza del 99%), el factor z debe ser reemplazado por 1,645 o 2,325, respectivamente.

En la presente tesis, el primer cambio con el uso general de la metodología es que no se utilizará para predecir un valor mínimo, sino un máximo, en el sentido de que se aplicará el VaR para estimar el máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago de la prestación del seguro de salud, en un periodo determinado y dado un nivel de confianza.

Para la aplicación específica de esta tesis lo que se predecirá es la variación logarítmica v que se espera de la prestación de salud del ISSFA. De este modo, se tendrá una estimación de la máxima variación porcentual compuesta⁶ esperada bajo un determinado nivel de significancia en la cola derecha de valores positivos.

De este modo, para efectos de este análisis, el VaR cumplirá la siguiente condición:

Ecuación 4

$$\Pr[v_t > VaR] = \alpha$$

Que implica que la variación efectivamente realizada en el tiempo será mayor al VaR predicho con una probabilidad igual a α . De tal forma que la Ecuación 3 se transformará en la siguiente:

⁶ En cambios porcentuales bajos, la sumatoria de las diferencias logarítmicas es igual al retorno compuesto. No obstante, cuando los cambios porcentuales son altos como en el caso de las series de pago de prestaciones, esta relación cambia. Se explica este cambio más adelante.

Ecuación 5

$$VaR(t) = E[v] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma^2 \Delta t}$$

Dado que la metodología permitirá predecir la máxima variación porcentual esperada, para estimar el máximo valor monetario a desembolsar en el tiempo $t+1$, será necesario multiplicar el valor evidenciado en el tiempo t de la prestación social, por la tasa máxima de crecimiento obtenida bajo la metodología VaR.

Considerando que en el presente estudio se utilizarán las diferencias logarítmicas de la serie de pagos históricos de la prestación de salud, es importante determinar cómo estas se relacionan con los cambios porcentuales reales. Para esto, se define el cambio porcentual en un horizonte de tiempo l como:

Ecuación 6

$$1 + R_l = \frac{P_t}{P_{t-l}}$$

Donde:

- P_t es el valor de la serie en el punto t
- P_{t-l} es el valor de la serie hacia l periodos
- R_l es el cambio porcentual visto en P en l periodos

Si se aplican logaritmos en ambos lados de la Ecuación 6 y la regla del logaritmo de una división, se obtiene:

Ecuación 7

$$\ln(1 + R_l) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-l}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-l})$$

Utilizando la primera y última expresión de la Ecuación 7, se tiene que el cambio porcentual a partir de las diferencias logarítmicas es igual a:

Ecuación 8

$$1 + R_l = \exp(\ln(P_t) - \ln(P_{t-l}))$$

Esta última expresión implica que si se quiere obtener el cambio porcentual esperado en la serie de pagos de la prestación de salud, se debe multiplicar el valor inicial en t por $\exp(\ln(P_t) - \ln(P_{t-l}))$.

Esto toma relevancia cuando el análisis y las proyecciones se realizan sobre la serie de las diferencias logarítmicas, pero una vez que se tengan esas proyecciones, la serie debe ser transformada de regreso a valores monetarios. Cuando los cambios porcentuales son pequeños se puede aplicar: $1 + R_t = \exp(\ln(P_t) - \ln(P_{t-l})) \approx \ln(P_t) - \ln(P_{t-l})$. Sin embargo, los cambios porcentuales que se evidencian en la prestación de salud requieren que se haga la transformación exponencial.

De este modo, para predecir el máximo gasto (G) a evidenciar en el próximo periodo, utilizando la Ecuación 5 y la Ecuación 8, se obtiene:

Ecuación 9

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * \exp\left(E[v] + z_\alpha * \sqrt{\sigma^2}\right)$$

Donde:

- $E[v] + z_\alpha * \sqrt{\sigma^2}$ representa el percentil α de los cambios logarítmicos potenciales.
- $\exp\left(E[v] + z_\alpha * \sqrt{\sigma^2}\right)$ representa el cambio porcentual esperado.

Del mismo modo puede generalizarse la expresión para más de un periodo al frente como:

Ecuación 10

$$VaR(G_{t+\Delta t}) = G_t * \exp\left(E[v] + z_\alpha * \sqrt{\sigma^2 \Delta t}\right)$$

Para calcular el VaR, por tanto, es necesario conocer la esperanza, la volatilidad y la función de distribución de la variable analizada, para lo cual se pueden aplicar modelos con varianza constante como el VaR Paramétrico que asume una distribución normal y el VaR Histórico que no hace ningún supuesto sobre la distribución de la variable analizada; o, modelos de heterocedasticidad condicional como el GARCH que permite estimar la esperanza y la varianza a un paso conocida la distribución, entre otros (Mejía 2009, 3-11) (Martínez Josefina y otros 2005, 2-4). Los modelos citados serán los que se evalúen en

la presente investigación para estimar el máximo pago esperado de una prestación en un horizonte de tiempo, dado un nivel de confianza.

3. VaR Paramétrico (Delta Normal)

El VaR Paramétrico (Delta Normal) se basa en el supuesto de normalidad de la variable a ser analizada; sin embargo, no necesariamente la variable puede seguir un comportamiento estrictamente ajustado a la distribución normal y por tanto los resultados que se obtienen son una aproximación (Jorion 2009, 364) (De Lara Haro 2008, 60-61).

Si consideramos una serie histórica de la variación logarítmica diaria del pago de la prestación de salud, es factible visualizar la distribución de densidad de las variaciones diarias. Se espera entonces identificar una distribución histórica que sea estacionaria, cuya distribución se aproxima a la normal considerando el teorema del límite central.⁷

Se asume por lo tanto que el valor potencial a observar en el futuro tiene una distribución normal con media igual a la media histórica y varianza igual a la varianza histórica de la variable de interés. Una vez que se conozcan los parámetros descritos, se puede aplicar directamente la Ecuación 9 o Ecuación 10.

Esta metodología es muy utilizada por lo sencillo de sus cálculos especialmente cuando se trata de una sola variable, sin embargo, su debilidad está en que tiene problemas ante la presencia de colas anchas en la distribución.

4. VaR Histórico o Simulación Histórica

Este método no supone ninguna función de distribución para las variaciones (v) que observa la variable analizada, se apoya únicamente en su comportamiento histórico. Se supone que la variable a estimar mantiene su nivel de riesgo observado históricamente, es decir, toma los movimientos históricos de los factores de riesgo para simular posibles movimientos futuros; sin embargo es sensible al tamaño de la ventana histórica de referencia ya que eventualmente se podría pasar por alto algunos riesgos (Jorion 2009, 365).

⁷ El **teorema del límite central** o **teorema central del límite** indica que, en condiciones muy generales, si S_n es la suma de n variables aleatorias independientes y de varianza no nula pero finita, entonces la función de distribución de S_n se aproxima bien a una distribución normal (también llamada *distribución gaussiana*, *curva de Gauss* o *campana de Gauss*). Así pues, el teorema asegura que esto ocurre cuando la suma de estas variables aleatorias e independientes es lo suficientemente grande.

El método establece que a partir del valor presente de la variable se aplican las variaciones históricas observadas, por ejemplo de un año, con la finalidad de estimar un conjunto de posibles resultados (escenarios) que son ordenados de menor a mayor, donde un estimador del VaR por simulación histórica (SH), en valor absoluto, para un nivel de confianza p , viene dado por:

Ecuación 11

$$VaR_{SH}(p) = -L_{j^*:n}$$

Donde L es la variación logarítmica esperada ubicada en la posición j^* , que es un número entero que satisface la siguiente condición:

Ecuación 12

$$\frac{j^*-1}{n} < 1 - p \leq \frac{j^*}{n}$$

En el caso de la presente investigación, orientada a estimar el máximo pago esperado de una prestación, en un horizonte de tiempo y con un nivel de confianza determinado, se tomará el valor que corresponda al percentil p empírico como el VaR. Este modelo asume que existen suficientes datos para construir una función de densidad empírica sin necesidad de asumir ninguna forma funcional. Al aplicar un cambio en el uso general, la Ecuación 12 se transforma en:

Ecuación 13

$$\frac{j^*}{n} \leq p < \frac{j^*+1}{n}$$

Por lo tanto el Var es igual a:

Ecuación 14

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * exp(p)$$

Esta metodología, al utilizar series históricas, al igual que el método paramétrica, es especialmente débil en cuanto a:

- No toma en cuenta información condicional como volatilidad conglomerada. Por ejemplo, no toma en cuenta escenarios de altos cambios y otros de bajos movimientos.
- Se necesita que la información considerada sea un buen reflejo de las actuales condiciones de mercado. En el caso de la prestación de salud, de las actuales condiciones de demanda del servicio por parte de la población asegurada.
- Si el número de observaciones es corto, las colas estarán mal estimadas por falta de información y dado que el VaR se ubica en las colas, su resultado estará igualmente mal estimado.

5. Modelos de volatilidad condicional GARCH

Los pagos de las prestaciones en la seguridad social, en gran medida están relacionados con la naturaleza estocástica de las contingencias de la población protegida, y bajo la consideración de que la varianza no es constante en el tiempo como lo reconoce el modelo GARCH (Martínez Josefina y otros 2005, 8), este aparece como una buena alternativa para describir el comportamiento futuro de la varianza de este tipo de pagos y poder estimar en el marco de la gestión del riesgo de liquidez, el máximo pago esperado de una prestación, en un horizonte temporal y con un determinado nivel de confianza (VaR).

A diferencia de las metodologías de VaR Paramétrico e Histórico, en los modelos de varianza condicional como el GARCH, no se toma la esperanza histórica ni la volatilidad histórica como constantes, sino que el modelo incorpora los movimientos históricos y en base a estos predice cómo se comportarán en un horizonte temporal tanto la esperanza como la volatilidad. Como lo señala Philippe Jorion, existe evidencia empírica que sustenta que los modelos de volatilidad condicional como el GARCH son buenos predictores del riesgo (2009, 347-348).

En este sentido, un modelo de volatilidad condicional permitirá identificar si las condiciones son de alta o baja volatilidad, sobre cuya base ajusta la volatilidad esperada que será diferente a la histórica en series con volatilidad conglomerada.

El VaR para el periodo $t+1$ para el caso de volatilidades variables en el tiempo, se representará como sigue:

Ecuación 15

$$VaR(t + 1) = E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}$$

Y para calcular el valor monetario del máximo pago de la prestación de salud para del próximo periodo, según la distribución asumida, se deberá utilizar la siguiente ecuación.

Ecuación 16

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * \exp\left(E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}\right)$$

Donde:

- $E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}$ representa el percentil α de los cambios logarítmicos potenciales.
- $\exp\left(E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}\right)$ representa el cambio porcentual esperado.

Para lo cual se debe proyectar tanto $E[v_{t+1}]$ como σ_{t+1}^2 utilizando modelos de heteroscedasticidad condicionada (Johnson 2001, 220).

Específicamente, un modelo generalizado de volatilidad condicional es un sistema de ecuaciones que en un primer momento estima el comportamiento de la serie de interés y en un segundo momento estima el comportamiento de la volatilidad de la serie de interés; toda la estimación se la hace en función de la información pasada ya conocida.

Para esto, es fundamental incorporar el concepto de modelos tipo ARIMA, que son modelos de series de tiempo que determinan el comportamiento de una serie histórica estacionaria⁸ en función del comportamiento pasado de la misma serie y/o de los shocks pasados. Específicamente, un modelo tipo ARIMA puede detallarse a continuación como:

Ecuación 17

$$x_t = \phi_0 + \sum_{l=1}^p \phi_l x_{t-l} - \sum_{l=1}^q \theta_l a_{t-l} + a_t$$

⁸ Estacionariedad estricta implica que todos los momentos estadísticos de la serie de tiempo es constante en el tiempo, a la vez que estacionariedad débil solamente hace referencia a los dos primeros momentos estadísticos. La estacionariedad es una condición fundamental para la validez de un modelo de series de tiempo.

Donde:

- x_t es una serie histórica débilmente estacionaria
- ϕ_l es la relación que tiene el valor de x hace l periodos (x_{t-l}) con el valor actual de x (x_t).
- θ_l es la relación que tiene el shock evidenciado hace l períodos con el valor actual de la variable de interés.
- a_t es un shock exógeno que sigue un proceso de ruido blanco. Esto es, a_t tiene media 0 y no tiene correlación con los valores pasados de sí mismo.

Los modelos tipo ARIMA son estimados vía máxima verosimilitud y para su implementación es fundamental que se cumplan y se verifique el cumplimiento de los supuestos de estacionariedad de la serie y de ruido blanco de los términos de error.

Por lo tanto, definiendo a I_t como el set de información conocida hasta el tiempo t (esto es, la información de la serie x y de los shocks a desde el inicio del periodo hasta el tiempo t), el valor esperado de x_{t+1} (la predicción de x_t un periodo al frente) es igual a:

Ecuación 18

$$E[x_{t+1}|I_t] = \hat{\phi}_0 + \sum_{l=1}^p \hat{\phi}_l x_{t+1-l} - \sum_{l=1}^q \hat{\theta}_l \hat{a}_{t+1-l}$$

Donde, $\hat{\phi}_0$, $\hat{\phi}_l$, $\hat{\theta}_l$ y \hat{a}_{t-l} son las estimaciones de ϕ_0 , ϕ_l , θ_l y a_{t-l} por máxima verosimilitud.

En base al modelo ARIMA anterior se puede estimar el valor esperado de la serie de interés en el futuro. En el caso específico de esta tesis, ese modelo permitirá predecir la variación logarítmica esperada para el futuro del requerimiento de liquidez para el pago de la prestación de salud. No obstante, se requiere también conocer la varianza que tendrá ese crecimiento porcentual, y a partir de la esperanza estimada, predecir el percentil 95, que equivale a la máxima variación porcentual con un 95% de confianza.

Para estimar la varianza de la distribución de x_{t+1} , debe tomarse en cuenta que:

Ecuación 19

$$a_{t+1} = x_{t+1} - E[x_{t+1}|I_t]$$

A la vez, $var(x_{t+1}) = E[x_{t+1} - E[x_{t+1}|I_t]]^2$

Por lo tanto, $var(x_{t+1}) = E[a_{t+1}^2]$.

Esto es, se requiere predecir el comportamiento de a_{t+1}^2 como un estimador de la volatilidad esperada futura de los cambios logarítmicos en la prestación de salud. Los modelos de heterocedasticidad condicional se encargan de predecir el comportamiento futuro de la volatilidad condicional con la información existente I_t .

Para introducir los modelos de heterocedasticidad condicional, se requiere introducir el concepto de volatilidad conglomerada, la misma que implica que si un periodo registra una alta volatilidad, es muy probable que los periodos por venir también registren altos niveles de volatilidad y viceversa con los periodos de baja volatilidad (Martínez Josefina y otros 2005, 8). Esto implica, por lo tanto que los valores evidenciados de a_t^2 en el pasado son un buen predictor de sí mismo en el futuro. En otras palabras, a_t^2 sigue, así como x_t , un proceso ARIMA, donde el pasado ayuda a predecir su comportamiento futuro.

Por lo tanto, se asume que a_t sigue el siguiente proceso:

Ecuación 20

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0,1)$$

Donde, σ_t es la volatilidad en el tiempo t y ε_t es un shock exógeno con media 0 y varianza igual a 1. Por lo tanto, la varianza de a_t es igual a σ_t^2 y corresponde a la volatilidad de x_t . Bajo condiciones de volatilidad conglomerada, los valores pasados de a_t^2 serán una buena predicción de la volatilidad futura, como se describe a continuación en un modelo ARCH(1):

Ecuación 21

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2$$

No obstante, σ_t^2 nunca es directamente visto, sino a_t^2 (en realidad se observa $\widehat{a_t^2}$, como la estimación de a_t^2 equivalente al residuo del modelo ARIMA antes descrito). Entonces se puede definir a la diferencia entre a_t^2 y σ_t^2 como $\eta_t = a_t^2 - \sigma_t^2$. Por lo tanto,

Ecuación 22

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \eta_t$$

El modelo, puede extenderse a un ARCH(m), del siguiente modo:

Ecuación 23

$$a_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2 + \eta_t$$

Esto implicaría que la volatilidad sigue un proceso autorregresivo de orden m, sin embargo, puede generalizarse a un proceso ARIMA de orden (m, s) mediante un modelo GARCH(m,s) con la siguiente especificación:

Ecuación 24

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \beta_l \sigma_{t-l}^2$$

Es fundamental tener en cuenta que los parámetros de las estimaciones del modelo de heterocedasticidad condicional deben ser consistentes con el hecho que la varianza debe ser estrictamente positiva.

5.1. Metodología aplicada para estimar el modelo ARIMA-GARCH

5.1.1. Ajustar un modelo tipo ARIMA

La estimación de un modelo ARIMA-GARCH impone un set de requerimientos para confiar en que el modelo fue bien estimado y por lo tanto puede usarse para la aplicación y estimación VaR.

En primer lugar como se describió en la anterior sección, debe estimarse un modelo tipo ARIMA. Para este proceso se requiere que la serie sea débilmente estacionaria. Esto es, la serie con la que se quiere trabajar no es un proceso explosivo y

por lo tanto su primer como segundo momentos son constantes en el tiempo. Para identificar si una serie es estacionaria, se utiliza comúnmente el test de Dickey Fuller aumentado (De Arce Rafael y otros 2001, 9).

