Artículo original

Una reinterpretación del índice de Theil: repensando la desigualdad en Argentina
A reinterpretation of Theil's index: rethinking inequality in Argentina

Pablo J. Mira[1] **y Federico Favata**[2]
[1] Instituto Interdisciplinario de Economía Política (IIEP-BAIRES-UBA).Argentina.
[2] Centro de Investigaciones Macroeconómicas para el Desarrollo de la Escuela de Economía y Negocios (CIMaD - EEyN – UNSAM). Argentina.

Manuscrito recibido: 14 de octubre de 2020; aceptado para publicación: 22 de octubre de 2020

Autor de contacto: Mg. Federico Favata. Centro de Investigaciones Macroeconómicas para el Desarrollo de la Escuela de Economía y Negocios (CIMaD - EEyN – UNSAM). Caseros 2241, San Martín, Buenos Aires, Argentina.
E-mail: ffavata@unsam.edu.ar

Resumen
Los trabajos de Ole Peters y Alexander Adamou sobre ergodicidad en economía derivan en un indicador fundamentado para estimar la desigualdad sistémica o natural. La medida se obtiene como la diferencia entre el valor esperado y el promedio temporal de un Movimiento Browniano Geométrico, que se corresponde con el índice de desigualdad de Henri Theil (1967). Tomando ventaja de estos desarrollos, se estima este índice para Argentina para el período 1996-2015, a fin de identificar el componente sistémico de la evolución de la desigualdad en nuestro país. Nuestro resultado principalsugiere que desde el año 2006 y hasta 2015 la desigualdad total neta observada se redujo, pero la desigualdad sistémica parece haber aumentado, lo que implica un rol significativo para las políticas sociales llevadas a cabo durante ese período.
Palabras claves: desigualdad, distribución, ergodicidad

Abstract
Work by Ole Peters and Alexander Adamou on ergodicity in economics leads to a well-founded indicator for estimating systemic or natural inequality. This measure is obtained as the difference between the expected value and the time average of a Geometric Brownian Motion, which corresponds to Henri Theil's (1967) inequality index. Building on these developments, we estimate this indicatorfor Argentina for the period 1996-2015, in order to identify the systemic component of the evolution of inequality in our country. Our main result suggests that from 2006 to 2015 the observed total net inequality decreased, but systemic inequality seems to have increased, which implies a significant role for social policies carried out during that period.
Keywords: *inequality, distribution, ergonomics*

DOI: http://doi.org/10.34073/225

I. Introducción

¿Cuáles son los determinantes de la desigualdad? Los favorecedores del capitalismoliberal "meritocrático" en el sentido de Milanovic (2019) suelen atribuirla a las diferencias individuales de competencia, asociadas a la personalidad, las capacidades y el esfuerzo. Sin embargo, empíricamente se observa que estas dimensionesse distribuyen de manera aproximadamente normal, mientras que la distribución de la riqueza es muy asimétrica, lo que sugiere la acción de otras fuerzas desigualadoras. Una posibilidad directa es que sea el Estado quien contribuye a profundizar la brecha, pero la evidencia indica que en la mayoría de los países la desigualdad se modera cuando se consideran los ingresos después de la intervención del sector público (Ortiz-Ospina, 2016)[1].

Aun cuando las competencias individualessean idénticas, la desigualdad puede surgir de forma natural[2] si la riqueza está sujeta a pérdidas o ganancias *multiplicativas*. Estas ganancias o pérdidas resultan de las fluctuaciones de los precios de los activos, de la propiedad de empresas y de otras formas de riqueza. Dado que promueve espontáneamente la desigualdad, esta dinámica permite identificar una medida concreta de la misma. Esto es lo que hicieron Peters y Adamou (2016). Partiendo de un proceso multiplicativo estándar en la literatura financiera conocido como Movimiento Browniano Geométrico (MBG), los autores construyenuna medida de desigualdad que surge de calcular para ese proceso estocástico la diferencia entre suvalor esperado (o promedio "ensamblado") y su promedio temporal. El indicador obtenido, como veremos, se corresponde con el (segundo) índice de desigualdad desarrollado por Henri Theil (1967), lo que permite reinterpretar este indicador en términos más generales que los usualmente considerados.

En este trabajo tomamos ventaja de estos desarrollos y tras explicar la reinterpretación del Índice de Theil, estimamos este índice sistémico para Argentina para el período 1996-2015, a fin de identificar el potencial componente natural de la evolución de la desigualdad en nuestro país. Los resultados indican que desde el año 2006 y hasta 2015 la desigualdad neta se redujo, pero la desigualdad sistémica parece haber aumentado, dejando un rol muy relevante para las políticas sociales llevadas a cabo durante este período.

En la sección II presentamos el marco teórico que apoya la idea de que la desigualdad puede ser provocada por un inevitable proceso multiplicativo de la riqueza. La sección III deriva el índice de desigualdad de Theil y lo reinterpreta a la luz de este sello analítico. En la sección IV presentamos una serie de estimaciones preliminares para Argentina destinadas a señalizar la dirección para disponer de un indicador sistémico de desigualdad, y evaluamos sus características y limitaciones. La sección V propone algunas reflexiones finales.

II. El proceso multiplicativo de la riqueza

Un modelo simple

Como punto de partida para ilustrar cómo las fuerzas multiplicativas de la riqueza contribuyen a la desigualdad, consideremos una versión simplificada en tiempo discreto del modelo de Bouchaud y Mezard (2000). Existe una riqueza x de N familias en una comunidad. En cada período las familias obtienen una tasa de rendimiento de sus inversiones $g_{i,t}$ obtenida de una distribución normal con media β y un desvío estándar σ. El rendimiento de la inversión es, desde luego, el producto de esta tasa por la riqueza actual ($g_{i,t}\, x_{i,t}$). Además de este ruido multiplicativo existe un componente aditivo que suaviza la concentración, y que puede ser interpretado como el ahorro s de los ingresos obtenidos gracias al esfuerzo personal (que es independiente del tiempo). Para simplificar, se asume que la riqueza total es fija, de modo que en cada período se restan proporcionalmente el total $_t$ que representa la suma de los cambios en la riqueza de todas las familias, de modo que los costos se redistribuyen proporcionalmente. La dinámica de este modelo simple es entonces:

$$x_{i,t+1} = x_{i,t} + g_{i,t}\, x_{i,t} + s - u_t\, x_{i,t}$$

Donde el rendimiento individual es una variable aleatoria que sigue una distribución normal $N(\beta,\sigma)$y u_t se obtiene como:

$$u_t = \frac{\sum_{-i} s + \sum_i g_{i,t}\, x_{i,t} - \Delta T)}{T}$$

siendo $T(t)$ la riqueza total.

Bouchaud y Mezard demuestran analíticamente que una versión continua de este modelo converge a una distribución de Ley de Potencias, pero es posible brindar una idea general de los resultados que obtienen los autores. Consideremos una simulación para 100 individuos asumiendo $(\beta,\sigma)=(0{,}05;0{,}05)$ y $s=0{,}00005$ (no se consideran los efectos de u_t). Tras 10.000 períodos, y partiendo de una riqueza de 1 por individuo, apenas 7 personas se quedan con la mitad de la riqueza. Otros indicadores elocuentes de esta simulación es que más de la mitad de los individuos terminan con una riqueza inferior al 1% de la inicial, y entre todos ellos (son 52 individuos) solo acumulan el 11% de la riqueza total.

