



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

Grupo Temático N° 2: Distribución del ingreso y pobreza

Coordinadores: Luis Beccaria y Roxana Maurizio

La elasticidad de la incidencia de la pobreza ante los cambios en el ingreso y su distribución. Reconsiderando el problema de la tasa marginal proporcional de sustitución

Autor/a: Gabriel Calvi

E-mail: gcalvirodiles@hotmail.com

Pertenencia institucional: FCS-UBA

Introducción

La evolución de la incidencia de la pobreza depende 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 de 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.

Desde nuestro punto de vista, la TMPS propuesta por 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 bajar la pobreza.

En este trabajo volvemos a problematizar la cuestión desde un punto de vista conceptual, con el propósito sumar algunas precisiones (bajo qué circunstancias las mejoras en el ingreso pierden eficacia relativa en comparación con las mejoras distributivas). Se incluyen también



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

consideraciones sobre la asimilación del efecto ingresos (reales) con el efecto crecimiento (económico). Argumentaremos que esa identificación no es ni conceptual ni empíricamente válida, y hace a la teoría estándar más complementaria que crítica al “derrame”. Sólo desmontando la presunta identidad entre crecimiento económico y crecimiento de los ingresos quedamos en condiciones de cuestionar 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 se introduce y precisan los alcances (y limitaciones) de la TMPS propuesta en ese artículo. Un último capítulo conceptual aborda críticamente la presunta identidad entre crecimiento económico y crecimiento de los ingresos, con el propósito de alcanzar una descomposición en la que ambas tendencias queden disociadas.

Aunque el trabajo es predominantemente conceptual, se presentan también conjuntos de evidencias empíricas (internacionales y para el caso argentino) que permiten ilustrar las descomposiciones propuestas. Los últimos dos apartados están dedicados a explicitar las limitaciones de nuestros desarrollos y a exponer las principales conclusiones.¹

La pobreza y el crecimiento económico

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 parecerían 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 sólo en la medida en que se verifica crecimiento económico la pobreza puede reducir su incidencia.

Validar acríticamente 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, sólo bastaría con hacer crecer el producto, pues eso redundaría en beneficio de toda la población por igual.

Los enfoques alternativos a este tipo de desarrollos (Datt y Ravallion (1992), Kakwani (1993; 1997), Bourguignon (2002), Bresson (2008)) buscan complementarlo, considerando que la pobreza está afectada no sólo por el ingreso sino también por su distribución. Acuerdan, consecuentemente, en medir separadamente el efecto que sobre la incidencia de la pobreza tienen tanto los cambios en el ingreso de los hogares como las alteraciones distributivas. Todas las propuestas en este sentido parten de la descomposición de la evolución de la

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 de la exclusiva responsabilidad del autor.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

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.

Presentamos a continuación una aproximación alternativa posible, 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 medida general de desigualdad relativa.

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

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

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

$$L'(p) = \frac{x}{\mu}$$

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

$$\theta = F(z)$$

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

Si el ingreso (μ) es expresado a valores constantes (en relación al umbral de pobreza), y la línea de pobreza es invariante, como supondremos de aquí en adelante, los cambios en la incidencia de la pobreza quedan entonces determinados sólo 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 (η_θ)

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



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

$$\mu^* = \mu + \gamma\mu = \mu(1 + \gamma) \quad \Rightarrow \quad x^* = x + \gamma x = x(1 + \gamma)$$

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

$$L'(\theta^*) = \frac{z}{\mu^*} = \frac{z}{\mu + \gamma\mu} = \frac{z}{\mu(1 + \gamma)}$$

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 el porcentaje de población que emerge de la pobreza 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 (ϵ_θ)



Si mantenemos constante el ingreso medio ($\mu^* = \mu$), la pobreza puede variar sólo 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 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 .

$$L^*(p) = L(p) - \lambda[p - L(p)] \quad \Rightarrow \quad G^* = G + \lambda G$$

Aquí proponemos una forma 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.

$$x^* = x - \lambda(\mu - x) \quad \Rightarrow \quad G^* = G + \lambda G$$

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.

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

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

La elasticidad de la incidencia de la pobreza ante los cambios en el Gini (\mathcal{E}_θ) representa la variación porcentual de θ que resulta de una variación 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 θ refiere sólo a la proporción en que altera el ingreso relativo de θ . Es equiparable, por tanto, al impacto de una alteración generalizada de los ingresos (μ) que tenga por efecto una modificación marginal (del 1%) en la distancia (relativa a z) entre z y μ .³

$$\mathcal{E}_\theta = \frac{(z - \mu)}{z} \eta_\theta = -\frac{(\mu - z)}{z} \eta_\theta$$

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 total de la tasa de pobreza como sigue:

$$\frac{\Delta \theta}{\theta} = \eta_\theta \frac{\Delta \mu}{\mu} + \mathcal{E}_\theta \frac{\Delta G}{G}$$

El primer término refiere al cambio en la incidencia de la pobreza resultante de la variación generalizada en los ingresos y el segundo al efecto oficiado por la alteración distributiva. 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 los 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.

³ Más adelante desarrollamos más pormenorizadamente esta identidad.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

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

La TMPS alcanza la unidad cuando un aumento (disminución) generalizado de los ingresos, que repercute sobre el ingreso de θ , neutraliza la reducción (aumento) del ingreso de θ , resultante de un aumento (disminución) del Gini de igual proporción.

Las conclusiones a las que llegaba Kakwani con su TMPS eran relevantes, pero limitadas: en la medida de 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 posibles en el ingreso de θ , para relacionar así las variaciones proporcionales de los ingresos y de su distribución (γ y λ):

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

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

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

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

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

Con estas últimas expresiones estamos en condiciones de especificar aún más la relación entre ambas elasticidades, tal y como queda expresada en la TMPS.

