



**UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN**

Evaluación de impacto del uso de derivados financieros en la industria de los Seguros de Vida en Chile.

Seminario para optar a los títulos de
Ingeniero Comercial Mención Economía
Ingeniero Comercial Mención Administración

Participantes:

- Pablo Hazbún Rius
- Leonardo Castillo Sotomayor

Profesor guía:

- Arturo Rodríguez Perales

Santiago, Chile - 2017

Dedicatoria

Con el presente trabajo termina una etapa llena de esfuerzos y desafíos, los cuales nos inspiraron permanentemente a superarnos tanto como personas y profesionalmente. El camino al conocimiento fue una lucha constante, donde el coraje y el rigor nos fueron formando a lo largo de estos años, demostrándonos cada día de que se puede mejorar y uno se puede superar con cada momento que se dedica a lo que más le apasiona.

Estamos profundamente orgullosos de poder pertenecer a esta hermosa familia e institución que es la Universidad de Chile, la cual siempre llevaremos en nuestros corazones.

Queremos además expresar nuestros agradecimientos al profesor guía Arturo Rodríguez, docentes, familiares y amigos, que nos entregaron su apoyo en este largo camino.

.

Resumen

En el presente estudio se evaluó el efecto de una política pública en el uso de derivados por parte de las empresas de seguros de vida de Chile, ocupándose para ello dos metodologías. Las cuales corresponden a la de diferencias en diferencias y el método que proponen Hsiao et al. (2012), el cual tiene ciertas ventajas sobre otros métodos en lo que respecta a la estimación del efecto promedio del tratamiento, tomando en consideración características de nuestra muestra que pueden ser problemáticas. Por otra parte, se enfrentaron los posibles problemas de endogeneidad de los datos, a través de técnicas de datos de panel dinámico.

Palabras clave: evaluación de impacto, endogeneidad

Introducción

El mercado de derivados chileno está en etapas de desarrollo, siendo necesario la implementación de nuevas políticas que tengan un impacto significativo que estimulen y potencien la aplicación de estos. Es por ello, que la aplicación y posterior control de estas resulta fundamental para poder guiar un crecimiento de forma sostenible de este mercado.

Recién en Diciembre de 2012 la bolsa de comercio inicio la marcha blanca de la “Bolsa de Derivados”, estableciendo un mercado formal para este tipo de operaciones, permitiendo realizar transacciones para la inversión y cobertura de riesgos, ampliando la oferta de instrumentos financieros.

Según la Bolsa de Comercio de Santiago (2015), los derivados financieros en Chile son usados por los siguientes inversionistas institucionales: AFP, Compañías de Seguros, Fondos Mutuos, Bancos, Inversionistas Extranjeros. Todos ellos pueden invertir tanto en Forwards, Futuros, Opciones y Swaps (con la excepción de que las AFP no pueden emitir opciones). Los derivados en que pueden invertir dichas instituciones pueden a su vez tener por subyacente Monedas, Tasas de Interés e Instrumentos de Renta Fija, y Acciones e Índices Accionarios (con la excepción de este último tipo de subyacente para el caso de la industria Bancaria).

En el presente estudio, se analizará específicamente la industria de seguros de vida, ya que estas están por esencia en el negocio del riesgo, debiendo cumplir con las obligaciones pactadas con sus asegurados. Por lo que, deben gestionar de forma correcta los riesgos de suscripción y de inversión a los que están expuestos.

Uno de los motivos para el uso de derivados corresponde a disminuir la probabilidad de quiebra por parte de estas, en que el riesgo que asumen estas compañías no es sino una probabilidad. Es decir, la posibilidad de que ocurra un evento en el asegurado que produzca una obligación por parte del asegurador, estando los clientes en una permanentemente situación de riesgo, entendida como aquella en la que sin estar forzosamente abocadas al infortunio, están expuestas a él, es por ello que La incertidumbre, elemento esencial en el seguro.

“The financial distress costs theory” señala que la cobertura derivada reduce la Probabilidad de insolvencia del asegurador y, por lo tanto, reduce la expectativa de quiebra (Warner, 1977). También sostiene que las empresas más pequeñas tienen mayores probabilidades de quiebra que las grandes, por lo que, las más pequeñas tienen incentivos más fuertes para cubrir los riesgos. Esto se debe a que las grandes tienen mayor capacidad para cubrir eventuales eventos que puedan significar un gran desembolso por parte de la compañía

Es por lo anterior, que se pretende testear el impacto de la normativa NCG N° 399, la cual afloja las restricciones sobre el uso de derivados en la industria de seguros, dando especial énfasis aquellas que se encuentran en sus primeros tres años de vida desde la aplicación de la respectiva política, siendo estas más susceptibles a cambios normativos según lo planteado en (Warner, 1977), para el mercado chileno.

Revisión Literaria

Cummins et al. (1997) señala que los aseguradores pueden usar los derivados, ya sea para cubrir riesgos como para mejorar sus ingresos a través de especulación. Con respecto al uso de derivados como instrumentos de inversión, ellos señalan que las entidades reguladoras tratan de limitar el uso de derivados con fines especulativos; sin embargo existen una serie de dificultades respecto a la generación de regulaciones que limiten el uso de estos derivados para las empresas de seguros, entre las que se pueden hallar: la creación de nuevos derivados que permitan sortear las barreras generadas por las regulaciones; el impacto que generan las normativas en la capacidad que tienen los aseguradores para gestionar sus riesgos de una manera efectiva y eficiente; y la determinación de la cantidad (o frecuencia) de documentos e información que se les pida a los aseguradores con el fin de que estos den información apropiada para los accionistas y creadores de políticas

Según Warner (1977), el uso de derivados de cobertura aliviaría los costos por dificultades financieras enfrentados por la empresa aseguradora. Por otra parte Berkman y Bradbury (1996) señalan que la gestión del riesgo puede generarle valor a la empresa si es que existen imperfecciones en el mercado de capitales tales como costos por dificultades financieras.

Entonces, es relevante señalar que elementos definen los costos por dificultades financieras enfrentados por las empresas de seguro. Al respecto, Bartram et al. (2009) señalan que un alto nivel de apalancamiento, créditos sobre el impuesto al ingreso, alta rentabilidad, y una baja liquidez son factores que aumentan los costos por dificultades financieras.

El argumento de Warner (1977) que señala que las empresas más pequeñas tienen mayores probabilidades de quiebra que las grandes, debido a que enfrentarían mayores costos por dificultades financieras es utilizado por Nance et al., (1993) para decir que las empresas más pequeñas serían más propensas a usar instrumentos derivados para evitar los riesgos estos riesgos.

Sin embargo, según Shiu, Y. M. (2011) las empresas aseguradoras más grandes son más propensas a utilizar derivados debido a las economías de escala ya que les resulta más fácil contratar personal calificado que pueda analizar la información del mercado y operar de forma correcta estos instrumentos.

Otro argumento para el uso de derivados son los conflictos de intereses según Según Shiu, Y. M. (2011) entre accionistas de una empresa y los gerentes pueden propiciar el uso de derivados, ya que estos últimos son más adversos al riesgos por lo que se van a querer cubrir de posibles pérdidas al realizar inversiones riesgosas que les pidan los accionistas. Un claro ejemplo es el riesgo cambiario en que incurren al realizar transacciones en monedas extranjeras.

Por ultimo Shiu, Y. M. (2011) señala que las empresas usan derivados para reducir la cantidad de impuestos a pagar en un sistema tributario progresivo al reducir la volatilidad de los ingresos. Bartram, (2009) también hace alusión a esta volatilidad pero señalando que esta puede ser perjudicial ya que se podría reducir drásticamente la liquidez de la empresa no pudiendo esta solventar los costos fijos.

Estructura mercado de derivados

Los derivados se transan en generalmente en dos tipos de mercados, los cuales son el mercado organizado o tradicional y el “over the counter”.

El mercado organizado corresponde a las actividades comerciales que actúan a través de contratos estandarizados, donde variables como la fecha de expiración y el precio de ejercicio están establecidos previamente. Por lo general este mercado cuenta con entidades que se encargan de fiscalizar y controlar que se cumplan las condiciones establecidas en los contratos, operando como contraparte o mediador entre el comprador y el vendedor.