Un modelo interpretable

El modelo de Bouchaud ilustra el rol acumulativo de las dinámicas multiplicativas, pero carece de una interpretación suficientemente precisa del proceso desigualador subyacente, ni identifica un indicador concreto de desigualdad tendencial. El modelo propuesto por Peters y Adamou (2016) que presentamos a continuación tiene por objetivo desarrollar esta medida. El punto de partida analítico de los autores es el Movimiento Browniano Geométrico (MBG):

$$dx = a(x)\ dt + b(x)\ dW$$

El MBG es una ecuación diferencial estocástica que incluye dos términos[3]. El primero es puramente determinístico y solo depende del tiempo, mientras que el segundo es un proceso de Wiener (un tipo estandarizado de movimiento browniano) que incorpora el ruido de la incertidumbre. La aplicación más común del MBG corresponde al ámbito de la matemática financiera, incluyendo el análisis de las opciones reales y la fórmula de Black-Scholes, pero su uso más tradicional procura describir una dinámica factible para el precio de las acciones. Dado que las acciones representan derechos sobre el capital empresarial, parece natural aplicarla ecuación a la evolución sistémica de la riqueza personal[4]. La naturaleza multiplicativa del capital proviene de un hecho incontrastable: los recursos no utilizados en el presente pueden ser utilizados para producir bienes de consumo, pero también para producir más bienes de capital[5]. El carácter geométrico de la ecuación permite modelar el cambio en la riqueza como proporcional a la riqueza actual, mientras que su porción estocástica asume que las diferencias personales en la habilidad para acumular recursos se distribuyen aleatoriamente, y por ende no son persistentes.

Para nuestros objetivos, elegimos

$a(x)= \mu\, x$ y $b(x)= \sigma\, x$ (μ y σ son dos constantes):

$$dx = x\,(\mu\, dt + \sigma\, dW)$$

Estamos interesados en determinar analíticamente el valor tendencial de este proceso, es decir, su media[6]. Tratándose de un proceso con dos dimensiones, podemos calcular dos tipos de tendencia: el promedio "ensamblado" o valor esperado, y el promedio temporal. Cuando ambas medidas coinciden decimos que el proceso es "ergórdico", pero los procesos multiplicativos no suelen cumplir con esta propiedad, de modo que ambos promedios difieren (ver Apéndice A). En el lenguaje común de la teoría económica, el promedio *ensamblado* es el valor esperado[7]:

$$\langle dx\rangle = \langle x\,(\mu\, dt + \sigma\, dW)\rangle$$

Puesto que el valor esperado del proceso de Wiener es por definición cero, obtenemos:

$$d\langle x\rangle = \langle x\rangle\ \mu\, dt$$

Resolviendo la dinámica de $x(t)$:

$$\langle x(t)\rangle = x(t_0)\ \exp(\mu\, t)$$

La tasa de crecimiento de esta expresión es simplemente:

$$g\langle \dashv \rangle = \mu \qquad (1)$$

Como dijimos, esta tasa de crecimiento difiere de la tasa de crecimiento correspondiente al promedio temporal. Para obtener esta última utilizamos la versión discreta del MBG:

$$\delta x = x\,(\mu\, \delta t + \sigma\, \delta\sqrt{(t)}\, \xi_t)\ \ \text{donde}\ \ \xi_t \sim N(0,1)$$

Para calcular la tasa de crecimiento *temporal*, partimos de la riqueza$x(t)$ entre el presente(t) y el futuro $(t + \delta t)$ (ver

Apéndice A):

$$\ln x(t+\delta t) - \ln x(t) = \ln[x\,(1+\mu\,\delta t+\sigma\,\sqrt{(t\,)}\,\xi_t)] - \ln x(t)$$

$$\ln x(t+\delta t) - \ln x(t) = \ln(1+\mu\,\delta t+\sigma\,\sqrt{(t\,)}\,\xi_t)$$

Aplicando la expansión de Taylor a esta expresión y volviendo infinitesimal el intervalo δt, el promedio temporal de esta expresión será (ver Apéndice B):

$$\langle \ln x(t+\delta t) - \ln x(t) \rangle = \mu\, dt - 1/2\, \sigma\text{^}2\, dt$$

Resultado que permite calcular la tasa de crecimiento del promedio temporal que denotamos $\bar{g}_m$:

$$\bar{g}_m = d\langle \ln x\rangle/dt = \mu - 1/2\,\sigma^2$$

Así, la tasa de crecimiento del promedio *temporal* difiere de la tasa de crecimiento *ensamblada* en exactamente $1/2\ \sigma^2$. Completamos estos resultados incluyendo la solución general del promedio temporal del proceso, $dx = x(\mu\, dt + \sigma\, dW)$, que puede hallarse por analogía a la resolución de la ecuación (1):

$$x(t)=x(0)\ \exp[(\mu - \sigma^2/2)\ t+\sigma\, W(t)] \qquad (2)$$

Un ejemplo numérico brinda la intuición de estos resultados. Consideremos que se enfrenta una serie de posibilidades de inversión repetitivas, cada una con una probabilidad ½ de incrementar la riqueza en un 50%, (multiplicarla por 1,5) y una probabilidad ½ de reducirla en un 40% (multiplicarla por 0,6). La tasa de crecimiento calculada de acuerdo al valor esperado de este juego es el promedio simple de ambas tasas, es decir +5% (en términos continuos la tasa es levemente inferior). Esta tasa promedio asume un *cross-section*de infinitos individuos apostando a la inversión una sola vez. Un individuo que enfrenta esta alternativa de inversión solo obtendría el valor esperado si accediera al promedio de infinitas réplicas de sí mismo repitiendo el juego en ese punto del tiempo.

Pero el resultado es distinto si un solo individuo repite esta inversión a lo largo del tiempo, pues para tomar la decisión de invertir o no debe calcular el promedio temporal, que difiere del anterior. Siendo la tasa de crecimiento por unidad de la primera alternativa (1,5) y la de la segunda (0,6), el límite temporal de la tasa es (ver Apéndice A):

$$\bar{g} = \lim_{\Delta t\to\infty}\left(\frac{x(t+\Delta t)}{x(t)}\right)^{1/T} = \lim_{T\to\infty} g_1^{\frac{n_1}{T}}\ g_2^{\frac{n_2}{T}} = (1{,}5\,.\,0{,}6)^{1/2} \cong 0{,}95$$

Como se observa, el promedio entre individuos en un momento del tiempo proporciona una ganancia (en promedio), pero el promedio a lo largo del tiempo para un individuo implica una pérdida (en promedio)[8]. La realidades diferente. No hay forma de repetir una inversión sin permitir el paso del tiempo, y por lo tanto el indicador tendencial relevante para la toma de decisiones es, sin dudas, el promedio temporal[9].

III. Reinterpretando el Índice de Theil

Índice de Theil como diferencia de promedios ensamblado y temporal

Usamos ahora el marco analítico del MBG para estudiar la distribución de la riqueza que su dinámica temporal genera. Si la riqueza de cada individuo sigue un MBG, entonces la solución hallada en la ecuación (2) implica que para cada momento del tiempo la distribución de la riqueza para un conjunto de individuos será *log-normal* con los siguientes parámetros:

$$\ln x(t) \sim N((\mu-1/2)t\,,\sigma^2\ t)$$

Distribución que asume por conveniencia $x(0)=1$. Para $\mu>0$la riqueza esperada crece exponencialmente, y con ella también lo hacen la mediana y la varianza:

$$\text{Mediana}[x(t)] = \exp[(\mu - \sigma^2/2)t]$$
$$\text{Var}[x(t)\,] = \exp(2\,\mu\, t)\,[\exp(\sigma^2\ t)-1]$$

Peters y Adamou proponen una medida de inequidad basada en esta distribución, que nos permite cuantificar la desigualdad en un momento del tiempo, y también su dinámica. Concretamente, la medida propuesta evoluciona en el tiempo como la diferencia entre el promedio ensamblado y el promedio temporal:

$$\frac{dJ}{dt} = g_{\langle \square \rangle} - \bar{g}_m$$

Reemplazando las definiciones de promedio ensamblado y temporal respectivamente:

$$dJ/dt = d\ln\langle x\rangle/dt - d\langle \ln x\rangle/dt$$

La integral de esta ecuación nos permite calcular la distribución en cada momento del tiempo:

$$J(t) = \ln\langle x(t)\rangle - \langle \ln x(t)\rangle \qquad (3)$$

Este indicador es entonces la diferencia entre el logaritmo de la riqueza media y la media del logaritmo de la riqueza, y es el motor natural generador de la desigualdad. La medida es conocida, es la Desviación Logarítmica Media o segundo índice de desigualdad de Theil (1967). Theil lo propuso en 1967 como medida de la desigualdad de ingresos basándose en la teoría de la información. Lo obtuvo de una clase de medidas de la entropía para un conjunto de datos, y observó que su elección iba "en contra de la intuición"[10]. Pese a estar bien establecido en la literatura, el índice no había sido interpretado hasta ahora como la diferencia entre los promedios ensamblado y temporal. Theil utilizó implícitamente el modelo MBG.

