

# **E**NSAYOS *Revista de Economía*

---

Volumen XXXIV, número 2

noviembre de 2015

## **Artículos**

### **Discriminación de género en redes laborales**

*César Vladimir Martínez-Arango, Coralía Azucena Quintero-Rojas, Lari Arthur Viiano*

### **¿Tener obesidad es realmente una desventaja en el mercado laboral mexicano?**

*Martha Claudia Rodríguez-Villalobos, Erick Rangel-González*

### **Effects of Volatility of the Exchange Rate on Inflation Expectations and Growth Prospects in Mexico (2002-2014)**

*Guillermo Benavides, Isela Elizabeth Téllez-León, Francisco Venegas-Martínez*

### **Bounded Rationality in a Cournot Duopoly Game**

*Mariano Runco*



# UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



# UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

## Universidad Autónoma de Nuevo León Rector

Dr. med. Santos Guzmán López  
**Secretario General**  
Dr. Juan Paura García  
**Secretario Académico**  
Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo  
**Secretario de Extensión y Cultura**  
Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado  
**Director de Editorial Universitaria**  
Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas  
**Directora de la Facultad de Economía**  
Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú  
**Director del Centro de Investigaciones Económicas**  
Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

### Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño  
**Editores Asociados**  
Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez  
Dr. Daniel Flores Curiel  
Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera  
Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

### Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)  
Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)  
Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)  
Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)  
Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)  
Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)  
Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)  
Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)  
José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)  
Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)  
Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)  
Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)  
Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)  
Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)  
Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)  
Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)  
Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

### Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)  
Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)  
Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)  
Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)  
Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

### Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech  
Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 34, No. 2, julio-diciembre 2015. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de noviembre de 2015. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

# Índice

<i>Discriminación de género en redes laborales</i>	1
César Vladimir Martínez-Arango, Coralia Azucena Quintero-Rojas, Lari Arthur Viianto	
<i>¿Tener obesidad es realmente una desventaja en el mercado laboral mexicano?</i>	35
Martha Claudia Rodríguez-Villalobos, Erick Rangel-González	
<i>Effects of Volatility of the Exchange Rate on Inflation Expectations and Growth Prospects in Mexico (2002-2014)</i>	63
Guillermo Benavides, Isela Elizabeth Téllez-León, Francisco Venegas-Martínez	
<i>Bounded Rationality in a Cournot Duopoly Game</i>	79
Mariano Runco	



## **Discriminación de género en redes laborales**

César Vladimir Martínez Arango\*  
Coralia Azucena Quintero Rojas\*\*  
Lari Arthur Viianto\*\*\*

Fecha de recepción: 17 IV 2015

Fecha de aceptación: 30 VI 2015

### **Resumen**

Este trabajo se circunscribe a la literatura de Modelos Basados en Agentes (MBA) y su objetivo central es analizar las diferencias que existen en el desempeño de los mercados laborales de hombres y de mujeres, bajo el supuesto de que hay una desigualdad cultural en el trato que la sociedad le da a cada género. Con este fin, se desarrolla un modelo de transferencias de información a través de redes sociales fijas cuyos nodos corresponden a parejas de hombres y mujeres que son económicamente activos. El modelo es entonces usado para evaluar el impacto que los roles de género tienen en el mercado laboral. Los resultados de las simulaciones muestran que, aún sin discriminaciones salariales o de segregación laboral, los roles de género tienen un impacto negativo sobre las brechas de género referentes al desempleo, la participación y la probabilidad de obtener una oferta de trabajo a través de la red.

**Clasificación JEL:** J71; J64; C63; D85.

**Palabras Clave:** discriminación de género; mercado laboral; redes sociales; modelos basados en agentes.

---

\* Universidad de Guanajuato (Proyecto: Estudios de prospectiva educativa para la Universidad de Guanajuato). Dirección: Lascuráin de Retana No. 5 Zona Centro. C. P. 36000, Guanajuato, Gto. Correo electrónico: cvladimir.martinez@yahoo.com.mx.

\*\* Departamento de Economía y Finanzas (DCEA), Universidad de Guanajuato. Dirección: Campus Marfil Guanajuato, Gto. 36250 México. Correo electrónico: coralia@ugto.org.

\*\*\* Departamento de Economía y Finanzas (DCEA), Universidad de Guanajuato. Dirección: Campus Marfil Guanajuato, Gto. 36250 México. Correo electrónico: lari.viianto@ugto.org.

## **Abstract**

This work circumscribes to the literature of Agent Based Models (MBA) and its main objective is to analyze the differences in the labor market performance of men and women, under the assumption that there is a cultural difference in the way that society treats each gender. For this purpose we develop a model of information transfer through a fixed social network. Its nodes correspond to pairs of man and woman in the labor force. This model is used to assess the impact of gender roles on the labor market. Our results from simulations show that, even without salary or job discrimination, gender roles have a negative impact on gender gaps concerning unemployment, participation and the probability of being hired through the network.

**JEL Classification:** J71; J64; A14; D85.

**Keywords:** Gender Discrimination; Labor Market; Social Networks; Agent-Based Modeling.

## **Introducción**

El estudio de los roles que las mujeres y los hombres desempeñan en la sociedad ha sido de gran interés tanto académico como social, en las últimas décadas. Prueba de ello es la vasta literatura que ha puesto en evidencia la desigualdad que existe entre los géneros en diversos ámbitos relevantes, como el acceso a la salud, a la educación y al trabajo, y que señala a la discriminación social y cultural hacia la mujer como un determinante fundamental de esta desigualdad. Asimismo, ha habido importantes movimientos sociales en pro de sociedades más justas e igualitarias, entre los que destacan las cuatro conferencias mundiales sobre la mujer (1975, 1980, 1985 y 1995), debido a que en ellas se establecen diversos objetivos para lograr la igualdad de género.

