



 **realidad
económica**

Nº 336 · AÑO 50

16 de noviembre al 31 de diciembre de 2020

ISSN 0325-1926

Páginas 117 a 155

DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO

Apuntes para una crítica a la teoría del derrame

Gabriel Calvi*

* Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de Buenos Aires (UBA), Santiago del Estero 1029 (C1075AAU), Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Argentina. gcalvirodiles@hotmail.com.

RECEPCIÓN DEL ARTÍCULO: enero de 2020

ACEPTACIÓN: septiembre de 2020



Resumen

En este trabajo revisitamos la tasa marginal proporcional de sustitución (TMPS) introducida por Nanak Kakwani en 1993, proponemos una nueva formalización que nos permita precisar su alcance (y limitaciones), y destacamos su valor como dispositivo razonablemente sencillo y práctico para orientar el diseño general de aquellas políticas públicas que tengan por propósito reducir los niveles de pobreza por ingresos. Asimismo, sostenemos que las distintas estrategias analíticas que buscan explicar los cambios en la tasa de pobreza a partir de la dualidad efecto-ingreso/efecto-distribución (teoría estándar) terminan por ser más complementarias que críticas a la “teoría del derrame”. Ello obedece a que estas estrategias tienden a identificar el crecimiento económico con el de los ingresos de los hogares. Argumentaremos aquí que esa identidad no es ni conceptual ni empíricamente válida y propondremos, consecuentemente, una nueva estrategia de descomposición de los cambios en la incidencia de la pobreza basada en tres componentes principales (efectos crecimiento, participación y distribución).

Palabras clave: Teoría del derrame - Distribución - Desigualdad - Crecimiento - Pobreza

JEL: D31- D33 - I32

Abstract

Notes for a critique of trickle down theory

In this paper we revisit the marginal proportional substitution rate (TMPS) introduced by Nanak Kakwani in 1993, we propose a new formalization that allows us to specify its scope (and limitations), and to highlight its value as a reasonably simple and practical device to guide the overall design of those public policies that aim to reduce levels of income poverty. Likewise, we argue that the different analytical strategies that seek to explain the changes in the poverty rate from the effect-income/effect-distribution duality (standard theory) end up being more complementary than critical to the “trickle down theory”. This is because these strategies tend to identify economic growth with that of household income. We will argue here that this identity is neither conceptually nor empirically valid and we propose, consequently, a new strategy to decompose changes in the incidence of poverty based on three main components (growth effects, participation and distribution)..

Keywords: Trickle down theory - Distribution - Inequality - Growth - Poverty

Introducción

La evolución de la incidencia de la pobreza suele ser relacionada con el derramero de dos factores: el nivel de los ingresos (reales) y el grado de inequidad en su distribución. Mientras que el aumento del primer factor siempre tiende a reducir la incidencia de la pobreza, el aumento del segundo determina (por lo general) acentuaciones.

En un difundido artículo publicado en 1993, Nanak Kakwani presentó una formalización del impacto de ambos factores sobre la incidencia de la pobreza, así como de sus elasticidades. En ese trabajo, Kakwani introducía su tasa marginal proporcional de sustitución (TMPS), que relacionaba ambas elasticidades y con la que se proponía evaluar el *trade-off* entre crecimiento de los ingresos y mejoras distributivas.

Las conclusiones a las que llegaba el artículo pionero de Kakwani eran relevantes, pero también bastante limitadas: en la medida en que el ingreso medio fuera cercano a la línea de pobreza, el incremento de los recursos hogareños sería más eficiente para reducirla que las estrategias redistributivas; cuando el ingreso medio superara la línea de pobreza, los aumentos en la desigualdad determinarían incrementos en su incidencia.

En este trabajo volvemos a problematizar la TMPS desde un punto de vista conceptual con el propósito de sumar algunas precisiones. ¿Bajo qué circunstancias – por ejemplo– las mejoras en el ingreso pierden eficacia relativa en comparación con las mejoras distributivas?

Desde nuestro punto de vista, la TMPS de Kakwani sintetiza los límites que la teoría estándar pone a la difundida “teoría del derrame” (*trickle down theory*), que prescribe el crecimiento económico como principal herramienta para atenuar la

privación por ingresos. Para la teoría estándar, la pobreza es también sensible a las alteraciones distributivas y la disminución de la desigualdad interpersonal de ingresos es, a veces, más eficiente para reducir su incidencia.

Pero ese cuestionamiento al “derrame” termina siendo bastante acotado, en la medida en que los principales exponentes de la teoría estándar asimilan el efecto ingreso (real) con el efecto crecimiento económico. Argumentaremos aquí que esa identificación no es ni conceptual ni empíricamente válida y hace al estándar teórico más complementario que crítico al “derrame”. Solo desmontando la presunta identidad entre crecimiento económico y crecimiento de los ingresos quedamos en condiciones de impugnar seriamente al “derrame”.

En los primeros cuatro apartados se presenta el problema general y se sintetiza una estrategia de descomposición de la evolución de la pobreza basada en Kakwani (1993). En los dos apartados que siguen introducimos la TMPS de Kakwani y proponemos una formalización alternativa que nos permite precisar sus alcances (y limitaciones). Un último capítulo conceptual aborda críticamente la presunta identidad entre crecimiento económico y crecimiento de los ingresos, con el propósito de lograr una descomposición en la que ambas tendencias queden disociadas.

Aunque el trabajo es predominantemente conceptual, se exhiben también conjuntos de evidencias empíricas (internacionales y para el caso argentino) que ilustran los desarrollos teóricos. Los últimos dos apartados están dedicados a explicitar las limitaciones del análisis y a exponer las principales conclusiones¹.

La pobreza y el crecimiento económico

120

El abordaje de la relación entre crecimiento económico y pobreza nos sitúa en un terreno bastante controversial. Existe, ciertamente, una gran cantidad de estudios comparativos que señalan la existencia de una correlación positiva entre el crecimiento económico y la reducción de la pobreza. De estos estudios, que pare-

¹ El autor agradece los comentarios y sugerencias realizados por Elsa Cimillo y Horacio Chitarroni a versiones anteriores de este trabajo. Los errores que persistan son exclusiva responsabilidad del autor.

cerían corroborar la “teoría del derrame” (*trickle down theory*), se desprende que el ingreso de los hogares en general, y de los hogares pobres también, tiende indefectiblemente a aumentar cuando la economía crece, y que en la medida en que se verifica crecimiento económico la pobreza reduce su incidencia.

Validar acriticamente este tipo de conclusiones tiene serias derivaciones en materia de política pública: para reducir la pobreza no sería necesario el diseño de acciones específicas a favor de los pobres, solo bastaría con hacer crecer el producto, pues eso redundaría en beneficio de toda la población por igual.

A diferencia del enfoque del derrame, muchos especialistas (Datt y Ravallion, 1992; Kakwani, 1993, 1997; Bourguignon, 2002; Bresson, 2008) consideran que la pobreza está afectada por el ingreso (real) y su distribución. Más allá de algunas diferencias puntuales, el estándar teórico que comparten estos abordajes alternativos al derrame consiste en descomponer la evolución de la pobreza en dos factores: a) el efecto del cambio en el ingreso real cuando la distribución no se altera; b) el efecto de la distribución cuando el ingreso real no se modifica.

A continuación presentamos una descomposición de este tipo, basada en Kakwani (1993), para precisar ambos efectos (efecto-ingreso, efecto-distribución). La propuesta de Kakwani (1993) tiene la ventaja de descomponer ambos factores a partir de las evidencias aportadas por una sola observación y, consecuentemente, simplifica en gran medida las formalizaciones.

El método Kakwani (1993)

Kakwani (1993) sostiene que, en principio, la incidencia de la pobreza (θ) queda determinada por el valor de la línea de pobreza (z), el ingreso medio (μ) y la curva de Lorenz ($L(p)$), que es una representación de la desigualdad relativa.

$$\theta = \theta(z, \mu, L(p))$$

La curva de Lorenz ($L(p)$) representa la participación en el ingreso total (S) acumulada hasta cada uno de los percentiles (p) de la distribución ordenados en fun-

ción ascendente de su ingreso ($F(x)$). El ingreso relativo (x/μ) de cada percentil (p) es el valor de la pendiente de la curva de Lorenz para ese percentil ($L'(p)$).²

$$L(p) = S(p) \quad \text{donde} \quad p = F(x)$$

$$L'(p) = x/\mu$$

La línea de pobreza (z) queda también expresada en términos relativos ($L'(\theta)$) como pendiente de la curva de Lorenz en θ .

$$\theta = F(z)$$

$$L'(\theta) = z/\mu$$

Si el ingreso (μ) es expresado a valores constantes (en relación al umbral de pobreza) y la línea de pobreza es invariante (informa un umbral absoluto), como supondremos de aquí en adelante, los cambios en la incidencia de la pobreza quedan entonces determinados solo por dos tipos de evoluciones: a) la del nivel de los ingresos hogareños reales (efecto-ingreso), y b) la de su distribución (efecto-distribución).

El efecto ingreso y su elasticidad ($\eta\theta$)

Si la distribución se mantiene constante ($L^*(p)=L(p)$), la pobreza solo puede variar por efecto de un cambio generalizado en los ingresos del siguiente tipo:

$$x^* = x + \gamma x = x(1+\gamma) \quad \Rightarrow \quad \mu^* = \mu + \gamma\mu = \mu(1+\gamma) \quad \text{y}$$

$$\gamma = \Delta x/x = \Delta \mu/\mu$$

² Esto ya había sido advertido con anterioridad por Kakwani (1980).

Por el cambio generalizado en los ingresos (sin cambios en la distribución) la incidencia de la pobreza pasa de θ a θ^* , y se altera también el valor relativo de z en la distribución $L(p)$.

$$L'(\theta^*) = z/\mu^* = z/(\mu + \gamma\mu) = z/\mu(1 + \gamma)$$

Ese valor relativo de z se corresponde con el ingreso relativo de θ^* con anterioridad a la modificación generalizada en los ingresos, de lo cual se desprende que el ingreso de θ^* era igual a z^* :

$$x(\theta^*) = z^* = \frac{z}{1 + \gamma}$$

De modo que el impacto del cambio generalizado de los ingresos en la incidencia de la pobreza es equivalente al de un cambio en el umbral (de z a z^*) en la distribución original ($L(p)$) con los ingresos originales.

