

LAS CONSECUENCIAS ECONÓMICAS DE UN NOMBRE ATÍPICO

El caso colombiano*

*Alejandro Gaviria,
Carlos Medina
y María del Mar Palau***

RESUMEN

Este artículo examina las consecuencias en los ingresos laborales de tener un nombre atípico para el caso colombiano. La primera parte del artículo muestra que los jóvenes, hijos de padres no escolarizados, habitantes de zonas rurales y pertenecientes a minorías étnicas tienen una mayor probabilidad de tener un nombre atípico. La segunda parte muestra que el efecto de un nombre atípico en los salarios es grande (superior a 10%) y que el mismo es mucho mayor para las personas escolarizadas que para los no escolarizadas. Los resultados sugieren la existencia de mecanismos de transmisión intergeneracional distinto de los tradicionales (restricciones de crédito, mecanismos hereditarios, transferencias de ingresos, etc.).

* *Palabras clave:* nombres atípicos (“sin tocayo”), salarios, exclusión social, *Propensity Score Matching*. *Clasificación JEL:* J15, J30, J71, C31, C52. Artículo recibido el 26 de mayo de 2008 y aceptado el 10 de septiembre de 2009.

** A. Gaviria, decano de la Facultad de Economía de la Universidad de los Andes (correo electrónico: agaviria@uniandes.edu.co). C. Medina, investigador del Banco de la República, seccional Medellín (correo electrónico: cmedindu@banrep.gov.co). M. Del Mar Palau, asistente de investigación, Universidad de los Andes (correo electrónico: m-palau@uniandes.edu.co). Agradecemos los comentarios de Adolfo Meisel, Raquel Bernal, de dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO y de los asistentes al segundo seminario del capítulo colombiano del “Network of Inequality and Poverty”, realizado en Barranquilla en abril de 2007.

ABSTRACT

This paper attempts to explain the socioeconomic consequences of carrying an “atypical name” for the case of Colombia. The results from the first part of the paper indicate that young women, with less educated parents, living in rural areas, and belonging to ethnic minorities are more likely to carry an atypical name. The results from the second part show that carrying an atypical name may have a large impact upon earnings (over 10%). This effect is much greater for educated individuals than for non-educated ones.

INTRODUCCIÓN

Los nombres propios usualmente suscitan curiosidad y controversia. Muchas conversaciones informales contienen alusiones a la atipicidad de algunos nombres o especulaciones de los orígenes o las motivaciones de los padres. Últimamente la discusión de los nombres ha trascendido las conversaciones privadas y ha llamado la atención de académicos y periodistas. En 2007 el principal diario colombiano publicó un editorial que planteaba una pregunta inédita: “¿Tienen derecho los padres a adjudicar al hijo el nombre que se les ocurra?” El mismo editorial insinuaba una respuesta: “Nuestra Constitución defiende el libre desarrollo de la personalidad, pero siempre y cuando lo ejerza el sujeto titular del derecho. Una cosa es que un adulto resuelva llamarse “Deportivo Independiente Medellín” (lo que ya es bastante esperpéntico) y otra muy distinta que los progenitores condenen a una criatura indefensa a sobrellevar la gracia de “Cabalgatadeportiva”.

Recientemente los economistas Fryer y Levitt (2004) estudiaron de manera extensa las causas y consecuencias de los nombres distintivos en los Estados Unidos. Estos autores mostraron, entre otras cosas, la creciente separación racial de los nombres propios y la importancia de la identidad étnica al escogerlos. Fryer y Levitt también estudiaron los efectos de los nombres distintivamente afroamericanos. Para tal efecto, cruzaron los certificados de nacimiento de una muestra de mujeres negras nacidas en California entre 1973-1974 con los certificados de nacimiento de sus hijos. Los datos analizados sugieren que los nombres distintivos (aquellos característicamente afroamericanos, en este caso) imponen un costo económico marginal a sus portadores. La exigua magnitud de los efectos llevó a estos autores a concluir que los nombres propios son más una consecuencia de las desigualdades sociales que una causa de las mismas.

Este artículo realiza una estimación del efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales para el caso colombiano. El análisis empírico constituye un avance considerable respecto al trabajo de Fryer y Levitt. La base de datos utilizada contiene, para una muestra representativa de jefes de hogar, información de los salarios, las características socioeconómicas y los nombres propios. Esta información permite estimar, de manera directa, no indirecta como lo hicieron Fryer y Levitt, el efecto de un nombre atípico en los ingresos laborales. Los resultados muestran que el efecto es grande (superior a 10%), y mucho mayor para las personas escolarizadas que para las que no lo son. Para aquellos con 15 o más años de educación, el efecto superaría el 15% del salario.

A diferencia de lo encontrado por Fryer y Levitt para el caso de los Estados Unidos, las pruebas para el caso colombiano sugieren que los nombres propios no sólo reflejan la magnitud de las distancias sociales, sino que pueden también contribuir a su ampliación. Aunque la metodología utilizada no permite establecer de manera definitiva la existencia de un efecto directo de los nombres atípicos en el salario, sí sugiere que las personas “sin tocayo” terminan pagando un costo pecuniario por la originalidad de sus padres.

Por otra parte, este trabajo realiza una caracterización socioeconómica de los sin tocayo. El análisis muestra que los poseedores de un nombre atípico son mayoritariamente mujeres jóvenes, hijas de padres no escolarizados, habitantes de zonas rurales y pertenecientes a minorías étnicas. Existen algunas diferencias regionales que se mantienen aun después de controlar por las características demográficas y socioeconómicas más importantes.

El artículo está organizado como sigue. La sección I describe los mecanismos mediante los cuales un nombre atípico puede afectar el salario. La sección II describe la base de datos y presenta la caracterización socioeconómica de los sin tocayo. Las secciones III y IV presentan los resultados del efecto en los salarios para los jefes de hogar y para otros miembros adultos, respectivamente. Al final se concluye.

I. LAS CONSECUENCIAS DE UN NOMBRE ATÍPICO

Un nombre atípico o distintivo puede afectar el salario por dos vías diferentes y complementarias. La primera es directa. Los nombres son usualmente usados por los empleadores para discriminar en contra de los aspirantes a un empleo, bien sea porque los primeros tienen preferencias de raza o de clase y

asocian algunos nombres atípicos con afiliaciones raciales o socioeconómicas, o porque los empleadores tienen información imperfecta de los aspirantes y utilizan sus nombres para inferir algunos atributos relevantes. La discriminación con base en los nombres puede también ser ejercida por colegas, proveedores o clientes. En otras palabras, los empleadores no son los únicos que usan los nombres propios como un elemento diferenciador.