En el ámbito laboral, en particular, la evidencia apunta a la existencia de brechas de género en las tasas de desempleo, de participación y de ocupación, las cuales reflejan la situación más precaria de las mujeres con respecto de los hombres en el mercado laboral. En este contexto, este trabajo integra la esfera económica a la social, circunscribiéndose a la novedosa y creciente literatura de Modelos Basados en Agentes (MBA), con el propósito de estudiar el desempeño del mercado laboral considerando, a priori, que existe discriminación de género hacia la mujer. Para ello se desarrolla un modelo de transferencias de información a través de redes sociales fijas cuyos nodos corresponden a parejas de hombres y mujeres que son económicamente activos. El modelo es entonces usado para evaluar la hipótesis de que la existencia de roles de género, reflejada en los flujos de información sobre

ofertas laborales dentro de la red, reducen la probabilidad de que una mujer encuentre trabajo frente a la de un hombre, lo cual amplía brechas en las tasas de desempleo y de participación entre hombres y mujeres.

En otros términos, el objetivo de este trabajo no es probar que existe discriminación hacia la mujer, sino evaluar el impacto de la discriminación en la transmisión de información relativa a ofertas laborales, sobre las posibilidades para cada género de encontrar trabajo.

Los resultados de las simulaciones muestran que, aun sin discriminaciones salariales o de segregación laboral, los roles de género tienen un impacto negativo sobre las brechas de género. Esto es, las tasas medias de desempleo para las mujeres decrecen en menor magnitud que para los hombres, mientras que las probabilidades medias de recibir una oferta a través de la red crecen más para ellos que para ellas. Finalmente, cabe señalar que este mismo modelo puede ser aplicable, con ciertos ajustes, al análisis de otros tipos de discriminación como la racial, la de orientación sexual o la religiosa, entre otros.

## **1. Revisión de la literatura relacionada**

En este apartado, se presentan brevemente varios estudios que abordan las diferencias de género en el ámbito concreto del mercado laboral. Al hablar de *género*, nos referimos a un concepto que remite a los roles, valores, atributos y representaciones que la sociedad asigna a los hombres y a las mujeres, de acuerdo con su sexo en sentido estrictamente biológico. A diferencia del primero, las expectativas de género varían en tiempo y lugar, de forma que cada sociedad “construye” su propio arreglo genérico. No obstante, tradicionalmente el rol de la mujer ha sido relacionado socialmente con tareas específicas como la administración del hogar y demás actividades que se desarrollan exclusivamente en la *esfera privada*. En cambio, las expectativas sociales de los hombres, giran en torno a su rol como proveedor que le permiten participar en el mercado laboral y en las actividades de la *esfera pública* (Arendt, 2005). La dicotomía *espacio público/espacio privado* y su persistencia, a pesar de los cambios sociales y económicos de un mundo cada vez más globalizado, da lugar a diferentes oportunidades de desarrollo para hombres y mujeres. Así, las representaciones sociales sobre lo que debe ser una mujer y lo que debe ser un hombre, tienen un impacto en las oportunidades económicas. Esto se ve reflejado en varias decisiones importantes, fuertemente relacionadas con el rol de género establecido, por ejemplo: estudiar o no, qué estudiar, incorporarse plenamente al mercado laboral o solo parcialmente, dedicarse o no al hogar, etcétera.

Desde que la mujer se incorporó de manera relevante al mercado laboral, después de la segunda guerra mundial, se ha constatado un importante diferencial entre el ingreso de hombres y mujeres, de forma que las mujeres tienden a ganar menos que los hombres aun contando con capacidades similares y participando en el mismo mercado laboral. Si bien esto ha ido cambiando a lo largo del tiempo, Kunze (2005) encuentra que, prácticamente en todos los países, se sigue observando una diferencia significativa entre el ingreso por géneros, pero que la misma parece haber disminuido en gran medida. Parte de la diferencia salarial se deriva de las decisiones de las mujeres, de algún modo influenciadas por el rol de género, como sugieren O'Neill y O'Neill (2005). No obstante, aun controlando por diversas variables que podrían afectar a los ingresos, tales como diferencias en estudios, puestos de trabajo u horas trabajadas, la diferencia de salarios persiste (Corbett y Hill, 2012).

En cuanto al efecto de los roles de género sobre los salarios, Daneshvary, Waddopus y Wimmer (2009), demuestran que las mujeres que rompen con ciertos esquemas de género socialmente establecido, tomando un rol más masculino, ganan sustancialmente más que las mujeres que permanecen en un rol más tradicional. En particular, su estudio muestra que las lesbianas que nunca se han casado, ganan más que las lesbianas casadas o previamente casadas (con una pareja masculina). Resultados muy similares y en las mismas líneas se encuentran en los estudios de Berg y Lien (2002), Black, Seth y Lowell (2007), Blandford (2003), Clain y Leppel (2001) y Klawitter y Flatt (1998). Sin embargo, contrario a dichos estudios, en el presente trabajo consideraremos que tanto hombres como mujeres reciben el mismo salario. Lo anterior en congruencia con el objetivo del trabajo, el cual se centra en observar los efectos de la discriminación en la transmisión de información, a través de redes, sobre la situación de la mujer en el mercado laboral.

Con respecto a la baja participación de la mujer en el mercado del trabajo, diversos estudios aluden básicamente a dos posibles causas. La primera de ellas se refiere a la *discriminación salarial*, que consiste en que los hombres perciben salarios más altos que las mujeres, independientemente del capital humano con que ellos y ellas cuentan, es decir, los montos de los salarios están ligados al género. Esto conlleva un alto costo de oportunidad para las mujeres, debido a todas las tareas no remuneradas que, culturalmente hablando, les corresponde realizar, desalentando con ello los deseos y las posibilidades de participar en el mercado laboral. Uno de los primeros trabajos en esas líneas es el que ofrece Sanborn (1964).

La otra posible causa de la baja tasa de participación en la fuerza laboral es la *discriminación en el empleo*, la cual se refiere a la *segregación ocupacional*; es decir, a la clasificación dicotómica que las sociedades le asignan a las

actividades. En el caso de las mujeres, implica que ellas se dediquen principalmente a actividades no remuneradas y, aun si se dedicaran a actividades remuneradas, enfrentarían la segregación de dos formas: Una vertical, en la que los puestos que las mujeres consiguen, por lo general, no son puestos de liderazgo y están subordinados a puestos ocupados mayoritariamente por hombres. La otra horizontal, donde la distribución de los trabajos entre hombres y mujeres difiere entre las ocupaciones del mismo nivel, haciendo que las mujeres estén concentradas principalmente en el sector de servicios.