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \frac{F(z^*) - F(z)}{F(z)}$$

Con posterioridad a la modificación generalizada en los ingresos, el ingreso de θ queda también definido, variando proporcionalmente en función de γ .

$$x^*(\theta) = z(1 + \gamma)$$

$$\frac{\Delta x(\theta)}{x(\theta)} = \frac{\gamma z}{z} = \gamma$$

La elasticidad de la incidencia de la pobreza con relación a los cambios en el ingreso medio (η_θ) es siempre negativa (aumentos del ingreso reducen la pobreza y viceversa) y queda formalizada en la siguiente expresión, que representa la variación porcentual de θ ante el cambio marginal (1%) de μ cuando la distribución del ingreso no se altera.

$$\eta_\theta = \frac{\Delta\theta}{\gamma\theta}$$

El efecto distribución y su elasticidad ($\epsilon\theta$)

Si mantenemos constante el ingreso medio ($\mu^* = \mu$), la pobreza puede variar solo por efecto de cambios distributivos. El efecto-distribución es más difícil de precisar debido a que la curva de Lorenz puede variar de múltiples formas. Una manera (teórica) de aproximarnos a los cambios en la curva de Lorenz es la propuesta por Kakwani, que consiste en alterar en una proporción igual a λ la distancia entre la participación acumulada de cada percentil ($L(p)$ o $S(p)$) y la participación acumulada ideal (o función de equidistribución). El resultado es una modificación en el coeficiente de Gini (G) proporcional a λ .

$$L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)] \quad \Rightarrow \quad G^* = G + \lambda G \quad \text{y} \quad \lambda = \Delta G / G$$

Aquí proponemos una forma (teórica) análoga de llegar al mismo resultado, pero basada en la modificación (en λ) de la brecha entre el ingreso de cada observación (x) y el ingreso medio.

$$x^* = x - \lambda(\mu - x) \quad \Rightarrow \quad G^* = G + \lambda G \quad \text{y} \quad \lambda = \Delta G / G$$

Por el cambio en la distribución (sin cambios en el ingreso medio) la incidencia de la pobreza pasa de θ a θ^* , sin alterar el valor relativo de z en la nueva distribución $L^*(p)$:

$$L^*(\theta^*) = \frac{z}{\mu}$$

En la distribución original, $L(p)$, el ingreso relativo de θ^* era otro:

$$L'(\theta^*) = \frac{z^*}{\mu}$$

De estas representaciones podemos deducir el valor de z^* ($x(\theta^*)$):

$$L^*(\theta^*) = \frac{z}{\mu} = \frac{z^* - \lambda(\mu - z^*)}{\mu}$$

$$z = z^* - \lambda(\mu - z^*)$$

$$z = z^*(1 + \lambda) - \lambda\mu$$

$$x(\theta^*) = z^* = \frac{z + \lambda\mu}{1 + \lambda}$$

De modo que el impacto del cambio distributivo (de $L(p)$ a $L^*(p)$) en la incidencia de la pobreza es equivalente al de un cambio en el umbral (de z a z^*) en la distribución original ($L(p)$).

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \frac{F(z^*) - F(z)}{F(z)}$$

Con posterioridad a los cambios en la distribución, quedan también definidos para la nueva distribución ($L^*(p)$) el ingreso de θ y el ingreso relativo de θ así como sus tasas de variación, las que, dado que μ es constante ($\mu^* = \mu$), son idénticas.

$$x^*(\theta) = z - \lambda(\mu - z) \quad \Rightarrow \quad L'^*(\theta) = \frac{x^*(\theta)}{\mu}$$

$$\frac{\Delta x(\theta)}{x(\theta)} = -\lambda \frac{(\mu - z)}{z} = \frac{\Delta L'(\theta)}{L'(\theta)}$$

La elasticidad de la incidencia de la pobreza ante los cambios en el Gini (ε_θ) representa la tasa de variación de θ que resulta de un cambio marginal del Gini (1%), pero no queda expresada por la relación algebraica entre ambas variaciones. La modificación del Gini resume la variación de los ingresos relativos de toda la distribución, pero su impacto sobre la pobreza depende de la proporción en que altera el ingreso de θ .

Dada nuestra forma (teórica) de escalar la distribución, la modificación porcentual del ingreso de θ ante un aumento marginal (1%) del Gini es conocida: $[-(\mu - z)/z]/100$. Eso nos permite expresar ε_θ en términos de η_θ , esto es como el porcentaje de variación de θ dada una alteración generalizada de los ingresos equivalente al 1% de $-(\mu - z)/z$.³

$$\varepsilon_\theta = -\frac{(\mu - z)}{z} \eta_\theta$$

³ Más adelante desarrollaremos pormenorizadamente esta identidad.

Tasa marginal proporcional de sustitución (TMPS)

Dado que la incidencia de la pobreza se encuentra afectada tanto por el ingreso medio (real) como por su distribución, cabe preguntarse, como lo hacía Kakwani (1993), cuál es la estrategia más adecuada para reducirla. La respuesta a esa cuestión se hace posible al descomponer la variación de la tasa de pobreza como sigue:

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \eta_{\theta} \frac{\Delta\mu}{\mu} + \varepsilon_{\theta} \frac{\Delta G}{G}$$

El primer término refiere al cambio en la incidencia de la pobreza debido exclusivamente a la variación generalizada en los ingresos (sin cambios en la distribución) y el segundo al efecto oficiado por la sola alteración distributiva (sin cambios en el ingreso medio). Cancelando ambos términos llegamos a la tasa marginal proporcional de sustitución (TMPS) formalizada por Kakwani (1993), que relaciona ambas elasticidades y representa la tasa a la que debiera variar el ingreso para compensar cambios en el Gini, de modo de mantener invariante la incidencia de la pobreza. Una TMPS superior a la unidad estaría indicando que para bajar la incidencia de la pobreza son más eficientes las disminuciones porcentuales del Gini que los incrementos proporcionales del ingreso medio.

$$TMPS = \frac{\Delta\mu}{\Delta G} \frac{G}{\mu} = - \frac{\varepsilon_{\theta}}{\eta_{\theta}}$$

La TMPS alcanza la unidad cuando el aumento (disminución) del ingreso de θ debido a una modificación generalizada de los ingresos equivale a la reducción (aumento) del ingreso de θ que resultaría de una modificación del Gini de igual proporción.

Las conclusiones a las que llegaba Kakwani con su TMPS eran relevantes pero limitadas: en la medida en que el ingreso medio fuera cercano a la línea de pobreza, el incremento de los recursos hogareños sería más eficiente para reducirla que las estrategias redistributivas; cuando el ingreso medio superara la línea de pobreza, los aumentos en la desigualdad determinarían incrementos en su incidencia. La potencia analítica de la TMPS quedaba así bastante subestimada, incluso por su mentor.

Revalorizando la potencia analítica de la TMPS (y reconociendo sus limitaciones)

Para amplificar el potencial analítico de la TMPS empezamos cancelando las alteraciones alternativas posibles (por efecto-ingreso o efecto-distribución) en el ingreso de θ , para relacionar así γ y λ :

$$x^*(\theta) = z + \gamma z$$

$$x^*(\theta) = z - \lambda(u - z)$$

$$0 = \gamma z + \lambda(\mu - z)$$

$$-\frac{\gamma}{\lambda} = \frac{(\mu - z)}{z}$$

Con estas últimas expresiones estamos en condiciones de representar de un modo más sencillo la TMPS y especificar aún más la relación entre ambas elasticidades.

$$TMPS = -\frac{\varepsilon_{\theta}}{\eta_{\theta}} = \frac{(\mu - z)}{z}$$

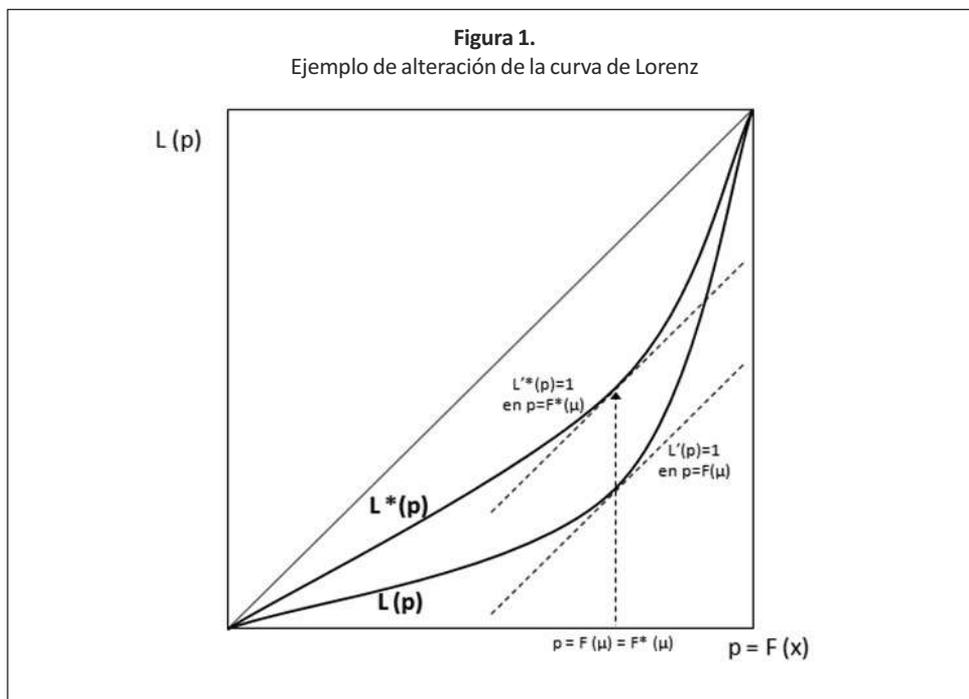
$$\varepsilon_{\theta} = -\frac{(\mu - z)}{z} \eta_{\theta}$$

$$\eta_{\theta} = -\frac{z}{(\mu - z)} \varepsilon_{\theta}$$

En lo que refiere a la elasticidad de θ ante alteraciones porcentuales del Gini (ε_{θ}) podemos ahora precisar que su sentido (signo) es variable. Dado que la elasticidad de θ con relación a las variaciones del ingreso (η_{θ}) es siempre de signo negativo, su contracara (ε_{θ}) asume signo opuesto (positivo) solo cuando el ingreso medio es mayor al umbral de pobreza –tal como señalaba Kakwani (1993). Cuando esto ocurre, aumentos (disminuciones) en el Gini determinan aumentos (disminuciones) en θ . Cuando, por el contrario, el ingreso medio es inferior a ese umbral las alteraciones en el Gini impactan en igual sentido que las de los ingresos: aumentos (disminuciones) en el Gini determinan disminuciones (aumentos) en θ .

Esta variabilidad del sentido (signo) de ε_{θ} , que está determinada por el valor relativo del umbral de pobreza (z/μ), obedece, necesariamente, al criterio elegido para escalar la distribución de los ingresos. Este criterio, análogo al propuesto por Kakwani (1993), tiene como punto de referencia los ingresos medios –en el caso del de Kakwani, la función de equidistribución. En nuestro caso, al alterar (en λ) la brecha de los ingresos con relación a la media, el percentil con ingreso igual a la media se mantiene constante ($p=F(\mu)=F^*(\mu)$ en la **figura 1**), igual que sus ingresos. Asimismo, la participación acumulada de cada percentil acumulado ($L(p)$ o $S(p)$) experimenta una disminución/ampliación proporcional (en λ) a su distancia con relación a la participación ideal (la recta de equidistribución), tal como lo proponía Kakwani.

