INSTITUTO TECNOLOGICO Y DE ESTUDIOS SUPERIORES DE MONTERREY
CAMPUS CIUDAD DE MEXICO

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

T E S I S

MAESTRO EN ECONOMIA APLICADA

MARCO ALBERTO HUIDOBRO ORTEGA

DICIEMBRE 9 DE 2002

SECRETARÍA DE HACIENDA Y CRÉDITO PÚBLICO
COMISIÓN NACIONAL DE SEGUROS Y FIANZAS

México, D. F. a 1°. de noviembre de 2002

Lic. Alberto Huidobro Ortega
Puebla No. 46 Casa 2,
Col. Cuajimalpa
C.P. 05000 México, D. F.

La Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, la Asociación Mexicana de Instituciones de Seguros, A.C. y la Asociación de Compañías Afianzadoras de México, A.C., tienen el agrado de comunicarle que su trabajo titulado "Economías de escala y de alcance en el sector asegurador mexicano", ha sido merecedor al **tercer lugar** en la categoría de Seguros del **IX Premio de Investigación Sobre Seguros y Fianzas** 2002.

Hacemos de su conocimiento que la ceremonia de premiación se realizará el día 15 del presente a las 12:00 hrs., en el Auditorio "Lic. Antonio Ortiz Mena" de Nacional Financiera, S.N.C., sita en el nivel jardín del conjunto Plaza Inn, Insurgentes Sur 1971, Col. Guadalupe Inn, C.P. 01020 México, D.F.

Sin otro particular, aprovecho la presente para enviarle un cordial saludo.

Atentamente.
Sufragio Efectivo. No Reelección.
Comisión Nacional de Seguros y Fianzas
Vicepresidente de Análisis y Estudios Sectoriales

noveno

ASOCIACIÓN DE COMPAÑÍAS AFIANZADORAS DE MÉXICO

ASOCIACIÓN MEXICANA DE INSTITUCIONES DE SEGUROS

COMISIÓN NACIONAL DE SEGUROS Y FIANZAS

OTORGAN EL PRESENTE

DIPLOMA

A *Mtro. Alberto Huidobro Ortega*

POR HABER OBTENIDO ***TERCER LUGAR*** DE LA CATEGORÍA DE ***SEGUROS*** EN EL

IX Premio de Investigación Sobre Seguros y Fianzas 2002

México, D. F. a 15 de Noviembre del 2002

[redacted]

LIC. ADOLFO CHRISTLIEB MORALES
PRESIDENTE
AFIANZA

[redacted]

C.P. JOSÉ LUIS LLAMOSAS PORTILLA
PRESIDENTE
AMIS

[redacted]

LIC. MANUEL S. AGUILERA VERDUZCO
PRESIDENTE
CNSF

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

INDICE

INTRODUCCION.....Pág. 1

CAPITULO 1. ANÁLISIS DEL SECTOR.....Pág. 7

I. Estructura .....Pág. 7

II. Crecimiento.....Pág. 10

III. Composición de la Cartera.....Pág. 12

IV. Penetración del Sector Asegurador en la Economía.....Pág. 12

V. Concentración.....Pág. 14

CAPITULO 2. MARCO TEORICO.....Pág. 21

I. Un modelo para el mercado de seguros .....Pág. 21

II. La función de costos.....Pág. 24

CAPITULO 3. DESARROLLO EMPÍRICO.....Pág. 36

I. Desarrollo empírico.....Pág. 36

II. Variables a utilizar.....Pág. 37

III. Modelo empírico.....Pág. 40

IV. Método de estimación.....Pág. 42

V. Economías de escala.....Pág. 44

VI. Economías de alcance.....Pág. 45

CAPITULO 4. RESULTADOS.....Pág. 52

I. Análisis de los datos.....Pág. 52

II. Resultados de la estimación.....Pág. 60

CONCLUSIONES, RECOMENDACIONES Y LIMITACIONES
.....Pág. 71

APÉNDICE 1.....Pág. 74

APÉNDICE 2.....Pág. 76

APÉNDICE 3.....Pág. 80

BIBLIOGRAFIA.....Pág. 93

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

INTRODUCCION

En las últimas décadas, el sistema financiero nacional e internacional ha observado grandes transformaciones tanto en materia de regulación como en cuanto a su forma de operar, organizarse, y respecto al número de participantes.

El sector asegurador no ha escapado a esa tendencia. A nivel internacional las empresas aseguradoras han participado en las transformaciones observadas en los mercados financieros. Así, muchas aseguradoras se han incorporado a poderosos grupos financieros y, en ocasiones, han sido ellas quienes han integrado a su estructura a bancos, casas de bolsa, afianzadoras, etc[1].

No obstante, el desarrollo de nuestro sector asegurador ha sido relativamente modesto. En efecto, a pesar de que esta actividad tiene más de 200 años en México[2], y de que al cierre de 2001 existían en el mercado un significativo número de aseguradoras (65 empresas), junto con 2 Sociedades Mutualistas y 3 Reaseguradoras, este sector no ha alcanzado el grado de penetración en la economía que le caracteriza en otros países, en lo cual han influido diversas condiciones de crecimiento económico, de nivel y distribución del ingreso, aspectos fiscales, la no obligatoriedad legal de los seguros, etc[3]. A ello responde el que las autoridades y empresarios del sector se han referido reiteradamente a la necesidad de crear una "cultura del seguro" en nuestro país.

Por otra parte, en dicho mercado se presentan elevados niveles de concentración, incluso en relación con otros países[4]. Como ejemplo considérese que, durante el año 2001, 4 empresas, a saber, Seguros Comercial América (19%), Grupo Nacional Provincial (16%), Aseguradora Hidalgo (11%) y Seguros Inbursa (9%), emitieron el 55% del total de las primas de seguros, patrón que se reproduce al analizar la emisión de primas por cada Operación de esta actividad.

Otro aspecto interesante del mercado asegurador es que no todas las empresas participan en todas las Operaciones y Ramos. En efecto, al cierre de 2001, en la Operación de Daños sólo participaban 47 empresas, 43 lo hacían en Vida, 38 en Accidentes y Enfermedades, y 14 en Pensiones. Como reflejo de esto último, existían 13 empresas especializadas en Daños, 7 en Pensiones, 4 en Vida y una en Accidentes y Enfermedades.

Esta breve descripción del sector asegurador en México motiva preguntas como: ¿Porqué habiendo tan significativo número de empresas en el mercado se observa una elevada concentración en la industria? ¿Existen razones económicas que justifiquen que algunas empresas no emitan todo tipo de primas? ¿Habrá justificación económica para la existencia de empresas especializadas en ciertas Operaciones y Ramos de la actividad?.

El propósito de este estudio es contribuir a conocer las condiciones tecnológicas imperantes en la "producción" de seguros y, con base en ello, analizar, desde el punto de vista de eficiencia económica, la conveniencia que en el país existan empresas aseguradoras autorizadas para ofrecer todo tipo de seguros.

La hipótesis del trabajo es entonces que, de manera similar a lo que ocurre en otras esferas del sistema financiero, existen economías de escala y economías de alcance en las operaciones que realiza el sector asegurador mexicano.

Como se recordará, la presencia de economías de escala implica que al aumentar el volumen producido, disminuye el costo medio de producción. Es decir, que los costos totales aumentan menos que proporcionalmente al volumen producido. Por su parte, la presencia de economías de alcance puede ser interpretada como complementariedad de costos en la producción de dos o más productos, y se manifiesta en el hecho de que resulta más barato producir dos o más bienes de manera conjunta que por separado.

Cabe recordar que a efecto de probar empíricamente la posible existencia de economías de escala y de alcance, el analista puede optar por estimar econométricamente una función de producción o una función de costos. En el presente estudio se eligió estimar una función de costos. Ello en razón de que la estimación de una función de costos sólo requiere suponer que el nivel de producción es exógeno o predeterminado, y que la empresa bajo análisis es tomadora de precios en el mercado de insumos. Otro elemento sumamente atractivo en la función de costos es que permite desarrollar el análisis sin hacer ningún supuesto en cuanto a la estructura del mercado de productos donde opera la empresa.

La relevancia del estudio radica en que sus resultados arrojan luz sobre las condiciones tecnológicas imperantes en el sector asegurador mexicano y aportan elementos de juicio para evaluar la pertinencia de lo que establece la Ley General de Instituciones y Sociedades Mutualistas de Seguros, en su Artículo 7, en relación con la prohibición para que las aseguradoras del país ofrezcan simultáneamente seguros de "personas" y de "cosas".

El documento está organizado en cuatro Capítulos. El primero de ellos se dedica a describir al sector asegurador, especialmente en lo que se refiere a la evolución del número de empresas que lo conforman, de las empresas filiales, de las integradas a grupos financieros, su crecimiento en los últimos años y el grado de concentración de la industria, medido conforme a diversos criterios. De dicho análisis se obtienen síntomas propios de una industria con estructura de mercado de competencia monopolística, diagnóstico que puede ser reafirmado en caso de existir externalidades en la producción de seguros, específicamente, en caso de encontrarse evidencia de economías de escala y/o alcance.

El Capítulo 2 inicia presentando un modelo teórico extremadamente simplificado cuyo propósito es describir brevemente el proceso de maximización de utilidad que realizan tanto el comprador como el oferente de seguros, lo que permite identificar la naturaleza del negocio asegurador, que no es otra cosa que la compra y venta de un bien llamado "seguridad", a un precio denominado "prima", y destacar la importancia de los costos de las aseguradoras en el equilibrio del mercado. Una vez fundamentada teóricamente la importancia de los costos en el equilibrio del mercado, se detallan las propiedades de las funciones de costos y se propone una Función tipo Translogarítmica (translog) para modelar los del sector asegurador mexicano. Se elige una translog a efecto de no imponer ningún tipo de restricción sobre las características de la función de costos ni sobre la función producción que, por dualidad, de ella se puede obtener. De hecho, la translog

representa una especificación sumamente flexible, capaz de aproximar una gran variedad de formas funcionales. Así, este estudio es, hasta donde tengo conocimiento, el segundo que analiza teórica y empíricamente la eficiencia económica con que operan las aseguradoras en México.

En el tercer Capítulo se detalla el desarrollo empírico del modelo, las variables a utilizar, el método de estimación y la forma práctica de calcular las economías de escala y de alcance. El análisis se basa en información agregada anual para el sector asegurador mexicano en el periodo que va de 1978 a 2001. Dadas las limitaciones de información disponible, se considera que los productos ofrecidos por las aseguradoras son los seguros de vida, accidentes y enfermedades, daños y automóviles, y que los insumos empleados son únicamente capital físico y mano de obra. En este capítulo se refiere la discusión teórica en torno a la adecuada medición de los productos que ofrecen las empresas proveedoras de servicios en general, de servicios financieros y de seguros, y se argumenta a favor de la definición empleada en este estudio.

Asimismo, se dedica una sección a describir el método de estimación, es decir, el método SUR (Seemingly Unrelated Regresión Equations), aplicable a sistemas de ecuaciones que guardan algún tipo de dependencia lineal, enfatizando la inconveniencia de utilizar el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios ya que ello conduciría a una pérdida de eficiencia en la estimación de los parámetros.

El Capítulo 4 presenta una descripción gráfica de las variables utilizadas y los resultados obtenidos en la estimación del modelo, mismos que permiten afirmar que existe soporte teórico y empírico para la existencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano, circunstancia que justifica, desde el punto de vista de eficiencia económica, que las instituciones deseen emitir, simultáneamente, todo tipo de pólizas de seguros. Este hallazgo apunta en el mismo sentido a lo encontrado por diversos estudios dedicados a analizar las características que prevalecen en la función de costos de empresas financieras de diverso tipo. En el caso del sector asegurador mexicano, confirman lo encontrado por un estudio similar realizado en 1993. Sin embargo, aquél trabajo no incorporaba el análisis de Cointegración, lo que podía significar que sus resultados econométricos no reflejaran verdaderas relaciones subyacentes o de largo plazo entre las variables analizadas, además de que consideraba sólo dos productos (seguros de "personas" y seguros de "cosas")[5].

Un segundo resultado consiste en que se encontró evidencia de rendimientos constantes específicos a escala en las Operaciones de Vida, Accidentes y Enfermedades, Daños y en el Ramo de Automóviles circunstancia que, en sí misma, deja abierta la posibilidad de contar con instituciones especializadas en estos productos. Sin embargo, la presencia de economías globales de escala constituye razón suficiente para no buscar la especialización en el sector asegurador.

En tercer y último lugar, no se detectaron economías de alcance al calcularlas en la mayoría de parejas de seguros. Sólo se encontró evidencia de ventajas en costos al ofrecer simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades.

El documento termina con diversas conclusiones. Las principales son: 1) Existe evidencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano por lo que la estructura de ese mercado se ajusta a la definición de competencia monopolística; 2) Desde el punto de vista de eficiencia económica, conviene evitar la creación de instituciones dedicadas a ofrecer, de manera exclusiva, tipos específicos de seguros; 3) En especial, a las empresas que venden seguros de personas les conviene vender simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades y, 4) La decisión sobre ofrecer al público una canasta variada de seguros debe descansar en consideraciones relacionadas con la presencia de economías globales de escala, la diversificación de la cartera, la adecuada administración de riesgos, así como la reducción en los costos de transacción, factores todos ellos que favorecerían la provisión conjunta de diversos tipos de seguros.

Asimismo, los resultados motivan algunas recomendaciones. En primer lugar, conviene a las empresas revisar su estrategia de negocio, a fin de evitar su especialización. Segundo, se sugiere discutir la pertinencia de lo que establece la Ley General de Instituciones y Sociedades Mutualistas de Seguros, en su Artículo 7, en relación con la prohibición para que las aseguradoras del país ofrezcan simultáneamente seguros de "personas" y de "cosas". Ello en virtud de que, dado el principio de no retroactividad de la Ley, esta disposición, que data de enero de 2002, sitúa en desventaja relativa tanto a las compañías que potencialmente participen en el mercado mexicano, como a las que antes de enero de 2002 no tenían autorizada la emisión de todo tipo de pólizas, frente a las que ya contaban con dichas autorizaciones, además de que podría reducir las posibilidades de las primeras para lograr una operación más eficiente. Con base en los resultados de este trabajo, la nueva disposición implica que sólo las empresas que hasta el cierre de 2001 contaban con autorización para vender todo tipo de seguros, estarán en posibilidades de obtener y beneficiarse de la existencia de economías globales de escala, y las que no contaban con tales autorizaciones quedarán excluidas de tal ventaja. Una posible salida a este problema sería fijar un plazo máximo de desinversión para las empresas autorizadas para vender seguros de personas y de cosas, y separar ambas líneas del negocio en empresas independientes, a efecto de que todas las participantes en el mercado trabajen bajo las mismas condiciones.

Otras recomendaciones se refieren, por un lado, a revisar, desde el punto de vista de eficiencia económica, la exigencia de especialización para los seguros relacionados con contratos que tengan como base planes de pensiones, y para el Ramo de Salud. Si bien en este estudio no se analizó explícitamente ni a los seguros de pensiones ni a los de salud, la referencia a ellos se deriva de los demás resultados obtenidos.

Por otro lado, convendría estudiar de manera formal si efectivamente se observa una reducción importante en el riesgo de las empresas al autorizárseles la emisión de todo tipo de pólizas, así como probar, a nivel de cada empresa, que las que manejan toda la gama de seguros son más eficientes que las otras, y si ese tipo de empresas, totalmente diversificadas, no imponen costos indeseables en términos de bienestar social y para efectos de su regulación y supervisión.

La última recomendación sería que las autoridades, concretamente la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, así como las empresas, por conducto de la Asociación Mexicana de Instituciones de Seguros, redoblen sus esfuerzos por poner a disposición de los analistas información útil para realizar más estudios, y más profundos, sobre este sector. Ello con el fin de analizar diversos aspectos de la actividad aseguradora y, de esa forma, facilitar la elaboración de documentos que aporten elementos de juicio para la toma de decisiones de todos los involucrados.

De hecho, la principal limitación que se tuvo que enfrentar para realizar este estudio fue la disponibilidad de información. Por un lado, el periodo más largo para el que se obtuvieron cifras fue de 1975 a 2001, y ello con limitaciones, como en el caso de información sobre empleados y funcionarios en las empresas aseguradoras, así como de agentes de seguros en el país. La información trimestral disponible cubría un periodo que significaba contar con menos observaciones para cada una de las variables, dándose incluso el caso en que no existían cifras para algunas de ellas.

Otra fuente de limitación para la realización de este estudio, ligada con la anterior, fue la metodología empleada. Específicamente, la utilización de una función de costos tipo translog exige contar con la mayor cantidad de datos posible ya que involucra la estimación de un importante número de parámetros, circunstancia que obligó a buscar una especificación que supusiera la existencia de únicamente dos insumos en la producción de seguros, y de sólo cuatro productos. Sin duda, una mayor disponibilidad de información hubiese permitido desarrollar un estudio que contemplara explícitamente una más amplia gama de Operaciones, Ramos e insumos.

Finalmente, se enfrentó la limitación de no contar con información estadística para estudiar las condiciones tecnológicas presentes "al interior" de los diferentes Ramos y Operaciones de seguros. En el caso de los seguros de pensiones y de salud, se requiere dar un tiempo a la generación, recopilación y procesamiento de la información estadística necesaria para ello. En lo que toca a las Operaciones de Vida y Daños, con apoyo del sector, podría contarse con ella en un plazo más breve.

[1] A partir de 1993, la Ley mexicana permitió a las aseguradoras del país encabezar agrupaciones financieras. Véase Comisión (1994). También en Dinamarca se otorga tal facilidad. Véase Rubalcava (1993), Pág. 28.
[2] Véase Minzoni (1994).
[3] Véase Casanueva (1992).
[4] Véase Casanueva (1992), Solís (1993) y Comisión (1994). Cabe mencionar que Solís (1991) afirma acertadamente que "Como en cualquier tipo de industria, la estructura del mercado (de seguros) se determina, en parte, por la estructura de costos".
[5] Véase Ugalde (1993).

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

CAPITULO 1. ANALISIS DEL SECTOR

Este capítulo tiene como propósito describir al sector asegurador, específicamente en lo que se refiere al número de empresas que lo conforman, las empresas filiales, las integradas a grupos financieros, su crecimiento reciente y el grado de concentración de la industria.

I. Estructura

En los últimos años, el sector asegurador mexicano ha experimentado diversos cambios en su estructura. Por ejemplo, entre 1995 y 2001, el número de empresas aumentó en 14, al pasar de 56 a 70.

Número de Empresas en el Sector Asegurador, 1995-2001

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Nacionales	2	2	2	2	2	2	2
Privadas	49	54	62	60	60	62	63
Mutualistas	3	3	3	3	3	3	2
Reaseguradoras	2	2	3	3	3	3	3
Total	56	61	70	68	68	70	70
Filiales	13	19	23	26	28	31	34
Grupos Finan.	14	13	16	17	17	15	14

Fuente: Elaborado con base en información de la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas.

En buena medida, el aumento en el número de empresas se explica por la entrada de compañías filiales de instituciones extranjeras, las cuales pasaron de 13 en 1995, a 34 en 2001. Ello a su vez responde, fundamentalmente, a las mejores condiciones para la inversión externa derivadas de la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte, al amparo del cual, a principios del año 2000, se eliminaron las cuotas de mercado para las empresas filiales, beneficio que fue extendido a favor de los países firmantes del Tratado de Libre Comercio signado con la Unión Europea, y de todos los miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico[1]. Asimismo, el número de empresas se ha visto alentado por el inicio, en julio de 1997, del nuevo Sistema de Pensiones y por la creación de la Operación de Salud[2].

En este punto es importante recordar que la inversión extranjera en el sector asegurador ha estado presente a lo largo de toda su historia. De hecho, desde su nacimiento y hasta el primer tercio del siglo XX, la mayor parte de las empresas eran de capital europeo y estadounidense, en ese orden. En 1989, seis empresas contaban con inversión extranjera, elevándose a nueve en 1990, doce en 1992 y catorce en 1993[3]. Dado que las empresas filiales cuentan con capital mayoritariamente extranjero, sólo se reportan a partir de 1995.

Instituciones Filiales en el Sector Asegurador Mexicano, 1995-2001

Filial	Empresa Matriz	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ACE Seguros	Cigna International Holdings	-	-	*	*	*	*	*
AIG México, Seguros Interamericana	American International Group	-	*	*	*	*	*	*
Allianz México (antes Cuauhtémoc)	Allianz of America Inc.	*	*	*	*	*	*	*
Allianz Rentas Vitalicias	Allianz of America Inc.	N.O.	N.O.	N.O.	*	*	*	*
American Bankers (antes Reaseguradora Maya)	American Bankers Insurance Group Inc.	*	*	*	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.
American National de México	Anmex International Inc.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	*	*	*
Cigna Seguros	Cigna Holdings Overseas	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	*
Colonial Penn de México	Colonial Penn Insurance Co.	N.O.	*	*	*	*	*	*
Combined Seguros México	Combined Insurance Market of America	*	*	*	*	*	*	*
Conseco Seguros (antes Pioneer)	Pioneer Financial Services	*	*	*	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.
Chubb de México (antes Equitativa)	Federal Insurance Co.	-	*	*	*	*	*	*
El Águila	Windsor Insurance	*	*	*	*	*	*	*
Generali México (antes Anglomexicana de Seguros)	Transocean Holding Corporation	*	*	*	*	*	*	*
Geo New York Life	New York Life International Inc.	-	-	-	*	*	*	N.O.
Gerling Comesec	Gerling American Insurance Co.	-	-	-	-	-	*	*
Gerling de México	Gerling American Insurance Co.	N.O.	*	*	*	*	*	*
Hartford Seguros, S.A. de C.V. (antes DFI)	Hartford Life International LTD	N.O.	N.O.	-	-	-	-	*
ING Seguros, S.A. de C.V.	Int. Nederlanden US Insurance Holdigs Inc.	*	*	*	*	*	*	*
Kemper de México (antes La Territorial)	Kemper International Co.	-	-	-	-	-	*	*
Principal México	Principal International Inc.	-	*	*	*	*	*	*
Principal Pensiones	Principal International Inc.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	*	*	*
Reliance National de México (antes Protección Mutua)	Reliance National Insurance Co.	*	*	*	*	*	*	*
Seguros BBV-Probursa (antes Seguros Probursa)	BBV International Investment Co.	*	*	*	*	*	*	*
Seguros Comercial América (antes América)	Valores Consolidados, S.A. De C.V.	-	-	-	-	-	-	*
Seguros del Centro	General Electric Assurance Company	-	*	*	*	*	*	*
Seguros Génesis	Metropolitan Life Insurance Co.	-	-	*	*	*	*	*
Seguros Inbursa (antes Liberty México)	Grupo Financiero Inbursa	-	-	*	*	*	*	-
Seguros Monterrey New York Life	New York Life International Inc.	-	-	-	-	-	*	*
Seguros Santander Mexicano (antes Inverlicoln)	Santander Investments Int. Bank	-	-	-	*	*	*	*
Seguros St. Paul de México	St. Paul Multination. Holdings	N.O.	N.O.	*	*	*	*	*
Skandia Vida	American Skandia Life Assurance Co.	*	*	*	*	*	*	*
Stewart Title Guaranty de México, S.A. de C.V.	Stewart Title Guaranty Company	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	N.O.	*
Swiss Re México (antes Reaseguros Alianza)	Swiss Reinsurance	-	-	-	*	*	*	*
Tokio Marine	Tokio Marine Delaware Co.	*	*	*	*	*	*	*
Yasuda Kasai México	The Yasuda Fire and Marine Insurance Company of America	N.O.	N.O.	N.O.	*	*	*	*
Zurich Cía de Seguros (antes Chapultepec)	Zurmex Canada Holding	*	*	*	*	*	*	*
Zurich Vida	Zurmex Canada Holding	*	*	*	*	*	*	*

N.O. No operó o dejó de operar en ese año.
* Filial
Fuente: Elaborado con base en información de la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas.

Por otra parte, a partir de la autorización para ello, otorgada en 1993, diversas aseguradoras han formado parte de grupos financieros, bajo el argumento de aprovechar las sinergias generadas de dicha condición y hacer más eficiente su operación mediante la reducción en sus costos. Así, el número de empresas integradas a grupos financieros fue de 14 al cierre de 2001, cifra idéntica a la de 1995. Lo anterior encierra, sin embargo, el hecho de que 6 empresas dejaron de formar parte de algún grupo, 6 se incorporaron y sólo 8 empresas se mantuvieron a lo largo del periodo. Nótese que, si ninguna empresa hubiera dejado de pertenecer a un grupo financiero, en la actualidad su número ascendería a 20.

Aseguradoras integradas a Grupos Financieros, 1995-2001

Aseguradora	Grupo Financiero	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
ABA Seguros	Abaco	*	*	*	*	*	*	-
Aseguradora Interacciones	Interacciones	*	*	*	*	*	*	*
Asemex	Asemex Banpaís	*	-	-	-	-	-	-
Banpaís	Asemex Banpaís	-	-	-	-	-	-	-
BBV-Probursa (antes Probursa)	BBV-Probursa (antes Probursa)	*	*	*	*	*	*	*
CBI Seguros	CBI	*	*	*	*	*	*	*
GBM Atlántico	GBM Atlántico	*	*	*	*	*	*	*
Havre	Havre	*	*	*	-	-	-	-
Interamericana	Bital (antes Prime International)	*	-	-	-	-	-	-
Kemper México (antes La Territorial)	Sofimex	*	*	*	*	*	-	-
Monterrey New York Life	Bancomer	-	-	*	*	*	-	-
Pensiones Banorte Generali	Banorte	-	-	-	*	*	*	*
Pensiones Bancomer	Bancomer	-	-	*	*	*	*	*
Seguros Afirme	Afirme	-	-	-	*	*	*	*
Seguros Banamex Aegon	Banamex Accival	*	*	*	*	*	*	*
Seguros Bancomer	Bancomer	-	-	*	*	*	*	*
Seguros Banorte Generali (antes Obrera)	Banorte	-	-	-	*	*	*	*
Seguros Bital	Bital	-	*	*	*	*	*	*
Seguros Inbursa (antes Seguros de México)	Inbursa	*	*	*	*	*	*	*
Seguros Margen (antes Continental)	Margen	*	*	*	-	-	-	-
Seguros Santander Mexicano	Santander Serfín	*	*	*	*	*	*	*
Seguros Serfín Lincoln (antes Oriente)	Santander Serfín	*	*	*	*	*	*	*

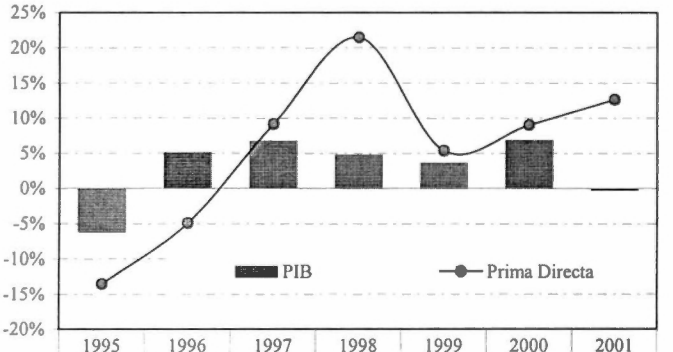
* Forma parte de algún Grupo Financiero.
Fuente: Elaborado con base en información de la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas.

La evolución reciente del sector, marcada fundamentalmente por la liberalización y desregulación, exige que las autoridades supervisoras y regulatorias se mantengan alertas tanto de las tendencias del mercado, como de la regulación y supervisión aplicadas en otras partes del mundo, además de mantener un continuo contacto con sus contrapartes a efecto de establecer prácticas de supervisión modernas y uniformes, a fin de minimizar los efectos de eventos contingentes que pudieran alterar la estabilidad de los mercados.

II. Crecimiento

Durante el periodo 1995-2001, el sector asegurador experimentó una etapa de expansión que se vio favorecida tanto por la recuperación económica del país, como por el inicio de operaciones del nuevo Sistema de Pensiones y las reformas a los sistemas de Seguridad Social. En efecto, el incremento real acumulado de la industria, medido a través de la emisión de las primas directas, alcanzó un 41%, incremento muy superior al 22% logrado por la economía en su conjunto[4]. Lo anterior implica un crecimiento real promedio anual de 5%, a pesar de las notables caídas observadas en los años 1995 y 1996 (13% y 5% real, respectivamente), consecuencia de la crisis financiera y económica de esos años[5].

Crecimiento Real de Primas Directas y Producto Interno Bruto, 1995–2001



	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
PIB	-6.2%	5.1%	6.8%	4.8%	3.7%	6.9%	-0.3%
Prima Directa	-13.5%	-4.9%	9.2%	21.5%	5.4%	9.1%	12.7%

Fuente: Loyola (2002).