En ese sentido, Becker (1957), tratando la discriminación en general y la discriminación racial en particular, describe la diferencia de ingresos entre hombres y mujeres como la diferencia salarial observada entre trabajadores perfectamente sustitutivos. De acuerdo con este autor, es posible que las diferencias deriven del tipo de trabajo ocupado, de modo que los puestos de trabajo menos productivos y por tanto peor pagados, estén, por alguna razón, ocupados por mujeres. En ese caso, la discriminación no sería en salario, sino en ocupación y podría deberse a que las mujeres tengan menor educación o experiencia y reciban por lo tanto menos salario. Por su parte, en sus trabajos seminales, Blinder (1973) y Oaxaca (1973) proponen una descomposición de la función de ingreso para observar mejor cuál, es en realidad, el nivel de discriminación puramente dicho, controlando por diversas variables. Blinder determina que el 100% del diferencial entre hombres y mujeres es derivado de la discriminación, mientras que Oaxaca encuentra que alrededor del 70% de ese diferencial se explica por la discriminación. Esta segregación en el tipo de trabajo o en el lugar de empleo, también puede relacionarse con la manera en que la información sobre puestos de trabajo se distribuye socialmente (Tassier, 2008), de acuerdo con un sistema informal de contratación, a través de referencias, donde cada género favorece al propio.

Por otra parte, Becker (1965) señala que las mujeres no solo tienen que decidir entre cuántas horas trabajar en el mercado laboral y cuántas horas dedicarse al ocio, sino que también deben decidir las horas que dedicarán a la producción del hogar (cuidado de la casa, preparación de alimentos, cuidado infantil, etc.). Desde este punto de vista, una mujer decidirá trabajar una hora más dentro del mercado laboral si, y solo si, los recursos extras que genera dicha hora son lo suficientemente altos como para sobrepasar su salario de reserva, el cual involucra tanto la compensación por producción que deja de hacer en el hogar como compensaciones de la falta de los cuidados familiares y por la reducción de su tiempo de ocio.

Dentro de las líneas de investigación que aluden a diferencias de capital humano, podemos destacar los siguientes trabajos: los de García-Bermúdez y Mendoza-Cota (2009), quienes encuentran que el capital humano de la

persona, es decir, la educación, la experiencia y el ser o no profesionalista, tiene un efecto positivo en los ingresos. La educación influye positivamente en los salarios y una mayor educación incrementa la probabilidad de que la mujer se incorpore al mercado laboral. Por el contrario, el estado conyugal, el número de hijos, el tiempo de cuidados y los quehaceres domésticos influyen de forma negativa en la probabilidad de que la mujer participe en trabajos remunerados. No obstante, sus resultados también reflejan que los hombres perciben mayores salarios, inclusive teniendo menos años de educación. Duval-Hernández y Orraca-Romano (2009) obtienen resultados similares, notando además que, cuando la participación en la fuerza laboral del hombre se ve afectada por una perturbación en la economía, la participación de la mujer se ve incrementada para compensar las caídas de los ingresos en los hogares<sup>1</sup>.

En cuanto al tiempo que las mujeres tienen para diversas actividades, Zaiceva y Zimmermann (2014) estudian (en el Reino Unido) el tiempo que dedican las personas a tres tipos de actividades: religiosas, manejo y preparación de alimentos y cuidado de los hijos. La principal conclusión a la que llegan es que las diferencias en las etnicidades son significativas y afectan al comportamiento del trabajo de las mujeres. En este mismo sentido, Fernández (2007) examina el efecto de la cultura en la oferta laboral femenina, concluyendo que las mujeres con ascendencia de países con actitudes predominantemente tradicionalistas participan menos en el mercado laboral, resaltando de nuevo la relevancia del rol de género en la sociedad.

Como ya se mencionó, contrario a los autores antes citados, en el presente trabajo supondremos que el salario para ambos géneros es idéntico. Esta simplificación nos permitirá enfocarnos en otras formas de discriminación socio-culturales que permitan explicar marginalmente la baja participación de la mujer. En otros términos, similar a Burda, Hamermesh y Weil (2007), propondremos una explicación a un comportamiento observado en el mercado laboral, a partir de normas sociales no propias del mismo y, tal como ellos sugieren, según los datos del *World Value Survey*, asumiremos que hay situaciones en las que tanto hombres como mujeres creen que los trabajos se deben asignar primero a los hombres. Es decir, consideraremos que la discriminación proviene de la sociedad y no necesariamente del mercado. Esta idea es avanzada ya en Loury (1977), quien afirma que ciertas diferencias se pueden derivar del nivel socioeconómico familiar y la discriminación previa. Estos a su vez limitan considerablemente, por ejemplo, el acceso de la mujer a la educación, así como sus oportunidades en el mercado laboral. Este autor tiene temprana cuenta de la importancia de los sistemas informales para obtener información laboral. Su relevancia se

---

<sup>1</sup> A este efecto se le conoce como “*added worker*”.

denota en la cantidad de personas que encuentran trabajo mediante la información recibida a través de las redes sociales (Myers y Shultz, 1951; Rees y Shultz, 1970) y en la importancia de las redes sociales, tanto en la transmisión de información como en varios aspectos sociales, en especial a través de los conocidos, más que de los individuos más cercanos (Granovetter, 1973).

Relacionando esos sistemas informales directamente con el capital social, Calvo-Armengol y Jackson (2004) muestran que si dos personas tienen redes sociales diferentes, sus oportunidades laborales serán también diferentes. Esto se debe a que las redes sociales pueden fungir como buscadores pasivos de trabajo (Calvo-Armengol, 2000), ya que la información de una vacante de trabajo pasa a través de los nodos conectados dentro de la red.

Si bien el uso de modelos basados en agentes es relativamente novedoso, existe una variada literatura sobre la aplicación de dichos modelos en el estudio de los mercados laborales. Por ejemplo, sobre la dinámica compleja de los mismos (Ng y Kang, 2014), el impacto de las políticas públicas (Neugart, 2006; Barrufini, 2014), los bajos límites de financiación (Gatti, Gallegati y Desiderio, 2014) y sobre la discriminación (Takács, Squazzoni y Bravo, 2012). Este último trabajo se enfoca en el uso de redes para la obtención de información sobre puestos de trabajo y sobre cómo la existencia de una red puede aliviar en cierta manera la discriminación. El enfoque está basado en la forma de la red y en la identidad de quienes la constituyen, mientras que nosotros nos enfocamos en la discriminación derivada de la transmisión de la información en la red.