Algunas de las características que tiene esta estructura es que la liquidez está asegurada por parte de los agentes, debido a que la entidad intermediaria asume el riesgo de incumplimiento de uno de estos. Por otra parte también proporciona una mayor exposición de información que los OTC, transparentando información sobre la oferta y demanda de los contratos tranzados así como su valor respectivo.

El segundo corresponde a todas las transacciones de instrumentos derivados que son negociadas y tranzadas fuera de las bolsas convencionales, existiendo distintos foros por los cuales se realizan estas transacciones. Algunos de los más utilizados corresponden al mercado interbancario, negociándose contratos derivados entre bancos. También se encuentran las plataformas propietarias de intercambio, negociando contratos entre entidades bancarias y clientes finales, por medio de de brokers o de contacto directo entre dos entidades no bancarias.

Algunas de las ventajas de este tipo de mercado, es que se puede dar una negociación directa entre ambas partes, ajustándose más estrechamente a las necesidades de cada uno, sin tener la obligación de incurrir en costos de intermediación para realizar operaciones financieras. Por otra parte los contratos son más flexibles, pudiendo incorporar un mayor número de cláusulas y poder negociar el valor del derivado. El problema de esta modalidad es que el comprador está asumiendo el riesgo de insolvencia del emisor del contrato, no teniendo ningún aval que pueda respaldar la inversión realizada.

Los mercados de derivados de Chile están organizados principalmente como mercados "de venta libre", siendo el núcleo del mercado los distribuidores o dealers. Los otros participantes corresponden a corredores que mejoran el flujo de información en el mercado y los clientes o usuarios finales que comercializan derivados con el fin de cubrirse o especular.

En el mercado chileno el distribuidor puede observar algunos precios de mercado a través de tableros electrónicos administrados por firmas de corretaje. En la actualidad, estas pantallas muestran ofertas, solicitudes y ejecuciones de contratos de divisas a plazo, swaps de divisas y swaps de tasas de interés.

Los distribuidores también pueden usar las llamadas directas al corredor y a otros distribuidores para publicar cotizaciones e informarse acerca de cotizaciones que no figuran en la lista. Pantallas electrónicas de los paneles de anuncios de los corredores. Las pantallas de corredores generalmente no están disponibles para los no comerciantes.

Es por ello, que los distribuidores pueden ser vistos como los creadores de mercado. Ya que ellos son los que publican los precios de oferta y de venta, y son los que los usuarios finales de los derivados van a comprar o vender. Casi todas las operaciones se ejecutan entre distribuidores y usuarios finales o distribuidores y distribuidores. Donde si alguien quiere comprar o vender, se pone en contacto con uno o más distribuidores y preguntar acerca de estas cotizaciones.

Los procesos de negociación bilateral que se producen en los mercados de derivados OTC suelen ser automatizados. Los distribuidores tienen líneas telefónicas directas a otros distribuidores, así como a sus principales clientes. Esto les permite tener una comunicación casi instantánea, pudiendo dar a un distribuidor o a un inversionista una visión del mercado cercano pero no exactamente igual al obtenido observando un proceso de negociación multilateral tal como un intercambio electrónico o físico.

Suscripciones de derivados de moneda por industria

En la siguiente tabla se describen los montos suscritos sobre operaciones de derivados de tipo de cambio de los agentes financieros con empresas bancarias y otras entidades del mercado cambiario formal (MCF). Transándose instrumentos de peso chilenos y unidades de fomento respecto a monedas extranjeras. También se pueden apreciar el Volumen Interbancario existente. Siendo estas las transacciones de moneda extranjera a cambio de moneda local (Peso Chileno y Unidad de Fomento), que las entidades del MCF realizan entre sí durante un periodo, contabilizadas una sola vez.

Tabla I

	2008- 2010	2011- 2013	2014-2016
Monto suscrito totales netas			
▪ Mercado local	35.79	58.23	58.58
▪ Mercado externo	18.92	34.62	31.37
Monto suscrito mercado local neto interbancario			
▪ Interbancaria	14.46	24.85	28.34
▪ Aseguradoras	0.67	1.06	1.84
▪ Fondos de pensiones	8.2	14.48	15.47
▪ Sector real	5.05	7.29	10.17
▪ Corredoras de bolsa	1.50	0.62	0.66

Resumen por industria. Volumen suscripciones Cross Currency Swaps

*Cifras en miles de millones de dólares.

Se puede apreciar que los fondos de pensiones son un actor relevante donde tienen casi el 17.2% del mercado local para el periodo comprendido entre el 2014 y el 2016. Después le siguen las empresas del sector real, las

cuales corresponden a las empresas tanto públicas como privadas, incluidas las casas matrices que ejercen gestión sobre sus filiales, alcanzando una cifra del casi del 11.31%.

Por otra parte las aseguradoras, aunque solo representan aproximadamente un 2.05 % del mercado local para el periodo 2014-2016. Han experimentado un alza sostenida, incrementándose en un 300% en los 9 años analizados. Siendo la industria que más ha crecido durante este periodo, donde el crecimiento de la industria local para este contexto y periodo solo corresponde a un 63 %. Caso contrario corresponde al de corredoras de bolsa, los cuales han disminuido su participación local a través del tiempo, perdiendo un 56% de volumen de suscripción durante el periodo analizado.

Las transacciones interbancarias representan un volumen considerable, lo que nos señala que los bancos son actores relevantes en esta industria y que cada vez están tomando un rol más preponderante. En el que las suscripciones para el periodo 2008-2010 correspondían a

14.46 mil millones de dólares y para el periodo 2014-2016 haciendo estas a un monto total de 28.34 mil millones de dólares, lo que significa que casi se duplicaron en un periodo de 9 años.

Por último existe una brecha considerable de los volúmenes de suscripción locales con respecto a al mercado externo (contraparte que no se ubica dentro del país), la cual se ha mantenido relativamente constante durante estos nueve años en torno a un 80%, lo que nos da una señal que todavía el mercado chileno de derivados le queda mucho por expandirse e integrarse más profundamente con los mercados internacionales.

Suscripciones y posiciones industria de seguros.

En el siguiente recuadro se analiza en más detalle tanto las suscripciones como las posiciones netas de derivados de moneda del sector de seguros. Refiriéndonos a la primera como el volumen (flujo) expresado en montos nacionales, de contratos de derivados pactados durante el periodo. Siendo las suscripciones con el mercado local transacciones con las entidades del Mercado cambiario formal, y con contrapartes no residentes en el caso del mercado externo.

Las posiciones netas son los saldos (expresado en montos nacionales) de contratos de derivados vigentes al cierre de cada periodo, considerando todos los instrumentos utilizados, siendo además la resta entre la posición de compra de moneda extranjera menos la posición de venta al cierre del periodo.

Tabla II

	2008-2010	2011-2013	2014-2016
Monto suscrito seguro netas			
▪ Mercado local	0.67	1.06	1.84
▪ Mercado externo	0.011	0.002	0.047
Derivados de posición neta			
▪ Mercado local	-1.12	-2.34	-5.29
▪ Mercado externo	-0.19	-0.47	-0.63

Resumen industria de seguros. Volumen suscripciones y posiciones Cross Currency Swaps

*Cifras en miles de millones de dólares.

Como se puede apreciar, las suscripciones locales representan casi en su totalidad al volumen total pactado en cada periodo, donde en el periodo comprendido entre 2014-2016, las suscripciones extranjeras solo alcanzan un monto de 47 millones de dólares, lo que es una cifra ínfima si la comparamos con los 1.84 mil millones de dólares del mismo periodo.

Sin embargo estas han experimentado un alza durante estos nueve años, cuadruplicado su monto inicial, lo que refleja una mayor exposición de las contrapartes internacionales en el mercado de derivados nacional.

Por otra parte se encuentran las disposiciones, donde el signo positivo indica posición compradora neta de moneda extranjera del sector, mientras que signo negativo indica posición vendedora neta de moneda extranjera del sector. Tanto en el mercado local como en el extranjero la industria de seguros se ubica en la segunda situación, teniendo una clara posición vendedora en este tipo de activos.