Como resultado de este modo de escalar la distribución, una disminución (aumento) del Gini determina un aumento (disminución) de todos los ingresos relativos (x/μ) inferiores a la media (μ) y una disminución (aumento) de todos aquellos



superiores. De modo que si el umbral relativo de pobreza se sitúa por debajo del ingreso relativo medio (cosa que ocurre cuando $z < \mu$), las reducciones del Gini, que mejoran los ingresos inferiores a la media, reducen θ y viceversa. Si, por el contrario, ese umbral relativo se encuentra por encima de la media (esto ocurre cuando $z > \mu$), las reducciones del Gini, que empeoran los ingresos superiores a la media, contribuyen a aumentar θ y viceversa. Esto permite explicar: a) el signo positivo de ε_{θ} cuando el umbral es inferior al ingreso medio, b) su signo negativo cuando el umbral lo supera, y c) su valor nulo cuando el umbral lo iguala.

Finalmente, cuando el ingreso medio más que duplica el umbral de pobreza ($\mu > 2z$) los cambios en el Gini (λ) determinan alteraciones más que proporcionales en los ingresos de θ , y afectan en mayor medida a la incidencia de la pobreza que las variaciones proporcionales generalizadas en los ingresos.

Estamos ahora en condiciones de identificar dos puntos de corte y tres situaciones en las que puede ubicarse la TMPS. Dos puntos de corte:

- a) La TMPS alcanza la unidad cuando el ingreso medio duplica el valor de z . En este punto mejoras (empeoramientos) proporcionales en los ingresos o en el Gini determinan reducciones (aumentos) iguales en θ .
- b) La TMPS es nula (igual a cero) cuando el ingreso medio es igual al valor de z . En este punto los cambios distributivos que responden a este modo de escalar la curva de Lorenz no afectan a θ , que queda exclusivamente determinada por las alteraciones en los ingresos.

Veamos tres situaciones o tipos de países según su TMPS se ubique en relación a estos puntos:

- 1) **Países con ingresos relativos altos** (TMPS es superior a la unidad; $\mu > 2z$): la incidencia de la pobreza es más sensible a cambios del Gini que a alteraciones proporcionales en los ingresos. Aquí las modificaciones del Gini afectan positivamente a θ (aumentos del Gini incrementan la incidencia y viceversa).

- 2) **Países con ingresos relativos medios** (TMPS es positiva pero inferior a la unidad; $z < \mu < 2z$): la incidencia de la pobreza es más sensible a cambios en los ingresos medios y, en menor medida, a modificaciones proporcionales del Gini. Aquí también las modificaciones del Gini afectan positivamente a θ (aumentos del Gini incrementan la incidencia y al revés).
- 3) **Países con ingresos relativos bajos** (TMPS negativa; $\mu < z$): la incidencia de la pobreza es más sensible a aumentos en los ingresos y, en menor medida a alteraciones proporcionales del Gini. Aquí las modificaciones del Gini afectan negativamente a θ (aumentos del Gini reducen la incidencia y viceversa).

Cabe señalar que esta propuesta de clasificación de países no necesariamente los agrupa de acuerdo a sus niveles de pobreza (θ). Por el contrario, entre los países con ingresos relativos altos pueden presentarse casos con elevadas incidencias en los que los niveles de desigualdad distributiva serían también considerablemente altos. Asimismo, entre los países con ingresos relativos medios pueden incluirse casos con bajas incidencias, que estarían caracterizados por coeficientes de Gini comparativamente bajos.

La clasificación a partir del nivel de la TMPS sí resulta orientadora en materia de política pública. En el primer grupo de países, por ejemplo, para reducir la incidencia de la pobreza serían más recomendables las políticas redistributivas, dada la mayor sensibilidad de esa incidencia a los cambios del Gini.

Finalmente, como la TMPS se encuentra directamente correlacionada con el nivel del ingreso medio real (μ/z) su valor depende, necesariamente, de la mayor o menor exigencia del estándar de vida expresado en el umbral de pobreza (z). Estándares más exigentes (umbrales más elevados) quedarían reflejados en TMPS más bajas y viceversa. Esto último nos advierte sobre el impacto que puede tener la introducción de cambios en el estándar de medición de la pobreza sobre la orientación que podemos extraer del conocimiento de la TMPS.

Como vimos, para evaluar el *trade-off* entre crecimiento y distribución la TMPS se elabora teniendo en cuenta modificaciones separadas en los ingresos o en su distribución. Sin embargo, antes de avanzar al siguiente punto cabe considerar que

cuando ambos factores se alteran al mismo tiempo la modificación del ingreso de θ depende también de su interacción. De modo que al descomponer la variación total de la tasa de pobreza debemos incluir, además del efecto separado de cada factor (efecto-ingreso, efecto-distribución), su acción conjunta.

$$\frac{\Delta x(\theta)}{x(\theta)} = \gamma - \lambda \frac{(\mu - z)}{z} - \gamma \lambda \frac{(\mu - z)}{z} = \gamma - \lambda TMPS - \gamma \lambda TMPS$$

$$\frac{\Delta \theta}{\theta} = \eta_{\theta} \gamma + \varepsilon_{\theta} \lambda + \eta_{\theta} \gamma \varepsilon_{\theta} \lambda = \eta_{\theta} \gamma - \eta_{\theta} \lambda TMPS - \eta_{\theta} \gamma \lambda TMPS$$

Efecto ingreso y efecto crecimiento

En los enfoques alternativos a la teoría del derrame el impacto de los cambios en el ingreso (real) sobre la incidencia de la pobreza (efecto-ingreso) es identificado con el asociado al crecimiento económico (efecto-crecimiento)⁴. Esa identificación entre efecto-ingreso y efecto-crecimiento omite distintas mediaciones existentes entre la evolución del tamaño de una economía (PIB) y la de los ingresos hogareños y resulta por ello cuestionable⁵.

Aun considerando que la evolución del PIB per cápita (o del ingreso nacional, o por unidad consumidora equivalente, si preferimos) es una aproximación posible –razonable aunque limitada– a los cambios en el bienestar de una sociedad, es demasiado deficiente para informar por sí sola cambios en materia de pobreza. Esto se debe a que son múltiples los sectores institucionales (gobierno, empresas, fac-

⁴ Cf. Datt y Ravallion (1992), Kakwani (1993, 1997), Bourguignon (2002), Bresson (2008). Un ejemplo vernáculo sobre esta presunta identidad es el recientemente difundido Documento de Trabajo N° 245 del CEDLAS (2019), en el que al presentar el ejercicio de descomposición que realizan para dar cuenta de la evolución reciente de la pobreza en Argentina –que aunque supuestamente basado en Datt y Ravallion (1992) se ajusta más a los desarrollos de Kakwani (1997) dado que satisface de igual modo los axiomas de simetría y completitud– señalan: “el ejercicio expresa el cambio observado en la pobreza en dos componentes: uno proveniente del crecimiento económico neutral (cuánto) y otro que es consecuencia únicamente de cambios en la desigualdad en la distribución del ingreso (cómo)”.

⁵ De hecho, aunque la correlación entre ambas evoluciones suele ser positiva y elevada (las observaciones que serán presentadas adelante informan un R2 de 0,471), lejos está de expresar una relación de identidad (que quedaría señalada con un R² próximo a la unidad).

tores del exterior, hogares, supongamos) que se apropian de porciones del PIB, y la pobreza solo se predica de uno de ellos (los hogares).

Una forma teórica de disociar ambos factores (efecto-crecimiento y efecto-ingreso), cuya viabilidad práctica dependería de la existencia de un sistema de contabilidad nacional lo suficientemente integrado y/o de encuestas a hogares con bajos niveles de subregistro/subdeclaración de ingresos, debería comenzar considerando que el ingreso de los hogares queda determinado tanto por el tamaño de la economía como por la participación relativa sectorial. Si Y es el PIB (o el ingreso nacional, si se prefiere; mensualizado o no, dependiendo de la medición de pobreza; y a valores constantes relacionados con el umbral de pobreza) per cápita (o por unidad consumidora equivalente, dependiendo de la medición de pobreza) y S_H es la participación (secundaria) de los hogares, entonces el ingreso medio de los miembros de los hogares de una distribución/observación queda definido (YS_H) y su variación puede ser expresada en relación a los cambios en Y ($\Delta Y/Y=\phi$) y en S_H ($\Delta S_H/S_H=\zeta$).

$$\mu = YS_H$$

$$\mu^* - \mu = Y^*S_H^* - YS_H$$

$$\gamma\mu = Y(1 + \phi)S_H(1 + \zeta) - YS_H$$

$$\gamma\mu = YS_H(\phi + \zeta + \phi\zeta)$$

$$\gamma = \phi + \zeta + \phi\zeta$$

La tasa de variación del ingreso medio de la distribución (γ) queda ahora presentada como la sumatoria de tres términos. El primero de estos términos (ϕ) representa la parte de la variación de los ingresos explicada por el crecimiento económico; el segundo (ζ), la parte que responde a los cambios en la participación sectorial; el tercero ($\phi\zeta$), el cambio asociado a la interacción de ambos factores.

Podemos ahora descomponer la variación total del ingreso de θ y la de la tasa de pobreza en cinco términos, reemplazando con los tres primeros el efecto ingreso (real):

$$\frac{\Delta x(\theta)}{x(\theta)} = \phi + \varsigma + \phi\varsigma - \lambda TMPS - \gamma\lambda TMPS$$

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \eta_{\theta}\phi + \eta_{\theta}\varsigma + \eta_{\theta}\phi\varsigma - \eta_{\theta}\lambda TMPS - \eta_{\theta}\gamma\lambda TMPS$$

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \eta_{\theta}\phi + \eta_{\theta}\varsigma + \eta_{\theta}\phi\varsigma + \varepsilon_{\theta}\lambda - \eta_{\theta}\gamma\lambda TMPS$$

La variación total de la incidencia de la pobreza queda así relacionada con: a) el efecto-crecimiento (primer término), b) el efecto-participación (segundo término), c) el efecto-distribución (cuarto término), y dos interacciones (crecimiento-participación e ingresos-distribución). La distancia entre esta descomposición y la sola determinación de la evolución de la pobreza por la tasa de crecimiento de la economía es ahora categórica.

Algunas evidencias internacionales

A partir de una colección de datos sobre un conjunto de países, para los que el Banco Mundial ha computado los indicadores necesarios en al menos dos períodos, podemos poner a prueba nuestras descomposiciones⁶.

Organizamos la información por cada observación individual (dos por país) de modo de contar con estimaciones sobre el ingreso medio per cápita (μ) en dólares a paridad de poder adquisitivo (ppa) de 2011, el coeficiente de Gini (G), la incidencia de pobreza en población (θ) dados distintos umbrales (z)⁷, el PIB p/c (Y) en dólares (ppa 2011) y sus respectivas variaciones con relación a la observación complementaria correspondiente. Podemos con esta información computar las TMPS de cada observación a partir de la siguiente expresión:

$$TMPS = \frac{(\mu - z)}{z}$$

⁶ En su Banco de Datos sobre "Indicadores de Desarrollo Mundial", Banco Mundial dispone de pares de observaciones sobre la información que aquí necesitamos para distintos países y para tres umbrales de pobreza (1,9, 3,2 y 5,5 dólares ppa 2011).