Los modelos basados en agentes (MBA) consisten en la simulación de sistemas complejos que en su agregado (visión macroeconómica) pueden ser mucho más complejos que la suma de las decisiones individuales, en el nivel microeconómico (Gatti *et al.*, 2014). Esto es de suma relevancia en el caso de los mercados laborales, donde la complejidad del sistema es muy grande y las interacciones sociales son cruciales en la determinación de los resultados en el nivel agregado, de tal forma que muchos resultados de equilibrios parciales no resultan aplicables, o bien, no consiguen explicar de manera satisfactoria aspectos como el desempleo o en nuestro caso, la discriminación. Así, al simular una interacción compleja, definida con unas reglas básicas de conducta (la base de los MBA), emergen resultados agregados que nos permiten realizar una comparación con las observaciones reales.

Elaborando sobre esas bases, en el presente trabajo, analizaremos la discriminación social que se da porque la información de la vacante es transmitida en primera instancia a hombres y no a mujeres, debido al rol de género que cada uno desempeña en la sociedad y que tradicionalmente

considera que la mujer tiene mejor producción en el hogar, por lo que el hombre es el encargado de proveer el sustento. Esta forma de diferenciar entre hombres y mujeres en el intercambio de información en una red social es el eje central del presente trabajo. Así, para modelar los efectos que producen los roles de género en el mercado laboral se considera como marco las redes sociales y la transmisión de la información dentro de estas, siguiendo las líneas de Calvó-Armengol y Jackson (2004). Nuestra extensión de dicho trabajo considera que cada nodo en la red corresponde no a un agente, sino a una familia conformada por un hombre y una mujer que son económicamente activos. Este supuesto es una simplificación que permite que ambos miembros de la familia tengan exactamente la misma red social, evitando así las diferencias derivadas de redes sociales diferentes, tal y como expone Loury (1977). De esta manera, se aísla el efecto derivado de la transmisión de información. La presentación detallada del modelo se expone en el capítulo siguiente.

## 2. Metodología

En la primera parte de esta sección, se muestra evidencia empírica sobre las desigualdades de género en el mercado laboral que se observa en muchas sociedades. A continuación, se desarrolla el modelo que nos permitirá estudiar los efectos que produce la discriminación que la sociedad realiza a través de los roles de género<sup>2</sup>. La propuesta teórica, inspirada en el trabajo de Calvó-Armengol y Jackson (2004), analiza la forma en que las ofertas de trabajo (provenientes de las empresas) viajan a través de una red social fija preestablecida, cuyos nodos son familias formadas por un hombre y una mujer. Dada la existencia de roles de género, cuando una oferta de trabajo es transmitida dentro de la red, un hombre tiene mayor probabilidad de quedarse con ella por el simple hecho de que socialmente es él quien debe aportar el sustento económico al hogar. Cabe mencionar que la decisión de pasar la oferta a un agente (hombre o mujer) es probabilística; por lo que, resulta imposible un cálculo directo para medir las brechas entre las tasas de empleo y desempleo. Es por eso que se recurre a la simulación dinámica de un modelo que calcula, con base en la situación anterior, el próximo estado del modelo de una manera aleatoria. Este proceso se repite miles de veces para que los valores medios converjan.

---

<sup>2</sup> Es importante señalar que, el hecho de que solamente se considere un tipo de discriminación como causa posible de la desigualdad de probabilidades de obtención de empleo no significa que sea la única. En otros términos, el planteamiento que se maneja es un *ceteris paribus* que refleja una afectación marginal de un solo factor, con el fin de evaluar su pertinencia como explicación de la desigualdad observada.

## 2.1. Datos empíricos de desigualdades de género

Con el fin de documentar algunos hechos relacionados con las complicaciones y limitaciones que tienen las mujeres para entrar y permanecer en el mercado laboral, a continuación se presentan algunos datos empíricos de indicadores propios del mismo, así como sobre las *brechas de género* correspondientes. Estas brechas son calculadas como la diferencia entre las tasas de empleo y participación de hombres y mujeres. El cuadro 1 muestra, para 43 países de diferentes regiones, los promedios entre el 2005 y 2007 de las brechas de género para las siguientes variables: *tasa de desempleo*, definida como la proporción de la fuerza laboral que busca activamente una actividad remunerada; *la tasa de riesgo de salida*, definida como la probabilidad de que una persona pase del desempleo al empleo; y *la tasa de riesgo de entrada*, definida como la probabilidad de que una persona pase del empleo al desempleo.

Del cuadro 1, se deducen las siguientes observaciones:

- La brecha en la tasa de desempleo en la mayoría de los países es positiva. Es decir, el desempleo de las mujeres es mayor que el de los hombres.
- Aproximadamente el 50% de los países tienen una brecha negativa en la tasa de riesgo de salida (las mujeres tienen menos probabilidades de salir del desempleo que los hombres) y el otro 50% es positiva (las mujeres tienen más probabilidad de salir del desempleo que los hombres). No obstante, existen países cuyas brechas en la tasa de riesgo de salida son grandes en comparación con el resto.
- La brecha en la tasa de riesgo de entrada en la mayoría de los países es positiva, lo que significa que las mujeres tienen mayores probabilidades de pasar del empleo al desempleo.
- Básicamente, altos niveles de desempleo se deben a altas tasas de riesgo de entrada y bajas tasas de riesgo de salida.

Del análisis anterior se deduce que grandes brechas en la tasa de desempleo son asociadas a grandes brechas en las tasas de flujo, tanto de salida como de entrada del desempleo. De esta forma, las brechas positivas en la tasa de desempleo (que son la mayoría y mucho más grandes que las negativas) son el resultado final de la desventaja que tienen las mujeres respecto de los hombres.

