



PBSS
CANCUN MEXICO
COLLOQUIUM 2017
DEFINING AMBITION

FACTORES QUE CONDICIONAN LA PROBABILIDAD DE COTIZAR A LAS PENSIONES DE RETIRO EN MÉXICO

Marco Hernando Albarrán Núñez

Facultad de Ciencias
Universidad Nacional Autónoma de México

marcoalbarran@ciencias.unam.mx



Resumen

- El presente trabajo intenta mostrar evidencia empírica de los determinantes del ahorro en el sistema de pensiones en México.
- Se realiza un ejercicio de regresión de un modelo no lineal, Probit. Dicho modelo cuantifica la probabilidad de cotizar para una pensión de retiro (variable dependiente).
- Los resultados de la estimación del modelo Probit, sugieren que el bajo nivel de aportaciones al sistema de pensiones está relacionado con una serie de características socio-económicas, en particular con la educación, el género y el tipo de trabajo que se realiza.

Revisión de la literatura

- En el caso de los niveles de cotización al sistema de pensiones, existen estudios que sugieren que factores como la educación, la edad, el número de integrantes de las familias y ciertas características económicas, sociales y demográficas, así como factores laborales, son relevantes para explicar el nivel de ahorro que realiza un individuo para su pensión de retiro (Hernández, 2001; Murillo & Venegas, 2011; Tuesta, 2014; OCDE, 2014; Carpeta & Peña, 2015).

Objetivo

- Identificar los factores que afectan a la probabilidad de ahorrar en un sistema de pensiones formal, ya sea público o privado.

Datos

- Las variables del modelo propuesto se obtienen de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2014, que lleva a cabo el INEGI.
- La ENIGH es una encuesta de corte transversal, con representatividad nacional y para el conjunto de las áreas urbanas y rurales del país.
- La ENIGH 2014 proporciona información sobre la distribución, monto y estructura del ingreso y gasto de los hogares; adicionalmente, ofrece información sobre las características sociodemográficas y ocupacionales de los integrantes del hogar.



Las variables del modelo son las siguientes:

VARIABLE	DESCRIPCIÓN
Ahorro_AFORE	Variable dependiente del modelo. Es una variable binaria, que toma los valores 0 y 1. Donde Ahorro_AFORE = 1 indica que el individuo ahorra en una AFORE y/o fondo de pensiones y Ahorro_AFORE = 0 si no ahorra.
Mujer	Variable binaria, donde Mujer=1 indica que es mujer y Mujer=0 que es hombre.
Edad	Variable de tipo numérica que indica el número de años de las personas.
NE_2	Variable binaria, que toma el valor de 1 si el individuo cuenta con educación básica completa y 0 en otro caso.
NE_4	Variable binaria, que toma el valor de 1 si el individuo cuenta con educación superior completa y 0 en otro caso.
Etnia	Variable binaria, donde Etnia =1 indica que la persona pertenece a algún grupo étnico y Etnia = 0 en caso contrario.
Casado	Variable binaria, donde Casado =1 significa que la persona vive Casado/a o en pareja y Casado =0 en caso contrario.
tot_integ	Variable de tipo numérica que indica el número total de integrantes en el hogar.
FamMen	Variable binaria, que toma el valor de 1, si la familia tiene menores de edad o el valor de 0 en caso de que no.
Fam65mas	Variable binaria, que toma el valor de 1, si la familia tiene integrantes mayores de 65 años; o el valor de 0 cuando no los tenga.
FamTransfer	Variable binaria, que indica si la familia recibe transferencias de cualquier tipo (becas, donativos, remesas y beneficios del gobierno).
FamconJubil	Variable binaria, que toma el valor de 1, si la familia tiene jubilados o el valor de 0 en caso de que no.
Informal_trab	Variable binaria, donde Informal_trab = 1 indica que el trabajador no tiene un contrato de trabajo formal; Informal_trab = 0 en otro caso.
TamEmp_1	Variable binaria, que toma el valor de 1 si el trabajador labora en una empresa pequeña y 0 en otro caso.
TamEmp_3	Variable binaria, que toma el valor de 1 si el trabajador labora en una empresa grande y 0 en otro caso.
TipoEmpresa_2	Variable binaria, que toma el valor de 1 si el trabajador labora en una empresa privada no familiar y 0 en otro caso.