Para realizar este test sobre la serie x_t , se estima la siguiente regresión:

Ecuación 25

$$\Delta x_t = \phi_0 + (\beta - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta x_{t-j} + a_t$$

Donde la hipótesis nula es que $\beta = 1$ y la hipótesis alternativa es que $\beta < 1$. Bajo la hipótesis nula, la serie no es estacionaria, por lo que se busca rechazar la hipótesis nula para poder estimar un modelo tipo ARIMA. Este test no sigue una distribución asintótica tipo t-student, sino que sigue su propia distribución y por lo tanto tiene sus propios valores críticos.

En caso de que una serie no sea estacionaria, lo que se realiza por convención es obtener la primera diferencia de la serie y realizar el test de estacionariedad sobre la serie diferenciada. Si esta serie es estacionaria, se dice que la serie original está integrada de orden 1. Si la serie debe seguir siendo diferenciada, entonces el orden de integración es igual al número de veces que debe diferenciarse la serie para que se convierta en estacionaria.

Una vez que se encuentra una serie para la cual se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, se realiza un diagnóstico de qué tipo de proceso sigue la serie de tiempo de análisis.

Los procesos conocidos usualmente son: autorregresivos (AR), de media móvil (MA) o autorregresivos con media móvil AR(I)MA. Un proceso autorregresivo de orden p es aquel donde el valor actual de la serie depende (es explicado) por los valores pasados de la misma serie hasta su rezago p como se muestra en la Ecuación 26:

Ecuación 26

$$x_t = \phi_0 + \sum_{l=1}^p \phi_l x_{t-l} + a_t$$

A su vez, un modelo de media móvil de orden q es aquel donde el valor actual de la serie es una función de los shocks pasados hasta el rezago q como se describe en la siguiente ecuación:

Ecuación 27

$$x_t = \phi_0 - \sum_{l=1}^q \theta_l a_{t-l} + a_t$$

Finalmente, un modelo tipo ARMA de orden p, q es aquel donde la serie se explica tanto por p rezagos de la misma serie como por q rezagos de los shocks pasados, así como se describe en la Ecuación 17.

Para determinar qué tipo de proceso sigue una serie se requiere analizar la función de autocorrelación (AC) y la función de autocorrelación parcial (PAC) de la serie de interés.

Se define a la $AC_1 = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t-1})}{\text{var}(x_t)}$ que equivale a ϕ_1 de la regresión:

Ecuación 28

$$x_t = \phi_0 + \phi_1 x_{t-1} + a_t.$$

Por otro lado se define a la PAC_1 como ϕ_1 de la regresión:

Ecuación 29

$$x_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^{l-1} \phi_j x_{t-j} + \phi_l x_{t-l} + a_t.$$

Donde por construcción $AC_1 = PAC_1$, pero difiere para los mayores órdenes.

Para definir el orden de una regresión tipo ARIMA se estiman tanto la AC como la PAC para un set de rezagos. Una vez que se calculan la AC y la PAC, se determina el orden del modelo considerando los criterios siguientes:

Tabla 2
Criterios de Selección de Modelo ARIMA

Correlograma	AR(p)	MA(q)	ARIMA(p,q)
AC	Caída exponencial	Corte en el rezago q	Caída exponencial
PAC	Corte en el rezago p	Caída exponencial	Caída exponencial

Elaboración propia.

Por lo tanto, si la serie temporal sigue un proceso autorregresivo con n rezagos, se evidenciará una caída exponencial en la función de autocorrelación y se identificarán autocorrelaciones parciales significativas hasta el rezago n . A partir de este análisis se ajusta un modelo según lo que la elección haya entregado.

Una vez ajustado el modelo es fundamental comprobar otro de los supuestos fundamentales de un modelo tipo ARIMA y es que los errores sean ruido blanco. Esto quiere decir que los errores deben tener una media igual a 0 y no estar correlacionados entre sí. Si estuviesen correlacionados entre sí, los errores estándar de los coeficientes de la regresión estarían mal estimados y por lo tanto la inferencia sería incorrecta y podría caerse en problemas de regresión espuria. Para probar si se cumple el supuesto de ruido blanco, se estiman los errores que salen de la estimación por máxima verosimilitud y se realizan test de si cumplen las características de ruido blanco. Si el proceso determinado tiene la forma establecida en la Ecuación 17, entonces los errores estimados serían:

Ecuación 30

$$\hat{a}_t = x_t - E[x_t] = x_t - \left\{ \hat{\phi}_0 + \sum_{l=1}^p \hat{\phi}_l x_{t-l} - \sum_{l=1}^q \hat{\theta}_l \hat{a}_{t-l} \right\}$$

Una vez creada la serie de errores estimados, se realizan pruebas de ruido blanco sobre la serie creada. Se proponen dos pruebas para confirmar la presencia de ruido blanco. El primer test es el Q de Portmanteau y el segundo el B de Bartlett. En ambos casos la hipótesis nula es que la serie es un proceso de ruido blanco. Por lo tanto después de estimar un modelo tipo ARIMA quisiese no rechazar la hipótesis nula de que la serie de los errores estimados son ruido blanco.

En el caso del test de Bartlett, se compara a la serie construida con una distribución teórica que seguiría un proceso tipo ruido blanco y en función de su similitud determina la probabilidad de que la serie analizada sea un proceso de tipo ruido blanco. Por su parte

el test Q de Portmanteau, indica que si una serie sigue un proceso de ruido blanco, entonces:

Ecuación 31

$$Q(m) = T(T + 2) * \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T - l} \rightarrow \chi^2(m)$$

Donde $\hat{\rho}_l^2$ es la autocorrelación estimada con el rezago l.

Se estimarán ambos estadísticos para analizar si la serie de errores después de ajustar un primer modelo son ruido blanco. En caso de no serlo, se verificarán nuevamente el AC y PAC para determinar si faltó la inclusión de algún término en la ecuación. Una vez que se compruebe la existencia de un proceso de ruido blanco en los errores, se aprobará el modelo y se avanzará con la identificación del modelo de la volatilidad.

5.1.2. Ajustar el modelo tipo GARCH

Una vez que se acepta el modelo tipo ARIMA que será el punto de partida, en primer lugar se debe verificarse si existe o no estructura de volatilidad conglomerada, esto es, verificar si la serie muestra conglomerados de alta y baja volatilidad. Si este es el caso, implica que la volatilidad de un periodo es un buen predictor de la volatilidad futura.

Como se explicó en la Ecuación 19, $\hat{\sigma}_t^2$ es una buena aproximación de la volatilidad de x_t . Por lo tanto, el primer paso después de ajustar un modelo tipo ARIMA es construir la serie de errores estimados al cuadrado. Si existen condiciones de volatilidad conglomerada, los errores al cuadrado deben estar correlacionados entre sí. De este modo, una manera de probar por estructura de volatilidad conglomerada es calcular test de ruido blanco sobre la serie de errores al cuadrado, en las que se quisiera rechazar la hipótesis nula de ruido blanco. Esta aproximación se realiza usando los mismos estadísticos descritos en la anterior sección para ruido blanco.

Una vez que se confirma que la serie tiene estructura de volatilidad conglomerada, se debe identificar el orden del modelo de volatilidad. Para esto, se debe verificar el AC y PAC de la serie de errores al cuadrado, donde los términos ARCH se escogerán bajo el mismo criterio que se escogían los términos para la parte AR del modelo ARIMA y los

términos GARCH se los identificará bajo la misma regla que se identificaban los términos MA del modelo ARIMA. Un modelo ARCH de orden m es el siguiente:

Ecuación 32

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2$$

Mientras que un modelo GARCH de orden m y s es equivalente a:

Ecuación 33

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \beta_l \sigma_{t-l}^2$$

Al leer el modelo GARCH es necesario tener en consideración lo siguiente. Primero, la varianza es estrictamente positiva y por lo tanto $\alpha_l, \beta_l > 0 \forall l$. En segundo lugar, al igual que en un modelo ARIMA, la serie de volatilidad debe ser estacionaria y para que éste sea el caso: $\sum_{l=1}^m \alpha_l + \sum_{l=1}^s \beta_l < 1$. En la práctica σ_t^2 no es evidenciado directamente, entonces se asume que $\sigma_t^2 = a_t^2 - \eta_t$, por lo que la ecuación que efectivamente se estima es:

Ecuación 34

$$a_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \beta_l \sigma_{t-l}^2 + \eta_t$$

Una alternativa usual para este tipo de modelos es un GARCH (1,1) y se estima vía máxima verosimilitud al mismo tiempo el modelo ARIMA y GARCH.

Uno de los supuestos fundamentales para la estimación de este tipo de modelos es que el error de la parte ARIMA es un error compuesto como se describió en la Ecuación 20. Y se establece que el remanente error ($\varepsilon_t = \frac{a_t}{\sigma_t}$) se trata de un proceso de ruido blanco idéntica e independientemente distribuido con media 0 y varianza 1. Algo que no se dice sobre este término, sin embargo, es qué función de densidad sigue y es una elección que debe realizarse y es influyente hasta el punto que la distribución que siga este término de error, será la distribución que se asume sobre los cambios futuros para estimar VaR.

Usualmente se suelen considerar una distribución normal estándar, una t-student estándar o una distribución de error generalizada (GED).

Usualmente, la t-student o la distribución GED se acoplan de mejor manera a este tipo de modelos. Sin embargo, un procedimiento usual es estimar asumiendo una distribución normal estándar, luego estimar los errores estandarizados ($\hat{\varepsilon}_t$) y verificar visualmente qué tipo de distribución parecen seguir.

Una vez que se elija el tipo de distribución, se vuelve a estimar el modelo considerando la distribución esperada. De este nuevo modelo, se volverán a estimar los errores estandarizados y se harán algunas pruebas. En primer lugar para comprobar si siguen la misma distribución que se asumió se puede ejecutar un test de Kolmogorov-Smirnov entre los $\hat{\varepsilon}_t$ y la distribución teórica asumida donde la hipótesis nula es que ambas distribuciones son iguales.

Una vez aprobada la distribución, se debe verificar que los errores estandarizados por un lugar sean ruido blanco y que adicionalmente que no contengan más información de volatilidad conglomerada. Por lo tanto se estiman los test de ruido blanco tanto para $\hat{\varepsilon}_t$ como $\hat{\varepsilon}_t^2$. Si $\hat{\varepsilon}_t$ no es ruido blanco, entonces el modelo ARIMA está mal identificado, mientras que si $\hat{\varepsilon}_t^2$ no es ruido blanco, entonces al modelo GARCH le faltan términos ARCH o GARCH.

Una vez que se superen los pasos enlistados se aprueba el modelo ARIMA-GARCH y se lo puedo utilizar para la estimación del VaR como se describió en la sección anterior.

5.1.3. Predicciones a través de un modelo ARIMA-GARCH

Parte fundamental para la estimación del VaR es contar con predicciones de lo que pasará tanto con la serie de diferencias logarítmicas como de su volatilidad. La totalidad del modelo ARIMA-GARCH se puede describir en el siguiente sistema de ecuaciones:

Ecuación 35

$$x_t = \phi_0 + \sum_{l=1}^p \phi_l x_{t-l} - \sum_{l=1}^q \theta_l a_{t-l} + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l a_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \beta_l \sigma_{t-l}^2$$

$$\sigma_t^2 = a_t^2 - \eta_t$$

De esto se desprende que $E[a_t] = E[\varepsilon_t] = 0$.

El anterior sistema de ecuaciones se puede expresar en función de los estimadores de máxima verosimilitud como:

Ecuación 36

$$x_t = \hat{\phi}_0 + \sum_{l=1}^p \hat{\phi}_l x_{t-l} - \sum_{l=1}^q \hat{\theta}_l \hat{a}_{t-l} + \hat{a}_t$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \sum_{l=1}^m \hat{\alpha}_l \hat{a}_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \hat{\beta}_l \hat{\sigma}_{t-l}^2$$

$$\hat{\sigma}_t^2 = \hat{a}_t^2 - \hat{\eta}_t$$

Por lo tanto, la predicción a un paso adelante es:

Ecuación 37

$$E[x_{t+1}|I_t] = \hat{\phi}_0 + \sum_{l=1}^p \hat{\phi}_l x_{t-l} - \sum_{l=1}^q \hat{\theta}_l \hat{a}_{t-l}$$

$$E[\sigma_{t+1}|I_t] = \hat{\alpha}_0 + \sum_{l=1}^m \hat{\alpha}_l \hat{a}_{t-l}^2 + \sum_{l=1}^s \hat{\beta}_l \hat{\sigma}_{t-l}^2$$

Sin embargo, para más allá de un pasó no se conoce \hat{a}_{t+1} y por lo tanto se asume que es igual a 0. Del mismo modo, no se conoce x_{t+1} y por lo tanto debe sustituirse por $E[x_{t+1}|I_t]$, esto es sustituir por la predicción hecho a un paso adelante. Esto se seguirá haciendo para las predicciones de otros puntos más adelante. De modo similar se procede con la estimación de la volatilidad futura.

Capítulo tres

Evaluación de los modelos de estimación

1. La entidad aseguradora

El Instituto de Seguridad Social de Fuerzas Armadas (ISSFA), nace el 7 de agosto de 1992⁹ como ente gestor de la seguridad social de Fuerzas Armadas, con personería jurídica y patrimonio propio, cuya finalidad es proporcionar seguridad social al colectivo militar mediante un sistema de prestaciones y servicios sociales.

Antes de la creación del ISSFA, la protección previsional del colectivo militar se canalizaba a través de un conjunto de prestaciones gestionadas por diversas estructuras, entre las que tenemos: el Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS) que gestionaba los seguros de pensiones, fondos de reserva y mortuoria mediante la denominada Caja Militar; el seguro de cesantía a través de las Cooperativas de Cesantía de Oficiales y de Tropa; y, el seguro de salud a través de la Junta Administradora de Consulta Externa. El patrimonio inicial del ISSFA, estuvo constituido por los derechos y obligaciones de estas entidades.

Corresponde al Consejo Directivo del ISSFA que está constituido por militares en servicio activo y pasivo; y presidido por el Ministro de Defensa Nacional, la expedición de políticas, normas, reglamentos y resoluciones para el adecuado funcionamiento del sistema.

De conformidad a lo que establece la Constitución de la República del Ecuador, el ISSFA es una entidad pública que forma parte del sistema nacional de seguridad social y de la red pública integral de salud,¹⁰ y está sujeto al control de la Superintendencia de Bancos y Contraloría General del Estado (CGE).

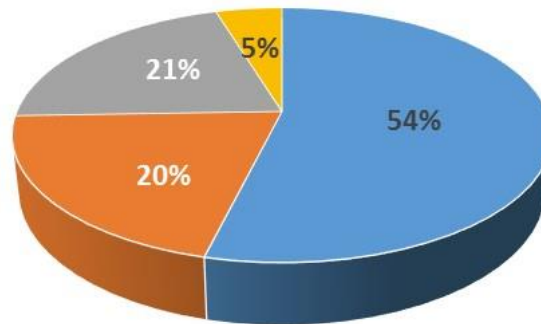
El ISSFA inició su gestión con un sistema de seguridad social prácticamente sin reservas constituidas y al 31 de diciembre de 2014 presenta una reserva del sistema de US \$ 1.326 millones que se capitalizan a través de su sistema de inversiones. Las inversiones de la seguridad social de Fuerzas Armadas se orientan a cuatro líneas

⁹ Ley publicada en el Suplemento del Registro Oficial No. 995.

¹⁰ Art. 370

principales: Préstamos a los Afiliados, Inversiones en Renta Fija a través del sistema financiero y bolsas de valores del país, Inversiones en Renta Variable e Inversiones Inmobiliarias.

Gráfico 5
Estructura del portafolio de inversiones
(en porcentaje)



■ Préstamos afiliados ■ Renta fija ■ Renta variable ■ Inmobiliarias

Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Los recursos de la seguridad social de conformidad a lo que dispone la constitución de la república, son distintos de los del fisco.¹¹

1.1. Cobertura

Población cubierta

Forman parte del colectivo protegido por la seguridad social de Fuerzas Armadas, de conformidad a lo que establece el Art. 16 de la Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas:

- El militar en servicio activo
- El militar en servicio pasivo
- Los Aspirantes a Oficiales
- Los Aspirantes a Tropa
- Los conscriptos
- Los pensionistas del Estado

¹¹ Art. 372 de la Constitución de la República del Ecuador

- Los dependientes del militar
- Los derechohabientes calificados como tales

Al 31 de diciembre de 2014, el colectivo protegido por la seguridad social de Fuerzas Armadas lo conforman 230.000¹² personas de las cuales el 18% corresponden a personal militar en servicio activo, el 16,2% al personal en servicio pasivo y montepíos, el 4,1% a los aspirantes y conscriptos, el 38% a los dependientes del personal militar en servicio activo, el 21,9% a los dependientes del servicio pasivo y el 1,8% a los pensionistas del Estado, estos últimos son beneficiarios de pensiones vitalicias no contributivas y corresponden a los ex – combatientes de campañas militares, sus viudas y derechohabientes.