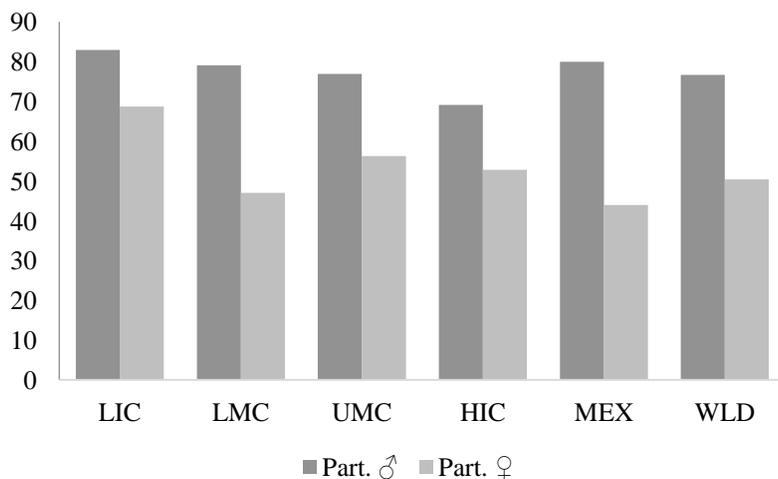
Cuadro 1  
**Brechas de género en la tasa de desempleo y en las tasas de riesgo de salida y entrada del desempleo (promedios 2005-2007)**

País	Brechas de género %		
	Tasa de desempleo	Tasa de riesgo de salida	Tasa de riesgo de entrada
Jordania	14.2	-8.6	1.6
Grecia	8.2	-2.3	0.3
Bosnia y Herzegovina	6.3	0.0	0.2
España	4.9	-1.9	0.4
Argentina	3.9	-12.2	-0.4
Italia	3.4	-0.5	0.2
República Checa	3.0	-0.6	0.2
Croacia	2.6	-0.8	0.1
Barbados	2.5	-17.3	-0.8
Portugal	2.5	-0.3	0.2
Eslovaquia	2.3	0.0	0.2
Luxemburgo	2.1	4.1	0.4
Polonia	2.0	-0.8	0.1
Bélgica	1.9	-0.5	0.1
Eslovenia	1.7	-0.5	0.1
Chipre	1.6	2.4	0.3
Suiza	1.4	-1.9	0.0
Israel	1.1	3.3	0.6
Turquía	1.1	-2.5	-0.2
Holanda	1.0	0.4	0.1
Antigua República Yugoslava	1.0	0.1	0.0
Dinamarca	0.9	-1.7	0.2
Austria	0.9	-1.6	0.0
Nueva Zelanda	0.6	5.8	0.5
Suecia	0.6	4.9	0.6
Hungría	0.6	0.2	0.1
Australia	0.4	3.4	0.3
México	0.4	-1.8	0.2
Bulgaria	0.3	-0.8	0.0
Islandia	0.1	-11	-0.2
Estados Unidos	-0.1	1.9	0.1
Alemania	-0.1	-0.3	0.0
Noruega	-0.2	4.5	0.1
Tailandia	-0.2	-0.2	-0.2
Japón	-0.4	8.0	0.3
Macao, China	-0.4	1.2	-0.1
Irlanda	-0.4	4.2	0.2
Canadá	-0.6	3.3	0.0
Reino Unido	-0.8	6.9	0.2
República de Corea	-0.8	4.7	-0.1
Estonia	-1.2	0.7	-0.1
Rumania	-1.8	-0.8	-0.3
República de Moldova	-2.8	0.4	-0.2

Fuente: Evangelia, 2012, p. 7.

Por otra parte, según el Banco Mundial<sup>3</sup>, las mujeres tienen menos probabilidades de participar en el mercado laboral que los hombres en la mayoría de los países, según su nivel de desarrollo. Este hecho se aprecia claramente en la figura 1, referente a los promedios sobre el quinquenio 2009-2013.

Figura 1  
Tasa promedio de participación de la fuerza laboral, 2009 - 2013



Nota: la tasa de participación mide la proporción de la población de 15 años o más que tiene una ocupación remunerada o busca activamente una. LIC: países de ingreso bajo. LMC: países de ingreso mediano bajo. UMC: países de ingreso mediano alto. HIC: países de ingreso alto. MEX: México. WLD: Mundo.

Fuente: Banco Mundial (estadísticas de género).

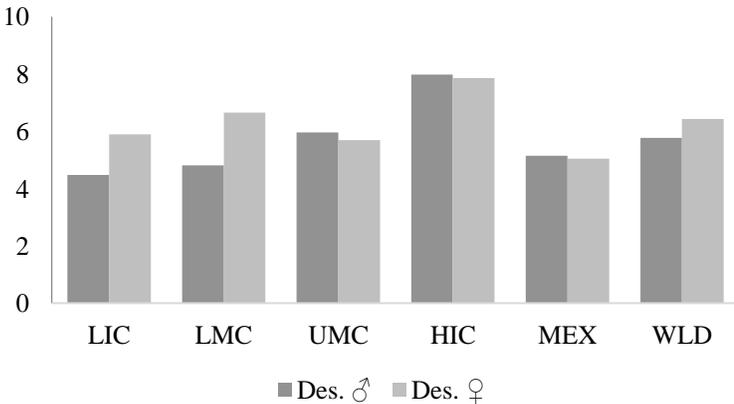
Nótese que en el caso de los países con más bajo nivel de desarrollo e ingresos (LIC), la brecha en la tasa de participación es menor que en el resto de las regiones, acercándose incluso a la brecha de los países de más altos niveles de desarrollo en ingresos (HIC). Esto se debe principalmente a que los países del primer grupo, en general, no cuentan con beneficios o seguros de desempleo y sus sistemas de seguridad social son limitados. Esto, aunado a los bajos ingresos y a las altas tasas de desempleo (figura 2), resulta en una necesidad de subsistencia, que incita a las mujeres a buscar una actividad remunerada. Por su parte, en los países con ingresos elevados, la brecha es menor, pues además de contar con una amplia cobertura de protección social, el empleo de tiempo parcial es posible y aceptado. En cuanto a México, la

<sup>3</sup>Véase [http://datos.bancomundial.org/noticias/mujeres\\_tienen\\_menos\\_probabilidades\\_que\\_hombres\\_de\\_participar\\_en\\_el\\_mercado\\_laboral\\_en\\_la\\_mayoria\\_de\\_los\\_paises](http://datos.bancomundial.org/noticias/mujeres_tienen_menos_probabilidades_que_hombres_de_participar_en_el_mercado_laboral_en_la_mayoria_de_los_paises)

brecha es un poco mayor que para el promedio del grupo de países de ingreso mediano bajo (LCM) y del promedio mundial (WLD). Finalmente, cabe resaltar que la mayor dispersión entre las tasas de participación se da entre las mujeres; mientras que la participación de los hombres es muy similar en todas las regiones, independientemente de su nivel de desarrollo.