Desigualdad dinámica

La nueva interpretación del Índice de Theil permite elaborar sobre sus implicancias. La distribución logarítmica normal generada por el MBG amplía la desigualdad a medida que pasa el tiempo, lo que significa que la riqueza tenderá inevitablemente a concentrarse en pocas manos. Esto puede demostrarse normalizando la función de distribución del MBG. Definiendo esta variable como $z(t)$:

$$z(t) \equiv (\ln x(t) - \mu\, t + \sigma^{2/2}\, t)/(\sigma\, t^{1/2}) \sim N\,(0,1)$$

Esta distribución nos permite determinar la fracción de la población x(t)que se encuentra por debajo de la media μ. En el modelo, esto equivale a observar la densidad acumulada de $z(t)$ para $\ln x(t) < \mu\, t$, o bien $z < \sigma\, t^{1/2}/2$:

$$\Phi((\sigma\, t^{1/2})/2)$$

Y esta proporción crece indefectiblemente con el paso del tiempo.

Un aspecto a subrayar de la reinterpretación del Índice de Theil es su carácter dinámico. Las distribuciones empíricas suelen representar la distribución de un sistema que ya produjo su convergencia al equilibrio. Pero si la economía presenta cambios permanentes, el supuesto de estabilidad no está asegurado. En el caso de los modelos de distribución de riqueza o de ingresos, existe un conjunto de parámetros que pueden cambiar en poco tiempo como la política tributaria, el empleo, o la composición del gasto público[11]. En estos casos, no es posible estar seguros de que la distribución observada converge a una nueva distribución estableantes de que los parámetros vuelvan a cambiar. Al suponer estabilidad, se asume que la desigualdad sólo se modifica en respuesta a cambios las condiciones económicas, y que si esto no ocurre, la distribución no se altera. Si aumenta la desigualdad debemos buscar la razón, digamos, en menos planes sociales, o en menos impuestos para quienes detentan mayor riqueza. Si bien estas variables afectan la desigualdad, sugieren que ésta se estabilizaría simplemente si no afectamos ninguno de estos parámetros. La fórmula de Theil tiene implícita una visión alternativa, que no requiere de la hipótesis de equilibrio de la distribución analizada. Según esta perspectiva, la desigualdad puede cambiar aun cuando las condiciones antes mencionadas no lo hacen, es el resultado del comportamiento por defecto del sistema. A esta dinámica propia se le agregan los cambios en las condiciones socioeconómicas que afectan la distribución. En la práctica, la tendencia natural del sistema suele ser contrarrestada parcialmente por varios factores, entre los cuales destacan dos. Uno es la distribución normal de las competencias y aptitudes de la población, que gracias al esfuerzo y la capacidad personal pueden sopesar la tendencia a la desigualdad sistémica. El otro factor es la acción del Estado, que suele intermediar los ingresos cobrando más impuestos a los que más tienen, y estableciendo un gasto público típicamente progresivo que favorece a los de menores ingresos.

De acuerdo a cómo se mida, el indicador de desigualdad de Theil puede incorporar en mayor o menor medida este conjunto de factores que definen la desigualdad. Consideremos por ejemplo la estimación del indicador a partir de los ingresos antes de impuestos. Es evidente que esta medida no reflejará únicamente la tendencia del sistema, pueslos efectos del sistema tributario tienden a compensarla. Además, en un sistema con características meritocráticas los ingresos relativos pueden ser alterados por el esfuerzo de cada individuo[12].

IV. Hacia un índice de desigualdad sistémica en Argentina

Ingreso Plutocrático y Democrático

La evolución en el tiempo del ingreso o producto (PIB) de un país no se calcula de acuerdo a una fórmula única. Con más de un individuo, el cambio en el ingreso de cada habitante debe ponderarse correspondientemente. El cálculo estándar consiste en sumar los ingresos (producto) de todos los habitantes en el año t y compararlos con los ingresos totales del año $t-1$. Este cálculo tiene implícita una ponderación particular, donde quienes mayores ingresos obtuvieron entre ty $t-1$ terminarán incidiendo más en el resultado final. Numéricamente, supongamos una economía donde 99 individuos ganan 100 pesos cada uno y uno solo, A, gana 1000. Si ahora A pasa a ganar 5000 pesos y el resto no cambia su situación, el país mostrará un crecimiento "promedio" del 36,7%. Pero como es obvio, la enorme mayoría no experimentó ese incremento, y por tanto no resulta representativo. Este tipo de promedio, donde los ponderadores están dados por los ingresos relativos de los habitantes, suele denominarse *plutocrático*[13].

Para este caso particular existen otros promedios que representarían mejor la variación del ingreso de la mayoría como la mediana o la moda. Uno de ellos es el promedio geométrico:

$$\langle x(t) \rangle_{geométrico} = \left(\prod_{i=1}^{N} x_{i.t} \right)^{\frac{1}{N}}$$

Una propiedad del promedio geométrico es que reduce la ponderación de los extremos de la población. En el ejemplo anterior, la media geométrica brinda un crecimiento promedio de 1,6%, un resultado mucho menos[14].

El ejemplo ilustra el hecho de que los promedios plutocráticos son invariantes a la distribución del ingreso, mientras que los promedios geométricos (democráticos) no lo son. En Piketty, Saez and Zucman (2016) se utiliza una métrica extrema que permite distinguir con claridad el crecimiento promedio del crecimiento del ingreso del individuo típico. La **Fig. 1** reproduce el propuesto por los autores en la página 43, que muestra para el período 1980-2014 la notable diferencia entre la tasa de crecimiento promedio de la economía (1,3% anual) y la de la mediana (el percentil 50) para el caso de los ingresos antes de impuestos (0,65% anual). La razón, por supuesto, es que la mayor parte de los ingresos se concentraron en los percentiles más elevados de la distribución.