Norma de Carácter General N° 399: Principales características

La NCG N° 399 es una de las Normas de Carácter General que ejerce modificaciones sobre la NCG N°200 (Superintendencia de Valores y Seguros, 2015). Siendo a su vez la NCG N° 200, una normativa que establece normas

sobre operaciones de cobertura de riesgos financieros, inversión en productos derivados financieros y operaciones de préstamos de acciones (Superintendencia de Valores y Seguros, 2006). Las otras normativas que ejercen modificaciones sobre la NCG N° 200, son la NCG N° 232 (Superintendencia de Valores y Seguros, 2008), y la NCG N° 298 (Superintendencia de Valores y Seguros, 2010).

La NCG N° 399 fue publicada y entró en vigencia el 1 de Diciembre de 2015.

El primer punto visto por la normativa relaja las restricciones que existen respecto a la contraparte que pueden tener las operaciones de cobertura realizadas por las compañías en el extranjero, fuera de bolsa. Dicho punto afecta a todas las empresas de seguros.

El segundo punto visto, restringe el monto de derivados de cobertura de riesgo asociados a una misma Cámara de Compensación; o sea lo que hace, es impedir que las aseguradoras realicen operaciones de cobertura de riesgo con una misma Cámara de Compensación nacional autorizada como contraparte, que en conjunto representen más del 10% de las Reservas Técnicas y Patrimonio de Riesgo, medido en función del valor del activo objeto (antes aplicaba solamente al caso de Cámaras de Compensación extranjeras; con la implementación de la NCG N° 399 aplica al caso de Cámaras de Compensación nacionales y extranjeras).

El tercer punto visto, afloja la restricción sobre el monto de operaciones de cobertura de riesgo asociados a una misma Cámara de Compensación nacional o extranjera, para el caso de las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años desde la fecha de la

Resolución que autoriza su existencia. Puntualmente, el límite que aplica sobre otras empresas de seguros (que vendría a ser del 10% de las Reservas Técnicas y Patrimonio de Riesgo, medido en función del valor del activo objeto); para el caso de las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia, es del 10% del total de activos de la compañía.

El cuarto punto visto, afloja la restricción sobre el monto de operaciones de cobertura de riesgo asociado a una misma contraparte autorizada, ya sea nacional o extranjera, distinta de las Cámaras de Compensación. Dicho punto afloja la restricción solamente para las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia: para estas empresas el límite del monto de operaciones de cobertura de riesgo asociado a una misma contraparte autorizada, ya sea nacional o extranjera, distinta de las Cámaras de Compensación, queda en un 4% del total de activos de la compañía; mientras que para el caso de otras compañías de seguros queda en un 4% de las Reservas Técnicas y Patrimonio de Riesgo, medido en función del valor del activo objeto.

El quinto punto visto, afloja la restricción sobre el nivel de activos a otorgar como garantía o margen de las operaciones de cobertura. Dicho punto afloja la restricción solamente para las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia: para estas empresas el límite del nivel de activos a otorgar como garantía o margen de las operaciones de cobertura, queda en un 4% del total de activos de la compañía; mientras que para el caso de otras compañías de seguros queda en un 4% de las Reservas Técnicas y Patrimonio de Riesgo, medido en función del valor del activo objeto.

El sexto y séptimo puntos vistos, modifican los plazos que tienen las empresas de seguros, para lidiar con el acontecimiento de que las contrapartes de ciertas operaciones de cobertura dejen de cumplir con los requisitos exigidos en términos de clasificación de riesgo.

Datos¹

Los datos usados en el presente estudio proceden de instituciones que cumplen con las siguientes características: estar vigentes al 23/07/2017; ser fiscalizadas por la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) Chilena; pertenecer al rubro de las empresas de Seguros de Vida; y emitir información financiera al público.

Los datos constituyen un panel armado por las observaciones trimestrales de dichas instituciones que van desde el tercer trimestre de 2014 hasta el segundo trimestre de 2017. Obteniéndose en su totalidad de Estados Financieros de las empresas de Seguros de Vida (Estados Financieros individuales), los que a su vez fueron solicitados en la página web de la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) de Chile.

Metodología

Para el análisis se ocuparán dos metodologías las cuales corresponden al de diferencias en diferencias y la de Hsiao et al. (2012). La primera de ellas requiere de 3 variables binarias: la variable que diferencia al grupo de tratados del grupo de control (tomará valor de 1, para el grupo de tratados y 0 para el grupo de control); otra que establece un antes y un después de la fecha de aplicación de la modificación (tomará valor de 1, para las observaciones generadas después de la aplicación de la modificación, y 0

para las demás); y otra cuyo coeficiente estimado represente el efecto de la modificación en la normativa (esta vendría a ser el producto entre las otras dos variables). Por lo que, el modelo a estimar correspondería al siguiente:

$$Y_{IT} = \alpha + \beta D_{it}T_{it} + \gamma D_{it} + \eta T_{it} + \sum_j^n X_{itj} + \varepsilon_{it}$$

Donde el β en esta ecuación sería el efecto causal de la política pública, representado más específicamente como $(Y_t^T - Y_t^C) - (Y_{t-1}^T - Y_{t-1}^C)$. Siendo los paréntesis las diferencias entre el número de contratos derivados utilizados entre los tratados y controles post y pre tratamiento respectivamente. Controlando de esta manera cualquier efecto externo de la normativa que pudiera estar influenciando en los resultados.

Para el presente estudio, el grupo de tratados corresponde a las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años de vida desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia. Siendo por otra parte el grupo de control las restantes compañías de la industria de seguros de vida que no cumplen con la característica anterior.

Un supuesto necesario para la correcta implementación de esta metodología es el de tendencias paralelas, el cual es altamente factible que se cumpla debido a que se deben a empresas que se encuentran al interior de una misma industria, las cuales estaban influenciadas por un mismo marco normativo y sujetas a las mismas condiciones en cuanto a tipos de cambio y tasas de interés. Siendo estos subyacentes regulares en los activos derivados empleados en la presente industria.

En adición a lo anterior, para que esta metodología sea causal, se deben eliminar todas las fuentes de endogeneidad del modelo y se deben tener grupos de control y tratamiento similares, siendo necesario implementar distintas técnicas tanto de estimación como de transformación de los datos para lograrlo, además de incorporar variables de control relevantes que permitan limpiar el efecto de la normativa, solucionando el problema de variable relevante omitida.

De acuerdo a Hardwick & Adams (1998), se tienen que algunas variables determinantes del uso de derivados en la industria de los Seguros de Vida para el caso del Reino Unido, son: el tamaño, el apalancamiento y el grado de reaseguro de la firma. Dichas variables serán incluidas en nuestro estudio para el caso de Chile.

En adición se incluirá una medida de las reservas técnicas, dicha medida consistirá en el ratio entre las reservas y el total de activos (a modo que se puedan comparar el uso de reservas técnicas entre empresas de diversos tamaños).

Estas reservas técnicas podrían considerarse ya sea como un recurso que utilizan las empresas para aliviar el riesgo, como así mismo (dada la forma en que se calcula, la cual está sujeta a normativa) un proxy del riesgo que enfrenta la compañía. Ya sea por lo uno o por lo otro se espera que tenga algún nivel de correlación con el uso de derivados.

La Reserva Técnica en conjunto al patrimonio de riesgo, establecen límites al uso de derivados (NCG 200), además de reflejar fuentes de apoyo de las

compañías para la solvencia de estas ante situaciones riesgosas. De modo que se incluirá una variable que representará el ratio entre la suma de reservas técnicas más patrimonio de riesgo, y el total de activos.

En base a lo anterior, se contempla usar como variables explicativas: el apalancamiento financiero como razón entre los pasivos y el patrimonio de la empresa; el total de activos de la empresa; el grado de reaseguro de la firma considerado como la razón entre la prima cedida a reaseguro y la prima bruta total, siendo a la vez esta última la suma entre la prima cedida total y la prima retenida total. Por último se incluirán el patrimonio de riesgo y las reservas técnicas.