A nivel de Operaciones, los seguros de accidentes y enfermedades reportaron el crecimiento promedio anual más elevado (9% real), seguidos por los seguros de vida (6% real) y de daños (0.8%).

Por su parte, y debido a lo reciente de su aparición (julio de 1997), los seguros de pensiones mostraron un impresionante crecimiento en 1998 (412% real), mismo que se ha venido estabilizando a partir de 1999.

Crecimiento Real por Operación, 1995-2001

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Acum.	Prom.
Vida	-15.7%	-2.3%	11.7%	10.1%	18.7%	12.7%	10.6%	49.9%	5.9%
Accidentes	-9.1%	6.8%	9.8%	9.1%	16.1%	17.4%	15.9%	83.7%	9.1%
Pensiones	N.A.	N.A.	N.A.	412%	3.14%	8.5%	14.5%	556%	60.0%
Daños	-12.1%	-6.6%	1.4%	7.2%	0.0%	4.5%	13.0%	5.4%	0.8%

N.A. No aplicable.
Fuente: Elaborado con cifras tomadas de Loyola (2002).

Los Ramos que integran la operación de Daños muestran importantes diferencias en sus crecimientos. Destacan los seguros de responsabilidad civil, cuyo incremento real acumulado alcanzó 112% entre 1995 y 2001, lo que representa un crecimiento promedio de 11.3% anual. Esta evolución estuvo influida por el hecho de que, en 2001, Aseguradora Hidalgo comenzó a operar este ramo y, en ese mismo año, registró primas directas equivalentes a más del 20% en este tipo de seguros.

A partir de la segunda mitad de los años noventa, los seguros de crédito parecen haber entrado en un periodo de auge motivado, quizás, por la actitud más cautelosa de los acreedores del país, a raíz de los problemas de cartera vencida observados a partir de la crisis de 1995-1996. Además, el Banco Nacional de Comercio Exterior (BANCOMEXT) ingresó al mercado con su aseguradora especializada en este tipo de seguros y Gerling American Insurance Co ha emprendido un esfuerzo por revitalizar a Comesec, empresa que desde su creación se ha especializado en los seguros de crédito. De esta forma, el Ramo de Crédito presentó un crecimiento de 28% real en el periodo 1995-2001.

Por su parte, el Ramo de Automóviles ha presentado diferentes crecimientos a lo largo del periodo analizado. Así, las condiciones económicas imperantes durante los años 1995-1996 afectaron negativamente la venta de autos y camiones nuevos, lo que se reflejó en importantes caídas en la colocación de primas de seguros de autos, alcanzando decrementos reales de 22% y 8%, respectivamente. A partir de 1997, se observa una recuperación que llevó a un crecimiento real acumulado de 20% en el periodo.

Crecimiento Real por Ramos de la Operación de Daños, 1995-2000

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	Acum.	Prom.
R.C.	27.4%	-9.0%	4.5%	18.2%	-2.7%	-9.4%	67.7%	111.7%	11.3%
Marítimo	-4.7%	16.7%	-5.3%	-9.7%	-5.9%	-12.5%	0.0%	-21.7%	-3.4%
Incendio	-10.4%	-12.4%	-8.7%	-10.5%	-0.3%	-8.4%	21.2%	-29.0%	-4.8%
Terremoto	0.7%	-13.7%	-0.8%	-0.6%	-1.5%	10.9%	26.2%	18.1%	2.4%
Agrícola	-22.6%	41.9%	14.8%	9.7%	-22.3%	-2.8%	-17.9%	-14.3%	-2.2%
Autos	-22.2%	-7.9%	11.8%	19.6%	2.6%	10.1%	11.0%	20.1%	2.7%
Crédito	34.5%	-5.8%	1.3%	1.9%	3.7%	3.2%	-8.8%	27.7%	3.6%
Diversos	4.0%	-14.3%	-16.1%	-10.6%	1.1%	6.9%	2.3%	-26.1%	-4.2%

Fuente: Elaborado con cifras tomadas de Loyola (2002).

Finalmente, los seguros de terremoto lograron un crecimiento real acumulado de 18% para el periodo de referencia. Por el contrario, los Ramos de Incendio, Diversos, Marítimo y Transportes y Agrícola, presentaron importantes contracciones reales (29, 26, 22 y 14%, respectivamente).

III. Composición de la Cartera

La composición de cartera del mercado asegurador ha tenido un importante cambio en los últimos años: Mientras que en 1995 la participación de los seguros de personas (vida, accidentes y enfermedades, y pensiones) representaban el 43% del total, y los seguros de cosas (daños) representaban el 57%, para el año 2001 las proporciones prácticamente se intercambiaron ya que los seguros de personas significaron el 58%, y los de cosas el 42%.

Composición de la Cartera Total de Seguros, 1995-2001

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Vida	33.9%	34.5%	35.2%	31.9%	33.2%	34.3%	33.7%
Pensiones	N.A.	N.A.	3.2%	13.6%	13.2%	13.2%	13.3%
Accidentes	8.8%	9.8%	9.8%	8.8%	9.9%	10.6%	10.9%
Daños	57.3%	55.7%	51.7%	45.7%	43.7%	41.9%	42.1%

N.A. No aplicable.
Fuente: Elaborado con cifras tomadas de Loyola (2002).

Cabe destacar que el principal factor de cambio en la composición de cartera fue el arranque de los seguros de pensiones a partir de julio de 1997. Por otro lado, estos cambios en la composición se pueden considerar como síntomas favorables ya que las tendencias internacionales indican que mientras más sano y maduro es un mercado de seguros, más orientada está su cartera hacia los productos de personas[6].

En México, se observa una tendencia descendente en todos los Ramos de la Operación de Daños ya que han disminuido su participación respecto a la emisión de Primas Directas del mercado total, con excepción de responsabilidad civil y agrícola, que mantuvieron prácticamente constante su participación.

Composición de la Cartera de la Operación de Daños, 1995-2001

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
R.C.	2.7%	2.6%	2.4%	2.4%	2.3%	1.9%	2.9%
M.T.	6.2%	7.5%	6.5%	4.9%	4.4%	3.6%	3.2%
Incendio	7.5%	6.9%	5.8%	4.2%	4.0%	3.3%	3.6%
Terremoto	4.6%	4.2%	3.6%	3.0%	2.8%	2.9%	3.2%
Agrícola	0.7%	1.1%	1.1%	1.0%	0.9%	0.8%	0.6%
Autos	26.5%	25.4%	26.0%	25.6%	24.8%	25.0%	24.7%
Crédito	0.2%	0.2%	0.2%	0.2%	0.1%	0.1%	0.1%
Diversos	8.9%	7.9%	6.1%	4.5%	4.3%	4.2%	3.8%

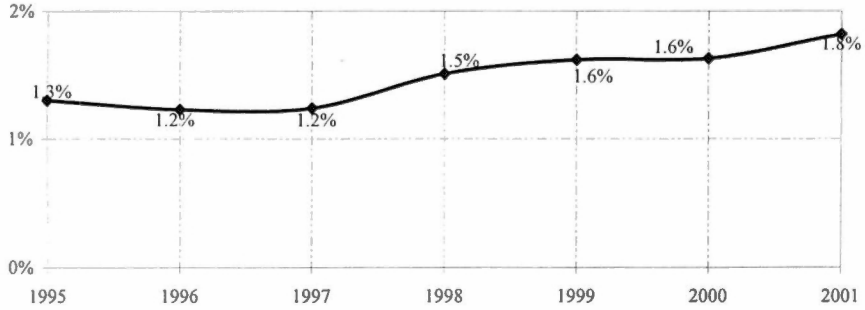
Fuente: Elaborado con cifras tomadas de Loyola (2002).

IV. Penetración del Sector Asegurador en la Economía

Convencionalmente se ha utilizado la razón Primas Directas entre Producto Interno Bruto como medida de la penetración del sector asegurador en la

economía. En 2001, dicha razón alcanzó un porcentaje de 1.8%, el cual es 0.5 puntos porcentuales mayor que el presentado en 1995. Cabe destacar que, como resultado de la crisis económica originada a finales de 1994, el sector asegurador experimentó una contracción en términos reales que llevó a dicho indicador a su nivel más bajo en 1996. A pesar de su recuperación posterior, el nivel de penetración del seguro en la economía mexicana es aún bajo, sobre todo si lo comparamos con otros países emergentes y de América Latina[7].

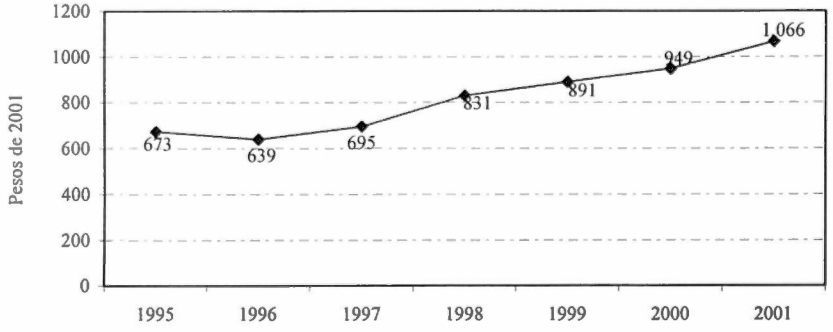
Penetración del Sector Asegurador en la Economía, 1995–2001



Fuente: Elaborada con cifras tomadas de Loyola (2002).

Alternativamente, la penetración del sector asegurador, medida a través de la evolución de la prima per cápita, ha experimentado una sostenida tendencia de crecimiento real a partir de 1996. Así, el gasto real promedio por habitante se ha incrementado en 67% en los últimos cinco años.

Prima Directa Per Cápita, 1995–2001



Fuente: Elaborada con cifras tomadas de Loyola (2002).

V. Concentración

En esta sección se aplican diversos criterios para medir el grado de concentración en el sector asegurador mexicano. El grado de concentración es importante porque permite hacer inferencias acerca de la estructura de mercado en la que opera dicho sector. En general, se puede decir que cuanto menos concentrada esté *la producción* en una industria, más homogéneo sea el producto, más participantes concurran y mientras existan menos externalidades[8] y barreras a la entrada y a la salida[9], la estructura del mercado será más cercana a la competencia perfecta[10]. El caso opuesto conduce a condiciones de monopolio.

En el mundo real existe una amplia variedad de estructuras de mercado, la mayoría de las cuales se encuentran en puntos intermedios entre competencia perfecta y monopolio. Dos determinantes importantes del grado de concentración y de la estructura de un mercado son las barreras de entrada o salida, y la presencia de externalidades en la producción, señaladamente la presencia de economías de escala y de alcance.

Principales características de diferentes estructuras de mercado

Estructura de mercado	Barreras de entrada o salida	Presencia de externalidades en la producción	Número de vendedores	Número de compradores	Influencia del productor individual sobre el precio de mercado	Producto	Concentración del mercado
Competencia	No	No	Muchos	Muchos	ninguna	idéntico	No
Monopolio	Si	Si	uno	Muchos	absoluta	único	si
Monopsonio	No necesariamente	No necesariamente	Muchos	Uno	ninguna	Idéntico o diferenciado	No necesariamente
Oligopolio	si	si	pocos	Muchos	alta	Idéntico o diferenciado	si
Oligopsonio	No necesariamente	No necesariamente	Muchos	Pocos	ninguna	Idéntico o diferenciado	No necesariamente
Competencia Monopolística	si	si	Muchos	Muchos	poca	diferenciado	si

Fuente: Elaboración propia basado en Carlton (1994), Pág. 7, y Rosette (2001), Pág. 35.

A efecto de medir el grado de concentración de un mercado, los teóricos han desarrollado diversos indicadores. Los más populares son el Índice de Herfindahl (R_H), el Índice de Entropía (R_e) y el Cociente de Concentración (CR).

Como se recordará, el Índice de Herfindahl se obtiene a través de la sumatoria de los cuadrados de las participaciones de las empresas en la producción de una industria, es decir[11]:

$$R_H = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i^2 = \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{q_i}{Q}\right)^2$$

Donde:

R_H = Índice de Herfindahl
α_i = Participación de la empresa i en la industria
q_i = Producción de la empresa i
Q = Producción total de la industria
n = Número de empresas en la industria

Nótese que si la industria está compuesta por empresas simétricas, es decir, con idéntica participación, $R_H = 1/n$. Por el contrario, si el mercado es un monopolio, $R_H = 1$. Finalmente, si concurre un gran número de empresas, R_H tiende a cero. Por tanto, un R_H más cercano a 1 es indicativo de una mayor concentración en la industria[12].

El Índice de Entropía es igual a la sumatoria de las participaciones de las empresas en la producción de una industria, multiplicadas por su logaritmo[13]:

$$R_e = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln \alpha_i$$

Donde:

R_e = Índice de Entropía
$\ln\alpha_i$ = Logaritmo de la Participación de la empresa i en la industria

Si en la industria concurren solamente empresas simétricas, $R_e = \ln(1/n)$. Por el contrario, si el mercado es un monopolio, $R_e = 0$. Ahora bien, si el mercado se caracteriza por un gran número de productores, R_e no está definido. Por tanto, mientras más cercano a cero sea R_e, es de esperar una mayor concentración en la industria[14].

Por último, el Cociente de Concentración *k* (CR_k), mide el porcentaje de la producción de las *k* empresas más grandes, en relación con el valor total de la producción de la industria[15]. O sea:

$$CR_k = \sum_{i=1}^{k} \alpha_i$$

Generalmente, el CR_k se calcula para las cuatro o cinco empresas más grandes de un mercado (con $k = 4$ ó $k = 5$). Mientras más cercano a 1 sea CR_k, mayor grado de concentración.

Mercado Total

De la aplicación de estos indicadores al sector asegurador se deduce una importante concentración, ya sea que ésta se mida en términos del total de activos de la industria, del capital, de las primas o de los siniestros brutos.

En efecto, bajo cualquiera de los criterios expuestos antes, en conjunto, el sector asegurador muestra elevados grados de concentración, sobre todo en comparación con los valores que se obtendrían bajo condiciones de simetría de las empresas (sexta columna del siguiente cuadro). El mayor grado de concentración se observa con relación al capital total del sector, y el menor con relación a los activos.

Indicadores de Concentración del Total del Sector Asegurador, 2001

	Activo	Capital	Primas	Siniestros Brutos	En Simetría
Herfindahl	.076	.119	.091	.103	**.015**
Entropía	-3.05	-2.726	-2.934	-2.835	**-4.174**
CR_4	.487	.663	.552	.575	**.061**
CR_5	.548	.694	.588	.627	**.077**

Fuente: Elaboración propia con base en información de Comisión (2001).

A nivel de empresas, Comercial América cuenta con el 22% del capital total, Inbursa con el 17%, Aseguradora Hidalgo con el 15%, Grupo Nacional Provincial con el 12% y Banamex el 3%. En cuanto a los activos, Comercial América aporta el 16% de los activos totales, Inbursa el 12%, Grupo Nacional Provincial el 11%, Aseguradora Hidalgo el 9% y Pensiones Bancomer el 6%.

En lo que toca a las primas, Comercial América es la líder con el 19% del total de la industria, seguida por Grupo Nacional Provincial con el 16%, Aseguradora Hidalgo con el 11%, Inbursa con el 9% y Génesis con el 3%. De manera similar, Comercial América concentra el 20% de los siniestros, Grupo Nacional Provincial el 19%, Aseguradora Hidalgo el 10%, Inbursa el 9% y Génesis el 5%. Nótese que estas cifras indican que, dentro de este grupo de empresas, Génesis y Grupo Nacional Provincial parecen tener las peores políticas de selección del riesgo ya que su participación en los siniestros es mayor que en las primas, mientras que Inbursa parece tener la mejor posición al respecto.

Operación de Vida

La Operación de Vida también muestra importantes niveles de concentración tanto en términos de primas como de siniestros. Cabe destacar, sin embargo, que con excepción del Índice de Herfindahl, los indicadores señalan una mayor concentración en cuanto a siniestros que en cuanto a primas.

Indicadores de Concentración en la Operación de Vida, 2001

	Primas	Siniestros	En Simetría
Índice Herfindahl	.150	.141	**.023**
Índice Entropía	-2.34	-2.309	**-3.761**
CR_4	.658	.671	**.093**
CR_5	.728	.761	**.116**

Fuente: Elaboración propia con base en información de Comisión (2001).

En esta Operación, las primas están dominadas por Aseguradora Hidalgo que emite el 29% del total, seguida por Grupo Nacional Provincial (19%), Comercial América (10%), Monterrey (8%) y Génesis (7%). En cuanto a los siniestros, Aseguradora Hidalgo concentra el 23%, Grupo Nacional Provincial el 22%, Comercial América el 12%, Génesis el 10% e Inbursa el 9%. Claramente, en esta Operación las empresas con mejores mecanismos de selección de riesgos parecen ser Aseguradora Hidalgo y Monterrey, y las peores Grupo Nacional Provincial, Génesis e Inbursa.

Operación de Accidentes y Enfermedades

La Operación de Accidentes y Enfermedades resultó estar más concentrada en materia de siniestros que en primas. Inclusive, los valores obtenidos para los distintos indicadores la ubican como la Operación más concentrada dentro de la industria, tanto en primas como en siniestros.

Indicadores de Concentración en la Operación de Accidentes y Enfermedades, 2001

	Primas	Siniestros	En Simetría
Índice Herfindahl	.159	.169	**.026**
Índice Entropía	-2.336	-2.21	**-3.637**
CR_4	.671	.693	**.105**
CR_5	.737	.765	**.131**

Fuente: Elaboración propia con base en información de Comisión (2001).

En 2001, el mercado de seguros de accidentes y enfermedades estuvo dominado por Comercial América, con el 27% de las primas y el 28% de los siniestros. Grupo Nacional Provincial aportó el 25% y Monterrey el 8% en ambos rubros. Génesis generó el 7% de las primas y el 8% de los siniestros. Inbursa, por su parte, emitió el 7% de las primas, mientras que Aseguradora Hidalgo absorbió el 7% de los siniestros.

De lo anterior, se deduce que las mejores administraciones de riesgos las lograron Inbursa, Grupo Nacional Provincial y Monterrey, mientras que las peores fueron por cuenta de Aseguradora Hidalgo y Génesis.

Operación de Daños

Bajo cualquiera de los indicadores, la Operación de Daños muestra una mayor concentración en cuanto a primas, mismas que son emitidas principalmente por Comercial América (30%), Grupo Nacional Provincial (16%), Inbursa (8%), Zurich (5%) y ABA (4%).

Indicadores de Concentración en la Operación de Daños, 2001

	Primas	Siniestros	En Simetría
Índice Herfindahl	.135	.119	**.021**
Índice Entropía	-2.644	-2.678	**-3.85**
CR_4	.591	.565	**.085**
CR_5	.636	.626	**.106**

Fuente: Elaboración propia con base en información de Comisión (2001).

Los siniestros de esta Operación son absorbidos en mayor medida por Comercial América (26%), Grupo Nacional Provincial (16%), Inbursa (7%), ABA (6%) y Tepeyac (6%). Por tanto, la mejor selección de riesgos se observa en Comercial América y Zurich, y la peor en ABA y Tepeyac.

Automóviles

Finalmente, el Ramo de Automóviles presenta el menor grado de concentración dentro del análisis industrial aquí presentado, salvo en lo que toca al Índice de Entropía, cuyo valor más bajo lo obtuvo la Operación de Daños.

Indicadores de Concentración en el Ramo de Automóviles, 2001

	Primas	Siniestros	En Simetría
Índice Herfindahl	.1188	.110	**.024**
Índice Entropía	-2.609	-2.673	**-3.738**
CR_4	.560	.548	**.095**
CR_5	.624	.613	**.119**

Fuente: Elaboración propia con base en información de Comisión (2001).

Los principales emisores de primas de autos son Comercial América, con un 25% del mercado, seguida por Grupo Nacional Provincial, con 17%, Inbursa con 7%, ABA con 7% y Zurich con 6%. En cuanto a siniestros, Comercial América absorbe el 24% en este Ramo, Grupo Nacional Provincial el 17%, Inbursa el 7%, ABA el 7% y Tepeyac el 6%, lo que indica que, en general, las principales empresas participantes en esta línea del negocio asegurador han logrado un cierto "equilibrio" en su selección de riesgos, salvo Tepeyac, aunque en una magnitud muy pequeña[16].

De la descripción anterior del sector asegurador mexicano, se puede concluir que presenta características propias de una estructura de mercado de competencia monopolística, ya que:

a) Conviven en él un importante número de oferentes y compradores
b) El producto ofrecido es diferenciado en cuanto a su precio (las primas cargadas por cada empresa), coberturas, servicio al cliente, etc.
c) En general, el productor individual no es capaz de influir el precio de mercado
d) Existe concentración en el mercado, medida bajo diferentes criterios
e) Existen barreras de entrada, tales como las autorizaciones para operar, las cuales son otorgadas por la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.

Solamente queda pendiente, en este nivel de análisis, probar la posible existencia de externalidades en la producción de seguros, asunto que será abordado empíricamente en el Capítulo 4 de este estudio. De comprobarse la presencia de economías de escala y/o de alcance, con mayor seguridad podrá afirmarse que esta industria se ajusta a un mercado de competencia monopolística.

[1] Inicialmente, el tratado de Libre Comercio de América del Norte preveía límites a la participación extranjera en el capital por empresa y a nivel de mercado. Tales límites marcaban una apertura gradual entre los años 1994 y 1999. No obstante, en 1995 se eliminaron tales límites y la apertura fue total en cuanto a capital. Véase Solís (1993), Págs. 64-65.
[2] Véase Loyola (2002).
[3] Véase Solís (1993) y Minzoni (1994).
[4] Es muy importante anotar que, tradicionalmente, el análisis del sector asegurador ha partido del supuesto de que las primas emitidas son un buen indicador del producto de esta industria. Este proceder se considera inadecuado, al menos desde la perspectiva de una función de costos. Véase Capítulo 3, Sección II.
[5] Las cifras y cálculos presentados en esta sección incorporan los nuevos criterios para el registro contable de las primas de planes dotales a corto plazo y de planes de seguros flexibles, que entraron en vigor a partir del primer trimestre de 2001.
[6] Véase Loyola (2002).
[7] Véase Casanueva (1992).
[8] Por externalidades se entiende todos aquellos "bienes" o "males" para los cuales no existe un mercado y, por tanto, no existe un precio. Tal es el caso de la contaminación, la belleza del jardín del vecino o el canto de los gorriones. Mas-Colell (1995), Pág. 352, sostiene que una externalidad está presente siempre que el bienestar de un consumidor, o las posibilidades de producción de una empresa, son directamente afectadas por las acciones de otro agente en la economía, donde la palabra "directamente" significa que se excluye cualquier efecto en el que medien los precios.
[9] En un sentido muy general, una barrera de entrada o de salida es todo aquello que impide el libre ingreso y abandono de la producción en un mercado. Aunque en la literatura normalmente se hace referencia a las barreras de entrada, las barreras a la salida también pueden desalentar la concurrencia de nuevas empresas. Tal es el caso de costos hundidos que no son recuperables en caso de desear abandonar un mercado o industria, por ejemplo, el costo de una membresía, el costo de un permiso para operar, el costo de las mejoras a un inmueble arrendado, la necesidad de adquirir maquinaria demasiado especializada, etc. Véase Carlton (1994) Págs. 110-114.
[10] Cabe señalar que la competencia perfecta es una estructura de mercado ideal y difícilmente observable, caracterizada por: a) Productos idénticos; b) Información perfecta al alcance de vendedores y compradores; c) La imposibilidad de que vendedores o compradores influyan, en lo individual, el precio de mercado; d) Ausencia de costos de transacción; e) Ausencia de externalidades; f) Libre entrada y salida al mercado y, g) Perfecta divisibilidad del producto. Véase Carlton (1994), Pág. 87.
[11] Véase Tirole (1990), Págs. 221-223.
[12] En México, la Comisión Federal de Competencia emplea el Índice de Herfindahl, multiplicado por 10,000, como herramienta para determinar el grado de concentración en un mercado. Véase CFC (1998).
[13] Tirole, op. cit.
[14] Nótese que, debido a que involucra logaritmos naturales, el Índice de Entropía puede adoptar valores negativos.
[15] Véase Rosette (2001), Pág. 37.
[16] La diferencia en las participaciones de Tepeyac en primas y siniestros es menor a 0.4 puntos porcentuales.

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

CAPITULO 2. MARCO TEORICO

A continuación se presenta un modelo cuyo propósito es: 1) Describir de manera sencilla la naturaleza de los procesos de optimización que llevan a cabo tanto los consumidores del sector asegurador, como las empresas dedicadas a ofrecer seguros y, 2) Destacar la existencia de una función de costos para las empresas aseguradoras. De esta forma, el modelo no pretende sugerir una forma específica para las funciones de utilidad del consumidor o de los aseguradores. Sólo busca destacar la importancia de los costos en los procesos de optimización que conducen al equilibrio en el mercado de seguros.

I. Un modelo para el mercado de seguros

Partiendo de la idea de que detrás de la adquisición de un seguro está la compra de una protección o un respaldo ante la posible ocurrencia de un hecho fortuito, llamado siniestro, que daña los intereses de las personas[1], considérese a un individuo cuyas preferencias pueden ser representadas por una función de utilidad (U), y que posee una riqueza inicial (W). Supóngase además que dicho individuo está expuesto a un riesgo que puede causarle una pérdida (x) en su riqueza. De esta forma, y siguiendo a Borch (1990), su función de utilidad podría representarse como:

$$U = u(W, x) = W - x \quad \text{.....(1)}$$

Donde:

U = Utilidad del individuo
W = Riqueza del individuo[2]
x = Pérdida en que incurre el individuo en caso de ocurrir un siniestro.

Nótese que, por su naturaleza, x es una variable aleatoria cuyo valor esperado se puede denotar como $E(x) = p_r x$, donde p_r representa la probabilidad de ocurrencia de x. Así, bajo estas condiciones, la utilidad esperada del individuo sería:

$$E(U) = W - E(x) = W - p_r x \quad \text{.....(2)}$$

Si existiera un contrato de seguro tal que cubriera un porcentaje (δ) de la pérdida a la que está expuesto el individuo mediante el pago de una prima (P), su utilidad esperada sería:

$$E(U) = E[u(W, P, x)] = W - P - (1 - \delta) p_r x \quad \text{.....(3)}$$

Donde:

P = Prima del seguro
δ = Porcentaje del daño que es cubierto por el seguro ($0 \leq \delta \leq 1$)

En este punto es importante hacer notar que, en el fondo, el consumidor de seguros está comprando la cantidad de protección $\delta p_r x$ a un precio de P. Es decir, el producto (Q) que se transa en el mercado de seguros es la protección dada por $\delta p_r x$ y su precio es P[3].

Como el individuo elegirá la posición de riesgo que le reporte la máxima utilidad, adquirirá un seguro siempre que se cumpla la siguiente desigualdad:

$$W - P - (1-\delta)p_r x \geq W - p_r x \quad \text{.....(4)}$$

Ahora supóngase que el asegurador posee una función de utilidad (V), una riqueza inicial igual a R y que no está expuesto a ningún tipo de riesgo. Bajo esas condiciones, su función de utilidad estaría dada por:

$$V = v(R) = E[v(R)] = R \quad \text{.....(5)}$$

Donde:

V = Utilidad del asegurador
R = Riqueza del asegurador

En caso de celebrar un contrato de seguro con el individuo descrito líneas arriba, su función de utilidad esperada se modificaría para quedar como:

$$E(V) = E[v(R,P,x)] = R + P - \delta p_r x \quad \text{.....(6)}$$

El asegurador estará dispuesto a cubrir el riesgo del individuo sólo si:

$$R \leq R + P - \delta p_r x \quad \text{.....(7)}$$

Si existe al menos un valor de P y de δ que satisfagan simultáneamente las desigualdades (4) y (7), tendrá lugar la celebración de un contrato de seguros que incremente la utilidad tanto del individuo como del asegurador.