Por otra parte, los nombres pueden incidir en los resultados laborales de manera indirecta por medio de sus efectos en la personalidad y la sociabilidad de los individuos.¹ Los nombres peculiares pueden afectar adversamente las posibilidades de socialización, en particular durante la adolescencia (Strumpfer, 1978). Un mayor *status* social durante la adolescencia tiene efectos permanentes en la personalidad, sobre todo en la autoestima, el liderazgo y la ética de trabajo (Harris, 2006).² Estas características afectan el desempeño laboral y son previsiblemente valoradas por los empleadores en el mercado de trabajo.

El primer mecanismo ha sido documentado por varios estudios basados en experimentos con hojas de vida. Goldin y Rouse (2000) y Bertrand y Mullainathan (2002), entre otros, han realizado estudios con hojas de vida ficticias con el fin de investigar el uso de los nombres como mecanismo de discriminación racial en los Estados Unidos. Los estudios mencionados comienzan por asignar aleatoriamente a las hojas de vida nombres típicamente negros (Lakisha o Jamal) o nombres tradicionalmente blancos (Emily o Greg). Las hojas de vida ficticias usualmente se dividen en dos categorías (aspirantes calificados y no calificados), según las características de los candidatos. Una vez asignados los nombres, las hojas de vida se envían por correo a miles de potenciales empleadores tomados de los avisos clasificados de periódicos de amplia circulación. Posteriormente, los investigadores calculan, para cada hoja de vida, la probabilidad de conseguir una entrevista de trabajo a partir del número de llamadas recibidas.

Basados en un experimento con 5 mil hojas de vida y 1 300 clasificados de periódico, Bertrand y Mullainathan (2002) encuentran que, en promedio, los candidatos con nombres “blancos” deben enviar diez hojas de vida para recibir una llamada a entrevista, mientras que los candidatos con nombres

¹ “Un nombre es la personalidad” dice Jean Valjean, uno de los personajes de *Los Miserables* de Víctor Hugo. “Por subjetivo que se crea, todo nombre se parece en algún modo a quien lo lleva”, escribió García Márquez.

² Fogel (2000) ha llamado a este conjunto de atributos psicológicos y sociológicos “bienes” espirituales.

“negros” deben enviar 15. Además, los autores encuentran que estas diferencias son más acentuadas en los candidatos mejor calificados. Las hojas de vida de candidatos calificados con nombres “blancos” reciben, en promedio, 30% más llamadas que las de candidatos no calificados de la misma raza y con los mismos nombres. Pero este diferencial es significativamente menor (8%) para los candidatos con nombres “negros”. En general, los resultados indican que, para el caso de los Estados Unidos, un nombre “negro” tendría un costo socioeconómico considerable.

El segundo mecanismo no ha recibido una comprobación empírica directa. Pero la evidencia indirecta es bastante sugestiva. Persico, Postlewaite y Silverman (2004) muestran que la estatura durante la adolescencia tiene un gran efecto en los salarios: el efecto es mayor que el correspondiente a la estatura durante la edad adulta. Este hallazgo sugiere que la autoestima durante la adolescencia, determinada, entre otras cosas, por la estatura para los hombres y por la belleza física para las mujeres, puede tener consecuencias duraderas en la personalidad (Harris, 2006). Por las mismas razones, la posesión de un nombre atípico puede afectar adversamente la socialización de los adolescentes, lo que, hipotéticamente, disminuiría la autoestima u otros aspectos pertinentes de su personalidad.³

Dado el posible efecto adverso de un nombre atípico en los salarios, conviene indagar las razones que llevan a algunos padres a imponerles a sus hijos un distintivo perjudicial, un estigma costoso. Una primera razón sería simplemente la ignorancia (Fryer y Levitt, 2004). Los padres desconocen los efectos adversos o no son plenamente conscientes de los costos. Los padres pueden también suponer que las posibilidades laborales de sus hijos son limitadas; en particular, que su contacto con el mundo del trabajo formal será nulo y que por tanto las consecuencias de un nombre singular son despreciables.

Por otra parte, puede argumentarse que los padres sí son conscientes del prejuicio pero deciden racionalmente imponérselo a sus hijos en aras de un beneficio propio. Los beneficios son usualmente sociológicos. Los nombres reflejan compromiso y solidaridad con la comunidad. Fryer (2006) ar-

³ Tal como ocurre con la estatura y la apariencia, un nombre singular puede también afectar (por su efecto en la autoestima) la participación en grupos deportivos o sociales. Y esta participación es claramente valiosa. Según el informe Penn (para el caso de los Estados Unidos) “después de controlar por la edad, la estatura, la región y las características familiares, la participación en equipos atléticos está asociada con un incremento de 11.4% de los salarios durante la edad adulta”. Véase, por ejemplo, Landsburg (2007).

gumenta que, en el caso de los Estados Unidos, los nombres distintivamente afroamericanos son usados de manera estratégica para indicar la lealtad racial de los padres, lo que facilita sus relaciones con la comunidad. En este caso, los nombres distintivos incrementan el capital social de los padres a costa del desempeño socioeconómico de los hijos.^{4,5}

Por otra parte, muchas veces los padres escogen los nombres de sus hijos con el fin de afianzar sus identidades ideológicas o raciales. Otras veces simplemente desean expresar las expectativas o aspiraciones respecto a sus hijos (Yesaidú por “Yes, I Do” y Juan Jondre, por “One Hundred” son ejemplos extremos mencionados por Romero, 2007). Otras más, la selección es caprichosa. Los nombres mezclados o invertidos son comunes. Lo mismo que las variaciones de los nombres de personajes famosos o de temas recurrentes de la cultura popular. Romero (2007) describe el caso de Gilberto Vargas, un vendedor ambulante venezolano, quien les dio a sus cuatro hijas los nombres de Yusmary, Yusmery, Yusneidi y Yureimi, y a sus dos hijos los nombres de Kleiderman y Kleiderson. Los nombres de los niños fueron tomados del pianista francés Richard Clayderman (originalmente Phillip Pages), y los de las niñas, según el testimonio del mismo padre, fueron completamente caprichosos: ocurrencias de ocasión.