En el caso de las tasas de desempleo mostradas en la figura 2, observamos claramente la existencia de brechas de género en los dos grupos de países con ingresos más bajos (LIC, LMC), mientras que tanto en México como en los dos grupos de países con ingresos más altos (UMC, HIC), estas brechas son prácticamente inexistentes. La brecha de desempleo en los países de más bajos ingresos, sumado al hecho de la mayor participación de las mujeres en esa región, apunta claramente a una mayor discriminación social hacia las mujeres.

Figura 2  
**Tasa promedio de desempleo de la fuerza laboral, 2009 – 2013**



Nota: la tasa de desempleo mide el porcentaje de la población económicamente activa que no cuenta con una ocupación remunerada, pero busca activamente una. LIC: países de ingreso bajo. LMC: países de ingreso mediano bajo. UMC: países de ingreso mediano alto. HIC: países de ingreso alto. MEX: México. WLD: Mundo.

Fuente: Banco Mundial (estadísticas de género).

Finalmente, en los cuadros 2 y 3 se presentan algunos indicadores sobre la ocupación y el empleo en México para el tercer trimestre de 2012, que se desprenden de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) del INEGI<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Véase <http://www3.inegi.org.mx/Sistemas/temasV2/Default.aspx?s=est&c=25433&t=1>

Cuadro 2

**Indicadores de ocupación y empleo**

<b>Indicador</b>	<b>Total</b>	<b>Hombres</b>	<b>Mujeres</b>
Población total (PT)	115,296,767	55,755,356	59,541,411
Población de 14 años y más (PET)	85,777,703	40,754,960	45,022,743
Población económicamente activa (PEA)	51,378,927	31,749,796	19,629,131
Ocupada (PEAO)	48,732,252	30,153,148	18,579,104
Desocupada (PEAD)	2,646,675	1,596,648	1,050,027
Población no económicamente activa (PNEA)	34,398,776	9,005,164	25,393,612
Disponibles	6,024,387	1,867,072	4,157,315
No disponibles	28,374,389	7,138,092	21,236,297
PO por sector de actividad económica	48,732,252	30,153,148	18,579,104
Primario	6,737,884	5,953,881	784,003
Secundario	11,504,587	8,546,441	2,958,146
Terciario	30,171,041	15,439,654	14,731,387
No especificado	318,740	213,172	105,568
Edad promedio de la PEA	38.00	38.14	37.77
Promedio de escolaridad de la PEA	9.42	9.21	9.77
Horas trabajadas a la semana por la PO (promedio)	42.69	45.71	37.76
Ingreso promedio por hora trabajada de la PO (Pesos)	30.21	30.25	30.14
Tasa de participación de PET	59.90	77.90	43.60
Tasa de desocupación (calculada contra la PEA)	5.15	5.03	

Fuente: Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, INEGI. Indicadores estratégicos.

De acuerdo con los datos del cuadro 2, se observa lo siguiente:

- La población en edad de trabajar representa casi tres cuartas partes de la población total, compuesta mayoritariamente por mujeres. Tomando el porcentaje por géneros, este es del 73.1% para los hombres y del 75.62% para las mujeres. Sin embargo, la población económicamente activa es mucho menor.
- Esto se refleja en una baja tasa de participación de la población total en edad de trabajar, resaltando también las diferencias de género, siendo la tasa de participación de los hombres casi el doble de la tasa de participación de las mujeres. Este hecho sugiere que estos se

desempeñan más en la esfera pública, mientras que las mujeres se desenvuelven más en la esfera privada.

- En congruencia con el punto anterior, la tasa de no participación de la población en edad de trabajar (complemento de la tasa anterior) es mucho más alta para las mujeres que para los hombres, lo que refleja que las mujeres participan en menor escala en actividades que son consideradas económicamente productivas. Similarmente, la población no económicamente activa está conformada en sus tres cuartas partes por mujeres, resaltando esta diferencia de participación en la esfera pública, en el ámbito laboral.
- La ocupación por sectores económicos es mayor para los hombres en los sectores primario y secundario y similar para ambos sexos en el terciario, lo que a su vez refleja una segregación cultural hacia el tipo de puestos que cada género debe desempeñar.
- El promedio de horas trabajadas a la semana de la población es de 42.69. Sin embargo, la brecha entre hombres y mujeres respecto a horas promedio trabajadas (8 horas semanales), refleja nuevamente la menor actuación de las mujeres en la esfera pública.
- El promedio de escolaridad es ligeramente superior en las mujeres que en los hombres (9.77 contra 9.21 años respectivamente), lo que sugiere que las brechas de desempleo y participación no se deben a diferencias en el capital humano.
- Finalmente, la intuición anterior se refuerza por la gran similitud de los ingresos promedio, pues tanto hombres como mujeres reciben cerca de 30 pesos por hora. Esto último apuntaría a la ausencia aparente de discriminación salarial.

En resumen, los datos anteriores muestran, en general, la más precaria situación de la mujer en el mercado laboral. Sin embargo, las diferencias se concentran en las tasas de ocupación y de empleo, más que en la remuneración promedio por hora trabajada. Esto apunta a que las brechas encontradas en el mercado laboral se deben mayoritariamente a una discriminación social debido a los roles asignados a cada género y no a una discriminación salarial, siendo estos los supuestos de trabajo que hemos retenido.

Con el fin de simular el comportamiento observado y estudiar el impacto que los roles de género tienen sobre el mercado laboral, a continuación se especificará un modelo de redes sociales con una forma de transmisión de información que refleje la discriminación observada hacia la mujer.