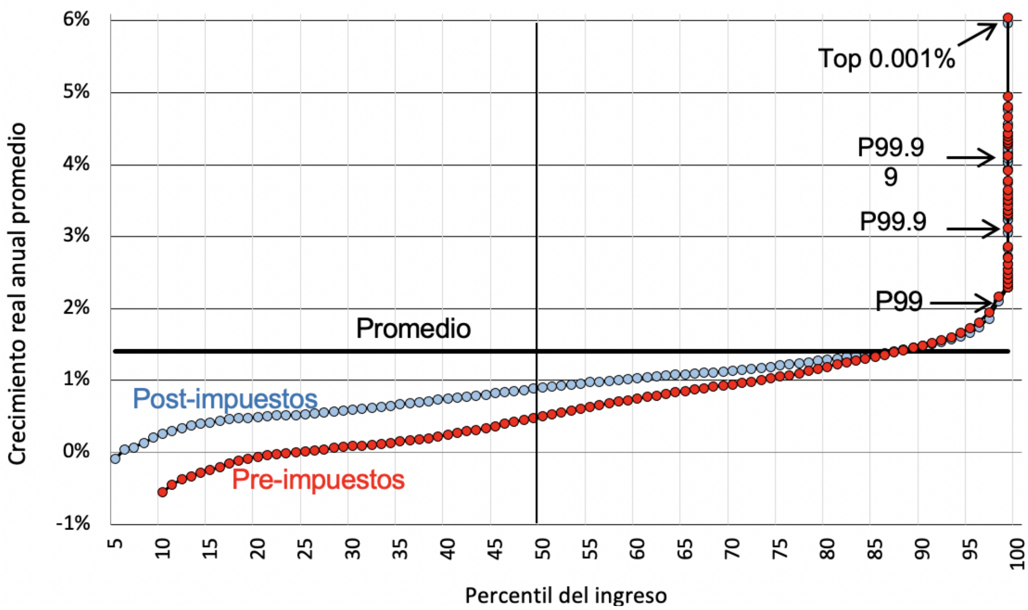

Figura 1. Evolución del ingreso en Estados Unidos por percentil - 1980-2014. *Fuente: reproducido de Piketty, Saez and Zucman (2016, pp 43)*

En los promedios *democráticos* los ponderadores son las personas en lugar de los ingresos. Nótese que el promedio geométrico (acumulativo) es exactamente nuestra medida de promedio temporal desarrollada en la sección anterior, mientras que el promedio plutocrático se corresponde con el promedio ensamblado. La diferencia entre ambos, por tanto, se relaciona directamente con el (segundo) Índice de Theil.

Índice de Theil en Argentina

En lo que sigue se estima un Índice de Theil para Argentina con base al marco analítico desarrollado. El desafío principal para alcanzar este objetivo es la disponibilidad de datos. El cálculo más preciso requeriría contar con datos desagregados por persona de riqueza y de su evolución en el tiempo para un período suficientemente extenso. Ninguna de estas condiciones se cumple para la economía argentina, de modo que solo es posible establecer algunas precisiones sobre la dirección de la búsqueda.

Una primera aproximación consiste en utilizarlos microdatos de ingresos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), que capta información de ingresos de 31 aglomerados urbanos en Argentina, y que cubren aproximadamente el 62% de la población urbana total[15]. Pese a su representatividad urbana, la variable ingresos aproxima de manera muy ruda la riqueza, y es normal encontrar que la desigualdad de riqueza es mayor a la de los ingresos (Milanovic, 2019). Otra restricción importante es la ausencia de datos históricos, una limitación relevante para un indicador que pretende exhibir tendencias. Para nuestros fines, los datos utilizables de EPH comienzan apenas en 1990. Un tercer problema tiene que ver con la inestabilidad de precios típica de la economía argentina, que incorpora ruido a la evolución de los ingresos nominales. Para reducir estas distorsiones se estimó la evolución de los ingresos a precios constantes ajustando el ingreso per cápita familiar en función de la evolución de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) correspondiente a cada región y período[16].

Para la estimación del Theil se dividió la encuesta anualizada en 25 grupos de menores a mayores ingresos y se calculó el ingreso promedio para cada uno de ellos. Las agrupaciones permiten calcular el Índice de Theil de acuerdo con la fórmula obtenida en (3), es decir, como la diferencia logarítmica de los ingresos del total de la encuesta y el promedio geométrico entre los 25 grupos para cada año:

$$J(t) = \ln\langle x(t)\rangle - \ln\left(\prod_{i=1}^{N} x_{i.t}\right)^{\frac{1}{N}}$$

La **Fig. 2** presenta el índice de Theil comparado con otros cuatro indicadores de desigualdad, que para mayor simplicidad se muestran en dos paneles separados. En el panel (a) se comparan con el Theil el índice de Gini y el de Atkinson. El primero es un indicador clásico para medir desigualdad que puede tomar valores entre 0(perfecta igualdad) y 1(un individuo posee el 100% de la riqueza).El índice de desigualdad de Atkinson es ampliamente utilizado, y su característica principal es la flexibilidad, pues permite elegir la estructura de pesos en la distribución con el objetivo de evaluar la sensibilidad ante ponderaciones alternativas (Gasparini *et al*., 2012).En nuestro caso fijamos el parámetro que controla esta sensibilidad, llamado aversión a la desigualdad, en uno[17].En el panel (b) confrontamos con otros dos indicadores tradicionales. Uno es la relación estándar entre percentiles 75 y 25 (p75/p25) y el otro es el indicador de Sen[18], que es una transformación del Gini.

La inspección visual sugiere que los indicadores muestran dinámicas semejantes. La estabilización post-hiperinflación de los primeros años de la década de los 90s redujo velozmente la desigualdad. A partir de allí se observa un aumento sostenido cuyo pico máximo se alcanza a mediados de 2002, en el contexto de una de las peores crisis económicas de la historia argentina. En los años subsiguientes se observa una rápida reducción de la inequidad hasta aproximadamente 2008, tras lo cual los indicadores experimentan un descenso más pausado hasta 2011. A partir de allí los índices tienden a estancarse, y desde 2014 parecen deteriorarse levemente.