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

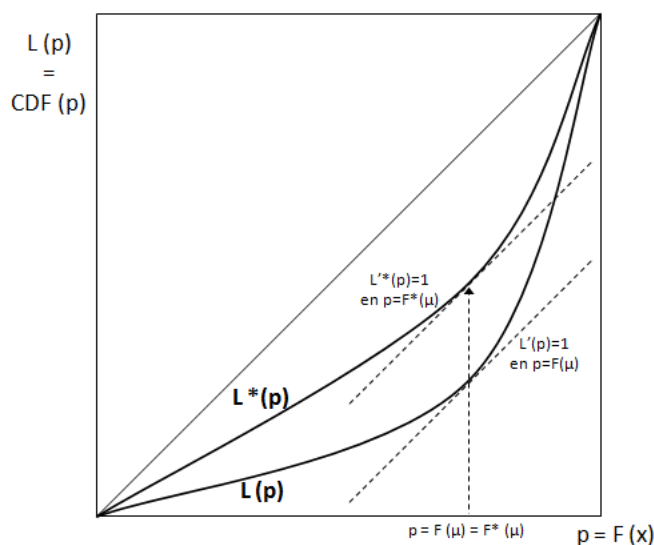
$$\eta_{\theta} = -\frac{z}{(\mu - z)} \varepsilon_{\theta}$$

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



En lo que refiere a la elasticidad de θ ante alteraciones porcentuales del Gini (\mathcal{E}_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 (\mathcal{E}_θ) asume signo opuesto (positivo) sólo 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 .

Figura 1
Ejemplo de alteración de la curva de Lorenz



Esta variabilidad del sentido (signo) de \mathcal{E}_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 proporcionalmente (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/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



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

cuando $z < \mu$) 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_H 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 , afectando 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 no afectan a θ , que queda exclusivamente determinada por las alteraciones en los ingresos.

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



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

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 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.

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 cuestionable.⁵

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

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 sin dudar: “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 R^2 de 0,535) lejos está de expresar una relación de identidad (que quedaría señalada con un R^2 próximo a la unidad).



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

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 ($\Delta S_H/S_H=\zeta$).

$$\mu = YS_H$$

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

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

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

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

La tasa de variación del ingreso medio de la distribución (γ) queda ahora presentada como la sumatoria de dos términos. El primero de estos términos (ϕ) representa la parte de la variación de los ingresos explicada por el crecimiento económico; el segundo ($\zeta(1+\phi)$), la parte que responde a los cambios en la participación sectorial.

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

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \eta_\theta \frac{\Delta Y}{Y} + \eta_\theta \frac{\Delta S_H}{S_H} \left(1 + \frac{\Delta Y}{Y}\right) + \varepsilon_\theta \frac{\Delta G}{G}$$

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \eta_\theta \phi + \eta_\theta \zeta(1 + \phi) + \varepsilon_\theta \lambda$$

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), y c) el efecto-distribución (tercer término). 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 descomposiciones.⁶

Organizamos la información por cada observación individual (dos por país, cuando resulta posible) 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) dado un umbral (z) de 1,9 dólares diarios (ppa 2011), 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:

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

De la Tabla 1, que presenta las observaciones 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 (87% 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 (1,9 dólares a ppa) representa un estándar de medición bastante modesto. Aún así, la incidencia de pobreza promedia poco menos del 50% en los países con ingresos relativos medios (12% de las observaciones) y encontramos una observación (Malawi en 2010) con ingresos relativos bajos e incidencia superior al 70%.

Tabla 1
Observaciones (148) según su TMPS

Tipología	Distribución %	θ	μ/z (promedios)	TMPS
Con ingresos relativos altos (TMPS>1)	87,2	3,4	10,3	9,26
Con ingresos relativos medios (0<TMPS<1)	12,2	49,5	1,4	0,44
Con ingresos relativos bajos (TMPS<0)	0,7	71,7	1,0	-0,03
Total	100	9,5	9,1	8,13

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

Para poner en práctica nuestras descomposiciones elaboramos, en primer lugar, la información que requiere el ejercicio que contempla sólo dos términos (efecto-ingreso y efecto-distribución). Dado que los cambios observados en θ responden a la combinación de

⁶ En su Banco de Datos sobre “Indicadores de Desarrollo Mundial” (<https://databank.bancomundial.org/data>) Banco Mundial dispone de pares de observaciones sobre la información que aquí necesitamos para un total de 93 países. Catorce de esos países presentan incidencias de pobreza nula en ambas observaciones, por lo que no pueden ser usados aquí. Otros diez presentan incidencias nulas en una de las observaciones y, consecuentemente, sólo puede ser usada una de las bases posibles. Quedan así, un total de 148 observaciones que pueden emplearse en el análisis (138 observaciones de 69 países; 10 observaciones de 10 países). En el Anexo se presenta el detalle de la información aquí usada.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

efecto-ingreso y efecto-distribución, para computar cada uno de ellos por separado debemos proceder de una manera particular.

Como vimos, distintos cambios (por efecto-ingresos o efecto-distribución) en la incidencia de la pobreza (de θ a θ^*) pueden ser equiparados a lo que ocurre al variar el umbral, de z a z^* en la distribución original y con los ingresos originales. Con las tasas de variación de los ingresos (γ) y del Gini (λ) estamos en condiciones de computar los z^* de cada observación, deducir la tasa de variación del ingreso medio relativo (δ) correspondiente, y calcular las elasticidades de la pobreza ante los cambios en los ingresos (η_θ).

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

$$\delta = \frac{\left(\frac{\mu}{z^*} - \frac{\mu}{z}\right)}{\frac{\mu}{z}} = \frac{z^*}{z} - 1$$

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

Advirtamos que las η_θ resultantes son teóricas (no empíricas), dado que para calcular z^* tuvimos en cuenta la forma (teórica) de escalar la distribución que ha sido propuesta en este trabajo y que sólo contempla uno de los múltiples cambios (empíricos) posibles en $L(p)$. De hecho, en 30 observaciones los cálculos arrojan η_θ con valores anormales (positivos), de lo que se desprende que en estos casos los cambios en la forma de la distribución son determinantes para dar cuenta las alteraciones de θ .

Los datos nacionales nos permiten también precisar para cada caso, dadas las TMPS y las η_θ teóricas, las \mathcal{E}_θ correspondientes, para descomponer las tasas de variación de θ de cada observación en la sumatoria de los efectos ingreso y distribución.

$$\mathcal{E}_\theta = -TMPS \eta_\theta$$

$$\frac{\Delta\theta}{\theta} = \gamma\eta_\theta + \lambda\mathcal{E}_\theta$$

Finalmente, para descomponer la evolución de θ en tres términos (efecto-crecimiento, efecto-participación y efecto-distribución) resulta necesario además desglosar la tasa de variación del ingreso medio (γ). Dado que conocemos la tasa de crecimiento del PIBpc (φ), deducimos por diferencia la parte de la variación del ingreso no explicada por el crecimiento económico, y la asociamos a los cambios en la participación relativa de los hogares ($\zeta(1+\varphi)$). 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.⁷ El efecto-ingreso queda así expresado en dos términos: el efecto-crecimiento y el efecto-participación. La evolución de los ingresos y el crecimiento económico quedan disociados en esta descomposición.