Las secciones siguientes analizan las consecuencias de los nombres atípicos en los indicadores de mercado laboral y en los salarios, en particular. Más que intentar distinguir las complejas (y muchas veces inescrutables) razones que llevan a los padres a escoger nombres distintivos o peculiares —ignorancia, lealtades comunitarias o meros caprichos—, este artículo se centra en cuantificar las consecuencias de esas decisiones.

II. DATOS Y CARACTERIZACIÓN DE LOS “SIN TOCAYO”

Los datos usados en este artículo fueron tomados de la Encuesta de Calidad de Vida (ECV) de 2003. Esta encuesta es representativa a nivel nacional, de-

⁴ Muchos individuos nacidos en los años sesenta y setenta tienen nombres alusivos a algunas figuras políticas. Romero (2007) describe el caso de Mao Breznyer Pino, un empleado de una compañía de ropa playera en Venezuela, quien debe sus nombres a las veleidades comunistas de su padre: un admirador del ejército Rojo. De nuevo, los padres obtienen un beneficio social (el aprecio de los camaradas) a costa del bienestar de los hijos.

⁵ DePalma (2005) presenta pruebas anecdóticas acerca de la disyuntiva que enfrentan muchos emigrantes a la hora de escoger los nombres de sus hijos. Este autor relata la historia de un emigrante mexicano, residente en Queens, en el estado de Nueva York, quien decidió bautizar a su hijo con la versión anglosajona de su nombre favorito (Antonio). El nombre escogido fue Anthony. Pero el notario cometió

partamental y por localidad para la ciudad de Bogotá. La encuesta contiene información de 22 949 hogares y 85 150 individuos. La encuesta incluye capítulos pormenorizados de las características de las viviendas, así como de la educación, la salud y el empleo de los individuos. La ECV se ha realizado desde 1993 con una frecuencia quinquenal.

Este artículo utiliza, además de los datos tradicionales de escolaridad e ingresos, datos confidenciales, no puestos a disposición del público, de los nombres de los jefes de hogar. El artículo utiliza, en particular, un campo adicional no incluido en la información de uso público que contiene el primer nombre registrado por cada uno de los 22 949 jefes de hogar. Esta información fue usada para definir la rareza (o redundancia) de los nombres propios de los jefes de hogar: la variable de interés de esta investigación.

La definición de esta variable se hizo de la siguiente manera. Cada nombre se comparó con la totalidad de la base de datos, con el objetivo de encontrar posibles redundancias o coincidencias. En términos más coloquiales, cada jefe de hogar se comparó con el resto de los jefes para determinar si tenía o no un tocayo entre los encuestados. Una vez hecha la comparación, se definió una variable dicotómica que toma el valor de 1 para los jefes sin tocayo, y de 0 para el resto, independientemente del número de repeticiones. En la totalidad de la muestra, el porcentaje de jefes de hogar “sin tocayo” es de 7.7 por ciento.

El cuadro 1 presenta en la parte B los nombres más comunes para los hombres y las mujeres. Para los hombres, los nombres más comunes son José, Luis, Carlos y Jaime; para las mujeres, María, Ana, Luz y Carmen.⁶ En la parte A el cuadro 1 presenta una lista de algunos de los nombres “sin tocayo” encontrados mediante la aplicación del procedimiento descrito. Esta lista parcial sugiere que la definición propuesta no es el resultado de una muestra pequeña o de una comparación incompleta. Los nombres “sin tocayo” son claramente atípicos o idiosincrásicos. Probablemente una ampliación de la muestra (o del grupo de comparación) no incrementaría mucho el número

un error de ortografía (el nombre quedó registrado en el certificado nacimiento como Antony). La familia decidió hacer todos los trámites necesarios (bastante engorrosos, por cierto) para corregir el error. Probablemente porque anticipaba los efectos adversos de un nombre distintivo: de un error de ortografía que delatará la procedencia.

⁶ Para los hombres, los cuatro nombres más populares representan 15% de la muestra; para las mujeres, 13%. Llama la atención que los nombres más populares (José y María) son nombres religiosos. Para una muestra de individuos blancos, nacidos en el estado de Nueva York entre 1975 y 1983, los cuatro nombres más populares representan 15.6% del total para los hombres, y 11.6% del total para las mujeres (Lieberson y Bell, 1992).

CUADRO 1. *Nombres atípicos vs nombres más comunes*

A. Nombres sin tocayo		B. Nombres comunes	
Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Adulsimenes	Adripina	Antonio	Ana
Brocardo	Belkyss	Armando	Blanca
Cervulo	Cilenia	Carlos	Carmen
Delford	Deyanire	Diego	Cecilia
Ederson	Eduviges	Fabio	Flor
Filiperto	Flaxila	Gilberto	Gladys
Globys	Glenis	Gustavo	Gloria
Heliodoro	Hernecinda	Hernando	Isabel
Indalecio	Inilquis	Jaime	Luz
Jerson	Jeanny	Jairo	Margarita
Leusson	Lisinia	Javier	María
Mercedario	Magnory	Jorge	Martha
Neidilio	Nubis	José	Mercedes
Ortencio	Ofelmina	Juan	Olga
Praxedis	Prixila	Luis	Patricia
Rodier	Rosadelia	Manuel	Paola
Sinibaldo	Saida	Miguel	Rosa
Teodosio	Tarciza	Omar	Rosalba
Vespaciano	Villely	Pedro	Sandra
Wensislao	Wualdetrudis	Rafael	Teresa
Zaddyel	Zulima	William	Yolanda

de Sinibaldos o de Cilenias. Para sólo mencionar dos de los nombres enumerados.

El cuadro 2 presenta el porcentaje de jefes sin tocayo en cada una de las nueve regiones incluidas en la ECV. Los porcentajes más altos ocurren en la región Atlántica y en San Andrés y Providencia; los más bajos en Bogotá y en Antioquia. La fracción de sin tocayos es más de dos veces mayor en la región Atlántica que en Bogotá o en Antioquia. El cuadro 3 muestra el porcentaje de jefes sin tocayo por quintil de ingreso.⁷ Para la totalidad de la muestra, existe una diferencia importante, superior a los tres puntos porcentuales, entre el primero y el último quintil, pero no existen diferencias apreciables entre los quintiles intermedios. Para Bogotá, las diferencias son exiguas a lo largo de la distribución: inferiores a un punto porcentual para la mayoría de las comparaciones posibles.