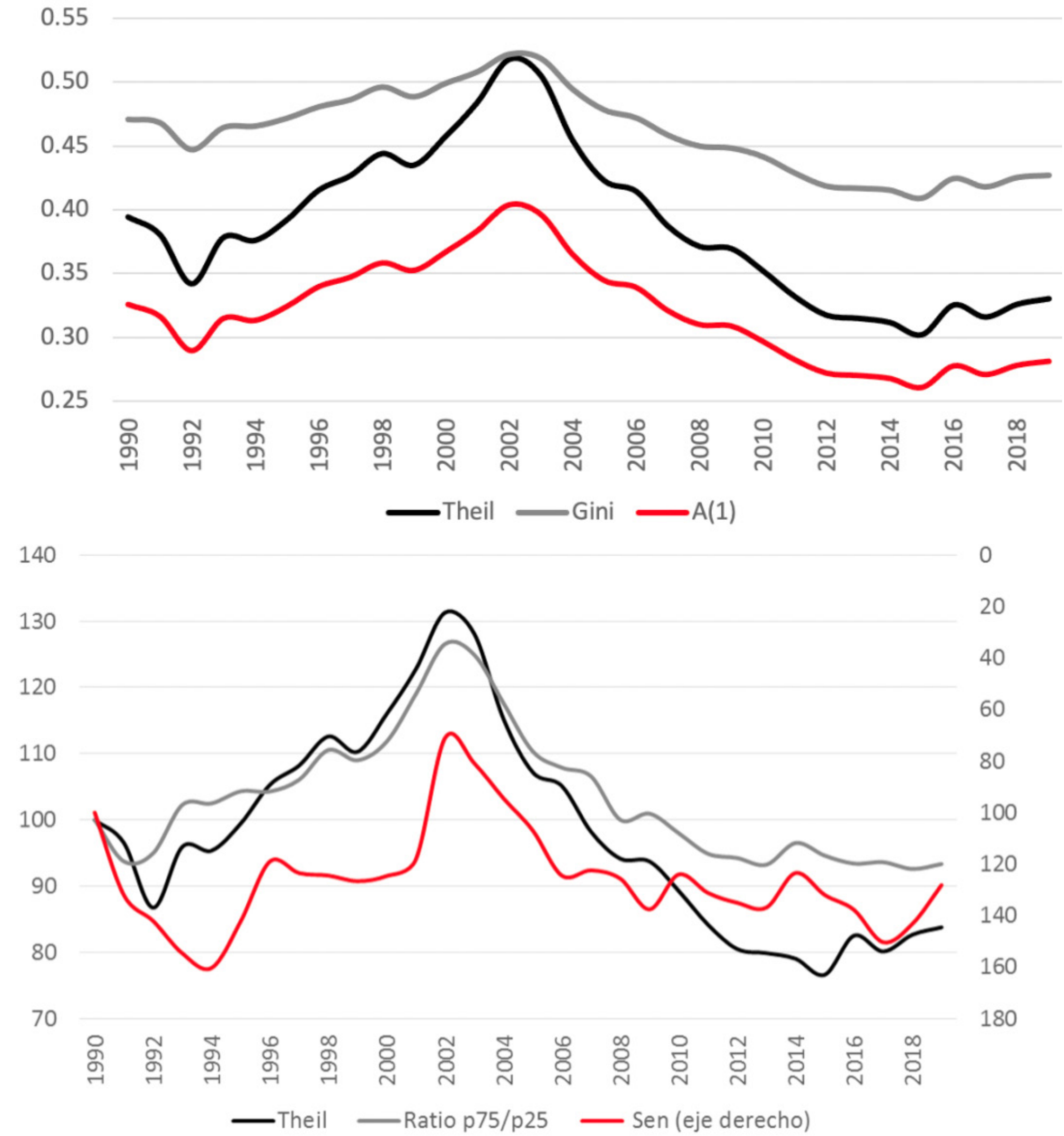

Figura 2. Índices de Desigualdad Comparados. *Gráfico superior: índice de Theil, Gini y Atkinson (1990-2019). Gráfico inferior: Theil, Ratio p75/p25 y Sen (1990-2019), Base 1990=100. Nota: El índice de Sen (eje derecho) se presenta invertido para favorecer la interpretación. Fuente: Elaboración propia en base a EPH.*

Theil y Theil sistémico

Estas observaciones no permiten establecer la singularidad del Theil respecto del resto de los índices calculados. Una de las razones es que la medida de ingresos de la EPH refleja no solo la dinámica natural del Movimiento Browniano Geométrico sino además la intervención del Estado a través de los impuestos y el gasto público. En Argentina el impacto redistributivo de la intervención estatal no es trivial (ver por ejemplo Gasparini, 1999), y en la EPH esto se ve reflejado en los ingresos basados por ejemplo en el seguro por desempleo, los subsidios, la ayuda social, etcétera)[19]. Para mejorar la medida sistémica de desigualdad debemos calcular el promedio temporal sobre los ingresos antes de la intervención del gobierno.

Si bien no es fácil controlar por estos factores, nuestra primera aproximación consiste en analizar la medida de Theil para los ingresos brutos de los trabajadores formales asalariados. Esto permitiría en principio eliminar los efectos compensadores de (i) los impuestos a los ingresos, (ii) las asignaciones familiares y (ii) los ingresos derivados de planes sociales.

Con este fin explotamos los datos de la Muestra Longitudinal de Empleo Registrado (MLER) publicada por el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social que asienta datos para el período 1996-2015. Esta encuesta posee información de más de 500 mil trabajadores y de más de 1,4 millones de relaciones laborales con declaraciones juradas que las empresas del sector privado presentan mes a mes a la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP). La diferencia en el tratamiento de los ingresos entre la EPH y la MLER es clara. La primera encuesta el ingreso *neto* de actividades principales y secundarias de los individuos, como además otros ingresos como ayudas sociales. En cambio, la Muestra Longitudinal de Empleo Registrado presenta el salario *bruto* total devengado de los asalariados *registrados*, por lo que no incluye ayudas sociales de ningún tipo[20].

Los resultados de una y otra medida del Índice de Theil se exhiben en la **Fig.3**. En los primeros años de la comparación no se observan diferencias significativas. En parte, la razón de que no se distingan es la potencia definitoria del *shock* positivo de crecimiento que enfrentó la economía argentina a principios del siglo XXI. La crisis afectó decididamente a los más pobres a través de sus efectos sobre el mercado de trabajo, y por lo tanto era natural que, en la medida que se recuperara el empleo, la tendencia natural era a una mejora de la distribución (Maurizio, 2019). Una vez consumido este impacto inicial, que puede fecharse en el año 2006, los indicadores ya no se mueven en la misma dirección. Mientras que la desigualdad medida por EPH cae de manera sistemática, la MLER se mantiene prácticamente inalterada. Bajo nuestro marco analítico la interpretación de esta diferencia es que la economía argentina no habría reducido la desigualdad de no ser por la agresiva política social por parte del gobierno.

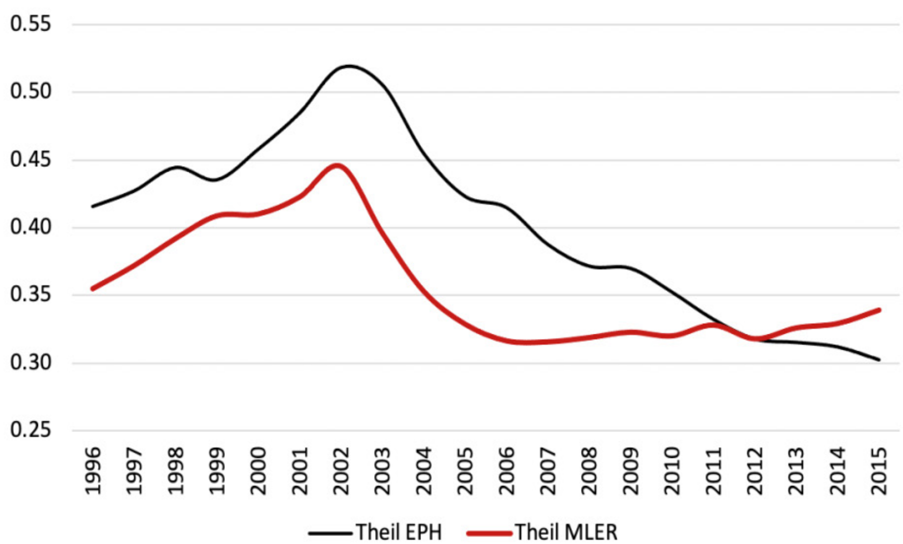

Figura 3. Índice de Theil (EPH y MLER) - 1996-2015. *Fuente: Elaboración propia en base a EPH y MLER.*

Las estimaciones realizadas hasta ahora permiten enhebrar dos objetivos. Por un lado, el cálculo del Theil MLER permite dar un paso en la dirección de hallar un indicador de desigualdad sistémico que establezca con mayor claridad los impactos distributivos naturales de la expansión económica capitalista. Por el otro, la diferencia entre el Theil EPH y el Theil MLER permite identificar indirectamente, al menos en forma parcial, el impacto de las políticas sociales compensatorias sobre la distribución.

Esta medida de desigualdad sistémica es todavía bastante limitada. Estamos considerando únicamente las desigualdades provenientes del ingreso laboral, que no recogen por definición los beneficios del capital[21]. Para recoger una dimensión potencialmente más abarcativa de los ingresos totales que reflejen el fenómeno sistémico que se busca identificar, intentamos extender el indicador de la desigualdad un paso más.

PIB e Ingresos

Presuntamente, los ingresos totales de la sociedad deberían estar reflejados plenamente en el ingreso nacional estimado por las cuentas nacionales. Es por eso que nos basamos ahora en un indicador de Theil basado en la diferencia entre la evolución de los ingresos totales medidos por el PIB y el ingreso geométrico calculado a partir de la base de MLER:

$$J(t) = \ln\langle PIB(t)\rangle - \ln\left(\prod_{i=1}^{N} x_{i.t}\right)^{\frac{1}{N}}$$

La **Fig.4** presenta una comparación entre el Theil MLER y la estimación del Theil PIB. Tras un comienzo donde no hay diferencias sustanciales, se observa una clara separación entre ambas curvas a partir de 2003. Tal como sugería nuestro marco teórico, el Theil PIB muestra a partir de ese período un aumento promedio en la desigualdad hasta 2015[22], mientras que el Theil MLER exhibe una tendencia constante.