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

$$\zeta(1 + \phi) = \gamma - \phi$$

$$\eta_{\theta}\gamma = \eta_{\theta}\phi + \eta_{\theta}\zeta(1 + \phi)$$

A partir de la información disponible y de las elasticidades previamente computadas se presentan a continuación seis 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 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”. El tercero, que representa la teoría alternativa estándar, relaciona la variación porcentual de θ con la evolución porcentual de los ingresos (γ) y del coeficiente de Gini (λ). En un cuarto modelo, que tiene por propósito perfeccionar el abordaje alternativo estándar, ambas evoluciones (γ y λ) son ponderadas por las elasticidades respectivas (η_{θ} y ϵ_{θ}). Finalmente, en los últimos ejercicios se pone a prueba la descomposición de tres términos que, rompiendo con la pretendida identidad entre la evolución de la economía y la del ingreso de los hogares, incluyen como variables independientes, respectivamente, las evoluciones del PIBpc (ϕ), la participación de los hogares ($\zeta(1+\phi)$) y el Gini (λ), el primero, y los efectos crecimiento ($\eta_{\theta}\phi$), participación ($\eta_{\theta}\zeta(1+\phi)$) y distribución ($\epsilon_{\theta}\lambda$), el segundo.

De los ejercicios (Tabla 2) se desprende que las aproximaciones asimilables a la “teoría del derrame” (i y ii) son las que menor poder explicativo ofrecen (R^2 bajo). El abordaje alternativo estándar (iii), que incorpora como variable independiente la evolución del Gini, contribuye a aumentar la variación explicada; los signos de los coeficientes beta suministran información también consistente. Cuando las tasas de variación de los factores independientes (ingresos y Gini) son ponderadas a partir de las elasticidades respectivas (iv) la potencia explicativa se incrementa considerablemente –al igual que en Bourguignon (2002)– alcanzando un R^2 de 0,772 puntos.

Finalmente, la variación explicada por los últimos dos ejercicios, que ponen en juego la descomposición de tres términos, mejora levemente en comparación con la especificada por los abordajes alternativos respectivos. En el primero de ellos (v) los coeficientes beta arrojan información igualmente consistente: aumentos en el PIBpc o mejoras en SH determinan

⁷ Esta suposición, bastante cuestionable por cierto, no difiere 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.



reducciones de θ ; aumentos del Gini aumentan θ . En el último (vi) las alteraciones en los factores explicativos ponderadas por las elasticidades respectivas terminan explicando casi un 80% de la variación de θ .

Tabla 2
Alternativas explicativas de la evolución de la pobreza
(148 observaciones)

Variables explicativas	Modelo derrame		Modelo alternativo		Modelo ternario		
	i	ii	iii	iv	v	vi	
Constante	B	0,147	0,150	0,173	-0,061	0,174	-0,071
	SE	0,067	0,065	0,061	0,035	0,062	0,034
φ	B est.	-0,372				-0,500	
	B	-2,087				-2,806	
	SE	0,431				0,432	
γ	B est.		-0,430	-0,474			
	B		-2,463	-2,717			
	SE		0,428	0,408			
λ	B est.			0,314		0,308	
	B			2,633		2,583	
	SE			0,597		0,604	
$\zeta(1+\varphi)$	B est.					-0,315	
	B					-2,438	
	SE					0,604	
$\eta_{\theta} * \gamma$	B est.				1,368		
	B				0,661		
	SE				0,035		
$\eta_{\theta} * \varphi$	B est.						1,184
	B						0,698
	SE						0,035
$\eta_{\theta} * \zeta(1+\varphi)$	B est.						0,720
	B						0,557
	SE						0,043
$\epsilon_{\theta} * \lambda$	B est.				1,615		1,582
	B				0,724		0,709
	SE				0,033		0,032
R²		0,139	0,185	0,281	0,772	0,283	0,794

Nota: todos los coeficientes son significativamente distintos de cero.

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

La variación no explicada en el último ejercicio (vi) tendría como determinante los múltiples cambios en la forma de la distribución que no se ajustan al modo aquí propuesto para escalar $L(p)$. En este punto, corresponde recordar que en 30 de las observaciones disponibles esos cambios en la forma de la distribución ya habían acusado su relevancia, pues en esos casos las η_{θ} tomaban valores anormales (positivos).

Si replicamos los mismos ejercicios excluyendo las 30 observaciones que arrojaban η_{θ} con valores anormales la interpretación de los resultados no difiere (Tabla 3). Pero, en todos ellos la variación explicada se incrementa notablemente: los R^2 de cada modelo aumentan sensiblemente. El modelo más ajustado sigue siendo el último, ligado a la descomposición



ternaria (crecimiento-participación-distribución) ajustada por las elasticidades respectivas, y contribuye a dar cuenta de más del 90% de la alteración de θ . La parte de la variación que se mantiene persistentemente sin ser explicada es considerablemente menor: los cambios en $L(p)$ que no se ajustan al modo aquí propuesto para escalar la distribución parecen poco relevantes para dar cuenta de las alteraciones de θ .

Tabla 3
Alternativas explicativas de la evolución de la pobreza
(118 observaciones)**

Variables explicativas		Modelo derrame		Modelo alternativo		Modelo ternario	
		i	ii	iii	iv	v	vi
Constante	B	0,153	0,159	0,164	-0,092	0,153	-0,095
	SE	0,070	0,069	0,060	0,024	0,070	0,023
φ	B est.	-0,431				-0,544	
	B	-2,276				-2,872	
	SE	0,442				0,422	
γ	B est.		-0,466	-0,501			
	B		-2,560	-2,755			
	SE		0,452	0,399			
λ	B est.			0,429		0,417	
	B			5,585		5,425	
	SE			0,944		0,964	
$\zeta(1+\varphi)$	B est.					-0,342	
	B					-2,406	
	SE					0,574	
$\eta_{\theta} * \gamma$	B est.				0,999		
	B				0,775		
	SE				0,026		
$\eta_{\theta} * \varphi$	B est.						0,862
	B						0,809
	SE						0,029
$\eta_{\theta} * \zeta(1+\varphi)$	B est.						0,429
	B						0,682
	SE						0,046
$\varepsilon_{\theta} * \lambda$	B est.				1,068		1,064
	B				0,728		0,726
	SE				0,023		0,022
R^2		0,186	0,217	0,400	0,913	0,403	0,918

** Fueron excluidas las 30 observaciones con η_{θ} teórica de valor anormal (positivo).

Nota: todos los coeficientes son significativamente distintos de cero.