Forman parte de los dependientes, la esposa del militar amparado o su conviviente en unión de hecho; los hijos hasta los 18 años o hasta los 25 años si estudian y no trabajan; y, los padres que dependen económicamente del militar.

Prestaciones

La Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas, en su capítulo III “DE LA COBERTURA”, establece que el ISSFA concederá al colectivo amparado por el sistema las siguientes prestaciones:

- 1) Seguro de Retiro, Invalidez y Muerte (Pensiones)
- 2) Seguro de Cesantía
- 3) Seguro de Enfermedad y Maternidad
- 4) Seguro de Mortuoria
- 5) Seguro de Vida y Accidentes Profesionales
- 6) Fondos de Reserva

Esta cobertura se complementa con los servicios de crédito, funerales, recreación, etc.

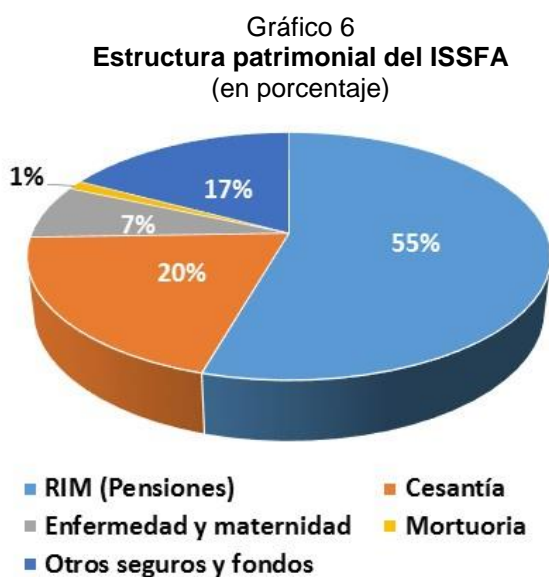
Las fuentes de financiamiento del sistema para cubrir las prestaciones provienen básicamente de las cotizaciones sociales (aportes personales y patronales) y de la contribución del Estado para el pago de pensiones.

¹² Base de datos del ISSFA (Unidad de Asesoría Matemático Actuarial).

La seguridad social militar es un sistema contributivo de beneficio definido¹³ con aportes del militar en servicio activo en un 23% de su remuneración mensual y aporte patronal equivalente al 26% de la citada remuneración.

En el caso de los pensionistas del Estado, su pensión constituye una prestación vitalicia de carácter no contributivo, que se financia en el 100% con el presupuesto general del Estado y el ISSFA tiene a su cargo el servicio de pago.¹⁴

Los seguros son gestionados por el ISSFA de manera independiente de conformidad a lo que dispone el Art. 87 del Reglamento General a la Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas, constituyendo sus propias reservas. Al 31 de diciembre de 2014 las reservas del sistema que ascendieron a US \$ 1.326 millones presentaban la siguiente estructura, siendo el Seguro de Enfermedad y Maternidad (Salud) uno de los 3 seguros con mayores reservas en el sistema y de mayor impacto social en la población cubierta.



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

¹³ Beneficio definido significa que el monto o alcance de la prestación está definido por norma en cumplimiento de ciertos requisitos, independiente del volumen de aportaciones. En el caso de la seguridad social militar este monto se determina en función de la última remuneración del militar al momento de la contingencia que causa la entrega de la prestación como es el caso de las pensiones, de un número determinado de remuneraciones promedio generales como en el caso de la mortuoria o de una canasta de servicios de salud sin límite en su costo en el caso de seguro de enfermedad y maternidad (título quinto de la Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas).

¹⁴ Art. 71 de la Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas

El régimen financiero aplicable a los distintos seguros queda establecido en el Art. 86 del reglamento antes citado, que señala que “las prestaciones de la Seguridad Social Militar se administrarán mediante un régimen de capitalización colectiva a prima media general” con excepción del seguro de Enfermedad y Maternidad (salud) que se administrará “mediante un régimen financiero de reparto” y constituirá con sus excedentes una reserva de seguridad para cubrir situaciones no previstas.

La cobertura¹⁵ de las diferentes prestaciones de la seguridad social de Fuerzas Armadas es la siguiente:

Seguro de Retiro, Invalidez y Muerte

Prestación económica consistente en el pago de una pensión vitalicia al militar que se separa del servicio activo de Fuerzas Armadas acreditando un mínimo de años de servicio establecido en la Ley, que se incapacita fuera de actos de servicio o al derechohabiente del militar en servicio activo o pasivo con pensión que fallece.

Seguro de Cesantía

Prestación económica que se hace efectiva por una sola vez a favor del militar en servicio activo que cumple con el tiempo de servicio para ser beneficiario de pensión y se retira de la institución mediante la baja; o, que se retira sin cumplir dicho tiempo y con más de 5 años de servicio haciéndose acreedor a la devolución de sus aportes personales registrados en este seguro.

Seguro de Enfermedad y Maternidad (Salud)

Prestación que protege al militar en servicio activo y pasivo, sus dependientes y derechohabientes, aspirantes a oficiales y conscriptos, mediante los servicios de: medicina preventiva; asistencia clínica, quirúrgica, obstétrica y odontológica; Rehabilitación, órtesis y prótesis; auxiliares de diagnóstico y tratamiento; y, asistencia farmacológica.

Seguro de Mortuoria

Prestación económica que se hace efectiva por una sola vez, a favor del derechohabiente del asegurado fallecido, destinado a cubrir los gastos funerales.

¹⁵ Título Quinto “DE LAS PRESTACIONES” de la Ley de Seguridad Social de Fuerzas Armadas.

Seguro de Vida

Prestación económica a favor de los derechohabientes del militar fallecido en servicio activo que se hace efectiva por una sola vez, para cubrir la pérdida del ingreso familiar. Es independiente del derecho a la pensión de montepío que puedan tener los derechohabientes de cumplir con los requisitos para dicha prestación.

Seguro de Accidentes Profesionales

Prestación económica para compensar el ingreso del militar en servicio activo que se incapacita por accidente profesional, que se hace efectivo mediante el pago de una indemnización por una sola vez según el grado de incapacidad y/o de una pensión de discapacidad.

Fondo de Reserva

Derecho que tiene el militar en servicio activo a que el Ministerio de Defensa, en su calidad de patrono, anualmente deposite en el ISSFA en su cuenta individual, el valor equivalente a un mes de remuneración, a partir del segunda año de servicio.

1.2. Prestación de salud

La prestación de salud la entrega el ISSFA a su población asegurada mediante la compra de servicios de salud al subsistema de sanidad militar que lo conforman 58 unidades de salud de primero, segundo y tercer nivel, entre hospitales, centros de salud y consultorios generales de las tres Fuerzas (Terrestre, Aérea y Naval) a nivel nacional. Constituyen la puerta de entrada al sistema de servicios de salud que cubre el ISSFA.

En las circunscripciones geográficas en las que no se dispone de unidades de salud militar o en las mismas no se dispone de todos los servicios, el Instituto suscribe convenios de compra de servicios con unidades de salud privadas (alrededor de 90) para complementar su cobertura, mediante derivación de las unidades de salud militar, siendo algunas de estas unidades de primer nivel calificadas para ser puerta de entrada al sistema.

En tal sentido, el ISSFA no cuenta con unidades de salud de su propiedad y su gestión es la de un administrador del seguro, diferente a lo que sucede con el IESS que es propietario de una red de unidades de salud y la seguridad social de la Policía en la que la prestación de salud se otorga a través del sistema de sanidad de la Policía.

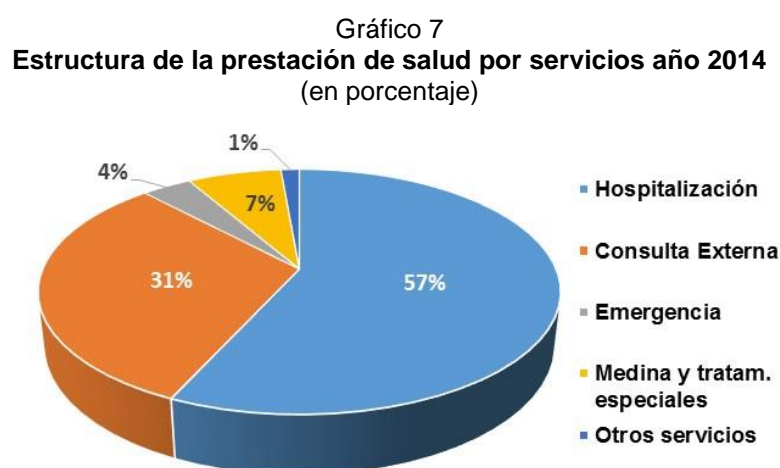
Los servicios que prestan a favor de los asegurados del ISSFA las unidades de salud militar y privadas, son cancelados en base a su facturación periódica y luego de

pasar por un proceso de auditoría médica sobre la consistencia técnica y financiera del servicio entregado según los protocolos y tarifarios establecidos. Las reposiciones por gastos de salud en los que incurren los asegurados cuando se presenta una emergencia y su atención se realiza en una unidad que no forma parte del sistema, entre otros, se realiza según su demanda de pago.

Existen egresos en los que incurre el seguro por otro tipo de servicios como elaboración y colocación de órtesis y prótesis, adquisición de medicina para pacientes con enfermedades crónicas, entre otros, que se realizan en función de la demanda de la prestación.

En este sentido, los egresos del seguro de salud y por tanto sus requerimientos de liquidez, se ven afectados básicamente, tanto por la demanda de servicios por parte del colectivo asegurado, como por los aspectos operativos que conllevan la solicitud de pago por parte de las unidades de salud o de las personas que tramitan su reposición de pago y por el trámite que se da en la unidad que gestiona la prestación de salud del ISSFA y realiza los controles previo al pago, existiendo en este sentido un importante riesgo operativo que afecta la gestión del riesgo de liquidez.

De los US \$ 52,4 millones en egresos durante el ejercicio económico del año 2014 por entrega de la prestación de salud a la población asegurada, el mayor porcentaje corresponden a los servicios de hospitalización y consulta externa, como se desprende del Gráfico 7.



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Cabe destacar que en el caso de las unidades de salud militar, los servicios que entrega al militar y su familia y que factura al ISSFA, son su principal fuente de ingresos, razón por la cual, el retraso o falta de pago por parte del Instituto puede afectar el normal funcionamiento de estas unidades.

1.3. Estructura presupuestaria

Sin considerar los recursos que se canalizan al sistema de inversiones (excepto préstamos) y que corresponden a excedentes presupuestarios entre ingresos y egresos según el respectivo seguro; o, recuperaciones de capital y cobro de intereses por inversiones de periodos anteriores que son reinvertidos para su capitalización, la estructura del presupuesto de egresos del ISSFA en el periodo 2012-2014, se presenta en la siguiente tabla:

Tabla 2
Estructura del presupuesto de egresos de la seguridad social de FF.AA.

PRESUPUESTO DE EGRESOS	2012	2013	2014	Periodo
PRESTACIONES	71,7%	60,9%	64,8%	65,4%
PRÉSTAMOS	27,6%	38,4%	34,5%	33,8%
GASTO ADMINISTRATIVO	0,7%	0,7%	0,7%	0,7%
Total:	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

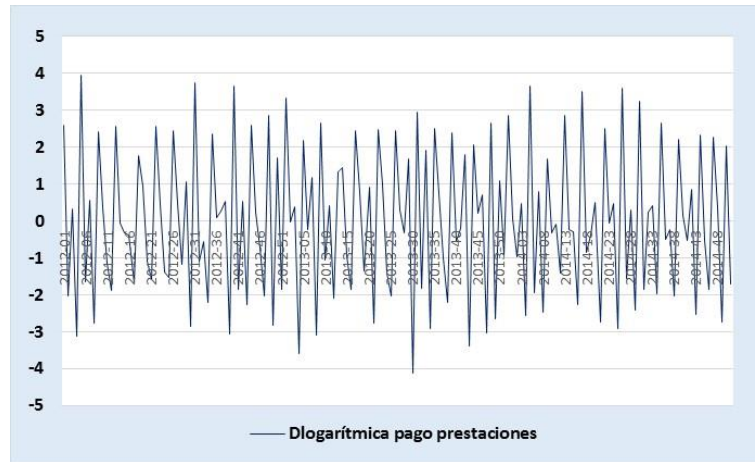
Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

La estructura presupuestaria de egresos refleja la naturaleza del sistema que se orienta a cubrir las contingencias del colectivo asegurado, mediante la entrega de prestaciones y la concesión de préstamos para cubrir las necesidades de financiamiento de consumo y vivienda de sus asegurados. En la Tabla 2 se observa que el 65,4% de los egresos presupuestarios durante el periodo 2012-2014 se orientaron al pago de prestaciones, de un presupuesto anual promedio en el mismo periodo de US \$ 1.026 millones.

1.4. Volatilidad del pago de prestaciones

El requerimiento de liquidez para el pago de las prestaciones de la seguridad social militar es altamente volátil, como se aprecia en el Gráfico 8 que presenta la variación logarítmica semanal del pago de las prestaciones durante el periodo 2012-2014.

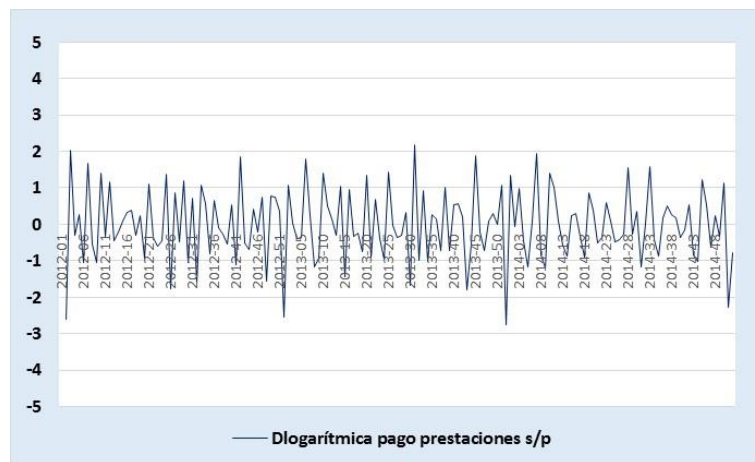
Gráfico 8
Variación logarítmica del pago semanal de prestaciones 2012-2014



Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

La serie histórica de diferencias logarítmicas presenta una volatilidad de 1,9598 que significa variaciones en los pagos semanales de las prestaciones del 709,8%. Transformadas las variaciones logarítmicas a porcentuales, en el periodo 2012-2014 se observan variaciones de hasta el 6.168% de una semana a otra, lo que representa una alta volatilidad que afecta la programación de flujo de caja institucional y que ha llevado al ISSFA a la estructuración de un fondo de liquidez sobreestimado e ineficiente para asegurar la existencia de liquidez aún en los casos extremos.

Gráfico 9
Variación logarítmica del pago semanal de prestaciones sin pensiones



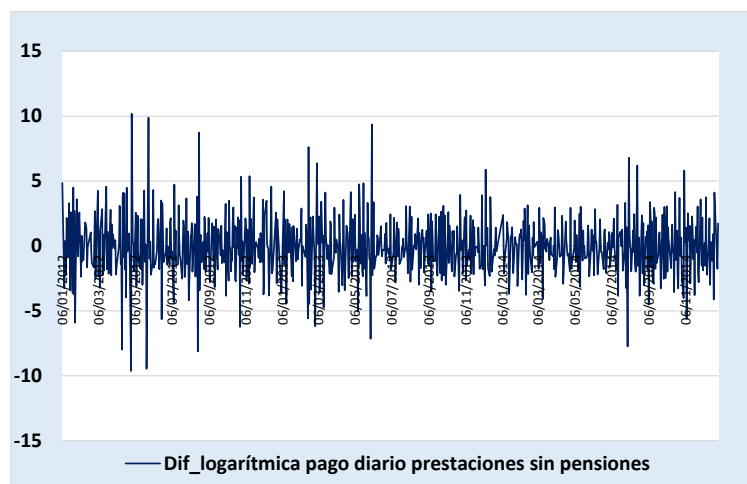
Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

Excluyendo el pago de las pensiones militares, que es un rubro significativo y más previsible por el esquema de retiro de los militares –estado de disponibilidad previo a la baja de la institución-, la volatilidad se reduce pero se mantiene en niveles altos. En este caso, la desviación estándar de las diferencias logarítmicas se reduce a 0,9631 sin embargo en términos porcentuales equivale a una variación del 262% y en términos monetarios la serie a nivel presenta una desviación estándar de US \$ 2'206.796,72.

Al analizar la serie encontramos que existen variaciones de hasta US \$ 7,3 millones de una semana a otra, afectando la gestión de liquidez institucional y que ha llevado al ISSFA –para evitar situaciones de iliquidez- a mantener elevados niveles de inversiones de corto plazo que se van liquidando semanalmente y que generan tasas reales negativas con un alto costo para el sistema. Sin embargo, esta volatilidad no solo es producto de la naturaleza estocástica de las prestaciones, sino que en buena parte está afectada por un importante riesgo operativo generado por la demora en los procesos internos de tramitación de las prestaciones, lo cual ha llevado a que existan semanas con bajo trámite de pagos seguido de semanas con acumulación de trámites de pago y viceversa.

