

# AUTOMÓVILES NUEVOS EN MÉXICO: COMPETENCIA Y PRECIOS. ANÁLISIS ECONOMETRICO DE INDICADORES DE PODER DE MERCADO.\*

ALFONSO ANAYA DÍAZ<sup>1</sup>  
MONSERRAT ESQUIVEL LÓPEZ<sup>2</sup>

**Resumen:** Utilizando como referente teórico propiedades de equilibrios de Cournot y un procedimiento econométrico de MCO, se analizan las relaciones entre los cambios de las estructuras de mercado, las cantidades vendidas y los precios de automóviles nuevos en México en el contexto de la apertura comercial. Colateralmente, se evalúa la correlación de instrumentos convencionales para la medición del poder de mercado con un indicador en proceso de experimentación basado en precios relativos e índices de precios, cociente de alineación de precios, **Cai**, cuya eficacia es puesta a prueba.

**Palabras clave:** Equilibrio de Cournot, oligopolio, poder de mercado, precios relativos, cociente de alineación de precios.

**JEL:** L13, L16, L62.

## Introducción

En el estudio se observan los cambios experimentados en la competencia y los precios en el mercado de automóviles nuevos en México durante la apertura comercial. Esta temática es de interés por la gran significación que tiene la industria automotriz en la economía del país y las elevadas expectativas de la política económica a ella vinculadas en cuanto a eficiencia productiva y bienestar. Como resultado del análisis es posible identificar la sensibilidad que tienen los precios con algunas características de la demanda y la oferta de automóviles nuevos, asociadas con los indicadores de poder de mercado que se utilizaron en el modelo de mínimos cuadrados ordinarios, MCO.

Además de arrojar alguna luz sobre el caso estudiado, el trabajo tiene como objetivo también evaluar el desempeño del cociente de alineación de precios, **Cai**, indicador de poder de mercado, **pm**, fenómeno de gran importancia tanto para la Microeconomía y la Teoría de la organización industrial como para la política económica -particularmente las políticas de competencia y de regulación industrial. El **Cai**, aparte de poseer otras

---

\* Avance de investigación. Los autores agradecen la colaboración de **Pool Edgar Pérez Vargas**, ayudante de profesor de las facultades de Economía y de Ciencias de la UNAM, en las pruebas de validación de supuestos del modelo econométrico.

<sup>1</sup> Profesor de carrera titular, Facultad de Economía de la UNAM.

<sup>2</sup> Profesora de las facultades de Economía y de Ciencias de la UNAM y la Universidad Marista.

propiedades útiles para el objeto de estudio y aplicaciones prácticas del conocimiento que aportan las mencionadas disciplinas, tiene como característica ser más fácil de estimar que los indicadores convencionales de **pm**, atributo que por sí mismo lo ubicaría, de ser eficaz y verosímil, como un concepto de significativo interés para la economía positiva y normativa.

El trabajo tiene propósitos académicos y pedagógicos. En esos planos, sus objetivos son ampliar nuestros conocimientos disciplinarios y discutir los resultados en ámbitos de interés; asimismo, pretende mostrar a nuestros estudiantes las capacidades y potencial de la teoría económica, los recursos que pueden ser aplicados en la investigación empírica y, también, las eventualidades de ésta, lo cual explica un tratamiento más prolijo de la teoría y las pruebas estadísticas que el usual en los reportes de investigación. Por otra parte, de ninguna manera la ponencia tiene una intención apologética en relación con las ideas, escuelas de pensamiento o políticas económicas que han sido referidas en el caso de estudio.

En la sección 1 se señalan brevemente algunos trabajos previos de los autores en la misma línea de investigación de esta ponencia, así como algunos factores relevantes en el contexto económico del fenómeno estudiado. En la sección 2 se plantea el marco teórico en que se apoya la hipótesis de comportamiento de los precios, **p**, asociado con los cambios en las estructuras de mercado y la configuración oligopólica de éstas. En la sección 3 se definen los indicadores de las variables del modelo y sus propiedades, así como las características de la muestra. En la sección 4 se abordan la especificación el modelo econométrico y los resultados de la regresión por MCO –valores paramétricos, estadísticos de la regresión y pruebas de bondad de ajuste. Al final, brevemente, se exponen las principales conclusiones del estudio.

## **1. Antecedentes**

Esta investigación ha sido precedida por diversos trabajos en las mismas líneas de investigación. Entre ellos, un análisis de corte transversal del mercado de automóviles nuevos en México con un enfoque Estructura-conducta-desempeño que ofrece evidencias sobre el efecto de la apertura comercial en **pm** y **p**, confirmando las previsiones de la teoría microeconómica para casos de ese tipo y la capacidad del **Cai** para revelar ese fenómeno

concordantemente con instrumentos convencionales: índices de concentración industrial absoluta y relativa (**Crn**) y Herfindahl-Hirschman (**IHH**), y el índice de Lerner (**L**)<sup>3</sup>. Ejercicios de investigación similares también se han llevado a cabo exitosamente con análisis de corte transversal<sup>4</sup> y de correlación de rangos<sup>5</sup> en otros trabajos sobre diversas industrias de la economía mexicana. En el este estudio, mediante un procedimiento econométrico, se pretende aportar una prueba más formal y convincente que las antes realizadas sobre la eficacia del **Cai** y su consistencia con indicadores comúnmente utilizados.

Respecto a la industria y mercados estudiados es conveniente tener presentes los siguientes antecedentes. Desde 1982, con la entrada de México al GATT, se empezaron a dar transformaciones estructurales de gran importancia en la economía del país, asociadas a un cambio radical de la estrategia de desarrollo por sustitución de importaciones, **SI**, que cambió a la denominada ‘crecimiento hacia afuera’.

