

---

# SESGOS EN EL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR: EL SESGO PLUTOCRATICO EN ARGENTINA

**Agustín Lódola, Matías Busso y Federico Cerimedo**

Universidad Nacional de La Plata y Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires

---

## **Resumen**

En este trabajo se resalta la importancia del estudio y cuantificación de los sesgos en la medición del índice de precios al consumidor. Se cuantifica para Argentina uno de ellos, el sesgo plutocrático, que surge de no considerar a todas las familias por igual en el cálculo de dicho índice. Se halló que en el período de alta inflación dicho sesgo es cuantitativamente importante y positivo, indicando que la inflación ha tenido un comportamiento anti-rico. También se construyeron índices de precios por decil para calcular la desigualdad real de los ingresos. Se hallaron importantes diferencias entre esta y la desigualdad nominal.

## **Summary**

This paper focuses on the study and quantification of the biases in the Consumer Price Index. We quantify one of them for Argentina: The plutocratic bias, that arises as a consequence of not considering every family symmetrically in the construction of the Index. We found that in high inflation periods that bias was positive and quantitatively important indicating that inflation had an anti-rich behavior. We also construct decile's price indexes so that we are able to estimate the real income inequality and its evolution over time. Important differences between the latter and money income inequality were found.

*Campo Temático (JEL Classification System): C43, D31*

---

Comentarios y sugerencias son bienvenidos en [alodola@infovia.com.ar](mailto:alodola@infovia.com.ar)

---

# SESGOS EN EL INDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR: EL SESGO PLUTOCRATICO EN ARGENTINA

**Agustín Lódola, Matías Busso y Federico Cerimedo**

Universidad Nacional de La Plata y Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires

---

## 1 Introducción

Los índices de precios constituyen uno de los principales indicadores económicos de cualquier economía. Los mismos son ampliamente utilizados como referencia para el diseño y gestión de la política económica, como forma de actualizar contratos y beneficios sociales, como deflatores de las cuentas nacionales y también de ingresos y gastos de los hogares en los análisis de distribución del ingreso y pobreza.

Por lo tanto esforzarse por tener cada vez mejores medidas de estos índices debe ser un objetivo constante.

La literatura sobre el tema resalta que hay diferencias conceptuales importantes entre los índices de precios oficiales, aquellos contruidos y publicados por las agencias estadísticas de todos los países, y los verdaderos conceptos que ellos tratan de medir. El caso más estudiado es el del índice de precios minorista o de precios al consumidor (IPC). Desde Konus (1939) se sabe que mientras un “verdadero” índice de costo de vida mide el cambio en el costo de obtener un nivel constante de bienestar económico o utilidad, las agencias estadísticas de todo el mundo lo que publican es la evolución de los precios de una canasta fija de bienes consumida por una población de referencia. La diferencia entre este índice y el índice “verdadero” da origen a ciertos “sesgos”.

En los últimos años el debate sobre este tema se ha reavivado producto del informe de la comisión especial formada en el senado de Estados Unidos para el estudio de estos sesgos. Este trabajo, conocido como el Informe Boskin (Boskin et. al., 1996) identificó y cuantificó cinco fuentes del sesgos en el Índice de precios al consumidor, producto de: i) no considerar la sustitución entre bienes que realizan las personas, ii) la utilización de una fórmula inadecuada en el menor nivel de agregación de los items, iii) no tener en cuenta el cambio en los lugares de compra, iv) cambios en la calidad de los bienes y servicios que integran la canasta del índice y v) no incorporar en la canasta nuevos bienes que van surgiendo en la economía. Estudios similares se han realizado para Francia (Lequiller, 1997), Canadá (Crawford, 1997) y Japón (Shiratzuka, 1999).

Sin embargo estos cinco sesgos no son los únicos inconvenientes que tiene el índice de precios minorista calculado en la práctica. Es muy común que el efecto de los cambios de precios que hayan sufrido algunos consumidores no esté reflejada en la inflación publicada por la oficina de estadística. Esta cuestión se relaciona con si debe existir índices de precios para diferentes grupo, por ejemplo: ancianos y no ancianos, urbanos y rurales, ricos y pobres.

Respecto al último caso, Prais (1959) ha demostrado que los índices de precios al

consumidor calculados mediante la fórmula de Laspeyres son un promedio ponderado de índices de precios individuales (de diferentes deciles, etc) donde el ponderador es proporcional al gasto total de cada familia. Por lo tanto las familias que realizan un mayor gasto (generalmente las de mayores ingresos) tienen un peso mayor. Debido a esto Prais denominó a estos índices como plutocráticos, a diferencia de índices democráticos en donde todas las familias tiene el mismo peso.

De la diferencia entre la inflación que surge del índice de canasta fija tipo Laspeyres y inflación calculada a partir del índice de precios democrático, surge el denominado sesgo plutocrático. Este concepto es útil principalmente por dos razones (Ruiz Castillo et. al, 1999).

En primer lugar, es siempre interesante conocer a quién afecta más la inflación (o la deflación): a aquellas familias con mayores gastos o a aquellas familias que están al final de la distribución, de acuerdo a ello se puede determinar si los precios han tenido un comportamiento anti-rico o anti pobre respectivamente. En el primer caso deberíamos esperar que el sesgo plutocrático fuera positivo. En Argentina la mayoría de los trabajos que han estudiado el impacto distributivo de la variación de precios lo han hecho por el lado de los ingresos de los hogares, considerando a la inflación como un impuesto, y verificando su impacto por estratos. En este trabajo se estudia el impacto de la inflación por el lado del gasto de las familias. Evaluaciones distributivas de los efectos de las variaciones de precios por el lado del gasto fue estudiado por Navajas y Porto (1994) y Navajas (1999).

En segundo lugar, cuando dos distribuciones de gasto familiares, o de ingresos, son expresados a precios constantes usando índices de precios específicos para cada familia, el cambio en la desigualdad nominal<sup>1</sup> – que es la magnitud usualmente estimada en la literatura empírica- es igual al cambio en la desigualdad del ingreso real mas un término que captura el impacto distributivo del cambio de precios. Si se conoce el signo del sesgo plutocrático es posible conocer el signo de dicho término. Así, el signo del sesgo plutocrático determina si un cambio en la desigualdad nominal es mas pequeño (o más grande) que el cambio en la desigualdad real.

Además esto toma una especial relevancia para el caso argentino, donde se ha experimentado drásticos cambios en el nivel de precios tanto en términos agregados (25.089% entre mayo de 1989 y diciembre de 1998) como relativos (mientras el precio del subgrupo “azúcar, dulces y cacao” aumentó un 20.321%, el del subgrupo “Educación formal” subió 296.871%).

Basado en esta motivación y en los estudios de Muellbauer (1974) para el Reino Unido y Ruiz Castillo, Ley e Izquierdo (1999) para España, el presente trabajo busca calcular índices de precios democráticos para Argentina, como paso intermedio para obtener el sesgo plutocrático que ha tenido la medición de la inflación. Hallado esto permitirá extraer conclusiones respecto al estudio de la distribución del ingreso. La hipótesis del trabajo es que si la inflación tuvo un impacto distinto sobre los diferentes estratos de ingresos, entonces los cambios en la desigualdad de ingresos calculados utilizando como deflactor al IPC (plutocrático), puede estar subestimada o sobreestimada, de acuerdo a como se haya comportado el sesgo plutocrático. Si en un determinado período este fue positivo, entonces la inflación tuvo un comportamiento anti rico<sup>2</sup> y la variación en la desigualdad real de los ingresos (deflactando los ingresos por índices específicos) puede haber sido menor que el cambio en la desigualdad nominal.

Esta idea no es nueva en Argentina. Gasparini (1999) advierte de la importancia de utilizar índices de precios grupales para comparar distribuciones de ingresos. Sin embargo no lo utiliza porque las diferencias no son cuantitativamente importantes para el período que él estudia (1992-1998). Este trabajo coincide en que en esos años la inflación que afectó a los distintos estratos de la distribución del ingreso no fue muy diferente, y por lo tanto deflactar por IPC (desigualdad nominal) o por índices específicos (desigualdad real) no tiene mucha diferencia. En este caso se observa un sesgo plutocrático pequeño, aunque con algunas particularidades que se detallan más adelante. Sin embargo en períodos de alta inflación, como los vividos en Argentina entre 1989 y 1991, no solo la tasa promedio de variación de precios fue muy alta, además su impacto fue muy dispar entre los diferentes estratos de ingresos. En dicho tiempo el sesgo plutocrático hallado es muy grande, y por lo tanto hay significativas diferencias en aplicar uno u otro método de deflatación, por IPC o por índices específicos. Mientras que el primero es irrelevante para la distribución del ingreso, el segundo no lo es. Por ejemplo, según lo hallado en este trabajo, entre mayo de 1989 y mayo de 1990, la desigualdad nominal empeoró en un 1% (el índice de THEIL pasa de 0,355 a 0,359), sin embargo deflactando los ingresos de cada estrato por un índice específico la desigualdad mejora en un 13% (el índice de THEIL cambia de 0,419 a 0,363).