Es importante considerar que para el análisis de los efectos de las distintas variables sobre el uso de derivados, no se usarán los datos brutos, si no que se realizará una serie de procedimientos previos sobre dichos datos, ello con el fin de que estos sean comparables, y que los resultados del análisis no se vean influenciados por outliers.

Para evitar que se pierda demasiada información con la eliminación de outliers, se llevarán a logaritmo natural las variables independientes activos y apalancamiento de la empresa. Dicho procedimiento se aplicó sobre el nivel de activos para el caso británico de Hardwick y Adams 1998 con el fin de evitar que se generen outliers. Posteriormente se estandarizarán dichos resultados dejando a fuera del análisis aquellos valores que hayan sido mayores a 2 y menores a -2.

Por último se corregirán las posibles fuentes de endogeneidad de los datos a través de la utilización de un panel dinámico. Este tipo de modelo ha sido

desarrollado con el propósito de incorporar en la estimación las relaciones de causalidad que se generan en el interior de este, como una forma de tratar los problemas de endogeneidad.

En el presente ensayo, se hará uso de retardos como instrumentos de las variables endógenas, donde el regresor corresponderá al valor en $(T - 1)$ de la variable endógena o la diferencia de estos valores $X_{T+N} - X_{T+N-1}$. Por tanto, mientras más grande sea el periodo de (t) dispondremos de un mayor número de instrumentos. Para estimar este tipo de modelos se emplean los denominados GMM.

Por otra parte el segundo método que se implementará en un intento de evaluar el impacto que generó la NCG 399 sobre las empresas con un máximo de 3 años de existencia, es el método que diseñaron Hsiao, Ching y Wan (2012), quienes lo usaron con el fin de estudiar los efectos de la integración política y económica de Hong Kong con China continental.

Dicho método se acomoda bastante bien a determinados problemas que tienen nuestros datos para la estimación del efecto de la normativa NCG: No requiere de muchas unidades tratadas (es más, basta con solo una unidad tratada) y al mismo tiempo el número de entidades requeridas para control y/o tratamiento para cada periodo no es alto (en comparación al número requerido por otros métodos de estimación del ATE).

Existen según Li y Bell (2017) importantes ventajas de usar dicho método: no se necesita hacer el supuesto de ausencia de efecto de selección de muestra, o sea no se ve afectado por la correlación entre el Dummy de tratamiento y el outcome; no requiere que hayan trayectos paralelos entre

unidades tratadas y unidades de control en la ausencia de tratamiento; y es computacionalmente simple.

Existe una consideración respecto al uso de este método en nuestro trabajo. Este método tiende a funcionar mejor en muestras con un elevado número de periodos pre-tratamiento y un elevado número de periodos post-tratamiento. Esto se debe a que el estimador del efecto del tratamiento es consistente. Para ser más exactos $T_2, T_1 \rightarrow \infty$ provoca que $\hat{\Delta}_1 - \bar{\Delta}_1 \rightarrow 0$, donde $\hat{\Delta}_1$ es igual al promedio de los efectos estimados del tratamiento para los periodos post-tratamiento; y $\bar{\Delta}_1$ es igual al promedio de los efectos reales del tratamiento para los periodos post-tratamiento (Li y Bell, 2017).

En vista que nuestro estudio del efecto de la normativa NCG aplica sobre empresas de pocos años de existencia, el número de periodos pre-tratamiento y/o post-tratamiento a usarse no podrá ser muy elevado. Ello de todos modos no debiera invalidar nuestra estimación; sin embargo como consecuencia de esto podrían generarse intervalos de confianza bastante amplios respecto a la estimación del efecto del tratamiento.

Dependiendo del caso, se utilizará el método para estimar los contra factuales del tratado en el escenario hipotético de no - tratamiento, o para estimar cómo se hubiera comportado la unidad si hubiera sido tratada en un periodo que no lo fue (siguiendo el procedimiento sugerido por Hsiao et al. (2012) para esos casos).

A continuación se hará una breve descripción del método haciendo énfasis en los aspectos relevantes (dicha descripción se basará en la descripción de Hsiao et al. (2012) y de Li y Bell (2017)):

El método parte del siguiente modelo:

$$y_{it}^0 = \underline{b}'_i \underline{f}_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

El cual, generalizado consiste en:

$$y_t^0 = B \underline{f}_t + \underline{\alpha} + \underline{\varepsilon}_t$$

Lo que nos dice esta ecuación, es que el outcome que entrega una unidad no tratada puede expresarse en términos, por una parte, de los efectos que se generan en un determinado momento y que son transversales a todas las unidades (\underline{f}_t); por otra parte del cómo reaccionan las diversas entidades a dichos efectos (\underline{b}'_i); por otra parte, por un componente que es propio para cada entidad (α_i); y finalmente por un error no observable, cuyo valor esperado es igual a 0.

Ahora bien, las variables \underline{f}_t pudieran ser no son observables y son a su vez las que hacen complejo distinguir cuál fue el efecto verdadero del tratamiento, dado que estas varían en el tiempo. Lo que proponen Hsiao et al. (2012), es pre-multiplicar ambos lados de la ecuación por un vector que pertenezca al espacio nulo de la matriz B; con ello se logra prescindir de los

valores de f_t , ello permitirá realizar estimaciones en base a datos que tenemos disponibles.

Para ver esto se detallarán ciertos elementos que emplean Hsiao et al. Primero el vector que pertenece al espacio nulo de B (\underline{a}'), tiene por primer elemento el valor 1, es así cómo se usa la siguiente notación: $\underline{a}' = (1, -\bar{\underline{a}}')$.¹

De ello se puede obtener lo siguiente:

$$y_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \bar{\underline{a}}' \bar{\underline{y}}_t + \varepsilon_{1t} - \bar{\underline{a}}' \bar{\underline{\varepsilon}}_t \quad (1)$$

Donde $\bar{\alpha}$ es igual a $\underline{a}'\alpha$; $\bar{\underline{y}}_t = (y_{2t}, \dots, y_{Nt})'$; y $\bar{\underline{\varepsilon}}_t = (\varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{Nt})'$.

Ahora bien, si obtenemos la esperanza condicional de y_{1t}^0 , ello nos dará:

$$E(y_{1t}^0 | \bar{\underline{y}}_t) = \bar{\alpha} + \bar{\underline{a}}' \bar{\underline{y}}_t + E(\varepsilon_{1t} | \bar{\underline{y}}_t) - E(\bar{\underline{a}}' \bar{\underline{\varepsilon}}_t | \bar{\underline{y}}_t) \quad (2)$$

¹ Li y Bell (2017), demostraron que si $\text{Rango}(\bar{B}) = K$, donde \bar{B} es una matriz de dimensiones $N-1 \times K$, obtenida al remover la primera fila de la matriz B, entonces estaba garantizada la existencia de un \underline{a}' perteneciente al espacio nulo de la matriz B, tal que el primer elemento de \underline{a}' fuera igual a 1. $\text{Rango}(\bar{B}) = K$ tiende a cumplirse, dado que $N-1$ generalmente es mayor que K .

Ello podría definirse, de la siguiente manera²:

$$E\left(y_{1t}^0 | \bar{y}_t\right) = \bar{\alpha} + \bar{a}' \bar{y}_t \quad (3)$$

Donde:

$$\bar{a}' = \bar{a}' (I_{N-1} - \text{cov}(\bar{\varepsilon}_t, \bar{y}_t) \text{var}(\bar{y}_t)^{-1}) \quad (4)$$

² Para que la siguiente igualdad se cumpla, $\bar{a}' \bar{y}_t$ tiene que ser igual a $\bar{a}' \bar{y}_t + E\left(\varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t | \bar{y}_t\right)$, lo que se cumple en la medida que $\varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t$ tenga una forma funcional de media condicional lineal (o sea, $E\left(\varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t | \bar{y}_t\right) = c_1 + c' \bar{y}_t$, donde c_1 y c' son términos constantes). Según Li y Bell (2017), $E\left(\varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t | \bar{y}_t\right) = c_1 + c' \bar{y}_t$ no siempre se cumple, sin embargo, ellos demuestran que no es necesario asumir que eso se cumpla para obtener un estimador consistente del ATE. Lo que ellos sugieren es que: sea $u_{it}^* = \varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t$, asumiendo que $(y_t, u_{it}^*)_{t=1}^{T_1}$ es un proceso débilmente estacionario (posteriormente, en el mismo estudio, demuestran que no es necesaria la ausencia de tendencia en y_t , a modo de poder conseguir un estimador consistente del ATE), y definiendo una proyección lineal de u_{it}^* en $(1, \bar{y}_t)$, es posible entonces reemplazar a $u_{it}^* = \varepsilon_{1t} - \bar{a}' \bar{\varepsilon}_t$, de la ecuación (1), con la expresión de la proyección lineal, y luego a partir de eso ordenar los términos de manera tal que se genere la expresión $y_{1t} = \delta_1 + \delta' \bar{y}_t + \varepsilon_{1t}$, donde es posible obtener estimadores consistentes de δ_1 y δ' mediante MCO (donde ε_{1t} es igual a la diferencia entre el valor real de u_{it}^* y el valor que entrega la proyección lineal).