La **SI** tuvo gran impacto en la producción, empleo y otros rubros de industria automotriz, **IA**, siendo determinante en la configuración de los mercados de automóviles en su época. Entre los efectos de las políticas industrial, comercial y regulatoria asociadas a la **SI**, están que sólo se gestó la operación de un número relativamente reducido de empresas, algunas con participación estatal, cuya producción alcanzaba una integración nacional del valor agregado relativamente importante y era esencialmente destinada al mercado interno. Por su parte, la importación de vehículos era muy restringida, particularmente por los muy elevados impuestos, expresamente destinados a proteger la producción para el mercado interno. En tal contexto, a principios de los años 80, el número de empresas de automóviles en el país era algo más de media docena, se vendían unos quince modelos y los precios eran notoriamente elevados, respecto, *p. Ej.*, a los de los mismos (o similares) vehículos en EE. UU.

Con la puesta en vigor en 1994 del Tratado de Libre Comercio de América del Norte, TLCAN, y la firma posterior de más de veinte acuerdos similares con sendos países y/o regiones económicas, la **IA** tuvo un cambio acelerado, convirtiéndose en uno de los

---

<sup>3</sup> Anaya-Esquivel (2015)

<sup>4</sup> Vid Anaya (2013)

<sup>5</sup> Anaya (2008)

pilares de la estrategia de apertura comercial y desarrollo manufacturero en el contexto de la creciente globalización de la economía del país. En el periodo 1982-2012, la producción de automóviles -destinada en 80% para exportación y con una relativamente baja participación de insumos nacionales en el valor agregado-, se multiplicó 5.6 veces, las empresas eran más de 20 y la cantidad de modelos más de 150.

En el resto de la ponencia se da cuenta del sensible impacto que han tenido los cambios en las estructuras de mercado sobre los precios de los automóviles nuevos en México y los factores específicos que presumiblemente han incidido en la competencia.

## 2. Oligopolio y poder de mercado. Efectos de la competencia en los precios

Los efectos que tiene la concentración industrial,  $ci$ , en los precios o las cantidades de equilibrio en el mercado pueden ser examinados con un duopolio de Cournot. Éste supone competencia por cantidades; pero, dada la relación inversa entre  $p$  y  $Q_d = f(p)$ , cuando  $Q_d = f(a - p)$  es una función de demanda del mercado de bienes normales y  $a$  una constante, los resultados pueden lógicamente y formalmente extenderse al plano de los precios, discerniendo y comparando soluciones de equilibrio para diversas situaciones asociadas a  $ci$  y  $Q_d = f(p)$ .

En la perspectiva de la corriente principal de la economía los precios relativos que tienden a generarse en diferentes estructuras de mercado son:  $p^c < p^{m/n} < p^m$  (donde, siendo  $n$  el número de firmas de la industria,  $m/n$  serían los precios asociados a cualquier nivel de concentración industrial entre competencia perfecta,  $p^c$ , y monopolio puro,  $p^m$ ), de tal modo que los precios de oligopolio o monopolio tienden siempre a ser  $p > cmg \geq cme$ , denotando las dos últimas literales costo marginal y costo medio respectivamente.<sup>6</sup>

Un duopolio de Cournot nos permite un análisis del efecto diferencial de  $pm$  en  $p$ , considerando el margen:  $(p - cmg) / p$  y su determinación mediante  $L$ , que se refleja en  $\pi$ , utilidades.<sup>7</sup> Lo anterior se hará, en primer término, para un duopolio no necesariamente simétrico y después para un oligopolio de más firmas. Connotando  $img$  como ingreso

<sup>6</sup> Una generalización de los equilibrios oligopólicos en diferentes condiciones de concentración industrial puede verse en: Bilas (1984:334-5).

<sup>7</sup> La definición y propiedades de  $L$  se especifican en el apartado 3, adelante.

marginal,  $Q$  la producción total en el mercado y  $q$  la de una empresa, dado que en un duopolio  $\text{img}_1(q_1, q_2) = p(q_1, q_2) + [dp(q_1, q_2) / dQ] q_1$ , entonces el nivel de producción con el que la empresa **1** obtiene la mejor respuesta con el nivel esperado de producción de la empresa **2** es:

$$p(q_1, q_2) + [dp(q_1, q_2) / dQ] q_1 = \text{cmg}_1(q_1) \quad (1)$$

Si se dividen ambos miembros de (1) entre  $p(q_1, q_2)$  y se multiplica al segundo miembro por  $Q^d / Q^d$ , donde el superíndice denota duopolio, se puede reescribir (1) en la siguiente forma<sup>8</sup>:

$$[p(q_1, q_2) - \text{cmg}_1(q_1)] / p(q_1, q_2) = [dp(q_1, q_2) / dQ] [1 / p(q_1, q_2)] Q^d / Q^d \quad (2)$$

expresión que a su vez puede transformarse en:

$$[p(q_1, q_2) - \text{cmg}_1(q_1)] / p(q_1, q_2) = s_1 / \epsilon_d \quad (3)$$

dónde  $s_1$  sería el peso de la empresa **1** en el mercado,  $q_1 / Q^d$ ; y  $\epsilon_d$  el valor absoluto de la elasticidad-precio. Nótese que (3), como se hace más claro en el apartado 3.1.3, adelante, revelaría  $L$  de la empresa **1**.