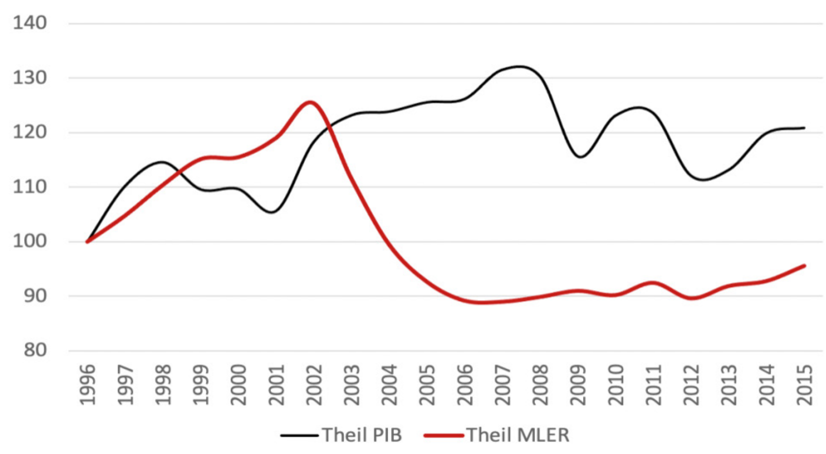

Figura 4. Índice de Theil (PIB y MLER) - 1996-2015. Base 1996=100. *Fuente: Elaboración propia en base a INDEC y MLER*

Aun cuando apunta en la dirección correcta, el indicador Theil PIB tiene un conjunto de limitaciones técnicas y metodológicas. La dificultad más general es que la comparación proviene de diferentes fuentes de cálculo. El Theil PIB requiere comparar la tasa de crecimiento del promedio de los ingresos según el PIB con el promedio de las tasas de crecimiento de esos mismos ingresos. Pero si bien el PIB aproxima el ingreso, no se calcula como sumatoria de ingresos particulares de las familias, lo que limita la comparación. Más aun, al estar el PIB calculado del lado del valor agregado, su relación entre PIB e ingreso promedio de la sociedad es solo aproximada[23]. Como el cálculo solo pudo ser realizado en términos nominales, el ingreso promedio se aproxima por el PIB corriente, otra restricción importante porque no existen indicadores nominales mejor asociados al ingreso local como el producto nacional neto de impuestos y subsidios. Finalmente, como ya se mencionó, la serie abarca apenas 20 años, y un indicador sistémico muestra tendencias más despejadas para períodos más largos.

V. Reflexiones Finales

Consideremos dos historias de vida. Albina tiene muchos más ingresos de los que necesita para vivir. Necesita 2.000 dólares para mantener su nivel de vida y le sobran 1.000 dólares todos los meses. Puede guardar este dinero bajo el colchón, o arriesgar comprando Bitcoin o acciones de una nueva empresa de Silicon Valley. Aun siendo una mala administradora, tras varios años, no sería raro que Albina haya amasado una fortuna. Bernardo, en cambio, tiene un salario que apenas le permite llegar al día 23 del mes, y debe pedir ayuda para afrontar esa última semana. Tras pocos años, las deudas lo corroen y se declara en quiebra, hasta que el Estado lo rescata y comienza un nuevo ciclo.

La riqueza de Albina sigue un proceso multiplicativo, la de Bernardo sigue un proceso aditivo. La única chance para que Bernardo cambie de proceso es gracias a un *shock* de ingresos suficientemente positivo, pero esta probabilidad es baja. Con el paso del tiempo, la diferencia entre la riqueza de ambos será tal que ninguna característica distintiva de estas personas podrá explicarla. Este es el sentido de una dinámica multiplicativa que representa la tendencia natural a la desigualdad. En este contexto, las políticas de intervención podrían entenderse como la intención de los gobiernos de contrarrestar activamente esta tendencia.

En este trabajo partimos del resultado de Peters y Adamou, según el cual la distinción entre en promedios ensamblados y temporales paradinámicas multiplicativas expresa una novedosa reinterpretación del Índice de Theil. Valiéndonos de este avance, calculamos una primera aproximación para este índice sistémico en Argentina. Si bien los primeros datos sugieren que nos movemos en la dirección correcta, los indicadores obtenidos sufren aun de varias imprecisiones, la mayoría de las cuales podría superarse con una mayor y mejor disponibilidad de datos.

Agradecimientos

Agradecemos comentarios, sugerencias y aportes de Roxana Maurizio, Juan Graña, Danilo Trupkin, Gabriel Montes Rojas, Diego Herrero y Martín Trombetta. Aplica el descargo usual.

Referencias Bibliográficas

- Adamou, A. y O. Peters (2016): “Dynamics of inequality”. *Significance*, 13: 32-35.
- Bouchaud, J.P. y M. Mézard (2000): “Wealthcondensation in a simple model of economy”. *Physica A: StatisticalMechanics and its Applications* 282(3):536-545.
- Buccieri, V. y G. Beyrne (2013): “Crisis y Distribución Funcional del Ingreso en Argentina: ¿Quién paga las Crisis?”, *Nota Técnica n° 70*, Ministerio de Economía, Argentina.
- CEPAL (1993): “Ingreso medio según las Cuentas Nacionales y la Encuesta Permanente de Hogares en 1985”, Oficina Buenos Aires, Octubre.
- Gasparini, L. (1999): “Incidencia Distributiva del Gasto Público Social y de la Política Tributaria en Argentina”, en *Distribución del Ingreso en Argentina*, FIEL Buenos Aires.
- Gasparini, L; Cicowiez, M y W. Sosa Escudero (2012). *Pobreza y desigualdad en América Latina: conceptos, herramientas y aplicaciones*. Universidad Nacional de La Plata.
- Lindenboim, J., Kennedy, D. y J. M. Graña (2010): “El debate sobre la distribución funcional del ingreso”, *Desarrollo Económico* 196, vol. 49, enero-marzo.
- Lódola, A., Busso, M. y F. Cerimedo (2000): “Sesgos en el Índice de Precios al Consumidor: el Sesgo Plutocrático en Argentina”, AAEP, Reunión Anual Córdoba.
- Maurizio, R. (2019): “Distribución del ingreso y mercado de trabajo en América Latina durante el nuevo milenio: tendencias y factores asociados”, *Boletín Informativo Techint*, 357, enero-junio.
- Milanovic, B. (2019). *Capitalism Alone*. Harvard University Press
- Ortiz-Ospina, E. (2016): “Taxation”, publicado *online* en OurWorldInData.org. Recuperado de https://ourworldindata.org/taxation
- Peters, O. (2020): “Democratic Domestic Product”. Publicado *on line* en Ergodicityeconomics.com: https://ergodicityeconomics.com/2020/02/26/democratic-domestic-product/#more-3342
- Piketty. T., Saez, E. y G. Zucman (2016): “Distributional National Accounts: Methods and Estimates for the

United States", *Working Papers* 201603, World Inequality Lab.

- Ribarsky, J., C. Kang y E. Bolton (2016): "The drivers of differences between growth in GDP and household adjusted disposable income in OECD countries", *OECD Statistics Working Papers*, No. 06.
- Scheffer, M., van Bavel, B., van de Leemput, I. y E. van Nes (2017): "Inequality in nature and society" *Proceedings of the National Academy of Sciences* 114 (50) 13154-13157.
- Sen, A. (1976): "Real national income". *Review of Economic Studies* 43: 19-39.
- Theil, H. (1967). *Economics and information theory*. Amsterdam: North-Holland.

APENDICE A: Promedio ensamblado y promedio temporal

Promedio Ensamblado o Valor Esperado

Sea una variable aleatoria caracterizada por un número de instancias factibles y particulares. El *valor esperado o promedio ensamblado* (en términos discretos) se define como el límite de para un número infinito de individuos.