En cuanto a la prima del seguro (P), de manera muy general, puede expresarse como[4]:

$$P = f[E(x) + g] \quad \text{.....(8)}$$

Donde:

g = Un margen de ganancia a favor del asegurador

Ahora bien, siguiendo a Solís (1991), en la "producción" de seguros, el asegurador incurre en un costo (C) que se puede descomponer en un Costo de Siniestralidad (C_{sin}), un Costo de Adquisición (C_{adq}) y un Costo de Operación (C_{ope}):

$$C = C_{sin} + C_{adq} + C_{ope} \quad \text{.....(9)}$$

El primer componente del costo, es decir, el Costo de Siniestralidad (C_{sin}) representa la parte del siniestro que cubre el asegurador, con sus propios fondos, al individuo. Nótese, sin embargo, que C_{sin} no es lo mismo que el monto de cobertura que recibe el individuo en caso de siniestro ($\delta p_r x$). Esto es así porque el asegurador puede reasegurar parte del riesgo que asume, o bien, obtener algún tipo de recuperación del daño[5]. De esta forma, C_{sin} es el porcentaje de cobertura que ofrece el seguro (δ), de la función (s) de siniestralidad, la cual, a su vez, depende del valor esperado del siniestro [$E(x) = p_r x$] y del volumen producido (Q). La probabilidad de ocurrencia del siniestro (p_r) generalmente es calculada por actuarios mediante métodos estadísticos, de manera que podemos considerarla como predeterminada para efectos del presente modelo. δ y Q son determinados por el propio asegurador en función de la demanda que enfrenta y de diversas consideraciones propias de su negocio. Por tanto, C_{sin} se puede denotar como:

$$C_{sin} = \delta s[E(x), Q]$$

El Costo de Adquisición (C_{adq}) "puede considerarse equivalente al costo de venta para una empresa productora de bienes, ya que está directamente relacionado con las comisiones pagadas a los agentes y corredores de seguros"[6]. De ahí que pueda considerarse que C_{adq} es función de los honorarios pagados a los agentes de seguros (h), y del volumen producido (Q). Es decir:

$$C_{adq} = a(h, Q)$$

Finalmente, el Costo de Operación (C_{ope}) involucra las erogaciones por concepto de remuneraciones al personal, inmuebles, mobiliario, equipo, etc. Por tanto, se puede considerar como función del precio de la mano de obra (w), del precio de los bienes de capital (r) y del volumen producido (Q):

$$C_{ope} = o(w, r, Q)$$

De esta forma, el costo de producción para el asegurador puede escribirse como:

$$C = \delta s[E(x), Q] + a(h, Q) + o(w, r, Q) \quad \text{.....(10)}$$

Considérense ahora los beneficios del asegurador (π). Por definición estos son iguales a:

$$\pi = P - C \quad \text{.....(11)}$$

o bien

$$\pi = f[E(x) + g] - \delta s[E(x), Q] - a(h, Q) - o(w, r, Q) \quad \text{.....(12)}$$

La condición de primer orden para la maximización de beneficios se obtiene derivando (12) respecto a x, con lo que se llega a que:

$$\pi_x = f_x - \delta s_x - a_x - o_x = 0$$

Donde:

f_x = Cambio en P cuando cambia x, con $f_x > 0$
s_x = Cambio en C_{sin} cuando cambia x, con $s_x > 0$
a_x = Cambio en C_{adq} cuando cambia x, con $a_x > 0$
o_x = Cambio en C_{ope} cuando cambia x, con $o_x > 0$

Despejando δ resulta que:

$$\delta = \frac{f_x - a_x - o_x}{s_x} \quad \text{.....(13)}$$

lo que implica que, para que se cumpla la desigualdad $0 \leq \delta \leq 1$, la prima del seguro debe ser menos sensible a la incidencia del siniestro que los costos de producción, es decir, que:

$$f_x \leq s_x + a_x + o_x$$

Intuitivamente, la explicación para esta desigualdad podría radicar en que las aseguradoras fijan P en un nivel tal que les otorga cierto margen para soportar variaciones en x, al menos en el corto plazo. Asimismo, la competencia en el mercado asegurador podría ser tal que quizá no sea factible realizar ajustes continuos en las primas y, por tanto, ante cambios en la ocurrencia de siniestros, las aseguradoras tienen que absorber, a través de sus costos, cambios en la siniestralidad, al menos en el corto plazo.

II. La función de costos

Del desarrollo anterior se puede establecer, de manera muy general, que el costo de producción (C) depende tanto de la cantidad producida (Q), como del costo de los insumos necesarios para producirla ($\mathbf{w}$)[7]. De ahí que el costo de producción del asegurador se pueda expresar en términos de una función de costos:

$$C = c(Q, \mathbf{w}) \quad \text{.....(14)}$$

Donde:

Q = Monto de los siniestros brutos cubiertos por el asegurador
$\mathbf{w}$ = Vector de precios de los insumos
$c_Q, c_{\mathbf{w}} > 0$

Como se recordará, la función de costos indica el *mínimo* costo asociado a la producción de un cierto volumen de producto. Ello quiere decir que a lo largo de la función de costos

debe existir al menos un nivel de producto en el cual, además de producir al mínimo costo posible, se maximice utilidades. Es decir, en el nivel de producción óptimo, el proceso de minimización de costos es equivalente a la *maximización* de utilidades. Así, la función de costos indica el mínimo costo al que puede ser producida la cantidad Q, dados los precios de los insumos **w**.

Claramente, el supuesto de maximización de utilidades (o minimización de costos), tal cual, no parece sostenible en el caso de aseguradoras propiedad del Gobierno, como son Aseguradora Hidalgo (AHISA) y AGROASEMEX. No obstante, podría pensarse que existen al menos dos razones por las que el director de una aseguradora gubernamental podría comportarse como minimizador de costos:

- En caso de que exista competencia real o potencial por parte del sector privado en la provisión del producto.

- Si además de la competencia real o potencial, se enfrenta a una situación de fuerte restricción o austeridad presupuestal[8].

Siguiendo a Varian (1984), las funciones de costos tienen las siguientes propiedades:

I. Son no decrecientes en **w**. Esta propiedad resulta obvia ya que establece que si aumentan los precios de los insumos, no disminuye el costo total para un cierto nivel de producción Q[9]. Matemáticamente ello significa que:

$$\text{Si } \mathbf{w}' \geq \mathbf{w}, \text{ entonces } c(\mathbf{w}', Q) \geq c(\mathbf{w}, Q)$$

Asimismo, son no decrecientes en la cantidad producida: a mayor volumen de producción, mayor costo total, dados los precios de los insumos.

II. Son homogéneas de grado uno en los precios de los insumos. El significado económico de esta propiedad es que el costo de producir la cantidad Q cambiará en la misma proporción en que cambien los precios de los insumos **w**. Matemáticamente:

$$c(t\mathbf{w}, Q) = tc(\mathbf{w}, Q) \quad \text{para } t > 0$$

donde t refleja el cambio porcentual en el precio de los insumos **w**[10].

III. Son cóncavas en **w**. El significado económico de esta propiedad es que en la medida en que aumenta el precio de uno de los insumos, manteniéndose constantes los de los demás, el costo total c(**w**,Q) crecerá, pero de manera decreciente. Ello es así porque la minimización de costos llevará a sustituir el insumo que se encarece por otros insumos cuyos precios se mantienen constantes[11]. La expresión matemática de esta propiedad es:

$$c(t\mathbf{w} + (1-t)\mathbf{w}', Q) \geq tc(\mathbf{w}, Q) + (1-t)c(\mathbf{w}', Q) \quad \text{para} \quad 0 \leq t \leq 1$$

IV. Son continuas en **w** para **w** >> 0. Es decir, la función de costos es continua para valores estrictamente positivos en los precios de los insumos. Ello significa que, si los precios de los insumos son positivos, existe un valor definido para las funciones de costos[12].

Cabe mencionar que la existencia de la función de costos garantiza una tecnología (o función de producción) asociada, de manera que el análisis de la función de costos permite obtener o derivar toda la información relevante respecto de las características tecnológicas de la producción del bien que se trate.

Un elemento adicional sumamente atractivo en la función de costos es que permite desarrollar el análisis sin hacer ningún tipo de supuestos en cuanto a la estructura del mercado donde opera(n) la(s) empresa(s) cuyos costos se analizan. Lo único que se exige es que la empresa en cuestión sea tomadora de precios en el mercado de insumos y un nivel de producción dado[13].

A efecto de no imponer ningún tipo de restricción *a priori* sobre las características de la función de costos ni de la función producción que de ella se puede obtener, en este trabajo se supondrá que el sector asegurador mexicano es susceptible de ser modelado mediante una función de costos tipo translogarítmica (*translog*), misma que representa una especificación sumamente flexible, capaz de aproximar una gran variedad de formas funcionales[14].

Además la especificación translog permite estimar la respuesta de los costos a incrementos proporcionales en todos los productos (economías de escala), así como los ahorros en costos derivados de la producción conjunta de varios productos (economías de alcance).

En su forma más general, la función translog consiste en una aproximación de segundo orden para cualquier función doblemente diferenciable[15]. Así, es posible modelar con gran flexibilidad cualquier tipo de tecnología de producción que emplee una empresa multiproductos (como las aseguradoras) dando reconocimiento explícito a cada uno de sus productos y sin necesidad de imponer *a priori* condiciones tecnológicas.

Normalmente, en la literatura económica los investigadores han impuesto condiciones tales como la existencia de rendimientos constantes a escala o elasticidades constantes o unitarias de sustitución entre factores[16]. Sin embargo, el propósito de este trabajo consiste precisamente en descubrir las condiciones tecnológicas imperantes a partir de lo que "digan" los datos, de manera que imponer cualquier condición de antemano iría en contra de tal propósito.

Es por ello que se desea estimar una función de costos translog, la cual consiste esencialmente en una expansión de Taylor tanto en cantidades producidas como en precios de los insumos. Dada su naturaleza logarítmica, dicha función puede expresarse como:

$$\ln C = \ln\{c(Q,\mathbf{w})\} = A + \sum_{i}^{n} \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_{i}^{n}\sum_{k}^{n} \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \sum_{j}^{r} \tau_j \ln w_j + \frac{1}{2}\sum_{j}^{r}\sum_{s}^{r} \delta_{j,s} \ln w_j \ln w_s + \sum_{i}^{n}\sum_{j}^{r} \psi_{i,j} \ln q_i \ln w_j \quad \text{.....(15)}$$

Donde:

C = Costo total de producción
A = Constante
q_i = Volumen producido del producto i
w_i = Precio del insumo i
ln(.)= Logaritmo natural de (.)

Restricciones de homogeneidad

En concordancia con lo expuesto antes, la función de costos debe ser homogénea de grado uno en los precios de los insumos (**w**), no decreciente en **w** y cóncava en **w**. En el contexto de la ecuación (15), la condición de homogeneidad de grado uno se cumple imponiendo las siguientes restricciones:

$$\sum_{j}^{r} \tau_j = 1 \quad \text{.....(16)}$$

y que[17]:

$$\sum_{i}^{r} \psi_{i,j} = \sum_{s}^{r} \delta_{j,s} = \sum_{j}^{r} \delta_{s,j} = \sum_{s}^{r}\sum_{j}^{r} \delta_{s,j} = 0 \quad \text{.....(17)}$$

Aquí vale la pena detenerse en explicar el origen y significado económico de estas restricciones. Su origen tiene que ver con el desarrollo de la teoría de la productividad marginal, la cual, entre otros resultados, llegó a la conclusión de que una empresa que maximiza sus ganancias paga a cada factor de producción un precio idéntico al valor de su producto marginal. Matemáticamente:

$$w_i = pf_i$$

Donde:

w_i = precio pagado al insumo i
p = nivel de precios prevaleciente
f_i = producto marginal del insumo i
pf_i = valor monetario del producto marginal del insumo i

Por tanto, el pago total recibido por i es igual a $w_i x_i = pf_i x_i$, donde x_i es la cantidad empleada del insumo i. Suponiendo que se utilizan sólo dos factores de producción, su pago total es idéntico a:

$$pf_1x_1 + pf_2x_2 = p(f_1x_1 + f_2x_2)$$

En el caso de las funciones de producción que exhiben rendimientos constantes a escala[18], se tiene la propiedad de que:

$$f_1x_1 + f_2x_2 \equiv Q = f(x_1, x_2)$$

o bien

$$w_1x_1 + w_2x_2 = pf_1x_1 + pf_2x_2 = p(f_1x_1 + f_2x_2) = pQ$$

Es decir, los costos totales ($w_1x_1 + w_2x_2$) igualan a los ingresos totales ($pf_1x_1 + pf_2x_2$) y éstos, a su vez, son idénticos al producto total [$p(f_1x_1 + f_2x_2) = pQ$]. Por tanto, el producto total se agota con el pago a los factores de la producción.

A este resultado se le conoce como Teorema de Euler[19]. Cabe mencionar que si bien puede parecer sumamente restringida la aplicabilidad del Teorema de Euler, al referirse únicamente a funciones homogéneas de grado uno, en realidad su utilidad es bastante general[20].

Visto desde la perspectiva de una función de costos que cumpla con la condición de homogeneidad de grado uno, dicho Teorema puede expresarse como:

$$\sum_{j}^{r} \frac{\partial C}{\partial w_j} w_j = C \quad \text{.....(18)}$$

donde las primeras derivadas $\partial C / \partial w_j$ son homogéneas de grado cero en w_j[21]. De hecho, estas derivadas proporcionan las cantidades óptimas de los insumos j (x_j) que minimizan el costo de producir la cantidad Q[22]. Por tanto, la expresión (18) representa la suma de las cantidades empleadas de los insumos j (x_j) multiplicadas por sus correspondientes precios j (w_j), lo que da como resultado el costo total de producir la cantidad Q. Es decir, (18) se puede escribir como:

$$\sum_{j}^{r} x_j w_j = C \quad \text{.....(18´)}$$

Partiendo del principio de que la derivada del logaritmo de x es igual al cambio porcentual de x, y haciendo uso del Lema de Shephard:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = \frac{\Delta C}{C}\frac{w_j}{\Delta w_j} = \frac{\Delta C}{\Delta w_j}\frac{w_j}{C} = \frac{x_j w_j}{C} = S_j \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(19)$$

donde:

S_j = participación del insumo j en el costo total de producir Q.

En el contexto de la ecuación (15), estas derivadas adoptan la forma:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = \frac{\partial \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln w_j} = \tau_j + \frac{1}{2}\sum_s^r \delta_{s,j} \ln w_s + \sum_i^n \psi_{i,j} \ln q_i \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(20)$$

Nótese que, por definición, la suma de las participaciones S_j debe ser igual a la unidad, $\sum_j^r S_j = 1$, lo que en términos de las ecuaciones (15) y (16) implica que:

$$\sum_j \frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = \sum_j \frac{\partial \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln w_j} = \sum_j S_j = \sum_j \tau_j + \frac{1}{2}\sum_j^r \sum_s^r \delta_{s,j} \ln w_s + \sum_j^r \sum_i^n \psi_{i,j} \ln q_i = 1 \ldots(21)$$

y cuyo significado es que la elasticidad del costo total respecto al precio del insumo j estará dada por la ponderación que tenga el insumo j en el costo total de producción.

A propósito del significado de estas restricciones y de la manera en que fue derivada la ecuación (18), Johnston advierte que implícitamente se ha supuesto que la empresa lleva a cabo, a cada momento, un ajuste completo en la combinación de los insumos que utiliza, en respuesta a los cambios observados en sus precios, de manera que permanentemente logra minimizar el costo total (C) de producir la cantidad Q[23].

Restricciones de simetría

Además de las restricciones de homogeneidad descritas, la teoría del cálculo obliga a imponer restricciones de simetría en los coeficientes de la función (15). En particular, dado que la función de costos es continua, sus derivadas cruzadas deben ser iguales, lo que se traduce en las siguientes restricciones para sus parámetros[24]:

$\xi_{i,k} = \xi_{k,i}$ para toda i y k

$\delta_{j,s} = \delta_{s,j}$ para toda j y s

$\Psi_{i,j} = \Psi_{j,i}$ para toda i y j

El significado de la primer restricción de simetría es que el efecto en los costos totales provocado por un cambio en el volumen producido del producto k, y de éste sobre el volumen producido del producto i, es idéntico al efecto que produce en los costos un

cambio en el volumen producido del producto i, y de éste sobre el volumen producido del producto k.

Explicación similar se puede dar a las siguientes dos restricciones, sólo que referida a los cambios en los precios de diferentes insumos y de las cantidades de los productos y los precios de los insumos, respectivamente.

En el Apéndice 1 se demuestra que la imposición de las restricciones de homogeneidad y de simetría garantizan que la función de costos es homogénea de grado uno.

Economías de escala

A partir de la estimación de la función de costos es posible probar la existencia de economías de escala en el sector asegurador mexicano. En el contexto de la ecuación (15), la presencia de economías de escala se prueba al medir el cambio en los costos provocado por un aumento en el volumen producido. En otras palabras, se puede calcular la derivada del costo total respecto al volumen total producido (la suma de todos los q_i), lo que resulta en[25]:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \sum_{i}^{n} \frac{\partial \ln \{r(Q,w)\}}{\partial \ln q_i} = \sum_{i}^{n} \varphi_i + \frac{1}{2} \sum_{i}^{n} \sum_{k}^{n} \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{r} \psi_{i,j} \ln w_j \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (22)$$

Si el resultado es menor que uno, se tienen rendimientos o economías crecientes a escala, si es mayor que uno, rendimientos decrecientes a escala y si es igual a uno, rendimientos constantes a escala. La importancia de las economías crecientes a escala es que, en caso de existir, implican que el costo unitario de producción disminuye a medida que aumenta el volumen producido.

Como se puede ver, la ecuación (22) captura los efectos sobre el costo total tanto de variaciones en los productos finales como de los precios de los insumos. Por tanto, permite modelar con gran flexibilidad y realismo el comportamiento de los costos[26].

Economías de Alcance

La presencia de economías de alcance puede ser interpretada como complementariedad de costos en la producción de dos o más productos y se manifiesta en el hecho de que resulta más barato producir dos o más bienes de manera conjunta que por separado. Matemáticamente, ello equivale a calcular la derivada del costo total respecto al producto i, y sobre el resultado obtenido calcular la derivada respecto al producto k, es decir:

$$\frac{\partial^2 C}{\partial q_i \partial q_k}$$

Para el caso específico del presente modelo, la estimación de economías de alcance consiste en obtener la primera y segunda derivada de la función (15):

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln q_i} = \varphi_i + \frac{1}{2}\sum_k \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j \ln w_j$$

y

$$\frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \frac{\partial^2 \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \xi_{i,k}$$

las cuales, evaluadas *en el punto de expansión* de (15) se reducen a[27]:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln q_i} = \frac{\partial \ln\{(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln q_i} = \varphi_i$$

y

$$\frac{\partial^2 \ln C}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \frac{\partial^2 \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \xi_{i,k}$$

En este último caso, y suponiendo que la función de costos (15) es separable[28], si resulta cierto que:

$-\varphi_i\varphi_k = \xi_{i,k}$ para toda i y k, $i \neq k$

significaría que no existe complementariedad en costos y que, por tanto, es indiferente si los bienes i y k se producen conjunta o separadamente. De ahí que para que existan economías de alcance o complementariedad en costos se requiera que[29]:

$\varphi_i\varphi_k + \xi_{i,k} < 0$..................................(23)

De cumplirse (23) quiere decir que es más conveniente tener aseguradoras que ofrezcan distintos tipos de seguros en lugar de aseguradoras especializadas.

[1] Solís (1991) sostiene que "Desde el punto de vista jurídico, el seguro es un contrato, mediante el cual una compañía de seguros se compromete a realizar un pago contingente al asegurado en caso de ocurrir el siniestro".

[2] En el contexto de este modelo sumamente simplificado, W representa la riqueza del individuo en un sentido muy amplio, es decir, incluye al patrimonio, al ingreso, la integridad física y la salud del individuo.

[3] Véase la interesante discusión que realiza Ugalde (1993), Págs. 53-57, respecto a la definición correcta del producto que ofrecen las aseguradoras.

[4] Véase Borch (1990), Pág. 163.

[5] En el lenguaje del sector asegurador, a C_{sin} y δx se les puede identificar como los siniestros netos y los siniestros brutos, respectivamente. Así, el asegurador ofrece un producto que cubre los siniestros brutos, pero sólo hace frente, con sus recursos, a los siniestros netos.

[6] Ugalde (1993), Pág. 53. De hecho, como precisa Solís (1991), la relación entre las aseguradoras y los clientes se da a través de agentes o corredores de seguros. Los agentes son personas físicas y los corredores son personas morales que ofrecen seguros de una o más aseguradoras.

[7] En este caso, los insumos son básicamente la mano de obra de los agentes de seguros, la mano de obra del personal ocupado por las aseguradoras y los servicios provistos por los bienes de capital empleados por estas empresas, tales como los inmuebles, el mobiliario y el equipo. Por tanto, sus precios están representados por h, w y r, respectivamente.

[8] Bertero (2000) encuentra evidencia de cambios en el comportamiento de empresas públicas bajo condiciones de austeridad presupuestal en el Gobierno. En particular, sus resultados indican que ante una situación de presión financiera, las empresas públicas buscan estrategias que eleven la eficiencia reduciendo tiempos muertos o reestructurándose, de forma tal que incrementan la productividad total de los factores y/o reducen el empleo. Muir (1995) y Bartel (2000) encuentran resultados similares. Como señala Huidobro (2000), aquí es importante reconocer que, en los últimos años, el entorno en el que han trabajado las aseguradoras gubernamentales ha sido de austeridad presupuestal, mercados financieros desregulados y apertura a la competencia internacional. Inclusive, el Gobierno ha tomado la decisión de no mantener instituciones que resulten demasiado onerosas para las finanzas públicas, tales como algunos bancos de desarrollo y empresas paraestatales.

[9] En todo caso, la prueba formal de esta propiedad es como sigue. Sean $\mathbf{x}$ y $\mathbf{x}'$ canastas de insumos que minimizan el costo de producción Q, dados los precios $\mathbf{w}$ y $\mathbf{w}'$, donde $\mathbf{w}' \geq \mathbf{w}$. Entonces, el proceso de minimización asegura que $\mathbf{wx} \leq \mathbf{wx}'$ y que $\mathbf{wx}' \leq \mathbf{w}'\mathbf{x}'$. Por tanto, $\mathbf{wx} \leq \mathbf{w}'\mathbf{x}'$. Véase Varian (1984), Capítulo 1.

[10] Ello se puede ver también de la siguiente manera. Si $\mathbf{x}$ es la combinación de insumos que minimiza el costo de producir Q dados los precios $\mathbf{w}$, entonces $\mathbf{x}$ también minimiza el costo a los precios $t\mathbf{w}$. Supóngase que ello no fuera cierto y que $\mathbf{x}'$ fuera la combinación minimizadora de costos a los precios $t\mathbf{w}$, de manera que $t\mathbf{w}\mathbf{x}' < t\mathbf{w}\mathbf{x}$. El problema es que esta última desigualdad implicaría que $\mathbf{w}\mathbf{x}' < \mathbf{w}\mathbf{x}$, lo que contradice la definición de $\mathbf{x}$. Por lo tanto, al multiplicar los precios de los insumos por un escalar positivo (t), no cambia la combinación de insumos minimizadora de costos y, en consecuencia, los costos cambian exactamente en el factor t: $c(t\mathbf{w}, Q) = t\mathbf{w}\mathbf{x} = tc(\mathbf{w}, Q)$. Véase Varian (1984), Capítulo 1.

[11] Supóngase que $(\mathbf{w}, \mathbf{x})$ y $(\mathbf{w}', \mathbf{x}')$ son dos combinaciones de precios e insumos que minimizan el costo de producir Q, y que $\mathbf{w}'' = t\mathbf{w} + (1 - t)\mathbf{w}'$ para toda $0 \leq t \leq 1$. Así,

$$c(\mathbf{w}'', Q) = \mathbf{w}''\mathbf{x}'' = t\mathbf{w}\mathbf{x}'' + (1-t)\mathbf{w}'\mathbf{x}''$$

Dado que $\mathbf{x}''$ no necesariamente es la manera más barata de producir a los precios $\mathbf{w}'$o $\mathbf{w}$, se tiene que $\mathbf{w}\mathbf{x}'' \geq c(\mathbf{w}, Q)$ y $\mathbf{w}'\mathbf{x}'' \geq c(\mathbf{w}', Q)$. Por tanto:

$$c(\mathbf{w}'', Q) \geq tc(\mathbf{w}, Q) + (1-t)c(\mathbf{w}', Q).$$

Es decir, el costo de producir Q a los precios $\mathbf{w}''$, debe ser mayor o igual al costo que implica una combinación lineal de los precios $\mathbf{w}$ y $\mathbf{w}'$. Véase Varian (1984), Capítulo 1.

[12] Matemáticamente, ello significa que **w** debe pertenecer al dominio de la función c(**w**,Q), es decir, que c(**w**,Q) esté definida cuando los precios de los insumos tienden a **w**. En este contexto, el dominio de la función consiste en todos los valores que puede tomar **w**, mismo que puede ser un subconjunto de todos los números reales. Ver Chiang (1987), Pág. 23, y 153-154.
[13] Berndt (1991), Pág. 457.
[14] Véase Christensen (1971) y Johnston (1984), Pág. 335-337.
[15] El procedimiento para efectuar tal aproximación se conoce como desarrollo, aproximación, expansión o serie de Taylor. El desarrollo de Taylor para una función f(x) sucesivamente diferenciable consiste en construir el siguiente polinomio en el punto x_0:

$$f(x) = f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{f''(x_0)}{2!}(x - x_0)^2 + \ldots\ldots + \frac{f^{(n)}(x_0)}{n!}(x - x_0)^n + R_n$$

Como se observa, el lado derecho de la igualdad esta compuesto por un polinomio con distintas potencias de $(x - x_0)$. Cuando la función tiene dos argumentos, por ejemplo x y y, el polinomio resultante incluye distintas potencias tanto de $(x - x_0)$ como de $(y - y_0)$, es decir:

$$f(x,y) = f(x_0,y_0) + f_x(x_0,y_0)(x - x_0) + f_y(x_0,y_0)(y - y_0) + \frac{1}{2!}[f_{x,x}(x_0,y_0)(x - x_0)^2$$
$$+ 2f_{x,y}(x_0,y_0)(x - x_0)(y - y_0) + f_{y,y}(x_0,y_0)(y - y_0)^2] + \ldots\ldots + R_n$$

Donde los coeficientes de $(x - x_0)$ y de $(y - y_0)$ son las derivadas parciales de f(x, y) evaluadas en el punto de expansión (x_0, y_0). En el caso de la función de costos, se puede pensar que la función f(x, y) = c(**w**,Q) y que x = **w** y y = Q. Véase Chiang (1987), Pág. 654.
[16] Generalmente, ello se hace a través de especificar funciones del tipo Cobb-Douglas o CES (Constant Elasticity of Substitution). Véase Murray (1983).
[17] Como explica Berndt (1991), estas constituyen condiciones de suma de columnas del modelo expresado en forma matricial (Pág. 472).
[18] Se dice que una función $f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$ es homogénea de grado r si y solo si:

$$f(tx_1, tx_2, \ldots\ldots tx_n) \equiv t^r f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$$

Esto es, al cambiar todos los argumentos de la función por la misma proporción t, se obtiene un cambio de t^r en la función. Un caso especial es cuando se tienen rendimientos a escala y la función es homogénea de grado uno (cuando r = 1), lo que normalmente se expresa como una homogeneidad lineal. Véase Silberberg (1978), Pág. 84-93.
[19] En términos formales, el Teorema de Euler dice que si la función $f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$ es homogénea de grado r, entonces:

$$\frac{\partial f}{\partial x_1} x_1 + \ldots\ldots + \frac{\partial f}{\partial x_n} x_n \equiv rf(x_1, \ldots\ldots x_n)$$

la prueba del Teorema es como sigue. Partiendo de la definición de homogeneidad

$$f(tx_1, tx_2, \ldots\ldots tx_n) \equiv t^r f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$$

y diferenciando ambos lados de la igualdad con respecto a t

$$\frac{\partial f}{\partial (tx_1)} \frac{\partial tx_1}{\partial t} + \ldots\ldots + \frac{\partial f}{\partial (tx_n)} \frac{\partial tx_n}{\partial t} \equiv rt^{r-1} f(x_1, \ldots\ldots x_n)$$

Pero $\partial(tx_i)/\partial t = x_i$, por tanto:

$$\frac{\partial f}{\partial(tx_1)} x_1 + \ldots\ldots + \frac{\partial f}{\partial(tx_n)} x_n \equiv rt^{r-1} f(x_1, \ldots\ldots x_n)$$

Si en esta última identidad se supone que t = 1, se tiene el Teorema de Euler.

[20] Ello se debe a que cualquier función *f*( ) homogénea de grado r puede ser convertida en una función homogénea de grado uno al tomarse su raíz r-ésima y transformarse el resultado en una función **F**, donde **F** es una transformación monotónica creciente de *f*( ), es decir, donde **F**´(*f*) > 0 (**F** y *f* se mueven en la misma dirección). Por tanto, cualquier función homogénea de grado uno puede concebirse como resultado de dos transformaciones: la primera que resulta de tomar su raíz r-ésima, y la segunda que opera sobre la raiz r-ésima. Silberberg (1978). Pág. 90.