Para extender ese resultado a un mayor número de competidores es necesario modificar un poco la notación empleada. Si:  $i, j = 1, 2, i \neq j$ , (3) se puede reescribir como:

$$[p(q_i, q_j) - \text{cmg}_i(q_i)] / p(q_i, q_j) = s_i / \epsilon_d \quad (4)$$

que nos permite expresar y generalizar el resultado anterior para un número  $n$  de empresas compitiendo con la empresa  $i$ . Multiplicando ambos lados de (4) por  $s_i$  y sumando ambos lados con  $n$  empresas, tenemos:

$$\sum_{i=1}^n s_i [(p^{ec} - \text{cmg}_i^{ec}) / p^{ec}] = \sum_{i=1}^n s_i^2 / \epsilon_d \quad (5)$$

dónde el superíndice  $ec$  representa un equilibrio de Cournot. Así, dado que  $\sum_{i=1}^n s_i^2$  es el  $\mathbf{IHH}$ <sup>9</sup> -concepto cuya naturaleza y propiedades se especifican en el apartado 3.1.2, adelante-, se puede expresar (5) de la siguiente forma:

$$\sum_{i=1}^n s_i [(p^{ec} - \text{cmg}_i^{ec}) / p^{ec}] = \mathbf{IHH} / \epsilon_d \quad (6)$$

<sup>8</sup> Véase Church (2000: 233-39) fuente de la modelación y algunas de las reflexiones subsiguientes.

<sup>9</sup> Las propiedades de  $\mathbf{IHH}$  se tratan en el apartado 3.1.2, adelante.

Lo que (6) nos muestra es que entre mayor **IHH**, manteniendo  $\epsilon_d$  constante, más elevado será **pm**, así como el valor relativo de **p**, y, en consecuencia, el margen total que obtienen las empresas oligopólicas. También nos revela, recíprocamente, que entre mayor sea  $\epsilon_d$ , manteniendo **IHH** constante, menores serán los valores de aquéllos. Asimismo, de manera crucial para nuestro objeto de estudio, en (4) las relaciones expuestas nos permiten ver, entre otras cosas, que entre mayor sea el número de competidores, menores serán  $S_i$  y **pm** de cada empresa o, viceversa: entre menor sea el número de competidores mayor serán **pm** y  $\pi$  de cada empresa.

Considerando las propiedades del modelo teórico antes expuesto, a manera de hipótesis, se puede prever que la baja de **pm** debido a la reducción de **ci** y/o **L**, ocasionaría en **p** una disminución más o menos acusada, en relación directa con ambos factores.

### **3. Variables e indicadores del modelo econométrico y características de la muestra**

#### **3.1 Variables e indicadores**

Las variables del modelo econométrico, todas ellas utilizadas para medir el orden de magnitud del poder de mercado, **pm**, consideran por separado de manera específica elementos relativos a la demanda, la oferta y los precios del mercado.

La variable dependiente del modelo **Cai** -cuyas características y propiedades útiles para el caso y métodos empleados en este estudio se hacen explícitas en el siguiente inciso-, representa precios relativos y es elaborada con el índice de precios de la industria observada y un índice general.

Por su parte, las variables independientes son:

- El índice de concentración industrial absoluta, **Cr<sub>4</sub>**, que observa la participación en el mercado de las cuatro mayores empresas;
- El índice de concentración industrial relativa, **IHH**, que observa la participación ‘magnificada’ de todas las empresas del mercado, y con su valor revela la incidencia de las mayores firmas sin dejar de considerar a las demás. Éste indicador, lo mismo que el **Cr<sub>4</sub>**, enfoca una de las características esenciales de la

producción u oferta: la mayor o menor influencia del peso de las firmas en la concurrencia, de lo que, indirectamente, se pueden inferir los posibles impactos de esto en los precios del mercado y otros fenómenos asociados. En tanto que:

- El índice de Lerner, **L**, enfoca una característica esencial de la demanda,  $\epsilon_d$ , la elasticidad-precio de ésta, que revela la sensibilidad de los consumidores a los cambios de precios e, indirectamente, la eventual presencia de satisfactores sustitutos al que producen o venden las firmas.

### 3.1.1 Cociente de alineación de precios

El Cociente de alineación de precios, **Ca<sub>i</sub>**, es un indicador desarrollado por uno de los autores de esta ponencia y en proceso de experimentación por ambos. De acuerdo con sus propiedades<sup>10</sup>, puede ser utilizado, entre otras cosas, para medir **pm**<sup>11</sup> y se estima así:

$$Ca_i = \sum_{t=1}^n (Ip_{it} / Ip_{gt})$$

dónde, **Ip<sub>i</sub>** índice de precios de la rama o clase industrial (**i**); **Ip<sub>g</sub>** índice de precios general de referencia; **t** periodo de observación y **n** número de observaciones. Los valores numéricos de **Ca<sub>i</sub>** pueden reflejar: a) **Ca<sub>i</sub> ≤ 1**, industria que no tiene (o no ejerce) **pm**; y b) **Ca<sub>i</sub> > 1**, industria que ejerce **pm**.

El indicador permite inferencias sobre las características y la evolución de estructuras de mercado, haciendo posible advertir la permanencia o estabilidad en el tiempo de una estructura en la que se ejerza **pm**, o sea: **p > cmg ≥ cme** en el largo plazo, con barreras a la entrada difíciles de vulnerar, grandes asimetrías y/o colusión o cartel. Una situación como ésta sería expresada por el alineamiento estructural de precios, **Ca<sub>it1</sub> ≈ Ca<sub>it1+n</sub>**, con valores **Ca<sub>i</sub> > 1** en ambos momentos de comparación. El caso opuesto, **Ca<sub>it1</sub> ≈ Ca<sub>it1+n</sub>**, con **Ca<sub>i</sub> ≤ 1** en ambos momentos, indicaría el mantenimiento de situaciones competitivas en las que **p → cmg → cme**.

### 3.1.2 Coeficientes de concentración industrial absoluta y relativa

<sup>10</sup> El análisis de la consistencia del **Ca<sub>i</sub>** con los principios de las economías neoclásica y heterodoxa -la poskeynesiana en particular-, puede verse en: Anaya (2014a y 2013).