El cuadro 4 presenta las estadísticas descriptivas usadas en el análisis. La

⁷ Los quintiles están basados en el ingreso *per capita* de los hogares. Los ingresos consideran las entradas monetarias por todas las fuentes, incluidas las transferencias del Estado y las remesas.

CUADRO 2. *Porcentaje de “sin tocayos” por región*

<i>Región</i>	<i>Sin Tocayo</i>
Atlántica	11.7
Oriental	5.7
Central	6.4
Pacífica	10.9
Bogotá	4.6
Antioquia	5.2
Valle del Cauca	6.8
San Andrés y Providencia	20.6
Oronoquía y Amazonía	8.7
Total	7.2

CUADRO 3. *Porcentaje de “sin tocayos” por quintil*

<i>Quintil</i>	<i>Total</i>	<i>Bogotá</i>
1	8.9	4.6
2	6.6	3.9
3	7.7	5.3
4	7.2	5.0
5	5.5	4.1
Total	7.2	4.6

CUADRO 4. *Estadísticas descriptivas*

<i>Variable</i>	<i>Total</i>		<i>Bogotá</i>	
	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Media</i>	<i>Desviación estándar</i>
Ln (salario)	7.56	1.08	8.11	1.10
Años de educación	7.76	5.06	10.79	4.82
Años de educación del padre	4.05	3.81	6.02	4.61
Años de educación de la madre	3.81	3.40	5.47	4.04
Edad	42.66	12.86	42.19	11.50
Experiencia	28.90	14.76	25.40	12.91
Minoría	0.10		0.02	
Hombre	0.77		0.73	
Rural	0.26		0.00	
Casado	0.72		0.68	
Número de menores en el hogar	1.66	1.47	1.31	1.20
Sin tocayo	0.077		0.047	

muestra utilizada está limitada a los jefes de hogar: para los otros miembros del hogar no se tiene acceso a los nombres propios. Además, la muestra se restringió a los jefes que informan ingresos laborales positivos y valores

ciertos para la escolaridad del padre y de la madre: 13 005 de los 22 949 jefes de hogar fueron incluidos en el análisis.⁸ Los años de escolaridad promedio de la población analizada ascienden a 7.8 con una desviación estándar de 5.1. La escolaridad de los padres fluctúa alrededor de los cuatro años. La edad promedio de los jefes es de 43 años con una desviación estándar de 13 años. Aproximadamente 77% de los jefes son hombres, 10% pertenecen a una minoría racial o étnica y 26% habitan en zonas rurales.⁹ El cuadro 4 también presenta las estadísticas descriptivas para los jefes de hogar residentes en la ciudad de Bogotá. Para los mismos, los años promedio de escolaridad son 10.8, la edad promedio, 42 años, y el porcentaje que dice pertenecer a una minoría racial, 2.0 por ciento.

Perfil socioeconómico de los sin tocayo

Los sin tocayo no están distribuidos aleatoriamente en la población. Los nombres atípicos o idiosincrásicos no se asignan al azar: son escogidos por los padres o por otros familiares, lo que puede estar asociado con el ingreso, la escolaridad y otras características socioeconómicas. Con el propósito de estudiar las características asociadas, positiva o negativamente, con la probabilidad de ser un jefe de hogar sin tocayo, se estimó el siguiente modelo probabilístico:

$$ST_i = \bar{X}_i \bar{R}_i + u_i \quad (1)$$

en el que ST es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si el jefe de hogar i es un sin tocayo y de 0 en caso contrario; X es un vector de características socioeconómicas y demográficas que incluye la escolaridad del padre y de la madre, la edad, el género, la afiliación racial y la zona de residencia del individuo de que se trate; R es un vector de variables dicotómicas que identifican la región de residencia, y u es un término de error.¹⁰

⁸ Las diferencias entre la muestra total (22 949 jefes) y la muestra utilizada (13 005 jefes) no son considerables. En la muestra total la media del logaritmo del salario del jefe es 7.51, la de los años de educación 6.89 y la de la edad 46.8. En la muestra utilizada en el análisis, los valores correspondientes son 7.56, 7.76 y 42.7 (ver cuadro 4). En la muestra total, los sin tocayos representan 7.2% de todos los jefes; en la muestra utilizada, representan 7.7 por ciento.

⁹ Los datos de raza o etnia están basados en autoinformes: las categorías incluidas en la encuesta son afrodescendiente, palenquero, indígena, raizal del archipiélago y gitano.

¹⁰ Este ejercicio puede asociarse a un modelo epidemiológico en el cual se estudia los factores de riesgo para el hecho de que se trata (véase, por ejemplo, Gaviria y Vélez, 2001). Este modelo se usa en la sección siguiente para calcular los llamados *Propensity Scores*. Si en lugar de la región y zona de residencia actual, se incluyen efectos fijos por el municipio de residencia en el momento de nacimiento, los resultados son similares.

CUADRO 5. *Determinantes socioeconómicos de los nombres atípicos*^a

Variables independientes	(1)		(2)	
	Total		Total	
	Salario		Salario	
	Coefficientes	Estadístico t	Coefficientes	Estadístico t
Años de escolaridad	0.128	[37.11]***	0.129	[37.10]***
Experiencia	0.029	[8.65]***	0.029	[8.54]***
(Experiencia ² /100)	0.00032	[6.72]***	0.00031	[6.63]***
Hombre	0.226	[5.85]***	0.227	[5.87]***
Minoría	0.033	[0.84]	0.033	[0.84]
Rural	0.101	[3.16]***	0.101	[3.16]***
Sin tocayo	0.053	[1.04]	0.115	[1.50]*
Sin tocayo*Escolaridad			0.023	[2.15]**
Efectos fijos por región	Sí		Sí	
Observaciones	13 305		13 305	
R ²	0.375		0.376	

^a Regresiones controlan por el número de niños y el estado civil del jefe de hogar. Estadísticos *t* basados en errores sólidos.

* Significativo a 10 por ciento.