[21] La prueba formal de que las derivadas parciales de la función de costos respecto al precio de los insumos son homogéneas de grado cero es como sigue. Partiendo de la definición de homogeneidad:

$$f(tx_1, tx_2, \ldots\ldots tx_n) \equiv t^r f(x_1, x_2, \ldots\ldots x_n)$$

y diferenciando ambos lados de la igualdad con respecto a x_i

$$\frac{\partial f}{\partial(tx_i)} \frac{\partial tx_i}{\partial x_i} \equiv t^r \frac{\partial f}{\partial x_i}$$

Pero $\partial(tx_i)/\partial x_i = t$, por tanto, al dividir ambos lados de la identidad por t se obtiene:

$$\frac{\partial f}{\partial(tx_i)} \equiv t^{r-1} \frac{\partial f}{\partial x_i}$$

Por tanto, f_i es homogénea de grado r - 1. Si *f* es la función de costos c(**w**,Q) (homogénea de grado uno en **w**) y f_i es c_w, entonces c_w es homogénea de grado cero.

[22] A este resultado se le conoce como Lema de Shephard y a las cantidades x_i resultantes se les denomina demandas condicionales de factores de producción, donde la condicionalidad radica en que en el hecho de que se obtienen manteniendo fijo el nivel de producción. La demostración del Lema de Shephard es como sigue. Sea **x*** la combinación de insumos que minimiza el costo de producir la cantidad Q dados los precios **w***. Si definimos a g(**w**) como

$$g(\mathbf{w}) = c(\mathbf{w},Q) - \mathbf{wx}^*$$

y partimos de que c(**w**,Q) es la manera más barata de producir Q, esta función es siempre no positiva. Cuando **w** = **w***, g(**w**) = 0. Derivando g(**w**) respecto a w_i se tiene:

$$\frac{\partial g(\mathbf{w}^*)}{\partial w_i} = \frac{\partial c(\mathbf{w}^*,Q)}{\partial w_i} - x_i^* = 0$$

despejando

$$x_i^* = \frac{\partial c(\mathbf{w}^*,Q)}{\partial w_i}$$

Por tanto, el vector de insumos que minimiza el costo está dado por las derivadas de la función de costos respecto al vector de precios de los factores de producción. Resulta importante notar que dado que la función de costos es no decreciente en **w**, las derivadas $\partial C / \partial w_j$ son no negativas. Véase Varian (1984), Pág. 54.

[23] Véase Johnston (1984), Págs. 336-337. Para la descripción de un método empírico que permite ajustes parciales en la combinación de insumos dentro de un periodo de tiempo, véase Berndt (1991) Págs. 482-484.

[24] A esta proposición que sostiene la igualdad entre derivadas cruzadas se le conoce como Teorema de Young. Véase Chiang (1987), Pág. 319 y Greene (1999) Pág. 200.

[25] Véase Murray (1983).

[26] Cabe mencionar que, como todo modelo, la especificación translog para la función de costos no está exenta de limitaciones. Las más evidentes son que requiere la estimación de una gran cantidad de parámetros, y por tanto de observaciones para las variables involucradas. El segundo lugar, su aplicación se imposibilita cuando las variables adoptan valores negativos, iguales a cero o a la unidad. Al respecto, cabe recordar que la elección de una forma funcional específica debe basarse fundamentalmente en lo que el analista busca probar. En el caso de este trabajo resulta de la mayor importancia contar, sobre todo, con la flexibilidad que ofrece la especificación translog para analizar la existencia de economías de escala y de alcance. Para abundancia sobre este punto véase Lau (1986).

[27] El punto de expansión se refiere a aquél en el que las variables independientes toman el valor de uno. En tales condiciones, su logaritmo natural es igual a cero. Véase Ríos (1997) Págs.16-17 y Murray (1983) Pág. 890.

[28] En el contexto que nos ocupa, la separabilidad debe entenderse como la posibilidad de evaluar aisladamente el efecto sobre el costo total de un cambio en el volumen producido de un solo producto.

[29] Ver Ríos (1997), Murray (1983) y Lau (1986). Intuitivamente, el fundamento de la desigualdad (23) es el siguiente. La condición *necesaria* para que exista complementariedad en costos es que el coeficiente del producto cruzado de dos productos sea negativo. Sin embargo, esta condición necesaria puede ser eliminada si es que alguno de los productos en cuestión presenta costos marginales crecientes. Por tanto, la condición *suficiente* para complementariedad de costos entre dos productos es que el coeficiente del producto cruzado sea negativo y mayor, en valor absoluto, que el producto de las elasticidades da cada uno de los productos en cuestión. Véase Clark (1988), Pág. 28.

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

CAPITULO 3. DESARROLLO EMPIRICO

En este capítulo se presenta de manera más detallada la especificación de la función de costos para el sector asegurador mexicano, la descripción de las variables a emplear, así como el método de estimación de los parámetros involucrados.

I. Desarrollo empírico

Como ya se ha explicado, el modelo a estimar consiste en una función de costos translog, misma que representa una especificación sumamente flexible y que evita imponer restricciones *a priori* sobre las características de la función de costos[1]. La forma general de esta función esta dada por la ecuación (15):

$$\ln C = \ln\{c(Q,\mathbf{w})\} = A + \sum_{i}^{n} \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_{i}^{n}\sum_{k}^{n} \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \sum_{j}^{r} \tau_j \ln w_j + \frac{1}{2}\sum_{j}^{r}\sum_{s}^{r} \delta_{j,s} \ln w_j \ln w_s + \sum_{i}^{n}\sum_{j}^{r} \psi_{i,j} \ln q_i \ln w_j \quad \text{.....(15)}$$

Donde:

C = Costo total de producción
A = Constante
q_i = Cantidad producida del producto i
w_j = Precio del insumo j
ln(.)= Logaritmo natural de (.)
φ_i, $\xi_{i,j}$, τ_j, $\delta_{j,s}$, $\Psi_{i,j}$ = Parámetros a estimar.

Como sostiene Berndt (1991), la función (15) podría ser estimada a través del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). No obstante, dado el hecho de que esta especificación tiene su origen en una expansión de Taylor de segundo orden, involucra un gran número de parámetros, lo que en términos estadísticos tiene el efecto de reducir la eficiencia en su estimación[2].

En virtud de ello, y con el propósito de lograr ganancias en eficiencia, en la estimación de la ecuación (15) se agregarán las ecuaciones de las participaciones de los distintos insumos en el costo total de producción, es decir, las j ecuaciones (20):

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln w_j} = \frac{\partial \ln\{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln w_j} = \tau_j + \frac{1}{2}\sum_{s}^{r} \delta_{s,j} \ln w_s + \sum_{i}^{n} \psi_{i,j} \ln q_i \quad \text{.....(20)}$$

Por otra parte, la estimación del modelo deberá rescatar las siguientes restricciones de homogeneidad y simetría explicadas previamente:

$$\sum_{j}^{r} \tau_j = 1 \quad \text{.....(16)}$$

$$\sum_{i}^{I} \Psi_{i,j} = \sum_{s}^{I} \delta_{j,s} = \sum_{j}^{I} \delta_{s,j} = \sum_{s}^{I} \sum_{j}^{I} \delta_{s,j} = 0 \quad \text{.....(17)}$$

y

$$\xi_{i,k} = \xi_{k,i} \quad \text{para toda i y k}$$

$$\delta_{j,s} = \delta_{s,j} \quad \text{para toda j y s}$$

$$\Psi_{i,j} = \Psi_{j,i} \quad \text{para toda i y j}$$

La imposición de las restricciones (16), (17) y de simetría, tiene importantes implicaciones econométricas ya que no sólo contribuye a elevar la eficiencia de la estimación, sino que permite reducir el número de parámetros a estimar sin pérdida de información. De hecho, tal imposición conlleva a un incremento en la parsimonia del modelo[3]. Así, una vez impuestas dichas restricciones, el número de parámetros a estimar se reduce a[4]:

$$[i(i + 1)/2) + (j(j + 1)/2) + ij] \quad \text{.....(24)}$$

Donde:

i = Número de bienes producidos
j = Número de insumos utilizados

II. Variables a utilizar

El siguiente análisis se basa en la información agregada para el sector asegurador mexicano. Los datos obtenidos son de frecuencia anual y cubren el periodo que va de 1978 a 2001[5]. Así, se cuenta con un total de 24 observaciones para las siguientes variables:

Costo Total

El costo total (T) se construyó para el total de empresas aseguradoras existentes en el país mediante la suma de: 1) el costo neto de siniestralidad; 2) el costo neto de adquisición y, 3) el costo neto de operación[6].

Productos

Conforme al planteamiento teórico del Capítulo 2, se considera que los productos ofrecidos por el sector asegurador se pueden representar adecuadamente mediante las indemnizaciones o siniestros brutos pagados por las aseguradoras cuando se presenta la contingencia cubierta por el seguro.

En este punto cabe recordar que, con bastante frecuencia, cuando se habla de servicios, surgen discusiones en torno a la correcta definición y medición del "producto" que ofrece la empresa proveedora de un servicio. El origen de tales discusiones nace de la dificultad de definir algo que, por su naturaleza, es intangible y, a veces, no observable. Por supuesto, dichas discusiones han estado presentes en el ámbito del sector financiero y ninguna definición está exenta de crítica. Como acertadamente señala Chávez (1988), las mediciones del producto en el sector financiero caen en tres grandes categorías: a) Aquéllas que se proponen unidades físicas y observables del producto; b) Aquéllas que descansan en el valor monetario del servicio y, c) Aquéllas que usan números índices.

Por ejemplo, en el caso de la banca, hay quienes consideran como productos ya sea el número o el importe de los créditos otorgados por las instituciones bancarias. En contraparte, hay otros que toman como productos el número o el importe de los distintos tipos de depósitos. De ambas posiciones se derivan enfoques mixtos en los que, tanto créditos como depósitos, ya sea en número o en importe, son productos bancarios e, incluso, en los que los depósitos constituyen insumos en la "producción" de los créditos[7].

En el ámbito del sector asegurador se han realizado estudios que incluyen como definición del producto a las pólizas, a las primas emitidas o a los siniestros brutos pagados. No obstante, las primeras definiciones no parecen ser adecuadas por las siguientes razones[8].

Primero. El emplear al número de pólizas, si bien ofrece la ventaja de proveer una medida en unidades físicas observables, tiene como inconveniente el suponer que el costo unitario de producción de cada póliza, así como el monto asegurado y la prima cargada son iguales en cada caso, lo cual es falso. Estrictamente, a partir de sus características individuales, cada póliza representa un producto diferente. De ahí que se considere que una medida de valor monetario sea superior al número de pólizas por ser el dinero un mejor numerario para agrupar productos de distinta naturaleza y características.

Segundo. Recordando que mediante la compra de un seguro el público adquiere una protección en caso de siniestro, el goce del servicio adquirido es observado, o se materializa, en el momento en que el asegurado es indemnizado ante la ocurrencia del siniestro cubierto por el seguro. Si bien es posible que el asegurado nunca reciba una indemnización, ello no obsta para considerarlo protegido ante la ocurrencia de un hecho que daña sus intereses. Es por ello que muchos autores optan por las primas como medida del producto de las aseguradoras . Sin embargo, el problema es que resulta difícil suponer que la seguridad adquirida es adecuadamente medida por el monto de la prima pagada, ya que ésta representa el precio pagado por recibir una protección, mientras que el producto adquirido es, en realidad, el monto que recibe de parte de la aseguradora, en caso de presentarse el siniestro[9].

Tercero. Las primas que cobran las aseguradoras a sus clientes, en principio, deben ser suficientes para cubrir los costos de producción de los seguros. Por tanto, las primas deben ser calculadas de manera de cubrir, entre otros, los costos de operación y de venta de los seguros. En tales condiciones, *Ceteris Paribus*, si el sector asegurador transita por

un periodo de ineficiencia en sus operaciones, es posible que las primas se eleven sin que ello signifique que se está aumentando la colocación del producto en el mercado. Por tanto, la mayor o menor eficiencia del sector podría dar una idea errónea de aumento o disminución de la actividad aseguradora[10].

Cuarto. Siguiendo el razonamiento del párrafo anterior, en caso de guerra de precios en la industria, las primas pueden disminuir, incluso por debajo del costo de producción, circunstancia que podría generar la equivocada impresión de una reducción en el volumen producido[11].

Quinto. Desde el punto de vista econométrico, la utilización de las primas como medida del producto, en el contexto específico de una función de costos, genera un sesgo en la estimación de los parámetros ya que, al ser fundamentalmente iguales a los costos de producción, provocan que se viole la condición básica de exogeneidad de las variables independientes en una ecuación de regresión.

Por todo lo anterior, si bien la variable siniestros brutos puede no representar del todo al producto de las aseguradoras[12], parece mejor alternativa que las primas al estar exógenamente determinados por una distribución de probabilidad que nada tiene que ver ni con la eficiencia de las empresas, ni con su política de fijación de precios o primas. Inclusive, los siniestros brutos no forman parte de los costos del sector asegurador ya que éstos, como los he definido, sólo incluyen a los costos netos de siniestralidad[13]. De esta forma, se considera que los productos ofrecidos por el sector asegurador son:

1. **SV**. Siniestros Brutos en la Operación de Vida.

2. **SE**. Siniestros Brutos en la Operación de Accidentes y Enfermedades.

3. **SD**. Siniestros Brutos en la Operación de Daños, excluyendo el Ramo de Automóviles.

4. **ST**. Siniestros Brutos en el Ramo de Automóviles.

Insumos

Asimismo, se parte del supuesto de que el sector asegurador utiliza los siguientes insumos[14]:

1. **L**. Mano de obra, representada por el total de empleados y funcionarios empleados en las empresas aseguradoras, así como los agentes contratados por éstas[15].

2. **K**. Capital físico, representado por el monto neto de inversiones inmobiliarias, mobiliario y equipo.

Precio de los insumos

Se supone que los precios de los insumos utilizados por el sector asegurador son adecuadamente representados por las siguientes variables:

1. w_L. Precio del factor trabajo, aproximado mediante la remuneración promedio recibida por el personal ocupado en las empresas aseguradoras y los agentes de seguros.

2. w_K. Precio del capital físico, calculado como índice de la suma de Rentas, Depreciaciones y Amortizaciones.

Las fuentes de información utilizadas son la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas y el Banco de México. Todas las variables fueron deflactadas mediante la aplicación del Indice Nacional de Precios al Consumidor, base 1994[16].

III. Modelo empírico

Una vez definidas las variables a utilizar, y tomando en consideración las restricciones de homogeneidad y simetría, se puede reescribir el modelo que componen las ecuaciones (15) y (20) en su forma empírica a estimar, es decir:[17]

$$\ln T = A + \varphi_1 \ln SV + \varphi_2 \ln SE + \varphi_3 \ln SD + \varphi_4 \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{1,1} \ln SV \ln SV + \frac{1}{2}\xi_{1,2} \ln SV \ln SE$$
$$+ \frac{1}{2}\xi_{1,3} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{1,4} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,2} \ln SE \ln SE + \frac{1}{2}\xi_{2,3} \ln SE \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,4} \ln SE \ln SA$$
$$+ \frac{1}{2}\xi_{3,3} \ln SD \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{3,4} \ln SD \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{4,4} \ln SA \ln SA + \tau_1 \ln w_K + (1-\tau_1) \ln w_L$$
$$+ \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_K - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_L + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L \ln w_L - \psi_{1,1} \ln SV \ln w_L + \psi_{1,1} \ln SV \ln w_K$$
$$- \psi_{2,1} \ln SE \ln w_L + \psi_{2,1} \ln SE \ln w_K - \psi_{3,1} \ln SD \ln w_L + \psi_{3,1} \ln SD \ln w_K - \psi_{4,1} \ln SA \ln w_L$$
$$+ \psi_{4,1} \ln SA \ln w_K + \varepsilon$$

$$S_K = \tau_1 + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L + \psi_{1,1} \ln SV + \psi_{2,1} \ln SE + \psi_{3,1} \ln SD + \psi_{4,1} \ln SA + u_1$$

$$S_L = (1-\tau_1) + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K - \psi_{1,1} \ln SV - \psi_{2,1} \ln SE - \psi_{3,1} \ln SD - \psi_{4,1} \ln SA + u_2$$

.....(25)

S_K y S_L representan las ecuaciones de la participación del capital físico y la mano de obra en el costo total, respectivamente, y ε, u_1 y u_2 representan los errores de estimación de las ecuaciones de costo y de las participaciones de los insumos, también respectivamente.

En esta presentación empírica del modelo, se supone que las ecuaciones deben contener un elemento de error ya sea porque las empresas cometen errores estocásticos al escoger las combinaciones de insumos que minimizan sus costos, o bien porque puede haber errores de medición en las diferentes variables involucradas[18]. En todo caso, siguiendo a Pindyck (1981) y Greene (1999), se supone que tales errores se comportan conforme a una distribución normal con media cero y varianza constante, es decir:

$$\varepsilon \sim \mathbf{N}(0, \sigma^2_{\varepsilon})$$

$$u_i \sim \mathbf{N}(0, \sigma^2_{ui}) \qquad \text{para } i = 1, 2.$$

Cabe destacar que el cumplimiento de la ecuación (21) del Capítulo 2 tiene importantes implicaciones para la estimación econométrica. En efecto, el hecho de que la suma de las j participaciones de los insumos en los costos totales sea idéntica a la unidad, significa que sólo j – 1 de tales participaciones son linealmente independientes. Ello se traduce en que, si expresamos en forma matricial a las ecuaciones para S_K y S_L, la suma de los errores de las dos ecuaciones tiene que ser igual a cero, lo que lleva a que la matriz de covarianzas de los errores (Ω) sea una matriz singular y no-diagonal[19].

Por otro lado, el que sólo j – 1 ecuaciones de las participaciones de los insumos sean independientes significa que la j-ésima participación puede ser obtenida de las otras[20]. Para resolver este problema de singularidad o de dependencia lineal entre ecuaciones, basta con eliminar del proceso de estimación alguna de las ecuaciones de participación de los insumos.

De esta forma, en la estimación del modelo se elimina cualquiera de las ecuaciones (20) y sus parámetros pueden ser obtenidos, bajo ciertas condiciones, de las estimaciones obtenidas para los parámetros de las ecuaciones restantes[21]. En el caso que nos ocupa, se decidió eliminar la ecuación de la participación del trabajo (S_L). Por tanto, el sistema de ecuaciones a estimar es el constituido por las siguientes dos ecuaciones (26)[22]:

$$\begin{aligned}
\ln T = {} & A + \varphi_1 \ln SV + \varphi_2 \ln SE + \varphi_3 \ln SD + \varphi_4 \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{1,1} \ln SV \ln SV + \frac{1}{2}\xi_{1,2} \ln SV \ln SE \\
& + \frac{1}{2}\xi_{1,3} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{1,4} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,2} \ln SE \ln SE + \frac{1}{2}\xi_{2,3} \ln SE \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,4} \ln SE \ln SA \\
& + \frac{1}{2}\xi_{3,3} \ln SD \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{3,4} \ln SD \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{4,4} \ln SA \ln SA + \tau_1 \ln w_k + (1 - \tau_1) \ln w_L \\
& + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_K - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_L + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L \ln w_L - \psi_{1,1} \ln SV \ln w_L + \psi_{1,1} \ln SV \ln w_K \\
& - \psi_{2,1} \ln SE \ln w_L + \psi_{2,1} \ln SE \ln w_K - \psi_{3,1} \ln SD \ln w_L + \psi_{3,1} \ln SD \ln w_K - \psi_{4,1} \ln SA \ln w_L \\
& + \psi_{4,1} \ln SA \ln w_K + \varepsilon
\end{aligned}$$

$$S_K = \tau_1 + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L + \psi_{1,1} \ln SV + \psi_{2,1} \ln SE + \psi_{3,1} \ln SD + \psi_{4,1} \ln SA + u_1$$

.....(26)

De donde se puede obtener una estimación indirecta de los parámetros de la ecuación para S_L. Nótese que las restricciones de homogeneidad lineal y de simetría en la función (15) conducen a que el número de parámetros a estimar sea sólo de 21, cifra que se obtiene al aplicar la ecuación (24)[23].

IV. Método de estimación

El sistema que componen las ecuaciones (26), expresado en su forma empírica, puede ser estimado mediante el método conocido como SUR (*Seemingly Unrelated Regression Equations*), o método Zellner, en honor a su creador, Arnold Zellner.

El método SUR es aplicable en sistemas de ecuaciones en los que se sabe de antemano, o se espera desde el punto de vista teórico, la existencia de algún tipo de relación entre las ecuaciones que los componen[24]. En el caso del sistema que nos ocupa, ya se ha hecho evidente la relación de dependencia lineal que existe entre las dos ecuaciones (20), ya que una de ellas es la diferencia entre la unidad y la otra. Ello significa también que los errores u_i de las dos ecuaciones están correlacionados. Tal correlación encuentra su expresión mediante el hecho de que $\sum_{i=1}^{2} u_i = 0$.

Ciertamente, cada una de las ecuaciones podría ser estimada por separado mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). No obstante, dado que la matriz de covarianzas de los errores (Ω) es singular y no-diagonal, al aplicar este método al sistema de ecuaciones (26) se presentaría el inconveniente de que los parámetros estimados perderían eficiencia[25]. Ante ello, el método SUR representa una vía adecuada para resolver este problema.

La propuesta del método SUR consiste en reconocer que las ecuaciones están relacionadas a través de los errores de cada una de ellas. Asimismo, SUR se basa en el principio de que se puede ganar eficiencia en la estimación si se toma al sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas como una gran ecuación a estimar. Tal estimación se logra al aplicar el método conocido como Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG), el cual permite la presencia tanto de correlación serial como heterocedasticidad en los errores. De esta forma, se supone que la matriz de varianzas y covarianzas de los errores es de la forma:

$$E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2\Omega \text{.....(27)}$$

Donde Ω se supone definida positiva[26]. Así, el propósito de MCG es encontrar estimaciones para los parámetros del modelo en la manera más eficiente posible al tomar

en cuenta la información que provee la forma de la matriz Ω[27]. Lo que hace MCG es transformar los datos originales a manera de obtener una nueva matriz de varianzas y covarianzas de los errores tal que sea igual a $\sigma^2\mathbf{I}$. [28]

Como señala Pindyck, de lo anterior se deduce que para aplicar MCG se requiere una estimación de Ω[29]. En la práctica, los elementos de Ω son estimados haciendo uso de los errores obtenidos de una primera estimación individual, por MCO, de cada una de las ecuaciones del modelo.

Por tanto, como anota Johnston, SUR consiste en un método de dos etapas en el que, en la primera etapa, se estiman separadamente, y por MCO, cada una de las ecuaciones del sistema, obteniendo los vectores de los errores muestrales $\hat{u}_i$. De ahí, se obtienen estimaciones tanto para los elementos de la diagonal principal de Ω mediante[30]:

$$\hat{\sigma}_{i,i} = \frac{\hat{u}_i \hat{u}_i'}{N - K_i} \quad \text{.....(28)}$$

como para los elementos fuera de la diagonal a través de:

$$\hat{\sigma}_{i,j} = \frac{\hat{u}_i \hat{u}_j'}{(N - K_i)(N - K_j)} \quad \text{.....(29)}$$

donde

$\hat{\sigma}_{i,i}$ = Varianza estimada para los errores de la ecuación i.

$\hat{\sigma}_{i,j}$ = Covarianza estimada para los errores de las ecuaciones i y j.

$\hat{u}_i = Y_i - X_i\hat{\beta}_i$ es el vector de errores estimados, mediante MCO, para la ecuación i.

N = Número de observaciones.

K_i = Número de columnas en la matriz **X**, o bien, el número de parámetros a estimar en la ecuación i.

Una vez obtenida una estimación para la matriz de varianzas y covarianzas, $\hat{\Omega}$[31], la segunda etapa de SUR consiste en estimar los parámetros (el vector β), sustituyendo $\hat{\Omega}$ en la expresión para el estimador de β, es decir[32]:

$$\tilde{\beta} = (X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}X'\hat{\Omega}^{-1}Y \quad \text{.....(30)}$$

y

$$\text{Var}(\tilde{\beta}) = \sigma^2(X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1} \quad \text{.....(31)}$$

Existen dos casos en los que el método SUR es equivalente al método MCO. El primero es cuando las correlaciones entre los errores de las distintas ecuaciones son iguales a cero, es decir, cuando $\sigma_{i,j} = 0$, para toda $i \neq j$. Ello reduce a Ω a una matriz diagonal con

las varianzas de cada una de las ecuaciones sobre su diagonal principal. El segundo es cuando en cada ecuación aparece el mismo conjunto de variables explicativas[33].

De lo anterior resulta que la ganancia en eficiencia que se obtiene al aplicar el método SUR es mayor en la medida en que aumenta la correlación entre los errores de las diferentes ecuaciones, y en la medida en que disminuye la correlación entre las variables explicativas de cada una de las ecuaciones.

V. Economías de escala

Como ya se ha establecido antes, la presencia de economías de escala implica que el costo medio de producción disminuye a medida que aumenta la cantidad producida. En este sentido, conviene destacar que existen dos tipos de economías de escala. Las que surgen cuando se incrementan todos los productos son referidas como Economías Globales de Escala (EGE). Por su parte, si el costo medio de producción de un producto en particular disminuye con incrementos en su cantidad producida, se tienen Economías Específicas de Escala (EEE). Aún cuando estos conceptos son sinónimos para el caso de un sólo producto, ambos tipos de economías de escala pueden estar presentes cuando se produce más de un producto.

Economías Globales de Escala (EGE)

Las EGE ocurren si los costos totales de producción se incrementan en menor proporción de lo aumenta el volumen producido de todos los productos[34]. La manera de calcular el efecto sobre los costos de un aumento en la producción es mediante:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q} = \sum_{i}^{n} \frac{\partial \ln \{c(Q,\mathbf{w})\}}{\partial \ln q_i} = \sum_{i}^{n} \varphi_i + \frac{1}{2} \sum_{i}^{n} \sum_{k}^{n} \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{r} \psi_{i,j} \ln w_j \quad \text{.....(22)}$$

expresión que, una vez estimados los parámetros del modelo de costos para el sector asegurador, se transformaría en la siguiente:

$$\text{EGE} = \sum_{i}^{n} \frac{\partial \ln T}{\partial \ln q_i} = \sum_{i}^{n} \phi_i + \frac{1}{2} \sum_{i}^{n} \sum_{k}^{n} \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_{i}^{n} \sum_{j}^{r} \psi_{i,j} \ln w_j \quad \text{.....(32)}$$

donde las $\phi_i, \xi_{i,k}, \psi_{i,j}$ son los valores estimados de las φ_i, $\xi_{i,k}$ y las $\psi_{i,j}$ del modelo. De aquí se deduce que existen economías de escala si (32) resulta menor que uno; economías constantes a escala si es igual a uno y deseconomías de escala si es mayor a uno.

Economías Específicas de Escala (EEE)

Las EEE se presentan si se observa una reducción en el costo unitario de producir un producto específico, a medida que aumenta el volumen producido del mismo. En principio, las EEE deberían ser medidas cuando aumenta el volumen producido del producto en cuestión, pero permanece constante la producción de los demás productos. Sin embargo,

tal medida resulta difícil de aplicar en la práctica porque no siempre es posible elevar la producción de un producto sin alterar la de otros. Además, frecuentemente se complica el separar y distinguir los costos asociados específicamente a la producción de ese producto respecto de los que son atribuibles a los otros.

De ahí que en este trabajo se rescate la aproximación mencionada por Clark (1988) para medir EEE. Tal aproximación parte de la relación teórica que existe entre los costos marginales, los costos medios y las economías de escala. Como es sabido, cuando el costo marginal de producción es menor que el costo medio, dado un nivel de producción, el costo unitario de producción va en descenso y se tienen economías de escala.

En el modelo objeto de este trabajo, la presencia de costos marginales decrecientes para un producto específico puede ser probada al calcular la segunda derivada del costo total respecto al volumen producido del producto en cuestión, es decir: [35]

$$EEE_i = \frac{\partial^2 \ln T}{\partial \ln q_i^2} = \left(\frac{T}{q_i^2}\right)\left[\frac{\partial \ln T}{\partial \ln q_i^2} + \left(\frac{\partial \ln T}{\partial \ln q_i} - 1\right)\right]$$

$$EEE_i = \left(\frac{T}{q_i^2}\right)\left[\xi_{i,i} + \left(\varphi_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j^t \psi_{i,j} \ln w_j\right)\left(\varphi_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j^t \psi_{i,j} \ln w_j - 1\right)\right]$$

Una vez estimados los parámetros del modelo, la expresión anterior podría escribirse como:

$$EEE_i = \left(\frac{T}{q_i^2}\right)\left[\hat{\xi}_{i,i} + \left(\hat{\varphi}_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \hat{\xi}_{i,k} \ln q_k + \sum_j^t \hat{\psi}_{i,j} \ln w_j\right)\left(\hat{\varphi}_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \hat{\xi}_{i,k} \ln q_k + \sum_j^t \hat{\psi}_{i,j} \ln w_j - 1\right)\right] \quad \text{.....(33)}$$

Si (33) resulta menor que cero, se tendrán EEE; si es mayor a cero se tendrán deseconomías específicas de escala y si es igual a cero se tendrán rendimientos constantes a escala en la producción específica del producto i.[36]

VI. Economías de alcance

De manera similar a lo que ocurre con las economías de escala, se pueden distinguir dos tipos de economías de alcance: las Economías de Alcance Globales (EAG) y las Economías de Alcance Específicas (EAE).