<sup>11</sup> Otras aplicaciones del **Ca<sub>i</sub>** han sido exploradas o experimentadas en Anaya (2014b) y (2012)

Entre los instrumentos más usuales para medir **ci** está el coeficiente de concentración industrial relativa **IHH**, que, como se mostró en el apartado 2 tiene una relación positiva con **pm**. Este indicador se basa en el número total y la distribución de los tamaños de las empresas de una industria, así:

$$\mathbf{IHH} = \sum_{i=1}^n (s_i)^2$$

dónde **s<sub>i</sub>** es:  $q_i / \sum_{i=1}^n q_i$ , y **q<sub>i</sub>** la producción (o alternativamente, ventas, empleo o valor de los activos fijos) de la empresa **i**, en tanto que **n** indica el número total de empresas que constituyen la industria,

El rango de variación del indicador es:  $0 \leq \mathbf{IHH} \leq 1$ ; esto es, va de la ausencia total de **pm** en un mercado con las características de la competencia perfecta, en el que los productores son relativamente numerosos y no tienen ninguna capacidad para fijar **p**, al otro extremo, en el que se alcanzaría su valor máximo, correspondiente a un productor único o monopolio puro. Dado que **IHH** considera al total de empresas que participan en el mercado o industria y que ‘magnifica’ el peso de aquéllas con la potenciación de su participación, ofrece una observación bastante plausible de la intensidad de la competencia en una industria o mercado, virtud por la que es utilizado usualmente en la teoría y estudios de organización industrial.<sup>12</sup>

Por su parte, los índices de concentración absoluta del tipo **Cr<sub>n</sub>** sólo miden el peso de las primeras **n** empresas con mayor participación en el sector o industria, así:

$$\mathbf{Cr}_n = \sum_{i=1}^n s_i$$

El rango de variación de este coeficiente es:  $0 < \mathbf{Cr}_n \leq 1$ , y a veces se representa en % para facilitar su interpretación.

### 3.1.3 Índice de Lerner

Este indicador -a diferencia de los coeficientes de concentración como **IHH** y **Cr<sub>n</sub>**, cuya relación directa con **pm** y **π<sub>e</sub>**, utilidades económicas, es inferida-, vincula directamente el

---

<sup>12</sup> Vid, p. Ej., Church y Ware ( 2000: 423-50); Fernández de Castro (2003: 16-8) y/o Cabral (1997: 18-9 y 39-0)



margen con  $\mathbf{pm}$  e inversamente con  $\boldsymbol{\varepsilon}_p$ , enfocando características de  $\mathbf{ci}$  y de  $\mathbf{Q}_d = \mathbf{f}(\mathbf{p})$ . Se denota y estima así:

$$\mathbf{L} = [(\mathbf{p} - \mathbf{cmg}) / \mathbf{p}] = - 1 / \boldsymbol{\varepsilon}_p \quad (7)$$

Teóricamente  $\mathbf{L}$  varía entre 0 (cuando  $\boldsymbol{\varepsilon}_p = \infty$ , caso de la competencia perfecta, en que:  $\mathbf{p} = \mathbf{cmg}$ ), e  $\infty$  (cuando  $\boldsymbol{\varepsilon}_p = 0$ , monopolio puro). Pero, ciertamente, en la práctica,  $0 < \mathbf{L} < \infty$ . Por su parte, el numerador de  $(1 / \boldsymbol{\varepsilon}_p)$  implica un valor de  $\mathbf{L}$  para un sólo productor, caso infrecuente; así, en la estimación usual de  $\mathbf{L}$  también se atenúa  $\mathbf{pm}$  considerando características de la concurrencia al mercado mediante un indicador como  $\mathbf{IHH}$ , tal como se hizo en la sección 2 cuando se examinó el efecto de  $\mathbf{pm}$  en el margen, la eficiencia productiva y los precios relativos, en un mercado de dos o más empresas utilizando modelos de competencia a la Cournot.

### 3.2 Características de la muestra

Dado que se trata de un análisis sobre competencia debe ser especificado el mercado relevante, mismo que en el caso estudiado es el **país**.

Por su parte, los datos relacionados con las cantidades de bienes observados en las series de tiempo corresponden a **volumen de ventas anuales** de automóviles nuevos nacionales e importados.

Con respecto a los precios,  $\mathbf{p}$ , la información estadística la aportan índices de precios al consumidor para el sector de la industria catalogado como ‘**automóviles**’ en el Índice nacional de precios al consumidor, **Inpc**, así como el propio Índice general que también es utilizado, ambos proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía, Inegi. A fin de evitar inconsistencias de cobertura industrial entre  $\mathbf{p}$  y los ‘bienes’, las diversas categorías de automóviles se han aglutinado también a ese nivel.<sup>13</sup>

Los datos sobre **producción, importaciones, ventas y participación** en el mercado de las

---

<sup>13</sup> El mercado de automóviles está segmentado en diversas categorías de estos, coincidentes con sus precios y calidad, lo que implica que las diversas categorías o tipos de automóvil no necesariamente son sustitutos próximos; así, es un tanto arbitrario incluirlos en el mismo mercado. Pero, cabe señalar que los montos de producción o ventas de los automóviles de mayores precios, los deportivos y de lujo, son, como sería de esperar, de relativamente poco peso en el total, factor seguramente considerado en las canastas de bienes con las que se elaboran los respectivos índices de precios.

respectivas marcas industriales, han sido obtenidos y procesados con la información de diversas ediciones de la publicación *La industria automotriz en México* del Inegi.

El tamaño de la muestra son **24 observaciones** de periodicidad anual de índices de precios y ventas en el mercado interno.