Para mostrarlo, partimos de la definición de promedio para N individuos de una instancia *particular* de z, indexada por el subíndice i:

$$\langle z\rangle_N = \frac{1}{N}\sum_i z_i$$

Donde el operador $\langle \cdot \rangle$ representa el valor esperado. Sea n_j la cantidad de instancias *factibles* de la variable z en su instancia particular z_j. El promedio ("ponderado") es ahora:

$$\langle z\rangle_N = \frac{1}{N}\sum_j \frac{n_j}{N} z_j$$

El límite de N tendiendo a infinito de esta expresión requiere calcular el límite de n_j/N, que es por definición la probabilidad (frecuencial) de ocurrencia de z_j. Por lo tanto, el valor esperado o *promedio ensamblado* es:

$$\lim_{N\to\infty}\langle z\rangle_N = \sum_j p_j z_j$$

En conclusión, el valor esperado tal como se calcula en la práctica no es otra cosa que el límite para un número infinito de individuos del promedio.

Promedio Temporal

Para calcular el promedio *temporal* partimos de un proceso estocástico simple, que representa un "juego repetitivo", que sigue la siguiente dinámica:

$$x(t+\delta t) = x(t)\, g(t+\delta t)\text{”}$$

donde es la riqueza, δt es flujo de tiempo transcurrido desde t, yr, y representa por lo tanto la tasa de crecimiento aplicada al proceso período a período producida por el resultado del juego en cada vuelta. Comenzamos aplicando la noción tradicional de promedio "ensamblado" o valor esperado:

$$\langle x(t+\delta t)\rangle = \langle x(t)\, g(t+\delta t)\rangle$$

Dado que $g(t+\delta t)$ es independiente de $x(t)$, podemos escribir:

$$\langle x(t+\delta t)\rangle = \langle x(t)\rangle\,\langle g(t+\delta t)\rangle$$

Además, la tasa $g(t)$ no depende del tiempo: $g(t) = \bar{g}$. Tras T rondas ocurrirá que $\Delta t = T\,\delta t$:

$$\langle x(t+\Delta t)\rangle = \bar{g}\string^T\ x(t) \qquad (A.1)$$

La ecuación (A.1) sugiere que el promedio temporal tiene un carácter geométrico. Pero aun no hemos definido el promedio en términos del límite temporal. Con este fin, partimos de una instancia temporal particular del mismo juego repetitivo en el período $t+\Delta t$. En ese momento el valor de la riqueza será:

$$x(t+\Delta t) = x(t)\prod_{\tau=1}^{T} g(t+\tau\,\delta t)$$

Donde τ es una variable *dummy* que indica la ronda del juego. Desagregamos esta expresión ahora como un juego con dos resultados posibles g_1 y g_2 en cada período particular. Definimos el número g_1 como n_1 y de g_2 como n_2. La expresión específica es ahora:

$$x(t+\Delta t) = x(t)\ g_1^{\,n1}\ g_2^{\,n2}$$

O bien:

$$\frac{x(t+\Delta t)}{x(t)} = g_1^{\,n_1}\, g_2^{\,n_2}$$

La ecuación (A.1), que indica que$\bar{g} = \sqrt[T]{\bar{g}^T}$ las ($\Delta t = T\,\delta t$) la tasa efectiva obtenida es $\bar{g}^T$, por lo que en cada tirada se obtendrá (en promedio) Calculamos ahora esta tasa efectiva por tiradapara el límite de $\Delta t\to\infty$:

$$\bar{r} = \lim_{\Delta t\to\infty}\left(\frac{x(t+\Delta t)}{x(t)}\right)^{1/T} = \lim_{T\to\infty} g_1^{\frac{n_1}{T}}\ g_2^{\frac{n_2}{T}}$$

En el ejemplo del texto principal, $\lim_{T\to\infty}\frac{n_1}{T} = \lim_{T\to\infty}\frac{n_2}{T} = \frac{1}{2}$, por lo que:

$$\bar{r} = (g_1\, g_2)^{1/2}$$

La expresión general para la ronda τ es:

$$\bar{g} = \left(\prod_{\tau=1}^{T} g(t + \tau\,\delta t)\right)^{1/\tau} \text{(A.2)}$$

Tasa de crecimiento, valor esperado y promedio temporal
De manera general, la tasa de crecimiento a lo largo del tiempo se define como:

$$g = \frac{\Delta \ln x(t)}{\Delta t}$$

El promedio de esta tasa de crecimiento para un número finito de individuos N y un período de tiempo finito Δt se puede representar como:

$$g_m(\langle x(t)\rangle_N, \Delta t) = \frac{\Delta \ln\langle x(t)\rangle_N}{\Delta t}$$

Una forma equivalente de expresar este promedio general es como la suma de las diferencias logarítmicas tras $T\ \delta t$ rondas:

$$g_m(\langle x(t)\rangle_N, \Delta t) = \frac{1}{T\ \delta t}\sum_{\tau=1}^{T} \Delta \ln\langle x(t) + \tau\delta t\rangle_N \text{ (A.3)}$$

Donde, una vez más, τ es la variable *dummy* que indica cada ronda del juego.
El *valor esperado* queda definido entonces por el límite de $N\rightarrow\infty$:

$$g_{\langle\rangle} = \lim_{N\rightarrow\infty} g_m$$

El *promedio temporal*, en cambio, se define al calcular el límite para $\Delta t\rightarrow\infty$:

$$\bar{g}_m = \lim_{\Delta t\rightarrow\infty} g_m$$

En (A.3) puede observarse que el promedio temporal es el límite temporal de la diferencia logarítmica del valor esperado:

$$\bar{g}_m = \frac{1}{\delta t}\lim_{T\rightarrow\infty}\frac{\Delta \ln\langle x\rangle_N}{\Delta t}$$

En efecto, aplicando logaritmo natural a (A.2) se obtiene:

$$\ln\bar{g} = \frac{1}{\tau}\left\{\sum_{\tau=1}^{T} \ln\ g(t + \tau\,\delta t)\right\}$$

Dado que:

$$g = \frac{x(t+\delta t)}{x(t)}$$

Reemplazando se obtiene:

$$\ln\bar{g} = \frac{1}{\tau}\left\{\sum_{\tau=1}^{T}[\ln x(t+\delta t) - \ln x(t)]\right\}$$

El límite temporal ($T\rightarrow\infty$)de esta expresión es el promedio temporal:

$$\bar{g}_m = \frac{1}{\delta t}\lim_{T\rightarrow\infty}\frac{1}{T}\left\{\sum_{\tau=1}^{\infty}[\ln x(t+\delta t) - \ln x(t)]\right\}$$

Así, el promedio temporal puede obtenerse calculando el valor esperado del logaritmo de la tasa de rendimiento, y calculando luego el límite para $T\rightarrow\infty$.