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

Algunas evidencias para el caso Argentino



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

En este apartado ponemos a prueba las descomposiciones con los microdatos de las EPH de INDEC⁸ de los años 1993 a 2018 para el total urbano. Se presentan estimaciones anuales⁹ basadas en líneas de pobreza (z) que se corresponden con la metodología tradicional (MT) y con la metodología vigente (M22).¹⁰ 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 η_θ para cada metodología (MT y M22) fueron computadas a partir del promedio que arrojan microsimulaciones de incrementos marginales ($\pm 1\%$) 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 ϵ_θ fueron computadas a partir de las η_θ 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 de CCNN (1993 y 2004). El PIB a valores corrientes fue relacionado con la cantidad de unidades consumidoras equivalentes estimadas para el total nacional¹¹ 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).

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

Gráfico 1 Incidencia de pobreza observada y proyectada (MT y M22)

⁸ Para las bases de los años 2007 a 2015 las proyecciones poblacionales fueron corregidas como en Calvi (2018), dados los cuestionamientos realizados por las autoridades de INDEC en 2016.

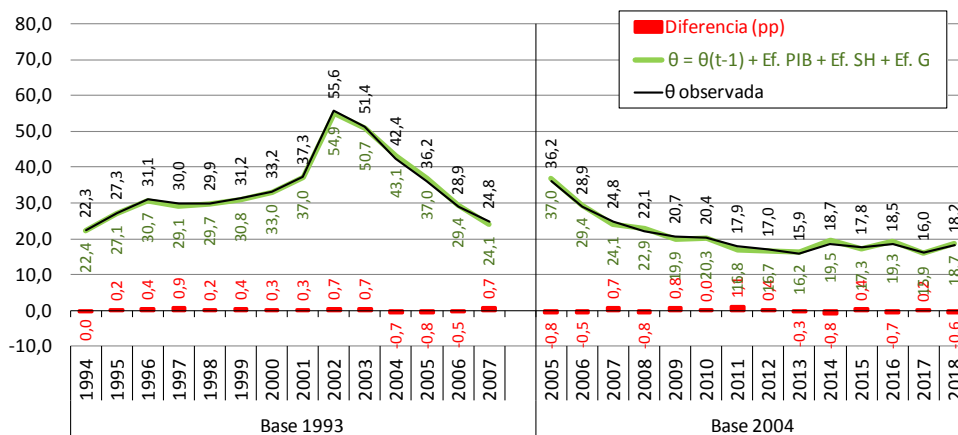
⁹ La necesidad de trabajar con estimaciones anuales obedece a la incorporación de la evolución del PIB en el análisis y fue realizada a partir de la unificación de las bases de microdatos disponibles para cada año. Para los años 1993, 1994 (ondas octubre) y 2015 (primer semestre) contamos con una sola base.

¹⁰ 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).

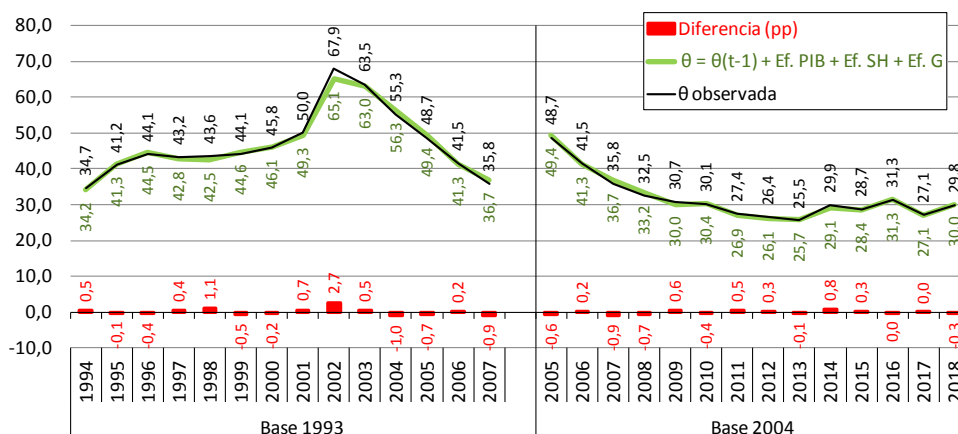
¹¹ La estimación del total nacional de unidades consumidoras equivalentes fue realizada a partir de las tablas de equivalencia de cada metodología y la evolución entre censos (1991, 2001 y 2010) de la población según sexo y edad en años simples (tasas de variación acumulativa).



1a
MT



1b
M22



Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC.