#### **4. Modelo econométrico para el Cociente de alineación de precios (Cai)**

##### **4.1 Especificación, parámetros y pruebas de ajuste del modelo de regresión lineal múltiple**

Atendiendo al objetivo de elucidar la relación entre **Cai** y los índices de concentración industrial comúnmente aceptados: **Cr<sub>n</sub>**, **IHH** y **L**, se construyó un modelo econométrico de regresión lineal múltiple de tres variables de forma  $Y_i = f(X_{ti})$  con  $t = 1, 2, 3$ , esto es:  $Y_i = f(X_{1i}, X_{2i}, X_{3i})$ , siendo  $t$  el número correspondiente a cada indicador (variable independiente) e  $i$  el año de estudio; por lo que la ecuación del modelo<sup>14</sup> se expresa así:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + e_i$$

dónde:

$Y_i$ : Coeficiente de alineación de precios, **Cai** en el año **i**

$x_{1i}$ : **Cr<sub>n</sub>** de las 4 empresas con mayor concentración, **Cr<sub>4</sub>** en el año **i**

$x_{2i}$ : Índice Herfindahl-Hirschman, **IHH** en el año **i**

$x_{3i}$ : Índice de Lerner, **L** en el año **i**

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$  y  $\beta_3$ : Coeficientes que denotan la magnitud del efecto de las variables  $X_{ti}$  sobre  $Y_i$

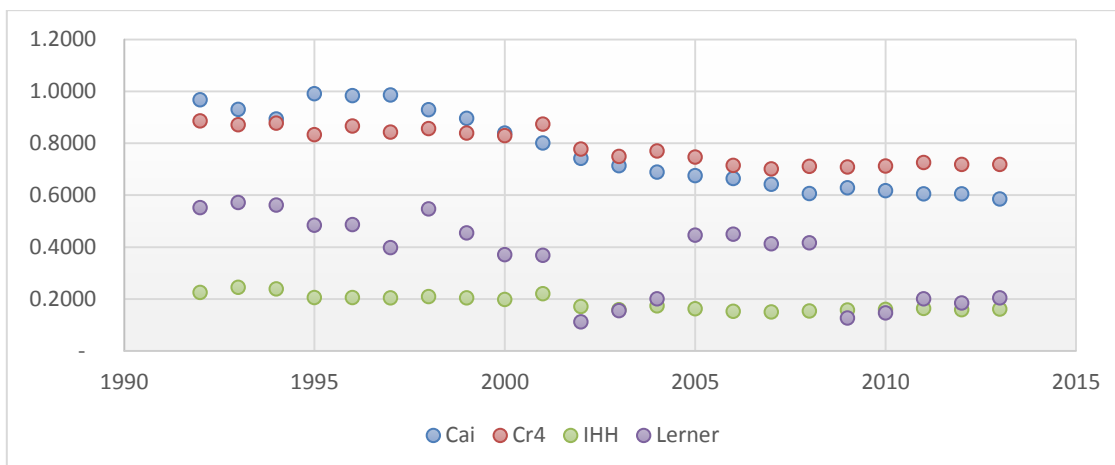
$e_i$ : Término de error o perturbación inobservable. Representa los factores que influyen en  $Y_i$  además de las variables  $X_{ti}$  y que no logran ser explicados con la regresión<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup> Gujarati (2010: 88)

<sup>15</sup> Bajo el supuesto de que el término de perturbación  $e_i$  sigue la distribución normal con media cero y varianza constante. Sin embargo, sabemos que si nuestro único objetivo es la estimación puntual de los parámetros del modelo de regresión mediante MCO no se hace ningún supuesto respecto a la distribución normal de la probabilidad de las perturbaciones. Con el supuesto de normalidad los estimadores puntuales de MCO obtenidos son los mejores estimadores lineales insesgados. *Cfr* (Gujarati: 117).

Las series temporales del **Cai** y los indicadores **Cr4**, **IHH** y **L**, del mercado de los automóviles nuevos en México en los años 1990-2013<sup>16</sup> muestran el comportamiento siguiente<sup>17</sup>:



Se observa una tendencia bastante similar en el comportamiento de los cuatro indicadores de **pm** durante el periodo, lo que hace suponer que su comportamiento está correlacionado.

Al realizar la estimación del modelo, el valor que arroja la regresión de los coeficientes  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  y  $\beta_3$  de la función anteriormente descrita es el siguiente<sup>18</sup>:

Coeficientes	
Intercepción	- 0.50
Variable X 1	1.23
Variable X 2	1.22
Variable X 3	0.24

Así, el modelo resultante para el Cociente de alineación de precios, **Cai**, del mercado de automóviles nuevos en México en el periodo 1982- 2013 es:

$$\hat{Y}_t = -0.5 + 1.23 x_{1t} + 1.22x_{2t} + 0.24x_{3t} + e_t$$

<sup>16</sup> Vid Anexo 1: Series temporales para el modelo econométrico **Cai**.

<sup>17</sup> Cfr.: Anexo 1:

<sup>18</sup> El modelo fue elaborado con el programa *Excel* considerando el tamaño pequeño de la muestra. Los valores de los estimadores y de los estadísticos del modelo fueron contrastados utilizando el lenguaje de programación con enfoque estadístico "**R**".

En dicha ecuación, tal como lo suponen la teoría microeconómica y las propiedades de los indicadores empleados para la observación de las variables del modelo, las betas obtenidas muestran una relación positiva entre las variables dependiente e independientes y una magnitud relevante en los parámetros de éstas.

#### 4.2 Análisis estadístico de la regresión lineal múltiple

Con el objetivo de validar si efectivamente los datos se ajustan al modelo de regresión lineal múltiple elaborado, se analiza el grado de asociación lineal entre la variable dependiente y las independientes, así como la proporción de variabilidad de aquélla explicada por las variables independientes con los siguientes estadísticos:

##### 4.2.1. Valor de los estadísticos de la regresión:

<i>Estadísticas de la regresión</i>	
Coefficiente de correlación múltiple	0.91
Coefficiente de determinación $R^2$	0.83
$R^2$ ajustado	0.80

##### a) Coeficiente de correlación múltiple (Múltiple $R$ ).

Por el valor obtenido: **0.91**, existe una fuerte correlación entre los valores del Cr4, IHH y L con el Cai.