Metodología. *Modelo Probit* (I)

- En un modelo Probit binomial la variable dependiente puede tomar sólo dos valores: 0 y 1. Éstos pueden representar el éxito o el fracaso de un evento, por ejemplo: ahorrar para una pensión de retiro, puede significar la ocurrencia del evento; dado un conjunto de variables explicativas.
- De acuerdo con Cameron y Trivedi (2005), la probabilidad de que ocurra el evento en cuestión, está determinada por la siguiente expresión

$$P_i = \Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}') = F(\mathbf{x}'\beta) \quad (1)$$

- La cuál contiene una matriz \mathbf{x} de variables explicativas del modelo, β el conjunto de coeficientes. Además, F es una función paramétrica de $\mathbf{x}'\beta$, generalmente es una función de distribución acumulada que asegura el cumplimiento de $0 \leq P \leq 1$.

Metodología. *Modelo Probit* (II)

- Al utilizar un modelo Probit, de la expresión (1), la función de distribución acumulada $F(\cdot)$ se convierte en la FDA de la normal estándar la cual se suele denotar como: Φ , de esta forma la expresión (1) se transforma en

$$P_i = \Pr(\mathbf{y}_i = 1|\mathbf{x}') = \Phi(\mathbf{x}'\beta) \quad (2)$$

- Los modelos Probit, parten de la función de probabilidad condicional:

$$P_i = \Pr(\mathbf{y}_i = 1|\mathbf{x}') = \Phi(\mathbf{x}'\beta) = \int_{-\infty}^{\mathbf{x}'\beta} \phi(z)dz \quad (3)$$

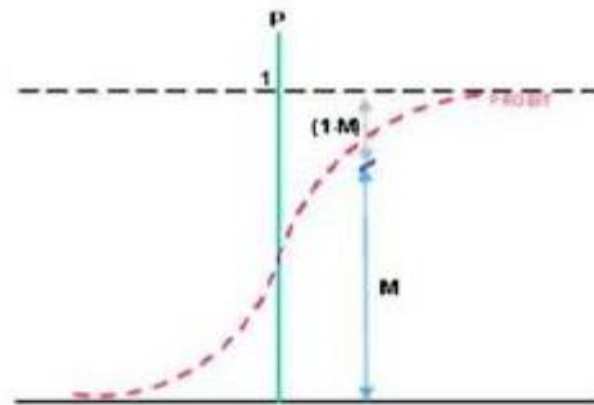
- Donde Φ es la función de distribución acumulada normal definida a partir de la densidad de distribución normal:

$$\phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}}$$

Metodología. *Modelo Probit* (III)

- El modelo Probit, produce estimaciones que se encuentran en el intervalo $[0,1]$. Como se puede apreciar en la gráfica 1.

Gráfica 1. Modelo Probit



Fuente: Gujarati, 2003.

Metodología. Modelo Probit (IV)

- Al no ser no lineal en los parámetros, el modelo Probit es estimado por máxima verosimilitud. Dada una muestra (y_i, x_i) , donde $i=1, \dots, N$ en la cual se asume independencia entre las i observaciones, la función de densidad del i -ésimo individuo de la muestra, se representa por

$$f(y_i | \mathbf{x}_i) = p_i^{y_i} (1 - p_i)^{1 - y_i}, \quad y_i = 0, 1 \quad (4)$$

- Dado que $p_i \equiv F(\mathbf{x}_i' \beta)$ y que las N observaciones de la muestra son independientes, la función del logaritmo de verosimilitud es

$$L_N(\beta) = \sum_{i=1}^N [y_i \ln F(\mathbf{x}_i' \beta) + (1 - y_i) \ln \{1 - F(\mathbf{x}_i' \beta)\}] \quad (5)$$

- Al diferenciar la expresión (5) con respecto a β , se obtienen las condiciones de primer orden, que permiten estimar los parámetros del vector $\hat{\beta}$. Sin embargo, al no existir una solución explícita para $\hat{\beta}$, es necesario emplear métodos iterativos como el Newton-Raphson que converge rápidamente para el modelo Probit.

Metodología. *Modelo Probit* (V)

- El interés del modelo radica en calcular el efecto marginal de un cambio del regresor en la variable dependiente cuando toma el valor igual a uno.