A partir de ello se puede definir:

$$y_{1t}^0 = E(y_{1t}^0 | \bar{y}_{-t}) + \varepsilon_{1t}^* \quad (5)$$

Con:

$$\varepsilon_{1t}^* = \underline{a}' \underline{\varepsilon}_t + \underline{\bar{a}}' \left[\text{cov}(\underline{\varepsilon}_t, \bar{y}_{-t}) \text{var}(\bar{y}_{-t})^{-1} \right] \bar{y}_{-t} \quad (6)$$

Debido a que tanto $\bar{\alpha}$ como \bar{a}^* , dependen de la elección del vector que pertenece al espacio nulo de B (podemos elegir cual de los vectores pertenecientes a este conjunto es más conveniente); se elige dicho vector tomando como criterio (este criterio es propuesto por Hsiao et al. (2012)) que sea dentro de los vectores del espacio nulo de B, el que minimiza la siguiente ecuación:

$$\frac{1}{T_1} (\underline{y}_1^0 - \underline{e}\bar{\alpha} - Y\bar{a}^*)' A (\underline{y}_1^0 - \underline{e}\bar{\alpha} - Y\bar{a}^*) \quad (7)$$

Donde $\underline{y}_1^0 = (y_{11}, \dots, y_{1T_1})$; \underline{e} es un vector de 1's de dimensiones $T_1 \times 1$; Y es una matriz de dimensiones $T_1 \times (N - 1)$, que contiene los vectores \bar{y}_{-t} para $t = 1, \dots, T_1$; y A es una matriz definida positiva de dimensiones $T_1 \times T_1$.

Tomando en cuenta los supuestos 1- 6 utilizados por Hsiao et al. (2012) (ver apéndice), el resultado de dicha minimización genera estimadores de $\bar{\alpha}$ y \bar{a}^* que convergen a los valores verdaderos en la medida que $T_1 \rightarrow \infty$.

La minimización mencionada para el caso en que $A=I$ correspondería a una estimación MCO de la siguiente ecuación:

$$y_{1t}^0 = \bar{\alpha} + \bar{a}^* \bar{y}_t + \varepsilon_{1t}^* \quad (8)$$

Es así como a partir de los valores de unidades de control se puede estimar un contrafactual sobre la unidad tratada para un determinado tiempo en que esta sea tratada.

Con ello se puede estimar el efecto del tratamiento (Δ_{1t}), como la diferencia entre el valor observado de la unidad tratada y el contrafactual estimado. Según Hsiao et al. (2012), dicho estimador tendría las siguientes características:

$$E(\hat{\Delta}_{1t} | Y, \bar{y}_t) = \Delta_{1t} \quad (9)$$

$$\text{var}(\hat{\Delta}_{1t}) = \text{var}(\varepsilon_{1t}^*) + (1, \bar{y}_t') \text{cov} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{a}^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ \bar{y}_t \end{pmatrix} \quad (10)$$

Hsiao et al. (2012) han señalado que cuando $T - T_1$ es grande, uno puede revertir el proceso estimación, a modo que usando datos de los tiempos post-tratamiento se haga una estimación de cómo se hubiera desempeñado la unidad tratada en periodos previos al tratamiento, si es que en aquellos períodos hubiera sido tratada.

Hsiao, et al. (2012) señalan que a partir de los contrafactuales generados se tiene que elaborar un modelo ARMA de los efectos del tratamiento. Es así como Hsiao et al. (2012), definen el siguiente proceso ARMA, para los efectos del tratamiento:

$$a(L)\Delta_{1t} = \mu + \theta(L)\eta_t \quad (11)$$

Donde L es el operador de rezago y η_t es iid con media igual a 0 y varianza constante, y las raíces de $\theta(L) = 0$ se encuentran fuera del círculo unitario. Si las raíces de $a(L) = 0$, también se encuentran fuera del círculo unitario, el efecto del tratamiento es estacionario y el efecto de largo plazo del tratamiento es:

$$\Delta_1 = a(L)^{-1}\mu = \mu^* \quad (12)$$

Del efecto que se estimó anteriormente se puede usar el procedimiento de Box - Jenkins para construir un modelo de series de tiempo:

$$\tilde{a}(L)\hat{\Delta}_{1t} = \tilde{\mu} + \tilde{\theta}(L)v_t \quad (13)$$

Donde v_t es iid con media 0 y varianza constante.

Hsiao et al. (2012) sugieren que en la medida que $T_1, T_2 \rightarrow \infty$, teniendo que las raíces de $a(L) = 0$ se encuentran fuera del círculo unitario, se da que³:

$$\text{plim } \tilde{a}(L)^{-1} \tilde{\mu} = \text{plim } \hat{\mu}^* = \mu^* = a(L)^{-1} \mu \quad (14)$$

Con:

$$\sqrt{T - T_1} (\hat{\mu}^* - \mu^*) \sim N(0, \sigma_{\mu^*}^2) \quad (15)$$

Donde:

$$\sigma_{\mu^*}^2 = \frac{\partial \mu^*}{\partial \underline{y}'} \text{cov}(\sqrt{T - T_1} \underline{\hat{Y}}) \frac{\partial \mu^*}{\partial \underline{y}} \quad (16)$$

Con $\underline{y} = (\tilde{\mu}, \tilde{a}_1, \dots, \tilde{a}_p)$, asumiendo que $\tilde{a}(L)$ es de orden p .

³ La demostración de esto, parte de asumir que \underline{y}_t es estacionario (pudiendo \underline{y}_t ser un proceso I(1) no cointegrado), sin embargo Li y Bell (2017) demostraron que el estimador del ATE sigue siendo consistente cuando \underline{y}_t es estacionario dentro de una tendencia (dicho de otra forma, demostraron que no es necesario que \underline{y}_t no tenga tendencia, para obtener estimadores consistentes).

Según Hsiao et al. (2012), se puede obtener estimadores consistentes de $a(L)^{-1}$ y μ por medio del estimador de máxima verosimilitud.

Afirman además, que asumiendo que todas las raíces de $a(L) = 0$ se encuentran fuera del círculo unitario, entonces, el impacto de largo plazo del tratamiento puede ser estimado como la media simple de los efectos del tratamiento estimados. La varianza de dicho estimador puede ser aproximada por estimador HAC de Newey y West (Hsiao et al., 2012).

Ahora bien, previo al uso de series de tiempo se tienen que comparar diferentes modelos, los que irán variando de acuerdo a que unidades de control serán usadas.

Hsiao et al. (2012), sugieren usar la siguiente estrategia de selección de modelo:

Paso 1: Usar el R^2 o los valores de verosimilitud (el paquete “pampe” del software R usa el criterio de R^2 (Vega-Bayo, 2015)), para elegir para cada número de controles cuál es el grupo de controles que genera el mejor estimador (ej: para el estudio de que se usen 3 controles, que set de 3 controles lleva a una estimación con mayor R^2).

Paso 2: De entre estos modelos elegidos, elegir cual es mejor por medio de algún criterio de selección de modelo (“pampe” del software R ofrece BIC, AIC y AICc, donde por default arroja AICc (Vega-Bayo, 2015)).