##### b) Coeficiente de determinación ( $R^2$ )

$R^2$  es una medida de bondad de ajuste de la variable dependiente explicada por las variables independientes definidas en el modelo; toma valores entre 0 y 1; 0 cuando las variables son independientes y 1 cuando la regresión lineal es un ajuste perfecto.

El valor  $R^2 = 0.83$  indica un adecuado ajuste de los datos en la regresión lineal múltiple.

##### c) Coeficiente de determinación ajustado ( $\bar{R}^2$ )

A la par del coeficiente  $R^2$  el coeficiente de determinación  $\bar{R}^2$  ajustado es también una medida de la bondad de ajuste del modelo econométrico con la “propiedad de ser *neutral* frente a la introducción de variables adicionales”<sup>19</sup>.

El valor de  $\bar{R}^2 = 0.80$  indica que la recta ajustada sería adecuada aún en el caso de que se introdujeran más variables.

#### 4.2.2. Análisis de la varianza

Permite valorar hasta qué punto es adecuado el modelo de regresión lineal múltiple para estimar los valores de la variable dependiente. El análisis de varianza permite determinar el estadístico  $F$ , con el cual es posible contrastar si:

$$H_0: \beta_i = 0; \quad H_1: \beta_i \neq 0$$

dónde:

$H_0$ , hipótesis nula, postula que el valor de todos los parámetros reales del modelo planteado es, simultáneamente, nulo;

Por tanto  $F$ , permite determinar si existe relación lineal significativa entre la variable dependiente y el conjunto de variables independientes tomadas juntas.

La tabla de ANOVA del modelo **Cai**, con un nivel de significancia  $\alpha = 0.05$ , es la siguiente:

ANÁLISIS DE VARIANZA			
	<i>Grados de libertad</i>	<i>F</i>	<i>Valor crítico de F</i>
Regresión	3	32.0426	0.0000000780
Residuos	20		
Total	23		

El nivel crítico de  $F$  para la regresión es de **0.000000078**, indicando la insignificante probabilidad de que el valor de alguna  $\beta_i$  sea cero; entonces no hay evidencia para afirmar que alguna variable independiente de la regresión lineal múltiple no esté explicando a la variable dependiente; dicho de otra forma, la prueba permite afirmar que el **Cai** está en función de los indicadores de **pm** empleados en el ejercicio econométrico.

<sup>19</sup> Novales (1993: 68).

### 4.2.3 Estadístico $t$

El estadístico  $t$  se utiliza para contrastar la siguiente hipótesis nula,  $H_0$ :

$$H_0: \beta_i = \hat{\beta}_i; \quad H_1: \beta_i \neq \hat{\beta}_i$$

Probabilidades bajas asociadas al valor del estadístico indican que no existe evidencia para rechazar  $H_0$ , entonces el valor de estimaciones  $\hat{\beta}_i$  no debería ser distinto del vector  $\beta_i$  especificado en dicha hipótesis.

La siguiente tabla, con nivel de significancia  $\alpha = 0.05$ , muestra que, en general, se observan altas probabilidades individuales y valores del estadístico  $t$  menores al valor en tablas  $t_{0.05,3} = 2.353$ ; por lo tanto, se debe rechazar la hipótesis nula, es decir, existe una distancia considerable entre los estimadores  $\hat{\beta}_i$  y  $\beta_i$  conocidos.

		<i>Coefficientes</i>		<i>Estadístico t</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Inferior 95%</i>	<i>Superior 95%</i>
Intercepción	-	0.49774	-	1.58	0.13	1.16	0.16
Variable X 1		1.22907		1.66	0.11	0.32	2.78
Variable X 2		1.22488		0.73	0.47	2.27	4.72
Variable X 3		0.23808		1.73	0.10	0.05	0.52

### 4.2.4 Error típico

Es una medida de la cuantía de error en el pronóstico al efectuar la regresión ( $\hat{Y}_i$ ) para el valor individual de los valores independientes  $X_{i1}$ . Mide la distancia entre las observaciones y los valores estimados con la regresión. En general, se espera que cuanto mejor es el ajuste el error típico sea próximo a cero.

Su fórmula, considerando el número de variables explicativas, es:

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - k}}$$

dónde:

$e_i$ : Error típico o residuo para cada observación en el año  $i$ ,  $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$

$Y_i$ : Valor del **Ca** $i$  en el año  $i$  observado

$\hat{Y}_i$ : Valor estimado del **Cai** en el periodo *i* para el valor individual de los valores independientes  $X_{ti}$ .

**n** = Número de observaciones.

**k** = Número de variables independientes.

El valor obtenido  $\hat{\sigma} = 1.06$  indica que la desviación de los valores observados alrededor de la línea de regresión es considerable, reflejo de un comportamiento no normal.

#### 4.2.4. Validación de supuestos

A continuación se valida el cumplimiento de los principales supuestos para un modelo de regresión lineal con fines predictivos: independencia, multicolinealidad y homocedasticidad.

Para la validación del supuesto de independencia entre los residuos, verificando que estos no estén correlacionados *-i.e.*, que el término error en cada periodo sea una variable aleatoria,<sup>20</sup> se utiliza comúnmente la prueba del estadístico Durbin-Watson:

$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

dónde:

$e_i$ : Residuos en el año *i*

**n**: Número de observaciones.

El valor de la prueba oscila entre **0** y **4**, y toma el valor **2** cuando los residuos son independientes. Los valores menores que **2** indican autocorrelación positiva y los mayores a **2** autocorrelación negativa. Pero se puede asumir independencia entre los residuos cuando *DW* toma valores entre **1.5** y **2.5**<sup>21</sup>.