Este impacto del riesgo operativo en la gestión del riesgo de liquidez institucional, es mayor cuando se trata de los pagos diarios de las prestaciones, en donde se observan mayores diferencias porcentuales en los montos de pago entre un día y otro, que se reflejan en las diferencias logarítmicas presentadas en el Gráfico 10

Gráfico 10
Variación logarítmica del pago diario de prestaciones sin pensiones



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

En el periodo 2012-2014 la desviación estándar de las diferencias logarítmicas del pago diario de las prestaciones –sin considerar el pago de pensiones- fue del 2,2939 lo que en términos porcentuales equivale a una desviación estándar de 991%. Durante el periodo 2012-2014 se observan variaciones en los montos de pago de un día a otro de hasta US \$ 5,4 millones especialmente cuando se produce la devolución de Fondos de Reserva a los afiliados en servicio activo, con días anteriores y posteriores con bajo nivel de pagos.

En la presente investigación se toma como referencia el seguro de salud para establecer la aplicabilidad práctica de los modelos propuestos para las estimaciones del requerimiento de liquidez para el pago de las prestaciones de la seguridad social.

En este sentido, con la finalidad de analizar la capacidad de los modelos para captar la volatilidad del pago de prestaciones en el escenario más extremo, la evaluación se realiza sobre la serie diaria de pagos de la prestación de salud durante el periodo 2010-2014, a fin contar adicionalmente con una mayor ventana temporal que incorpore los diferentes escenarios presentados en este seguro, el mismo que se vio afectado por un importante riesgo operativo en el año 2012 por el debilitamiento del equipo de auditoría médica encargado de la calificación del pago y que afectó el proceso de los años siguientes.

2. Aplicación de los modelos

El cálculo de la máxima pérdida esperada cubre la necesidad de cuantificar el porcentaje o monto de pérdida en un periodo determinado con un determinado nivel de confianza, por lo que su cuantificación tiene fundamentos estadísticos. El criterio sobre el nivel de confianza varía según el objetivo de su cuantificación. El estándar de la industria (sector financiero) es calcular el VaR con el 95% de confianza, es decir con el 5% de significancia (Johnson 2001), lo que se interpreta que 1 de cada 20 veces el resultado de la variable analizada caerá más de lo que indica el VaR.

En el caso del presente estudio igualmente se realizarán los cálculos con el 95% de confianza, lo que significa que 1 de cada 20 veces el máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago de la prestación de salud superará lo estimado por el VaR.

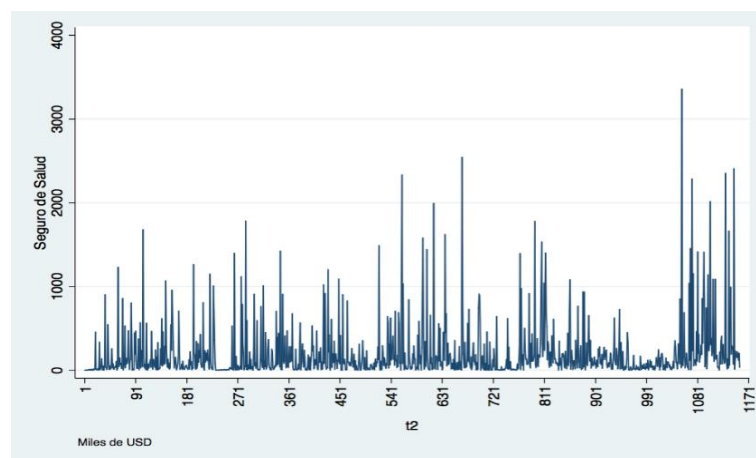
Para los cálculos, especialmente para el modelamiento del GARCH su utilizó el paquete estadístico Stata.

2.1. Fuente y tratamiento de los datos

Como se señaló en el numeral 3.1.2, los requerimientos de liquidez para cubrir el pago de la prestación de salud de la seguridad social militar, dependen en gran medida de la demanda de servicios por parte del colectivo asegurado, de la periodicidad de los requerimientos de pago por parte de las unidades prestadoras de salud o de las personas que tramitan su reposición y el tratamiento interno que a dicho requerimiento se da al interior de la unidad que gestiona la prestación de salud del ISSFA y realiza los controles previo al pago. Para el presente estudio se tomó la información que genera el sistema presupuestario en relación a los pagos diarios de la prestación de salud, ya que refleja de manera directa el flujo de gastos, frente a la información contable en la que se registran liquidaciones por anticipos, ajustes por facturas rechazadas, entre otros.

Inicialmente se consideró utilizar únicamente la información diaria del periodo 2012-2014, sin embargo, en dicho periodo se dieron situaciones operativas excepcionales que determinaron retrasos en las revisiones internas y acumulación de pagos, por lo que se consideró apropiado ampliar el análisis al periodo 2010-2014 a fin de que los modelos capten las diferentes situaciones por las que ha pasado el pago de la prestación de salud en el último quinquenio.

Gráfico 11
Pagos diarios de la prestación de salud 2010-2014
(en miles de dólares)



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia mediante Stata.

Estadísticas:

- Pago mínimo diario en el periodo:	US \$ 21,72
- Pago máximo diario en el periodo:	US \$ 3'357.012,75
- Pago promedio diario en el periodo:	US \$ 189.827,15
- Pago mínimo diario en el último mes (dic-2014):	US \$ 12.073,61
- Pago máximo diario en el último mes (dic-2014):	US \$ 2'405.544,07
- Pago promedio diario en el último mes (dic-2014):	US \$ 358.457,02
- Último valor de la serie:	US \$ 35.563,87
- Número de observaciones:	1.155

El Gráfico 11 y los datos estadísticos presentados, ratifican la alta dispersión que existe en el pago diario de la prestación de salud, con días en los que se observan pagos menores a US \$ 100.000,00 y días en los que se dan pagos superiores a US \$ 1'000.000,00 reflejando el riesgo operativo que existe en el proceso de trámite de esta prestación, con retrasos y acumulación de pagos según el tratamiento interno de las facturas que presentan las unidades de salud por los servicios entregados al colectivo amparado por la seguridad social militar.

Si bien el pago diario de la prestación de salud refleja en parte la demanda de estos servicios por parte de los afiliados, en buena medida su monto depende de la periodicidad con la cual la respectiva unidad de salud presenta el requerimiento de pago de los servicios prestados y por el tratamiento y prioridad que ha dicho trámite se dé al interior del ISSFA,

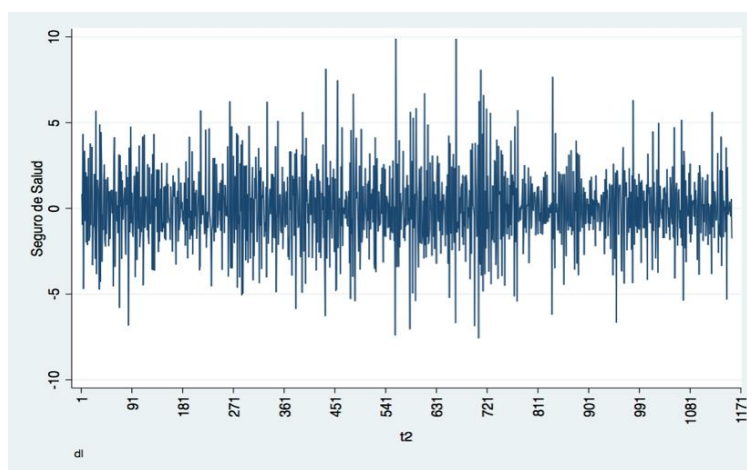
El debilitamiento del proceso de control técnico-médico previo al pago de las facturas por servicios presentadas por las unidades de salud, que afectó a la institución en el año 2012 y posteriores, se observa en el Gráfico 11, con periodos de baja tramitación seguidos de otros con altos pagos acumulados, situación que se observa con mayor claridad en el año 2014.

Esta alta dispersión en los pagos sin un adecuado control, genera ineficiencias en el uso de los recursos, que ha llevado a la institución a mantener un fondo de liquidez sobreestimado como se observó en el Gráfico 3, que genera rentabilidades reales negativas.

Se eliminó de la serie, los días correspondientes a los fines de semana y aquellos que no fueron laborables en la institución y por tanto no registraron movimiento presupuestario alguno en el sistema.

Considerando los fundamentos estadísticos del VaR y de los modelos de heterocedasticidad condicionada, se encontró que la serie diaria de pagos de la prestación de salud transformada a diferencias logarítmicas, era la más apropiada para su tratamiento.

Gráfico 12
Diferencias logarítmicas de los pagos diarios de la prestación de salud



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia mediante Stata.

En la serie de la diferencia de logaritmos de los pagos diarios de la prestación de salud durante el periodo 2010-2014, no se observa tendencia, hay momentos de mayor volatilidad que corresponden a los días en los que se dan pagos acumulados a las unidades prestadoras de salud, seguidos de días en los que se dan salidas de dinero reducidas que corresponden básicamente a los pagos que la institución realiza a los asegurados por reposición de gastos médicos, adquisición de medicina, entre otros.

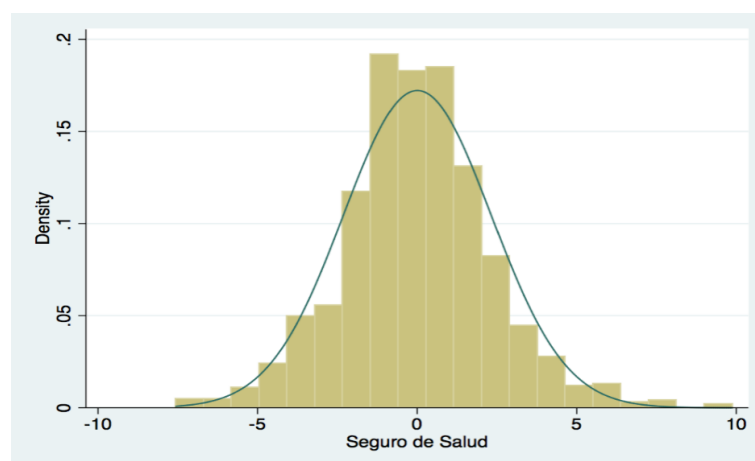
La serie de la diferencias de logaritmos ratifica la alta volatilidad del pago de la prestación de salud, si bien las variaciones se concentran alrededor de la media se debe considerar que se trata de valores logarítmicos altos. El 68% de las variaciones logarítmicas observadas tiene valores entre -2 y 2, lo que equivale a variaciones porcentuales en el monto de los pagos diarios de la prestación de salud en un rango de 0% a 739% o 7 veces el pago del día anterior. El 32% de las observaciones presentan

variaciones superiores a esos porcentajes. El 32% de las observaciones presenta variaciones superiores a 7 veces el monto del pago de la prestación de salud del día anterior, dando cuenta de lo sensible que se convierte la gestión de la liquidez de la seguridad social militar en un marco en el que a más de minimizar el riesgo de liquidez se optimicen los recursos. La desviación estándar de las variaciones diarias en el seguro de salud es de 1.014%.

2.2. Estimación mediante el VaR Paramétrico (Delta Normal)

Este método asume que la distribución de la serie a ser analizada, en este caso la diferencia de logaritmos de la serie de pagos históricos de la prestación de salud, es normal, por tanto el VaR se ubicará en el α -ésimo cuantil de una distribución normal estándar teórica descrita por sus dos primeros momentos empíricos.

Gráfico 13
Ajuste de la serie de diferencias de logaritmos a una normal estándar



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia mediante Stata.

Se realizó un test de normalidad de serie, cuya evaluación a través del programa @Risk según el criterio de información de Akaike, determinó que las distribuciones teóricas a las que más se ajusta la serie de diferencias logarítmicas de pagos diarios de la prestación de salud durante el periodo 2010-2014 son la Logistic (AIC = 5181,40) y la Normal (AIC = 5216,89), por lo que para efecto de la presente investigación se acepta la hipótesis de normalidad.

Tabla 3
Ajuste diferencias logarítmicas vs distribución normal

Estadística	Serie	Normal
Mínimo	-7,555	$-\infty$
Máximo	9,874	∞
Media	0,00598	0,00598
Moda	$\approx 0,428$	0,00598
Mediana	-0,0579	0,00598
Desv Est	2,317	2,317
Asimetría	0,188	0
Curtosis	4,0537	3

Fuente: Test @Risk
 Elaboración propia

En el Gráfico 13 se puede observar que la serie de diferencias logarítmicas presenta una distribución leptocúrtica con un mayor grado de concentración de valores alrededor de la media que la normal, lo que se refleja en una curtosis de 4,0537 frente a la curtosis de 3 de la distribución normal, lo que en principio significa un menor riesgo; sin embargo, observamos un abultamiento en la cola derecha (asimetría de 0,188), donde se encuentran las mayores variaciones al alza, generando una mayor dispersión, siendo el segmento de la distribución que más interesa al estimar el máximo requerimiento de liquidez para el pago de la prestación de salud en un horizonte de tiempo dado un nivel de confianza. La media y la desviación estándar que son los parámetros utilizados en el VaR Paramétrico, son similares entre la distribución real y la teórica.

Como se señaló anteriormente, el 68% de las variaciones logarítmicas del pago diario de la prestación de salud se encuentran entre -2 y 2, lo cual si bien en principio aparecería como menos riesgoso, en realidad al tratarse de diferencias logarítmicas en términos porcentuales significan variaciones de hasta el 739% que son muy significativas cuando al gestionar el flujo de caja de la institución.

El abultamiento en la cola derecha se da por situaciones en las que se presenta el represamiento del pago de las facturas de las unidades de salud que demandan altos egresos en determinado día, luego de días de pagos de menor cuantía, situación que al repetirse genera un mayor número de estos casos, dando como resultado que el riesgo operativo inmerso en el proceso de trámite de pagos, genera un importante riesgo de liquidez. Estos casos al encontrarse en la cola derecha son los que justamente se trata de capturar en las estimaciones.

El siguiente paso constituye encontrar el percentil 95 dentro de la distribución normal teórica a través de la siguiente fórmula derivada de la Ecuación 9, que representa el percentil de los cambios logarítmicos con α nivel de confianza:

$$\text{Ecuación 38} \\ p(\alpha) = E[v] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma^2}$$

Donde:

α = es el nivel de confianza, 95%

z_{α} = 1,645 al 95% de confianza, distribución normal

Como:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \text{desviación estándar}$$

Por tanto:

$$p(95) = 0,00598 + 1,645 * 2,317$$

$$p(95) = 3,817$$

Para encontrar el VaR en valores monetarios con el 95% de confianza, utilizamos la ecuación 8:

Ecuación 39

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * \exp\left(E[v] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma^2}\right)$$

Que puede expresarse como:

Ecuación 40

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * \exp(p[\alpha])$$

Por tanto, considerando el último valor de la serie de pagos diarios de la prestación de salud (G_t) = 35.563,67 el máximo pago esperado de esta prestación para el siguiente periodo será igual a:

$$VaR(G_{t+1}) = 35.563,87 * exp(3,817)$$

$$VaR(G_{t+1}) = 1'617.003,99$$

Según el Var Paramétrico, el máximo pago esperado de la prestación de salud para el siguiente periodo con el 95% de confianza es de US \$ 1'617.003,99 lo que constituye 45,47 veces el pago observado en el tiempo t-1, 4,51 veces el valor promedio diario del último mes y un 67,2% del mayor valor observado en el último mes.

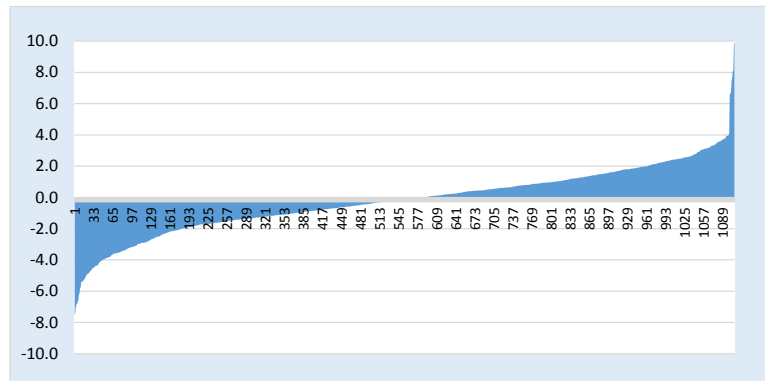
En términos de gestión de liquidez significa mantener un fondo por el valor estimado por el VaR Paramétrico, para cubrir el máximo pago esperado de la prestación de salud del siguiente día laborable; y, siendo un modelo de media y varianza constante, como parte de la gestión del riesgo de liquidez se deberá constituir un fondo permanente de US \$ 1,62 millones para cubrir el máximo valor esperado de los pagos diarios de la prestación.

2.3. Estimación mediante el VaR Histórico

Esta metodología del VaR no asume que la serie siga alguna distribución en particular, como en el caso del VaR Paramétrico, confía en que el comportamiento histórico es un buen estimador del futuro, con la ventaja sobre el VaR Paramétrico en el hecho de que los datos históricos presentan colas gruesas Esta metodología supone que la distribución de la serie, cualquiera que esta sea, se mantiene en el tiempo, no obstante, esta metodología tiende a ser sensible al tamaño de la muestra y se ve afectada por la inclusión o exclusión de datos en la serie analizada, por lo que podría pasar por alto algunos riesgos (Jorion 2009, 365).