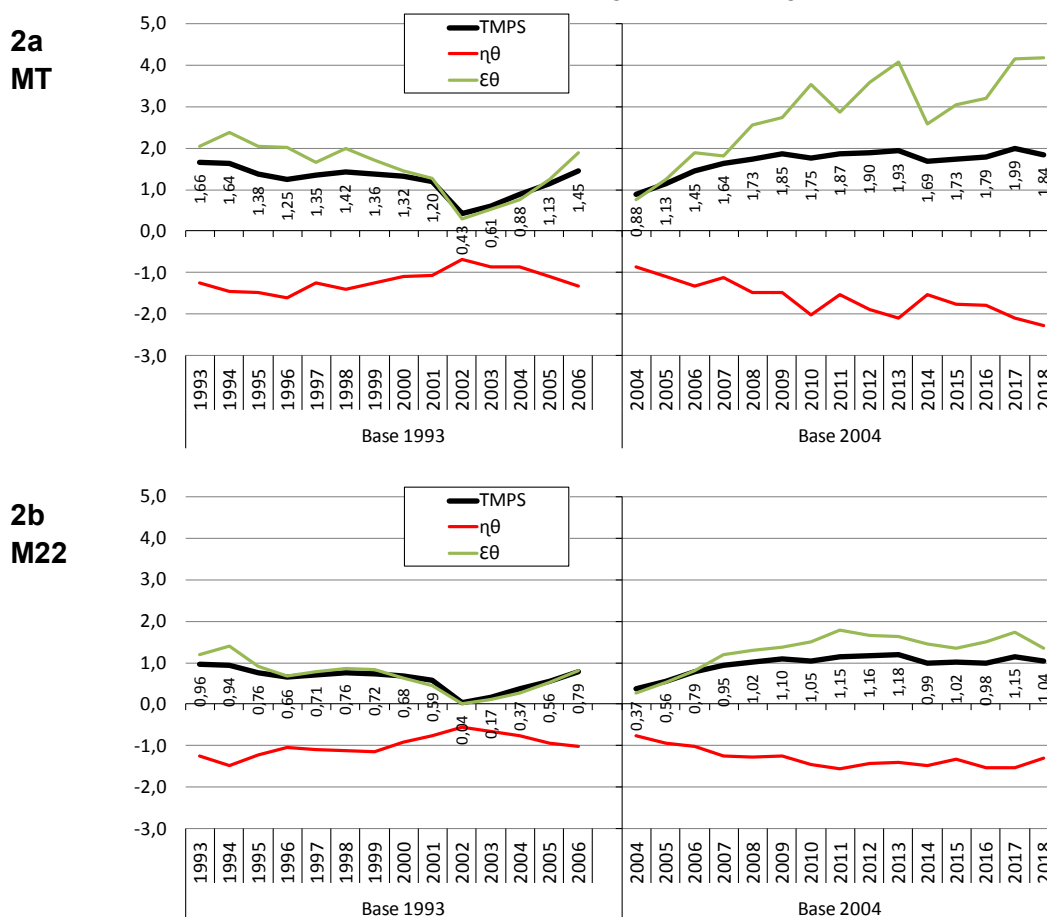
Un primer aspecto que se desprende de los Gráficos 1a y 1b es que las θ observadas no difieren considerablemente de las anticipadas a partir de la aplicación de las identidades desarrolladas en los apartados precedentes: sólo en tres observaciones (2011 MT; 1998 y 2002 M22) se registran divergencias (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 (Gráficos 2) permite dimensionar la advertencia realizada en apartados anteriores. Bajo el estándar de medición tradicional (MT) la pobreza es más sensible a los cambios marginales 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.

Gráfico 2
Elasticidades (η_θ y ϵ_θ) y TMPS (MT y M22)



Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC.

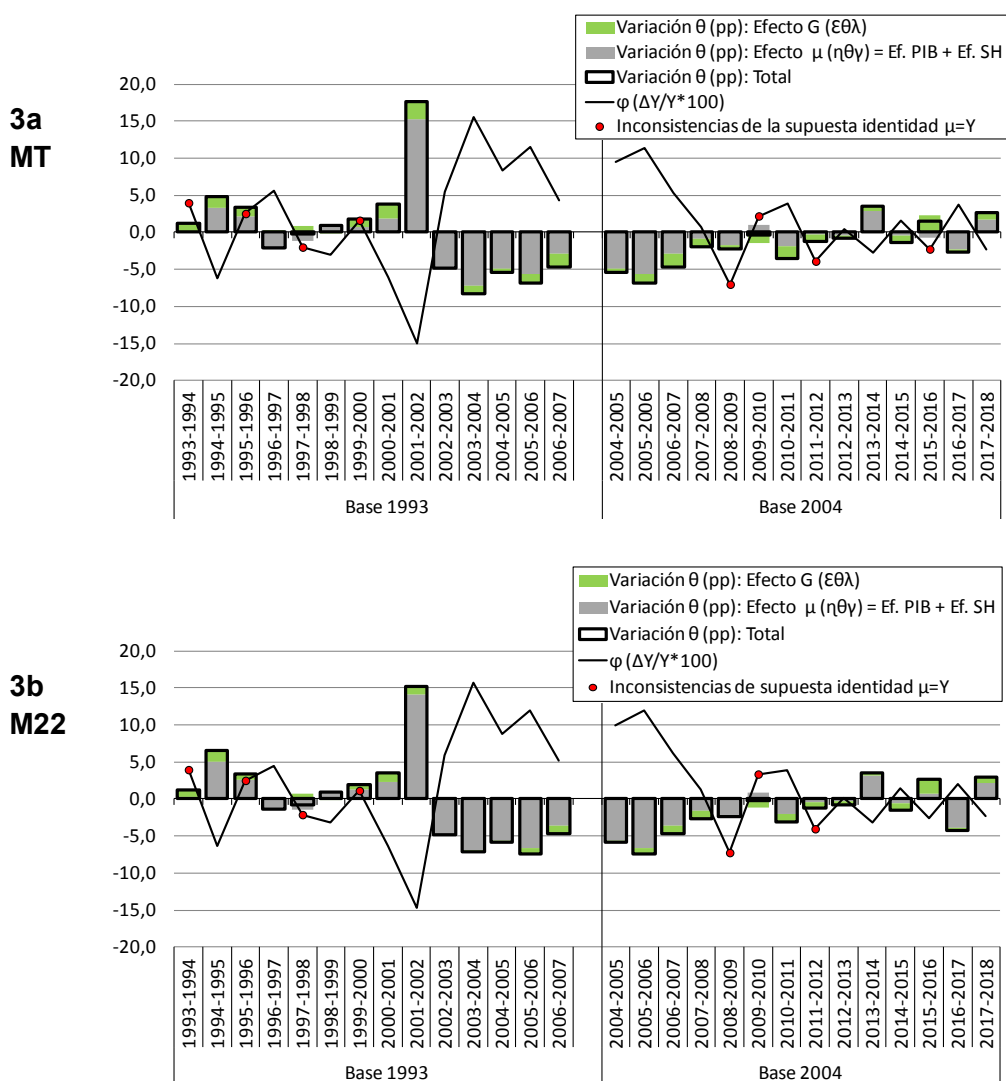
De acuerdo al estándar vigente en la actualidad (M22), por el cual la exigencia del umbral (z) fue elevada en cerca de un 34% en promedio, la TMPS es considerablemente baja (0,79 puntos en promedio): sólo alcanzó niveles superiores a la unidad en ocho de los últimos 25 años; de modo que para reducir 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-distribución (Gráficos 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).

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



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).