** Significativo a 5 por ciento.

*** Significativo a 1 por ciento.

El cuadro 5 presenta (en la primera parte) los resultados de la estimación de la ecuación (1) para la totalidad de la muestra.¹¹ La estimación se realizó por medio de un modelo *Probit*: los resultados son similares si se utiliza, por ejemplo, un modelo de probabilidad lineal o un modelo *Logit*. Los resultados muestran que, después de controlar por las otras variables, la probabilidad de ser un jefe de hogar sin tocayo es seis puntos menor para los hombres y cinco puntos mayor para las minorías.¹² Esta probabilidad es mayor para los jóvenes (disminuye en 1.2 puntos por cada decenio de mayor edad), y mayor para los residentes en zonas rurales (la diferencia es de 1.7 puntos respecto a los residentes en zonas urbanas). El efecto de la escolaridad del padre es negativo y significativo. Cada año de escolaridad paterna disminuye la probabilidad en 0.4 puntos. El efecto de la escolaridad de la madre no es significativo.¹³

¹¹ Por razones de congruencia, la muestra se limitó a los jefes de hogar que registran valores positivos para los salarios. Los resultados para la totalidad de la muestra son muy similares a los presentados. El cuadro muestra los efectos marginales evaluados en la media de las variables usadas en la estimación.

¹² Debe recordarse que la probabilidad de ser un sin tocayo hace referencia a la ausencia de tocayos en la muestra analizada. Esta probabilidad debería ser interpretada no como la inexistencia absoluta de tocayos, sino como la posesión de un nombre claramente atípico o singular pero no forzosamente único.

¹³ El signo positivo de la escolaridad de la madre puede obedecer a la alta correlación de la misma con la escolaridad del padre. El coeficiente de correlación es 0.75.

Los resultados anteriores cambian marginalmente una vez se incluyen efectos fijos regionales. El efecto de la edad y el del género conservan la significación y la magnitud. Lo mismo ocurre con el efecto de la escolaridad paterna. El coeficiente asociado con la afiliación racial o étnica (minoría) disminuye aproximadamente en un punto porcentual, y el de la residencia en zonas rurales disminuye en medio punto. Tomados en conjunto, los resultados del cuadro 5 muestran que la probabilidad de un nombre atípico es mayor en los jóvenes, en las mujeres, en los habitantes de zonas rurales, en las minorías étnicas o raciales y en los hijos de padres menos escolarizados.

La mayor frecuencia de nombres atípicos en las personas jóvenes ha sido también observada en los Estados Unidos (Lieberson y Bell, 1992). La mayor frecuencia de nombres atípicos en las mujeres también es común en los Estados Unidos. Este resultado usualmente ha sido asociado con el hecho de que “los hombres son por lo común los depositarios simbólicos de la continuidad familiar”, lo que hace que sus nombres tiendan a ser más tradicionales y menos dependientes de las fluctuaciones de la moda y los caprichos de ocasión (Rossi, 1965).

El cuadro 6 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (1) para la ciudad de Bogotá. La magnitud del coeficiente asociado con la edad es similar a la obtenida anteriormente: cada decenio de mayor edad disminuye (controlando por las demás variables) la probabilidad de tener un nombre atípico en 1.1 puntos. La magnitud asociada al género es menor en

CUADRO 6. *Determinantes socioeconómicos de los nombres atípicos: Bogotá^a*

	(1) <i>Total</i>		(2) <i>Total</i>	
	<i>Sin tocayo</i>		<i>Sin tocayo</i>	
	<i>Coeficientes</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coeficientes</i>	<i>Estadístico t</i>
Años de educación padre	0.0016	[1.89]*	0.0009	[1.60]
Años de educación madre	0.0019	[1.90]*	0.0020	[2.03]**
Edad	0.0011	[3.76]***	0.0011	[3.73]***
Hombre	0.0282	[4.10]***	0.0291	[4.26]***
Minoría	0.0485	[2.28]**	0.0442	[2.12]**
Efectos fijos por localidad	No		Sí	
Observaciones	7 138		7 138	
Seudo R^2	0.03		0.03	

^a Estadístico *t* basados en errores sólidos.

* Significativo a 10 por ciento.

** Significativo a 5 por ciento.

*** Significativo a 1 por ciento.

este caso: tres puntos porcentuales en lugar de seis. La asociada a la afiliación racial es similar. Controlando por el resto de variables, cada año de escolaridad del padre disminuye la probabilidad en 0.2 puntos: un efecto menor al encontrado para la totalidad de la muestra. El efecto de la escolaridad de la madre es marginalmente significativo y positivo.

III. EFECTO DE UN NOMBRE ATÍPICO

Esta sección presenta los resultados de la estimación del efecto de la posesión de un nombre atípico en los ingresos laborales de los jefes de hogar. El objetivo es responder a la siguiente pregunta contrafactual: ¿cuál habría sido el ingreso laboral de un individuo promedio —un jefe de hogar en este caso— si su nombre no hubiera sido atípico? La estimación debe, en esencia, responder esta pregunta con base en la información observada para los jefes de hogar no poseedores de un nombre atípico.

La estimación se realizó con base en una metodología no paramétrica de pareo. La idea es comparar los sin tocayos con individuos de características socioeconómicas semejantes con el objetivo de estimar el término contrafactual. Con base en la metodología propuesta por Rosenbaum y Rubin (1983), los individuos comparables se seleccionaron a partir de los llamados *propensity scores* (PS). Cada PS se calculó con base en un modelo *Probit* idéntico al presentado en la sección anterior. En la estimación del *Probit* se incluye tanto las características socioeconómicas como las variables dicotómicas regionales (véase cuadros 5 y 6). Para un individuo en particular, el PS es proporcional a la suma ponderada de las variables incluidas en el *Probit*: los ponderadores están dados por los parámetros estimados.¹⁴ Para cada sin tocayo se seleccionó el individuo (con nombre típico) poseedor del valor más cercano del PS. La selección se hizo con remplazo con el fin de garantizar que un mismo individuo (con nombre típico) pudiese ser comparado con varios sin tocayos.

La metodología utilizada tiene varias ventajas respecto a los análisis paramétricos tradicionales (Behrman, Cheng y Todd, 2004), a saber: *i*) los individuos en análisis (los sin tocayo) son comparados estrictamente con individuos

¹⁴ Esta metodología supone que, una vez tenido en cuenta el efecto de las variables incluidas en el *Probit*, los ingresos laborales son independientes del grupo al que pertenece el individuo ($T = 1$ o $T = 0$). Específicamente, esta metodología supone que no existe variables omitidas que inciden simultáneamente en el ingreso laboral y en la probabilidad de ser un sin tocayo. Rosenbaum y Rubin (1983) llaman a esta condición “ignorabilidad” fuerte (*strong ignorability*).