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. Luego de esta introducción se presenta una descripción conceptual y empírica de los diferentes sesgos que presenta la medición de la inflación, con alguna referencia al caso argentino. Luego en la parte central del informe, se calcula el sesgo plutocrático para Argentina y se analizan algunas implicancias sobre la medición de la distribución del ingreso. Para finalizar se resumen los resultados y se plantean temas para futuras investigaciones.

## **2 Sesgos en los Índices de Precios: Conceptos y Evidencia**

La literatura sobre números índices es muy antigua y extensa<sup>3</sup>. En la misma siempre ha estado presente el problema de las diferencias entre los índices de precios teóricos y los que se calculan en la práctica por las agencias de estadísticas.

Sin embargo, en los últimos años el debate se ha reavivado, tanto en ámbitos académicos como en la formulación de políticas<sup>4</sup>, producto principalmente del informe presentado en el Senado de los Estados Unidos por la Comisión encabezada por Michael Boskin (Boskin et. al, 1996). El denominado "Informe Boskin", si bien no fue original en sus ideas, identificó y cuantificó para Estados Unidos cinco fuentes de sesgos y resaltó las implicancias presupuestarias de los mismo. De acuerdo a este trabajo el sesgo estimado para Estados Unidos, de 1,1 puntos porcentuales por año, contribuiría en \$148 mil millones al déficit en 2006 y \$691 mil millones a la deuda nacional.

En otros países, principalmente de la OECD, se han realizado estudios similares. El objetivo de esta sección y como paso previo al estudio del sesgo plutocrático, es resumir los conceptos y la evidencia empírica de esos sesgos. En los mismos se intentará intuir la importancia para el caso argentino<sup>5</sup>. En la tabla que sigue se resume los resultados obtenidos por diversos estudios, respecto al sesgo total y en algunos casos desagregados por tipo de sesgo.

**Cuadro 1**  
**Sesgos en el Índice de Precios al Consumidor**  
**Evidencia internacional**  
(en puntos porcentuales por año)

Fuente	País	Sesgos						
		Total	Intervalo	sustitución entre bienes (mayor nivel)	sustitución entre bienes (menor nivel)	sustitución de lugares de compra	nuevos bienes y cambios en la calidad	
Boskin (1996)	EEUU	<b>1,10</b>	0,80	1,60	0,15	0,25	0,10	0,60
Shapiro y Wilcox (1996)	EEUU	<b>1,00</b>	0,60	1,50	0,20	0,25	0,10	0,45
Crawford (1993 y 1997)	Canadá		0,10	0,40	0,10 / 0,20	0,00 / 0,10	0,00 / 0,10	
Lequeller (1997)	Francia		0,10	0,25		0,05 / 0,10	0,05 / 0,15	
Shiratsuka (1999)	Japón	<b>0,90</b>	0,35	2,00	0,00	0,10	0,10	0,70
Darby (1995) (*)	EEUU	<b>1,50</b>	0,50	2,50				
Gordon (1995) (*)	EEUU	<b>1,70</b>						
Griliches (1995) (*)	EEUU	<b>1,00</b>	0,40	1,60				
Jorgenson (1995) (*)	EEUU	<b>1,00</b>	0,50	1,50				
Klumpner (1996) (*)	EEUU		0,30	0,50				
Pakes (1995) (*)	EEUU	<b>0,80</b>						
Wynee y Sigalla (1994)(*)	EEUU	<b>1,00</b>						

(\*) citadas por Moulton (1996)

## 2.1 Sesgo por Sustitución de Bienes

Un verdadero índice de costo de vida mide el cambio en el costo de obtener un nivel constante de bienestar económico o utilidad. Sin embargo, el índice de precios al consumidor construido por la mayoría de las agencias estadísticas del mundo, calcula el cambio en el costo de una canasta fija de bienes, que claramente no es el mismo concepto. En estos últimos el peso que cada bien tiene en la canasta surge o de encuestas de gastos familiares (como en Estados Unidos, Argentina, etc.) que se realizan en períodos de 5 a 10 años o de las cuentas nacionales (como en Francia por ejemplo).

El sesgo de sustitución refleja la falla del índice de canasta fija de contabilizar el hecho que el consumidor tenderá a sustituir bienes mas caros por bienes que se vuelven más baratos. En otras palabras, el sesgo se produce porque el ponderador utilizado para calcular el promedio ponderado de precios es fijo al nivel del año base. Por ejemplo la carne y el pollo son bienes claramente sustitutos, así que será lógico observar que las familias cambien sus gastos de carne a pollo cuando el precio de la carne sube respecto al del pollo. Pero dado que el ponderador aplicado a estos bienes en el IPC es el correspondiente al período tomado como base, ese cambio no tendrá impacto en el índice y de esta forma se introduce un sesgo hacia arriba por la sobrevaluación del incremento del precio de la carne.

Hay que resaltar que este sesgo puede resultar en las diversas etapas de agregación que conlleva la construcción de un índice. La cantidad de etapas varía entre los diferentes países. En la mayoría, en primer lugar se confeccionan índices elementales (no ponderados) para cada items (menor nivel de agregación) y luego estos índices elementales son utilizados en las fórmulas tipo Laspeyres para construir el índice de precios agregados (nivel superior de agregación). En esta sección del trabajo se hace referencia al sesgo producido

en esta última etapa, mientras que en la siguiente se trata el sesgo generado en el menor nivel de agregación.

La literatura ha identificado índices que, bajo ciertos supuestos, están libres de los efectos sustitución, y los ha denominado índices superlativos como los de Fisher y Tornqvist (Diewert, 1976). El índice de Fisher es un promedio geométrico de los índices de precios de Paasche y Laspeyres, mientras que el de Tornqvist es la suma ponderada de los logaritmos naturales de los precios relativos, donde el ponderador es el promedio de las participaciones que cada bien tiene en el año base y en el año que se está considerando. Dadas las características que poseen los índices superlativos, el sesgo por sustitución entre bienes puede calcularse como la diferencia entre estos y el índice de precios del tipo Laspeyres.

Para Estados Unidos el informe Boskin cuantificó el sesgo por la falla en captar la sustitución entre bienes en 0,15 puntos porcentuales por año (14% del total del sesgo encontrado para ese país). Lequiller (1997) para Francia ha encontrado un sesgo menor, explicado porque en ese país los ponderadores al mayor nivel de agregación se actualizan cada dos años, con datos que surgen de las cuentas nacionales.

Para Argentina es difícil estimar este sesgo debido a las dificultades de contar con datos de cantidades o gastos por bienes para diversos años, que son imprescindibles para construir un índice tipo Paasche y con él obtener índices de Fisher o Tornqvist. Si bien se relevan precios para diversos bienes en forma mensual, las cantidades surgen de las encuestas nacional de gastos que se realizan cada 10 años.

De todas formas puede realizarse un cálculo estimativo construyendo un índice Paasche para 1998 utilizando los ponderadores que surgen de la nueva encuesta de gastos de los hogares 1996/1997. Con este índice y con el que publicó el Indec para el mismo período (que es un tipo Laspeyres) puede obtenerse el índice de Fisher. Luego de la diferencia entre la inflación que señalan estos últimos (Laspeyres y Fisher) surge una estimación del sesgo por sustitución<sup>6</sup>. Por ejemplo para Argentina la inflación entre mayo de 1989 y diciembre 1998 publicada por el INDEC (Laspeyres) fue de 53.925%, mientras que la variación de precios que surge del índice que utiliza la nueva canasta, es de 50.946%. Por lo tanto el índice de Fisher señala una inflación de 52414%, lo que genera un sesgo del 2,0 puntos porcentuales para todo el período (0,65 puntos porcentuales por año). Muy superior al cuantificado para Estados Unidos por el informe Boskin (0,15 puntos porcentuales).

## 2.2 Sesgo en la Formula

La discusión anterior sobre la sustitución entre bienes asumió que es simple obtener un único precio para cada bien o servicio. En realidad, las familias pueden comprar bienes a varios precios. Esta heterogeneidad de precios al menor nivel de agregación tiene que ser resumida en un único valor a efectos de utilizar este en las formulas de los índices. Para ello existen varias alternativas: promedio aritmético (índice elemental de Carli), cociente entre las medias (índice elemental de Dutot) o promedio geométrico (índice elemental de Jevons)<sup>7</sup>.