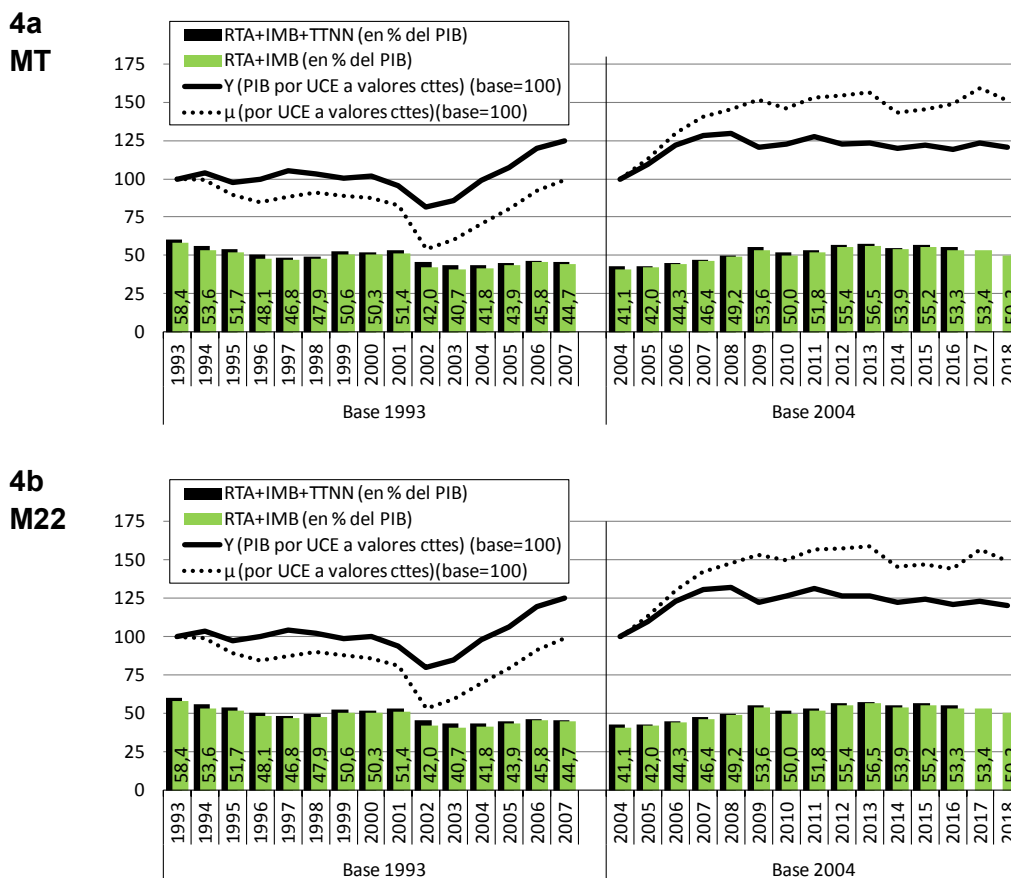
Un segundo aspecto informado por los resultados de la descomposición dual es que, bajo las dos metodologías de medición, el efecto-ingreso es, efectivamente, el más relevante para dar cuenta de la evolución de θ . Sin embargo, identificarlo directamente con el crecimiento



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.

Gráfico 4

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



Nota: La CGI2004-INDEC, sólo 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).



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

Al comparar la evolución de los ingresos medios (μ) con la del PIB (Y), ambos por unidad equivalente y a valores constantes (relacionados con el umbral z), queda claro que ambas estimaciones están mediadas por lo que ocurre con la distribución sectorial de los ingresos (Gráficos 4). Entre los años 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 sectorial¹² 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 tres términos propuestos en apartados anteriores: efecto-crecimiento, efecto-participación (secundaria) y efecto-distribución (Gráfico 5). Como vimos, el efecto-crecimiento (efecto PIB) está determinado tanto por la variación de Y (φ) como por la elasticidad-ingreso de la pobreza (η_θ). 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).¹³

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 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): sólo 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

¹² 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 los Gráficos 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).

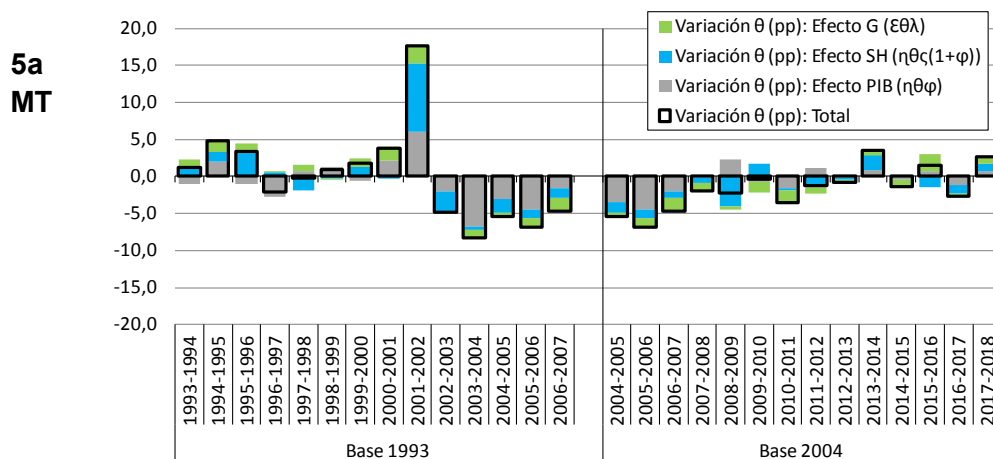
¹³ Estamos suponiendo, al igual que en el apartado anterior, que los ingresos que informan las EPH (μ) no se encuentran mayormente afectados por problemas de (sub/sobre) estimación.



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).

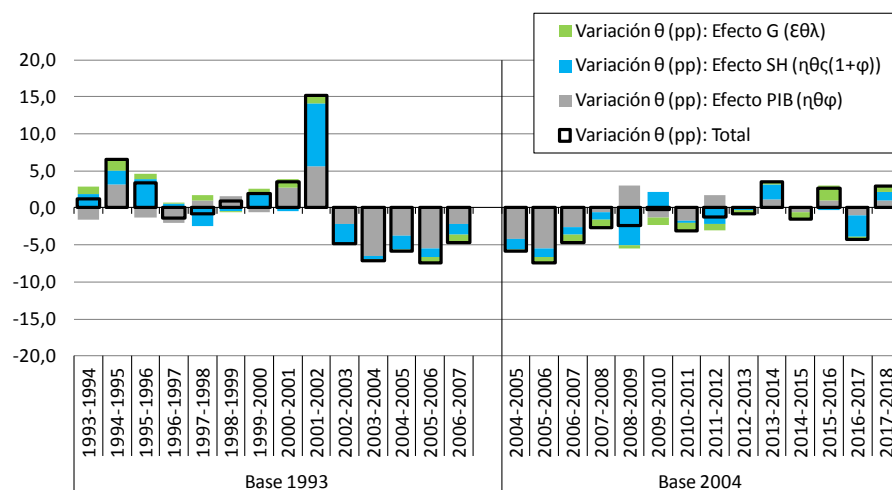
Entre los años 2003 y 2013 la pobreza se retrajo de manera persistente (con mayor intensidad hasta 2008) a razón de 3,6pp y 3,8pp anuales (MT y M22). Cerca de un 45% de esa reducción de θ obedeció exclusivamente a la evolución del PIB (44% con MT y 48% con M22). El restante 55% queda precisado por alteraciones 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.