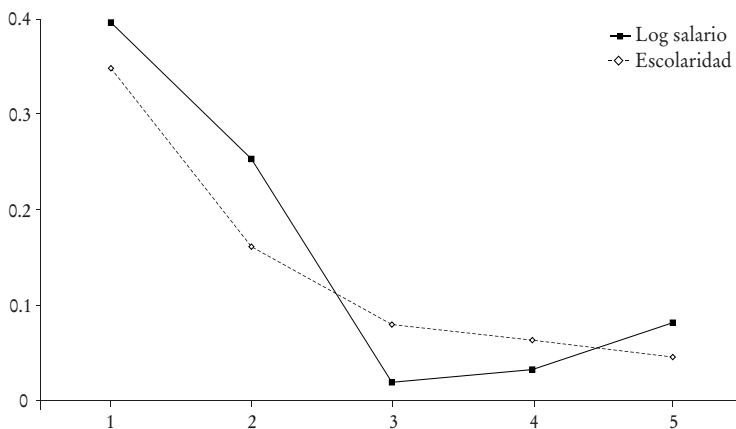
semejantes; *ii*) los resultados no se extrapolan más allá de la región para la cual existen observaciones para ambos grupos (el apoyo común), y *iii*) el análisis no requiere ningún supuesto previo de la forma funcional que relaciona las variables comprendidas.

Una inspección de la distribución de los PS para los sin tocayo y el resto muestra que la región de apoyo común incluye casi la totalidad de la muestra. Todas las estimaciones restringieron el análisis al ámbito de apoyo común. La estimación se realizó para la muestra total y para una muestra restringida a la ciudad de Bogotá. La estimación del efecto también se realizó para varias submuestras con el propósito de estudiar efectos heterogéneos.

La gráfica 1 muestra las diferencias entre los “sin tocayo” y el resto de la muestra en las medias del logaritmo del salario y los años de escolaridad. Las diferencias se calcularon para varios rangos de valores PS. Los individuos fueron agrupados en quintiles con base en el valor de PS. El primer quintil agrupó los hogares con los menores valores. El último quintil, a los hogares con los mayores valores. Las diferencias son considerables para los primeros quintiles. Pero no tanto así para los quintiles superiores. A continuación se describen las diferencias entre los “sin tocayo” y el resto obtenidas a partir de la metodología de emparejamiento.

El cuadro 7 presenta los resultados para la totalidad de la muestra y para la ciudad de Bogotá.¹⁵ En el primer caso los resultados son significativos; en

GRÁFICA 1. Diferencias entre “sin tocayo” y el resto por rangos del PS



¹⁵ Las estimaciones para Bogotá incluyen a la localidad de residencia dentro de las variables que determinan la probabilidad de ser sin tocayo.

el segundo, no lo son. Los resultados muestran que el efecto negativo de un nombre atípico en el salario oscila entre 8 y 11%.¹⁶ Este efecto es similar al efecto en el salario de la residencia en una zona rural, o a la mitad de la diferencia entre hombres y mujeres. En suma, el efecto de un nombre atípico es significativo desde un punto de vista estadístico y fundamental desde un punto de vista económico.

CUADRO 7. Efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales

	Número de tratados	Número de controles	ATT	Error estándar
<i>Propensity Score Matching</i> total nacional	1 187	3 097	0.110	0.042
<i>Propensity Score Matching</i> Bogotá	497	491	0.085	0.074

El cuadro 8 presenta los resultados del efecto para cuatro submuestras: los jefes de hogar con cinco o menos años de escolaridad, y los jefes con más de cinco años de escolaridad, más de 11 años y más de 15. Para la población menos escolarizada los resultados son pequeños y no significativos. Para los demás los resultados son significativos y considerables. Esto es, en la población más escolarizada la posesión de un nombre atípico podría reducir el salario hasta en 20%. En conjunto, los resultados del cuadro 8 sugieren que el efecto de un nombre atípico sería mucho mayor para la población escolarizada que para la población no escolarizada. Este resultado no es sorprendente puesto que, en Colombia, los individuos con poca escolaridad usualmente no accesan a un empleo formal, lo que implica, entre otras cosas, que la posesión de un nombre atípico resulta menos onerosa.

CUADRO 8. Efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales por escolaridad

	Número de tratados	Número de controles	ATT	Error estándar
<i>Propensity Score Matching</i> menos de primaria	550	724	0.035	0.054
<i>Propensity Score Matching</i> más de primaria	657	1 716	0.158	0.056
<i>Propensity Score Matching</i> secundaria completa o más	270	590	0.235	0.086
<i>Propensity Score Matching</i> superior completa o posgraduada	136	256	0.194	0.117

¹⁶ Estos resultados están basados en la metodología del vecino más cercano. Los resultados son similares si se utilizan otras metodologías. Una metodología *kernel* tiene resultados un poco superiores y significativos. La metodología *kernel* no permite, sin embargo, obtener los errores estándar de manera analítica.

El cuadro 9 presenta los resultados para hombres y mujeres por separado. Los efectos son mucho mayores para las mujeres que para los hombres. Este resultado sugiere que la discriminación (y probablemente también los supuestos efectos de un nombre atípico en las capacidades no cognitivas) afectan más a las mujeres que a los hombres. Sin embargo, los resultados para las mujeres deben interpretarse con cautela pues las jefas de hogar no son representativas de la población femenina. Por lo contrario, las jefas de hogar tienen características muy especiales que pueden complicar la interpretación del hallazgo mencionado.

CUADRO 9. Efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales por género

	Número de tratados	Número de controles	ATT	Error estándar
Propensity Score Matching hombres, primaria o más	362	1 261	0.110	0.073
Propensity Score Matching mujeres, primaria o más	265	418	0.289	0.090

Los efectos heterogéneos también pueden ser analizados con base en modelos paramétricos para el logaritmo del salario. Con el propósito de complementar la evidencia presentada en el cuadro 8, se utiliza el siguiente modelo lineal basado en la formulación tradicional de la llamada ecuación de Mincer:

$$\ln w = \beta_0 + \beta_1 Educ + \beta_2 Exp + \beta_3 Exp^2 + \beta_4 Hom + \beta_5 Min + \beta_6 Rural + \beta_7 ST + \beta_8 (Educ \cdot ST) + u \quad (2)$$

en la que $\ln w$ representa el logaritmo del salario, $Educ$ y Exp los años de escolaridad y de experiencia, Hom una variable dicotómica que identifica los hombres, Min , otra variable dicotómica que identifica las minorías étnicas o raciales, y $Rurales$ una última variable que identifica los residentes en zonas rurales. Finalmente, la variable dicotómica ST identifica los sin tocayo, y $(Educ \cdot ST)$ representa la interacción entre los años de escolaridad y la variable ST . En la estimación de la ecuación (3), también fueron incluidas variables dicotómicas regionales.