El sesgo en la fórmula se produce por el uso de un método inapropiado para agregar precios al menor nivel de agregación. Por inapropiado se quiere significar que hay métodos de agregación que tienen un sesgo hacia arriba en su construcción. Hay formulas, como las de media aritmética, que produce un resultado mayor al de otras formulas, como la media geométrica o el cociente de medias aritméticas.

El informe Boskin cuantificó este sesgo para Estados Unidos en 0,25 puntos porcentuales por año, lo que representó el 23% del total del sesgo estimado. Mucho menor fue la cuantía del mismo hallada en Francia, Canadá y Japón.

Dada que en Argentina, en el cálculo del actual Índice de Precios al Consumidor se utiliza como fórmula de agregación la de promedio geométrico (INDEC, 1993 pp. 53), puede desestimarse, en principio, la importancia de este problema.

### 2.3 Sesgo por Sustitución de Lugares de Compra

En general, los datos sobre precios de los bienes que forman la canasta del índice, se recaban en una muestra fija de lugares de compra. Por lo tanto, el ahorro experimentado por los consumidores y por lo tanto la caída del costo de vida, que se genera cuando éstos cambian el lugar donde adquieren sus bienes hacia negocios más baratos, no es captada por el índice de precios. Así además del sesgo producido por no considerar la sustitución entre bienes, hay que agregar el sesgo por no tener en cuenta el cambio de lugares de compra.

Para Estados Unidos, el informe Boskin estimó este sesgo en 0,1 puntos porcentuales (un 9% del sesgo total). Valores similares se verificaron en Francia, Canadá y Japón.

Para el caso Argentino, y particularmente para la década de los 90, este sesgo debe ser importante si se toma en cuenta el cambio estructural en las ventas minoristas que ha sucedido en los últimos años. Para algunas variedades el precio resulta de un promedio ponderado según el tipo de negocio (supermercado y negocios particulares). Estas ponderaciones fueron calculadas a partir de la información proporcionada por la Encuesta Nacional de Gastos de 1985/1986. Por lo tanto el IPC actual no tiene en cuenta el cambio en la estructura de comercialización minorista. Por ejemplo según datos de AC Nielsen los alimentos en 1986 eran comercializados en un 49.3% por negocios tradicionales, mientras que en 1998 esa proporción era de sólo 19,4%.

Diewert (1998) ofrece una fórmula simple para estimar este sesgo:  $B_t = (1+i_t) s_t d$ , donde "B<sub>t</sub>" es el sesgo por sustitución de lugares de compra, "i<sub>t</sub>" es la tasa de inflación medida por el IPC, "s" es la participación del mercado ganado por los nuevas cadenas de distribución y "d" es el porcentaje de descuento de los nuevos negocios respecto a los tradicionales. Para Argentina entre 1989 y 1998 los precios de los alimentos aumentaron un 50% anual y las nuevas cadenas de comercialización (super e hipermercados) fueron ganando participación en la comercialización de alimentos respecto a los negocios tradicionales a una tasa del 3% por año, si se supone que el porcentaje de descuento de los supermercados respecto a los negocios tradicionales es de 23% (los negocios tradicionales tienen un margen de 30%, mientras que los nuevos comercios (super e hipermercados) tienen un margen del 7%), el sesgo por sustitución de lugares de compra, únicamente para el rubro Alimentación, sería de 1,35 puntos porcentuales por año. Muy por encima de la evidencia hallada en otros países.

## 2.4 Cambios en la Calidad y Nuevos Bienes

Cada año, las agencias estadísticas observan que algunos de los bienes que forman parte de la canasta del índice desaparecen. Aunque esto no significa que el bien ha desaparecido totalmente del mercado, las agencias estadísticas requieren que el mismo sea encontrado y observado su precio en el mismo lugar de siempre, como una forma de minimizar cualquier variación en los precios relacionado con la ubicación o la calidad del servicio en varios comercios. Algunas de estas desapariciones son debidas a razones estacionales o acomodamientos de stocks temporarios, pero una sustancial proporción resulta de mejoramiento del modelo. Ejemplos de este fenómeno incluye computadoras más rápidas, bombitas de iluminación que duran más y consumen menos energía, automóviles que requieren menores costos de mantenimiento y son mas eficiente en el uso de combustible, etc. La cuestión se vuelve entonces cómo el índice capturaría estos cambios de calidad.

En varios casos, las agencias estadísticas simplemente “encadenan” el nuevo modelo, un proceso que consiste en seguir el cambio de precios en el viejo modelo hasta un punto en el tiempo, luego del cual, se sigue el cambio de precios en el nuevo modelo.

El problema con este método puede ser ilustrado con un sobre los focos de iluminación, tomado de Nordhaus (1998). Los fluorescentes compactos iluminan a un cuarto del costo de un foco incandescente. Comparemos el verdadero índice de precios de los focos con el procedimiento de encadenamiento aplicado por las agencias de estadísticas. Supongamos que un foco tradicional ofrece luz a un costo de \$10 por millón de horas de iluminación ( $hi$ ) en el año 1 y el mismo foco cuesta \$12 en el año 2, antes de que esta tecnología desaparezca del mercado. Los tubos fluorescente aparecen en el año 2, ellos producen luz a un costo de \$2,4 por millón de  $hi$  en el año 2 y a un costo de \$1,8 en el año 3. Asumiendo una transición completa desde la vieja a la nueva tecnología entre el período 1 y el período 3, el índice del costo lumínico equivaldría a 100 en el año 1 y 18 en el año 3.

El “encadenamiento” trabaja empalmando la variación de diferentes productos. Así el índice encadenado aumentaría de 100 a 120 ( $=100 \times (\$12/\$10)$ ) en el período 2, y entonces a 90 ( $=120 \times (\$1.8/\$2,4)$ ) en el tercer período. En otras palabras, el cambio de precio de los viejos focos determina el movimiento del índice de precios entre el año 1 y el año 2, y el cambio de precio de los nuevos tubos fluorescentes determina el cambio del índice entre el año 2 y el año 3. Sin embargo el método de encadenamiento hace que el índice no capte el cambio de precios de un servicio fundamental como fue el cambio de la vieja tecnología por la nueva tecnología. El revolucionario cambio tecnológico que disminuyó drásticamente el costo de iluminación no es tenido en cuenta por el índice de precios.

Otra crítica importante al sistema de “encadenamiento” formulada por Diewert (1998) es que el mismo funciona bien si los cambios en calidad se reflejan en cambios de precios. Pero muchas veces los nuevos modelos mejoran la eficiencia pero esta no es plenamente compensada por su precio.

Un método alternativo para tratar el problema de los cambios en la calidad, es el análisis de regresiones hedónicas. El método hedónico estima la relación precio-calidad corriendo regresiones de precio sobre característica de bienes. El coeficiente de estas regresiones puede entonces ser usado para inferir el valor del cambio en las características de un bien de la muestra. Por ejemplo, el valor observado de una computadora con diferente



procesadores podría ser usado para estimar el mejoramiento de la calidad de un nueva computadora con un procesador más rápido. En EEUU se utiliza el método hedónico desde 1988 para calcular los efectos de la depreciación de las viviendas en alquiler, y desde 1991 para cambios en la calidad de la vestimenta.

La aparición de nuevos bienes ofrece un problema adicional para un índice de ponderador fijo como el de Laspeyres. Nuevamente, tales bienes pueden ser “encadenados” en el índice en el tiempo, pero frecuentemente toma un período de años hasta que los nuevos bienes son incluidos en la canasta. Como Alfred Marshall observó hace muchos años, cuando un nuevo producto es introducido en el mercado, este generalmente tiene un precio alto que se va reduciendo en los períodos subsiguientes. Desde que las agencias estadísticas no introducen los nuevos bienes en su canasta hasta que el nuevo producto se vuelve importante en el mercado, ellos frecuentemente se pierden esta declinación de precios.

Muchas veces los nuevos bienes proveen un servicio similar que un bien existente, pero con más alta calidad o un precio menor: un medicamento genérico provee el mismo servicio como su marca predecedora, un disco compacto provee más alta calidad de música que un disco de vinil. En otros casos, los nuevos bienes ofrecen una variedad adicional de elecciones, pero sin cambiar los servicios provistos, como sucede cuando se introduce una nueva variedad de pantalones. Por último algunos nuevos bienes puede ofrecer nuevos servicios que previamente no estaban disponible, como un juego de video interactivo o teléfono celular.

Dentro de los sesgos estimados por el informe Boskin, el que corresponde a cambios en la calidad y nuevos bienes es el más importante, 0,6 puntos porcentuales, representando casi las dos terceras partes del sesgo total. Para Japón también se ha verificado la gran importancia de este problema. No se han contrato cálculos similares para otros países, la mayoría coincide en que si bien estimar este sesgo es muy importante, también reconocen que la tarea es muy compleja.