Gráfico 5
Descomposición de $\Delta\theta$ en efecto-crecimiento (efecto PIB), efecto participación (efecto SH) y efecto-distribución (efecto G)
(MT y M22)





5b
M22



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).

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 un análisis 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 importantes 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 omitida.¹⁴

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

¹⁴ Cabe destacar en este sentido, como virtual excepción a una enunciación que parece demasiado categórica, el trabajo de J. 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.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

los otros componentes.¹⁵ 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 que aunque resulta poco relevante en el corto plazo, 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 ($\pm 1\%$), su empleo para variaciones de mayor envergadura suele no ser del todo preciso. Por ejemplo, al cómputo aquí realizado de las elasticidades (η_θ y ξ_θ) a partir de los microdatos de las EPH subyace una densidad observada de la función de distribución ($F(x)$) en torno ($\pm 1\%$) 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 distinción 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

¹⁵ 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.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

medición, los cambios metodológicos deberían estar no sólo 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”. Sólo 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 sólo 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 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 US\$ 2 hasta los US\$ 5 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 las observaciones aquí empleadas detentarían TMPS superiores a la unidad con el umbral más exigente (US\$ 5 diarios). Correspondería, en cualquier caso, revisar el estatuto “teórico” del derrame.

Bibliografía

Bourguignon, F. (2002), “The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods”, en Eicher y Turnovski (eds.), *Growth and Inequality* (MIT Press).

Bracco, J., L. Gasparini y L. Tornarolli (2019), “Explorando los Cambios de la Pobreza en Argentina: 2003-2015”, *Documentos de Trabajo de CEDLAS*, N° 245 (CEDLAS, La Plata).

Bresson, F. (2008), “The estimation of the growth and redistribution components of changes in poverty: a reassessment”, en *Economic Bulletin*, vol. 9, N° 14.



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

Buenos Aires, 7, 8 y 9 de Agosto de 2019

Datt, G. y M. Ravallion (1992), “Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s”, en *Journal of Development Economics* 38.

Kakwani, N. (1980), *Income Inequality and Poverty. Methods of Estimation and Policy Applications* (Oxford University Press, Washington D.C.).

Kakwani, N. (1993), “Poverty and Economic Growth With Application to Cote D’Ivoire”, en *Review of Income and Wealth*, Series 39, N° 2.

Kakwani, N. (1997), “On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Applications to Thailand”, en *Discussion paper*, School of Economics (University of New South Wales, Sydney).

Lindenboim, J. (2010) “Ajuste y pobreza a fines del siglo XX”, en Torrado, S.: *El costo social del ajuste (Argentina 1976-2002), Tomo II* (Edhasa, Buenos Aires)

Medina, F. y M. Galván (2014), “Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso. Fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007” (CEPAL, Serie Estudios Estadísticos, Santiago de Chile).

Medina, F. y M. Galván (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” (CEPAL, Serie Estudios Estadísticos, Santiago de Chile).



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

ANEXO

Tabla A
Países y años de las observaciones usadas

País	Años con toda la información necesaria										η_H teórica > 0	
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Base T0	Base T1
Argentina					X					X		
Armenia					X					X	*	*
Austria			X					X				
Bangladesh			X						X			
Bélgica**			X					X				
Bhután					X					X		
Bolivia					X					X		
Botswana		X						X				
Brasil					X			X				
Bulgaria		X					X					
Burkina Faso		X					X					
Canadá			X			X						
Chile						X				X		
China						X		X				
Colombia					X					X		
Costa Rica					X					X		
Croacia			X					X				
Dinamarca**			X					X				
Ecuador					X					X		
Egipto, República Árabe de			X		X							
El Salvador					X					X		
España			X					X				
Estados Unidos			X						X			
Estonia			X					X				*
Etiopía			X					X				
Federación de Rusia**			X					X				
Fiji	X					X						
Filipinas					X			X				
Georgia					X					X		
Ghana					X				X			
Grecia			X					X				
Honduras					X					X		
Hungría**			X					X				
Indonesia								X		X		
Irán, República Islámica del						X			X			
Irlanda			X					X				
Italia			X					X				
Kirguistán					X					X		
Kosovo					X					X		
Letonia			X					X				
Lituania			X					X			*	
Luxemburgo**			X					X				*
Macedonia del Norte			X					X				
Malasia**				X				X				
Malawi			X						X			
Malta**			X					X			*	
México			X				X				*	*
Mongolia			X						X			



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

País	Años con toda la información necesaria											η_H teórica > 0	
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Base T0	Base T1	
Mozambique	x						x						
Namibia		x						x					
Nicaragua		x					x						
Níger				x			x						
Noruega**			x					x				*	
Pakistán			x					x				*	
Panamá					x					x			
Paraguay					x					x	*	*	
Perú					x					x			
Portugal			x					x			*	*	
Reino Unido			x					x			*	*	
República de Moldova					x					x			
República Dominicana				x					x		*	*	
República Eslovaca			x					x			*	*	
Ribera Occidental y Gaza				x					x		*	*	
Rumania			x					x			*	*	
Rwanda						x			x				
Serbia**					x			x			*		
Sri Lanka					x				x				
Sudáfrica			x				x						
Suecia			x					x			*	*	
Tayikistán		x						x			*		
Togo				x				x					
Tonga		x						x					
Túnez			x					x					
Turquía				x					x		*	*	
Ucrania**				x					x				
Uganda					x				x				
Uruguay					x					x	*	*	
Viet Nam					x				x				
Zambia			x					x					