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Pr(\mathbf{y}_i = 1 | \mathbf{x}')}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Phi(\mathbf{x}'\beta)}{\partial X_{ij}} = \phi(\mathbf{x}'\beta)\beta_{ij} \quad (6)$$

- La ecuación (6) muestra el efecto marginal que experimenta la variable dependiente ante cambios en alguna de las variables explicativas, manteniendo constantes las demás variables independientes. Al obtener los efectos marginales, se pueden realizar interpretaciones directamente de los coeficientes estimados sobre la variable dependiente del modelo.

El Modelo

- El modelo propuesto indica que la decisión de ahorrar para pensiones depende de un conjunto de variables exógenas, incluidas en el vector \mathbf{x}' , de modo que

$$P_i = \Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}') = \text{"Probabilidad de ahorrar en el sistema de pensiones"}$$

- El conjunto de todas las variables explicativas, viene dado por el siguiente vector

$\mathbf{x} = [\text{Mujer}_i, \text{Edad}_i, \text{NE_2}_i, \text{NE_4}_i, \text{Etnia}_i, \text{Casado}_i, \text{tot_integ}_i, \text{FamMen}_i, \text{Fam65mas}_i, \text{FamTransfer}_i, \text{FamconJubil}_i, \text{Informal_trab}_i, \text{TamEmp_1}_i, \text{TamEmp_3}_i, \text{TipoEmpresa_2}_i]$

Estimación del Modelo (I)

- Se estiman dos modelos Probit.
- En el primer modelo, denominado “Modelo_1” se consideran solo variables sociodemográficas como explicativas, el número de observaciones de la muestra con el que se efectúa la estimación de este modelo es de 58,902 individuos;
- En el “Modelo_2”, se incluyen variables del mercado de trabajo; la muestra se reduce a 21,087 observaciones, este último modelo es más completo y produce mejores estimaciones para conocer la probabilidad de cotizar al sistema de pensiones.

Estimación del Modelo (II)

Las estimaciones en STATA arrojan los siguientes resultados:

Cuadro 4. Estimación de parámetros del Modelo_1 y Modelo_2

Variable	Modelo_1	Modelo_2
Mujer	-.4815093***	-.13088727***
Edad	.01311164***	.02057072***
NE_2	-.35869636***	-.19181189***
NE_4	.6001477***	.15470512***
Etnia	-.29311638***	-.23829442***
Casado	.42532299***	.23625646***
tot_integ	-.06171822***	-.05697189***
FamMen	.21900847***	.20410869***
Fam65mas	-.38492983***	-.14114581***
FamTransfer	-.32704511***	-.15991272***
FamconJubil	.67113355***	.41629968***
Informal_t~b		-1.2352549***
TamEmp_1		-.28270039***
TamEmp_3		.31164054***
TipoEmpres~2		.4953935***
_cons	-.21977517***	.57275889***
N	58902	21087
chi2	12592.907	9526.5787
r2_p	.16098568	.34688142

Legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

Estimación del Modelo (III)

- Como se puede apreciar en la Cuadro 4, todas las variables del modelo son estadísticamente significativas al 99%. Además, al incluir las variables del mercado de trabajo (Modelo_2), el número de observaciones de la muestra se reduce y aumenta el Pseudo R2 (pasa de 16% a 35%), es decir, el modelo es mejor, ya que aumenta su capacidad explicativa.
- Como señalan Cameron y Trivedi (2005), la interpretación de los coeficientes en el modelo Probit no se puede hacer directamente, ya que este modelo no es lineal.
- Sin embargo, se puede interpretar el sentido de los signos, para mostrar si existe relación directa o inversa entre la variable explicativa asociada al parámetro y la probabilidad.

Estimación del Modelo. Efectos Marginales (I)

- El impacto de cada variable explicativa sobre la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro, no se puede interpretar directamente de la estimación del modelo Probit propuesto. En un modelo no-lineal, los efectos marginales son más ilustrativos que los propios coeficientes.

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Pr(y_i = 1 | \mathbf{x}')}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Phi(\mathbf{x}'\beta)}{\partial X_{ij}} = \phi(\mathbf{x}'\beta)\beta_{ij} \quad (6)$$

- En este caso, la interpretación de los coeficientes del modelo estimado representa el cambio en la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro ante cambios en alguna variable X_{ij} que pertenece al vector de variables independientes \mathbf{x}' , manteniendo los otros factores fijos.