Economías de Alcance Globales (EGA)

Para una cierta combinación de productos, las EGA están presentes si los costos totales de la producción conjunta son menores que la suma del costo de producir cada producto independientemente, es decir:

$$c(Q, \mathbf{w}) < \sum_i c_i(\mathbf{w}, q_i)$$

Para probar la existencia de EGA se requiere contar con datos de los costos asociados a la producción separada de cada q_i. En el caso del sector asegurador, no se encontraron datos para los costos de producción por cada tipo de seguro, por lo que resulta imposible calcular la existencia de EGA.

Economías de Alcance Específicas (EAE)

Siguiendo a Clark (1988), las EAE se refieren a las economías que surgen de la producción conjunta de un producto particular con otros productos. Empíricamente, las EAE son generalmente calculadas para pares de productos, buscando detectar posibles complementariedades en costos, las cuales se observan si el costo marginal de producir un producto disminuye cuando es producido junto con otro. Matemáticamente:[37]

$$EAE_{i,k} = \frac{\partial^2 \ln T}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \left(\frac{T}{q_i q_k}\right)\left[\frac{\partial^2 \ln T}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} + \left(\frac{\partial \ln T}{\partial \ln q_i}\right)\left(\frac{\partial \ln T}{\partial \ln q_k}\right)\right]$$

$$EAE_{i,k} = \left(\frac{T}{q_i q_k}\right)\left[\xi_{i,k} + \left(\varphi_i + \frac{1}{2}\sum_k \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j \psi_{i,j} \ln w_j\right)\left(\varphi_k + \frac{1}{2}\sum_i \xi_{k,i} \ln q_i + \sum_j \psi_{k,j} \ln w_j\right)\right]$$

Una vez estimados los parámetros del modelo, la expresión anterior podría escribirse como:

$$EAE_{i,k} = \left(\frac{T}{q_i q_k}\right)\left[\hat{\xi}_{i,k} + \left(\hat{\varphi}_i + \frac{1}{2}\sum_k \hat{\xi}_{i,k} \ln q_k + \sum_j \hat{\psi}_{i,j} \ln w_j\right)\left(\hat{\varphi}_k + \frac{1}{2}\sum_i \hat{\xi}_{k,i} \ln q_i + \sum_j \hat{\psi}_{k,j} \ln w_j\right)\right] \quad \ldots\ldots(34)$$

y, evaluada en el punto de expansión de (15), se reduce a: [38]

$$\frac{\partial^2 \ln T}{\partial \ln q_i \partial \ln q_k} = \left(\frac{T}{q_i q_k}\right)\left[\hat{\xi}_{i,k} + \hat{\varphi}_i \hat{\varphi}_k\right] \quad \ldots\ldots(35)$$

Si (34) resulta menor que cero, se tendrán EAE entre los productos i y k, y si es mayor a cero se tendrán deseconomías de alcance específicas en la producción conjunta de los productos i y k. Nótese que para encontrar la presencia de EAE en (35) se requiere el cumplimiento de la condición (23).[39]

[1] Véase sección II del Capítulo anterior.
[2] En términos estadísticos, la eficiencia es un concepto relativo. Se dice que un estimador es más eficiente cuando su varianza es menor que la de otro. Véase Pindyck (1981), Pág. 28.
[3] Se dice que un modelo es parsimonioso si cuenta con el menor número posible de parámetros a estimar.
[4] Véase Ríos (1997), Pág. 11.
[5] De hecho, se obtuvieron series para el periodo 1975-2001, pero no para todas las variables. Véase nota 15 más adelante, donde se detalla la forma en que se construyeron algunas de las series.
[6] Véase Solís (1991) y (1993).
[7] Véase Chávez (1988), Págs. 76-80, Freixas (1997), Págs. 77-81 y Rosette (2001), Págs. 49-53
[8] Véase Ugalde (1993), Págs. 53-57 y Borch (1990), Págs. 160-165.
[9] Se podría hacer la analogía de que la prima del seguro es similar a los intereses pagados por un deudor a su banco, y el monto que recibe como indemnización, el siniestro bruto, es equivalente al crédito otorgado por el banco.
[10] Véase Ugalde (1993), Pág. 56.
[11] Ídem.
[12] Al decir que puede no reflejar del todo al producto de las aseguradoras, me refiero al caso en que no se presente el siniestro, lo que impediría computar el servicio ofrecido por la aseguradora.
[13] Recuérdese que la diferencia entre los siniestros netos y los siniestros brutos son las recuperaciones y el reaseguro cedido.
[14] Véase Solís (1991) y (1993).
[15] Para las series del número de empleados, funcionarios y agentes, en la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas sólo se encontraron cifras que cubrían el periodo 1984-2001. Por tanto, fue necesario estimarlas para el periodo 1975-1983. Ello se logró de la siguiente manera. Primero, se calculó, para el periodo 1984-2001, la remuneración promedio anual para los empleados y funcionarios de las empresas aseguradoras del país, así como para los agentes de seguros. Es decir, se calculó:

Remuneración Promedio al Personal Ocupado = Remuneraciones y Prestaciones al Personal / (Número de Empleados + Número de Funcionarios)

Remuneración Promedio a Agentes = Comisiones y Compensaciones Adicionales a Agentes / Número de Agentes

Segundo, se determinó, en cada caso, el número de Salarios Mínimos Anuales promedio a que equivalía la Remuneración Promedio:

Veces Salario Mínimo = Remuneración Promedio / (Salario Mínimo Anual Promedio)

donde el Salario Mínimo Anual Promedio es un promedio ponderado por los días en que estuvo vigente cada nivel del Salario Mínimo General Promedio.

Tercero, con base en lo anterior, se calculó un "promedio móvil" de tres años para calcular las veces de Salario Mínimo que recibían, como Remuneración Promedio, los distintos tipos de mano de obra. Por ejemplo, para los agentes, se determinó que en 1983 obtuvieron el equivalente a 7.41 Salarios Mínimos Anuales Promedio, cifra que corresponde al promedio que obtuvieron en los años 1984-1986. Recorriendo hacia atrás el mismo cálculo, se obtuvo que, para 1975, el número de Salarios Mínimos Anuales Promedio obtenido por los agentes fue de 7.67, cifra que corresponde al promedio del periodo 1976-1978.

Por último, se obtuvo una estimación, para el periodo 1975-1983, del Personal Ocupado por las aseguradoras y del número de agentes de seguros mediante la aplicación de las siguientes fórmulas:

Personal Ocupado = Remuneraciones y Prestaciones al Personal / Veces Salario Mínimo Promedio recibido por los Empleados y Funcionarios de las aseguradoras

Número de Agentes = Comisiones y Compensaciones Adicionales a Agentes / Veces Salario Mínimo Promedio recibido por los Agentes

[16] Es importante enfatizar que el número de productos y de insumos considerados fue limitado por la disponibilidad de series lo suficientemente largas para todas variables involucradas. De hecho, hubiera sido ideal realizar el análisis con un mayor número de ambos, pero no se encontró suficiente información para ello.

[17] En el Apéndice 2 se desarrollan las restricciones de homogeneidad y simetría, y se explican sus implicaciones sobre la especificación final del modelo a estimar.

[18] Véase Berndt (1991).

[19] Se dice que una matriz es singular cuando alguna de sus columnas o filas es una combinación lineal de alguna o algunas de las demás columnas o filas. Tal es el caso cuando, por ejemplo, una columna es múltiplo de otra o es resultado de sumas o restas de otras. Lo anterior significa que esa columna guarda dependencia lineal con alguna o algunas de las otras. Una matriz con tal característica carece de inversa. Por otra parte, una matriz no-diagonal es aquélla que tiene elementos diferentes de cero fuera de su diagonal principal. Véase Chiang (1987), Págs. 85-90.

[20] Berndt (1991), Pág. 472.

[21] Particularmente, se exige que los parámetros de las ecuaciones restantes sean estimados mediante procedimientos de Máxima Verosimilitud.

[22] Esta especificación se basa en Berndt (1991), Págs. 472-473 y 476, y Murray (1983), Pág. 894.

[23] En efecto, aplicando la fórmula se tiene que j = 4 e i = 2, de manera que [10 + 3 + 8 = 21]. Nólese que en ausencia de las restricciones de homogeneidad y simetría, los parámetros a estimar serían 34 [4 + 2 + 16 + 8 + 4].

[24] Su nombre se basa en el hecho de que las ecuaciones están relacionadas a través de los errores, lo que no es necesariamente evidente.

[25] Aquí conviene describir brevemente en qué consiste el método MCO. Su propósito es encontrar el vector $\hat{\beta}$ de coeficientes estimados que minimizan la suma de los errores (ε) al cuadrado en una regresión, es decir:

$$\text{Min} \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^2 = \hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon}$$

$$\hat{\varepsilon} = \mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}$$

$$\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\hat{\beta}$$

donde:

$\hat{\varepsilon}$ = Vector de errores de estimación.
$\mathbf{Y}$ = Vector de valores observados de las variables a estimar.
$\hat{\mathbf{Y}}$ = Vector de valores estimados de $\mathbf{Y}$.
$\mathbf{X}$ = Matriz de variables independientes

De lo anterior se tiene que:

$$\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta}) = \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - \mathbf{Y}'\mathbf{X}\hat{\beta} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} = \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - 2\hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta}$$

Los estimadores de MCO se obtienen al minimizar la expresión anterior respecto a $\hat{\beta}$, o sea:

$$\frac{\partial(\hat{\varepsilon}'\hat{\varepsilon})}{\partial\hat{\beta}} = -2\mathbf{X}'\mathbf{Y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\beta} = 0$$

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

El modelo de MCO supone que los errores se distribuyen de manera normal con media cero y varianza constante, es decir:

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Donde **I** es la matriz identidad. Por tanto, el valor esperado de $\hat{\beta}$ es:

$$E(\hat{\beta}) = E[(X'X)^{-1}(X'Y)] = E[(X'X)^{-1}X'(X\beta+\varepsilon)] = E[(X'X)^{-1}X'X\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon] = \beta + (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon) = \beta$$

y su varianza es:

$$Var(\hat{\beta}) = E[(\hat{\beta}-\beta)(\hat{\beta}-\beta)'] = E[(\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon - \beta)(\beta + (X'X)^{-1}X'\varepsilon - \beta)'] = E[(X'X)^{-1}X'\varepsilon\varepsilon'X(X'X)^{-1}]$$

$$Var(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon\varepsilon')X(X'X)^{-1} = (X'X)^{-1}X'\sigma^2 IX(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1}X'X(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1}$$

En resumen, el valor y la varianza de los parámetros estimados mediante MCO están dados por:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y)$$

$$Var(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$$

[26] Se dice que la matriz **A** es definida positiva si y sólo si $\mathbf{x'Ax} > 0$, para todo vector $\mathbf{x} \neq 0$.

[27] Nótese que el efecto de aplicar MCO al sistema de ecuaciones (26), donde existe dependencia lineal entre las ecuaciones y que, por tanto, la matriz de varianzas y covarianzas es $\sigma^2\Omega$, en lugar de $\sigma^2\mathbf{I}$, sería que los estimadores obtenidos perderían eficiencia. Una manera sencilla de probar lo anterior es haciendo la sustitución pertinente en la expresión para la varianza de $\hat{\beta}$:

$$Var(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'E(\varepsilon\varepsilon')X(X'X)^{-1} = (X'X)^{-1}X'\sigma^2\Omega X(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1}$$

Claramente, la aplicación de MCO proveerá una nueva estimación de β que resulta en una pérdida de eficiencia, además de que, como se verá en la siguiente nota, una muy pobre estimación de la verdadera matriz de varianzas y covarianzas del modelo.

[28] El que Ω sea una matriz definida positiva garantiza que el método de MCG funcione. MCG parte del principio que establece que existe una matriz **H** tal que:

$$\mathbf{H\Omega H'} = \mathbf{I}$$

De donde se sigue que:

$$\Omega = \mathbf{H}^{-1}(\mathbf{H'})^{-1} = (\mathbf{H'H})^{-1}$$

$$\mathbf{H'H} = \Omega^{-1}$$

Por lo tanto

$$\mathbf{H} = (\Omega^{-1})^{1/2}$$

La matriz **H** es utilizada para transformar los datos originales de la siguiente manera:

$$\mathbf{HY} = \mathbf{HX}\beta + \mathbf{H}\varepsilon = \tilde{\mathbf{Y}} = \tilde{\mathbf{X}}\beta + \tilde{\varepsilon}$$

Nótese que esta transformación permite que los errores $\tilde{\varepsilon}$ cumplan con los supuestos clásicos de homocedasticidad y no-correlación serial presentes en la matriz $\sigma^2\mathbf{I}$:

$$E(\tilde{\varepsilon}\tilde{\varepsilon}') = E(\mathbf{H}\varepsilon\varepsilon'\mathbf{H}') = \mathbf{H}E(\varepsilon\varepsilon')\mathbf{H}' = \mathbf{H}\sigma^2\Omega\mathbf{H}' = \sigma^2\mathbf{H}\Omega\mathbf{H}' = \sigma^2\mathbf{I}$$

Dado esto, en analogía con MCO, el estimador insesgado de MCG para β sería:

$$\tilde{\beta} = (\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}})^{-1}\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{Y}}$$

mismo que, en términos de los datos originales, sería:

$$\tilde{\beta} = [(\mathbf{HX})'(\mathbf{HX})]^{-1}(\mathbf{HX})'(\mathbf{HY}) = (\mathbf{X}'\mathbf{H}'\mathbf{HX})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{H}'\mathbf{HY} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Y}$$

y cuya matriz de varianzas y covarianzas esta dada por:

$$E[(\tilde{\beta}-\beta)(\tilde{\beta}-\beta)'] = \sigma^2(\tilde{\mathbf{X}}'\tilde{\mathbf{X}})^{-1} = \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{H}'\mathbf{HX})^{-1} = \sigma^2(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}$$

En resumen, el valor y la varianza de los parámetros estimados mediante MCG están dados por:

$$\tilde{\beta} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Y}$$

$$\mathrm{Var}(\tilde{\beta}) = \sigma^2(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}$$

Nótese que los estimadores de MCO y MCG resultan ser idénticos cuando Ω = I. Véase Pindyck (1981), Págs. 164-168.

[29] La estimación de los elementos de Ω resulta sumamente complicado ya que Ω es una matriz de orden NxN, con N(N+1)/2 elementos. Como resulta evidente, tal número de elementos no pueden ser estimados a partir de sólo N observaciones. Véase Greene (1999), Pág. 444.

[30] Véase Johnston (1984), Págs. 337-338.

[31] A partir de las ecuaciones (28) y (29), la matriz estimada $\hat{\Omega}$ tiene la forma:

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{1,1} & \hat{\sigma}_{1,2} & \cdots & \hat{\sigma}_{1,g} \\ \hat{\sigma}_{2,1} & \hat{\sigma}_{2,2} & \cdots & \hat{\sigma}_{2,g} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \hat{\sigma}_{g,1} & \hat{\sigma}_{g,2} & \cdots & \hat{\sigma}_{g,g} \end{bmatrix}$$

donde g es el número de ecuaciones en el modelo. Véase Pindyck (1981), Pág. 348. Cabe mencionar que el denominador de las ecuaciones (28) y (29) podría escribirse simplemente como N dado que las pruebas estadísticas usuales serán válidas sólo asintóticamente. Ver Johnston (1984), Pág. 338. Inclusive, las propiedades de los estimadores de MCG, así como los procedimientos usuales de inferencia, son asintóticamente iguales a las de MCO. Para este punto véase Greene (1999), Págs. 441-442, 444-445. Por otra parte, si en el proceso de estimación SUR se realizan iteraciones a partir de diferentes actualizaciones tanto de la estimación de los parámetros β como de la matriz Ω hasta obtener variaciones arbitrariamente pequeñas, se obtienen estimaciones numéricamente equivalentes a los de Máxima Verosimilitud [Berndt (1991), Pág. 463]. No obstante, Greene (1999) señala que las propiedades asintóticas de Máxima Verosimilitud no suponen ninguna ventaja sobre las de MCG y, por tanto, las de SUR (Pág. 589).

[32] Este proceder supone que $\hat{\Omega}$ converge en probabilidad a Ω, es decir, que *plim* $\hat{\Omega} = \Omega$. Siendo más precisos, dado que Ω es una matriz de NxN, no puede tener un límite en probabilidad, por lo que en realidad la expresión anterior indica que se da la convergencia en cada elemento de Ω. Véase Greene (1999), Pág. 444.

[33] Pindyck (1981), Págs. 348-349, y Johnston (1984), Pág. 338. Greene (1999) agrega un tercer caso, que considera poco probable, en el que las **X** son todas combinaciones lineales, y no necesariamente idénticas, del mismo conjunto de variables.

[34] Suponiendo que el volumen de todos y cada uno de los productos aumenta en el mismo porcentaje.

[35] Véase Clark (1988), Pág. 31. Es importante mencionar que las expresiones que presenta Clark (1988) se basan en lo que la teoría del cálculo denomina Diferenciación Logarítmica [explicada en Swokowsky (1979), Págs. 362-363 y 380-381], misma que se puede describir con los siguientes pasos:

1. Sean $y = f(x)$ y $x = g(h)$
2. $\ln y = \ln f(x)$
3. $\ln x = \ln g(h)$
4. $\dfrac{\partial \ln y}{\partial \ln h} = \dfrac{\partial \ln f(x)}{\partial \ln x} \dfrac{\partial \ln x}{\partial \ln h}$
5. $\dfrac{1}{y}\dfrac{\partial y}{\partial h} = \dfrac{1}{x}\dfrac{\partial \ln g(h)}{\partial \ln h}$
6. $\dfrac{\partial y}{\partial h} = \dfrac{y}{x}\dfrac{\partial \ln g(h)}{\partial \ln h}$

[36] Estrictamente, dado que T y q_i^2 son positivos, la condición es que el término $[\xi_{i,i} + (\phi_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j^r \psi_{i,j} \ln w_j)(\phi_i + \frac{1}{2}\sum_k^n \xi_{i,k} \ln q_k + \sum_j^r \psi_{i,j} \ln w_j - 1)]$ sea menor, mayor o igual a cero. Lau (1986) presenta un desarrollo similar.

[37] Clark (1988), Pág. 32.

[38] Véase Ríos (1997) Pág.17 y Murray (1983) Pág. 890.

[39] Estrictamente, dado que T, q_i y q_k son positivos, la condición es que el término $[\xi_{i,k} + \phi_i \phi_k]$ sea menor, mayor o igual a cero. Nuevamente, Lau (1986) presenta un desarrollo similar (Pág. 1542).

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

CAPITULO 4. RESULTADOS

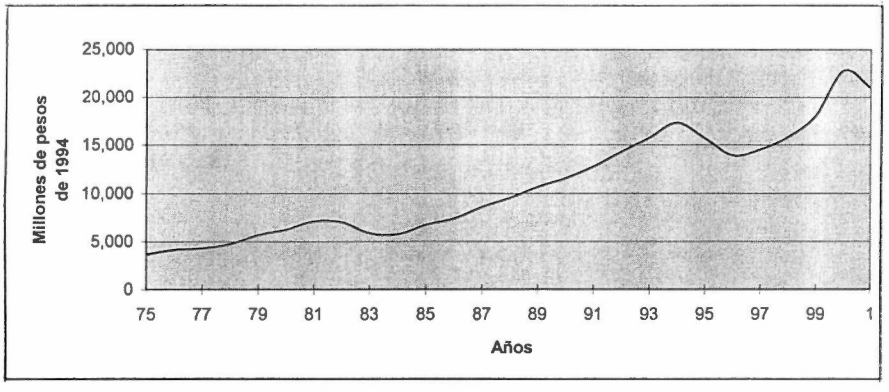
Este capítulo tiene como propósito presentar los resultados obtenidos en la estimación del sistema conformado por las ecuaciones (26) en relación con la posible existencia de economías de escala y de alcance en el sector asegurador mexicano. Antes, se dedica una sección a describir las características de las series utilizadas.

I. Análisis de los datos.

Costos

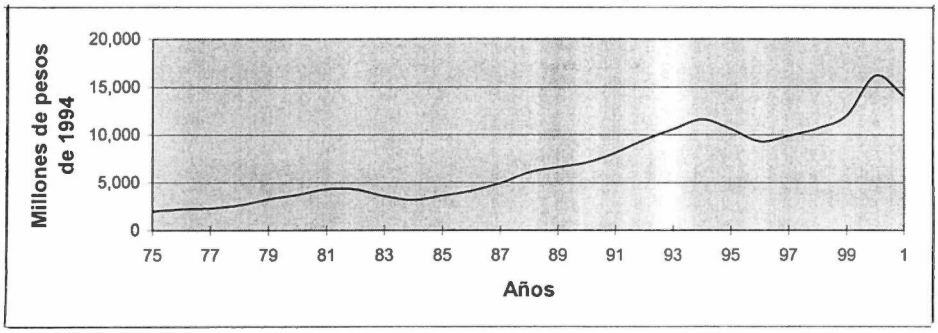
En la siguiente gráfica se muestra la evolución de los Costos Totales del sector asegurador, tal y como fueron definidos para efectos del presente trabajo. El valor máximo de esta serie se encuentra en el año 2000, cuando se incrementó en 26% real respecto a 1999, y alcanzó la cifra de $22,776 millones de 1994. Al comparar los años de 1975 y 2001, se observa que los Costos Totales del Sector Asegurador se multiplicaron casi por 6, en términos reales.

Costos Totales del Sector Asegurador, 1975-2001



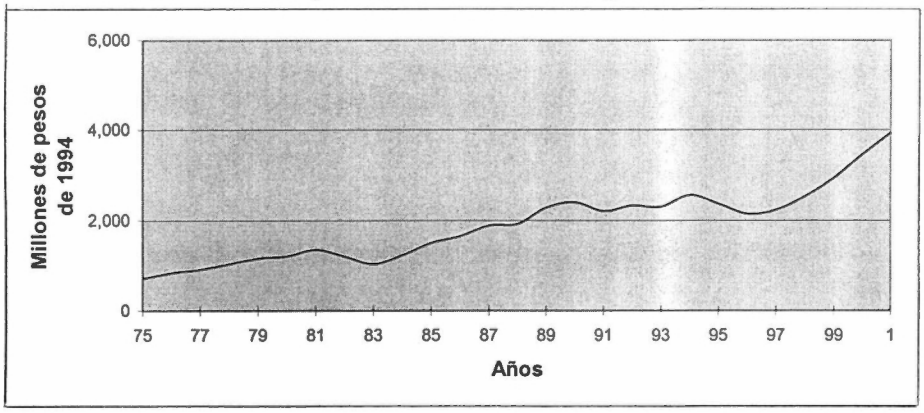
El comportamiento observado en el año 2000 responde fundamentalmente al significativo incremento (de 34.5% real anual) registrado en el Costo Neto de Siniestralidad. Este, a su vez, estuvo determinado por un muy notable aumento en la siniestralidad de la Operación de Vida.

Costo Neto de Siniestralidad del Sector Asegurador, 1975-2001



Es de señalar la elevada participación del Costo Neto de Siniestralidad en la composición de los costos del sector asegurador ya que, durante el periodo de estudio representó, en promedio, el 62% del total, contra un 19% originado por cada uno de los Costos Netos de Adquisición y de Operación. No obstante, este promedio encubre la tendencia ascendente del Costo Neto de Siniestralidad, mismo que, de manera casi continua, incrementó su participación del 54% en 1975, al 67% en el año 2001.

Costo Neto de Adquisición del Sector Asegurador, 1975-2001

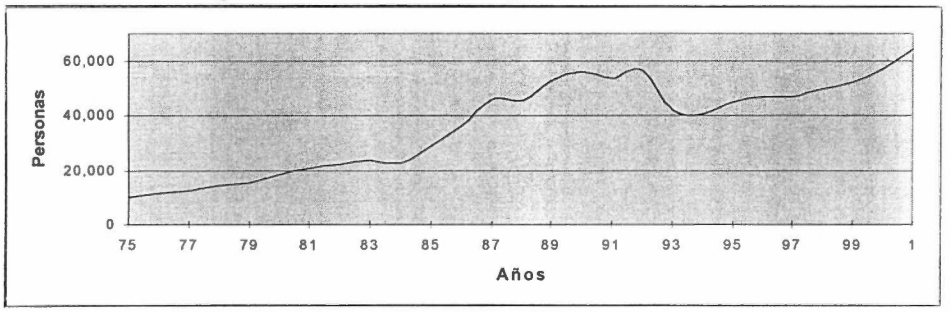


En lo que se refiere al Costo Neto de Adquisición, su participación en el Costo Total se ha mantenido bastante estable, en torno al 19%. Esto a pesar de que observó un crecimiento real acumulado de 82.7% entre 1996 y el año 2001, como resulta evidente en la gráfica anterior.

El creciente Costo Neto de Adquisición puede ser consecuencia, por una parte, de la gran expansión observada en la emisión de primas directas durante dicho periodo, la cual equivalió a más de dos veces al crecimiento de la economía mexicana en su conjunto[1].

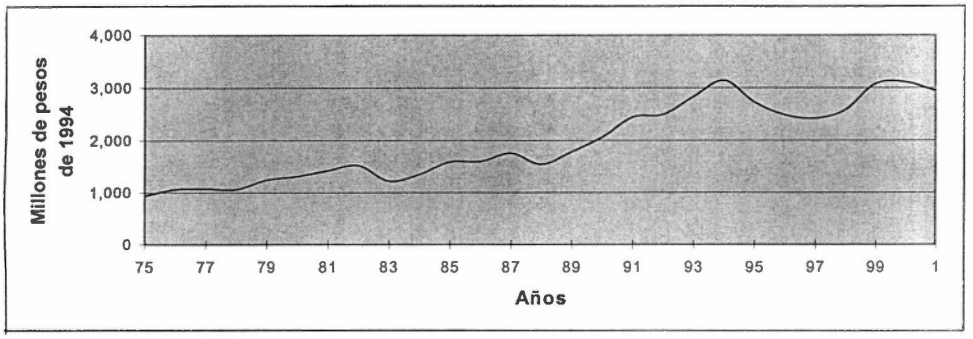
Por otro lado, el incremento en la colocación de primas pudo haber sido impulsado por el aumento registrado en el número de agentes de seguros, que pasó de 46,809 personas en 1996, a 64,292 personas en el año 2001, un aumento del 37% en 5 años.

Agentes en el Sector Asegurador, 1975-2001



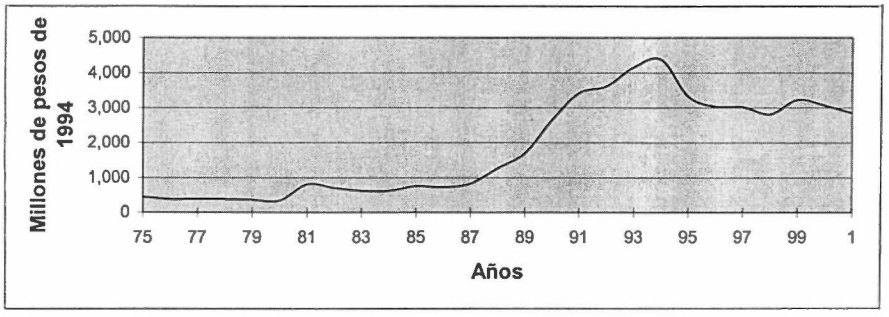
Por su parte, el Costo Neto de Operación describe una trayectoria bastante estable durante todo el periodo de estudio, con lo que su participación dentro del Costo Total ha disminuido de un 25.6% en 1975, a un 14% en el año 2001. No obstante, se aprecia una cambio importante en el nivel promedio de la serie, el cual se eleva de $1,365 millones a 1994 entre 1975 y 1989, a $2,692 millones entre 1990 y 2001.