** Países para los que se usa una sola observación (con incidencia de pobreza nula).

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 (t0)	$\eta\theta$ (t0)	$\epsilon\theta$ (t0)
	Obs.	Σ efectos							
MT									
Base 1993									
1993-1994	1,2	1,2	0,1	-1,0	1,2	1,1	1,66	-1,23	2,04
1994-1995	5,0	4,8	3,2	2,0	1,2	1,6	1,64	-1,44	2,37
1995-1996	3,8	3,4	2,1	-1,0	3,1	1,3	1,38	-1,47	2,03
1996-1997	-1,1	-2,0	-2,3	-2,8	0,5	0,2	1,25	-1,61	2,01
1997-1998	-0,1	-0,2	-1,1	0,7	-1,9	0,9	1,35	-1,23	1,67
1998-1999	1,3	0,9	0,9	1,3	-0,3	0,0	1,42	-1,40	1,98
1999-2000	2,0	1,7	0,7	-0,6	1,3	1,1	1,36	-1,25	1,71
2000-2001	4,0	3,8	1,9	2,2	-0,3	1,9	1,32	-1,09	1,44
2001-2002	18,3	17,6	15,2	6,0	9,2	2,4	1,20	-1,07	1,28



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis

BUENOS AIRES, 7, 8 Y 9 DE AGOSTO DE 2019

	$\Delta \theta$ (pp)		Efecto μ (pp)	Efecto PIB (pp)	Efecto SH (pp)	Efecto G (pp)	TMPS (t0)	$\eta\theta$ (t0)	$\epsilon\theta$ (t0)
	Obs.	Σ efectos							
2002-2003	-4,2	-4,9	-4,7	-2,1	-2,6	-0,2	0,43	-0,69	0,30
2003-2004	-9,0	-8,3	-7,3	-6,8	-0,4	-1,0	0,61	-0,86	0,52
2004-2005	-6,2	-5,4	-4,9	-3,1	-1,8	-0,6	0,88	-0,87	0,77
2005-2006	-7,3	-6,8	-5,6	-4,5	-1,1	-1,2	1,13	-1,09	1,23
2006-2007	-4,0	-4,8	-2,9	-1,7	-1,3	-1,8	1,45	-1,31	1,90
Base 2004									
2004-2005	-6,2	-5,4	-4,9	-3,5	-1,4	-0,6	0,88	-0,87	0,77
2005-2006	-7,3	-6,8	-5,6	-4,5	-1,1	-1,2	1,13	-1,09	1,23
2006-2007	-4,0	-4,8	-2,9	-2,0	-0,9	-1,8	1,45	-1,31	1,90
2007-2008	-2,7	-1,9	-0,9	-0,2	-0,8	-1,0	1,64	-1,11	1,81
2008-2009	-1,4	-2,3	-1,8	2,3	-4,1	-0,5	1,73	-1,47	2,54
2009-2010	-0,4	-0,4	1,0	-0,7	1,7	-1,4	1,85	-1,47	2,72
2010-2011	-2,4	-3,5	-1,8	-1,6	-0,2	-1,7	1,75	-2,03	3,54
2011-2012	-0,9	-1,2	-0,4	1,1	-1,4	-0,9	1,87	-1,54	2,87
2012-2013	-1,1	-0,8	-0,4	-0,1	-0,3	-0,5	1,90	-1,89	3,58
2013-2014	2,7	3,6	2,9	0,9	2,0	0,7	1,93	-2,10	4,06
2014-2015	-0,9	-1,3	-0,4	-0,4	0,0	-0,9	1,69	-1,53	2,58
2015-2016	0,8	1,5	-0,8	0,7	-1,5	2,3	1,73	-1,76	3,04
2016-2017	-2,5	-2,7	-2,3	-1,2	-1,1	-0,3	1,79	-1,78	3,19
2017-2018	2,1	2,7	1,8	0,8	1,0	0,9	1,99	-2,09	4,15
M22									
Base 1993									
1993-1994	1,7	1,2	0,3	-1,6	1,9	1,0	0,96	-1,25	1,20
1994-1995	6,5	6,6	5,1	3,2	1,9	1,5	0,94	-1,47	1,39
1995-1996	3,0	3,3	2,6	-1,3	3,8	0,8	0,76	-1,22	0,92
1996-1997	-0,9	-1,3	-1,5	-2,1	0,6	0,1	0,66	-1,04	0,69
1997-1998	0,4	-0,8	-1,4	1,0	-2,4	0,7	0,71	-1,08	0,77
1998-1999	0,5	1,0	1,0	1,5	-0,5	-0,1	0,76	-1,12	0,86
1999-2000	1,8	2,0	1,3	-0,6	1,9	0,7	0,72	-1,15	0,83
2000-2001	4,1	3,5	2,3	2,7	-0,4	1,2	0,68	-0,92	0,63
2001-2002	17,9	15,2	14,2	5,6	8,5	1,0	0,59	-0,77	0,45
2002-2003	-4,4	-4,9	-4,8	-2,2	-2,6	0,0	0,04	-0,55	0,02
2003-2004	-8,2	-7,2	-6,9	-6,5	-0,4	-0,3	0,17	-0,65	0,11
2004-2005	-6,5	-5,9	-5,6	-3,7	-1,9	-0,3	0,37	-0,76	0,28
2005-2006	-7,3	-7,4	-6,7	-5,5	-1,2	-0,8	0,56	-0,94	0,53
2006-2007	-5,6	-4,8	-3,6	-2,2	-1,5	-1,1	0,79	-1,02	0,81
Base 2004									
2004-2005	-6,5	-5,9	-5,6	-4,2	-1,4	-0,3	0,37	-0,76	0,28
2005-2006	-7,3	-7,4	-6,7	-5,5	-1,2	-0,8	0,56	-0,94	0,53
2006-2007	-5,6	-4,8	-3,7	-2,6	-1,1	-1,1	0,79	-1,02	0,81
2007-2008	-3,3	-2,6	-1,6	-0,6	-1,1	-1,0	0,95	-1,25	1,18
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



ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ESPECIALISTAS EN ESTUDIOS DEL TRABAJO

CONGRESO NACIONAL DE ESTUDIOS DEL TRABAJO

**LOS TRABAJADORES Y LAS TRABAJADORAS EN EL ESCENARIO ACTUAL.
Condiciones estructurales y alternativas frente a la crisis**

Buenos Aires, 7, 8 y 9 de Agosto de 2019

	$\Delta \theta$ (pp)		Efecto μ (pp)	Efecto PIB (pp)	Efecto SH (pp)	Efecto G (pp)	TMPS (t0)	$\eta\theta$ (t0)	$\varepsilon\theta$ (t0)
	Obs.	Σ efectos							
2017-2018	2,6	2,9	2,2	0,9	1,2	0,7	1,15	-1,52	1,74

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).