En Argentina, según el INDEC (INDEC 1993, pp. 28), el método mas usual para tratar los cambios de calidad es el encadenamiento de variaciones de precios, por lo tanto este sesgo está presente en el IPC y puede ser una muy útil tarea tratar de estimarlo.

### **3 El Sesgo Plutocrático**

#### **3.1 Índice de Costo de Vida ¿de quién?**

Cuando se construye un índice de precios simple para reflejar la experiencia de un grupo heterogéneo ¿la experiencia de quién debería reflejar este indicador?. La teoría de los índices grupales, índices que intentan reflejar la experiencia de una población heterogénea, especifica un conjunto de respuestas (Pollak, 1989) .

Los índices grupales pueden ser vistos como un agregado de índices individuales. Por ejemplo un índice de costo de vida grupal puede pensarse como un promedio ponderado de los índices de costo de vida de las familias. Un índice de costo de vida puede esperarse que sea diferente para distintas familias por varias razones: i) los precios pagados por el mismo bien puede variar entre familias, ii) en principio cada familia tiene su propia

estructura de preferencia implicando su propio comportamiento de sustitución en presencia de cambios de precios, iii) diferencias de ingresos entre familias implican diferentes patrones de consumo que, en presencia de cambios de precios relativos, implican índices de costo de vida diferente.

De la misma manera un índice de canasta fija grupal (por ej. Laspeyres) puede obtenerse como un promedio ponderado de los índices de canasta fija de las familias. De esta forma si los índices grupales son promedios ponderados de los índices familiares, la elección del ponderador es una cuestión clave. Para el cálculo de los índices de precios del consumidor, la mayoría de las oficinas de estadísticas tratan a todos los pesos gastados por las diferentes familias como iguales y así el índice de cada familia tiene un ponderador implícito que es proporcional al gasto total de la familia. Las familias más ricas, que por consiguiente realizan un mayor gasto, tienen un mayor peso en el índice. Debido a esta características, Prais (1959) calificó a estos índices como “plutocráticos”. Por otro lado, índices que ofrecen igual ponderación a todas las familias se los denomina como “democráticos”.

Los reclamos por calcular índices de precios para grupos específicos datan de 1958, cuando Kenneth Arrow (1958) resaltó que las personas de menores ingresos tenían patrones de consumo que se diferenciaban de aquellas personas de mayores ingresos. Por ejemplo, en promedio las primeras gastan mucho más de su presupuesto en bienes de primera necesidad que lo gastan en bienes de lujo. De hecho Arrow estableció que debería existir un índice de costo de vida separado para cada nivel de ingreso.

Varios estudios, para diversos países y períodos, han construido índices específicos para verificar el impacto de la variación de precios sobre cada grupo.

Muellbauer (1974), analiza la variación de los precios en Inglaterra en el período 1964-1972 y muestra que dichos cambios han tenido un sesgo que ha incrementado la desigualdad. Según el autor la reducción en la desigualdad nominal sobreestimaba la reducción en la desigualdad real. En el mismo trabajo concluye que esto no solo tiene la consecuencia que la medidas nominales de desigualdad puede estar equivocada, sino que un único índice de precios al consumidor no parece lo más indicado para formular la política social. Ampliaciones de esta investigación se exponen en Deaton y Muellbauer (1980), donde afirman que a partir de 1971, los importantes aumentos en el precio de los alimentos impartieron un fuerte sesgo “anti pobre” a los índices de precios.

Robert Michael (1979) y Robert Hagemann (1982) examinaron para los Estados Unidos no solo las diferencias empíricas en índices para distintos grupos, sino también la significancia estadística de las mismas. Ambos investigadores construyeron índices de precios de Laspeyres para cada familia de la muestra de la encuesta de gasto y luego realizaron una regresión entre los valores del índice y un conjunto de variables sobre características demográficas de las familias. Utilizando datos para 1960-1961, Michael encontró algunas significativas diferencias, pero ningún grupo de los estudiados experimentó consistentemente mas alta o más baja variación de precios que la muestra como un todo. Ambos estudios encontraron que la dispersión de los índices de precios dentro de cada grupo fue mucho más grande que la verificada entre grupos.

Más recientemente y también para los Estados Unidos Garner, Johnson y Kokoski (1996), para el período 1984-1994, utilizan una metodología similar y no encontraron

diferencias importantes entre la inflación experimentada por los pobres con aquella reflejada en el índice general de precios. Este estudio está en línea con trabajos anteriores como el de Boskin y Hurd (1985) y Jorgenson y Slesnick (1983).

Por su parte Balk (1990) presenta un método para calcular índices de costo de vida para niveles de ingreso diferentes y aplicado sobre datos de Holanda encuentra significativas diferencias entre la variaciones de precios experimentadas por esos diferentes grupos. La diferencia crucial de este estudio con los anteriores radica en que Balk no trabajó con índices de precios de Laspeyres y por lo tanto tiene en cuenta y logra separar el efecto sustitución entre bienes que realizan los consumidores.

Ruiz Castillo, Ley e Izquierdo (1999) en un estudio para la economía española muestran evidencia de que la inflación durante los noventa tuvo un comportamiento anti rico obteniendo un sesgo plutocrático positivo. De acuerdo a ello concluyen que el cambio en la desigualdad nominal fue entre 2% a 5% mas grande que la desigualdad en el ingreso real.

Para Argentina Lee (2000), en un análisis sobre la pobreza y distribución del ingreso, calcula índice de precios no alimentarios para los pobres. Esto lo realiza con el objetivo de obtener una variación de precios más acorde a la canasta de bienes consumidas por los pobres y de esta manera poder definir la línea de pobreza que sea consistente con un nivel constante de bienestar en el tiempo.

### 3.2 Algunas cuestiones metodológicas

Como se mencionó anteriormente, un índice de precios grupal puede construirse como un promedio ponderado de índices de precios familiares. Obviamente los resultados serán diferentes, de acuerdo al ponderador seleccionado para llevar a cabo la agregación. En este trabajo, se tiene particular interés en la comparación entre la tasa de inflación que se obtiene utilizando índices de precios plutocráticos y aquella que surge de la utilización de índices de precio democráticos. Como se verá más adelante, la diferencia entre ambos índices radica en el ponderador utilizado para agregar los índices de precios familiares.

Para definir con precisión cada uno de estos índices resulta necesario entonces definir un índice de precios familiar del tipo Laspeyres. Para ello, se supone que existen  $B$  bienes y  $H$  familias con  $b = 1, \dots, B$  y  $h = 1, \dots, H$ , respectivamente, y que  $\mathbf{q} = (q_1, \dots, q_B)$  es un vector de bienes y  $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_B)$  el vector de precios de dichos bienes. Dado un vector de bienes de referencia,  $\mathbf{q}^h_0$ , el índice de precios familiar de Laspeyres (en adelante ipl) puede definirse como:

$$\text{ipl}(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0) = \sum_i w_{i0}^h \frac{p_{it}}{p_{i0}},$$

donde  $w_{i0}^h$  es la proporción del gasto que la familia  $h$  realizó en el bien  $i$  durante el período 0 respecto el total gastado por esa familia en el mismo período, es decir,  $w_{i0}^h = p_{i0}q_{i0}^h / \mathbf{p}_0\mathbf{q}^h_0$ .

Las agencias estadísticas utilizan un índice agregado de Laspeyres (en adelante IPL). Para construir este índice, considérese el vector de cantidades agregadas compradas en el período 0 definido como  $\mathbf{Q}_0 = (Q_{10}, \dots, Q_{B0})$ , donde  $Q_{i0} = \sum_h q_{i0}^h$ . Luego, de acuerdo a la metodología empleada por las agencias estadísticas, el IPL se define como:

$$IPL(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0) = \sum_i \alpha_{i0} \frac{p_{it}}{p_{i0}},$$

donde  $\alpha_{i0}$  es la participación del gasto en el bien  $i$  de todas las familias respecto al gasto total, es decir,  $\alpha_{i0} = p_{i0}Q_{i0}/\mathbf{p}_0\mathbf{Q}_0$ .

Nótese que  $\alpha_{i0}$  puede escribirse como:

$$\sum_h \frac{\mathbf{p}_0\mathbf{q}^h_0}{\mathbf{p}_0\mathbf{Q}_0} \frac{p_{i0}q_{i0}^h}{\mathbf{p}_0\mathbf{q}^h_0}$$

donde,

$$\frac{\mathbf{p}_0\mathbf{q}^h_0}{\mathbf{p}_0\mathbf{Q}_0} = \varphi^h \quad \text{y} \quad \frac{p_{i0}q_{i0}^h}{\mathbf{p}_0\mathbf{q}^h_0} = w_{i0}^h$$

siendo  $\varphi^h$  la participación del gasto total realizado por la familia  $h$  durante el período  $0$  en el gasto total de todas las familias durante el mismo período

Luego, sustituyendo  $\alpha_{i0}$  por la expresión anterior en la ecuación del IPL, resulta sencillo mostrar que el IPL puede escribirse como un promedio ponderado de los índices de precios cada familia:

$$IPL(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0) = \sum_h \varphi^h \text{ipl}(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0),$$

De este modo, resulta evidente que el índice de precios de las familias que realizan un mayor gasto tiene un peso mayor en el cálculo del IPL. Por esta razón a estos índices se los denomina como plutocráticos.