El valor de esta prueba es  $DW = 1.45$ <sup>22</sup>, cercano a **1.5**. Sin embargo, al ser menor que 2 habría evidencia para pensar que hay autocorrelación positiva entre las variables; es

---

<sup>20</sup> Cft Gujarati (2010: 240)

<sup>21</sup> Vid., p. Ej.,: Guerrero de Lizardi (2008: 98)

<sup>22</sup> Valor obtenido con el lenguaje de programación con enfoque estadístico “R”, con apoyo de **P. E. Pérez Vargas**.

decir, los residuos del modelo son dependientes entre sí, por lo que no se sustenta la aplicación del modelo de regresión lineal para realizar pronósticos.

#### 4.2.5. Detección de multicolinealidad

Para la validación del supuesto de que no existe relación lineal exacta entre los regresores; -es decir, que no existe multicolinealidad perfecta en el modelo<sup>23</sup>, se utiliza el factor de incremento de la varianza (*VIF*), el cual consiste en regresar cada columna de  $\mathbf{X}_i$  sobre las restantes; un  $R^2$  muy elevado en una o más de dichas regresiones evidencia una relación lineal aproximada entre la variable tomada como regresando y las empleadas como regresores<sup>24</sup>. Su fórmula es:

$$VIF(t) = \frac{1}{1 - R^2_{(t)}}, t = 1, \dots, w$$

dónde:

$R^2_{(t)}$ :  $R^2$  resultante de regresar  $\widehat{X}_t$  con las restantes columnas de  $\mathbf{X}_i$ .

t: Número de variable independiente  $\widehat{X}_t$  explicada por  $\mathbf{X}_i$ .

Valores del *VIF* mayores que **10** (equivalentes a  $R^2_{(t)} > 0.90$ ) se consideran indicativos de multicolinealidad. Los valores obtenidos en la prueba y su interpretación son los siguientes:

$VIF(1) = 11.6$ ; existe evidencia de multicolinealidad del **Cr4** regresado por **IHH** y **L**.

$VIF(2) = 12.2$ ; existe evidencia de multicolinealidad del **IHH** regresado por **Cr4** y **L**.

$VIF(3) = 1.2$ ; no existe evidencia de multicolinealidad del **L** regresado por **Cr4** e **IHH**.

Se concluye que existe una relación lineal en dos de las tres variables explicativas del modelo, lo cual se debería a que **Cr4** e **IHH** se calculan con la cuota de mercado ( $S_i$ ) -es decir, se basan en el mismo factor de cálculo para la obtención de sus valores-, a diferencia

<sup>23</sup> Gujarati (2010: 169)

<sup>24</sup> Tusell (2011)



de la regresión de **L** (inversa de la elasticidad precio de la demanda) en función de **Cr4** e **IHH** (relativos a características de la oferta).

#### 4.2.7. Detección de homocedasticidad

Un modelo predictivo presenta homocedasticidad cuando la varianza del error de la variable endógena se mantiene constante a lo largo de las observaciones. Si la varianza de los errores no es constante la regresión es heterocedástica, es decir, la varianza estimada de los residuos de la regresión depende de los valores de las variables independientes.

Las pruebas de heterocedasticidad implican las siguientes hipótesis y procedimiento:

**H<sub>0</sub>**: se cumple la hipótesis de homocedasticidad.

**H<sub>a</sub>**: se cumple la hipótesis de heterocedasticidad.

La prueba Breusch-Pagan, **BP**, permite valorar la existencia de homocedasticidad en términos de probabilidad. Si el valor p asociado a la prueba cae debajo del nivel de significancia dado (**0.05**) se rechaza **H<sub>0</sub>**, dado que la prueba muestra que los residuos son significativamente heterocedásticos. Altos valores de p sugieren que no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos sean homocedásticos.

En el modelo, el valor de la prueba es **BP** = 7.87 y su valor p = 0.04<sup>25</sup>, por lo que se rechazaría la hipótesis nula, ya que hay evidencia de que el modelo de regresión presenta el problema de heterocedasticidad (aunque, de igual forma que en **DW**, **BP** esté cercano al límite de aceptación).

A manera de conclusión respecto al análisis econométrico del modelo **Cociente de alineación de precios (Cai)** se puede decir lo siguiente: los valores estadísticos validan la relación positiva entre los indicadores convencionales de **pm** y el **Cai**, con magnitudes considerables; sin embargo, la regresión lineal múltiple, en esta primera construcción, no cumple con los supuestos para ser considerada como un modelo de predicción verosímil y, por lo tanto, confiable. Los resultados invitan a explorar la causa del incumplimiento de los supuestos y su corrección en próximos estudios.

---

<sup>25</sup> *Ídem, infra* 9.

## 5. Conclusiones

1ª. Los signos, parámetros y estadísticos de prueba indican que el modelo de MCO **Cai** del mercado de automóviles nuevos en México en el periodo 1982-2013 es una representación econométrica aceptable de los efectos de la competencia sobre los precios, acorde con los principios de la teoría microeconómica corrientemente aceptada y, en particular, con las previsiones que se desprenden de las ideas de **A. Cournot** aplicadas para la formulación de la hipótesis de investigación.

2ª. El ejercicio econométrico efectuado prueba en forma exitosa, objetiva y rigurosamente, la eficacia del **Cai** para revelar el orden de magnitud del poder de mercado, ya que fue demostrado con el caso de estudio que existe una correlación positiva y elevada entre el cociente de alineación de precios **Cai** y los indicadores convencionales utilizados para medir ese fenómeno: índice de concentración industrial absoluta, **Cr<sub>4</sub>**; relativa, Herfindahl-Hirschman, **IHH**; e índice de Lerner, **L**.