Costo Neto de Operación del Sector Asegurador, 1975-2001



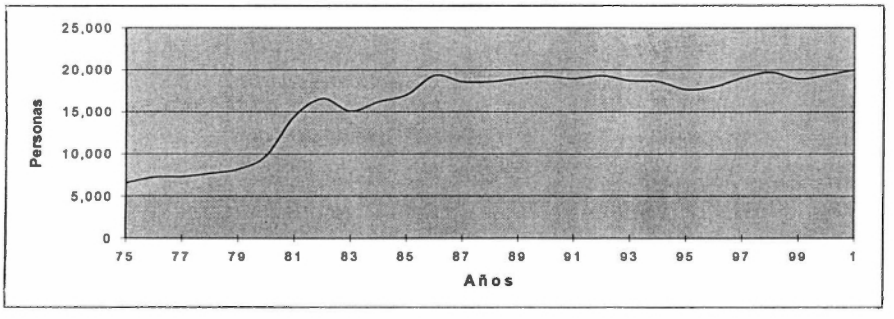
Ello podría ser resultado del esfuerzo de modernización que se ha realizado en el sector mediante la incorporación de nuevos equipos y tecnología, a fin de lograr mayor eficiencia en su operación. De hecho, como se observa en la siguiente gráfica, el valor del capital físico empleado por las aseguradoras del país también muestra un salto a partir del año 1989 y hasta 1993, con lo que parece haber alcanzado un nuevo nivel a partir de 1995.

Capital Físico en el Sector Asegurador, 1975-2001



Por otra parte, en los últimos años, tanto el número de personas ocupadas por las aseguradoras, como el precio real de la mano de obra, han mostrado una notable estabilidad. De ahí que sea de esperarse una caída continua en la participación de la mano de obra como componente de los costos totales del sector y, probablemente, una muy limitada capacidad de esta variable para explicar el comportamiento de los costos.

Personal Ocupado por Empresas Aseguradoras, 1975-2001

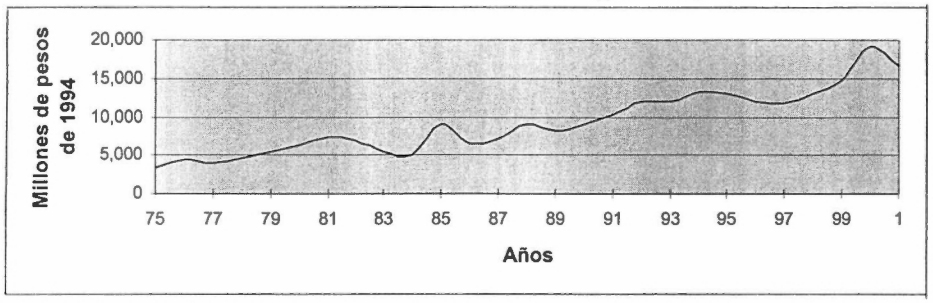


Productos

En cuanto a los productos del sector asegurador, tal y como han sido definidos en el presente trabajo, su característica común más importante es la marcada tendencia a la alza a lo largo de casi todo el periodo bajo estudio.

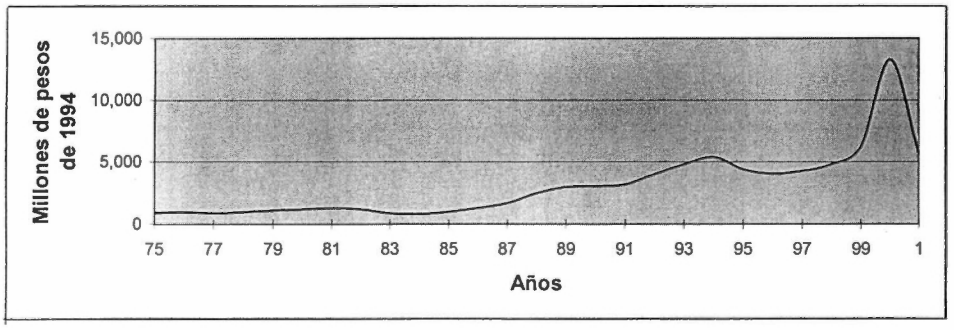
Lo anterior adquiere proporciones notables si se considera que, en términos reales, los Siniestros Brutos Totales prácticamente se multiplicaron por 5 entre 1975 y 2001, y se duplicaron entre 1989 y el año 2001.

Siniestros Brutos Totales del Sector Asegurador, 1975-2001



Como se mencionó anteriormente, los siniestros Brutos en la Operación de Vida mostraron un muy importante incremento en el año 2000 (66.4% real), alcanzando así la cifra de algo más de $8,570 millones de 1994. No obstante, la siniestralidad bruta real en la Operación de Vida se redujo en 33.5% en el año 2001, por lo que su valor del año 2000 representa un comportamiento atípico.

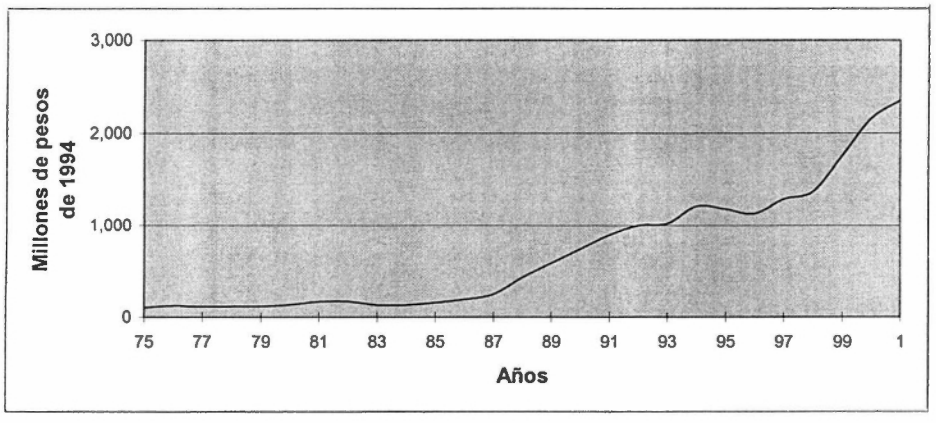
Siniestros Brutos en la Operación de Vida, 1975-2001



Lo anterior se explica básicamente por el efecto contable ocasionado por la emisión de los llamados Seguros Dotales a corto plazo, mismos que son comercializados como beneficio adicional de los seguros de grupo y de vida por parte de las empresas que operan seguros de vida y accidentes y enfermedades, donde destaca el caso de AHISA[2].

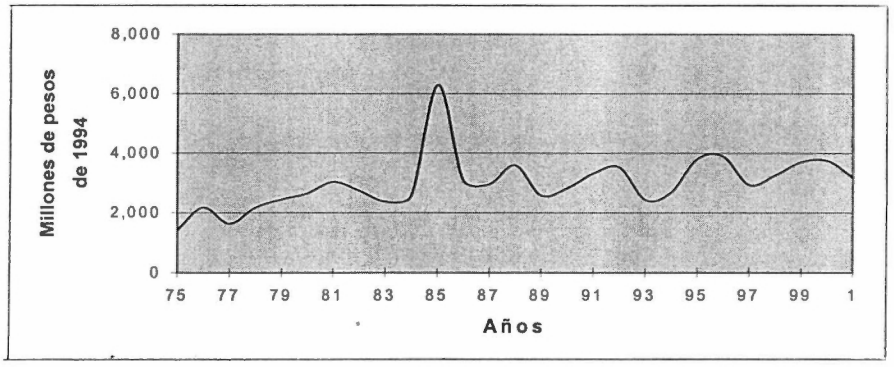
En lo que toca a los Siniestros Brutos de la Operación de Accidentes y Enfermedades, resulta muy notable su multiplicación por 9.5, en términos reales, en los quince años que van de 1987 a 2001. Sin duda, esta evolución ubica a este tipo de seguros como el segmento más dinámico del sector, aunque su monto sigue siendo relativamente modesto dentro del total (14.2% en 2001).

Siniestros Brutos en la Operación de Accidentes y Enfermedades, 1975-2001



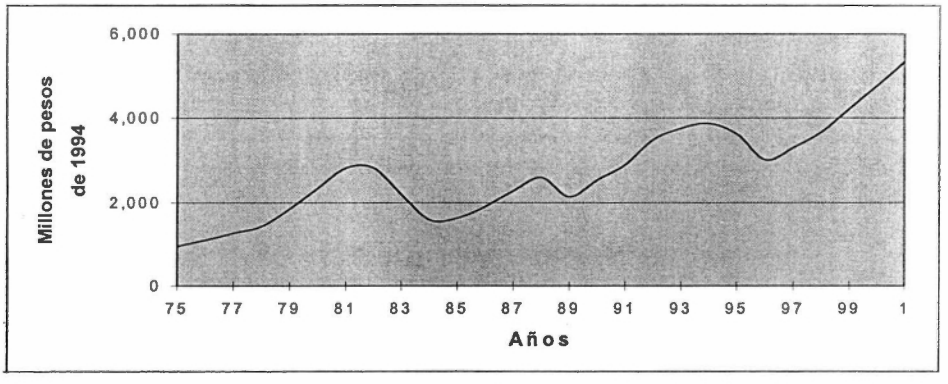
De los productos definidos en este trabajo, el que muestra una mayor estabilidad son los Siniestros Brutos de la Operación de Daños, sin incluir el Ramo de Automóviles. En efecto, la siguiente gráfica hace evidente que sólo los sismos del año 1985 elevaron significativamente su nivel promedio, el cual se ubica en torno a los $3,000 millones a precios de 1994.

Siniestros Brutos en la Operación de Daños sin Automóviles, 1975-2001



Finalmente, los Siniestros Brutos en el Ramo de Automóviles presentan una tendencia claramente ascendente pero, al interior del periodo 1975-2001, se observan sub-periodos de fuerte crecimiento: a) de 1978 a 1981 (96.8% real acumulado); b) de 1984 a 1988 (63.3% real acumulado); c) de 1989 a 1993 (75.9% real acumulado) y, d) de 1996 a 2001 (76.8% real acumulado). El último sub-periodo, que resulta ser el más prolongado, parece estar asociado a las condiciones de mayor delincuencia sufrida por los mexicanos en los últimos años.

Siniestros Brutos en el Ramo de Automóviles, 1975-2001

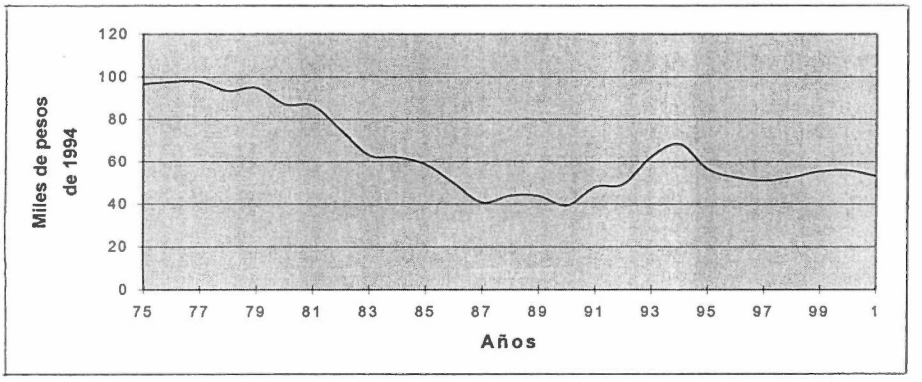


Precio de los insumos

El precio de la mano de obra, definido como la remuneración real anual promedio por persona ocupada en el sector asegurador, presenta un comportamiento bastante estable en los últimos años. No obstante, se percibe una fuerte

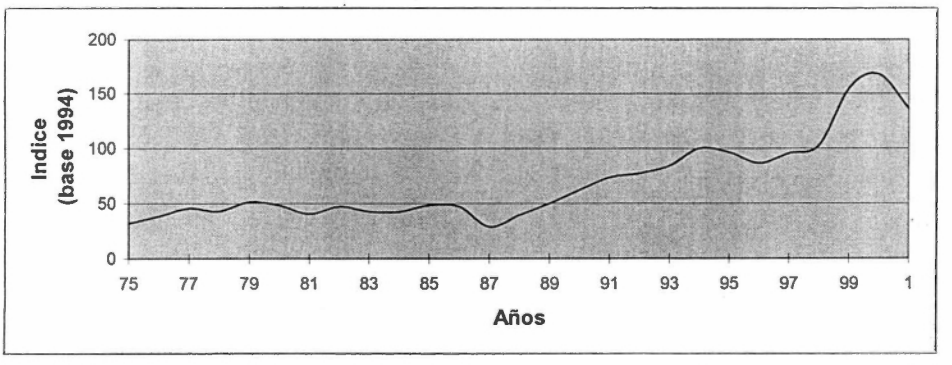
reducción, de aproximadamente 28.6%, en su nivel real promedio, ya que pasó de $77,000 pesos de 1994 entre 1975 y 1987, a $55,000 entre 1991 y el año 2001.

Precio de la Mano de Obra, 1975-2001



Por su parte, el precio del capital físico observa una marcada trayectoria ascendente entre 1987 y 1994, mientras que, a partir de este último año, inicia una tendencia a la baja, interrumpida en el año 1998, para caer de nuevo a partir del año 2000.

Precio del Capital Físico, 1975-2001



II. Resultados de la estimación.

El sistema compuesto por las ecuaciones (26) fue estimado para el periodo que va de 1978 a 2001, mediante la variante iterativa del método SUR, y fue incluida entre los regresores de la ecuación de los costos totales una variable dummy (DUMMY2000), a efecto de reconocer la presencia de un comportamiento atípico en la siniestralidad de ese año[3].

Resultados Generales de la Estimación del Sistema de Ecuaciones

Estadísticos	Ecuación para LnT	Ecuación para S_K
R^2	0.98	0.73
R^2 Ajustada	0.74	0.65
Estadístico F	4.6	9.7
Durbin-Watson	1.75	1.78
D-F de los errores */	-4.4	-4.4
Error Standard	0.24	0.03
Media de la variable dependiente	16.16	0.16
Observaciones	24	24

*/ El valor crítico fue de –3.75 para las dos ecuaciones, calculado al 1% de significancia y sin rezagos sobre el nivel. Al aplicar la prueba Dickey-Fuller Aumentada, los errores de ambas regresiones resultaron estacionarios, con un rezago, al 95% de confianza.

Los resultados generales indican que existe una relación estadísticamente significativa entre las variables explicativas y las variables dependientes. En efecto, los valores obtenidos para las R^2 ajustadas indican que el 74% de las variaciones observadas en los costos totales son explicadas por las variables independientes de la ecuación principal, mientras que el comportamiento de la participación del capital físico es explicado en un 65%. Asimismo, los valores para el estadístico F implican que, tomadas en conjunto, las variables independientes en cada ecuación tienen un alto poder de explicación de las variables dependientes del modelo[4].

Si bien los valores para el estadístico Durbin-Watson no son concluyentes para rechazar la posible existencia de autocorrelación de primer orden en los errores de la ecuación principal (caen dentro de la zona de indeterminación), en el respectivo Correlograma se observa que sus valores se encuentran dentro de las bandas de dos desviaciones estándar, lo que prueba su estacionariedad. La misma prueba aplicada a la segunda ecuación indica que está libre de autocorrelación en sus errores[5].

Por otra parte, la aplicación de la prueba de Dickey-Fuller conduce a rechazar la hipótesis de raíces unitarias en los errores de ambas ecuaciones, lo que implica que los resultados obtenidos gozan de propiedades estadísticas sumamente

deseables. En particular, el que los errores sean estacionarios en nivel [sean I(0)], implica que las variables dependientes e independientes mantienen una verdadera relación subyacente[6].

La estacionariedad de los errores de ambas ecuaciones encuentra su origen en lo siguiente:

a) Por un lado, las variables del modelo presentan los siguientes ordenes de integración:

Orden de Integración de las Variables */

Variable	LnT **/	LnSV	LnSE	LnSD	LnST **/
Grado de Cointegración	I(2)	I(1)	I(2)	I(0)	I(2)

*/ Al 99% de confianza. **/ Son I(1) al 95% de confianza.

Dado que al menos una de las variables independientes es del mismo orden de integración que la dependiente, es posible encontrar un vector de Cointegración[7].

b) Al aplicar la prueba de Johansen al conjunto de variables del modelo se obtiene que existen tres ecuaciones cointegradas al 99% de confianza[8]:

Prueba de Johansen sobre el Conjunto de Variables */

Número de Ecuaciones Hipotéticamente Integradas	Valor Propio	Prueba de la Traza	Valor Crítico al 5%	Valor Crítico al 1%
Ninguna	.9699	202.2	76.07	84.45
Máximo 1	.9034	118.16	53.12	60.16
Máximo 2	.764	62.06	34.91	41.07
Máximo 3	.5366	27.41	19.96	24.6
Máximo 4	.3112	8.95	9.24	12.97

*/ La prueba se realizó con dos rezagos sobre la primera diferencia. Véase Apéndice 3.

De ahí que sea válido continuar con el análisis de los valores estimados para los diferentes parámetros involucrados.

Parámetros estimados.

Atendiendo a los valores obtenidos en los estadísticos t de student, la mayoría de los parámetros estimados resultó estadísticamente diferente de cero con una probabilidad mayor al 95%. Asimismo, se obtuvo que, en lo individual, los siniestros brutos en todos los tipos de seguros son altamente significativos en la explicación de los costos del sector asegurador. De hecho, los parámetros asociados a estas variables resultaron significativamente diferentes de cero al 99% de confianza.

Parámetros Estimados

Regresor	Valor estimado	t de student	Regresor	Valor estimado	t de student
Constante */	-618.82	-5.73	LnSELnST */	4.60	6.48
LnSV*/	50.61	4.04	LnSDLnSD */	-2.20	-5.31
LnSE */	-39.81	-4.29	LnSDLnST	1.12	1.08
LnSD */	41.55	4.08	LnSTLnST **/	-1.39	-2.38
LnST */	27.51	4.90	LnWK ***/	0.74	1.36
LnSVLnSV	0.55	0.44	LnWKLnWK */	-0.08	-8.16
LnSVLnSE ***/	2.21	1.37	LnSVLnWK	0.01	0.20
LnSVLnSD **/	-3.85	-2.63	LnSELnWK */	0.08	2.90
LnSVLnST */	-6.05	-6.67	LnSDLnWK	0.01	0.66
LnSELnSE */	-1.79	-3.39	LnSTLnWK */	-0.11	-3.80
LnSELnSD **/	1.77	1.90	DUMMY2000 */	0.33	4.28

*/ Parámetro diferente de cero al 99% de confianza.
**/ Parámetro diferente de cero al 90% de confianza.
***/ Parámetro diferente de cero al 80% de confianza.

El parámetro correspondiente al precio real del capital físico fue significativamente diferente de cero a un nivel de 80% de confianza, nivel que aunque no es muy alto, es aceptable. Asimismo, la magnitud de este parámetro indica una gran sensibilidad de parte del costo total, medida por la elasticidad de 0.74, respecto a variaciones en el precio de este insumo. Aunque esta elasticidad en principio pudiera considerarse elevada, en virtud de que se obtuvo un valor de la participación promedio del capital físico en los costos totales de sólo 15.9%[9], en el fondo quizás revele un problema importante que tiene que ver con la adecuada medición del capital en diversos problemas económicos.

En este caso, dicho problema se manifiesta en la dificultad de medir adecuadamente la utilización de los bienes de capital en la realización de las diversas actividades que desarrollan las empresas aseguradoras. Por ejemplo, resulta sumamente complejo asignar un valor a los servicios que ofrece un mostrador de una oficina en la que lo mismo se atiende al cliente que está realizando los trámites de contratación de un seguro, que a otro que está ahí para reclamar la indemnización por robo de auto, o, incluso, cuando lo utilizan los propios empleados de la aseguradora para hacer su trabajo.

En este sencillo ejemplo, el mismo mostrador, que forma parte del capital físico, juega un papel en la formación de los tres tipos de costos considerados (adquisición, siniestralidad y operación), pero generalmente es difícil cuantificar su presencia en cada uno de ellos. Un razonamiento similar aplica para los teléfonos, computadoras, muebles, etc., de los que dispone una empresa aseguradora en su actividad diaria. Esta dificultad práctica podría conducir a errores de medición contable de la participación de los insumos en las distintas labores de una empresa o sector. En este caso, al comparar el parámetro estimado con la información en libros de las empresas, podría implicar que la información contable está subestimando la demanda por servicios de los bienes de capital en el sector asegurador[10].

Otro parámetro que merece un comentario especial es el obtenido para los seguros de accidentes y enfermedades. En este caso, su signo negativo implica una elasticidad negativa del costo total del sector asegurador respecto a los siniestros brutos de accidentes y enfermedades. Si bien esta implicación no parece aceptable en principio, quizá encuentre una explicación en los siguientes términos.

Como se recordará, el segmento de accidentes y enfermedades ha sido el más dinámico del sector asegurador durante los últimos 15 años. No obstante, su participación dentro del total sigue siendo reducida. Ambos elementos podrían significar que la escala de operaciones de este tipo de seguros es todavía muy reducida en nuestro país, con lo que su volumen de producción podría estar aún en la zona de costos descendentes más pronunciados y no ha alcanzado su nivel óptimo de producción, a nivel industria.

A partir de estos resultados, a continuación se procede a probar la existencia de economías de escala y de alcance en el sector asegurador.

Economías de Escala

Las economías globales de escala fueron calculadas a partir de los parámetros estimados y de los valores muestrales promedio de las series involucradas. Así, de la aplicación de la ecuación (32) se obtuvieron los siguientes resultados a diferentes niveles de confianza:

Economías Globales de Escala a Diferentes Niveles de Confianza

Al 99%	Al 90%	Al 80%
-3.27	-1.99	14.26

En los datos del cuadro anterior se observa evidencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano. Es decir, que al aumentar la producción de todos los tipos de seguros en la misma proporción, los costos totales crecen menos que proporcionalmente a aquél aumento. Nótese que la conclusión se mantiene sólo en los niveles más rigurosos de confianza ya que, al relajar la prueba hasta el 80%, la conclusión cambia como consecuencia de la participación de un mayor número de parámetros en el cálculo de la ecuación (32), y se obtiene un resultado con signo positivo. Por ello, y en adelante, se atenderá fundamentalmente a los resultados obtenidos bajo los criterios estadísticos más exigentes.

Este hallazgo apunta en el mismo sentido a lo encontrado por Ugalde (1993) para el propio sector asegurador mexicano, Ríos (1997) para el caso de la banca comercial mexicana, por Hughes (1993) y (1997) para la banca comercial de los Estados Unidos, Huidobro (2000) para la banca de desarrollo mexicana, y por algunos otros estudios internacionales dedicados a analizar las características que prevalecen en la función de costos de empresas financieras de diverso tipo[11].

La consecuencia inmediata de este resultado es que conviene, desde un punto de vista de eficiencia económica, que las empresas aseguradoras ofrezcan simultáneamente todo tipo de seguros. De ahí que no resulte extraño que 32 empresas del sector combinen la emisión simultánea de seguros de todos las Operaciones, ni que se observe en el mercado la práctica de vender por "paquete" seguros de distintos ramos, "lo que se conoce como *Bundling* en la teoría de la organización industrial"[12].

Dado lo anterior, lo conducente es probar la posible existencia de economías de escala a nivel de productos específicos, lo que se realiza mediante la aplicación de la ecuación (33)[13].

Economías Especificas de Escala

Producto	Al 99%	Al 90%	Al 80%
Vida	0.005	-0.0035	-0.0035
Accidentes y Enf.	0.006	0.003	0.003
Daños	0.00006	0.00006	0.00001
Automóviles	0.0000003	0.0000003	0.0001

Atendiendo al valor de los cálculos reportados en el cuadro anterior, se puede concluir que los diferentes tipos de seguros muestran evidencia de rendimientos constantes específicos a escala[14], lo que explica la existencia de empresas especializadas como ABA Seguros, ANA Compañía de Seguros, CBI Seguros, Colonial Penn de México, El Águila, Gerling de México, Plan Seguro, Quálitas, Seguros St. Paul de México, Yasuda Kasai México y Zurich Compañía de Seguros. Sin embargo, la presencia de economías globales de escala sería argumento suficiente para afirmar que es más eficiente ofrecer en el mismo establecimiento todos los tipos de seguros simultáneamente.

Economías de Alcance

Intuitivamente, es de esperar que existan economías de alcance en el sector asegurador ya que, en principio, su personal, sistemas informáticos, instalaciones, equipo, etc., deberían ser igualmente útiles para tramitar, dar seguimiento y, en general, administrar una cartera variada de seguros, compartiendo los costos fijos de administración entre todos los tipos de pólizas que la conforman.

No obstante, a partir del cálculo de la ecuación (34), con base en los parámetros estimados del modelo y de los valores muestrales promedio de las series analizadas, la característica dominante entre los *pares* de seguros estudiados resultó ser que no presentan ventaja o desventaja alguna, en términos de costos, al ser producidos de manera conjunta. De hecho, la evidencia obtenida de complementariedad de costos resulta sumamente débil.

En efecto, de los 6 pares de seguros estudiados, 5 no mostraron una ventaja notoria al ser ofrecidos de manera conjunta[15]. Este resultado parece estar en línea con la débil evidencia de economías de alcance que se ha encontrado en la literatura sobre el tema[16].

Economías de Alcance por Pares de Productos

Pares	Al 99%	Al 90%	Al 80%	Pares	Al 99%	Al 90%	Al 80%
SV-SE	-.01	-.002	-.0005	SE-SD	.0003	-.0001	.0005
SV-SD	-.00007	-.00007	-.0004	SE-ST	-.003	-.00003	.0001
SV-ST	-.00002	-.00002	.005	SD-ST	-.0001	.00001	.00001

Como lo muestra el cuadro anterior, sólo se encontró alguna evidencia de economías de alcance entre los seguros de vida y de accidentes y enfermedades. En esencia, estos resultados no se modifican al calcular la presencia de economías específicas de escala mediante la ecuación (35), es decir en el punto de expansión de (15). En todo caso, se fortalece la evidencia de economías de alcance entre los seguros de personas (vida y accidentes y enfermedades)[17].

Economías de Alcance por Pares de Productos
(Calculadas en el punto de expansión de la función de costos)

Pares	Al 99%	Al 90%	Al 80%	Pares	Al 99%	Al 90%	Al 80%
SV-SE	-.01	-.01	-.01	SE-SD	-.008	-.008	-.008
SV-SD	.002	.002	.002	SE-ST	-.005	-.005	-.005
SV-ST	.001	.001	.001	SD-ST	.001	.001	.001

Nótese que si la Operación de Vida encuentra complementariedad de costos con la Operación de Accidentes y Enfermedades, resulta lógica la existencia de empresas especializadas en ofrecer una amplia gama de seguros para personas, como es el caso de AHISA[18], Cigna Seguros, Combined Seguros, ING Seguros[19], Principal México, Seguros Génesis y Zurich Vida. En contraparte, a la luz de estos resultados, parece no ser muy buena estrategia la seguida por American National de México, Deco Seguros, Hartford Seguros y Skandia Vida, al ofrecer únicamente seguros de vida, ya que ello les está impidiendo la oportunidad de aprovechar las ventajas que les generaría el ofrecer simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades.

A partir de los resultados anteriores se puede señalar que, aún cuando no se encuentra evidencia importante en cuanto a la presencia de economías de alcance entre la mayor parte de las parejas de productos del sector asegurador, su oferta en conjunto podría estar soportada en las siguientes consideraciones:

1) Co*stos de transacción*. Este aspecto puede verse en dos sentidos. Por un lado, la aseguradora puede obtener ventajas al ofrecer a un cliente diversos tipos de seguros que satisfagan sus diversas necesidades. Por otro lado, el atractivo para el cliente sería el no tener que acudir a distintas empresas para conseguir la protección que requiera para su persona y bienes.

2) *Diversificación*. En la medida que las aseguradoras cuenten con portafolios diversificados, es de esperarse que mejore su posición para el manejo de riesgos, circunstancia que, al final, deberá reflejarse en sus posibilidades para proteger el patrimonio institucional.

Un último resultado que se puede comentar a partir de los parámetros estimados tiene que ver con las elasticidades de sustitución entre los insumos empleados por el sector asegurador. Siguiendo a Layard (1978)[20], se calcularon las elasticidades de sustitución de Allen para los dos insumos considerados en este estudio, conforme a la siguiente fórmula:

$$\sigma_{ik} = \frac{C_{ik} C}{C_i C_k}$$

Donde:

σ_{ik} = Elasticidad de sustitución (con producto constante) entre los insumos i y k

C_{ik} = Segunda derivada cruzada del costo total respecto a los precios de los insumos i y k

C_i, C_k = Derivadas del costo total respecto al precio de los insumos i y k

C = Valor promedio muestral del costo total

Si $\sigma_{ik} < 0$, los insumos son complementos. Si $\sigma_{ik} > 0$, los insumos son sustitutos.

De esta forma, se obtuvo evidencia, al 80% de confianza, de que el capital físico y la mano de obra son complementos, pero no se pudo calcular la elasticidad de sustitución a niveles de confianza del 90 y 95% ya que el parámetro asociado al precio del capital físico sólo resultó estadísticamente diferente de cero al 80% de confianza[21].