Por su parte, siguiendo a Prais (1959), un índice de precios democrático (en adelante IPD) se obtiene simplemente como un promedio simple de los ipl para un período dado, esto es:

$$IPD(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0) = \left[ \sum_h \text{ipl}(\mathbf{p}_t, \mathbf{p}_0; \mathbf{q}^h_0) \right] \frac{1}{H}$$

Así, y a diferencia de lo que ocurre con el IPL, en el IPD todas las familias tienen el mismo peso.

Una vez obtenidos el IPL y el IPD para el período de interés, por ejemplo el período  $t$ , el sesgo plutocrático para  $t$  surge como diferencia entre la tasa de inflación en  $t$  calculada con el IPL y aquella calculada con el IPD para el mismo período. Nótese que el sesgo plutocrático será positivo (negativo) si la inflación en el período considerado afectó más a los ricos (pobres).

A fin de computar el sesgo plutocrático para Argentina se calculó en primer lugar el índice de precios correspondiente a cada familia. Para ello, se halló una matriz  $\mathbf{D}$  (4.905 x 92) de ponderadores de gasto por familia para 92 bienes (en base a la Encuesta Nacional de Gasto de Hogares 1996/1997)<sup>8</sup>. Luego se construyó una matriz de precios  $\mathbf{P}$  (92 x n) para los n períodos relevantes (en base a la serie mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC)). Los índices de precios para cada una de las familias y para cada período de tiempo surgió de multiplicar  $\mathbf{D}\times\mathbf{P}$ . Finalmente, la agregación de los índices de precios familiares para cada período de tiempo se llevó a cabo de acuerdo a la metodología explicada en los párrafos anteriores.

### 3.3 El Sesgo Plutocrático en Argentina

#### 3.3.1 Datos Utilizados

Como se mencionó anteriormente, para construir series de índices de Laspeyres específicos para cada familia se utilizaron dos fuentes de información complementarias: la Encuesta Nacional de Gasto de Hogares (ENGH) y la serie mensual del Índice de Precios al Consumidor (IPC) desagregada por grupos de bienes.

La ENGH, relevada entre febrero de 1996 y marzo de 1997 por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), contiene información representativa del 96% de la población urbana Argentina desagregada en seis regiones. Entre las variables consideradas en la encuesta se encuentran el ingreso y el gasto de los hogares en 92 subgrupos de bienes que a su vez pueden agregarse en 9 capítulos (Indec, 1999).

Asimismo, el INDEC publica mensualmente IPC elementales. La población de referencia del IPC está conformada por el conjunto de hogares residentes en Capital Federal y en Gran Buenos Aires.<sup>9</sup> En particular, existen 134 índices de precios elementales (o subgrupos), que corresponden a 47 grupos que a su vez se pueden agregar en 9 capítulos. Los cambios de precios son medidos en puntos de venta distribuidos en el aglomerado urbano Gran Buenos Aires, observando el mismo artículo en el mismo punto de venta en cada fecha sucesiva de recolección.

A fin de compatibilizar la información de ambas fuentes de datos fue necesario realizar un proceso de homogeneización. En primer lugar, las estimaciones se realizaron para la Región Metropolitana del Gran Buenos Aires (Capital Federal y Conurbano Bonaerense) debido a que es la que más se acerca al espacio geográfico utilizado para relevar la información con la cual se construyen los índices de precios al consumidor en la actualidad. En segundo lugar, dado que como puede notarse el espacio de bienes considerado por la ENGH difiere del espacio de bienes considerado para el IPC, se realizó un proceso de consolidación de las bases.

#### 3.3.2 Los Resultados

En las primeras dos columnas de la Cuadro 2 se presentan la inflación calculada a partir del índice de precios plutocrático y del índice de precios democrático para el período mayo de 1989-diciembre de 1998. Se distinguen tres subperíodos: uno de inflación alta, otro de inflación media, y otro de inflación baja.<sup>10</sup> En la tercer columna se mide el sesgo plutocrático como la diferencia entre la tasa de inflación plutocrática y la democrática, según la definición y metodología expuestas en la sección anterior.

Como se observa **el sesgo plutocrático para Argentina entre los años 1989 y 1998 presenta una magnitud muy importante** si se la compara con los resultados obtenidos en otros trabajos. Por ejemplo, Ruiz Castillo et al (1999) obtuvieron un sesgo de 0,055 puntos porcentuales por año para España durante la década del noventa. En Argentina en 1989 este sesgo alcanzó 666,43 puntos porcentuales, mientras que en el período comprendido entre mayo de 1989 y octubre de 1999, el mismo fue de 30,74 puntos

porcentuales. A su vez, a partir de los cálculos realizados pueden extraerse algunas conclusiones adicionales:

- En primer lugar, se observa una marcada diferencia entre el sesgo para cada uno de los subperíodos, tanto en magnitud como en signo. En particular, el sesgo plutocrático fue considerablemente mayor durante el subperíodo de inflación alta. Este hecho sugiere que el mismo no es independiente del nivel de inflación; más aún, brinda indicios sobre la existencia de una relación positiva entre ambos.
- En segundo lugar, cabe destacar que la importancia del sesgo plutocrático en relación a la inflación de cada subperíodo toma valores similares (entre 3% y 4%). Este hecho es relevante para Argentina debido a que se compara subperíodos de muy diferente tasa de inflación.
- En tercer lugar, se observa que durante los años de más elevada inflación el sesgo plutocrático ha sido positivo, indicando que durante ese período la variación de precios ha afectado relativamente más a la canasta consumida por los individuos de mayores ingresos. Por su parte, durante los años de inflación más baja el sesgo plutocrático ha sido negativo. De este modo, puede afirmarse que la reducción en la tasa de inflación experimentada durante la década del noventa ha incidido con mayor fuerza sobre la canasta de consumo de los individuos más ricos, perjudicando en términos relativos a la canasta de referencia de los individuos de menores ingresos.

**Cuadro 2**  
**El Sesgo Plutocrático en los 90**  
(en porcentaje anual)

	<i>Inflación</i>		<i>Sesgo Plutocrático</i>
	<i>Plutocrática</i>	<i>Democrática</i>	
<b>Período de Inflación Alta</b>			
May-89 / May-90	10.780,7	10.117,2	663,43
Oc-89 / Oct-90	1.826,5	1.745,6	80,48
May-90 / May-91	219,9	217,6	2,27
Oct-90 / Oct-91	96,8	96,8	0,06
May-89 / Oct-91	1.068,8	1038,0	30,74
<b>Período de Inflación Media</b>			
May-91 / May-92	20,0	20,8	-0,78
Oct-91 / Oct-92	16,3	17,0	-0,66
May-92 / May-93	11,2	11,8	-0,66
Oct-92 / Oct-93	7,6	7,7	-0,07
May-91 / Oct-93	13,8	14,4	-0,56
<b>Período de Inflación Baja</b>			
May-93 / May-94	3,3	2,7	0,65
Oct-93 / Oct-94	3,1	2,8	0,35
May-94 / May-95	4,0	4,1	-0,14
Oct-94 / Oct-95	2,3	2,5	-0,24
May-95 / May-96	0,1	0,3	-0,24
Oct-95 / Oct-96	0,5	0,7	-0,15
May-96 / May-97	1,9	2,1	-0,18
Oct-96 / Oct-97	1,4	1,6	-0,19
May-97 / May-98	1,2	1,7	-0,48
Oct-97 / Oct-98	0,6	0,8	-0,17
Mayo-93 / Oct-98	1,9	2,2	-0,07

A la luz de los resultados anteriores, cabe preguntarse si la relación entre sesgo plutocrático e inflación es estadísticamente significativa. A tal, efecto se corrieron tres regresiones. Los resultados obtenidos se presentan en el Cuadro 3.