Así, el **Cai**, muestra ser un indicador confiable y, eventualmente, una alternativa y/o complemento adecuado para los propósitos de investigación con los que aquéllos instrumentos son utilizados.

3ª. El valor relativo (magnitud comparada) de los parámetros del modelo **Cai** estimado sugiere que como estrategias competitivas de las firmas en el mercado de automóviles nuevos en México serían más importantes los volúmenes de producción y ventas -reflejados en la concurrencia o presencia de las marcas en el mercado, una modalidad de competencia por cantidades-, que las variaciones de precio o la homologación de los satisfactores, factores más asociados a las características de la demanda; aunque es significativa la magnitud paramétrica del índice de Lerner en la ecuación de regresión -que contiene como elemento clave la elasticidad-precio de la demanda- su valor es relativamente bajo en la explicación del poder de mercado y los precios relativos, frente al valor paramétrico de la variables que representan características de la concurrencia u oferta, **Cr<sub>4</sub>** e **IHH**.

4ª. El relativamente reducido peso del índice de Lerner en la explicación del **Cai**, por un lado, y el valor límite de las pruebas de autocorrelación y homocedasticidad del modelo econométrico estimado, por el otro, sugieren la conveniencia de experimentar

cambios en los indicadores y, eventualmente, en el procedimiento de estimación econométrica del **Cai**. Además, como se expresa en las conclusiones preliminares del inciso 4, el modelo econométrico del **Cai**, aunque arroja una elevada correlación entre variables – cuya observación fue uno de los propósitos de esta investigación-, viola supuestos de un modelo de regresión lineal que lo hacen no confiable para realizar pronósticos sobre el valor del **Cai** con los parámetros de las variables independientes.

## **Bibliografía**

Anaya Díaz, A. y M. Esquivel López (2015) “Automóviles nuevos en México: competencia y precios”. Ponencia al *XXV Coloquio Mexicano de Economía Matemática y Econometría*.

Anaya Díaz, A. (2014a) “Cociente de alineación de precios e índices de precios: aplicaciones en el análisis microeconómico y de la organización industrial”. Ponencia al *XXIII Coloquio de Economía Matemática y Econometría*.

----- (2014b) “Oligopolio y poder de mercado. Discusión de la hipótesis de precios rígidos” *Economía Informa*, No. 373, enero-febrero, pp. 109-27.

----- (2013) “Poder de mercado. Nota teórica y referencias de su medición convencional y con precios relativos” *Ciencia Económica*, N° 1, pp. 25-48.

----- (2012) “Privatización y cambio estructural. Telmex, un caso de liberalización fallida”, en: *Globalización versus desarrollo*, UAM-X, E. Ortiz Cruz (coord.), pp. 339-65.

----- (2008) “Poder de mercado en industrias selectas de la economía mexicana. Análisis de correlación de rangos del Cociente de alineación de precios y el índice de Lerner”, *Memoria del XVIII Colmeme*, A. Gómez Navarro (ed.)

Bilas, R. A. (1984) *Teoría microeconómica*. Alianza Universidad, Madrid.

Cabral, L. (1997) *Economía industrial*, McGraw-Hill, España.

Fernández de Castro, J. y N. Duch (2003) *Economía industrial*. McGraw-Hill, México.

Church, J. y J. Ware (2000) *Industrial Organization. A Strategic Approach*. McGraw-Hill.

Greene, W. (1998) *Análisis Econométrico*. Prentice Hall, Madrid.

Guerrero de Lizardi, C (2008) *Introducción a la econometría aplicada*. Trillas, México.

Gujarati, D. (2010) *Econometría*. McGraw-Hill, México. Capítulos 1y 9-11.

Díaz, M. (1995) *Introducción a la econometría. El modelo de regresión*. Universidad de Oviedo, España.

Novales, A. (1993). *Econometría*. McGraw Hill. Capítulos 3 y 7-9.

Tusell, F. (2011). *Análisis de regresión. Introducción teórica y práctica basada en R*. Recuperado de: <http://www.et.bs.ehu.es/~etptupaf/nuevo/ficheros/estad3/nreg1.pdf>. Fecha de consulta 22 de septiembre 2016.

### Anexo 1: Series de tiempo para el modelo econométrico Cai

Año	Y Cai	x1 Cr4	x2 IHH	x3 Í Lerner
1982	1.1089	0.8165	0.2234	0.5973
1990	1.0787	0.9083	0.2511	0.4948
1992	0.9672	0.8856	0.2247	0.5522
1993	0.9298	0.8706	0.2444	0.5717
1994	0.8929	0.8773	0.2389	0.5620
1995	0.9903	0.8333	0.2055	0.4842
1996	0.9827	0.8657	0.2049	0.4867
1997	0.9862	0.8430	0.2045	0.3977
1998	0.9288	0.8563	0.2086	0.5471
1999	0.8960	0.8385	0.2037	0.4539
2000	0.8395	0.8293	0.1984	0.3709
2001	0.8013	0.8741	0.2208	0.3683
2002	0.7421	0.7773	0.1707	0.1113
2003	0.7130	0.7490	0.1585	0.1547
2004	0.6890	0.7700	0.1737	0.2007
2005	0.6746	0.7472	0.1621	0.4454
2006	0.6635	0.7144	0.1525	0.4493
2007	0.6422	0.7016	0.1497	0.4131
2008	0.6060	0.7105	0.1543	0.4169
2009	0.6287	0.7083	0.1575	0.1264
2010	0.6169	0.7117	0.1596	0.1461
2011	0.6048	0.7260	0.1639	0.2012
2012	0.6049	0.7185	0.1590	0.1847
2013	0.5856	0.7187	0.1608	0.2044

**Fuente:** Cálculos propios con información de INEGI, *Industria automotriz en México*, 1983, 1995 y 2015 e Índice nacional de precios al consumidor.