Dado que en el análisis de Hsiao et al. (2012), se veía que para el caso de relativamente bajos números de periodos pre-tratamiento y post-tratamiento, el resultado entregado al usar el criterio AICc, daba un PMSE (pre-intervention MSE) considerablemente menor al que entregaban otros criterios de selección, hemos decidido usar el criterio AICc.

En el estudio se ve que el método propuesto por los autores es más adecuado que otros métodos para el caso de pocos periodos pre-tratamiento y post-tratamiento (por lo menos si se compara este método con aquellos en que se trata de estimar los factores no observables f_t).

Resultados obtenidos:

Los resultados obtenidos tras incorporar los datos de panel dinámicos planteados por Arellano y Bover, 1995 para solucionar los posibles problemas de endogeneidad de las variables explicativas utilizando como instrumentos sus diferencias y niveles (Difference and System GMM) y posteriormente realizando la estimación en dos etapas para estimar la matriz de pesos heterocedásticos obteniendo estimadores más eficientes en la metodología de diferencias en diferencias, los resultados son los siguientes.

Tabla III

Estimación paneles dinámicos. Uso de derivados en industria de seguros de vida

número contratos	(1)	(2)
reservas técnicas	-8.916 (-1.10)	-8.452 (-1.83)
grado de reaseguramiento	-7.901* (-2.53)	26.34*** (8.28)
log activos	6.228*** (9.07)	1.315*** (8.45)
log apalancamiento	2.862* (2.05)	3.149*** (5.85)
patrimonio de riesgo	-13.01** (-3.12)	-9.934* (-1.96)
tratamiento	4.457* (2.28)	3.836*** (4.95)

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Las dos estimaciones difieren en el grupo de control utilizado para estimar el impacto generado por la aplicación de la NCG 399 relajando las restricciones para empresas las empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años de vida desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia.

El grupo de control de la primera estimación corresponde a las todas las empresas vigentes de la industria de seguros de vida que no cumplen con la característica anterior, es decir tienen un tiempo de vida mayor al establecido

por la normativa, por lo que no alcanzaron a ser impactados en su totalidad por esta.

El efecto producido por el cambio de normativa resulta positivo y significativo al 95% de confianza, por lo que se podría tender a pensar que esta relajación efectivamente ayudo a las empresas con pocos años de vida a aumentar su número de contratos derivados.

Por otra parte, el patrimonio de riesgo y el grado de reaseguramiento resultaron significativos y causando un efecto negativo al número de contratos derivados empleados por parte de la empresas de seguros de vida. Lo que tiene sentido por el hecho de que cumplen un rol mitigador del riesgo de las compañías, actuando con propósitos similares de los activos derivados en su función de Hedging, la que busca disminuir las eventuales pérdidas que se puedan generar al realizar inversiones financieras y mantener la solvencia en rangos razonables por parte de las aseguradoras.

Además, el nivel de activo resulto tener un efecto positivo y significativo al 99,9% de confianza, ya que los activos derivados buscan en cierta medida reducir el riesgo de mercado que existe en cualquier economía, el cual se traduce en la variación del valor de los activos financieros en un periodo de tiempo determinado, debido al cambio de variables economías tales como las tasas de interés y los tipos de cambio.

Con lo que respecta al grado de apalancamiento también resulta significativo y positivo, lo que puede ser explicado en el sentido de que ante un alto nivel de deuda los interés a pagar por parte de las compañías de seguro se van incrementando, por lo que la cobertura de estos o el cambio de tasas

variables a fijas o viceversa podría ser de utilidad tanto para cubrir posibles pérdidas como para planificar de mejor forma los pagos de estos.

Sin embargo el efecto de tratamiento podría estar sesgado por un efecto de selección, donde el grupo de control podría no estar aislando totalmente el efecto al incluir empresas que no tengan características o tendencias similares al grupo de tratados a pesar de que están situadas en la misma industria y sujetas a las mismas condiciones externas.

Es por ello, que se creó un nuevo grupo control utilizando técnicas de la metodología planteada Hsiao et al. (2012). El cual estima los contra factuales idóneos ocupando la capacidad predictivas de estos para el grupo de tratados según criterios de información.

Para este caso en específico se utilizó el criterio de información de Akaike, el cual nos señala la calidad relativa de distintos modelos, teniéndose en consideración la bondad de ajuste y la complejidad de este (1992). Describiendo lo bien que se ajusta un modelo a un conjunto de observaciones, resumiendo las posibles diferencias entre los valores observados y los valores esperados en el modelo de estudio.

Con todas las correcciones anteriores se pudo observar que nuevamente el efecto del tratamiento resultó positivo y significativo, pero esta vez con un nivel de confianza del 0,1% para la industria de seguros de vida.

Por último el grado de reaseguramiento difiere tanto en signo como el valor en ambas estimaciones. Según Hardwick y Adams 1998, el grado de

reaseguramiento puede actuar tanto de complemento como de sustituto de los activos derivados.

En lo que respecta a los resultados procedentes de la metodología de Hsiao et al. (2012), se aplicó el paquete “pampe” del software R, el cual se encargó de hacer todas las regresiones MCO factibles de acuerdo con lo señalado por Vega-Bayo (2015). De modo que la variable dependiente fue el número de contratos de derivados de la empresa “BTG Pactual Chile S.A. Compañía de Seguros de Vida”. Tras haber realizado las regresiones mencionadas anteriormente, el comando “pampe” comparó dichas regresiones de la forma especificada anteriormente.

Producto a lo anterior, se encontró que el modelo que mejor se adecuaba a los datos era aquel donde la única variable independiente era el número de contratos de derivados de la empresa “Principal Compañía de Seguros de Vida Chile S.A.”.

Ahora bien, se optó por analizar el efecto que hubiera tenido el tratamiento en la unidad tratada en periodos pre-tratamiento. Para ello, las regresiones efectuadas fueron sobre observaciones post-tratamiento (Hsiao et al. (2012), Mencionaron que era factible hacer esto).

Siguiendo los procedimientos descritos por Vega-Bayo (2015), se obtuvieron los siguientes resultados procedentes del modelo de regresión empleado por “pampe”:

Tabla IV

Regresión número de derivados empresa de control (Principal Compañía de Seguros de Vida Chile S.A.) sobre número de derivados de empresa tratada (BTG Pactual Chile).

	Estimated	Std Error	t value	Pr
Intercepto	-23,5833	9,1922	-2,566	0,05031
Principal	0,4086 **	0,0614	6,654	0,00116

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

El R² del modelo fue de 87,82%, ello se tradujo en un alto nivel de predicción del modelo, por lo que es de esperarse que los contrafactuales generados tengan un elevado poder predictivo.

Lo siguiente consiste en hacer analizar la diferencia entre los valores reales y los contrafactuales generados. Para ello se creará una variable llamada Diferencia, la cual será igual al Contrafactual (valor estimado) menos Actual (valor real); de esta forma dicha variable reflejará el efecto del tratamiento.

Antes de realizar las inferencias estadísticas respecto al ATE, se evaluará la estacionariedad de los outcomes.

Para ello, se harán tests de Dickey – Fuller Aumentado.

El primer test será sobre el número de contratos de “Principal Compañía de Seguros de Vida Chile S.A.”. Al aplicar dicho test usando el software Stata, se verifica estacionariedad a un nivel de significancia del test del 1%.

Lo siguiente será testear la estacionariedad de “BTG Pactual Chile S.A. Compañía de Seguros de Vida”. Dado la implementación de la normativa, los tests de Dickey – Fuller para esta compañía se aplicarán solo sobre los periodos post-tratamiento, ya que de otra forma la implementación de la normativa, generaría problemas en la evaluación correcta de la estacionariedad. Al implementar el comando en Stata se verifica que no hay estacionariedad (sin embargo aún no se descarta la existencia de estacionariedad dentro de una tendencia).

Li y Bell (2017) demostraron que no es necesario asumir ausencia de tendencia en los outcomes a modo de poder conseguir una estimación consistente (o sea, se puede conseguir una estimación consistente, para el caso en que los outcomes sean estacionarios dentro de una tendencia), por ello ahora se asumirá tendencia en el test de Dickey – Fuller Aumentado. Al implementar el comando en Stata se verifica que hay estacionariedad en torno a una tendencia a un nivel de significancia del test del 1%.