Considerando la serie de diferencias logarítmicas se procede a identificar el valor que se encuentra en el percentil 95. Toda vez que nos interesa la cola de los máximos pagos esperados al 95% de confianza, se requiere ordenar la serie del menor valor al mayor. El Gráfico 14 nos ayuda a visualizar el ordenamiento de la serie.

Gráfico 14
Variaciones logarítmicas diarias ordenadas



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Al graficar las variaciones logarítmicas de la serie, se observa que la misma tiene elevados valores en los extremos, en especial en el extremo de los valores máximos que nos interesa en el presente estudio, lo que intuitivamente nos lleva a pensar en valores altos para el VaR.

Tabla 4
Valores extremos de los cambios logarítmicos Var Histórico

Posición	Dif_In extremos	Percentil
1	-7,555	0,1
2	-7,389	0,2
1090	3,695	94,5
1091	3,761	94,5
1092	3,761	94,6
1093	3,780	94,7
1094	3,795	94,8
1095	3,929	94,9
1096	3,931	95,0
1097	3,948	95,1
1098	3,951	95,1
1099	3,981	95,2
1100	4,082	95,3
1152	8,111	99,8
1153	9,867	99,9
1154	9,874	100,0

Elaboración propia.

En la serie ordenada de menor a mayor de cambios logarítmicos potenciales, buscamos aquel que se encuentre en el percentil empírico α de nivel de confianza, en nuestro caso $p(95)$. Dado que se cuenta con 1154 observaciones, se tiene que el percentil 95 corresponde al 1096º valor más alto de la distribución.

$$p(95) = 3,931$$

Una vez que se cuenta con la diferencia logarítmica del percentil 95, se procede a calcular el máximo valor esperado del pago de la prestación de salud para el siguiente periodo utilizando la Ecuación 40.

$$VaR(G_{t+1}) = 35.563,87 * \exp(3,931)$$

$$VaR(G_{t+1}) = 1'813.004,88$$

El máximo valor estimado de pago diario de la prestación de salud para el siguiente periodo con el 95% de confianza, con el modelo VaR Histórico o Simulación Histórica, es de US \$ 1'813.004,88 lo que constituye 50,98 veces el pago en el tiempo $t-1$, 5,06 veces el valor promedio diario del último mes y un 75,4% del mayor valor observado en el último mes.

Al captar las colas más anchas observadas en los datos históricos, el máximo valor esperado estimado por el VaR Histórico se encuentra más alejado de la media y por tanto es superior al VaR Paramétrico. Este modelo recomienda mantener un fondo de liquidez de US \$ 1,8 millones para cubrir el pago del siguiente día de la prestación de salud, lo que significa frente al VaR Paramétrico un requerimiento adicional de liquidez de US \$ 196.000,89 disminuyendo en ese valor el monto de excedentes que pueden ser canalizados al sistema de inversiones para la capitalización de las reservas de los seguros.

2.4. Estimación mediante un modelo GARCH

La estimación del máximo pago diario esperado (VaR) de la prestación de salud mediante la utilización de modelos de varianza condicional GARCH se basa en la

predicción de la esperanza y la volatilidad esperada necesaria para su cálculo, mediante el análisis econométrico de la volatilidad histórica de la serie analizada. (JOHNSON 2001). Las metodologías previas son muy inflexibles en algunas aristas: desde asumir una distribución que no se refleja empíricamente hasta asumir que la distribución y sus momentos son constantes en el tiempo.

La utilización de modelos de volatilidad condicional permite relajar estos supuestos y permiten predecir distribuciones de posibles resultados dadas las últimas condiciones de la serie. Por un lado mediante la estimación del modelo se encuentra la distribución que más se ajuste a los datos y se calculan periodo a periodo las esperanzas y varianzas condicionales en el último estado de la información.

El VaR para el periodo $t+1$ se calculará utilizando la Ecuación 15 y el máximo valor monetario probable de pago diario de la prestación de salud para el siguiente periodo con un nivel de confianza α se estimará con la Ecuación 17.

Para lo cual se proyectará tanto $E[v_{t+1}]$ como σ_{t+1}^2 utilizando el modelo de heteroscedasticidad condicionada. En las siguientes secciones se explica el proceso de ajuste de un modelo de varianza condicional, así como las pruebas necesarias para demostrar su validez interna.

Pruebas de estacionariedad

Dado que el objetivo del estudio es la estimación de las obligaciones sociales futuras, en este caso del seguro de salud, en base a los propios datos temporales que se dispone de la variable, dejando que los mismos nos indiquen las características de la estructura probabilística subyacente, mediante un modelo univariante ARIMA, es necesario que la serie analizada sea estacionaria.

En un sentido débil, para que una serie sea estacionaria sus esperanzas matemáticas deben ser constantes; y, sus varianzas no deben depender del tiempo y ser finitas. En el sentido estricto o fuerte, se señala que un proceso es estacionario cuando las funciones de distribución conjunta permanecen constantes en el tiempo (De Arce Rafael y otros 2001, 4).

Para la determinación de la estacionariedad de la serie, se utilizó el test de Dickey-Fuller Ampliado (Test ADF) que parte de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en el proceso generador de datos de la serie analizada, constituyendo por tanto un una hipótesis nula de “no estacionariedad”.

Se realizó la prueba para la serie original (a nivel) y la serie transformada en diferencias logarítmicas. No obstante, dado que la teoría se aplica a una serie con las características de las series logarítmicas, se presenta únicamente los resultados del ADF para la serie de diferencias logarítmicas en la siguiente tabla:

Tabla 5
Test de Dickey-Fuller Aumentado a series de diferencias logarítmicas

Rezagos	p-valor
0	0
10	1,14E-22
20	2,18E-19
30	3,97E-09
40	2,46E-09
50	2,51E-07
60	2,89E-07

Fuente: Test mediante Stata.
 Elaboración propia.

Dado que la probabilidad de que la serie de diferencias de los logaritmos no sea estacionaria siempre es inferior al 0.01 con todos los rezagos analizados, se puede concluir que la misma es estacionaria al 1% de significancia y por lo tanto se puede trabajar con la serie para un modelo econométrico consistente; en tal sentido, se seleccionó esta serie para continuar con el proceso de modelamiento.

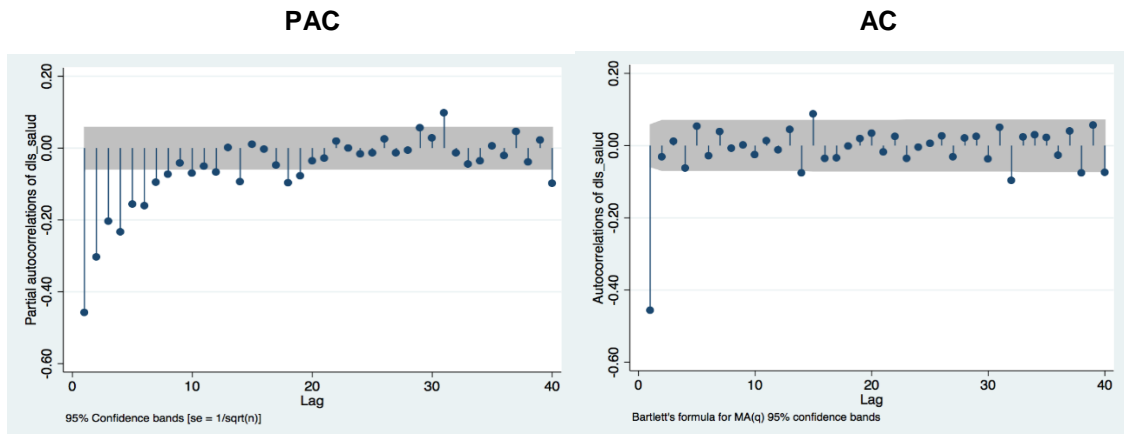
Al observar el Gráfico 12 de la serie de las diferencias de logaritmos, nos permite deducir que la media cumple con la característica de permanecer constante en la ventana temporal y la volatilidad no depende del tiempo.

Selección del tipo de modelo ARIMA

Una vez determinada la estacionariedad de la serie analizada, es necesario determinar el tipo de proceso que sigue esta serie. Para esto las posibilidades que se analizaron son un modelo autorregresivo, uno de media móvil o una mezcla de ambos según lo descrito en el marco teórico.

Para este propósito se analizó el correlograma que está compuesto por la función de Autocorrelación (AC) y la función de Autocorrelación Parcial (PAC). Ambas funciones permiten identificar el tipo de proceso que siguen los datos según se describió en la Tabla 2 del marco teórico.

Gráfico 15
Correlograma de las diferencias logarítmicas



Elaboración propia mediante Stata.

En el correlograma se observa un decaimiento exponencial en el PAC, lo cual nos sugiere la aplicación de un modelo de media móvil. A su vez, el AC presenta un corte en el rezago 1. Por tanto, el correlograma sugiere que la serie de diferencias logarítmicas sigue un proceso de media móvil de orden 1 -MA(1)- sin ningún elemento autorregresivo.

Si bien el correlograma sugiere un modelo MA(1), se intentó, con el fin de ampliar el poder explicativo y por lo tanto predictivo del modelo, un modelo MA(2). Esta segunda identificación entregó resultados con todos sus coeficientes significativos (Tabla 6). Bajo estas condiciones, se aceptó trabajar con la especificación MA(2), donde adicionalmente la suma de los coeficientes es menor a 1, confirmándose que la serie es estacionaria.

Tabla 6
Coeficientes de la regresión ARIMA

dls_salud	_cons	0,005
		(0,80)
ARMA	L.ma	-0,818
		(24,42)**
	L2.ma	-0,068
		(2,10)*
Sigma	_cons	1,791
		(36,65)**
N		1,154

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

(z-stat en paréntesis)

Fuente: Resultados Stata.

Elaboración propia.

Verificación del modelo tipo ARIMA

Una vez ajustado un modelo para el proceso que sigue las diferencias logarítmicas, debe verificarse si el modelo cumple con las condiciones teóricas necesarias. La más importante, después de la estacionariedad, es que los errores sean ruido blanco. Esto es que la serie de errores estimados deben seguir un proceso puramente aleatorio sin ningún tipo de autocorrelación. Se hicieron los dos test de ruido blanco descritos en el marco teórico, con los siguientes resultados:

Tabla 7
Resultados del test del modelo ARIMA

Ljung-Box (manteau Q)	0,1669
Ljung-Box (Ljung B)	0,9364
H0: la serie es ruido blanco	

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

Con ambas pruebas no se rechaza la hipótesis de que los errores sigan un proceso de ruido blanco. Por lo tanto, se continúa con el proceso aceptando el modelo MA(2).

Verificar existencia de volatilidad conglomerada

Habiendo ajustado un modelo consistentemente en la anterior sección, la pregunta más relevante para la aplicación de este tipo de modelos a la metodología VaR es si existe varianza conglomerada. Esto es, si la volatilidad evidenciada en un periodo específico está correlacionada con la volatilidad futura. Para esto es relevante recordar que se asume que el error del modelo ARIMA es un error compuesto, como se describe en la siguiente ecuación:

Ecuación 41

$$a_t = \sigma_t \epsilon_t$$

Donde σ_t es la volatilidad en el periodo t.

Adicionalmente,

$$\begin{aligned}\sigma_t^2 &= \text{Var}(r_t | F_{t-1}) \\ &= E[(r_t - \mu_t)^2 | F_{t-1}] \\ &= E(a_t^2 | F_{t-1}) \\ &= \text{Var}(a_t | F_{t-1}).\end{aligned}$$

Por lo tanto, los errores al cuadrado son una buena aproximación de la volatilidad diaria de la serie analizada y toda vez que se espera que la volatilidad histórica permita predecir la volatilidad futura, se realiza un test de ruido blanco sobre dichos errores al cuadrado esperando que los mismos no sean ruido blanco. Esto es, se espera mediante el test de ruido blanco encontrar que los errores al cuadrado están autocorrelacionados lo que implicaría evidencia de la existencia de volatilidad conglomerada. Dado que los a_t no se conocen, se utilizan los \hat{a}_t para las estimaciones de las siguientes pruebas:

Tabla 8
Resultados del test de los errores al cuadrado

p(Portmanteau Q)	0,0032
p(Bartlett B)	0,0024
H0: la serie es ruido blanco	

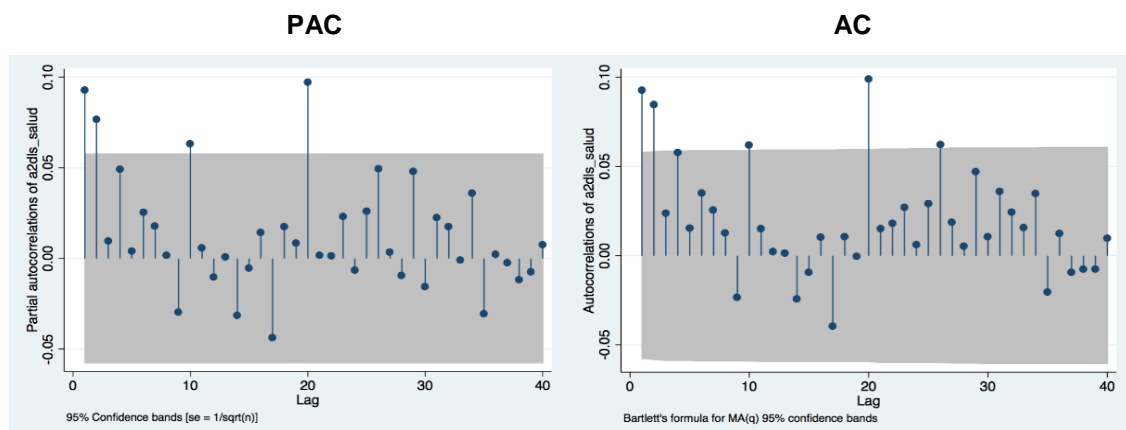
Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

Según los dos test la serie de errores al cuadrado no es ruido blanco y por tanto se confirmaría la existencia de una estructura de volatilidad conglomerada, lo que significa que la volatilidad de los últimos periodos tiene un poder predictivo sobre lo que pasará con la volatilidad futura.

Selección del modelo tipo GARCH

Se analiza la serie de los errores estimados al cuadrado mediante el correlograma (PAC y AC) para definir si existe o no tal estructura de volatilidad conglomerada y su orden.

Gráfico 16
Correlograma de los errores estimados al cuadrado



Elaboración propia mediante Stata.

Del correlograma se desprende que dos rezagos de los errores al cuadrado tienen una correlación significativa con el error al cuadrado en t. Se acepta por lo tanto que sí existe volatilidad conglomerada y se escoge un modelo GARCH(1,1) para complementar al modelo MA(2) de las diferencias de los logaritmos de la serie de pagos en el seguro de salud. Si bien el correlograma indica un modelo con mayores rezagos para la ecuación de la varianza, lo cual se intentó, pero fue superada por la especificación GARCH(1,1).

El modelo MA(2) nos indica que el valor actual de la serie es una función de los shocks pasados hasta el rezago dos, es decir, que las diferencias entre los valores estimados y los reales de ayer y de hoy explican la estimación de la variación logarítmica del día de mañana. El modelo GARCH (1,1) determina que la varianza condicional a ser estimada para el día de mañana depende de la varianza del día de hoy. El modelo estaría captando el efecto que tienen los desfases en la tramitación interna de los pagos de la prestación de salud; y, por tanto, la estimación del máximo pago esperado de la prestación de salud para el día de mañana estaría influido por el comportamiento de los pagos de los dos días anteriores afectados por eventos de riesgo operativo.

Tabla 9
Coefficientes de la regresión del modelo GARCH(1,1) con MA(2)

dls_salud	_cons	0,014 (2,50)*
ARMA	L.ma	-0,824 (26,66)**
	L2.ma	-0,061 (2,12)*
ARCH	L.arch	0,052 (1,11)
	L.garch	0,918 (8,82)**
	_cons	0,103 (0,51)
Gdl		6,113
N		1,154

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

(z-stat en paréntesis)

Fuente: Resultados Stata.
 Elaboración propia.

$$R^2 = 0,4128$$

$$p(\text{KS test}) = 0,5678$$

La suma de los parámetros del GARCH es menor a 1, por lo que no se tiene un GARCH integrado y todos los coeficientes son significativos.

Se corrió el modelo asumiendo una distribución t-student estándar considerando los 6,113 grados de libertad que arrojó el modelo. En su generalidad el modelo tiene un R^2 de 0,4128, lo que implica que el proceso MA(2) explica el 41.28% de la variabilidad en la serie.

Verificación del modelo tipo GARCH

Para validar el modelo GARCH se debe verificar estadísticamente que los residuos estandarizados ($\epsilon_t = a_t/\sigma_t$) sean ruido blanco, así como la serie de los mismos elevados al cuadrado. Por un lado, que los residuos estandarizados sean ruido blanco implica que el modelo MA(2) es consistente, a su vez que el test de ruido blanco sobre la serie de errores estandarizados al cuadrado busca reflejar la no existencia de volatilidad conglomerada no considerada en el modelo GARCH (1,1).