⁷ Las estimaciones de pobreza relacionadas con los umbrales extremos (US\$ 1,9 y US\$ 5,5) serán empleadas para computar elasticidades-ingreso para el umbral intermedio (US\$ 3,2).

La información organizada nos permite también estimar elasticidades para la medición de θ basada en el umbral intermedio (3,2 dólares ppa). Para ello computamos en cada observación puntual las elasticidades arco⁸ de la tasa de pobreza ante las variaciones en el poder de compra de los ingresos que resultan de la modificación del umbral (de 3,2 a 1,9 dólares ppa y de 3,2 a 5,5 dólares ppa). El promedio de esas elasticidades nos sirve de estimación de la η_{θ} en el umbral de referencia (3,2 dólares ppa). A partir de esas estimaciones y las TMPS correspondientes se extraen las ϵ_{θ} para el umbral de referencia.

De la **tabla 1**, que presenta las observaciones aquí usadas⁹ clasificadas según los puntos de corte propuestos en este trabajo (relacionados con el nivel de la TMPS), se desprende que en la amplia mayoría de los casos (76% de las observaciones) sería más recomendable, para reducir la incidencia de la pobreza, propiciar mejoramientos distributivos en lugar de fomentar el incremento generalizado de los ingresos. Esto resulta esperable dado que el umbral de pobreza de referencia (3,2 dólares a ppa) representa un estándar de medición algo modesto. Aun así, la incidencia de pobreza promedia poco menos del 33% en los países con ingresos relativos medios (11% de las observaciones) y encontramos 17 observaciones (13%) con ingresos relativos bajos e incidencia media del 79%.

Para descomponer la evolución de θ en tres términos principales (efecto-crecimiento, efecto-participación y efecto-distribución) y dos interacciones, resulta necesario además desglosar la tasa de variación del ingreso medio (γ). Dado que conocemos la tasa de crecimiento del Producto Interno Bruto per cápita (PIBpc, ϕ), deducimos por diferencia la parte de la variación del ingreso no explicada por el crecimiento económico y, a partir de ahí, los cambios en la participación relativa de los hogares (ζ)¹⁰. El efecto-ingreso queda así expresado en tres términos: el

⁸ Esto obedece a la amplitud de los cambios en el ingreso real ante las modificaciones en el umbral.

⁹ Para evitar la incidencia de casos atípicos, excluimos de nuestros ejercicios aquellas observaciones que presentan tasas de variación de θ por fuera del desvío estándar, lo que nos deja un total de 72 países y 133 observaciones (ver Anexo).

¹⁰ Estamos implícitamente suponiendo que los ingresos que informan las encuestas a hogares de cada país (μ) no se encuentran afectados por problemas de (sub/sobre) estimación, sino que reflejan adecuadamente la situación vigente en cada momento. Esta suposición, bastante cuestionable por cierto, no difiere

Tabla 1.
Observaciones (133) según su TMPS (z de U\$S 3,2 ppa)

Tipología	%	Promedios					Medianas				
		Θ	μ/z	TMPS	$\eta\theta$	ε_{θ}	Θ	μ/z	TMPS	$\eta\theta$	ε_{θ}
Con ingresos altos (TMPS>1)	75.9	9.9	5.5	4.5	-1.9	7.0	8.0	4.1	3.1	-1.7	5.9
Con ingresos medios (0<TMPS<1)	11.3	32.9	1.6	0.6	-2.1	1.4	27.3	1.7	0.7	-2.1	1.5
Con ingresos bajos (TMPS<0)	12.8	79.0	0.8	-0.2	-0.5	-0.1	79.7	0.8	-0.2	-0.5	-0.1
Total	100	21.3	4.5	3.5	-1.7	5.5	11.0	3.4	2.4	-1.7	4.6

Fuente: Elaboración propia en base a información de Banco Mundial.

efecto-crecimiento, el efecto-participación y su interacción. La evolución de los ingresos y el crecimiento económico quedan disociados en esta descomposición.

$$\gamma = \phi + \varsigma + \phi\varsigma = \phi + \varsigma(1 + \phi)$$

$$\varsigma = \frac{\gamma - \phi}{1 + \phi}$$

A partir de la información disponible y de las elasticidades previamente computadas se presentan a continuación siete ejercicios de regresión que permiten comparar la potencia explicativa de los distintos abordajes que buscan dar cuenta de la tasa de variación de la incidencia de la pobreza (variable dependiente en todos ellos). Los dos primeros (i y ii) tienen por variable independiente la evolución del PIBpc (ϕ) y la del ingreso medio (γ) respectivamente, y representan las aproximaciones asimilables a la “teoría del derrame”.

de la que asumen los enfoques alternativos. La única diferencia es, en todo caso, ponerla de manifiesto para disociar el crecimiento económico del crecimiento de los ingresos.

Tabla 2.
 Alternativas explicativas de la evolución de la pobreza ($z = 3,2$ dólares ppa)
 (133 observaciones)

Variables explicativas		Modelo derrame		Modelo estándar		Modelo propuesto			Variables explicativas (ponderadas por elasticidades)
		i	ii	iii	iv	v	vi	vii	
Constante	B	0.032	0.044	0.031	0.046	0.059	0.050	0.045	B Constante
	S								S
	E	0.027	0.024	0.026	0.021	0.019	0.020	0.017	E
ϕ	B	-1.473		-1.465		-1.882	-1.865	1.173	B $\eta_0 * \phi$
	S								S
	E	0.172		0.166		0.139	0.138	0.067	E
γ	B		-1.778		-1.959				B
	S								S
	E		0.165		0.146				E
λ	B			1.375	2.329			0.614	B $\epsilon_0 * \lambda$
	S								S
	E			0.426	0.355			0.063	E
ζ	B					-1.534	-1.544	0.986	B $\eta_0 * \zeta$
	S								S
	E					0.184	0.181	0.089	E
$\lambda * TMPS$	B					1.023	1.082		B
	S								S
	E					0.122	0.124		E
$\zeta * \phi$	B						-1.057	0.880	B $\eta_0 * \phi \zeta$
	S								S
	E						0.695	0.327	E
$\gamma * \lambda * TMPS$	B						1.263	-0.570	B $\eta_0 * \gamma * \lambda * TMPS$
	S								S
	E						0.665	0.369	E
R^2		0.360	0.470	0.407	0.602	0.675	0.690	0.774	R^2
R^2_a		0.355	0.466	0.398	0.596	0.668	0.677	0.765	R^2_a
Normalidad de residuos (sktest)		***	***	***	***	***	***		Normalidad de residuos (sktest)
Heterocedasticidad (hettest)		***	***	***	***	***	***	***	Heterocedasticidad (hettest)
Multicolinealidad (VIF)		***	***	***	***	***	***	***	Multicolinealidad (VIF)
Variables omitidas (ovtest)						***	***		Variables omitidas (ovtest)

Nota: En negrita, coeficientes significativamente distintos de cero.

*** Rechaza hipótesis alternativa de cada test.

Fuente: Elaboración propia en base a información de Banco Mundial.

Los siguientes dos ejercicios (iii y iv) representan versiones del modelo estándar. El primero de ellos (iii) relaciona la variación porcentual de θ con la evolución porcentual del PIBpc (ϕ) y del coeficiente de Gini (λ). El segundo (iv) representa la versión estándar más difundida y relaciona la variación de θ con la evolución del ingreso medio real (γ) y del coeficiente de Gini (λ).

Finalmente, en los últimos tres ejercicios (v a vii) se ponen a prueba las descomposiciones aquí propuestas que, rompiendo con la pretendida identidad entre la evolución de la economía y la del ingreso de los hogares, incluyen como variables independientes las evoluciones del PIBpc (ϕ), la participación de los hogares (ς) y el Gini ponderado por la TMPS (λ TMPS), el primero (v), éstas y sus interacciones ($\phi\varsigma$ y $\gamma\lambda$ TMPS), el segundo (vi), estos cinco factores ponderados por sus elasticidades respectivas (η_θ y ε_θ), y el último (vii).

De los ejercicios (**tabla 2**) se desprende que las aproximaciones asimilables a la “teoría del derrame” (i y ii) aportan un poder explicativo (R^2) para nada desdeñable, aunque comparativamente bajo al evaluarlos *vis a vis* los R^2_a de las aproximaciones asimilables al estándar teórico. Por ejemplo, al incorporar la evolución del Gini como variable independiente, la variación explicada se incrementa un 12% en comparación con la que ofrece la sola alteración del PIB (iii). Por su parte, esa misma incorporación incrementa casi un 27% el poder explicativo de la variación del ingreso real como variable independiente separada (iv). En los cuatro casos (ejercicios i a iv), los coeficientes suministran información también consistente: aumentos del PIBpc o del ingreso real disminuyen la incidencia de la pobreza; aumentos del Gini, la elevan.

La comparación de las aproximaciones del enfoque estándar pone también en evidencia que crecimiento económico y crecimiento del ingreso no constituyen una identidad válida para explicar la evolución de la pobreza. La evolución de los ingresos reales y el Gini (iv) superan en casi un 50% el ajuste que ofrece la combinación de la dinámica del PIB y el Gini (iii).

Las descomposiciones propuestas en estos apuntes mejoran aún los niveles de ajuste. Los tres componentes principales (v) de nuestra descomposición, el creci-

miento económico (ϕ), la alteración de la participación relativa de los hogares (ζ) y el impacto de la modificación del Gini en el ingreso del percentil θ (λ TMPS), mejoran 12% el R^2_a del modelo estándar de mayor difusión (iv)¹¹. Los signos de los coeficientes suministran información consistente: aumentos del PIBpc o de SH reducen la pobreza y aumentos del Gini la agravan. El factor que eleva el poder explicativo en este caso es la correcta consideración del modo en que la alteración del Gini, ahora ponderada por la TMPS, afecta la variación de la incidencia de la pobreza.

Nuestra descomposición completa (vi), que incorpora también las interacciones entre los tres componentes principales, permite explicar el 69% de la tasa de variación de θ , nivel que representa un 91% más que la explicación que ofrece la sola consideración del crecimiento económico. Finalmente, cuando los cinco componentes de nuestra descomposición son ponderados por sus respectivas elasticidades (ejercicio vii) la variación explicada supera el 77%, es decir, más de un 115% del R^2_a del “modelo derrame” más elemental.

Por último, la parte de la variación de la tasa de pobreza que se mantiene persistentemente sin ser explicada en nuestro último ejercicio (vii), cerca de un 23% de la variación total, obedecería a que los cambios en el coeficiente de Gini solo informan sobre la evolución del nivel de la desigualdad interpersonal, y nada dicen de la alteración de su forma. Los cambios efectivos en la forma de la distribución, que no se ajustan necesariamente al modo (teórico) aquí propuesto para escalar la $L(p)$, constituirían el factor residual omitido.