**Cuadro 3**  
**Relación entre el Sesgo Plutocrático y la Inflación**

	<i>Período de Inflación Alta</i>	<i>Período de Inflación Media</i>	<i>Período de Inflación Baja</i>
Ecuación: $Sesgo_t = \beta_0 + \beta_1 InfPlut_t$			
$\beta_0$	-14.6698 ( <i>t</i> = -2,15)	-0,7268 ( <i>t</i> = -6,47)	-0,3438 ( <i>t</i> = -7,20)
$\beta_1$	0,0700 ( <i>t</i> = 29,01)	-0.0970 ( <i>t</i> = -13,74)	0,1117 ( <i>t</i> = 5,70)
$R^2$	0,978	0,896	0,363

Los datos indican que, en los tres subperíodos considerados, existe una relación estadísticamente significativa entre el sesgo plutocrático y la tasa de inflación. Sin embargo, tal relación difiere entre ellos. En particular, cuando la inflación es más alta, la variabilidad de la tasa de inflación explica la mayor parte de la variabilidad del sesgo plutocrático, hecho que se ve reflejado en la disminución del coeficiente  $R^2$  al pasar de un subperíodo a otro.

Se concluye que en años de inflación elevada el sesgo plutocrático se encuentra fuertemente relacionado con la tasa de inflación, pero, a medida que la misma se reduce, esta relación se hace progresivamente más débil, indicando que otros factores cobran importancia en la explicación de la variabilidad del sesgo plutocrático. En este último caso es cuando los resultados encontrados son más similares a los hallados en otras economías estables.

### 3.4 Sesgo Plutocrático y Distribución del Ingreso

En general los trabajos sobre distribución del ingreso se han concentrado en el análisis de la distribución nominal del ingreso: esto es, han tendido a desestimar el efecto que el cambio en los precios relativos tiene para la desigualdad y para su evolución. En principio, es evidente que aquellas medidas de desigualdad independientes de la escala no cambiarían si se deflactara el ingreso de cada una de las personas por un mismo índice (índice de precios al consumidor, por ejemplo). Pero, si fuera posible deflactar los ingresos de los individuos por los verdaderos precios que enfrentan los mismos, entonces quizá esto pueda cambiar la distribución real del ingreso.

En efecto, la existencia de un sesgo plutocrático alto como el hallado en la sección anterior da la pauta de la existencia de posibles divergencias entre la distribución nominal y real del ingreso y por lo tanto, en la evolución de la desigualdad real.

En principio, el hecho de que los índices de precios de canasta fija (tipo Laspeyres) difieran entre deciles de ingreso (y que por lo tanto la distribución nominal difiera de la real) depende de dos cuestiones: de que las canastas de consumo de los distintos grupos sean heterogéneas en cada período considerado y de que las tasas de variación de los precios de

los bienes sigan en el tiempo una trayectoria diferente para cada bien. Ambas cuestiones parecen confirmarse en la realidad a un nivel relativamente agregado para el año 1996.

**Cuadro 4**  
**Estructura de gasto por deciles e inflación**

	Alimen- tos y Bebidas	Indumenta- ria y Calzado	Vivienda	Equipa- miento y Funciona- miento del hogar	Salud	Transporte y Comunica- ciones	Esparci- miento	Educación	Varios
<b>Participación por deciles (1996/1997)</b>									
1	47%	4%	13%	5%	13%	9%	4%	1%	5%
2	43%	4%	14%	5%	11%	11%	4%	1%	5%
3	43%	5%	14%	5%	9%	11%	5%	2%	5%
4	41%	6%	15%	5%	8%	12%	5%	3%	5%
5	37%	6%	16%	6%	9%	11%	7%	3%	5%
6	37%	6%	15%	7%	9%	12%	7%	3%	5%
7	35%	6%	13%	6%	10%	15%	7%	4%	5%
8	33%	6%	13%	6%	10%	15%	8%	5%	5%
9	29%	6%	13%	7%	10%	16%	9%	4%	5%
10	23%	6%	11%	10%	10%	15%	14%	7%	5%
<b>Variación de Precios (anualizada)</b>									
Ene 90-Oct 91	170,8%	179,0%	265,1%	180,4%	206,8%	177,6%	196,2%	338,3%	203,8%
Oct 91-Oct 93	57,7%	32,4%	72,7%	56,9%	65,5%	39,7%	55,7%	75,0%	48,5%
Oct 93-dic 98	0,3%	-2,7%	1,5%	0,2%	2,3%	5,0%	3,6%	2,4%	0,4%

Fuente: elaboración propia en base a Indec y ENGH 1996/1997

El objetivo básico de esta sección es entonces analizar si la distribución real difiere de la distribución nominal del ingreso. En el caso ideal se debería comparar una distribución del ingreso nominal con una en la cual se deflacte el ingreso de cada familia por un índice de precios específico para la misma lo que requeriría utilizar índices de costo de vida asociadas a ella y esto, a su vez, implicaría conocer como mínimo la estructura de consumo en cada momento del tiempo para cada una de las familias encuestadas.

Ahora bien, dadas las limitaciones en la información disponible, al efecto de deflactar los ingresos de cada decil (que surgen de las EPH elegidas), se construyeron índices de precios de Laspeyres específicos para cada decil, a partir de una matriz de ponderadores surgidos de la ENGH 1996/1997, siguiendo la metodología comentada en la sección anterior.

Los ingresos de cada familia se obtuvieron de catorce Encuestas Permanente de Hogares para el GBA (lugar donde se recolectan los datos sobre precios). En particular, se utilizaron las ondas de mayo y octubre de los períodos de inflación media y alta (1989, 1990, 1991 y 1992) que ex-ante eran los de mayor interés y sólo las ondas de octubre del período de inflación baja (1993 a 1998).

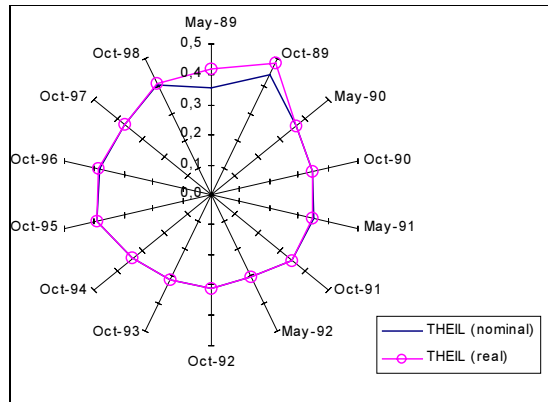
Los resultados hallados, aunque perfectibles, permiten obtener algunas conclusiones importantes.

En primer lugar, se observa que durante el período de alta inestabilidad de precios, la desigualdad nominal difiere de la real. En el Gráfico 1 y en las columnas 1 y 3 del Cuadro 5, se presentan las estimaciones del coeficiente de Theil a lo largo del período considerado



comparando los dos métodos. En particular, para dicho período la desigualdad ha tendido a ser subestimada. Las diferencias encontradas llegaron a ser del orden del 18% (mayo de 1989)<sup>11</sup>.

**Gráfico 1**  
**Desigualdad Nominal y Real**  
(Índice de Theil)



Fuente: elaboración propia en base a Indec

En segundo lugar, también las implicancias son importantes en las consideraciones a través del tiempo (columnas 2 y 4). Las diferencias en las tasas de cambio de la desigualdad resultantes de la utilización de ambos métodos tienden a ser cuantitativamente importantes en los períodos de gran inestabilidad de precios. Por ejemplo entre mayo de 1989 y mayo de 1990, mientras que la desigualdad nominal empeoró en un 1% (el índice de Theil cambia de 0,355 a 0,359), la desigualdad real mejoró en un 13,3% (el Theil cambia de 0,419 a 0,363).

Adicionalmente se debe notar que estas diferencias, aunque menores, se mantienen para toda la muestra analizada lo que implica en principio que la no consideración de la variación en los precios enfrentados por cada decil tendría efectos sobre el cálculo de la evolución de los coeficientes de desigualdad aún en períodos de estabilidad de precios. Para todo el período analizado (desde octubre de 1989 hasta octubre de 1998), la desigualdad nominal mejoró en un 7%, mientras que la desigualdad real mejoró en más del doble, 15%.

En tercer lugar, existe una relación entre el sesgo plutocrático y las diferencias que surgen entre la evolución de la desigualdad nominal y la evolución de la desigualdad real. Para comprender esto debe tenerse en cuenta que el cambio en la desigualdad nominal es igual al cambio en la desigualdad real más el cambio en la desigualdad que obedece a la variación de precios de cada grupo de individuos. En principio, se esperaría que ante la existencia de un sesgo plutocrático positivo (esto es, anti-rico) el cambio en la desigualdad nominal sobreestime al cambio en la desigualdad real, mientras que en presencia de un sesgo plutocrático negativo (esto es, anti-pobre) el cambio en la desigualdad nominal subestime al cambio verificado en la desigualdad real. Esto efectivamente se confirma en las columnas 5 y 6.