Tabla 10
Test de ruido blanco a los residuos estandarizados

Test	ϵ_t	ϵ_t^2
p(Portmanteau Q)	0,3056	0,4306
p(Bartlett B)	0,9748	0,7332
H0: la serie es ruido blanco		

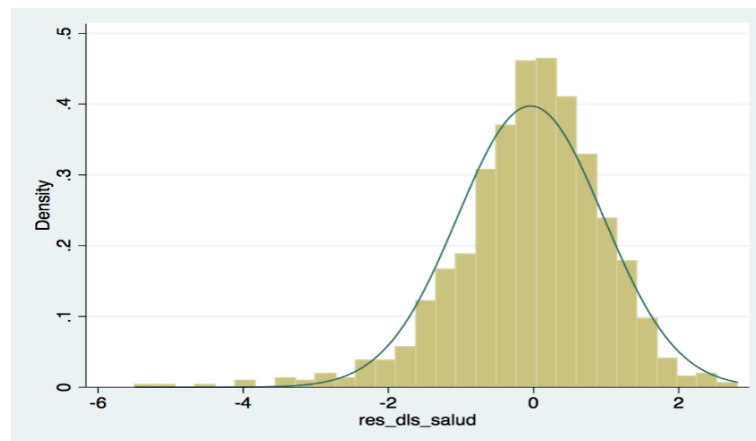
Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

Según los dos test los residuos estandarizados y sus cuadrados sí son ruido blanco. Esto implica, por lo tanto, que el modelo ARIMA-GARCH fue capaz de modelar consistentemente tanto la esperanza como la volatilidad conglomerada de la serie y en los errores estandarizados no quedó más volatilidad conglomerada que absorber.

Identificar la distribución teórica es de fundamental importancia, ya que se asumirá que la serie de diferencias logarítmicas seguirá la distribución que siguen los errores estandarizados ajustados por la esperanza y volatilidad estimada para cada

periodo. En el Gráfico 17 se observa que los errores tienen más kurtosis que una normal estándar, por lo que la familia de las t-student estándar aparece como una buena aproximación.

Gráfico 17
Errores estandarizados vs distribución normal estándar

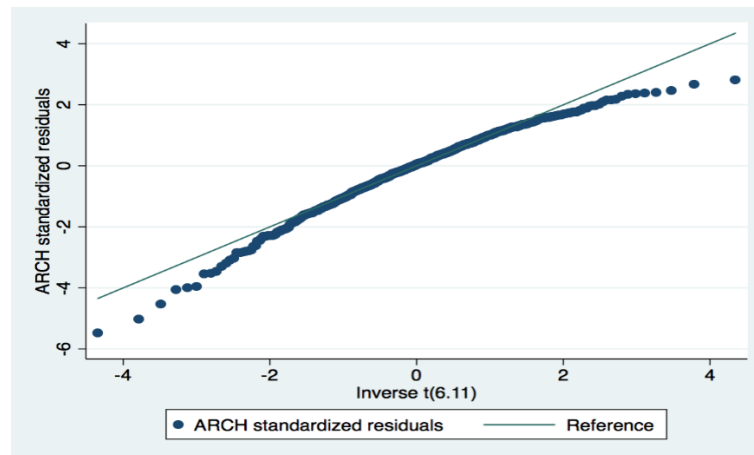


Elaboración propia mediante Stata.

Para verificar la bondad de ajuste de la serie de errores estandarizados con una distribución t-student estandarizada con 6,113 grados de libertad que arrojó el modelo seleccionado, se estimó un test de Kolmogorov-Smirnov (KS), donde la hipótesis nula es que los errores se comportan igual a la distribución asumida. El test de KS dio una probabilidad de 0,5678 de que los errores estandarizados siguen la distribución elegida, lo cual puede observarse en el Gráfico 18 donde se evidencia que los errores estandarizados siguen un comportamiento muy similar a aquel de una distribución t-student estandarizada con 6,113 grados de libertad definidos por el propio modelo.

Identificar la distribución teórica es de fundamental importancia, ya que en el presente caso, para el cálculo del VaR bajo el modelo GARCH, se asumirá que la serie de diferencias logarítmicas del pago diario de la prestación de salud, sigue la misma distribución t-student que siguen los errores estandarizados, ajustados por la esperanza y volatilidad estimada para cada periodo.

Gráfico 18
Ajuste de errores estandarizados a una t-student estandarizada (6,113)



Elaboración propia mediante Stata.

El gráfico sin embargo me señala, que existe un menor ajuste en las colas, especialmente derecha, que es la más relevante a la presente investigación, orientada al cálculo del máximo requerimiento de liquidez para el pago de la prestación de salud en un horizonte de tiempo dado un nivel de confianza.

Una vez que se ha verificado cada aspecto fundamental de la especificación econométrica aplicada, se acepta el modelo GARCH y se procede a la estimación del VaR a un periodo adelante.

El modelo final MA(2) GARCH(1,1) con una distribución t estandarizada (t_std) es el siguiente:

Ecuación 42

$$x_t = \phi_0 - \sum_{l=1}^2 \theta_l a_{t-l} + a_t$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid t_std(6,113)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

$$\sigma_t^2 = a_t^2 - \eta_t$$

Donde:

- x_t = esperanza en el periodo t
- σ_t^2 = varianza en el periodo t

Para un periodo adelante se aplica la Ecuación 35

Estimación un periodo adelante

El VaR para el periodo $t+1$ para el caso de las diferencias logarítmicas en el tiempo, está representado por la Ecuación 15 $VaR(t + 1) = E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}$

En tal sentido, se debe proyectar tanto $E[v_{t+1}]$ como σ_{t+1}^2 utilizando el modelo de heteroscedasticidad condicionada. La proyección un periodo adelante (1 día) con el modelo construido, asumiendo una distribución t-student, dio como resultado una media calculada por la parte ARIMA de modelo y una varianza calculada por la parte GARCH del modelo, siendo sus valores los siguientes:

$$E[v_{t+1}] = 1.4214$$

$$\sigma_{t+1}^2 = 2.2669$$

El siguiente paso fue encontrar el percentil 95 dentro de la distribución t-student teórica que fue el tipo de distribución que pasó la prueba de Kolmogorov-Smirnov para los errores estandarizados y que por tanto mejor se ajustó al modelo GARCH, a través de la siguiente fórmula derivada de la Ecuación 15, que representa el percentil α de los cambios logarítmicos:

Ecuación 43

$$p(\alpha) = E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}$$

Donde:

α = es el nivel de confianza

$z_{\alpha} = 1.5886$ al 95% de confianza en una distribución t-student estándar (6.113)

Por tanto:

$$p(95) = 1,4214 + 15886 * 2,2669$$

$p(95) = 3,8132$ representa el cambio logarítmico en el periodo proyectado con α nivel de confianza.

Para calcular el valor monetario del máximo pago de la prestación de salud para del próximo periodo, según la distribución asumida, se deberá utilizar la Ecuación 16

$$VaR(G_{t+1}) = G_t * \exp\left(E[v_{t+1}] + z_{\alpha} * \sqrt{\sigma_{t+1}^2}\right)$$

Considerando el último valor de la serie de pagos diarios de la prestación de salud (G_t) = 35.563,67 el máximo pago esperado de esta prestación para el siguiente periodo será igual a:

$$VaR(G_{t+1}) = 35.563,87 * exp(3,8132)$$

$$VaR(G_{t+1}) = 1'610.923,18$$

El máximo valor probable de pago diario de la prestación de salud para el siguiente periodo con el 95% de confianza, calculado con los parámetros estimados con el modelo GARCH, es de US \$ 1'610.923,18 lo que constituye 45,3 veces el pago en el tiempo t-1, 4,49 veces el valor promedio diario del último mes y un 67% del mayor valor observado en el último mes.

Este modelo presenta el menor requerimiento de liquidez para el sistema aunque muy similar al VaR Paramétrico; sin embargo, dados sus fundamentos estadísticos, a diferencia del VaR Paramétrico y VaR Histórico, el máximo requerimiento de liquidez se ajusta diariamente en función de la volatilidad pasada y no permanece constante, lo que permite una mejor gestión de los recursos, situación que se analizará más adelante.

3. Análisis comparativo

Los resultados de las estimaciones del máximo pago esperado de la prestación de salud en el siguiente periodo (un día) con un nivel de confianza del 95% con los tres modelos, se presenta en la siguiente tabla:

Tabla 11
Resultado de las estimaciones con los tres modelos

MODELO	$VaR(G_{t+1})$
VaR Paramétrico	1'617.003,99
VaR Histórico	1'813.004,88
GARCH	1'610.923,18

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

La estimación utilizando un modelo de volatilidad condicional GARCH es la que presenta el valor más bajo, muy cercano al estimado mediante el VaR Paramétrico, en tanto la estimación del VaR Histórico es la más alta. En principio un menor requerimiento de recursos para gestionar la liquidez necesaria para el pago de prestaciones, permite

contar con mayores recursos para orientarlos a la capitalización del sistema, que es uno de los objetivos de la evaluación de los modelos.

3.1. Backtesting

Una vez que se cuenta con los resultados de las estimaciones, es necesario determinar cuál modelo ofrece la mejor aproximación para calcular el máximo pago esperado de la prestación de salud un periodo adelante dado un nivel de confianza (VaR).

Considerando el fundamento estadístico del VaR, se trata de verificar con cuál de los modelos se observa una proporción mayor de excepciones respecto a la predicción del VaR; es decir, qué porcentaje de datos reales históricos superan el VaR estimado por cada modelo, el mismo que se espera no sea superior al nivel de significancia (Jorion 2009, 252).

En el presente estudio la significancia es del 5%, por lo que para que una metodología sea válida se requiere que presente un porcentaje de excepciones no significativamente superior a 5%. Para su verificación se utilizó la prueba de Kupiec (Alonso Julio César y Semaán Pául 2009, 9-10):

Ecuación 44
Prueba de Kupiec

$$\hat{p} = \frac{\# \text{ de excepciones}}{H}$$

Donde:

H = número de observaciones empleadas en la evaluación.

Cuando en esta prueba se utilizan todas las observaciones de la muestra, se denomina evaluación en la muestra (in sample), y en el presente caso consiste en mirar cuantas de las 1.154 diferencias logarítmicas históricas que representan las variaciones en el pago diario de la prestación de salud, superan el VaR estimado por los modelos.

En el caso de los modelos paramétrico e histórico se realizará adicionalmente la evaluación denominada fuera de la muestra (out of sample) utilizando muestras recursivas de tamaño G (250 observaciones) que nos permite estimar el VaR para el periodo $G+1$ (día 251) y compararlo con la variación real de ese día (Alonso Julio César y Semaán Pául 2009, 10). Se utiliza la muestra de las últimas 250 observaciones para calcular el VaR de día 1155. Se van estructurando muestras de 250 observaciones retrocediendo un

día a la vez y así sucesivamente hasta agotar el total de observaciones, lo que permite calcular el VaR para los últimos 904 periodos.

VaR Paramétrico

El resultado de la prueba arrojó los siguientes resultados

Tabla 12
Resultado de excepciones VaR Paramétrico

Excepciones Paramétrico			
	NO	SI	Total
Observ.	1.094	60	1.154
%	94,8	5,2	100,0

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

En la Tabla 12 se puede observar que las excepciones superan el 5% de significancia por lo que se consideraría que el VaR Paramétrico está subestimando el riesgo por lo que existe la posibilidad de que más de 1 de cada 20 veces el valor real supere al valor estimado. Al realizar un test de ruido blanco sobre las excepciones que superan el valor real del VaR, los test Q y B señalan que si son ruido blanco ($p > 0.05$), por lo que estos eventos no están correlacionados, lo que es una ventaja para este modelo ya que indica que sabe acomodarse a los periodos de baja y alta volatilidad y no se aglutinan todas las excepciones en periodos específicos.

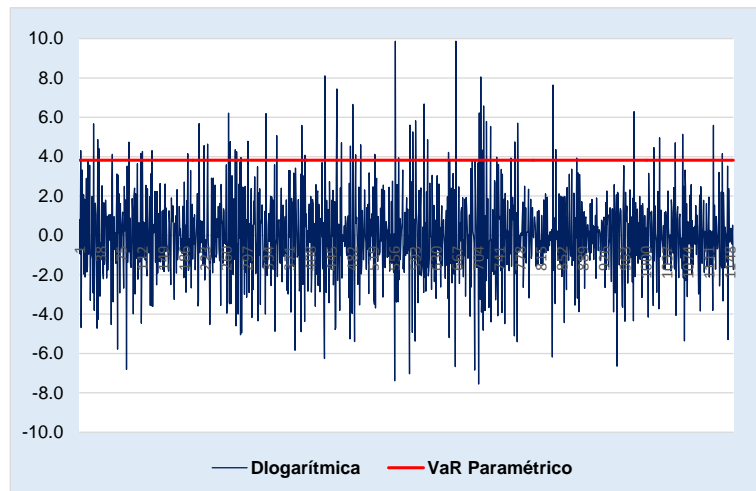
Tabla 13
Resultado del test de ruido blanco a excepciones VaR Paramétrico

p(Portmanteau Q)	0,4444
p(Bartlett B)	0,1131
H0: la serie es ruido blanco	

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

El resultado gráfico de la prueba de backtesting “in sample” nos presenta de manera visual la existencia de observaciones que en el periodo de análisis superan el VaR, lo que significa que durante el periodo 2010-2014 existen 60 de 1.154 observaciones, que superan el pago diario de 1’617.003,99

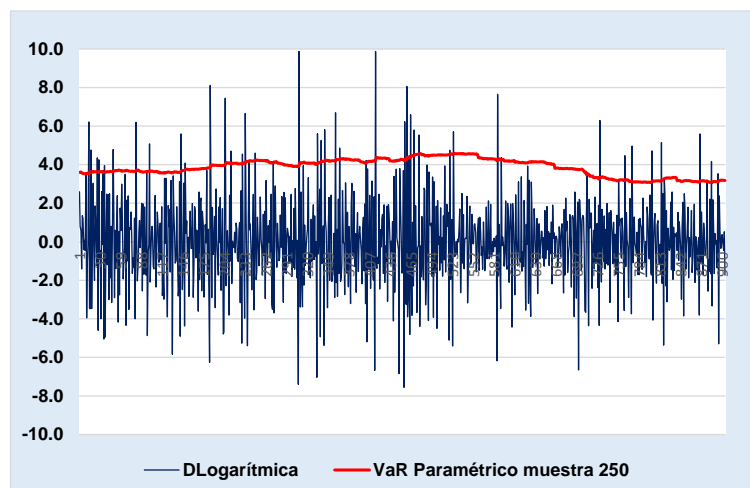
Gráfico 19
Backtesting “in sample” VaR Paramétrico
(escala logarítmica)



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Al realizar el backtesting mediante muestras móviles de 250 observaciones, encontramos que el VaR Paramétrico mantiene el mismo porcentaje de excepciones, lo que representa 47 pagos diarios de 904 observaciones que superaron el valor estimado del máximo pago diario de la prestación de salud.

Gráfico 20
Backtesting “out of sample” VaR Paramétrico
(escala logarítmica)



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

La ventaja de gestionar el VaR con muestras móviles es que permite un mejor ajuste a los momentos de mayor o menor volatilidad. En el presente caso se tomó muestras de 250 observaciones diarias que recomienda Basilea.

Si bien estadísticamente el VaR Paramétrico supera el test y logra captar las máximas variaciones positivas, de tal forma que se espera que en el 95% de los casos el pago real será menor al estimado, dada la alta volatilidad de los pagos y por otro lado el supuesto de varianza constante del VaR Paramétrico, se observa que aún en el caso del VaR con muestras móviles se dan altas sobreestimaciones diarias de requerimiento de liquidez lo que no sería una buena base para optimizar los recursos.

VaR Histórico

El resultado de la prueba arrojó los siguientes resultados

Tabla 14
Resultado de excepciones VaR Histórico

	Excepciones Histórico		
	NO	SI	Total
Observ.	1.097	57	1.154
%	95,1	4,9	100,0

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

En este caso las excepciones se ajustan al 5% de significancia, lo que significa que en 1 de cada 20 días el máximo pago de la prestación de salud superará el valor estimado por el VaR Histórico que es de US \$ 1'813.004,88.

En términos de uso de los recursos, el monto estimado por el VaR Histórico para cubrir el máximo pago del día siguiente se incrementa en US \$ 196.000,89 es decir frente al VaR paramétrico genera un mayor requerimiento de recursos para gestionar el riesgo de liquidez; sin embargo, se ajusta de mejor manera al principio de seguridad toda vez el número de excepciones está dentro del nivel de significancia elegido.

Al realizar el test de ruido blanco sobre las excepciones que superan el valor real del VaR, los test Q y B señalan que estos eventos no están correlacionados, siendo lo deseable.