En vista de lo anterior, y siguiendo la lógica propuesta por Li y Bell (2017) (en que se separa el componente tendencial del no tendencial de los outcomes, lo que permitiría posteriormente efectuar una regresión a partir de la cual se generarían contrafactuales que permitirían obtener una estimación consistente del ATE), se hará lo siguiente: primero se hará un de-trending de los outcomes de “BTG Pactual Chile S.A. Compañía de Seguros de Vida” a modo de poder separar la parte tendencial de la no tendencial del outcome (el de-trending se hace por medio de un MCO de “BTG Pactual Chile S.A.

Compañía de Seguros de Vida” contra la variable de tiempo definida (ello usando las observaciones procedentes solo de periodos post-tratamiento)). Luego a partir de los resultados se usa el coeficiente estimado para la variable de tiempo. Si se resta del outcome, el producto entre este coeficiente y la unidad de tiempo, se obtendrá la parte no tendencial del outcome.

Luego se planteará la regresión MCO de la parte no tendencial del outcome versus las siguientes variables: outcome de “Principal Compañía de Seguros de Vida Chile S.A.”; y la unidad de tiempo. Ello usando solamente observaciones post-tratamiento.

Usando los resultados obtenidos por esta última regresión se armará el contrafactual de los periodos pre-tratamiento. La regresión MCO de la que procede el contrafactual tiene un R^2 de 81,67%; lo que implica que los contrafactuales tienen un elevado poder predictivo.

Luego, la diferencia entre el contrafactual y la parte no tendencial del outcome, para los periodos pre-tratamiento consistirá en los efectos del tratamiento.

Un estimador consistente del ATE sería entonces la media muestral de los efectos mencionados recién.

El último test de estacionariedad que se efectuará (el que nuevamente será un test de Dickey – Fuller Aumentado), será sobre el efecto estimado del

tratamiento. Dicho test verificó que el efecto estimado del tratamiento, es estacionario a un nivel de significancia del test del 1%.

Para realizar las inferencias estadísticas respecto al ATE, se va a analizar la posible presencia de correlación serial en los efectos del tratamiento estimados. Lo que se hará por medio del test de Durbin - Watson.

El “d” estimado mediante el test de Durbin – Watson, resultó ser de 1,11; ello nos señala que no es claro que haya correlación serial, o que de haberla no debiera ser marcada.

Luego, se calculará la media muestral de los valores de Diferencia⁴ para los periodos pre-tratamiento, usándose los errores HAC de Newey – West. En vista del resultado arrojado por test de Durbin – Watson, se van a usar lags de 0 y de 1. Los resultados que arrojó Stata para los lags de 0 y de 1 respectivamente fueron:

Tabla V

Estimación ATE. Errores estándar HAC de Newey-West.

	Coef	Std Error	t value	Pr
lag(0)	17,06185**	2,148254	7,94	0,004
lag(1)	17,06185**	2,124106	8,03	0,004

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

⁴ Ello basándonos en que Hsiao et al. (2012) sugirieron usar la media muestral como estimador, para el caso en que todas las raíces de $a(L) = 0$ estuvieran fuera del círculo unitario; y que Li y Bell (2017) también sugirieron emplear dicho estimador.

Se puede apreciar que el resultado para el lag(0) es similar al que entrega lag(1), lo que va de acuerdo con el resultado que entregó el test de Durbin - Watson. De este modo se puede afirmar que asumir ausencia de autocorrelación parece bastante razonable.

Ahora bien, los errores estándares obtenidos anteriormente (los que emergieron de la media muestral de los efectos del tratamiento estimados), son solo un componente de los errores estándares requeridos para hacer inferencias estadísticas respecto al ATE.

En efecto, siguiendo lo propuesto por Li y Bell (2017), hay que incorporar el componente que refleja el error estándar generado por el hecho de que la evaluación del ATE se está haciendo a partir de la diferencia entre un valor observado y uno estimado (si ambos valores fueran observados, no sería necesario incorporar este componente, pero como uno de ellos es estimado, hay que incorporar un componente que refleje el error estándar generado a partir de la estimación de este valor).

Li y Bell (2017) expresan este componente ($\widehat{\Sigma}_1$) de la siguiente manera:

$$\widehat{\Sigma}_1 = \left(\frac{T_2}{T_1} \right) \widehat{E}(x_t)' \widehat{V}\widehat{E}(x_t)$$

Donde T_2 , representaría para nuestro caso los periodos pre-tratamiento (recordar que se optó por estimar los contrafactuales a partir de los periodos post- tratamiento, para simular la aplicación del tratamiento en periodos en que no se había aplicado); T_1 , representaría para nuestro caso los periodos

post-tratamiento; $x_t = (1, \bar{y}_t)$; $\hat{E}(x_t) = \left(1, \hat{E}(\bar{y}_t)\right)$, $\hat{E}(\bar{y}_t) = T_1^{-1} \sum_{t=1}^{T_1} \bar{y}_t$; y \hat{V} es un estimador consistente de $Var(\sqrt{T_1} \hat{\beta})$, donde $\hat{\beta}$ son los estimadores de los coeficientes de la regresión MCO a partir de la cual se generaron los contrafactuales (estos estimadores incluyen al estimador de la constante en la regresión)⁵.

Luego, se divide este componente en el número de periodos pre-tratamiento; al resultado de esto se le suma el cuadrado del error estándar que se había estimado antes (cuando se usó el comando `newey`). Entonces se obtiene la raíz cuadrada de esa suma; dicha raíz cuadrada representa según Li y Bell (2017) el error estándar que se debe usar para la inferencia estadística del ATE.

Dicho error estándar, para el caso de $lag(0)$ (o sea, para el caso en que se asume ausencia de autocorrelación) fue de 2,565. Lo que hace que el ATE estimado sea significativo al 1%. De este modo es posible decir que el ATE estimado es positivo y significativo (para el caso de $lag(1)$, se obtiene un error estándar de 2,545, lo que conduce a un nivel de significancia del 1% para el estimador del ATE).

Por último, para analizar la robustez del estimador del ATE se procederá de la siguiente manera: se correrá el comando “`pampe`”, donde se utilizará el criterio de información de Akaike en vez del criterio de información de Akaike corregido (ello hará más probable la obtención de modelos con más parámetros); luego se testeará la estacionariedad de las unidades de control

⁵ Para obtener el estimador de $Var(\sqrt{T_1} \hat{\beta})$, se va extraer la estimación de la matriz de varianzas-covarianzas de los estimadores de los

(usando el test de Dickey – Fuller aumentado), si alguna de ellas no es ni estacionaria, ni estacionaria en torno a una tendencia se va a eliminar dicha unidad del set de elección, y se volverá a correr el comando “pampe” con el criterio de información de Akaike.

Lo anterior se repite hasta obtener un modelo donde todas las unidades de control sean estacionarias o estacionarias en torno a una tendencia.

En la medida que el modelo final tenga unidades estacionarias en torno a una tendencia, se va a hacer el de-trending y estimación de contrafactuales de manera similar a como se hizo anteriormente.

Producto de este procedimiento se obtuvieron como unidades de control a las siguientes empresas: “Principal Compañía de Seguros de Vida Chile S.A.”, “CN Life Compañía de Seguros de Vida S.A.”, y “Compañía de Seguros Corpseguros S.A.”.

El modelo del que se generan los contrafactuales presenta un R^2 de 95,23%. A partir de dichos contrafactuales se obtienen las estimaciones de los efectos del tratamiento. Promediando dichas diferencias y usando errores estándares HAC de Newey - West, se logra una estimación consistente del ATE. Los resultados de dicha estimación para los lags de 0 y de 1 corresponden respectivamente a:

coeficientes, derivada del uso de MCO en Stata.

Tabla VI

Estimación ATE. Criterio AIC en vez del criterio AICc (errores estándares HAC de Newey-West.