**Cuadro 5:**  
**Distribución real y nominal**  
(coeficiente de Theil)

	THEIL (nominal)	Variación mismo mes año anterior (%)	THEIL (real)	Variación mismo mes año anterior (%)	(2) - (4)	Signo del sesgo plutocrático
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
May-89	0.355	s.d	0.419	s.d	s.d	s.d
Oct-89	0.442	s.d	0.487	s.d	s.d	s.d
May-90	0.359	1.0%	0.363	-13.3%	14.3%	+
Oct-90	0.345	-21.8%	0.345	-29.1%	7.3%	+
May-91	0.350	-2.4%	0.344	-5.2%	2.8%	+
Oct-91	0.347	0.4%	0.344	-0.4%	0.8%	+
May-92	0.302	-13.6%	0.299	-13.2%	-0.4%	-
Oct-92	0.313	-9.7%	0.312	-9.1%	-0.6%	-
Oct-93	0.313	0.0%	0.314	0.4%	-0.4%	-
Oct-94	0.337	7.7%	0.336	7.0%	0.8%	+
Oct-95	0.386	14.7%	0.386	15.2%	-0.5%	-
Oct-96	0.381	-1.5%	0.381	-1.3%	-0.2%	-
Oct-97	0.368	-3.2%	0.370	-2.9%	-0.3%	-
Oct-98	0.410	11.2%	0.413	11.4%	-0.2%	-

Fuente: elaboración propia en base a Indec

Para la explicación de estas diferencias puede ser útil analizar la inflación por deciles de acuerdo a distintos índices de precios (Cuadro 6). Se observa que la misma difiere entre estratos y que también es distinta de la inflación plutocrática y de la inflación calculada por el IPC.<sup>12 13</sup>

**Cuadro 6**  
**Inflación anual por deciles, IPC y plutocrática**

Decil	may 89 - oct 91	oct 91 - oct 93	oct 93 - dic 98
1	4669,8%	12,3%	1,7%
2	4762,5%	12,2%	1,7%
3	4859,2%	11,9%	1,5%
4	4896,8%	12,1%	1,6%
5	4985,6%	12,5%	1,5%
6	4975,8%	12,3%	1,5%
7	5066,0%	11,9%	1,6%
8	5146,6%	11,6%	1,5%
9	5249,7%	11,6%	1,4%
10	5586,2%	11,5%	1,5%
Inflación IPC	5304,6%	12,9%	1,3%
Inflación plutocrática	5138,1%	11,8%	1,5%

Fuente: elaboración propia en base a Indec

En conclusión, la participación de cada decil en el ingreso total, en cada momento del tiempo, tiende a ser diferente cuando se deflacta o no por el índice de precios propio de cada decil. Se observa que en los períodos de mayor inestabilidad de precios (desde mayo del '89 hasta octubre del '92) la participación de cada decil tiende a diferir significativamente de un método al otro (y que esta diferencia se mantiene, en una menor magnitud, para el resto del período considerado).

#### 4 Reflexiones Finales y Agenda de Investigación

En este trabajo se han dado los primeros pasos en resaltar la importancia del estudio y cuantificación de los errores en la medición del índice de precios en Argentina y sus posibles implicancias. Se han definido los sesgos entre el índice de precios “verdadero” o “insesgado” y el que se calcula en la práctica y se ha cuantificado uno de ellos, el sesgo plutocrático, que surge de no considerar a todas las familias por igual en el cálculo de dicho índice.

Se ha encontrado que este sesgo fue cuantitativamente importante para Argentina, principalmente en las épocas de hiperinflación, respecto a la evidencia encontrada en otros países. Para el año 1989 se observa que el sesgo alcanza a 663.43 puntos porcentuales. También se observó una clara relación positiva entre la magnitud del sesgo plutocrático y la tasa de inflación, que es más fuerte para períodos de alta inflación.

Además se ha establecido que el signo del mismo fue diferente en épocas de baja inflación que en épocas de alta inflación. Mientras en el primer caso presentó un signo positivo, mostrando un comportamiento anti rico (la inflación afecta más a la canasta de bienes consumidas por los estratos de más altos ingresos), en el segundo caso, cuando la inflación es baja, su comportamiento fue anti pobre, es decir la inflación afectó más a la canasta de bienes representativa de los estratos de más bajos ingresos.

La cuantía del sesgo plutocrático hallado presentó una clara señal de que la inflación fue dispar entre familias con diferentes niveles de ingreso y por lo tanto también cabría esperar diferencias importantes entre la distribución nominal de los ingresos (o real deflactada por un único índice de precios al consumidor, “deflación plutocrática”), y la distribución real de los mismos (cuando a los ingresos de cada grupo se los deflacta por índices de precios específicos, “deflación democrática”). Se construyeron índices de precios por decil, con los cuales se deflactaron los ingresos de cada estrato y se obtuvo la distribución real del ingreso. Los resultados hallados permiten concluir **que en el periodo de alta inestabilidad de precios la desigualdad fue subestimada**. Los índices de Theil que surgen de considerar la distribución nominal son menores hasta en un 18% respecto a los que surgen de tener en cuenta el ingreso real.

Por otro lado, en el período de inflación alta, los cambios en la desigualdad nominal son muy diferente a los cambios en la desigualdad real. **Entre mayo de 1989 y mayo de 1992, los índices de Theil, que corresponden a la distribución del ingreso nominal, indican una mejora del 15% en la distribución del ingreso, mientras que los que se relacionan con la distribución del ingreso real, indican que dicha mejora fue de casi el doble, 29%**. En el período de estabilidad de precios (1993-1998) se observó un empeoramiento de la distribución, del 18% y 20% respectivamente.

De todas formas este análisis es preliminar y tiene un conjunto de limitaciones que será necesario abarcar en próximos estudios. En primer lugar, en las diferencias entre grupos sólo se ha supuesto que la canasta de bienes difiere entre ellos, pero se ha considerado que las mismas no cambian en el tiempo y que los precios son iguales para todos los grupos. En segundo lugar se ha realizado el cálculo con la canasta de consumo que surge de la nueva encuesta para evaluar períodos de tiempo que están muy lejos. Una alternativa en este sentido es aplicar técnicas como las descriptas en Balk (1990).

A pesar de estas limitaciones, se cree que los resultados de este trabajo son un primer paso en un camino que hay que transitar para mejorar uno de los principales indicadores económicos, como es el índice de precios al consumidor. En este sentido es posible explorar varias cuestiones.

En primer lugar, independientemente de las cuestiones distributivas, es importante cuantificar el resto de los sesgos identificados en la literatura y descritos en la primer parte: sustitución entre bienes, lugares de compra, cambios en la calidad y nuevos bienes.

En segundo lugar, el sesgo plutocrático no representa la única oportunidad para estudiar aspectos distributivos de la construcción de índices de precios. Hay otros sesgos que también tienen implicancias distributivas. Un ejemplo lo representa el sesgo producto de los cambios de calidad que sufren los bienes. Es muy posible, como expresa Deaton (1998) que este no sea homogéneo entre los diferentes niveles de ingresos. Otro ejemplo lo constituye el sesgo que presenta el índice de precios al consumidor producto de no reflejar correctamente el cambio que hace las familias en los lugares donde realizan las compras. En Argentina este cambio es importante debido a que se ha producido una importante sustitución de los comercios tradicionales a favor de los hiper y supermercados, con precios muy inferiores a los anteriores. Seguramente esto será considerado en la próxima revisión del índice de precios al consumidor. Pero un tema importante es que esta modificación no afecta de la misma manera a los ricos que a los pobres. La concurrencia a los super e hipermercados no es para todos igual. Según una encuesta realizada por AC Nielsen el 71% de los hogares hacen sus compras en super e hipermercados, pero desagregando por nivel económico, se observa que ese porcentaje es 97% para los grupos de mayor ingreso y 56% para los grupos de menores ingresos. De esta forma estos grupos de menores ingresos no se benefician totalmente de las bajas de precios que se observan producto de la aparición de nuevas formas de comercialización. Se benefician sólo en parte producto de que los comercios tradicionales han tenido que también bajar sus precios producto de la mayor competencia. Por último el sesgo por sustitución entre bienes es muy posible que sea diferente para los grupos de mayores ingresos que para las familias de menores ingresos.

En tercer lugar hay otro conjunto de aspectos que debieran tomarse en cuenta. Por ejemplo el tratamiento de los intereses pagados por las familias. Durante la década de los noventa y específicamente para el caso de los bienes de consumo durables, si bien los precios se han reducido, fue común que los mismos se compran a crédito, a un costo relativamente alto. Por lo tanto, si bien el precio del producto de contado puede haber sido inferior, el precio final pagado por los consumidores ha sido muy superior. La variación en el costo del crédito fue muy relevante en dicha década y el IPC no ha reflejado dicha evolución.