Estimación del Modelo. Efectos Marginales (II)

Estimación realizada en STATA de los efectos marginales promedio.

Cuadro 10. Promedio de los Efectos Marginales

Marginal effects after probit
y = Pr(Ahorro_AFORE) (predict)
= .7197898

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
Mujer*	-.0446105	.00819	-5.44	0.000	-.060669 -.028552	.332148
Edad	.0069271	.00032	21.65	0.000	.0063 .007554	35.7849
NE_2*	-.0645164	.0085	-7.59	0.000	-.081185 -.047848	.501399
NE_4*	.0506711	.01087	4.66	0.000	.029369 .071973	.20994
Etnia*	-.0826098	.00838	-9.86	0.000	-.099025 -.066194	.267226
Casado*	.080599	.00881	9.15	0.000	.063335 .097863	.608527
tot_in~g	-.019185	.00206	-9.29	0.000	-.023232 -.015138	4.46009
FamMen*	.0691054	.00896	7.71	0.000	.05154 .086671	.555888
Fam65mas*	-.0488839	.01212	-4.03	0.000	-.072648 -.02512	.13487
FamTra~r*	-.0529855	.00796	-6.66	0.000	-.068584 -.037387	.662968
Famcon~l*	.1248054	.01079	11.56	0.000	.103648 .145963	.092759
Inform~b*	-.3907821	.00745	-52.46	0.000	-.405381 -.376183	.531892
TamEmp_1*	-.0971305	.0087	-11.17	0.000	-.114175 -.080086	.358799
TamEmp_3*	.0994106	.01018	9.76	0.000	.079455 .119366	.232987
TipoEm~2*	.1623899	.00767	21.16	0.000	.147349 .177431	.430644

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Estimación del Modelo. Resultados (I)

- El género influye en la probabilidad de cotizar para una pensión de retiro, ya que según los resultados de la estimación anterior, el ser mujer disminuye la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro en 4.5 puntos porcentuales. Otros factores que inciden de forma negativa sobre la probabilidad de cotizar son tener sólo la educación básica (disminuye la probabilidad en 6.5%) y el hecho de pertenecer a algún grupo étnico, reduce la probabilidad de ahorrar en el sistema de pensiones en más de 8 puntos porcentuales.
- En contraste, tener educación superior completa y estar casado o en pareja son factores que influyen de forma positiva en la probabilidad de ahorrar en el sistema de pensiones. En el caso de tener educación superior completa, la probabilidad aumenta en 5% y el estar casado o en pareja incrementa la probabilidad de cotizar a las pensiones en 8%.

Estimación del Modelo. Resultados (II)

- De acuerdo con los resultados anteriores, a medida que las familias son más grandes, es decir, el número total de integrantes en la familia es mayor, la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro se reduce en 2%.
- Además, familias que reciben transferencias de cualquier tipo y en donde algún integrante de la misma sea mayor de 65 años, tienen una probabilidad menor de cotizar al sistema de pensiones, la probabilidad se reduce en alrededor del 5% en ambos casos.
- Del otro lado se tiene que si en la familia existen menores de edad, la probabilidad de cotizar para una pensión de retiro se eleva en 7 puntos porcentuales.
- Aquellas familias donde algún integrante sea jubilado, tienen una probabilidad más alta de ahorrar para una pensión de retiro, es decir, si la familia tiene a algún jubilado la probabilidad se incrementa en 12%.

Estimación del Modelo. Resultados (III)

- De los resultados del modelo estimado, también se puede decir, que el hecho de estar en la informalidad reduce notoriamente la probabilidad de ahorrar en el sistema de pensiones, en un 40%. A pesar de que un trabajador informal puede cotizar al sistema de pensiones, los resultados sugieren que no cotizan.
- Otro factor que reduce la probabilidad de cotizar en el sistema de pensiones es trabajar en una empresa pequeña (-9%); en contraste, si el trabajador labora en una empresa grande o una empresa privada, la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro se incrementa en 10 y 16 puntos porcentuales, respectivamente.