Como se puede observar, los resultados obtenidos dan soporte teórico y empírico a la existencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano, con lo que se reafirma el diagnóstico de que su mercado es de competencia monopolística. Además, este resultado implica que se justifica, desde el punto de vista de eficiencia económica, contar con instituciones autorizadas para emitir, simultáneamente, todo tipo de pólizas de seguros.

Un segundo resultado consiste en que se encontró evidencia de rendimientos constantes específicos a escala en los seguros de vida, accidentes y

enfermedades, daños y automóviles circunstancia que, en sí misma, deja abierta la posibilidad de contar o no con instituciones especializadas en estos productos. Sin embargo, la presencia de economías globales de escala constituye razón suficiente para no promover la especialización en el sector.

En tercer y último lugar, no se detectaron economías de alcance al ofrecer de manera conjunta la gran mayoría de *parejas* de seguros estudiados. De hecho, sólo se encontró evidencia de ventajas en costos al ofrecer simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades, lo que tiene como implicación que a las empresas dedicadas a seguros de personas les conviene trabajar simultáneamente tanto la Operación de Vida, como la de Accidentes y Enfermedades.

De los resultados anteriores surge la sugerencia de revisar y discutir las razones por las cuales, a partir de enero de 2002, la Ley General de Instituciones y Sociedades Mutualistas de Seguros, en su Artículo 7, establece la prohibición para que las aseguradoras del país ofrezcan simultáneamente seguros de "personas" y de "cosas".

Es importante precisar el sentido del párrafo anterior. Lo que significa es que, dado el principio de no retroactividad de la Ley, la nueva disposición sitúa en desventaja relativa tanto a las compañías que potencialmente participen en el mercado mexicano, como a las que antes de enero de 2002 no tenían autorizada la emisión de todo tipo de pólizas, frente a las que ya contaban con dichas autorizaciones, además de que podría reducir las posibilidades de las primeras para lograr una operación más eficiente. Con base en los resultados de este trabajo, la nueva disposición implica que sólo las empresas que hasta el cierre de 2001 contaban con autorización para vender todo tipo de seguros, estarán en posibilidades de obtener y beneficiarse de la existencia de economías globales de escala, y las que no contaban con tales autorizaciones quedarán excluidas de tal ventaja.

Nótese que el sector asegurador presenta al menos tres razones que lo hacen candidato a ser regulado[22]: a) existen restricciones a la libre concurrencia en el mercado, surgidas en parte por la evidencia de economías de escala; b) está presente el problema de la información asimétrica y del riesgo moral entre clientes y aseguradores, y entre aseguradores y autoridades; c) las aseguradoras captan y administran recursos del público, a través de las primas que cobran, por lo que se requiere vigilar y regular su solvencia a fin de garantizar que honrarán los compromisos que adquieren frente a sus clientes[23].

Por tanto, lo que está a discusión no es que el sector asegurador mexicano esté sujeto a regulaciones, sino que la nueva disposición genere desventajas relativas entre competidores reales y potenciales en el mercado[24]. Inclusive, aún cuando puede estar plenamente justificado el que "en la mayor parte del mundo las instituciones de seguros están especializadas por ley en seguros de "personas"

(Accidentes y Enfermedades y Vida) y en seguros de "cosas" (Daños)"[25], el punto que se desea enfatizar es que, en México, tal regulación no parece estar aplicando por igual a todos los participantes y ello puede generar asimetrías entre compañías y constituir, para algunas, una barrera legal de entrada, adicional a la que de por sí representa, por ejemplo, la existencia de economías de escala[26].

Por otra parte, se abre la posibilidad de revisar, desde el punto de vista de eficiencia económica, el porqué, desde hace algunos años, se exige la especialización para los seguros relacionados con contratos que tengan como base planes de pensiones, y para el Ramo de Salud. Si bien en este estudio no se analizó explícitamente ni a los seguros de pensiones ni a los de salud, la referencia a ellos se deriva de los demás resultados obtenidos[27].

En todo caso, para enriquecer y profundizar la discusión sobre el tema, será indispensable contar con mayor información estadística para seguir avanzando en el estudio de las condiciones tecnológicas presentes en los diferentes Ramos y Operaciones de seguros. En particular, se requerirá realizar un estudio similar a éste, pero dirigido a analizar "el interior" de cada Operación para explicitar todos los Ramos que la conforman.

Otros temas interesantes a estudiar de manera formal es si efectivamente las empresas que emiten todo tipo de pólizas son más eficientes que las otras y si se observa una reducción importante en el riesgo de las empresas al autorizárseles la emisión de todo tipo de pólizas. Además, habrá que estudiar si las empresas totalmente diversificadas en sus operaciones no imponen costos indeseables en términos de bienestar social y para efectos de regulación y supervisión. Para ello, y dada la limitación de información sobre todo en seguros de pensiones y de salud, quizás sea conveniente dar un tiempo a la generación, recopilación y procesamiento de los datos necesarios[28]. Por supuesto, en lo que toca a las Operaciones de Vida y Daños, la discusión sugerida podría iniciarse en un plazo más breve.

[1] Véase Novelo (2001), Pág. 9.
[2] Ídem, Pág. 10.
[3] En realidad se intentó estimar el modelo para todo el periodo 1975-2001. Sin embargo, el mejor ajuste se logró restringiéndolo a 1978-2001. En ello, es posible que haya jugado un papel importante el que algunas de las series fueron construidas por el autor, específicamente para los años 1975-1983. Véase la nota 15 del capítulo anterior.
[4] El estadístico F fue construido mediante la fórmula $F = \frac{R^2 / k}{(1-R^2)/(n-k)}$, donde k es el número de variables explicatorias y n el número de observaciones. Véase Pindyck (1981), Págs. 65-66.
[5] Véase el Apéndice 3, mismo que presenta los resultados de la estimación del modelo econométrico.
[6] Otra manera de decir lo anterior es que las variables dependientes e independientes están cointegradas debido a que existe entre ellas una combinación lineal que es estacionaria en nivel [es I(0)] y que tiene media cero. Véase Greene (1999), Págs. 732-734, y Engle (1991), Págs. 6-8. Los errores para la ecuación del costo total presentan una media de –0.002 y los de la ecuación para la participación del capital físico -0.0009. Véase el Apéndice 3.
[7] Véase Greene (1999), Pág. 733.
[8] Ídem, Págs. 736-738.
[9] Véase el Apéndice 3.
[10] Otra posible explicación es la ofrecida por Johnston (1984), Pág. 337, en el sentido de que el supuesto de ajustes *automáticos* en la mezcla óptima de insumos ante cambios en sus precios puede producir estimaciones sesgadas en las elasticidades.
[11] Véase Clark (1988), Ferrier (1993), Freixas (1997), Lawrence (1989) y Murray (1983). Cabe aclarar que el trabajo de Ugalde (1993) no incorpora el análisis de Cointegración, lo que podría significar que sus resultados econométricos no reflejen verdaderas relaciones subyacentes o de largo plazo entre las variables analizadas.
[12] Véase Solís (1991).
[13] Nuevamente, en estos cálculos fueron utilizados los valores muestrales promedio de las variables involucradas.
[14] El que los valores obtenidos sean no negativos significa que los costos totales del sector asegurador aumentan igual o más que proporcionalmente al aumento en la producción del tipo de seguro en cuestión.
[15] De hecho, en cuatro casos el resultado cambia en función del nivel de confianza considerado.
[16] Véanse Ugalde (1993), Págs. 74-76, Clark (1988), Pág. 22; Freixas (1997), Pág. 80; Hughes (1997), Pág. 311, Ríos (1997), Págs. 76-80 y Huidobro (2000), Págs. 76-78.
[17] También ofrece seguros de automóviles. Cabe mencionar que, el 24 de mayo de 2002, la Comisión Intersecretarial de Desincorporación (CID), aprobó la venta de los títulos representativos del capital social de AHISA, propiedad del Gobierno Federal mexicano y de Petróleos Mexicanos (PEMEX), a MetLife Inc., por un monto de $9,200 millones.
[18] Es importante aclarar que, el 12 de noviembre de 2001, ING Group cerró una operación que le permitió poseer el 99.91% de las acciones de Seguros Comercial América, con lo que la empresa resultante de dicha fusión deja de especializarse en seguros de personas y podrá ofrecer toda la gama posible de seguros, excepto de pensiones. Nótese que, de acuerdo con los resultados obtenidos en este estudio, dicha fusión está plenamente justificada desde el punto de vista de eficiencia económica. Lo mismo se puede decir de las diversas fusiones ocurridas a partir de la segunda mitad de los años ochenta, entre las que destacan las ocurridas precisamente entre Seguros La Nacional y Seguros La Provincial (1992), y entre Seguros La Comercial y Seguros América (1993). Además, en 1993, la entonces empresa Seguros Banpaís adquirió del Gobierno Federal la Aseguradora Mexicana (ASEMEX). Véase Rohde (1993) y Comisión (1994). Posteriormente, en diciembre de 1996, Seguros Comercial América fusionó a Seguros ASEMEX-Banpaís.
[19] Véase Layard (1978), Págs. 265-270.

[20] Suponiendo que dicho parámetro fuera significativamente diferente de cero al 90 y 95% de confianza, la conclusión seguiría siendo la misma. Es importante mencionar que ambos insumos también resultan ser complementos al aplicar la fórmula propuesta por Johnston (1984), Pág. 336.
[21] Véanse Rubalcava (1993), Carlton (1994) y Stiglitz (1994), Pág. 48, así como la crítica que le hace Jaramillo (1994) a este último, especialmente en la Pág. 56.
[22] Véase Carlton (1994), Stiglitz (1994) y Goodhart (1998).
[23] Un ejemplo histórico de regulaciones que provocan desventajas relativas para las empresas concurrentes en el mercado de seguros mexicano, lo constituye un Decreto del año 1947 que limitaba a las dependencias y entidades de la Administración Pública a contratar exclusivamente con las aseguradoras gubernamentales, es decir, con AHISA y ASEMEX, circunstancia que les dio, a ambas empresas, la oportunidad de convertirse en las más importantes en los negocios de personas y de daños, respectivamente. Curiosamente, el argumento para la contratación exclusiva de los seguros de personas con AHISA era que ésta requería de una escala mínima de operaciones, "debajo de la cual no era rentable su mercado". Véase Rohde (1993), Comisión (1994) y Minzoni (1994), Págs. 87, 91 y 94. Rubalcava (1993), Pág. 26, sostiene que "...una legislación rígida e insensible a la dinámica de los mercados puede impedir el desarrollo relativo de los mismos,...".
[24] Véase Rohde (1993).
[25] Idem. Véase también Carlton (1994), Capítulo 21.
[26] Cabe la posibilidad de que esta regulación responda a criterios no económicos y tenga su origen más en cuestiones de tipo legal, de la adecuada atención de las necesidades de los clientes, etc. No obstante, ello no invalida su análisis desde el punto de vista de eficiencia económica.
[27] De hecho, como señala Solís (1993), la industria aseguradora requiere de más y mejor información para estimar la frecuencia y severidad de los siniestros para determinar el valor esperado de la siniestralidad en su cartera. Además, cabe recordar y rescatar el espíritu de que, en el marco del entonces llamado Pacto para la Estabilidad, la Competitividad y el Empleo (PECE), en octubre de 1992, el sector asegurador fue el primero del sistema financiero, y el cuarto de toda la economía mexicana, en suscribir un Acuerdo que contemplaba, entre otros compromisos para las autoridades y empresas del sector, el mejorar las bases estadísticas en las diferentes Operaciones y Ramos.

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

CONCLUSIONES, RECOMENDACIONES Y LIMITACIONES

El propósito de este estudio ha sido probar la hipótesis que sostiene la existencia de economías de escala y economías de alcance en las operaciones que realiza el sector asegurador mexicano.

Para probar empíricamente esta hipótesis, se desarrolló un sencillo modelo teórico que busca describir el proceso de maximización de utilidad que realizan tanto el comprador de un seguro, como el oferente, y destacar el papel que desempeñan los costos que enfrenta el asegurador en el equilibrio del mercado. Con ese fundamento teórico, se estimó una Función tipo Translogarítmica (translog) para los costos del sector asegurador mexicano.

El análisis se basó en la información anual agregada del sector para el periodo que va de 1978 a 2001. Los resultados permiten afirmar que existe soporte teórico y empírico para la existencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano, circunstancia que justifica, desde el punto de vista de eficiencia económica, contar con instituciones autorizadas para emitir, simultáneamente, todo tipo de pólizas de seguros.

Un segundo resultado consiste en que se encontró evidencia de rendimientos constantes específicos a escala en las Operaciones de Vida, Accidentes y Enfermedades, Daños y en el Ramo de Automóviles circunstancia que, en sí misma, deja abierta la posibilidad de contar con instituciones especializadas en estos productos. Sin embargo, la presencia de economías globales de escala constituye razón suficiente para no promover la especialización en el sector asegurador.

En tercer y último lugar, no se detectaron economías de alcance al ofrecer de manera conjunta la gran mayoría de parejas de seguros estudiados. Sólo se encontró evidencia de ventajas en costos al ofrecer simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades, circunstancia que deberían tomar en consideración las empresas dedicadas a ofrecer seguros de personas.

Aún cuando no se encontró evidencia importante en cuanto a la presencia de economías de alcance entre la mayor parte de las parejas de productos del sector asegurador, su oferta en conjunto podría estar soportada en consideraciones que atiendan a los menores costos de transacción que ello implicaría y a la mayor diversificación del riesgo que ésta favorecería.

De esta forma, las conclusiones generales del estudio son: 1) Existe evidencia de economías globales de escala en el sector asegurador mexicano por lo que se reafirma el diagnóstico de que se trata de un mercado de competencia monopolística; 2) Desde el punto de vista de eficiencia económica, conviene evitar la creación de instituciones dedicadas a ofrecer, de manera exclusiva, tipos específicos de seguros; 3) En especial, a las empresas que venden seguros de personas les conviene vender simultáneamente seguros de vida y de accidentes y enfermedades y, 4) La decisión sobre ofrecer al público una canasta variada de seguros debe descansar en consideraciones relacionadas con la presencia de economías globales de escala, la diversificación de la cartera, la adecuada administración de riesgos, así como la reducción en los costos de transacción. Por cierto todos estos elementos favorecerían la provisión conjunta de diversos tipos de seguros.

Por todo ello, la primer recomendación que se desprende de este estudio es la conveniencia para las empresas de revisar su estrategia de negocio, evitando su especialización.

Una segunda recomendación sería discutir la pertinencia de lo que establece la Ley General de Instituciones y Sociedades Mutualistas de Seguros, en su Artículo 7, en relación con la prohibición para que las aseguradoras del país ofrezcan simultáneamente seguros de vida y de daños.

Lo anterior en virtud de que, dado el principio de no retroactividad de la Ley, la nueva disposición sitúa en desventaja relativa tanto a las compañías que potencialmente participen en el mercado mexicano, como a las que antes de enero de 2002 no tenían autorizada la emisión de todo tipo de pólizas, frente a las que ya contaban con dichas autorizaciones, además de que podría reducir las posibilidades de las primeras para lograr una operación más eficiente. Con base en los resultados de este trabajo, la nueva disposición implica que sólo las empresas que hasta el cierre de 2001 contaban con autorización para vender todo tipo de seguros, estarán en posibilidades de obtener y beneficiarse de la existencia de economías globales de escala, y las que no contaban con tales autorizaciones quedarán excluidas de tal ventaja. Un posible camino para resolver este problema es otorgar un plazo máximo para que las empresas que ofrecen todo tipo de seguros se separen en empresas dedicadas, por un lado, a seguros de personas y, por el otro, a seguros de cosas.

Por otra parte, se abre la posibilidad de revisar, desde el punto de vista de eficiencia económica, la exigencia de especialización para los seguros relacionados con contratos que tengan como base planes de pensiones, y para el Ramo de Salud. Si bien en este estudio no se analizó explícitamente ni a los seguros de pensiones ni a los de salud, la referencia a ellos se deriva de los demás resultados obtenidos.

En todo caso, para enriquecer y profundizar la discusión sobre el tema, será indispensable contar con mayor información estadística para seguir avanzando en el estudio de las condiciones tecnológicas presentes en los diferentes Ramos y Operaciones de seguros. En particular, se requerirá realizar un estudio similar a éste, pero dirigido a analizar "el interior" de cada Operación para explicitar todos los Ramos que la conforman. Dado lo reciente de los seguros de pensiones y de salud, quizás sea conveniente dar un tiempo a la generación, recopilación y procesamiento de la información estadística necesaria para ello. Por supuesto, en lo que toca a las Operaciones de Vida y Daños, la discusión podría iniciarse en un plazo más breve.

Una tercer recomendación sería estudiar de manera formal si efectivamente las empresas que ofrecen todo tipo de seguros son más eficientes que las otras y si realmente se observa una reducción importante en el riesgo de las empresas al autorizárseles la emisión de todo tipo de pólizas. Por cierto que también convendría estudiar si las empresas totalmente diversificadas en sus operaciones no imponen costos indeseables en términos de bienestar social y para efectos de regulación y supervisión.

La última recomendación sería que las autoridades, concretamente la Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, así como las empresas, por conducto de la Asociación Mexicana de Instituciones de Seguros, redoblen sus esfuerzos por recopilar, procesar y publicar la información útil para realizar más, y más profundos, estudios sobre este sector. Ello con el fin de contar con más elementos para analizar aspectos particulares de la actividad aseguradora y, de esa forma, facilitar la elaboración de documentos que aporten elementos de juicio para la toma de decisiones de todos los involucrados.

De hecho, la principal limitación que se tuvo que enfrentar para realizar este estudio fue la disponibilidad de información. Por un lado, el periodo más largo para el que se obtuvieron cifras fue de 1975 a 2001, y ello con limitaciones, como en el caso de información sobre empleados y funcionarios en las empresas aseguradoras, así como de agentes de seguros en el país. La información trimestral disponible cubría un periodo que significaba contar con menos observaciones para cada una de las variables, dándose incluso el caso en que no existían cifras para algunas de éstas variables.

Finalmente, otra fuente de limitación para la realización de este estudio, ligada con la anterior, fue la metodología empleada. Específicamente, la utilización de una función de costos tipo translog exige contar con la mayor cantidad de datos posible ya que involucra la estimación de un importante número de parámetros, circunstancia que obligó a buscar una especificación que supusiera la existencia de únicamente dos insumos en la producción de seguros, y de sólo cuatro productos. Sin duda, una mayor disponibilidad de información hubiese permitido desarrollar un estudio que contemplara explícitamente una más amplia gama de Operaciones, Ramos e insumos.

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

APENDICE 1

DEMOSTRACION DE QUE LA IMPOSICION DE LAS RESTRICCIONES DE HOMOGENEIDAD Y DE SIMETRIA A UNA FUNCION DE COSTOS TIPO TRANSLOG GARANTIZA QUE SEA HOMOGENEA DE GRADO UNO EN EL PRECIO DE LOS INSUMOS.

La siguiente demostración se basa y modifica la presentada por Yohe[1]. Partiendo de la función translog (15):

$$\ln C = \ln\{c(Q,\mathbf{w})\} = A + \sum_i \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_k \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \sum_j \tau_j \ln w_j$$
$$+ \frac{1}{2}\sum_j \sum_s \delta_{j,s} \ln w_j \ln w_s + \sum_i \sum_j \psi_{i,j} \ln q_i \ln w_j$$

multiplíquese al vector de precios **w** por una constante α:

$$\ln\{c(Q,\alpha\mathbf{w})\} = A + \sum_i^n \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_k \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \sum_j \tau_j \ln(\alpha w_j)$$
$$+ \frac{1}{2}\sum_j \sum_s \delta_{j,s} \ln(\alpha w_j)\ln(\alpha w_s) + \sum_i \sum_j \psi_{i,j} \ln q_i \ln(\alpha w_j)$$

desarrollando las sumatorias se obtiene:

$$\ln\{c(Q,\alpha\mathbf{w})\} = A + \sum_i \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_k \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \ln\alpha \sum_j \tau_j + \sum_j \tau_j \ln w_j$$
$$+ \frac{1}{2}[(\ln\alpha)^2 \sum_j \sum_s \delta_{j,s} + \ln\alpha \sum_j \ln w_j \sum_s \delta_{j,s} + \ln\alpha \sum_s \ln w_s \sum_j \delta_{s,j} + \sum_j \sum_s \delta_{j,s} \ln w_j \ln w_s]$$
$$+ \ln\alpha \sum_i \ln q_i \sum_j \psi_{i,j} + \ln\alpha \sum_i \ln q_i \sum_i \psi_{j,i} + \sum_i \sum_j \psi_{i,j} \ln q_i \ln w_j$$

Las condiciones de homogeneidad y simetría indican que:

$$\sum_j \tau_j = 1$$

$$\sum_j^r \psi_{i,j} = \sum_s^r \delta_{j,s} = \sum_j^r \delta_{s,j} = \sum_s^r \sum_j^r \delta_{s,j} = 0$$

[1] Yohe (1993), Págs. 175-180.

y que

$$\xi_{i,k} = \xi_{k,i} \quad \text{para toda i y k}$$

$$\delta_{j,s} = \delta_{s,j} \quad \text{para toda j y s}$$

$$\Psi_{i,j} = \Psi_{j,i} \quad \text{para toda i y j}$$

Por lo tanto, al incorporar estas restricciones, la expresión se reduce a:

$$\ln\{c(Q,\alpha\mathbf{w})\} = \ln\alpha + A + \sum_i \varphi_i \ln q_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_k \xi_{i,k} \ln q_i \ln q_k + \sum_j \tau_j \ln w_j$$

$$+ \frac{1}{2}\sum_j \sum_s \delta_{j,s} \ln w_j \ln w_s + \sum_i \sum_j \psi_{i,j} \ln q_i \ln w_j$$

es decir:

$$\ln\{c(Q,\alpha\mathbf{w})\} = \ln\alpha + \ln C$$

aplicando antilogaritmos se tiene:

$$c(Q,\alpha\mathbf{w}) = \alpha C$$

Por lo tanto, la función de costos es homogénea de grado uno en los precios de los insumos.

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

APENDICE 2

IMPLICACIONES DE LAS RESTRICCIONES DE HOMOGENEIDAD Y DE SIMETRIA EN LA ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS DE UNA FUNCION DE COSTOS TIPO TRANSLOG.

Como se recordará, las restricciones de homogeneidad y simetría indican que:

$$\sum_{j}^{r} \tau_j = 1$$

$$\sum_{j}^{r} \psi_{i,j} = \sum_{s}^{r} \delta_{j,s} = \sum_{j}^{r} \delta_{s,j} = \sum_{s}^{r} \sum_{j}^{r} \delta_{s,j} = 0$$

y que

$$\xi_{i,k} = \xi_{k,i} \quad \text{para toda i y k}$$

$$\delta_{j,s} = \delta_{s,j} \quad \text{para toda j y s}$$

$$\Psi_{i,j} = \Psi_{j,i} \quad \text{para toda i y j}$$

Desarrollando cada una de las sumatorias, y sustituyendo donde corresponde las restricciones de simetría, se encuentra que:

I.

$$\sum_{j}^{r} \tau_j = \tau_1 + \tau_2 + \tau_3 + \ldots\ldots\ldots + \tau_r = 1$$

Lo que implica que, al sumar sobre los parámetros de los diferentes insumos:

$$\tau_r = (1 - \tau_1 - \tau_2 - \tau_3 - \ldots\ldots\ldots - \tau_{r-1})$$

En términos del modelo de este trabajo, donde sólo se tienen dos insumos, ello se traduce en que:

$$\tau_2 = (1 - \tau_1)$$

Entonces

$$\tau_1 + \tau_2 = \tau_1 + (1 - \tau_1) = 1$$

II.

$$\sum_{s}^{r}\delta_{j,s}=\sum_{j}^{r}\delta_{s,j}=\delta_{1,1}+\delta_{1,2}+\delta_{1,3}+\dots\dots\dots+\delta_{1,r}=0$$

$$\sum_{s}^{r}\sum_{j}^{r}\delta_{s,j}=\delta_{1,1}+\delta_{1,2}+\delta_{1,3}+\dots+\delta_{1,r}+\delta_{2,1}+\delta_{2,2}+\delta_{2,3}+\dots+\delta_{2,r}+\delta_{3,1}+\delta_{3,2}+\delta_{3,3}+\dots+\delta_{3,r}$$
$$+\dots\dots\dots\dots+\delta_{r,1}+\delta_{r,2}+\delta_{r,3}+\dots+\delta_{r,r}$$
$$=\delta_{1,1}+\delta_{1,2}+\delta_{1,3}+\dots+\delta_{1,r}+\delta_{1,2}+\delta_{2,2}+\delta_{2,3}+\dots+\delta_{2,r}+\delta_{1,3}+\delta_{2,3}+\delta_{3,3}+\dots+\delta_{3,r}+\dots\dots$$
$$\dots\dots\dots\dots+\delta_{1,r}+\delta_{2,r}+\delta_{3,r}+\dots+\delta_{r,r}=0$$

Lo que implica que, al sumar sobre los parámetros de los diferentes insumos:

$$\delta_{1,r} = -(\delta_{1,1} + \delta_{1,2} + \delta_{1,3} + \dots\dots + \delta_{1,r-1})$$

$$\delta_{2,r} = -(\delta_{1,2} + \delta_{2,2} + \delta_{2,3} + \dots\dots + \delta_{2,r-1})$$

$$\delta_{3,r} = -(\delta_{1,3} + \delta_{2,3} + \delta_{3,3} + \dots\dots + \delta_{3,r-1})$$

$$\delta_{r,r} = -(\delta_{1,r} + \delta_{2,r} + \delta_{3,r} + \dots\dots + \delta_{r,r-1})$$

En términos del modelo de este trabajo, donde sólo se tienen dos insumos, ello se traduce en que:

$$\delta_{1,2} = \delta_{2,1} = -\delta_{1,1}$$

$$\delta_{2,2} = -\delta_{2,1} = -\delta_{1,2} = \delta_{1,1}$$

Entonces

$$\delta_{1,1} + \delta_{1,2} + \delta_{2,1} + \delta_{2,2} = \delta_{1,1} - \delta_{1,1} - \delta_{1,1} + \delta_{1,1} = 0$$

III.

$$\sum_{j}^{r} \psi_{i,j} = \psi_{1,1} + \psi_{1,2} + \psi_{1,3} + \ldots\ldots\ldots + \psi_{1,r} = 0$$

Lo que implica que, al sumar sobre los parámetros de los diferentes insumos:

$$\psi_{1,r} = -(\psi_{1,1} + \psi_{1,2} + \psi_{1,3} + \ldots\ldots + \psi_{1,r-1})$$

$$\psi_{2,r} = -(\psi_{2,1} + \psi_{2,2} + \psi_{2,3} + \ldots\ldots + \psi_{2,r-1})$$

$$\psi_{3,r} = -(\psi_{3,1} + \psi_{3,2} + \psi_{3,3} + \ldots\ldots + \psi_{3,r-1})$$

$$\psi_{r,r} = -(\psi_{r,1} + \psi_{r,2} + \psi_{r,3} + \ldots\ldots + \psi_{r,r-1})$$

En términos del modelo de este trabajo, donde se tienen cuatro productos y dos insumos, ello se traduce en que:

$$\psi_{1,2} = -\psi_{1,1}$$

$$\psi_{2,2} = -\psi_{2,1}$$

$$\psi_{3,2} = -\psi_{3,1}$$

$$\psi_{4,2} = -\psi_{4,1}$$

Entonces

$$\psi_{1,1} + \psi_{1,2} = \psi_{1,1} - \psi_{1,1} = 0$$

$$\psi_{2,1} + \psi_{2,2} = \psi_{2,1} - \psi_{2,1} = 0$$

$$\psi_{3,1} + \psi_{3,2} = \psi_{3,1} - \psi_{3,1} = 0$$

$$\psi_{4,1} + \psi_{4,2} = \psi_{4,1} - \psi_{4,1} = 0$$

Por lo tanto, la ecuación (15) en su forma empírica se reduce a:

$$\ln\{c(Q,\mathbf{w})\} = \ln T = A + \varphi_1 \ln SV + \varphi_2 \ln SE + \varphi_3 \ln SD + \varphi_4 \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{1,1} \ln SV \ln SV + \frac{1}{2}\xi_{1,2} \ln SV \ln SE$$
$$+ \frac{1}{2}\xi_{1,3} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{1,4} \ln SV \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,2} \ln SE \ln SE + \frac{1}{2}\xi_{2,3} \ln SE \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{2,4} \ln SE \ln SA$$
$$+ \frac{1}{2}\xi_{3,3} \ln SD \ln SD + \frac{1}{2}\xi_{3,4} \ln SD \ln SA + \frac{1}{2}\xi_{4,4} \ln SA \ln SA + \tau_1 \ln w_k + (1-\tau_1) \ln w_L$$
$$+ \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_K - \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_K \ln w_L + \frac{1}{2}\delta_{1,1} \ln w_L \ln w_L - \psi_{1,1} \ln SV \ln w_L + \psi_{1,1} \ln SV \ln w_K$$
$$- \psi_{2,1} \ln SE \ln w_L + \psi_{2,1} \ln SE \ln w_K - \psi_{3,1} \ln SD \ln w_L + \psi_{3,1} \ln SD \ln w_K - \psi_{4,1} \ln SA \ln w_L$$
$$+ \psi_{4,1} \ln SA \ln w_K + \varepsilon$$