El coeficiente β_8 mide la diferencia en los rendimientos de la escolaridad entre los sin tocayo y el resto. Si el signo del valor estimado del coeficiente es negativo, los rendimientos de la escolaridad serían menores para los sin

tocayo. Si el signo es positivo, la escolaridad sería más rentable para los sin tocayo. El cuadro 10 presenta los resultados de la estimación. Los resultados son congruentes con la evidencia ya presentada: la posesión de un nombre peculiar afecta adversamente el salario, y el efecto es mucho mayor para los individuos más escolarizados. Los rendimientos de la escolarizada son, al menos, dos puntos porcentuales (2%) menores para los sin tocayo que para el resto. Esta diferencia es significativa a los niveles estándar e importantes desde una perspectiva económica. Una vez considerados los demás determinantes, un sin tocayo con un título universitario podría ganar hasta 20% menos que un individuo con la misma escolaridad y con un nombre no peculiar.

CUADRO 10. Efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales^a

Variables independientes	(1) Total		(2) Total	
	Salario		Salario	
	Coefficientes	Estadístico t	Coefficientes	Estadístico t
Años de escolaridad	0.128	[37.11]***	0.129	[37.10]***
Experiencia	0.029	[8.65]***	0.029	[8.54]***
(Experiencia ² /100)	0.00032	[6.72]***	0.00031	[6.63]***
Hombre	0.226	[5.85]***	0.227	[5.87]***
Minoría	0.033	[0.84]	0.033	[0.84]
Rural	0.101	[3.16]***	0.101	[3.16]***
Sin tocayo	0.053	[1.04]	0.115	[1.50]*
Sin tocayo*Escolaridad			0.023	[2.15]**
Efectos fijos por región	Sí		Sí	
Observaciones	13 305		13 305	
R ²	0.375		0.376	

^a Regresiones controlan por el número de niños y el estado civil del jefe de hogar. Estadísticos *t* basados en errores sólidos.

* Significativo a 10 por ciento.

** Significativo a 5 por ciento.

*** Significativo a 1 por ciento.

En suma, los resultados de esta sección sugieren que el efecto socioeconómico de un nombre atípico puede ser considerable: la reducción del salario supera el 10%, y es mayor para los individuos más escolarizados. Algunas dudas persisten, sin embargo, respecto a la causalidad de los efectos. Puede darse el caso de que los nombres atípicos estén correlacionados con características no observadas de los padres que afectan adversamente los salarios o el desempeño socioeconómico. Las metodologías usadas no permiten corregir este problema, lo que obliga a la cautela a la hora de interpretar los resultados.

IV. EL EFECTO EN LOS OTROS MIEMBROS DEL HOGAR

Los resultados de la sección anterior sugieren que la posesión de un nombre atípico afecta los ingresos laborales. Pero este resultado debe interpretarse con cautela pues existe la posibilidad de que el mismo obedezca no tanto a un efecto directo, como al efecto oculto de algunas variables no observables correlacionadas con el hecho de poseer o no un nombre atípico. Esta sección realiza un ejercicio sencillo que busca descartar algunas de las otras hipótesis que podrían dar cuenta de los resultados de la sección anterior.

Los menores salarios de los sin tocayo puede estar relacionados con la procedencia geográfica o social de los individuos. A pesar de que todos los ejercicios mostrados en la sección anterior controlan por el lugar de residencia y por algunas características socioeconómicas, ninguno tiene en cuenta (al menos no de manera extensa) la procedencia geográfica o social de los individuos. Si los nombres atípicos están correlacionados con alguna de estas variables, los efectos encontrados podrían reflejar, más que el efecto del nombre, el efecto adverso — asociado con fenómenos de discriminación, por ejemplo— de un determinado origen geográfico o social.

Con el fin de examinar esta hipótesis, se realizó el siguiente ejercicio. Primero, se definió una variable ficticia o dicotómica (*dummy*) que identifica a los adultos residentes en un hogar cuyo jefe tiene un nombre atípico. Si el efecto medido en la sección anterior fuera el resultado de una procedencia geográfica o social desfavorable (procedencia que seguramente es compartida por todos en el hogar), éste debería afectar no sólo a su poseedor, sino también a los otros miembros del hogar. Si, por lo contrario, el nombre atípico tuviese un efecto directo, no tendría por qué afectar a los otros miembros del hogar. Así, la existencia o no de efectos del nombre del jefe en los otros miembros del hogar puede dar algunas luces respecto a la validez de los resultados de la sección anterior.

El ejercicio propuesto tiene dos problemas. Primero, los nombres de los otros miembros del hogar no se conocen y algunos de ellos pueden ser también nombres atípicos. Si este es el caso existe la posibilidad de que el nombre del jefe esté recogiendo los efectos de los nombres atípicos de otros miembros del hogar. Sin embargo, si el nombre del jefe no resulta significativo en el ejercicio de que se trata, puede descartarse este problema. El segundo problema es más grave. El ejercicio planteado en esta sección no permite desvirtuar otras hipótesis que también podrían explicar los efectos

encontrados. Por ejemplo, el nombre atípico podría estar recogiendo los efectos de un ambiente familiar adverso, o de un contexto sociológico perjudicial, caracterizado, por ejemplo, por valores o expectativas que afectan negativamente el desempeño laboral. Este problema nos obliga a ser cautelosos en la interpretación causal de los resultados.

El cuadro 11 presenta las estadísticas descriptivas de la muestra usada en el ejercicio mostrado. Como en el caso anterior, el análisis se realizó en la totalidad de la muestra y en la fracción correspondiente a la ciudad de Bogotá. Los individuos analizados tienen, en promedio, algunos años de escolaridad un poco inferiores a los de los jefes: un resultado esperable. Tienen también tres años de mayor edad en promedio. El porcentaje que pertenece a minoría étnica o racial es similar. Y el logaritmo del salario es marginalmente inferior.