Algunas evidencias para el caso argentino

En este apartado ponemos a prueba las descomposiciones con los microdatos de las Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de INDEC¹² de 1993 a 2018 para el

¹¹ Cabe tener en cuenta que esta comparación no es del todo adecuada, pues los tres componentes independientes no incluyen la interacción de los dos primeros, que sí estaría considerada en el ejercicio iv.

¹² Para las bases de 2007 a 2015 las proyecciones poblacionales fueron corregidas como en Calvi (2018), dados los cuestionamientos realizados por las autoridades de INDEC en 2016.

total urbano. Se presentan estimaciones anuales¹³ basadas en líneas de pobreza (z) que se corresponden con la metodología tradicional (MT) y con la metodología vigente (M22)¹⁴. Los ingresos familiares fueron ajustados a partir de las líneas de pobreza de cada hogar (ITF/LPMT; ITF/LPM22), de modo que el valor resultante expresa el poder de compra del ingreso por unidad consumidora equivalente, que de ser inferior (superior) a la unidad identifica a los miembros de hogares pobres (no pobres).

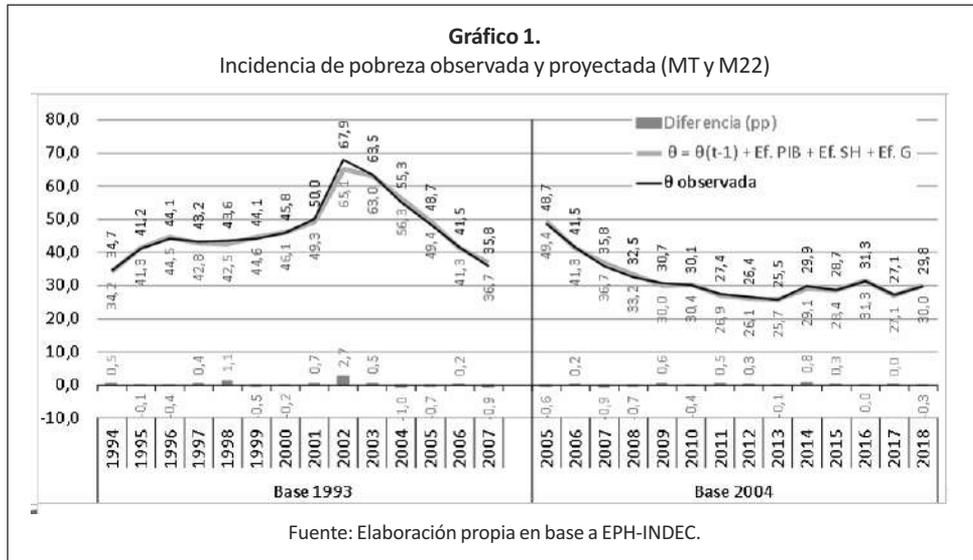
Las $\eta\theta$ para cada metodología (MT y M22) fueron computadas a partir del promedio que arrojan microsimulaciones de incrementos marginales (+* 1%) en el ingreso medio real (μ). Las TMPS resultan del ingreso medio real ($(\mu-1)/1$), que difiere según la metodología de estimación (MT o M22). Las $\varepsilon\theta$ fueron computadas a partir de las $\eta\theta$ y las TMPS para cada tipo de medición (MT o M22).

Para dar cuenta de la evolución del PIB se trabajó con las dos bases disponibles del Sistema de Cuentas Nacionales (CCNN): 1993 y 2004. El PIB a valores corrientes fue relacionado con la cantidad de unidades consumidoras equivalentes estimadas para el total nacional¹⁵ y fue ajustado a partir de la evolución del valor anual promedio del umbral de pobreza del adulto testigo (GBA). Estos ajustes tuvieron en cuenta que las equivalencias de unidades consumidoras y los umbrales (líneas de pobreza del adulto testigo) difieren según la metodología de medición (MT y M22).

¹³ La necesidad de trabajar con estimaciones anuales obedece a la incorporación de la evolución del PIB en el análisis y fue realizada a partir de la unificación de las bases de microdatos disponibles para cada año. Para 1993, 1994 (ondas octubre) y 2015 (primer semestre) contamos con una sola base.

¹⁴ En Calvi (2018) se explicitan los criterios con los cuales se definieron las LP (MT y M22) anteriores a abril de 2016. Desde abril de 2016, los umbrales de la M22 son los oficiales de INDEC y los de la MT resultan de actualizar a partir de ese momento los definidos en el trabajo citado con la evolución de la línea de indigencia y la inversa del Engel oficiales de INDEC (M22).

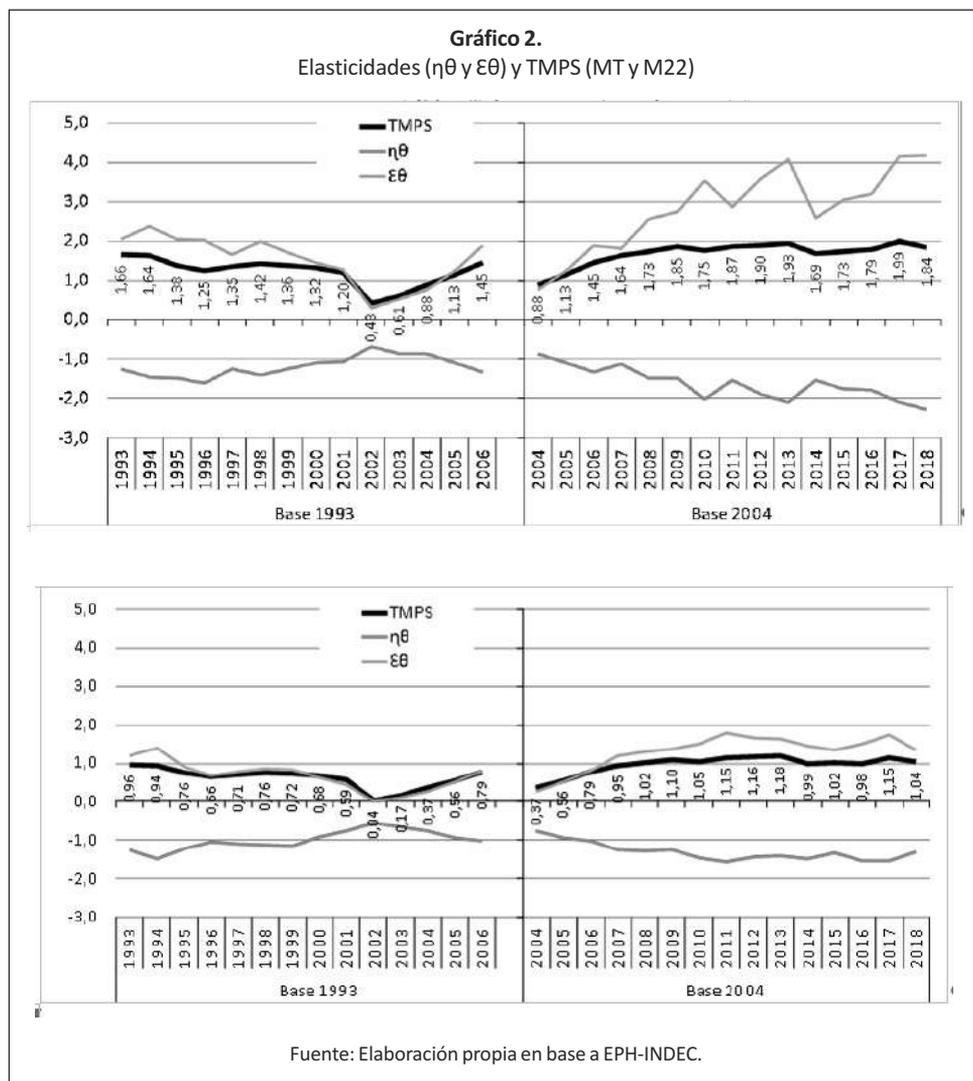
¹⁵ La estimación del total nacional de unidades consumidoras equivalentes fue realizada a partir de las tablas de equivalencia de cada metodología y la evolución entre censos (1991, 2001 y 2010) de la población según sexo y edad en años simples (tasas de variación acumulativa).



A continuación, se presentan, de manera comparativa entre metodologías de medición, los principales resultados de los ejercicios de descomposición realizados.

Un primer aspecto que se desprende de los **gráficos 1a y 1b** es que las θ observadas no difieren considerablemente de las anticipadas a partir de la aplicación de las identidades desarrolladas en los apartados precedentes: solo en tres observaciones (2011 MT; 1998 y 2002 M22) se registran divergencias (residuos) superiores al punto porcentual. Esto estaría indicando que los cambios efectivos en $L(p)$, que no necesariamente se ajustan al modo aquí propuesto para escalar la distribución, parecen poco relevantes para dar cuenta de las alteraciones de θ en plazos breves (un año en nuestro caso). En lo que resta del análisis nos centraremos en el estudio de la evolución de θ tal y como es anticipada por nuestras descomposiciones. Dedicaremos, más adelante, algunas consideraciones sobre los residuos.

El análisis de las TMPS que arroja cada metodología de medición (**gráfico 2**) permite dimensionar la advertencia realizada en apartados anteriores. Bajo el estándar de medición tradicional (MT) la pobreza es más sensible a los cambios mar-



ginales en el Gini que a las alteraciones proporcionales en los ingresos: en la amplia mayoría de los años aquí considerados (las excepciones se circunscriben al período 2002-2004) el nivel de la TMPS superaría la unidad (promediando los 1,44 puntos en toda la serie), de modo que para reducir θ las estrategias redistributivas serían más eficientes.