Finalmente, así como deflactar por índices de precios específicos puede ser muy importante para el análisis de la distribución del ingreso en una misma región, también es necesario tener esto en cuenta, en los análisis de distribución del ingreso por región. En esos casos será útil contar con índices de precios por región, tarea que es posible dado la información que surge de la Encuesta Nacional de Gastos de Hogares 1996/1997.

---

<sup>1</sup> Se habla de desigualdad “nominal” aunque los ingresos hayan sido deflactados por un índice de precios, ya que los índices de desigualdad -que son independientes de la escala- no cambiarían si el ingreso de cada uno de los estratos se deflacta por un mismo índice (IPC por ejemplo).

<sup>2</sup> Esto significa que la canasta de bienes consumido por los ricos en el período tomado como base subió más de precios que la canasta de bienes consumidas por los pobres. Se está ignorando los efectos sustitución.

<sup>3</sup> Tal vez uno de los primeros trabajos completos sobre el tema lo representa el de Fisher (1922)

<sup>4</sup> Como demostración de este nuevo interés académico puede citarse los números de las revistas American Economic Review (May 1997), Journal of Economics Perspective (Vol.10, Num.4 Fall 1996 y Vol. 12 Num. 1, winter 1998), varios del trabajo del NBER (por ejemplo Num. 5103, 5104, 5590), una conferencia en la Reserva Federal de St Louis (Federal Reserve Bank of St. Louis Review, may/jun 1997), etc.

<sup>5</sup> Esta parte tiene únicamente un carácter exploratorio para el caso argentino, estimando que puede ser un campo fructífero para futuras investigaciones.

<sup>6</sup> Este cálculo de todas formas tiene muchas limitaciones debido a que los precios utilizados para construir el índice de Paasche corresponden a un nivel de agregación intermedio (92 bienes) y son los publicados por el INDEC, que ya tienen incluidos ponderaciones de la vieja encuesta.

<sup>7</sup> Estos nombres fueron extraídos de Diewert (1995)

<sup>8</sup> Cabe destacar que la matriz **D** fue ponderada por el factor de expansión correspondiente.

<sup>9</sup> Se excluye al 5% de los hogares que corresponden a los de mayor ingreso familiar per cápita y a los unipersonales, debido a que estos poseen estructuras de consumo particulares que difieren de los restantes hogares.

<sup>10</sup> Se consideró períodos de inflación “alta” a aquellos que exhibieron tasas de inflación anuales superiores al 70%, períodos de inflación “media” a aquellos con tasa de inflación que alcanzaron valores entre 70% y 6%, y períodos de inflación baja a los restantes.

<sup>11</sup> De todas maneras, no se puede afirmar que las diferencias encontradas hayan sido estadísticamente significativas.

<sup>12</sup> La inflación plutocrática se calcula a partir de los índices de precios de Laspeyres utilizando como ponderadores los que surgen de la ENGH 1996/1997 mientras que la inflación IPC es la que surge de utilizar el IPC calculado por Indec actualmente (que utiliza la ENGH 1985/1986).

<sup>13</sup> Realizando algunos cálculos simples se ha encontrado que los ponderadores de los diferentes bienes que surgen de la ENGH de 1986/87 representan al percentil 65 de la distribución del ingreso. Para Estados Unidos Deaton (1998) estimó que en dicho país el IPC está relacionado con el percentil 75.

## 5 Bibliografía

Abraham K., Greenlees J. and Moulton B. (1998); "Working to Improve the Consumer Price Index"; *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, Num. 1, Winter.

Arrow K (1958); "The measurement of Price Change", in *The relationship of prices to economics stability and growth* (Joint Economics Committee, US Congress, mar 31)

Balk B. (1990); "On calculating cost of living index numbers for arbitrary income levels", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 58, issue 1, Jan , pp. 75-92

Boskin M. y Hurd, M (1985); Indexing Social Security Benefits: a separate Price Index for the Elderly", *Public Finance Quarterly*, Vol. 13, Num.4, pp. 436-449, october.

Boskin M., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z. and Jorgenson D. (1998); "Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living"; *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, Num. 1, Winter.

Boskin M., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z. and Jorgenson D. (1996), "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living", Final Report, Senate Finance Committee.

Crawford A., (1993) Measurement Biases in the Canadian CPI, Bank of Canada, Technical Report No. 64, September, 54 p.

Crawford A., (1997) Measurement Biases in the Canadian CPI, Paper presented at the Bank of Canada Conference, Ottawa, May.

Deaton A. (1998), "Getting Prices Right: What Should Be Done?" *Journal of Economic Perspectives*, **12**: 37-46.

Deaton A. y Muellbauer J. (1980); "Economics and consumer behavior", Cambridge University Press.

Diewert E. (1976); "Exact and superlative index numbers", *Journal of Econometrics*, May, 4, pp. 115-45

Diewert E. (1995); "On the stochastic Approach to Index Numbers", Discussion paper num. DP 95-31, Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada.

Diewert E. (1996); "Comment on CPI biases", Discussion Paper Num. 96-07. Department of Economics, University of British Columbia, Vancouver, Canada.

Diewert E. (1997); "Commentary to Shapiro M. and Wilcox D. (1997); "Alternative Strategies for Aggregating Price en the CPI"", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/Jun.

Diewert E. (1998); "Index Numer Issues in the Consumer Price Index"; *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, Num. 1, Winter.

FIEL (1999); "La Distribución del Ingreso en Argentina", Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, Buenos Aires.

Fisher I. (1922); "The making of Index Numbers: a study of their varieties, test, and reliability", Sentry Press, New York.

- Garner T., Johnson D. y Kokovi M. (1996); "An experimental Consumer Price Index for the poor", *Monthly Labor Review*, September, BLS, Estados Unidos.
- Gasparini L. (1999); "Desigualdad en la distribución del ingreso y bienestar", en FIEL (1999).
- Hagemann R. (1982); "The variability of inflation rates across household types; *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 14, issue 4, nov., pp. 494-510
- INDEC (1993); "Índice de Precios al Consumidor. Base 1988=100", Serie Metodologías 6, Buenos Aires.
- INDEC (1999); "Encuesta Nacional de Gasto de los Hogares. 1997-1997", Base de datos por regiones, mayo, Buenos Aires.
- Jorgenson D. y Slesnick (1983); "Individual and social cost of living indexes", en Diwert and Montmarquette (1983); "Price Level Measurement", Ottawa, Statistical Canada, pp. 241-336.
- Konus (1939); "The problem of the true cost of living", *Econometría*, 7, pp. 10-29.
- Lee H. (2000); "Poverty and Income Distribution in Argentina. Patterns and changes", en World Bank (2000); "Argentina: Poor people in a rich country", Vol. II. Report Num. 19992-AR:
- Lequiller F. (1997) "Does the French Consumer Price Index Overstate inflation?", INSEE Studies Num.2, septiembre.
- Michael R. (1979); "Variation Across Households in the rate of inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11, issue 1, feb, pp. 32-46
- Moulton B. (1996); "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", Working Paper 294, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor,
- Moulton B. and Moses K. (1997), "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 305{349.
- Muellbauer J. (1974), "Price and Inequality: The United Kingdom Experience", *The Economic Journal*, **84**: 32-55.
- Navajas F. (1999); "El impacto distributivo de los cambios en precios relativos en la Argentina entre 1988 y 1988 y los efectos de las privatizaciones y la desregulación económica; en FIEL (1999).
- Navajas F. y Porto A. (1994); "Budget shares, distributional characteristics and the direction of tax reforms", *Economics letters*, vol. 45, pp. 475-79.
- Nordhaus W. (1998); "Quality Change in Price Indexes"; *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, Num. 1, Winter.
- Pollak R. (1989); "The Theory of the Cost-of-Living Index"; Oxford University Press
- Pollak R. (1998); "The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals"; *Journal of Economics Perspectives*, Vol. 12, Num. 1, Winter.
- Prais, S. (1959), "Whose Cost of Living?," *Review of Economics and Statistics*, 26:126-134.
- Ruiz-Castillo, J., E. Ley and M. Izquierdo (1999), "The Plutocratic Bias in the CPI: Evidence from Spain," mimeo, disponible in <http://www.fedea.es/>.

Ruiz-Castillo, J., E. Ley and M. Izquierdo (2000), "Spatial and Other Factors Afecting the Variability of Household Rates of In°ation", mimeo.

Shapiro M. and Wilcox D. (1997); "Alternative Strategies for Aggregating Price en the CPI", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/Jun.

Shapiro, M., and Wilcox D. (1996). "Mismeasurement in the Consumer Price Index," NBER Working Paper 5590, May .

Shiratzuka S. (1999); "Measurement errors in Japanese Consumer Price Index", Working Papers, Reserve Federal Bank of Chicago, february.