CUADRO 11. *Estadísticas descriptivas de los otros miembros del hogar*

Variable	Total		Bogotá	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
Ln (salario)	7.30	1.06	7.75	1.01
Hombre	0.49		0.47	
Minoría	0.09		0.01	
Rural	0.21		0.00	
Edad	50.15	14.56	49.70	13.90
Años de escolaridad	8.80	4.62	11.08	4.25
Experiencia	37.45	16.78	34.52	15.98

El cuadro 12 presenta los resultados de la estimación del efecto del nombre del jefe en los salarios de otros miembros del hogar. El ejercicio es similar al descrito al final de la sección anterior: se estimó una nueva versión de la ecuación (3) con base en las características socioeconómicas de cada persona (otros miembros del hogar), con la única excepción de que la variable sin tocayo no corresponde a la persona de que se trata sino al jefe de hogar. Los resultados muestran que el coeficiente asociado a la variable ficticia sin tocayo no es significativo. Tampoco es significativa la interacción entre la variable sin tocayo y la variable escolaridad. En suma, la presencia de un jefe de hogar sin tocayo no reduce los rendimientos de la escolaridad de los otros miembros del hogar.

CUADRO 12. *Efecto de los nombres atípicos en los ingresos laborales de los otros miembros del hogar*

<i>Variables independientes</i>	<i>(1)</i>		<i>(2)</i>	
	<i>Total</i>		<i>Total</i>	
	<i>Salario</i>		<i>Salario</i>	
	<i>Coefficientes</i>	<i>Estadístico t^a</i>	<i>Coefficientes</i>	<i>Estadístico t^a</i>
Años de escolaridad	0.106	[39.06]***	0.106	[38.79]***
Experiencia	0.009	[3.26]***	0.008	[3.09]***
(Experiencia ² /100)	0.001	[2.88]***	0.001	[2.78]***
Hombre	0.025	[1.12]	0.025	[1.12]
Minoría	0.041	[1.02]	0.039	[0.98]
Rural	0.095	[3.24]***	0.094	[3.21]***
Sin tocayo	0.035	[0.80]	0.117	[1.74]*
Sin tocayo*Escolaridad			0.014	[1.53]
Efectos fijos por región		Sí		Sí
Observaciones		16 619		16 619
R ²		0.27		0.27

^a Estadísticos *t* basados en errores sólidos.

* Significativo a 10 por ciento.

** Significativo a 5 por ciento.

*** Significativo a 1 por ciento.

CONCLUSIONES

Este artículo examina las consecuencias socioeconómicas de tener un nombre atípico. Los datos analizados muestran que, en igualdad de circunstancias, esto es, después de controlar por la escolaridad de los padres, el género, la edad, la afiliación racial o étnica y el lugar de residencia, los “sin tocayo” tienen un salario entre 10 y 20% menor que sus contrapartes. Aunque la metodología usada no permite extraer conclusiones definitivas, sí sugiere que los nombres atípicos tienen un efecto en los ingresos laborales.

Este efecto puede ser explicado por barreras de entrada al mercado laboral (e incluso por efectos de los nombres en las capacidades no cognitivas de los individuos). Los nombres raros pueden incidir en el acceso al empleo formal o a ciertos sectores bien remunerados. Estas barreras son en particular relevantes en el caso de Colombia, dadas las altas tasas de informalidad laboral y la evidencia de la existencia de mercados duales de trabajo (Bernal, 2008).

Más allá de los nombres atípicos, los hallazgos de este artículo confirman a existencia de trampas sociológicas de exclusión. Las brechas sociales —la

segregación espacial y de clase, en particular— generan prácticas y comportamientos que contribuyen a agrandarlas o perpetuarlas. Los nombres atípicos no sólo señalan una pertenencia social específica, sino que pueden también contribuir, por los mecanismos señalados líneas arriba, a deprimir las oportunidades laborales y por ende a afianzar las diferencias sociales. Así, las brechas sociales serían simultáneamente causa y consecuencia de los nombres atípicos. Es decir, los nombres atípicos son un síntoma de las desigualdades sociales y pueden incluso ser también una causa de las mismas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Behrman, J. R., Y. Cheng y P. Todd. (2004), “Evaluating Preschool Programs when Length of Exposure to the Program Varies: A Nonparametric Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, 86 (1), pp. 108-132.
- Bernal, R. (2008), “The Informal Labor Market in Colombia: Identification and Characterization”, Bogotá, Universidad de los Andes, mimeografiado.
- Bertrand, M., y S. Mullainathan (2004), “Are Emily and Greg more Employable than Lakisha and Jamal?: A Field Experiment on Labor Market Discrimination”, NBER Working Paper 9873.
- DePalma, A. (2005), “Fifteen Years on the Bottom Rung”, *Class Matters*, Nueva York, Times Books Henry Holt and Co.
- Fogel, R. W. (2000), *The Fourth Great Awakening and the Future of Egalitarianism*, University of Chicago Press,
- Fryer, R., y S. Levitt (2004), “The Causes and Consequences of Distinctively Black Names”, *The Quarterly Journal of Economics* 119 (3), pp. 767-805.
- (2006), “A Model of Social Interactions and Endogenous Poverty Traps”, NBER Working Paper 12364.
- , y P. Torelli (2006), “An Empirical Analysis of Acting White”, NBER Working Paper 11334.
- Gaviria, A., y C. E. Vélez (2001), “¿Quiénes soportan la carga del crimen en Colombia?”, *Coyuntura Económica*, XXXI, núm. 2, junio.
- Goldin, C., y C. Rouse (2000), “Orchestrating Impartiality: The Impact of Blind Auditions on Female Musicians”, *The American Economic Review*, 90(4), pp. 715-741.
- Harriss, J. R. (2006), *No Two Alike: Human Nature and Human Individuality*, Nueva York-Londres, W. W. Norton & Co.
- Landsburg, S. E. (2007), *More Safe is Safer Sex. The Unconventional Wisdom of Economics*, Nueva York, Free Press.

- Lieberson, S., y E. O. Bell (1992), "Children's First Names: An Empirical Study of Social Taste", *The American Journal of Sociology*, 98(3), pp. 511-554.
- Persico, N., A. Postlewaite y D. Silverman (2004), "The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height", *Journal of Political Economy*, 112, pp. 1019-1053.
- Romero, S. (2007), "Diapering Little Stalin: Venezuelan Parents Love a Famous Name", *The New York Times*, 1 de julio.
- Rosenbaum, P. R., y D. B. Rubin (1983), "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 70 (1), pp. 41-55.
- Rossi, A. S. (1965), "Naming Children in Middle Class Families", *American Sociological Review*, 30, pp. 499-513.
- Strumpfer, D. J. (1978), "Relationship between Attitudes Towards One's Names and Self Esteem", *Psychological Report*, 43, pp. 699-702.