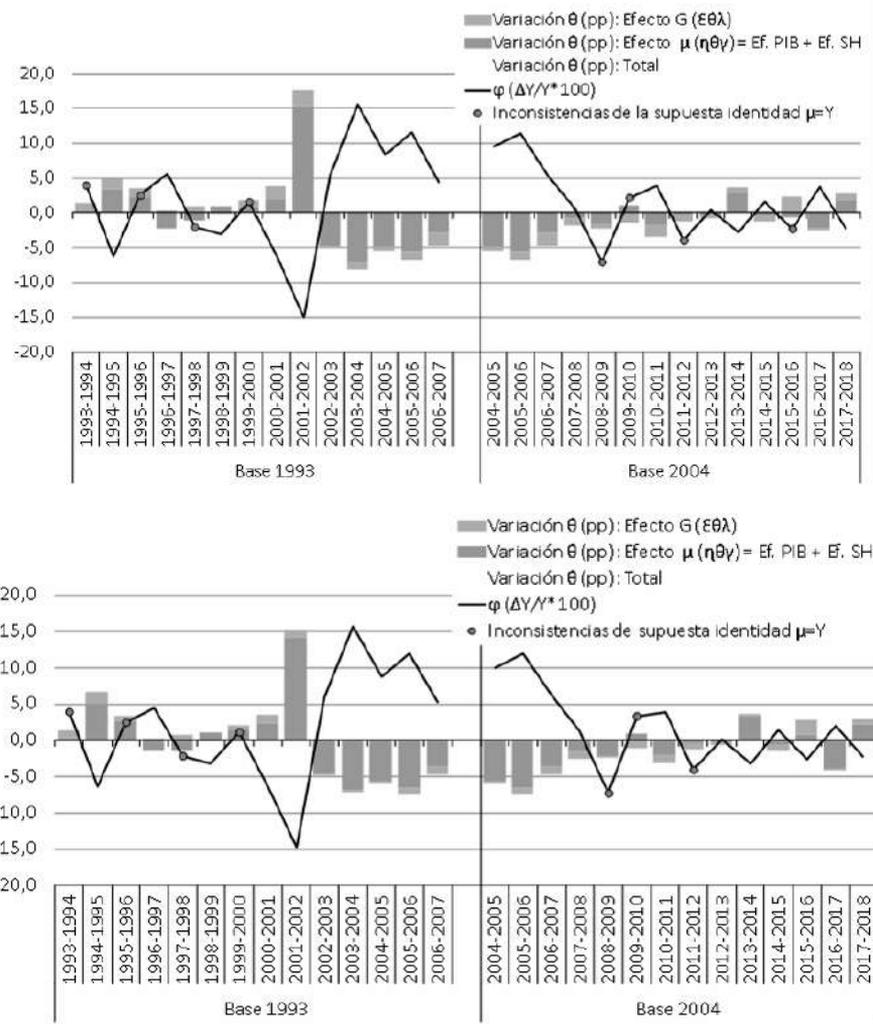
De acuerdo al estándar vigente en la actualidad (M22), por el cual la exigencia del umbral (z) fue elevada en cerca de un 34% en promedio, la TMPS es considerablemente baja (0,79 puntos en promedio): solo alcanzó niveles superiores a la unidad en ocho de los últimos 25 años; de modo que para reducir θ habrían sido más eficientes las estrategias orientadas a incrementar el ingreso medio. Como vemos, la TMPS como herramienta válida de diagnóstico de la privación absoluta se encuentra claramente atravesada por decisiones metodológicas que hacen a la definición de un estándar de medición, que puede ser modificado en circunstancias inciertas en términos de objetividad y conveniencia.

Del análisis de las descomposiciones de la variación de θ en efecto-ingreso y efecto-distribución¹⁶ (**gráfico 3**) se desprende que, en correspondencia con lo señalado en materia de TMPS, bajo el estándar tradicional (MT) el efecto-distribución (efecto G en el gráfico) cobra mayor gravitación vis a vis las evidencias que aporta la descomposición con la metodología vigente (M22).

Un segundo aspecto informado por los resultados de la descomposición dual es que, bajo las dos metodologías de medición, el efecto-ingreso es, efectivamente, el más relevante para dar cuenta de la evolución de θ . Sin embargo, identificarlo directamente con el crecimiento económico es, cuando menos, problemático. Esto se pone de manifiesto en ocho observaciones anuales bajo la MT y en siete bajo la M22, en las que la “presunta” identidad entre ambos efectos queda invalidada por la evolución misma del PIB (ϕ): en estos casos el sentido de la evolución de la economía (crecimiento/retroceso) contraría el efecto-ingreso (aumento/disminución de θ). Resulta, en este sentido, especialmente ilustrativo lo ocurrido entre 2008 y 2009: en el marco de una aguda retracción económica (algo sobreestimada a nuestro juicio en la nueva base de CCNN de INDEC), que se tradujo en una caída de 7% del PIB por unidad consumidora equivalente (a valores constantes relacionados con la LP de cada metodología), la incidencia de pobreza disminuye fundamentalmente por el efecto-ingreso.

¹⁶ Para simplificar la exposición, el efecto-distribución incorpora el de la interacción ingreso/distribución.

Gráfico 3.
Descomposición de $\Delta\theta$ en efecto-ingreso (efecto μ) y efecto-distribución (efecto G)
(MT y M22)

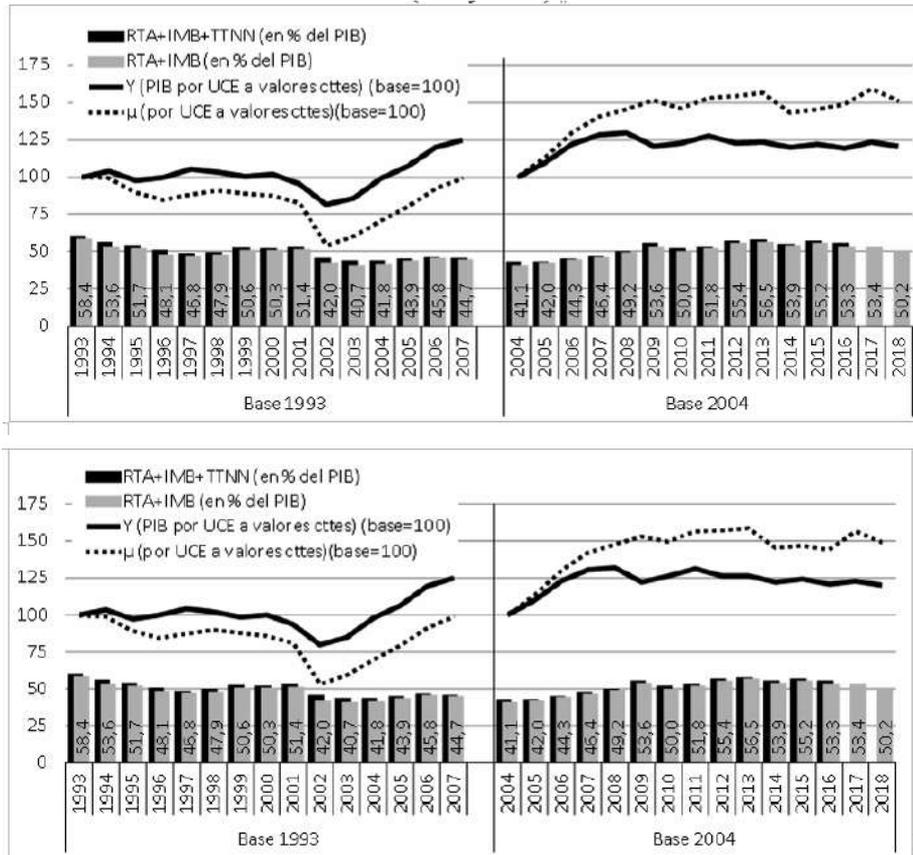


Nota: Efecto G incluye efecto interacción ingreso/distribución.

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC, CCNN1993-MECON, CCNN2004-INDEC, CNPV-INDEC (1991, 2001 y 2010) y tablas de equivalencias de unidades consumidoras (MT y M22).

Gráfico 4.

Evolución de los ingresos (μ , Y) por unidad equivalente a valores constantes y de la participación asalariada (RTA) y mixta (IMB) en el PIB (MT y M22)



Nota: La CGI2004-INDEC solo está disponible para el año base (2004) y para 2016 en adelante; para el período 2005-2015 fue tomada la estimación publicada en Calvi (2018).

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC, CCNN/CGI1993-MECON, CCNN/CGI 2004-INDEC, CNPV-INDEC (1991, 2001 y 2010) y tablas de equivalencias de unidades consumidoras (MT y M22).

Al comparar la evolución de los ingresos medios (μ) con la del PIB (Y), ambas por unidad equivalente y a valores constantes (relacionados con el umbral z), queda claro que las dos estimaciones están mediadas por lo que ocurre con la distribución

sectorial de los ingresos (**gráfico 4**). Entre 1993 y 2002, por ejemplo, el ingreso real calculado a partir de CCNN experimentó un deterioro del 20%, mientras que estimado con EPH ese deterioro fue del 45%. La mayor intensidad del retroceso de los ingresos estimados con las encuestas a hogares se encuentra directamente relacionada con lo ocurrido en la participación sectorial¹⁷ de los hogares en el PIB: la porción del PIB representada por los salarios (RTA) y los ingresos mixtos (IMB), principales fuentes del ingreso hogareño, descendió un 28% (-16,5pp) por esos años. Tendencias totalmente invertidas se observan entre 2004 y 2013: los ingresos que informan las CCNN crecieron más de un 24% (a valores constantes y por unidad equivalente) y los estimados con EPH más de un 60%; entre esos años la participación (primaria) de los hogares en el PIB aumentó un 37% (15,4pp).

La evidente brecha entre la evolución económica y la de los ingresos hogareños es la que nos lleva a descomponer los cambios de θ en los términos propuestos en apartados anteriores: efecto-crecimiento, efecto-participación (secundaria) y efecto-distribución (**gráfico 5**)¹⁸. Como vimos, el efecto-crecimiento (efecto PIB) está determinado tanto por la variación de Y (ϕ) como por la elasticidad-ingreso de la pobreza ($\eta\theta$). La ausencia de estimaciones oficiales sobre la participación secundaria de los hogares como sector institucional nos obliga a estimar su efecto (efecto SH) como complemento: queda precisado por la diferencia entre el efecto-ingreso (efecto μ) y el efecto-crecimiento (efecto PIB)¹⁹.