Tabla 15

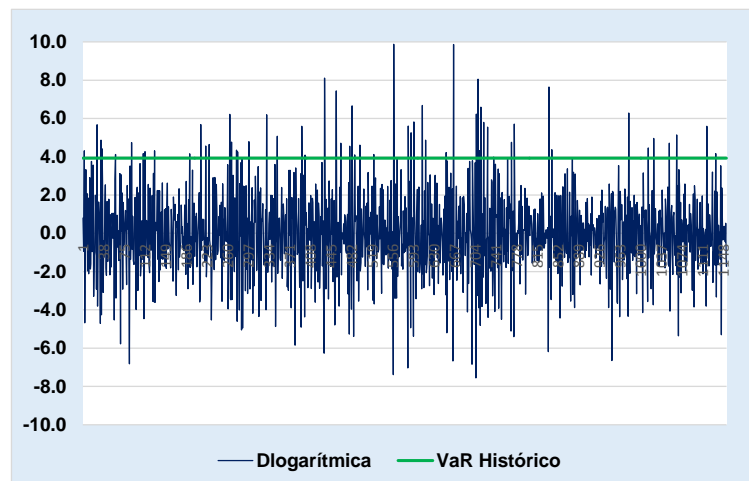
Resultado del test de ruido blanco a excepciones VaR Histórico

p(Portmanteau Q)	0,6538
p(Bartlett B)	0,1063
H0: la serie es ruido blanco	

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

El resultado gráfico de la prueba de backtesting empleando todos los datos de la muestra (in sample), permite apreciar los días en los que el valor de pago diario fue superior al estimado por el modelo GARCH.

Gráfico 21
Backtesting “in sample” VaR Histórico
(escala logarítmica)

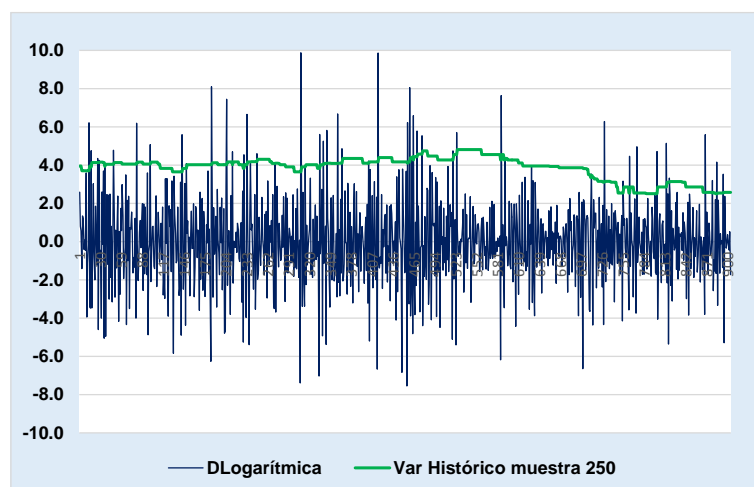


Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Al realizar la prueba “out of sample” se observa que se incrementa del 4,9% al 5,2% el porcentaje de veces en que el valor real supera al valor estimado, dando signos de que este modelo en el caso del presente estudio, es sensible al tamaño de la muestra.

El número de excepciones que presenta el VaR Histórico es de 47, igual número que en el VaR Paramétrico, por lo que las excepciones (5,2%) superan en nivel de significancia del 5%, lo que significaría que con una muestra de 250 observaciones el VaR Histórico subestima levemente el riesgo, a pesar de que tiene un mejor ajuste a cambios en la volatilidad.

Gráfico 22
Backtesting “out of sample” VaR Histórico
 (escala logarítmica)



Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

Al igual que el VaR Paramétrico, si bien estadísticamente supera el test y logra captar las máximas variaciones positivas, de tal forma que se espera que en el 95% de los casos el pago real será menor al estimado, también presenta altas sobreestimaciones diarias de requerimiento de liquidez, que afectan el objetivo de optimización de los recursos.

Modelo GARCH

El resultado de la prueba arrojó los siguientes resultados

Tabla 16
Resultado de excepciones modelo GARCH

	Excepciones Garch		
	NO	SI	Total
Observ.	1.116	38	1.154
%	96,7	3,3	100,0

Fuente: Resultados Stata.
 Elaboración propia.

Al realizar el backtesting de este modelo se observa que las excepciones están por debajo del 5% de significancia, lo que significa que el modelo está sobrestimando el riesgo de tal forma que una menor proporción de pagos históricos reales superan las

estimaciones del VaR mediante el uso del modelo de volatilidad condicional. Considerando la gestión conservadora que debe observarse en los sistemas de seguridad social bajo el principio de seguridad, esta sobrestimación podría verse como una ventaja para este modelo, cuando por otro lado el monto estimado es el menor de todos, lo que significaría que este modelo se ajusta de mejor manera a la volatilidad de los pagos de la prestación de salud.

Tabla 17
Resultado del test de ruido blanco a excepciones modelo GARCH

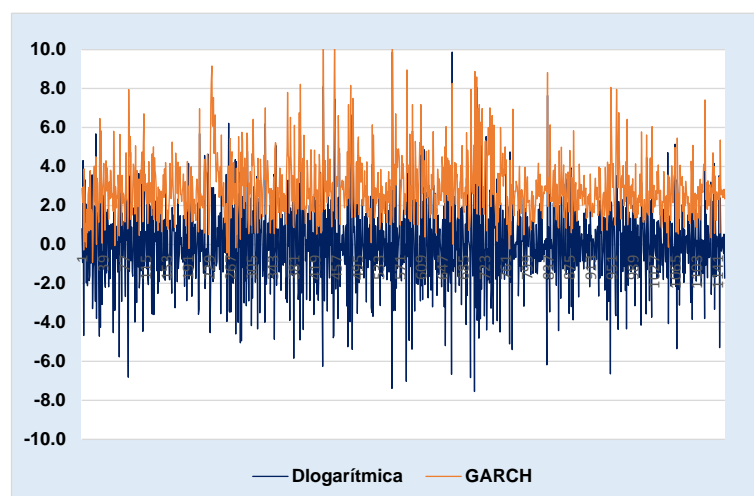
p(Portmanteau Q)	0,1635
p(Bartlett B)	0,1909
H0: la serie es ruido blanco	

Fuente: Resultados Stata.
 Elaboración propia.

Al realizar el test de ruido blanco sobre las excepciones que superan el valor real del VaR, los test Q y B señalan que estos eventos no están correlacionados, siendo lo deseable ya que nos indica que el modelo en base al GARCH se acomoda a eventos de alta y baja volatilidad.

El resultado gráfico de las variaciones logarítmicas estimadas por el modelo GARCH prueba de backtesting es el siguiente:

Gráfico 23
Backtesting GARCH
 (escala logarítmica)



Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

Los valores de la media estimados por la parte ARIMA del modelo, se encuentran por encima de la media de las diferencias logarítmicas históricas de la serie de pagos de la prestación de salud, toda vez que el modelo al calcular el máximo pago esperado con el nivel de confianza del 95% espera que únicamente el 5% de los pagos reales superen el valor estimado por el modelo, de tal forma que en el 95% de los casos presenta estimaciones que se encuentran por encima de los datos reales, lo cual se manifiesta en que la media de las variaciones logarítmicas estimadas (2,917) es superior en 2,91 a la media de las variaciones logarítmicas reales (0,006), lo cual en términos monetarios equivale a mantener US \$ alrededor de 1,3 millones de dólares en promedio como fondo de liquidez para cubrir potenciales variaciones hacia valores extremos positivos, presentándose como el mejor en términos de optimización de los recursos.

3.2. Contraste de los tres modelos

Del backtesting realizado, de los dos modelos de varianza constante, el Var Histórico presenta el mejor resultado con una proporción de excepciones que se ajusta al nivel de significancia utilizado (5%), esperando que 1 de cada 20 veces el valor real supere al valor estimado con el VaR Histórico con un nivel de confianza del 95%. El VaR Paramétrico subestima el riesgo ya que en el backtesting dio como resultado un mayor número de excepciones 60 de 1154, lo que significa un 0,2% más de excepciones que el nivel de significancia.

Tabla 18
Resumen de excepciones de los tres modelos

		Var Paramétrico		VaR Histórico		GARCH	
		Observ.	%	Observ.	%	Observ.	%
excepc.	NO	1.094	94,8	1.097	95,1	1.116	96,7
	SI	60	5,2	57	4,9	38	3,3
	Total	1.154	100,0	1.154	100,0	1.154	100,0

Fuente: Resultados Stata.
Elaboración propia.

Sin embargo al momento en que se realiza una prueba “out of sample” con muestras de 250 observaciones diarias. El VaR Histórico pierde consistencia y el

porcentaje de excepciones sube de 4,9% a 5,2% con un número similar de excepciones que el VaR Paramétrico que en las dos pruebas “in sample” y “out of simple” se mantiene en el 5,2%.

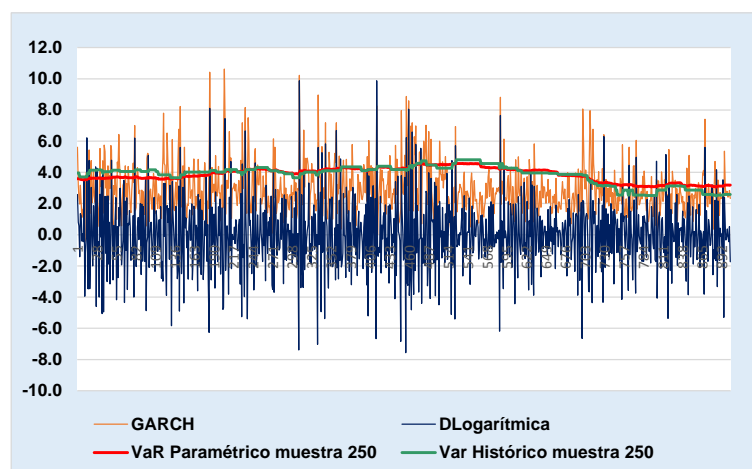
El modelo de varianza condicional GARCH presenta una proporción de excepciones en el backtesting de 3,3%, es decir menor que el nivel de significancia, lo que sugiere que el VaR está siendo sobrestimado, lo cual, si bien es deseable que la proporción de excepciones se ajuste al nivel de significancia, en el presente caso se tiene una mayor seguridad de que el número de veces en que la liquidez necesaria para el pago de la prestación de salud sea superior a la estimada con el modelo GARCH, será menor al 5%, lo cual se ajusta de mejor manera a la política de seguridad que rige la gestión de los sistemas de seguridad social.

Al realizar el test de ruido blanco sobre las excepciones que superan el valor real del VaR, los test de Portmanteau (Q) y Bartlett (B) señalan que estos eventos en los tres modelos no están correlacionados, lo que indica que se acomodan a los eventos de alta y baja volatilidad, siendo dicho resultado más significativo en el modelo GARCH.

Si bien los resultados monetarios para el periodo $t+1$ son similares en el caso del VaR Paramétrico (US \$ 1'617.003,99) y el GARCH (US \$ 1'610.923,18), cabe señalar que en el primer caso, al asumir la esperanza y la varianza constantes, existirán periodos en que el VaR Paramétrico me sobreestime la liquidez necesaria para el pago de la prestación de salud, siendo en este sentido mucho más eficiente el modelo GARCH ya que se ajusta mucho más a la volatilidad de la serie y por tanto el máximo valor esperado de pago de la prestación de salud estará más cercano al valor real que en el caso del VaR Paramétrico. Igual situación que con el VaR Paramétrico sucede con el VaR Histórico (US \$ 1'813.004,88).

En el Gráfico 24 del periodo de contraste febrero 2011- diciembre 2014, se puede observar que el modelo GARCH se ajusta de mejor manera a la volatilidad de la serie de las diferencias logarítmicas del pago diario de la prestación de salud. El promedio de las variaciones logarítmicas diarias estimadas con el modelo GARCH con el 95% de confianza es 2,9397 frente a 3,8674 del VaR Paramétrico y 3,8616 del VaR Histórico, frente a 0,01 de la serie histórica.

Gráfico 24
Contraste modelos
 (escala logarítmica)



Fuente: Base de datos ISSFA.
 Elaboración propia.

Lo anterior permite señalar que el modelo GARCH se convierte en el mejor modelo para estimar la liquidez necesaria para el pago de la prestación de salud, con un mayor ajuste a la volatilidad de esta prestación, especialmente para las variaciones hacia valores superiores presentando una variación logarítmica máxima de 10,6260 frente a una variación máxima histórica de 9,8743, muy superior a la variación máxima estimada por los VaR Paramétrico e Histórico, como se puede observar en la siguiente tabla:

Tabla 19
Valores extremos de las diferencias logarítmicas según modelos
 (febrero 2011-diciembre 2014)

Estadístico	Serie histórica	GARCH	Var Paramétrico "out of sample"	VaR Histórico "out of sample"
Menor	-7,5554	-0,7473	3,0585	2,4928
Mayor	9,8743	10,6260	4,5862	4,8127
Promedio	0,0058	2,9397	3,8674	3,8616

Fuente: Resultado de las estimaciones.
 Elaboración propia.

Como se desprende de la Tabla 19, las variaciones de valores pequeños a valores altos y viceversa, que se presentan en los pagos diarios de la prestación de salud, son extremadamente significativos, ya que pueden variar de pagos de 2 cifras en un día a pagos de 7 cifras bajas en el siguiente día y viceversa, debido a la acumulación de pagos por efecto de trámites operativos internos de la institución, lo que se convierte en un factor

de riesgo de liquidez, que ha sido minimizado al gestionar un fondo de liquidez común para todo el sistema, de tal forma que requerimientos de liquidez de un seguro se ven compensados por pagos no demandados de otro seguro. Para las variaciones hacia abajo, es decir pasar de los días de pago de valores altos hacia días de pago muy pequeños, igualmente el modelo GARCH se ajusta mejor que los otros modelos.

En cuanto a la variación promedio, los tres modelos están muy por encima de la variación histórica observada, siendo nuevamente el modelo GARCH el que presenta un mejor ajuste ya que captura de mejor manera la volatilidad de la prestación.

Al aplicar las variaciones logarítmicas diarias de cada uno de los modelos, a la serie de pagos diarios de la prestación de salud durante el periodo 2010-2014, nos da los siguientes resultados:

Tabla 20
Requerimiento de liquidez real vs requerimiento según modelos
(en dólares)

Estadístico	Serie histórica	GARCH	Var Paramétrico	VaR Histórico
Menor	21,72	601,85	987,77	1.107,50
Mayor	3.357.012,75	7.218.003,56	152.635.315,30	171.136.604,25
Promedio	189.827,15	1.322.006,30	8.630.985,04	9.677.167,23

Fuente: Resultado de las estimaciones.
Elaboración propia.

Con los resultados presentados en la Tabla 20 se confirma que el modelo GARCH es el que mejor captura la naturaleza estocástica del pago diario de la prestación de salud, presenta valores consistentes más ajustados a los observados históricamente, que los otros modelos, permitiendo adicionalmente optimizar el uso de los recursos al requerir un fondo mucho más pequeño de lo que se requiere con el VaR Paramétrico o el VaR Histórico, para gestionar el riesgo de liquidez, ya que los recursos no utilizados en el fondo de liquidez los coloca la institución en inversiones que le generan rentabilidades reales positivas.

La alta volatilidad de la serie de pagos diarios de la prestación analizada y el supuesto de varianza constante del VaR Paramétrico y del VaR Histórico, hace que estos modelos se presentan muy sensibles a la estimación del máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago de la prestación del siguiente periodo G_{t+1} cuando el monto de pago de día G_t es alto, toda vez que para el VaR Paramétrico el monto máximo esperado del pago de la prestación de salud para el siguiente día equivale a 45 veces el

pago del día actual y para el VaR paramétrico el monto máximo esperado equivale a 51 veces el pago del día actual, generando resultados inconsistentes, lo que permite concluir que estos modelos no son adecuados para estimar los requerimientos de liquidez para el pago de las prestaciones de la seguridad social cuando las mismas presentan altos niveles de volatilidad.

A diferencia de los anteriores modelos, el cálculo del VaR utilizando la esperanza y la varianza estimados por el modelo ARIMA-GARCH se presenta como un adecuada herramienta de gestión del riesgo de liquidez, permitiendo la optimización de recursos como se va a confirmar a continuación.

4. Estimación del fondo de liquidez

De la información presentada en el numeral 1.1.4 de la presente tesis, se desprende que la política del ISSFA de mantener un fondo de liquidez equivalente a 3 meses de pago promedio de prestaciones y préstamos estimado presupuestariamente, para minimizar el riesgo de liquidez, resulta ineficiente, al sobrestimar las necesidades de liquidez y utilizar una parte de las reservas del sistema para mantener recursos líquidos en la cuenta caja-bancos o en inversiones de corto plazo que generan rendimientos reales negativos, debido a que estos últimos están regulados por el techo en tasas impuesto por el Banco Central para colocaciones de corto plazo del sistema de seguridad social en las instituciones financieras, lo que se afecta de manera importante la necesaria capitalización del sistema.