Estimación del Modelo. Resultados (IV)

- Ahora bien, si consideramos a un individuo representativo de la muestra, podemos encontrar la probabilidad que tiene dicho individuo de cotizar al sistema de pensiones.
- Por ejemplo, si tomamos un individuo hombre de 40 años, casado, con educación superior completa, y que labore en una empresa grande y privada, su probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro es mayor que la de una mujer con la misma edad, también casada o en pareja, que sólo tenga estudios básicos, que pertenezca a algún grupo étnico y que trabaje en el sector informal.

Estimación del Modelo. Resultados (V)

- Según las estimaciones realizadas en STATA, para el primer caso, se tiene un 97% de probabilidad de ahorrar en el sistema de pensiones con las características mencionadas (Edad=40 Mujer=0 NE_4=1 Etnia=0 Casado=1 Informal_trab=0 TipoEmpresa_2=1).

Cuadro 11. Efectos Marginales a un nivel representativo (MER).

(Edad=40 Mujer=0 NE_4=1 Etnia=0 Casado=1 Informal_trab=0 TipoEmpresa_2=1)

Marginal effects after probit
 $y = \text{Pr}(\text{Ahorro_AFORE})$ (predict)
 $= .97318839$

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	x
Mujer*	-.0091993	.00182	-5.05	0.000	-.012768 -.005631	0
Edad	.0012747	.00011	11.64	0.000	.00106 .001489	40
NE_2*	-.0119297	.00205	-5.83	0.000	-.015938 -.007921	.501399
NE_4*	.0111239	.00235	4.73	0.000	.006514 .015733	1
Etnia*	-.0185521	.00244	-7.62	0.000	-.023327 -.013777	0
Casado*	.018358	.00252	7.29	0.000	.013421 .023294	1
tot_in-g	-.0035304	.00047	-7.52	0.000	-.004451 -.00261	4.46009
FamMen*	.012989	.00196	6.62	0.000	.009141 .016838	.555888
Fam65mas*	-.0096686	.00268	-3.61	0.000	-.014924 -.004413	.13487
FamTra~r*	-.0094486	.0016	-5.91	0.000	-.01258 -.006317	.662968
Famcon~l*	.0187833	.00201	9.35	0.000	.014848 .022719	.092759
Inform-b*	-.2168374	.01051	-20.62	0.000	-.237444 -.196231	0
TamEmp_1*	-.0190678	.00254	-7.52	0.000	-.024038 -.014097	.358799
TamEmp_3*	.016592	.00209	7.96	0.000	.012504 .02068	.232987
TipoEm~2*	.0489069	.00369	13.24	0.000	.041669 .056145	1

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Estimación del Modelo. Resultados (VI)

- Para el segundo caso, la probabilidad de cotizar para una pensión de retiro es de 43% para el individuo representativo que posee las siguientes características: Edad=40 Mujer=1 NE_2=1 Etnia=1 Casado=1 Informal_trab=1.

Cuadro 12. Efectos Marginales a un nivel representativo (MER).

(Edad=40 Mujer=1 NE_2=1 Etnia=1 Casado=1 Informal_trab=1)

Marginal effects after probit
 $y = \text{Pr}(\text{Ahorro_AFORE})$ (predict)
 $= .43074107$

variable	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% C.I.]	X
Mujer*	-.0518704	.00937	-5.53	0.000	-.07024 -.0335	1
Edad	.0080825	.00037	21.71	0.000	.007353 .008812	40
NE_2*	-.0761699	.01004	-7.59	0.000	-.095844 -.056496	1
NE_4*	.0611422	.01363	4.49	0.000	.034435 .08785	.20994
Etnia*	-.0946968	.0093	-10.19	0.000	-.112918 -.076476	1
Casado*	.090111	.00968	9.31	0.000	.071137 .109085	1
tot_in~g	-.0223851	.00241	-9.29	0.000	-.027108 -.017662	4.46009
FamMen*	.0798988	.01022	7.81	0.000	.059859 .099938	.555888
Fam65mas*	-.0548457	.01307	-4.20	0.000	-.080464 -.029227	.13487
FamTra~r*	-.0630314	.00968	-6.51	0.000	-.08201 -.044053	.662968
Famcon~l*	.164886	.01618	10.19	0.000	.133175 .196597	.092759
Inform~b*	-.4248611	.00935	-45.46	0.000	-.443178 -.406544	1
TamEmp_1*	-.1098693	.0096	-11.45	0.000	-.128683 -.091055	.358799
TamEmp_3*	.1233147	.01358	9.08	0.000	.0967 .149929	.232987
TipoEm~2*	.1937582	.00943	20.55	0.000	.175275 .212241	.430644