Cuadro 3  
**Indicadores de ocupación y empleo. Cifras en %.**

<b>Indicador</b>	<b>Total y %</b>	<b>Hombres%</b>	<b>Mujeres%</b>
Población total (PT)	115,296,767	48.36	51.64
Población de 14 años y más (PET)	74.40	47.51	52.49
Población económicamente activa (PEA)	44.56	61.80	38.20
Ocupada (PEAO)	42.27	61.88	38.12
Desocupada (PEAD)	2.30	60.33	39.67
Población no económicamente activa (PNEA)	29.83	26.18	73.82
Disponible	5.23	30.99	69.01
No disponible	24.61	25.16	74.84
PO por sector de actividad económica	42.27	61.88	38.12
Primario	5.84	88.36	11.64
Secundario	9.98	74.29	25.71
Terciario	26.17	51.17	48.83
No especificado	0.28	66.88	33.12

Fuente: Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, INEGI. Indicadores estratégicos.

## 2.2. El modelo

### 2.2.1. Elementos básicos

Sea *PEA* la *población económicamente activa*, la cual consiste en un conjunto de cardinalidad  $h + m$  conformado por  $h$  hombres ( $H$ ) y  $m$  mujeres ( $M$ ) que están en edad de trabajar y cuentan con un empleo o están a la búsqueda de uno, esto es:

$$PEA = H \cup M$$

**Red social.** En la economía existe una *red social* formada por  $n$  familias o *nodos*, cada una de las cuales consiste en una pareja de agentes, hombre y mujer, igualmente productivos. Por construcción,  $n \leq \min h, m$ .

El tiempo  $t$  es discreto. La situación en el mercado laboral de cada agente  $i$  en el periodo  $t$  se describe mediante un vector  $S_{i,t}$  de ceros y unos, en donde 1 significa con empleo y 0 sin empleo. Simbólicamente:

$$S_{i,t} = (S_{i,t}^H; S_{i,t}^M) = (s_{1,t}^H, s_{2,t}^H, \dots, s_{h,t}^H; s_{1,t}^M, s_{2,t}^M, \dots, s_{m,t}^M)$$

De acuerdo con la situación de cada agente, la *PEA* se puede reorganizar de la siguiente forma:

$$PEA = \overline{H} \cup \overline{HM} \cup \underline{M}$$

En la expresión anterior, los subconjuntos  $\overline{H}$  y  $\overline{M}$  contienen a los agentes que están empleados, mientras que  $\underline{H}$  y  $\underline{M}$  representan a los agentes desempleados.

Las familias pueden estar conectadas por lazos de amistad. Sea  $G_{h+m \times h+m}$  la matriz de conexiones de la red cuyas entradas señalan si los agentes son amigos o no. De esta manera,  $g_{i,j} = g_{j,i} = 1$  indica que el  $i$ -ésimo agente y el  $j$ -ésimo agente son amigos. Por el contrario,  $g_{i,j} = g_{j,i} = 0$  indica que los agentes  $i$  y  $j$  no se conocen. Así, podemos definir el conjunto de amistades del agente  $i$  como:

$$K_i = K_i^H \cup K_i^M$$

donde  $K_i^H$  (respectivamente,  $K_i^M$ ) representa a los hombres (respectivamente, mujeres) conocidos por el agente  $i \neq j$ .

La configuración de la red es fija y dada. No hay creación ni destrucción de nodos ni de lazos de amistad.

**Oferta de trabajo.** Las empresas no discriminan entre agentes, es decir, mandan ofertas laborales con salarios indistintos  $w$ .

Cada miembro tiene la misma probabilidad  $a$  de recibir directamente una oferta de trabajo por parte de las empresas.

Asimismo, todos los agentes empleados enfrentan la misma probabilidad  $b$  de perder su trabajo.

### 2.2.2. *Dinámica del modelo*

A pesar de las restricciones puestas al modelo, sí existe un dinamismo al interior de la red debido a la situación de empleo que cada agente tiene en cada periodo de tiempo  $t$  y, gracias a la aleatoriedad de la pérdida de trabajo y a la llegada de ofertas de trabajo, el estatus de la red en cada periodo no

puede ser determinada a priori, esto es, no se puede establecer de antemano la situación de cada agente en la red para cada periodo de tiempo y, por ende, no podemos determinar, sin recurrir a simulaciones, cómo se comportará la red en periodos futuros. No obstante, para cada periodo de tiempo  $t$  se pueden dar ecuaciones generales que describan la situación en la que se encuentra la red en ese periodo particular (el cual, obviamente, depende del periodo  $t - 1$ ).

Dada una configuración de red específica (parejas y amistades establecidas), la dinámica de la red que se considera para cada periodo simulado (en el orden en que el programa lleva a cabo las acciones), es:

1. Los agentes pierden su trabajo con una probabilidad  $b$ .
2. Los agentes reciben una oferta de trabajo directa con probabilidad  $a$ .
3. Para cada agente en la red que posee una oferta de trabajo directa se verifica su estatus laboral: si el agente se encuentra desempleado al momento de recibir la oferta, este acepta el trabajo y cambia su estatus a empleado; si se encuentra empleado entonces, pasa la oferta laboral de forma aleatoria a alguno de sus contactos que no está empleado. Sin embargo, la forma de transmitir la oferta es lo que proporciona la discriminación social (basada en roles de género), la cual será detallada más adelante.
4. Una vez que los agentes desempleados reciben ofertas a través de la red, aceptan el trabajo y cambia su estatus a empleado. Cabe mencionar que, debido a la aleatoriedad de la transmisión de las ofertas en la red, un agente puede llegar a recibir más de una oferta, si fuera el caso, este acepta una y las demás ofertas que posee se pierden (no se retransmiten por una segunda ocasión).

### *2.2.3. Reglas de transmisión de la información dentro de la red*

Las reglas para la transmisión de la información están estrechamente ligadas al sexo del agente que posee la oferta para transmitir. Con el fin de capturar los efectos que los roles de género producen en el mercado laboral (en la situación de empleo y desempleo de los agentes) se asume que el comportamiento de hombres y mujeres es diferente dentro de la red, dando como resultado una brecha de género, al igual que en los datos. A continuación se presentan las reglas de transmisión de la oferta laboral entre los agentes de la red social dada:

- Si el agente es un hombre, escoge aleatoriamente a otro agente para pasar la oferta con la siguiente prioridad:
  1. Amigos (hombres) desempleados.
  2. Pareja desempleada.
  3. Esposas desempleadas de amigos empleados
  4. Si todos los conocidos están empleados, se pierde la oferta.