De la descomposición de θ en tres términos se sigue que, bajo cualquiera de las dos metodologías de medición aquí usadas (MT y M22), el efecto-crecimiento se

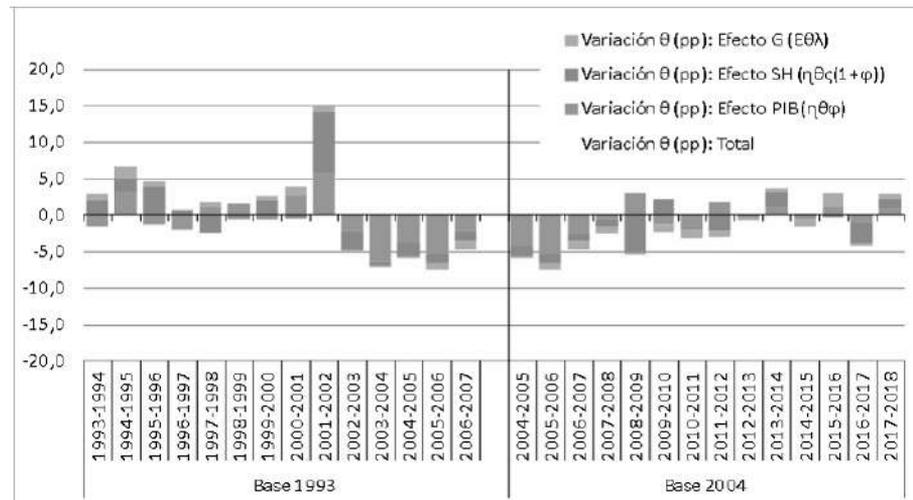
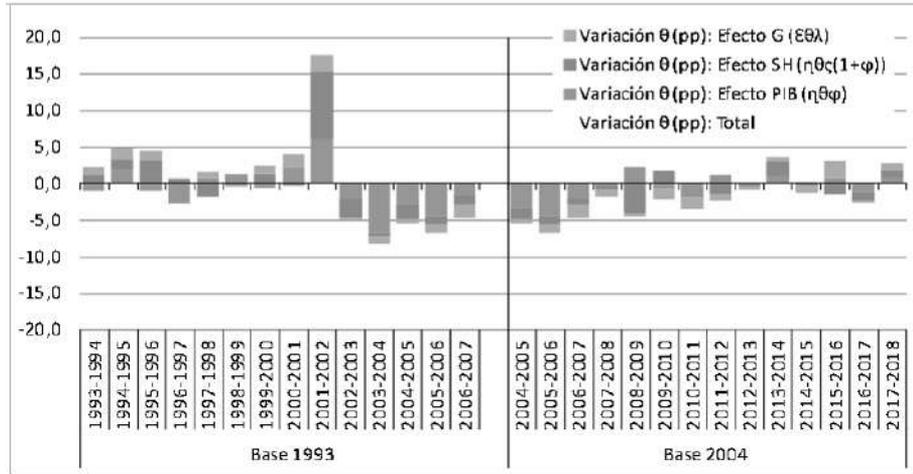
¹⁷ Aquí nos referimos a la participación primaria en la Cuenta Generación del Ingreso (CGI) de ambas bases del Sistema de Cuentas Nacionales (CCNN). La contabilidad nacional no informa en Argentina la participación secundaria sectorial. Una estimación en ese sentido es presentada en el gráfico 4 (columna negra), pero incluye dentro del ingreso hogareño las transferencias del Estado a las obras sociales y al PAMI, de modo que no informa sobre los ingresos de bolsillo de los hogares, tal y como son captados por la EPH. Cf. Calvi (2018).

¹⁸ Para simplificar la exposición, el efecto-participación incluye la interacción crecimiento/participación, y el efecto-distribución incorpora la interacción ingreso/distribución.

¹⁹ Estamos suponiendo, al igual que en el apartado anterior, que los ingresos que informan las EPH (μ) no se encuentran mayormente afectados por problemas de (sub/sobre) estimación.

Gráfico 5.

Descomposición de $\Delta\theta$ en efecto-crecimiento (efecto PIB), efecto participación (efecto SH) y efecto-distribución (efecto G) (MT y M22)



Nota: Efecto SH incluye efecto interacción crecimiento/participación; efecto G incluye efecto interacción ingreso/distribución.

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC, CCNN1993-MECON, CCNN2004-INDEC, CNPV-INDEC (1991, 2001 y 2010) y tablas de equivalencias de unidades consumidoras (MT y M22).

encuentra lejos de quedar identificado con el efecto-ingreso. Durante los años de vigencia de la convertibilidad monetaria (1993-2001), θ aumentó entre 1,7pp y 1,0pp anuales (MT y M22, respectivamente): solo una fracción de ese incremento (6% bajo MT; 19% bajo M22) tuvo por motor el deterioro económico de esos años (de -0,5% y -0,7% anual promedio, respectivamente para cada estándar); entre el 36% y el 43% del incremento (MT y M22) obedeció a la caída de la participación de los hogares en el PIB, y entre un 59% y un 38% al aumento del coeficiente de Gini de ingreso real por unidad equivalente.

Tampoco el fuerte aumento interanual de la pobreza (17,6pp con MT y 15,2pp con M22) que acompañó al colapso de la convertibilidad (2001-2002) estuvo gobernado en mayor medida por el retroceso del PIB: el efecto-crecimiento da cuenta de entre el 34% (MT) y el 37% (M22) de la variación total, el deterioro de la participación de los hogares en el PIB explica más del 50% del aumento de θ (52% y 56%, según MT y M22), y el efecto-distribución explica el complemento (14% y 7%, respectivamente).

Entre 2003 y 2013 la pobreza se retrajo de manera persistente (con mayor intensidad hasta 2008) a razón de 3,6pp y 3,8pp anuales (MT y M22). Cerca de un 45% de esa reducción de θ obedeció exclusivamente a la evolución del PIB (44% con MT y 48% con M22). El restante 55% quedó precisado por alteraciones distributivas: la recomposición de la participación de los hogares en el PIB explica entre un 29% (MT) y un 34% (M22) de la disminución de θ ; la reducción del coeficiente de Gini da cuenta de entre el 27% (MT) y el 18% (M22) de la disminución total.

Las oscilaciones de θ a lo largo de los últimos cinco años de la serie dificultan un análisis de conjunto (los efectos contrarios tienden a compensarse), y uno minucioso (de cada incremento o reducción de θ) resulta demasiado árido e irrelevante en comparación con lo ya señalado.

Resumiendo, las evidencias para el caso argentino informan, en primer lugar, que difícilmente la evolución del PIB pueda dar cuenta por sí sola de la evolución de la pobreza. Aunque es un factor explicativo crucial (necesario) no es el único relevante (no es suficiente). Los aspectos distributivos resultan igualmente impor-

tantes en la explicación de la evolución de la pobreza. El rol de la distribución personal de los ingresos ya ha sido señalado por muchos especialistas. La relevancia de la participación sectorial de los hogares en el PIB, en cambio, ha sido persistentemente omitida²⁰.

Limitaciones de las descomposiciones aquí propuestas

Algunas descomposiciones usadas para dar cuenta de la evolución de la pobreza que incluyen factores residuales suelen ser objeto de cuestionamientos, dado que los residuos no pueden ser adecuadamente interpretados, o bien porque en algunas circunstancias tienen mayor peso que los otros componentes²¹. En nuestro caso, el primero de estos cuestionamientos no tendría asidero, dado que la interpretación del componente residual es clara: corresponde a los cambios empíricos en $L(p)$ que difieren de las modificaciones (teóricas) de la distribución que no alteran su forma general. En otras palabras, el residuo señala el impacto sobre la evolución de θ de las alteraciones en la forma de la distribución, impacto poco relevante en el corto plazo, pero que podría incluso ser objeto de indagación en sí mismo.

Por su parte, el trabajo con elasticidades suele estar relacionado con otro tipo de dificultades. Dado que las elasticidades informan sobre cambios marginales (+1%), su empleo para variaciones de mayor envergadura suele no ser del todo preciso. Por ejemplo, al cómputo aquí realizado de las elasticidades ($\eta\theta$ y $\Xi\theta$) a partir de los microdatos de las EPH subyace una densidad observada de la función de distribución ($F(x)$) en torno (+1%) a un punto ($x=z$), que no puede suponerse constante a lo largo de todos los tramos de la distribución.

De todos modos, cabe señalar que los criterios conceptuales generales aquí propuestos pueden ser aplicados a otras estrategias de descomposición. Tanto la dis-

²⁰ Cabe destacar en este sentido, como virtual excepción a una enunciación que parece demasiado categórica, el trabajo de Lindemboim (2010) en el que, a falta de información confiable en materia de pobreza y en un contexto de serios cuestionamientos a los índices de precios oficiales, se señalaba la relevancia del estudio de distribución funcional del ingreso.

²¹ Cf. la crítica de Kakwani (1997) a la propuesta por Datt y Ravallion (1992), así como el modo en que la perfecciona para satisfacer los axiomas de simetría y completitud.

tinción entre efecto-crecimiento y efecto-participación –subtérminos del efecto-ingreso–, como la separación del efecto-Gini del efecto-forma de la curva de Lorenz (aquí componente residual) pueden ser instrumentados en descomposiciones que, como en Kakwani (1997), satisfagan los principios de simetría y completitud.

Comentarios finales

De lo desarrollado a lo largo del trabajo podemos extraer cuatro series de reflexiones que, arbitrariamente clasificadas, aluden a aspectos prácticos, analíticos, conceptuales y sociológicos.

En primer lugar, en buena parte de este documento hemos intentado resaltar el valor de la TMPS de Kakwani como dispositivo razonablemente sencillo y práctico para orientar el diseño de políticas públicas que tengan por propósito reducir los niveles de privación por ingresos. Hemos, sin embargo, advertido –no sin una fastidiosa insistencia– que la utilidad de este valioso dispositivo depende, necesariamente, de cómo se mide la pobreza por ingresos.

En términos analíticos estas advertencias, que se derivan de la correlación (inversa) entre el estándar de vida implícito en la definición del umbral de pobreza (z) y el valor alcanzado por la TMPS, sugieren que los cambios metodológicos en la medición de la pobreza pueden estar acompañados por significativas alteraciones en el diagnóstico de la privación por ingresos (sus principales determinantes) y, consecuentemente, en la orientación más adecuada para reducirla. Dicho en otros términos, dado que el diagnóstico no es indiferente al estándar de medición, los cambios metodológicos deberían estar no solo adecuadamente fundamentados, sino también precedidos por estudios que expliciten cómo los criterios de medición propuestos alteran el análisis y las prescripciones que derivaban del estándar precedente.

Un aporte conceptual relevante en este documento es el relativo al cuestionamiento de la identidad entre crecimiento económico y crecimiento de los ingresos. Esa presunta identidad que, de manera a veces implícita (en la ambigüedad del pure growth effect, de Kakwani) y a veces manifiesta (el crecimiento económico

neutral, del reciente documento del CEDLAS), persiste en los abordajes alternativos a la “teoría del derrame” no puede ser sostenida teóricamente y tampoco resulta validable a partir de la evidencia empírica. Señalemos, en primer lugar, que la distribución funcional/sectorial del ingreso es una problemática económica relevante desde la tradición clásica de la economía política y que en la actualidad sigue evocada en la contabilidad nacional (CGI). Señalemos, asimismo, que la supuesta identidad hace más complementarios que alternativos a los enfoques que buscan precisar los límites de la “teoría del derrame”. Solo rompiendo con esa presunta identidad estamos en condiciones de elaborar una crítica más artera al “derrame”: al hacerlo, el efecto-distribución (efecto sobre θ del cambio en el Gini) es solo uno de los aspectos distributivos que contribuyen a determinar los cambios en la incidencia de la pobreza; la evolución de la participación de los hogares en el ingreso (efecto-participación), más relevante aún, es el otro.

Por último, resulta sintomático el relativo abandono de un dispositivo analítico como la TMPS de Kakwani, que fuera introducido a instancias de un organismo internacional como el Banco Mundial, principal promotor de prescripciones asociadas a la “teoría del derrame”. Dado que los umbrales de pobreza que el organismo postula para medir comparativamente la privación por ingresos resultan poco exigentes (desde los 1,9 hasta los 5,5 dólares diarios ppa), al menos en comparación con buena parte de los estándares de medición nacionales, la prescripción generalizada debería ser la “teoría de la redistribución”: más del 55% de los países con estimación de pobreza en la base del organismo detenta una TMPS superior a la unidad con el umbral más exigente (5 dólares diarios). Correspondería, en cualquier caso, revisar el estatuto “teórico” del derrame.