(*) dy/dx is for discrete change of dummy variable from 0 to 1

Conclusiones (I)

- Las características sociodemográficas y laborales de la población explican en buena medida a la variable dependiente (el ahorro en el sistema de pensiones). Es por eso que se utilizó un modelo microeconómico, que cuantifica la probabilidad de que el individuo cotice en pensiones.
- Según las estimaciones del modelo Probit, el bajo nivel de aportaciones al sistema de pensiones está relacionado con una serie de características socio-económicas, en particular con la educación, el género y el tipo de trabajo que se realiza.

Conclusiones (II)

- Los resultados del modelo estimado, permiten corroborar algunos puntos que intuitivamente tienen sentido, también permiten ratificar algunas hipótesis de las variables utilizadas.
- Por ejemplo, en el tema de la educación el modelo predijo que a mayor educación es más probable que el individuo representativo ahorre en el sistema de pensiones. También el género condiciona la probabilidad de ahorrar para una pensión de retiro,
- Así mismo, la actividad laboral que se realiza es un factor que explica si el individuo es más propenso a ahorrar en el sistema de pensiones; es decir, si el individuo trabaja en una empresa privada no familiar o en una empresa grande, tiene mayor probabilidad de cotizar para una pensión de retiro.

Conclusiones (III)

- Resulta claro que existe una relación muy estrecha entre las pensiones y el mercado de trabajo.
- El modelo predice que las personas que trabajan en la informalidad, tienen una probabilidad mucho menor de cotizar al sistema de pensiones que aquellos individuos que cuentan con un empleo formal.
- En la actualidad, una proporción alta de la Población Económicamente Activa (PEA) no tiene un contrato laboral formal, por lo que es menos probable que ahorren para una pensión de retiro. Esto constituye un serio problema a mediano y largo plazo, si consideramos que la población envejece y no está preparándose para enfrentar el riesgo de la vejez.

Bibliografía

- Cameron, A., & Trivedi, P. (2005). Logit and Probit Models & Latent Variable Models. En *Microeconometrics: Methods and Applications* (págs. 465-478). Cambridge University Press, NY.
- Carpeta, W., & Peña, J. (Septiembre de 2015). *Cotizaciones en el sistema general de pensiones colombiano: Aproximación con un modelo de respuesta binaria*. Econografos, No. 82. FCE, Universidad Nacional de Colombia.
- Gujarati, D. (2003). *Econometría*, 4ª ed., McGraw-Hill, México.
- Hernández, G. (2001). *Políticas para promover una ampliación de la cobertura de los sistemas de pensiones: el caso de México*. Serie Financiamiento del Desarrollo, núm. 107, CEPAL, Santiago, Chile.
- Murillo, S., & Venegas, F. (2011). *Cobertura de los sistemas de pensiones y factores asociados al acceso a una pensión de jubilación en México*. Papeles de Población, vol. 17, núm. 67, UAEM, pp. 209-250.
- OCDE, Banco Mundial, BID (2014). *Panorama de las Pensiones: América Latina y el Caribe*.
- Rosales, R., Perdomo, J., Morales, C. y Urrego, J. A. (2013). Modelos de Probabilidad Lineal, Probit y Logit. En *Fundamentos de Econometría Intermedia. Teoría y Aplicaciones* (págs. 107-158). Facultad de Economía, Universidad de los Andes, Colombia.
- Solís, F., & Villagómez, A. (1999). Las Pensiones, en: Solís, F., & Villagómez, A. (Eds.), *La Seguridad Social en México* (págs. 103-159). Fondo de Cultura Económica, México.
- Tuesta, D. (Agosto de 2014). *La economía informal y las restricciones que impone sobre las cotizaciones al régimen de pensiones en América Latina*. Documento de Trabajo, N° 14/20, BBVA Research.





¡GRACIAS POR SU ATENCIÓN!