Tabla 21
Valores extremos de la posición semanal de liquidez, periodo 2012-2014

		Sistema		Estimado Seguro de Salud	
		1 al 5 de Julio 2013	28-abril al 2-mayo/2014	1 al 5 de Julio 2013	28-abril al 2-mayo/2014
(a)	Saldo Cta. Bancos	81,774,593	26,280,301	3,850,602	1,237,487
(b)	Inversiones CP	275,000,000	125,000,000	12,949,200	5,886,000
(c=a+b)	Fondo de Liquidez	356,774,593	151,280,301	16,799,802	7,123,487
(d)	Presup_promedio mes	83,677,612	89,873,982	3,940,211	4,231,986
(e=d*3)	Presup_promedio 3 meses	251,032,836	269,621,946	11,820,634	12,695,958
(f)	Prestaciones	5,349,995	44,134,642	385,200	3,177,694
(g)	Préstamos	26,760,917	30,887,617		
(h=f+g)	Egresos	32,110,912	75,022,259	385,200	3,177,694
(c-h)	Exceso de liquidez real	324,663,681	76,258,042	16,414,602	3,945,793
(e-h)	Exceso de liquidez estimada	218,921,924	194,599,687	11,435,435	9,518,264

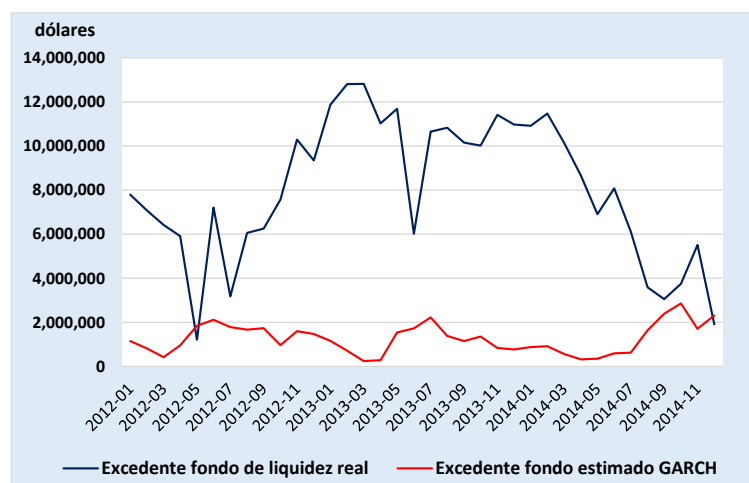
Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Al analizar el periodo 2012-2014, respecto a la posición semanal de los niveles de liquidez de muy corto plazo que mantuvo el sistema, frente a los egresos reales por pago de prestaciones y concesión de préstamos, nos encontramos con dos casos extremos que se presentan en la Tabla 21.

El exceso de liquidez que se mantuvo en la primera semana de julio de 2013 por US \$ 324'663.681 frente a los pagos reales de dicha semana más las tres siguientes (para homogenizar los valores a un mes de 4 semanas), es decir hasta el 26 de julio de 2013, representó 10 veces las necesidades de liquidez de ese momento. En el otro extremo está el caso de la semana de 28 de abril al 2 de mayo de 2014 en que se mantuvo el equivalente a un mes de exceso de liquidez en el fondo.

Al no contar el sistema con registros que permitan determinar exactamente cuál es el monto del fondo de liquidez que le corresponde a cada seguro, se ha procedido a estimar el fondo de liquidez del seguro de salud que se mantuvo durante el periodo 2012-2014 asumiendo que el porcentaje de participación en el fondo de liquidez del sistema es equivalente a la participación de dicho seguro en los egresos por prestaciones. En este sentido, considerando que los pagos de las prestaciones equivalen al 65,4% de los egresos del sistema y el seguro de salud representa el 7,2% de tales pagos, según parámetros observados en el periodo 2012-2014, asumimos que le correspondió al seguro de salud aportar el 4,21% de la liquidez del fondo.

Gráfico 25
Excedentes de liquidez fondo real vs estimaciones GARCH



Fuente: Base de datos ISSFA.
Elaboración propia.

Al analizar el excedente generado en el fondo de liquidez que mantuvo el ISSFA durante el periodo 2012-2014, luego de cubrir el pago de las prestaciones del seguro de salud, observamos que el promedio mensual de excedentes ascendió a US \$ 8'020.419 con valores mínimos de US \$ 1'215.761 y valores máximos de US \$ 12'819.151. En el periodo más extremo (4 primeras semanas de julio 2013) se dio un exceso de liquidez equivalente a 42 veces los pagos realizados.

Al comparar los pagos reales mensuales con un hipotético fondo de liquidez estructurado en base a las estimaciones del modelo GARCH en el mismo periodo, da como resultado la existencia de excedentes con un valor mínimo mensual de US \$ 243.810, un excedente mensual máximo de US \$ 2'865.005 y un excedente mensual promedio de US \$ 1'256.357. Las estimaciones de los requerimientos de liquidez para el pago de la prestación de salud mediante el modelo GARCH con un nivel de confianza del 95%, permite ajustar el monto del fondo de liquidez reduciendo los excedentes a un 15,7% de lo observado en el periodo analizado, ajustándose a la necesidad de la seguridad social militar de liberar recursos a ser invertidos con tasas que generen rendimientos reales positivos favoreciendo la necesaria capitalización del sistema.

El monto promedio del fondo de liquidez que la seguridad social militar mantuvo durante el periodo 2012-2014 ascendió a US \$ 254'185.033 como se indica en el numeral 1.1.4, del cual, si restamos el monto promedio mensual de pago de prestaciones y préstamos en el mismo periodo que fue de US \$ 61'966.179 nos da un promedio de excedentes que se mantuvo en el fondo por US \$ 192'218.855.

Si consideramos que el 65,40% del fondo de liquidez correspondía a la parte proporcional para cubrir el pago de prestaciones, durante el periodo 2012-2014 el sistema de seguridad social militar mantuvo en promedio un exceso de fondo de liquidez para cubrir el pago de prestaciones, generando tasas de interés real negativas, por US \$ 125'711.131.

Utilizar el modelo GARCH para estimar el máximo requerimiento de liquidez para el pago de prestaciones, hubiera permitido durante el periodo analizado, ajustar el excedente de liquidez en el marco de una adecuada gestión de riesgo a un monto de US \$

19'736.648 liberando recursos por US \$ 105'974.483 para ser colocados en inversiones de alta rentabilidad que mejoren la necesaria capitalización del sistema.

Es importante considerar que en los modelos convencionales de cálculo del VaR se ajusta la volatilidad diaria con el supuesto de que está relacionada con la raíz cuadrada del tiempo \sqrt{t} , sin embargo cuando existe presencia de autocorrelación, es decir el riesgo es variable en el tiempo, esta norma se ve afectada (Martínez Josefina y otros 2005, 6-7) resultando inapropiado su uso (Jorion 2003, 365), adicionalmente esta norma es usada para ajustar la volatilidad diaria de los rendimientos a un número mayor de días como un mes, por cuanto los rendimientos presentan una reversión a la media (Martínez Josefina y otros 2005, 6) lo cual no es el caso del pago de las prestaciones cuyo monto mensual es la acumulación de pagos diarios.

En el caso de los modelos autorregresivos GARCH, estos se sustentan en que las varianzas tienen autocorrelación, de tal forma que al requerir estimar el máximo pago esperado en un periodo diferente a un día, es procedente realizar su estimación utilizando una serie con datos ajustados a dicho periodo. En el caso de que se desee estimar el máximo pago esperado de una prestación en un mes, se deberá utilizar la serie transformada de diferencias logarítmicas de los pagos mensuales de dicha prestación.

De la evidencia que nos da el presente estudio, se desprende que el uso del modelo GARCH para la estimación del requerimiento de liquidez para el pago de las prestaciones sociales, permite reducir significativamente la demanda de recursos para la estructuración del fondo de liquidez, liberando excedentes que pueden ser colocados productivamente en otras alternativas de inversión que no se encuentren limitadas con techos de tasas de interés que dan como resultado tasas reales negativas, que afectan el proceso de capitalización de las reservas de estos sistemas.

Siendo un modelo que se ajusta y capta de mejor manera la naturaleza estocástica del pago de las prestaciones, considerando el riesgo operativo implícito en la tramitación del pago de la prestación, permite adicionalmente estimar con una mayor aproximación, el monto del fondo de liquidez mensual necesario para mantener un coeficiente de cobertura de liquidez (LCR) sobre el 100% de las salidas netas como lo establece el Comité de Basilea, en el marco de una eficiente gestión del riesgo de liquidez bajo el principio de seguridad que rige a los sistemas de seguridad social.

Capítulo cuatro

Conclusiones y Recomendaciones

1. Conclusiones

- 1) Los ingresos de la seguridad social militar dependen en un 98% del Presupuesto General del Estado, los desfases en la transferencia de valores por parte del Ministerio de Finanzas constituyen un factor de riesgo de liquidez, que es minimizado con la aplicación de una política de base presupuestaria mediante la estructuración de un elevado fondo de liquidez constituido por recursos líquidos e inversiones de muy corto plazo en el sistema financiero nacional que generan rendimientos reales negativos, utilizando parte de las reservas del sistema que se ven afectadas en su necesaria capitalización.
- 2) El pago de prestaciones de la seguridad social militar, que constituyó alrededor del 65% del presupuesto anual de egresos del sistema durante el periodo 2012-2014, presenta altos niveles de volatilidad, generados no solo por la naturaleza estocástica de las contingencias que dan lugar al pago de las respectivas prestaciones, sino también por factores de riesgo operativo relacionados con los tiempos de tramitación de los pagos, ejerciendo una fuerte presión sobre la programación de caja institucional, especialmente en el caso del seguro de salud. La desviación estándar de las variaciones diarias en el seguro de salud observada en el periodo analizado es de 1.014%.
- 3) El VaR Paramétrico y el VaR Histórico no constituyen una adecuada herramienta para la estimación del máximo requerimiento de liquidez para el pago diario de una prestación, cuando la misma presenta altos niveles de volatilidad, ya que no permiten estimar fuertes reducciones en el monto de pago diario al fundamentarse en el supuesto de varianza constante, presentando valores inconsistentes para G_{t+1} cuando el pago diario en G_t es alto.
- 4) El cálculo del máximo requerimiento de liquidez para el pago diario de una prestación de la seguridad social en base a la esperanza y varianza estimada con un modelo GARCH muestra resultados consistentes, observando que el modelo se ajusta a

eventos de alta y baja volatilidad, sobrestima el riesgo de tal forma que existe menor probabilidad de que se presenten excepciones, lo cual es favorable en el marco del principio de seguridad que rige la gestión de la seguridad social, habiéndose demostrado su aplicabilidad práctica.

- 5) El modelo GARCH permite la mejor estimación del máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago diario de la prestación de salud, con el 95% de confianza. Al comparar con los pagos reales presentan un excedente de liquidez de US \$ 1,1 millones frente a US \$ 8,5 millones del VaR Paramétrico y US \$ 9,5 millones del VaR Histórico, siendo en términos de optimización de recursos la mejor alternativa.
- 6) Los tres modelos pasan el test de excepciones con el 5% de significancia; sin embargo, no es aplicable en estos casos ajustar la volatilidad diaria para periodos mayores a un día bajo el supuesto de que está relacionada con la raíz cuadrada del tiempo \sqrt{t} , al existir presencia de autocorrelación,
- 7) La estimación de los requerimientos de liquidez mediante la aplicación de un modelo GARCH, permite reducir en un 84,3% el nivel de excedentes de liquidez observado en el periodo 2012-2014 en la seguridad social militar, liberando recursos para ser colocados productivamente en inversiones a más largo plazo que generen rendimientos reales positivos para la necesaria capitalización del sistema, siendo una base adecuada para la determinación del fondo de liquidez tomando como referencia el valor mínimo del coeficiente de cobertura de liquidez que recomienda el Comité de Basilea para la gestión del riesgo de liquidez.

2. Recomendaciones

- 1) Aplicar los modelos de varianza condicional GARCH, sobre series transformadas de diferencias logarítmicas, para estimar el máximo requerimiento de liquidez esperado para el pago de prestaciones de la seguridad social, con un nivel de confianza y para un horizonte temporal determinados, como una adecuada herramienta de gestión del riesgo de liquidez de estas instituciones, debido a su mayor ajuste a las variaciones que presentan por la naturaleza estocástica de las contingencias que generan estas obligaciones y factores de riesgo operativo que afectan el proceso de pago, permitiendo adicionalmente optimizar los recursos.

- 2) Debido a la presencia de autocorrelación en las series de diferencias logarítmicas de los pagos diarios de prestaciones, para estimar el VaR en un mayor horizonte temporal como una semana o un mes y al no ser aplicable en este caso el supuesto de que la volatilidad está relacionada con la raíz cuadrada del tiempo \sqrt{t} , se debe trabajar con series semanales o mensuales, respectivamente.
- 3) Considerar al modelo de estimación GARCH como una apropiada herramienta para optimizar los recursos de la seguridad social al momento de definir el monto del fondo de liquidez necesario para el pago oportuno y total de las prestaciones al colectivo amparado y la gestión del riesgo de liquidez mediante el coeficiente de cobertura de liquidez (LCR).
- 4) Implementar ajustes a los procesos internos, de tal forma de minimizar el efecto de los factores de riesgo operativo en la temporalidad de los pagos de las diferentes prestaciones, reduciendo sus niveles de volatilidad.

Bibliografía

- Alonso Julio César y Semaán Pául. «Cálculo del Valor en Riesgo y Pérdida Esperada mediante R: Empleando modelos de volatilidad constante.» Editado por Departamento de Economía - Universidad Icesi. *Apuntes de Economía*, n° 21 (Diciembre 2009): 1-15.
- Comité de Basilea. «Basilea III: Coeficiente de cobertura de liquidez y herramientas de seguimiento del riesgo de liquidez: Bank for International Settlements.» *Bank for International Settlements Web site*. Enero de 2013. http://www.bis.org/publ/bcbs238_es.pdf (último acceso: 5 de Julio de 2014).
- . «Principios para una adecuada gestión y supervisión del riesgo de liquidez: Bank for International Settlements.» *Bank for International Settlements Web site*. Septiembre de 2008. http://www.bis.org/publ/bcbs144_es.pdf (último acceso: 4 de Julio de 2014).
- Comité de Sistemas de Pago y Liquidación - BIS . «Glosario de términos utilizados en los sistemas de pago y liquidación: Bank for International Settlements.» *Bank for International Settlements Web site*. Marzo de 2003. https://www.bis.org/cpmi/publ/d00b_es.pdf (último acceso: 11 de Julio de 2015).
- De Arce Rafael y otros. *Universidad Autónoma de Madrid Web site*. 2001. https://www.uam.es/personal_pdi/economicas/anadelsur/pdf/Box-Jenkins.PDF (último acceso: julio de 2015).
- De Lara Haro, Alfonso. *Medición y control de riesgos financieros*. Tercera. México DF.: Limusa, 2008.
- Ecuador. «Constitución de la República del Ecuador.» [2008].
- . «Ley de Seguridad Social.» 2001.
- . «Ley de Seguridad Social de las Fuerzas Armadas.» 1992.
- Johnson, Christian. «Value at Risk: Teoría y aplicaciones.» *Estudios de Economía* 28, n° 2 (Diciembre 2001): 217-247.
- Jorion, Philippe. *Financial Risk Manager Handbook*. Quinta. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2009.
- . *Financial Risk Manger handbook*. Segunda. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2003.
- Malpica, Silvia. «Regímenes de seguridad social.» Mexico DF: CIESS, junio de 2010. 6.

- Martínez Josefina y otros. «Modelos paramétricos y no paramétricos para la previsión de la volatilidad: Universidad de Valencia.» *Universidad de Valencia*. Editado por Universidad de Valencia. 16 de Septiembre de 2005. www.uv.es/asepuma/XIII/comunica/comunica_48.pdf (último acceso: 31 de Julio de 2015).
- Mejía, Kléver. «Métodos de Estimación del VaR.» *Métodos de Estimación del VaR*. Quito: Escuela Politécnica Nacional Facultas de Ciencias, 19 de Mayo de 2009. 15.
- OISS-CEDDET. «Previsión social y marco económico financiero.» Madrid, 2010. 29.
- . «Sistemas de seguridad social.» Madrid, 2005. 56.
- OIT. «Organización Internacional del Trabajo.» 2001. http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---dcomm/documents/publication/wcms_067592.pdf (último acceso: Julio de 2015).
- . «Superintendencia de Bancos y Seguros Website.» s.f. [http://www.sbs.gob.ec/medios/PORTALDOCS/downloads/normativa/Seguridad %20Social/convenios/convenio_OIT-102.pdf](http://www.sbs.gob.ec/medios/PORTALDOCS/downloads/normativa/Seguridad%20Social/convenios/convenio_OIT-102.pdf) (último acceso: Julio de 2015).
- Superintendencia de Bancos. «Resolución JB-2014-631: Superintendencia de Bancos.» *Superintendencia de Bancos y Seguros web site*. 22 de Enero de 2004. http://www.sbs.gob.ec/medios/PORTALDOCS/downloads/normativa/nueva_codificacion/todos/L1_X_cap_I.pdf (último acceso: 4 de Julio de 2014).
- Superintendencia de Bancos. «De la administración del riesgo de liquidez: Superintendencia de Bancos y Seguros.» *Superintendencia de Bancos y Seguros Web site*. 23 de Diciembre de 2003. http://www.sbs.gob.ec/medios/PORTALDOCS/downloads/normativa/nueva_codificacion/todos/lib_I_tit_X_cap_IV.pdf (último acceso: 25 de Junio de 2014).