APENDICE B: El promedio temporal del Movimiento Browniano Geométrico

Partimos de la expresión de la diferencia logarítmica del texto:

$$x(t+\delta t)\text{- } \ln x(t) = \ln(1 + \mu\,\delta t + \sigma\sqrt{(\delta t\,)}\ \xi\_t\ )$$

Redefinimos el lado derecho de la ecuación como:

$$\ln(1+h)$$

donde $h \equiv \mu\,\delta t + \sigma\sqrt{(\delta t\,)}\ \xi\_t$

Aplicamos la expansión de Taylor para $f(h)=\ln(1+h)$:

$$f(h) = f(a) + \frac{f'(a)}{1!}(h-a) + \frac{f''(a)}{2!}(h-a)^2 + o(.) \text{(B.1)}$$

Donde $o(.)$ resume los términos de orden superior. Resolviendo y asumiendo $a=0$:

$$f(a) = \ln(1+a) = 0$$

$$f'(a) = \frac{1}{1+a} = 1$$

$$f''(a) = -\left(\frac{1}{1+a}\right)^2 = -1$$

Reemplazando en (B.1):

$$f(h) = h - \frac{1}{2}h^2$$

Reemplazando en esta función la definición de h nuevamente, obtenemos:

$$\mu\,\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}\left(\mu\,\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t\right)^2$$

$$\mu\,\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}(\mu\,\delta t)^2 - \mu\,\delta t\,\sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}\left(\sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t\right)^2$$

$$\mu\,\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}(\mu\,\delta t)^2 - \mu\,\delta t\,\sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}\sigma^2\,\delta t {\xi_t}^2$$

$$\mu\,\delta t + \sigma\sqrt{\delta t}\,\xi_t - \frac{1}{2}(\mu\,\delta t)^2 - \mu\,\sigma\,\delta t^{3/2}\xi_t - \frac{1}{2}\sigma^2\,\delta t {\xi_t}^2$$

Si bien el proceso $x(t)$ no es ergódico, su logaritmo sí lo es (esta es la consecuencia de linealizar un proceso multiplicativo), de modo que para hallar el promedio temporal de esta expresión podemos calcular el valor esperado de $\delta \ln x(t)$.

Dado que $\xi_t \sim N(0,1)$, $\langle \xi_t \rangle = 0$ y $\mathrm{var}(\xi_t) = {\xi_t}^2 = 1$, y , el valor esperado de esta expresión es:

$$\langle \ln x(t + \delta t) - \ln x(t) \rangle = \mu\,\delta t - \frac{1}{2}\sigma^2\,\delta t$$

Finalmente, para retornar a la versión continua volvemos infinitesimal al intervalo δt, que se transforma entonces en el diferencial dt:

$$\langle \ln x(t + \delta t) - \ln x(t) \rangle = \mu\,dt - \frac{1}{2}\sigma^2 dt$$

Notas Finales

[1] Kuznets confiaba en una tendencia igualadora a medida que el desarrollo se hacía extensivo a todos los participantes de la economía. Pero si bien entre 1930 y 1980 la desigualdad se redujo, esto ocurrió primariamente debido a la caída de los ingresos de los más ricos durante las guerras mundiales y la gran depresión, y por las activas políticas fiscales y regulatorias de los Estados. Tras estos desarrollos, la desigualdad siguió su curso ascendente (ver Piketty y otros, 2016).

[2] Los términos utilizados para referir a esta idea (tendencia natural, espontánea, sistémica, universal, etcétera) deberían ser relativizados y figurar entre comillas, pero se prescinde de ellas para simplificar la lectura. La asociación con la naturaleza proviene del hecho de que varios fenómenos naturales parecen manifestar una evolución similar. Por ejemplo, la fluctuación del clima y la interacción de animales con enemigos naturales tienen efectos multiplicadores sobre los tamaños de las poblaciones de todas las especies (Scheffer y otros, 2017).

[3] Usualmente denominado "proceso de crecimiento *log-normal*" por razones que serán evidentes más adelante.

[4] Es conocido que los mercados de valores desarrollados tienden a reflejar en el mediano o largo plazo la evolución de la riqueza general de las economías capitalistas. Si bien esto no es claro para países con menor profundidad financiera, la asimilación *a priori* del MBG a esta dinámica del capital es perfectamente válida.

[5] Una interpretación más general (y arriesgada) del proceso MBG es que refleja la naturaleza de la vida, definida como aquello que se autorreproduce con un contenido de ruido provocado, entre otros factores, por mutaciones aleatorias.

[6] El promedio del proceso puede calcularse también empíricamente mediante la simulación numérica recursiva. Para este fin debe utilizarse la versión discreta de la ecuación. Ver más adelante.

[7] Siguiendo a Peters y Adamou, utilizamos para el valor esperado la notación ⟨ ⟩ en lugar de la más común E[ ].

[8] Una forma más intuitiva aún de entender la diferencia entre ambos promedios es, asumiendo una riqueza igual a 1, jugar un juego donde la ganancia y la pérdida en proporción a la riqueza sea ε. En el largo plazo el proceso multiplica a la riqueza por $(1+\varepsilon)(1-\varepsilon)=1-\varepsilon^2$. Este juego es neutral según su valor esperado, pero su promedio temporal es claramente negativo.

[9] Para verificar que la diferencia entre ambos promedios es se calcula la varianza del juego, que es $\sigma^2/2$ se calcula la varianza del juego, que es $\sigma^2 = 0{,}205$, lo que dividido por dos aproxima razonablemente el resultado.

[10] Sobre el indicador de Theil, Amartya Sen dijo: "Pero permanece el hecho de que [el índice de Theil] es una fórmula arbitraria, y [..] no una medida que derroche intuición." (Traducción propia; citado en Peters, 2020).

[11] En Argentina, típicamente, las crisis macroeconómicas pueden tener efectos no triviales sobre la distribución funcional del ingreso (Buccieri y Beyrne, 2013).

[12] Siendo que la distribución de cualidades individuales suele ser normal, es razonable asumir que el sentido de esta alteración es hacia una reducción de la desigualdad.

[13] El llamado "sesgo plutocrático" es un problema tradicional en los índices de precios, cuyos ponderadores se obtienen de la canasta de consumo de los individuos como la proporción de gasto en cada ítem en relación al total, dando así mayor representación a los gastos de los más ricos. Para un análisis del caso argentino, ver Lódola y otros (2000).

[14] Un resultado en el mismo sentido se obtiene calculando el promedio de las tasas de crecimiento (no acumulativas) de cada individuo de la población, cuyo resultado es 5,8%.

[15] Los datos del período 1990 a 1995 incluye solo Gran Buenos Aires y 1996 a 2003 refiere a los aglomerados urbanos de todo el país. Todos ellos tienen frecuencia semestral (EPH – Puntual), y a partir del tercer trimestre de 2003 la frecuencia pasa a ser trimestral. Algunos trimestres no publicaron microdatos, sea por no haberse realizado la encuesta (tercer trimestre de 2007) o bien por dudas en relación con la calidad de la información (del tercer trimestre de 2015 al primero de 2016). Para solucionar estas disparidades se anualizan los datos trimestrales.

[16] Peor aún, entre 2007 y 2015, el INDEC subestimó la inflación. Para corregir los valores de la CBA se utilizaron datos del IPC de la provincia de San Luis. A partir de julio de 2012, se sumó el IPC de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires y, desde julio de 2013, también el de la provincia de Córdoba.

[17] El índice de Atkinson utilizado, por lo tanto, es

$$A(1) = 1 - \frac{1}{\mu}\left(\prod x_i\right)^{\frac{1}{n}}$$

[18] El índice de Sen se obtiene como $(1\text{-gini})^{*}x_t$. Ver Sen (1976).

[19] Este no es el único efecto. También operan como efectos compensadores el esfuerzo personal, las perturbaciones que producen resultados redistributivos, etcétera. Ver más adelante.

[20] La nómina del MLER sí incluye aguinaldo, honorarios, propinas, gratificaciones, suplementos de carácter habitual y montos no remunerativos (como por ejemplo, indemnizaciones).

[21] Aunque podrían especularse que el indicador incluye parcial e indirectamente la evolución de la riqueza a partir de los bonos u otros beneficios salariales asociados al desempeño de la firma. También es posible que un ingreso alto que permita ahorrar genere ingresos no laborales que permitan seleccionar a su vez mejores oportunidades laborales.

[22] No hay datos de MLER desde 2015 en adelante, pero la predicción de nuestro marco analítico es que las medidas sistémicas de desigualdad deberían mostrar un aumento.

[23] Para una descripción general de las diferencias ver Ribarsky y otros (2016). CEPAL (1993) explica algunas diferencias empíricas entre PIB y EPH para Argentina. Lindemboin y otros (2010) desagregan el PIB y algunos de sus componentes de demanda para estudiar la distribución funcional del ingreso.