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

APENDICE 3

APENDICE 3

System: FINALSEGUROS
Estimation Method: Iterative Seemingly Unrelated Regression (Marquardt)
Date: 11/04/02 Time: 16:44
Sample: 1978 2001
Included observations: 24
Total system (balanced) observations 48
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration
Convergence achieved after: 23 weight matrices, 24 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-618.8165	108.0193	-5.728758	0.0000
C(2)	50.61307	12.53857	4.036592	0.0004
C(3)	-39.81373	9.274949	-4.292609	0.0002
C(4)	41.55047	10.17739	4.082626	0.0004
C(5)	27.51016	5.606655	4.906698	0.0000
C(6)	0.550232	1.255519	0.438251	0.6648
C(7)	2.207679	1.608431	1.372567	0.1816
C(8)	-3.851897	1.464941	-2.629387	0.0142
C(9)	-6.051213	0.906923	-6.672243	0.0000
C(10)	-1.794849	0.529335	-3.390760	0.0022
C(11)	1.768854	0.931419	1.899095	0.0687
C(12)	4.596476	0.709566	6.477866	0.0000
C(13)	-2.204130	0.415192	-5.308694	0.0000
C(14)	1.122947	1.036356	1.083553	0.2885
C(15)	-1.391256	0.583813	-2.383052	0.0248
C(16)	0.745857	0.547373	1.362613	0.1847
C(17)	-0.078709	0.009649	-8.157521	0.0000
C(18)	0.007870	0.040033	0.196588	0.8457
C(19)	0.079861	0.027519	2.901965	0.0075
C(20)	0.015885	0.023881	0.665180	0.5118
C(21)	-0.112256	0.029553	-3.798434	0.0008
C(22)	0.332615	0.077751	4.277948	0.0002

Determinant residual covariance 2.82E-07

Equation: LNT = C(1) + C(2)*LNSV + C(3)*LNSE + C(4)*LNSD + C(5)*LNST + (C(6)/2)*(LNSV*LNSV) + (C(7)/2)*(LNSV*LNSE) + (C(8)/2)*(LNSV*LNSD) + (C(9)/2)*(LNSV*LNST) + (C(10)/2)*(LNSE*LNSE) + (C(11)/2)*(LNSE*LNSD) + (C(12)/2)*(LNSE*LNST) + (C(13)/2)*(LNSD*LNSD) + (C(14)/2)*(LNSD*LNST) + (C(15)/2)*(LNST*LNST) + C(16)*LNWK + (1-C(16))*LNWL + (C(17)/2)*(LNWK*LNWK) - (C(17)/2)*(LNWK*LNWL) + (C(17)/2)*(LNWL*LNWL) - C(18)*(LNSV*LNWL) + C(18)*(LNSV*LNWK) - C(19)*(LNSE*LNWL) + C(19)*(LNSE*LNWK) - C(20)*(LNSD*LNWL) + C(20)*(LNSD*LNWK) - C(21)*(LNST*LNWL) + C(21)*(LNST*LNWK) + C(22)*DUMMY2000

Observations: 24

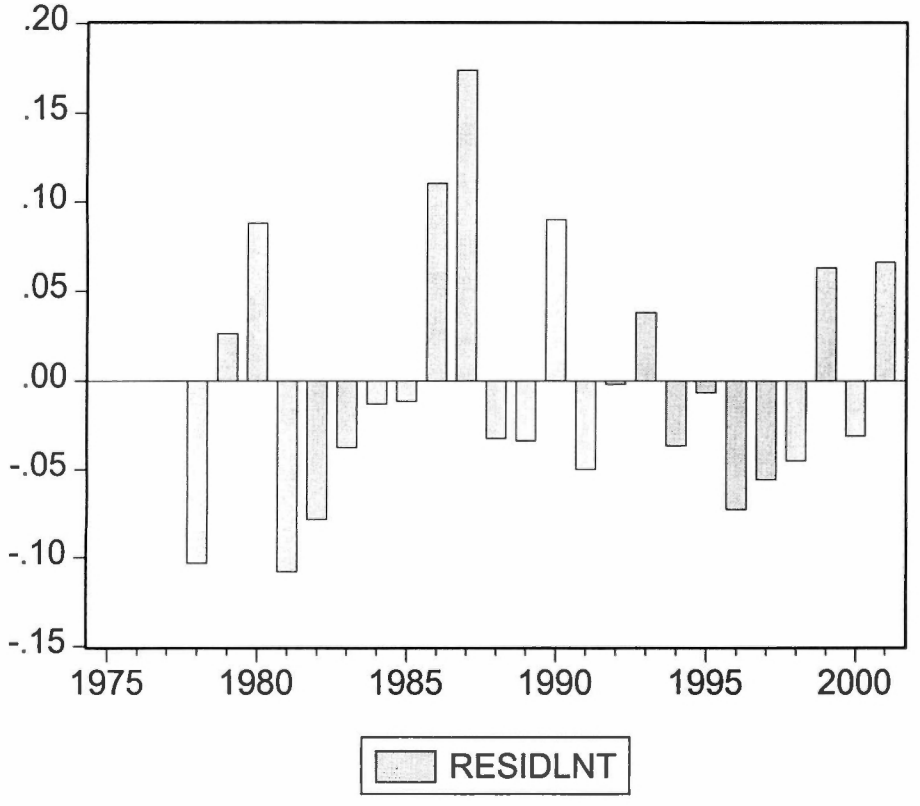
R-squared	0.977310	Mean dependent var	16.16462
Adjusted R-squared	0.739067	S.D. dependent var	0.472438
S.E. of regression	0.241329	Sum squared resid	0.116479
Durbin-Watson stat	1.748436		

Equation: SK = C(16) + (C(17)/2)*LNWK - (C(17)/2)*LNWL + C(18)*LNSV + C(19)*LNSE + C(20)*LNSD + C(21)*LNST

Observations: 24

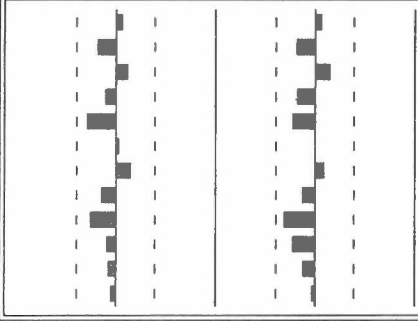
R-squared	0.729768	Mean dependent var	0.158783

Adjusted R-squared	0.654704	S.D. dependent var	0.046519
S.E. of regression	0.027335	Sum squared resid	0.013450
Durbin-Watson stat	1.783550		


.20
.15
.10
.05
.00
-.05
-.10
-.15
1975
1980
1985
1990
1995
2000
RESIDLNT

Correlogram of RESIDLNT

Date: 11/04/02 Time: 16:46
Sample: 1975 2001
Included observations: 24



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.061	0.061	0.1004	0.751
		2	-0.184	-0.188	1.0577	0.589
		3	0.122	0.153	1.5005	0.682
		4	-0.106	-0.175	1.8524	0.763
		5	-0.288	-0.224	4.5779	0.470
		6	0.025	0.002	4.5996	0.596
		7	0.150	0.093	5.4264	0.608
		8	-0.142	-0.130	6.2120	0.623
		9	-0.260	-0.312	9.0288	0.435
		10	-0.083	-0.225	9.3329	0.501
		11	-0.069	-0.120	9.5620	0.570
		12	-0.047	-0.032	9.6792	0.644

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDLNT

ADF Test Statistic	-3.593339	1% Critical Value*	-3.7667
		5% Critical Value	-3.0038
		10% Critical Value	-2.6417

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDLNT)
Method: Least Squares
Date: 11/04/02 Time: 16:47
Sample(adjusted): 1980 2001
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDLNT(-1)	-1.085744	0.302155	-3.593339	0.0019
D(RESIDLNT(-1))	0.201283	0.218481	0.921281	0.3685
C	9.40E-05	0.015472	0.006077	0.9952

R-squared	0.466183	Mean dependent var	0.001805
Adjusted R-squared	0.409991	S.D. dependent var	0.094306
S.E. of regression	0.072439	Akaike info criterion	-2.286030
Sum squared resid	0.099700	Schwarz criterion	-2.137251
Log likelihood	28.14633	F-statistic	8.296346
Durbin-Watson stat	1.859852	Prob(F-statistic)	0.002572

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDLNT

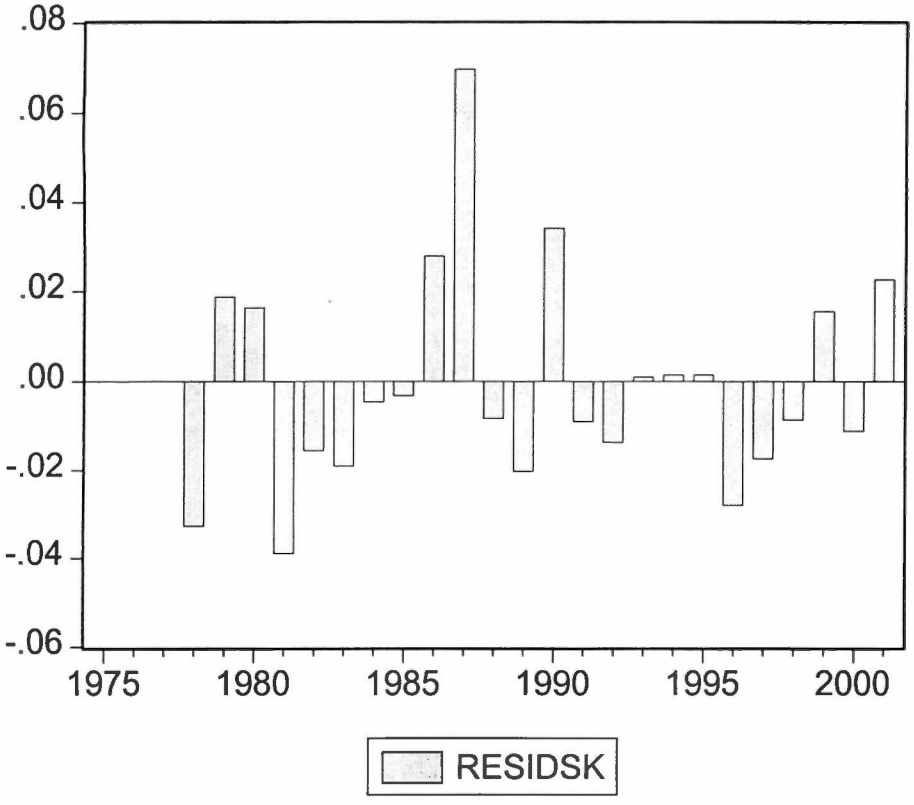
ADF Test Statistic	-4.402477	1% Critical Value*	-3.7497
		5% Critical Value	-2.9969
		10% Critical Value	-2.6381

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDLNT)
Method: Least Squares
Date: 11/04/02 Time: 16:47
Sample(adjusted): 1979 2001
Included observations: 23 after adjusting endpoints

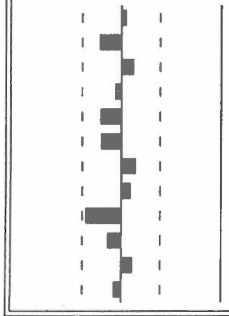
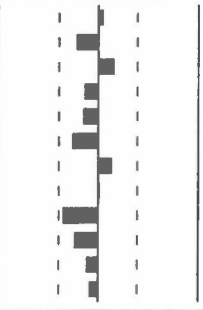
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDLNT(-1)	-0.933768	0.212101	-4.402477	0.0002
C	0.002313	0.014807	0.156237	0.8773

R-squared	0.479964	Mean dependent var	0.007365
Adjusted R-squared	0.455200	S.D. dependent var	0.095919
S.E. of regression	0.070798	Akaike info criterion	-2.375029
Sum squared resid	0.105260	Schwarz criterion	-2.276290
Log likelihood	29.31283	F-statistic	19.38180
Durbin-Watson stat	1.859992	Prob(F-statistic)	0.000248


.08
.06
.04
.02
.00
-.02
-.04
-.06
1975
1980
1985
1990
1995
2000
RESIDSK

Correlogram of RESIDSK

Date: 11/04/02 Time: 16:48
Sample: 1975 2001
Included observations: 24

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.048	0.048	0.0638	0.801
2	-0.216	-0.219	1.3849	0.500
3	0.126	0.157	1.8558	0.603
4	-0.053	-0.132	1.9450	0.746
5	-0.213	-0.144	3.4348	0.633
6	-0.203	-0.258	4.8622	0.562
7	0.140	0.136	5.5805	0.589
8	0.095	0.010	5.9328	0.655
9	-0.368	-0.353	11.570	0.239
10	-0.138	-0.233	12.414	0.258
11	0.113	-0.109	13.032	0.291
12	-0.071	-0.075	13.292	0.348

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDSK

ADF Test Statistic	-3.715952	1% Critical Value*	-3.7667
		5% Critical Value	-3.0038
		10% Critical Value	-2.6417

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDSK)
Method: Least Squares
Date: 11/04/02 Time: 16:48
Sample(adjusted): 1980 2001
Included observations: 22 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDSK(-1)	-1.110209	0.298768	-3.715952	0.0015
D(RESIDSK(-1))	0.235335	0.215325	1.092932	0.2881
C	-0.000600	0.005183	-0.115817	0.9090

R-squared	0.475794	Mean dependent var	0.000180
Adjusted R-squared	0.420615	S.D. dependent var	0.031874
S.E. of regression	0.024261	Akaike info criterion	-4.473738
Sum squared resid	0.011184	Schwarz criterion	-4.324959
Log likelihood	52.21112	F-statistic	8.622660
Durbin-Watson stat	1.853189	Prob(F-statistic)	0.002164

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDSK

ADF Test Statistic	-4.428523	1% Critical Value*	-3.7497
		5% Critical Value	-2.9969
		10% Critical Value	-2.6381

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RESIDSK)
Method: Least Squares
Date: 11/04/02 Time: 16:48
Sample(adjusted): 1979 2001
Included observations: 23 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDSK(-1)	-0.946785	0.213793	-4.428523	0.0002
C	0.000616	0.005070	0.121594	0.9044

R-squared	0.482909	Mean dependent var	0.002412
Adjusted R-squared	0.458286	S.D. dependent var	0.032929
S.E. of regression	0.024236	Akaike info criterion	-4.519006
Sum squared resid	0.012335	Schwarz criterion	-4.420267
Log likelihood	53.96857	F-statistic	19.61182
Durbin-Watson stat	1.793473	Prob(F-statistic)	0.000233

Johansen Cointegration Test

Date: 11/05/02 Time: 17:42
Sample: 1978 2001
Included observations: 24
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: LNT LNSV LNSE LNSD LNST
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.969863	202.2056	76.07	84.45
At most 1 **	0.903418	118.1580	53.12	60.16
At most 2 **	0.763974	62.06117	34.91	41.07
At most 3 **	0.536622	27.40962	19.96	24.60
At most 4	0.311236	8.948544	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Trace test indicates 4 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.969863	84.04767	34.40	39.79
At most 1 **	0.903418	56.09679	28.14	33.24
At most 2 **	0.763974	34.65155	22.00	26.81
At most 3 *	0.536622	18.46108	15.67	20.20
At most 4	0.311236	8.948544	9.24	12.97

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating equation(s) at the 5% level
Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 1% level

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

LNT	LNSV	LNSE	LNSD	LNST	C
-2.049989	-19.82184	12.16800	-14.56012	10.15799	232.1420
10.82696	-12.69072	5.869847	-0.474442	-6.956527	45.44147
14.00074	-3.167956	-1.039465	-8.210885	-6.875887	57.62614
43.04118	-14.08133	-6.619225	-15.56836	-6.365347	-75.27919
16.42463	1.790542	-7.011415	-7.641366	-4.190814	-22.33897

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNT)	0.011670	0.061094	0.004040	-0.040014	0.012362
D(LNSV)	0.011253	0.155106	-0.018592	-0.034736	0.003909
D(LNSE)	-0.024931	0.083590	-0.033702	-0.030666	0.042626
D(LNSD)	0.001041	0.018852	0.084596	0.022920	0.060787
D(LNST)	-0.056364	0.036025	0.030832	-0.037676	0.012048

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 163.0913

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNT	LNSV	LNSE	LNSD	LNST	C

Johansen Cointegration Test

1.000000	9.669241	-5.935640	7.102537	-4.955142	-113.2406
	(0.56155)	(0.35302)	(0.38535)	(0.28172)	(6.01546)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNT)	-0.023923
	(0.04967)
D(LNSV)	-0.023068
	(0.09746)
D(LNSE)	0.051108
	(0.07376)
D(LNSD)	-0.002133
	(0.08550)
D(LNST)	0.115546
	(0.04364)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 191.1397

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNT	LNSV	LNSE	LNSD	LNST	C
1.000000	0.000000	-0.158210	0.728824	-1.108788	-8.499974
		(0.02227)	(0.09129)	(0.07475)	(0.98043)
0.000000	1.000000	-0.597506	0.659174	-0.397793	-10.83235
		(0.00657)	(0.02693)	(0.02205)	(0.28926)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNT)	0.637540	-1.006647
	(0.19084)	(0.40763)
D(LNSV)	1.656262	-2.191456
	(0.22304)	(0.47640)
D(LNSE)	0.956137	-0.566650
	(0.30322)	(0.64765)
D(LNSD)	0.201973	-0.259866
	(0.45595)	(0.97387)
D(LNST)	0.505586	0.660060
	(0.20713)	(0.44242)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 208.4655

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

LNT	LNSV	LNSE	LNSD	LNST	C
1.000000	0.000000	0.000000	4.329999	-2.738304	-39.89043
			(0.49011)	(0.19986)	(5.78376)
0.000000	1.000000	0.000000	14.25960	-6.551925	-129.3835
			(1.65112)	(0.67331)	(19.4847)
0.000000	0.000000	1.000000	22.76198	-10.29970	-198.4100
			(2.76476)	(1.12744)	(32.6266)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(LNT)	0.694101	-1.019445	0.496413
	(0.30793)	(0.41044)	(0.23418)
D(LNSV)	1.395954	-2.132556	1.066697
	(0.34873)	(0.46483)	(0.26521)
D(LNSE)	0.484291	-0.459885	0.222338
	(0.46112)	(0.61463)	(0.35068)
D(LNSD)	1.386385	-0.527864	0.035382
	(0.60723)	(0.80939)	(0.46180)

Johansen Cointegration Test

D(LNST)	0.937252	0.562386	-0.506427		
	(0.29825)	(0.39754)	(0.22682)		
4 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	217.6960		
Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)					
LNT	LNSV	LNSE	LNSD	LNST	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-1.321034	3.360877
				(0.06205)	(0.91850)
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-1.884558	13.05212
				(0.15023)	(2.22393)
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-2.849381	28.95393
				(0.21680)	(3.20938)
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-0.327314	-9.988757
				(0.04285)	(0.63438)
Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)					
D(LNT)	-1.028148	-0.455995	0.761275	0.390881	
	(0.61717)	(0.36579)	(0.19979)	(0.30271)	
D(LNSV)	-0.099134	-1.643424	1.296624	0.456019	
	(0.79367)	(0.47040)	(0.25693)	(0.38927)	
D(LNSE)	-0.835590	-0.028074	0.425320	1.077466	
	(1.13865)	(0.67487)	(0.36861)	(0.55848)	
D(LNSD)	2.372873	-0.850603	-0.116328	-1.075527	
	(1.55977)	(0.92446)	(0.50494)	(0.76502)	
D(LNST)	-0.684370	1.092915	-0.257040	1.136977	
	(0.60919)	(0.36106)	(0.19721)	(0.29879)	

ECONOMIAS DE ESCALA Y DE ALCANCE EN EL SECTOR ASEGURADOR MEXICANO

BIBLIOGRAFIA

Banco de México, Información Económica y Financiera, disponible en www.banxico.org.mx.

Bartel, Ann and Ann Harrison (2000), "Ownership versus environment: disentangling the sources of public sector inefficiency", World Bank Policy Research Working Paper, No. 2272, January.

Bertero, Elisabetta and Laura Rondi (2000), "Financial pressure and the behaviour of public enterprises under soft and hard budget constraints: evidence from Italian panel data", Journal of Public Economics, No. 75, January.

Berndt, Ernst (1991), The Practice of Econometrics. Addison Wesley.

Borch, Karl (1990), Economics of Insurance, North Holland.

Carlton, Dennis and Jeffrey Perloff (1994), Modern Industrial Organization, Second Edition, Harper Collins.

CFC (Comisión Federal de Competencia) (1998), Resolución por la que se da a conocer el Método para el Cálculo de los Índices para determinar el Grado de Concentración que exista en el mercado relevante y los criterios para su aplicación, Diario Oficial de la Federación, Julio 24.

Clark, Jeffrey (1988), "Economies of scale and scope at depository financial institutions: A review of the literature", Economic Review, No. 73, Federal Reserve Bank of Kansas City, September.

Casanueva, Cristina (1994), "Estudio comparativo del Sector Asegurador Mexicano a Nivel Internacional", Documento de Trabajo No. 13, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Marzo.

Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Anuario Estadístico de Seguros y Fianzas, Varios Números.

Comisión Nacional de Seguros y Fianzas (1994), "Diagnóstico de la Industria Aseguradora en México", Documento de Trabajo No. 42, Marzo.

Comisión Nacional de Seguros y Fianzas (2001), "Actualidad en Seguros y Fianzas", No. 42, Diciembre.

Chávez, Jorge **(1988)**, Economies of Scale, Economies of Scope and Structural Change in the Mexican Commercial Banking System, Unpublished Phd Dissertation, The Ohio State University.

Chiang, Alpha (1987), Métodos Fundamentales de Economía Matemática. 3ª Edición, McGraw Hill.

Christensen, Laurits, Dale Jorgenson and Lawrence Lau (1971), "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function", Econometrica, No. 39, July.

Duncombe, William and John Yinger (1993), "An analysis of returns to scale in public production, with an application to fire protection", Journal of Public Economics, No. 52, August.

Engle, Robert and Clive Granger (1991), Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press.

Ferrier, Gary, Shawna Grosskopf, Kathy Hayes and Suthathip Yaisawarng (1993), "Economies of diversification in the banking industry", Journal of Monetary Economics, No. 31, April.

Freixas, Xavier and Jean-Charles Rochet, (1997), Microeconomics of Banking. The MIT Press.

Greene, William (1999), Análisis Econométrico. 3ª Edición, Prentice Hall.

Goodhart, Charles, et. al., (1998), Financial Regulation. Why, How and Where Now?. Routledge and Bank of England.

Hughes, Joseph and Loretta J. Mester (1993), "A quality and risk-adjusted cost function for banks: evidence on the "too-big-to-fail doctrine", The Journal of Productivity Analysis, No. 4, March.

Hughes, Joseph and Loretta J. Mester (1997), "Bank capitalization and cost: evidence of scale economies in risk management and signaling", Working Paper, No. 96-2/R, Federal Reserve Bank of Philadelphia, February.

Huidobro, Alberto (2000), Economías de Escala y de Alcance en la Banca de Desarrollo Mexicana, 1989-1999, Tesis de Maestría en Economía, Instituto Tecnológico Autónomo de México, Septiembre. Dos versiones cortas de este trabajo fueron publicadas como "Economías de Escala y de Alcance en la Banca de Desarrollo Mexicana, 1989-1999", Gaceta de Economía, Año 6, Núm. 11, Instituto Tecnológico Autónomo de México, Otoño de 2000, y; "Economías de Escala y de Alcance en la Banca de Desarrollo Mexicana: 1989-1999", Documento de Investigación No. 9, Departamento de Economía, Universidad Iberoamericana, 2001.

Jaramillo, Jaime (1994), "Comments on The Role of the State in Financial Markets", Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993, The World Bank.

Johnston, Jack (1984), Econometric Methods. 3rd Edition, McGraw Hill.

Lau, Lawrence (1986), "Functional forms in econometric model building", en Zvi Griliches and Michael D. Intriligator (Comps.), Handbook of Econometrics, Vol. III, North-Holland.

Lawrence, Colin (1989), "Banking costs, generalized functional forms, and estimation of economies of scale and scope", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 21, No. 3, August.

Layard, P., and A. Walters (1978), Microeconomic Theory. McGraw Hill.

Ley General de Instituciones y Sociedades Mutualistas de Seguros, disponible en www.cnsf.gob.mx.

Loyola, Jessica y Adrián Pérez (2002), "Evolución del Sector Asegurador Mexicano de 1995 a 2001", Documento Descriptivo No. 15, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Diciembre, disponible en www.cnsf.gob.mx.

Mas-Colell, Andreu, Michael Whinston and Jerry Green (1995), Microeconomic Theory, Oxford University Press.

Minzoni, Antonio (1994), Crónica de Doscientos Años del Seguro en México, Segunda Edición, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Abril.

Muir, Russel and Joseph Saba (1995), "Improving state enterprise performance: The role of internal and external incentives", World Bank Technical Paper, No. 306, October.

Murray, John and Robert White (1983), "Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions: A study of British Columbia credit unions", The Journal of Finance, Vol. XXXVIII, No. 3, June.

Novelo, Alfonso (2001), "Evolución del Sector Asegurador Mexicano de 1995 a 2000", Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, disponible en www.cnsf.gob.mx.

Pindyck, Robert and Daniel Rubinfeld (1981), Econometric Models and Economic Forecasts. 2nd Edition, Mc Graw Hill.

Ríos, Cecilia y Alejandro Ramos (1997), "Economías de Escala y Alcance en la Banca Comercial en México (1992-1994)", Tesis de Licenciatura en Economía. Instituto Tecnológico Autónomo de México.

Rohde, Cristina (1993), "Evolución de la Concentración del Sector Asegurador Mexicano, 1985-1993", Documento de Trabajo No. 32, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Diciembre.

Rosette, Igor (2001), "Una Prueba Empírica Sobre Economías de Escala y Estructura de Mercado en la Banca Mexicana", Tesis de Licenciatura en Economía. Instituto Tecnológico Autónomo de México.

Rubalcava, Luis (1993), "Integración Vertical y Horizontal del Sector Asegurador en el Sistema Financiero", Documento de Trabajo No. 32, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Mayo.

Silberberg, Eugene (1978), The Structure of Economics: A Mathematical Analysis. McGraw Hill.

Solís, Fernando (1991), "El Sector Asegurador ante el Tratado de Libre Comercio", Documento de Trabajo No. 1, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Octubre. *Publicado también en:* **Andere**, Eduardo y Georgina Kessel (Comp.) (1992), "México y el Tratado Trilateral de Libre Comercio: Impacto Sectorial", McGraw Hill e ITAM,

Solís, Fernando y Cristina Casanueva (1993), "El Sector Asegurador Mexicano en el Marco de Apertura Comercial del Tratado de Libre Comercio", Documento de Trabajo No. 18, Comisión Nacional de Seguros y Fianzas, Mayo.

Stiglitz, Joseph (1994), "The Role of the State in Financial Markets", Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993, The World Bank.

Swokowsky, Earl (1979), Calculus with Analytic Geometry. 2nd Edition, Prindle, Weber and Schmidt.

Tirole, Jean (1990), The Theory of Industrial Organization, Fourth Edition, The MIT Press.

Ugalde, Maria Antonieta (1993), La Función de Costos en el Sistema Asegurador Mexicano: Una Primera Aproximación a la Evidencia sobre Economías de Escala y Economías de Alcance, Tesis de Licenciatura en Economía, Instituto Tecnológico Autónomo de México, Agosto.

Varian, Hal (1984), Microeconomic Analysis. 2nd Edition, W. W. Norton and Company.

Yohe, Gary (1993), Exercises and Applications for Varian's Microeconomic Analysis. 3rd Edition, W. W. Norton and Company.

Yung, Park (1994), "Comment on The Role of the State in Financial Markets", Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993, The World Bank.

Zardkoohi, Asghar, Nanda Rangan and James Kolari (1986), "Homogeneity restrictions on the translog cost model: A note", Journal of Finance, Vol. XLL, No. 5, December.