Bibliografía

Banco Mundial. (s.f.). Banco de datos. Recuperado de: <https://databank.bancomundial.org/home.aspx>.

- Bourguignon, F. (2002). The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods. En T. Eicher y S. Turnovski (Eds.), *Growth and Inequality*. Cambridge: MIT Press.
- Bracco, J., Gasparini, L., y Tornarolli, L. (2019). Explorando los Cambios de la Pobreza en Argentina: 2003-2015. Documentos de Trabajo de CEDLAS, (245).
- Bresson, F. (2008). The estimation of the growth and redistribution components of changes in poverty: a reassessment. *Economic Bulletin*, 9(14).
- Calvi, G. (2018). Distribución del ingreso, bienestar y privación en Argentina (1974/1993-2016). *Realidad Económica*, (315).
- Datt, G., y Ravallion, M. (1992). Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s. *Journal of Development Economics*, 38.
- Kakwani, N. (1980). *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications*. Washington D.C.: Oxford University Press.
- Kakwani, N. (1993). Poverty and Economic Growth With Application to Cote D'Ivoire. *Review of Income and Wealth*, 39(2).
- Kakwani, N. (1997). On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Applications to Thailand. Discussion paper, School of Economics.
- Lindenboim, J. (2010). Ajuste y pobreza a fines del siglo XX. En S. Torrado (Ed.), *El costo social del ajuste (Argentina 1976-2002), Tomo II*. Buenos Aires: Edhasa.
- Medina, F., y Galván, M. (2014). *Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso. Fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007*. Santiago de Chile: CEPAL, Serie Estudios Estadísticos.
- Medina, F., y Galván, M. (2014). Sensibilidad de los índices de pobreza a los cambios en el ingreso y la desigualdad. Lecciones para el diseño de políticas en América Latina, 1997-2008. Santiago de Chile: CEPAL, Serie Estudios Estadísticos.

ANEXO

Tabla A1.
Países por año/s base de las 133 observaciones usadas (z = 3,2 dólares ppa)

	Año base										Total
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
ARG					*					*	2
ARM					*					*	2
AUT			*				*				2
BFA		*					*				2
BGD			*						*		2
BGR		*					*				2
BOL					*					*	2
BRA					*			*			2
BTN					*					*	2
BWA		*						*			2
CAN						*					1
CHL						*				*	2
CHN						*		*			2
COL					*					*	2
CRI					*					*	2
DOM				*					*		2
ECU					*					*	2
EGY					*			*			2
ESP			*					*			2
EST			*					*			2
ETH			*					*			2
FIJ	*					*					2
GEO					*					*	2
GHA					*				*		2
GRC								*			1
HND					*					*	2
HRV			*					*			2
IDN								*		*	2
IRL			*					*			2
IRN									*		1
ITA			*					*			2
KAZ					*					*	2
KGZ					*					*	2
LKA					*				*		2
LTU			*								1
LVA			*								1
MEX			*				*				2
MKD			*					*			2
MNE		*					*				2
MNG			*						*		2
MOZ	*						*				2
MWI			*						*		2
NAM		*						*			2

	Año base										Total
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
NER				*			*				2
NIC		*					*				2
PAK			*					*			2
PAN					*					*	2
PER					*					*	2
PHL					*			*			2
POL			*					*			2
PRT								*			1
PRY					*					*	2
PSE				*					*		2
ROU			*					*			2
RUS			*					*			2
RWA						*			*		2
SLV					*					*	2
SRB					*			*			2
TGO				*				*			2
THA							*			*	2
TJK		*						*			2
TON		*						*			2
TUN			*								1
TUR				*							1
UGA					*				*		2
UKR									*		1
URY					*						1
USA			*						*		2
VNM					*				*		2
XOX					*						1
ZAF			*				*				2
ZMB			*					*			2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Banco Mundial.

Tabla B.
Descomposición de la variación de θ
Total urbano EPH

	$\Delta \theta$ (pp)		Efecto μ (pp)	Efecto PIB (pp)	Efecto SH (pp)*	Efecto G (pp)**	TMPS (t)	$\eta\theta$ (t)	EB (t)
	Obs.	Σ efectos							
MT									
Base 1993									
1993-1994	1,2	1,2	0,1	-1,0	-1,2	1,1	1,66	-1,23	204
1994-1995	5,0	4,8	3,2	2,0	1,2	1,6	1,64	1,44	237
1995-1996	3,8	3,4	2,1	-1,0	3,1	1,3	1,38	1,47	203
1996-1997	-1,1	-2,0	2,3	2,8	0,5	0,2	1,25	1,61	201
1997-1998	-0,1	-0,2	1,1	0,7	1,9	0,9	1,35	1,23	167
1998-1999	1,3	0,9	0,9	1,3	0,3	0,0	1,42	1,40	198
1999-2000	2,0	1,7	0,7	0,6	1,3	1,1	1,36	1,25	171
2000-2001	4,0	3,8	1,9	2,2	0,3	1,9	1,32	1,09	144
2001-2002	18,3	17,6	15,2	6,0	9,2	2,4	1,20	1,07	128
2002-2003	-4,2	-4,9	-4,7	2,1	2,6	0,2	0,43	0,69	030
2003-2004	-9,0	-8,3	7,3	6,8	0,4	1,0	0,61	0,86	052
2004-2005	-6,2	-5,4	4,9	3,1	1,8	0,6	0,88	0,87	077
2005-2006	-7,3	-6,8	5,6	-4,5	-1,1	-1,2	1,13	1,09	123
2006-2007	-4,0	-4,8	2,9	1,7	1,3	1,8	1,45	1,31	190
Base 2004									
2004-2005	-6,2	-5,4	4,9	3,5	1,4	0,6	0,88	0,87	077
2005-2006	-7,3	-6,8	5,6	-4,5	-1,1	-1,2	1,13	1,09	123
2006-2007	-4,0	-4,8	2,9	2,0	0,9	1,8	1,45	1,31	190
2007-2008	-2,7	-1,9	0,9	0,2	0,8	1,0	1,64	1,11	181
2008-2009	-1,4	-2,3	-1,8	2,3	4,1	0,5	1,73	1,47	254
2009-2010	-0,4	-0,4	1,0	0,7	1,7	1,4	1,85	1,47	272
2010-2011	-2,4	-3,5	-1,8	1,6	0,2	1,7	1,75	2,03	354
2011-2012	-0,9	-1,2	0,4	1,1	1,4	0,9	1,87	1,54	287
2012-2013	-1,1	-0,8	0,4	0,1	0,3	0,5	1,90	1,89	358
2013-2014	2,7	3,6	2,9	0,9	2,0	0,7	1,93	2,10	406
2014-2015	-0,9	-1,3	0,4	0,4	0,0	0,9	1,69	1,53	258
2015-2016	0,8	1,5	-0,8	0,7	1,5	2,3	1,73	1,76	304
2016-2017	-2,5	-2,7	2,3	1,2	-1,1	0,3	1,79	1,78	319
2017-2018	2,1	2,7	1,8	0,8	1,0	0,9	1,99	2,09	415
M22									
Base 1993									
1993-1994	1,7	1,2	0,3	-1,6	1,9	1,0	0,96	1,25	120
1994-1995	6,5	6,6	5,1	3,2	1,9	1,5	0,94	1,47	139
1995-1996	3,0	3,3	2,6	1,3	3,8	0,8	0,76	1,22	092
1996-1997	-0,9	-1,3	1,5	2,1	0,6	0,1	0,66	-1,04	069
1997-1998	0,4	-0,8	-1,4	1,0	2,4	0,7	0,71	-1,08	077
1998-1999	0,5	1,0	1,0	1,5	0,5	0,1	0,76	1,12	086
1999-2000	1,8	2,0	1,3	0,6	1,9	0,7	0,72	-1,15	083
2000-2001	4,1	3,5	2,3	2,7	0,4	1,2	0,68	0,92	063
2001-2002	17,9	15,2	14,2	5,6	8,5	1,0	0,59	0,77	045
2002-2003	-4,4	-4,9	-4,8	2,2	2,6	0,0	0,04	0,55	002
2003-2004	-8,2	-7,2	6,9	6,5	0,4	0,3	0,17	0,63	011
2004-2005	-6,5	-5,9	5,6	3,7	1,9	0,3	0,37	0,76	028
2005-2006	-7,3	-7,4	6,7	5,5	-1,2	0,8	0,56	0,94	053
2006-2007	-5,6	-4,8	3,6	2,2	1,5	1,1	0,79	1,02	081
Base 2004									
2004-2005	-6,5	-5,9	5,6	4,2	1,4	0,3	0,37	0,76	028
2005-2006	-7,3	-7,4	6,7	5,5	-1,2	0,8	0,56	0,94	053
2006-2007	-5,6	-4,8	3,7	2,6	1,1	1,1	0,79	1,02	081
2007-2008	-3,3	-2,6	-1,6	-0,6	-1,1	-1,0	0,95	1,25	118

	$\Delta \theta$ (pp)		Efecto μ	Efecto PIB	Efecto SH	Efecto G	TMPS	$\eta\theta$	$\varepsilon\theta$
	Obs.	Σ efectos	(pp)	(pp)	(pp)*	(pp)**	(t0)	(t0)	(t0)
2008-2009	-1,8	-2,5	-2,1	3,0	-5,1	-0,4	1,02	-1,27	1,30
2009-2010	-0,6	-0,2	0,9	-1,3	2,2	-1,1	1,10	-1,26	1,38
2010-2011	-2,7	-3,1	-2,0	-1,7	-0,4	-1,1	1,05	-1,44	1,51
2011-2012	-1,0	-1,3	-0,4	1,7	-2,1	-0,9	1,15	-1,55	1,78
2012-2013	-0,9	-0,7	-0,3	0,0	-0,3	-0,4	1,16	-1,43	1,66
2013-2014	4,3	3,6	3,1	1,1	2,0	0,4	1,18	-1,39	1,64
2014-2015	-1,2	-1,5	-0,6	-0,6	0,0	-0,9	0,99	-1,47	1,46
2015-2016	2,7	2,7	0,7	1,0	-0,3	2,0	1,02	-1,32	1,34
2016-2017	-4,2	-4,2	-3,9	-1,0	-3,0	-0,3	0,98	-1,52	1,49
2017-2018	2,6	2,9	2,2	0,9	1,2	0,7	1,15	-1,52	1,74

* Incluye efecto por interacción crecimiento/participación.

** Incluye efecto por interacción ingreso/distribución.

Fuente: Elaboración propia en base EPH-INDEC (con proyecciones poblacionales corregidas entre 2007 y 2015), CNPV-INDEC (1991, 2001, 2010), CCNN-MECON/INDEC (bases 1993 y 2004), tablas de unidades consumidoras equivalentes (MT y M22, INDEC) y series de LP (MT y M22) disponibles en Calvi (2018).