	Coef	Std Error	t value	Pr
lag(0)	15,76527	1,994567	7,9	0,004
lag(1)	15,76527	1,616923	9,75	0,002

*p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001

Se puede observar que el valor del coeficiente y el valor de los errores estándares obtenidos a partir de usar el comando newey, se asemejan al caso de la estimación original del ATE (la que había sido obtenida usando el criterio de información de Akaike corregido). Se calculó el otro componente del error estándar del estimador del ATE (el componente que procede de usar contrafactuales estimados en vez de contrafactuales observados). Posteriormente se hicieron procedimientos similares a los descritos con anterioridad, los que condujeron al error estándar del estimador del ATE. Dicho error estándar fue de 2,24 para el caso de lag de 0, y de 1,91 para el caso de lag de 1; con lo cual es posible afirmar que el estimador del ATE es significativo a un 1% para un lag de 0 y para un lag de 1.

Por ello se puede afirmar que el estimador es razonablemente robusto.

Conclusión:

Para el presente estudio, se intentó analizar el impacto que tuvo la aplicación de la norma NCG 399 sobre el uso de derivados dentro de la

industria de seguros de vida chilena, relajando las restricciones al uso de derivados, en que 3 de los 7 puntos le impactan exclusivamente a las empresas que se encuentran en sus primeros 3 años de existencia. Encontrando un efecto significativo en empresas de dicha industria y especialmente la para aseguradora BTG Pactual.

Para lograr a la conclusión anterior se utilizaron las metodologías de diferencias en diferencias y la planteada por Hsiao et al. (2012), siendo la primera metodología sensible a los posibles errores de selección y de endogeneidad de las variables explicativas.

El primer posible problema fue corregido a través de la selección de contra factuales por medio de la comparación de distintos modelos de regresión (donde los regresores correspondían a los posibles contra factuales) por medio del criterio de información de Akaike. Para posteriormente corregir los problemas de endogeneidad ocupando la técnica de datos de panel dinámico planteada por Arellano y Bover, 1995.

La estimación por medio del método de Hsiao et al. (2012) fue complementada por los aportes efectuados por Li y Bell (2017) a dicho método. Gracias a esos aportes fue posible llegar a una estimación consistente del efecto del tratamiento basada en el método de Hsiao et al. (2012).

Para el método de Hsiao et al. (2012) se usa solamente una unidad de tratamiento (a diferencia de DD, donde se trabaja a nivel agregado), lo que es favorable para el caso en que hayan pocas unidades de tratamiento (como fue el caso de este estudio). Se eligió analizar desde esta

metodología exclusivamente a la empresa “BTG Pactual Chile S.A. Compañía de Seguros de Vida” ya que esta empresa fue la única del grupo tratado que empleó derivados a lo largo de los periodos comprendidos por el estudio.

Las diferencias en los resultados del impacto normativo en ambas metodologías se deben principalmente a un posible efecto bajo el umbral de censura que en este caso es 0 contratos derivados, siendo la metodologías de DD la que la captura ya que trabaja a nivel agregado y es por ello que el coeficiente del tratamiento fue de tan solo 3,83 a diferencia de la metodología planteada por Hsiao et al. (2012) donde el coeficiente fue de 17,06.

En conclusión a través de estimaciones robustas se puede decir que la normativa NCG 399 tiene efectos positivos para empresas de seguros que se encuentren dentro de sus tres primeros años de vida desde la fecha de la Resolución que autoriza su existencia, encontrando resultados tanto a nivel agregado como individuales.

Anexo 1:

Supuestos Hsiao et al. (2012):

Supuesto 1: $\| \underline{b}_i \| = c < \infty$ para todo i .

Supuesto 2: $\underline{\varepsilon}_t$ es $I(0)$ con $E(\underline{\varepsilon}_t) = 0$ y $E(\underline{\varepsilon}_t \underline{\varepsilon}_t') = V$, donde V es una matriz diagonal constante.

Supuesto 3: $E \underline{\varepsilon}_t \underline{f}_t' = \underline{0}$.

Supuesto 4: $\text{Rango}(B) = K$.

Supuesto 5: $E(\varepsilon_{js} | d_{it}) = 0$, para $j \neq i$.

Supuesto 6: Para un K y un N fijos, existe un $\underline{a} \in N(B)$, tal que en la vecindad de \underline{a}

$$E\left[\frac{1}{T_1} \left(\underline{y}_1^0 - \underline{e}\bar{\alpha} - Y\underline{a}^*\right)' A \left(\underline{y}_1^0 - \underline{e}\bar{\alpha} - Y\underline{a}^*\right)\right]$$

Tiene un único mínimo.

Supuesto 7: ε_{it} es un proceso débilmente dependiente.

Referencias

- Li, K. T., & Bell, D. R. (2017). Estimation of average treatment effects with panel data: Asymptotic theory and implementation. *Journal of Econometrics*, 197(1), 65-75.
- Hsiao, C., Steve Ching, H., & Ki Wan, S. (2012). A panel data approach for program evaluation: measuring the benefits of political and economic integration of Hong kong with mainland China. *Journal of Applied Econometrics*, 27(5), 705-740.
- Ainhoa Vega-Bayo (2015). pampe: Implementation of the Panel Data Approach Method for Program Evaluation. R packages version 1.1.2. <https://CRAN.R-project.org/packages=pampe>
- Vega-Bayo, A. (2015). An R Package for the Panel Approach Method for Program Evaluation: pampe. *R Journal*, 7(2).
- Warner, J.B. (1977) 'Bankruptcy costs: Some evidence', *Journal of Finance* 32(2): 337–34
- Blundell, R., & Costa Dias, M. (2000). Evaluation methods for non-experimental data. *Fiscal studies*, 21(4), 427-468.
- Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. (2015). Norma de Carácter General N° 399. Recuperada el 13 de Octubre de 2017, de http://www.svs.cl/normativa/ncg_399_2015.pdf
- Hardwick, P., & Adams, M. (1999). The determinants of financial derivatives use in the United Kingdom life insurance industry. *Abacus*, 35(2), 163-184.

- Bolsa de Comercio de Santiago de Chile. (2015). Guía Mercado de Derivados. Recuperada el 13 de Octubre de 2017, de <http://www.bolsadesantiago.com/Biblioteca%20de%20Archivos/Extension/Documentos/20150602%20Gu%C3%ADa%20Mercado%20Derivados%20%28espa%C3%B1ol%29.pdf>
- Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. (2006). Norma de Carácter General N° 200. Recuperada el 13 de Octubre de 2017, de http://www.svs.cl/sitio/normativa_tramite/ncg_200_2006.pdf
- Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. (2008). Norma de Carácter General N° 232. Recuperada el 13 de Octubre de 2017, de http://www.svs.cl/normativa/ncg_232_2008.pdf
- Superintendencia de Valores y Seguros de Chile. (2010). Norma de Carácter General N° 298. Recuperada el 13 de Octubre de 2017, de http://www.svs.cl/normativa/ncg_298_2010.pdf
- Akaike, H. (1992). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In Breakthroughs in statistics (pp. 610-624). Springer New York.
- Heckman, J. J., & Hotz, V. J. (1989). Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs: The case of manpower training. Journal of the American statistical Association, 84(408), 862-874.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of econometrics, 68(1), 29-51.

- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Shu, P. G., & Chen, H. C. (2003). The determinants of derivatives use: Evidence from non-financial firms in Taiwan. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 6(04), 473-500.
- Takao, A., & Lantara, I. (2009). The determinants of the use of derivatives in Japanese insurance companies.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1986). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix.
- Savin, N. E., & White, K. J. (1977). The Durbin-Watson test for serial correlation with extreme sample sizes or many regressors. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989-1996.
- Shiu, Y. M. (2011). What Motivates Insurers to Use Derivatives: Evidence from the United Kingdom Life Insurance Industry. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 36(2), 186-196.
- Nance, D. R., Smith, C. W., & Smithson, C. W. (1993). On the determinants of corporate hedging. *The journal of Finance*, 48(1), 267-284.

- Bartram, S. M., Brown, G. W., & Fehle, F. R. (2009). International evidence on financial derivatives usage. *Financial management*, 38(1), 185-206.

- Berkman, H., & Bradbury, M. E. (1996). Empirical evidence on the corporate use of derivatives. *Financial management*, 5-13.