- Si el agente es una mujer, escoge aleatoriamente a otro agente para pasar la oferta con la siguiente prioridad:
  1. Pareja desempleada.
  2. Amigos (hombres) desempleados.
  3. Esposas desempleadas de amigos empleados
  4. Si todos los conocidos están empleados, se pierde la oferta.

Como puede observarse, bajo las reglas anteriores de transmisión de una oferta laboral, las mujeres quedan en desventaja con respecto a los hombres para ocupar un empleo, reflejando con ello la discriminación cultural que existe entre sexos, producto voluntario o involuntario del actuar de la sociedad.

### 2.2.4. Probabilidades

Probabilidad de terminar contratado dado que se está desempleado

$$P_k(S_t) = a + (1 - a)(\sum_{i \in (K_k^H \cap \dot{\bar{H}})} p_{i^H k} + \sum_{i \in (K_k^M \cap \dot{\bar{M}})} p_{i^M k})$$

Donde:

$$\dot{\bar{H}} \supseteq \dot{\bar{H}} = \{i \in \bar{H} | i \text{ tiene una oferta de trabajo}\}$$

$$\dot{\bar{M}} \supseteq \dot{\bar{M}} = \{i \in \bar{M} | i \text{ tiene una oferta de trabajo}\}$$

Primera parte: Es la probabilidad de recibir una oferta directa  $a$ . Segunda parte: Es la probabilidad de recibir una oferta indirecta o a través de la red, la cual está compuesta a su vez por: - La probabilidad de no recibir una oferta directa  $(1 - a)$  que multiplica a - La suma de las probabilidades  $p_{ik}$  (estas son las probabilidades de que una oferta de trabajo, que originalmente recibió de forma directa un agente  $i$ , termine en manos del agente  $k$  (estas probabilidades se detallan más adelante), sin embargo, con el fin de precisar de dónde procede la oferta, estas probabilidades se agrupan en aquellas que provienen de los hombres  $(\sum_{i \in (K_k^H \cap \dot{\bar{H}})} p_{i^H k})$  y aquellas que vienen de mujeres  $(\sum_{i \in (K_k^M \cap \dot{\bar{M}})} p_{i^M k})$ .

Nótese que la primera sumatoria solo se hace sobre aquellos hombres empleados y con oferta de trabajo que conocen al agente  $k$ , mientras que la segunda sumatoria es sobre aquellas mujeres con trabajo que poseen una oferta laboral y que además tienen una amistad con el agente  $k$ .

Los dos insumos para el cálculo de la ecuación X son las siguientes probabilidades:

La probabilidad conjunta de que un *hombre* cualquiera  $i$  sepa de una oferta de trabajo y esta termine en manos de otro agente, digamos el agente  $j$  (sin importar su sexo), dada la situación de empleo  $S_{i,t}$  es:

$$p_{iH_j}(S_t) = \begin{cases} \frac{a}{\#(\underline{H} \cap K_{iH}^H)} & \text{si } s_{ti}^H = 1 \text{ y } j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) \neq \emptyset \\ \frac{a}{a} & \text{si } s_{ti}^H = 1, j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) = \emptyset \text{ y } s_{tj}^M = 0 \text{ con } i=j \\ \frac{a}{\#(\underline{M} \cap K_{iH}^M)} & \text{si } s_{ti}^H = 1, j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) = \emptyset, s_{ti}^M = 1 \text{ y } j \in (\underline{M} \cap K_{iH}^M) \neq \emptyset \\ 0 & \text{cualquier otro caso} \end{cases} \quad (1)$$

Como puede verse en la ecuación anterior, hay cuatro posibles valores que puede tomar la probabilidad, según sea el caso, donde cada uno corresponde a la forma en que los hombres transmiten la información dentro de la red:

*Caso 1.* La función toma el valor de la primera línea cuando el hombre que recibe la oferta directa ya está trabajando:  $s_{ti}^H = 1$  y existe además al menos un hombre que no tiene empleo y es amigo de quien posee la oferta:  $j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) \neq \emptyset$ .

*Caso 2.* La función toma el valor de la segunda línea cuando el hombre que recibe la oferta directa ya está trabajando:  $s_{ti}^H = 1$ , no tiene conocidos hombres desempleados:  $j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) = \emptyset$  y su esposa no labora:  $s_{ti}^M = 0$ .

*Caso 3.* La función toma el valor de la tercera línea cuando el hombre que recibe la oferta directa se encuentre trabajando:  $s_{ti}^H = 1$ , no tiene conocidos hombres desempleados:  $j \in (\underline{H} \cap K_{iH}^H) = \emptyset$ , su esposa también tiene trabajo:  $s_{ti}^M = 1$  y conoce al menos a otra mujer que no tenga trabajo:  $j \in (\underline{M} \cap K_{iH}^M) \neq \emptyset$ .

*Caso 4.* Este valor se toma en cualquier otra situación.

Por otra parte, la probabilidad conjunta de que una *mujer* cualquiera  $i$  sepa de una oferta de trabajo y esta termine en manos de otro agente, digamos el agente  $j$  (sin importar su sexo), dada la situación de empleo  $S_t$  es:

$$p_{i^M j}(S_t) = \begin{cases} a & \text{si } s_{ti}^M = 1 \text{ y } s_{tj}^H = 0 \text{ con } i=j \\ \frac{a}{\#(\underline{H} \cap K_{i^M}^H)} & \text{si } s_{ti}^M = 1, s_{ti}^H = 1 \text{ y } j \in (\underline{H} \cap K_{i^M}^H) \neq \emptyset \\ \frac{a}{\#(\underline{M} \cap K_{i^M}^M)} & \text{si } s_{ti}^M = 1, s_{ti}^H = 1, (\underline{H} \cap K_{i^M}^H) = \emptyset \text{ y } j \in (\underline{M} \cap K_{i^M}^M) \neq \emptyset \\ 0 & \text{cualquier otro caso} \end{cases} \quad (2)$$

Esta probabilidad toma también cuatro posibles valores que corresponden a la manera en que la mujer transmite la información dentro de la red. A continuación se explica cada posible caso:

*Caso 1.* La función toma el valor de la primera línea cuando la mujer que recibe la oferta directa ya está trabajando:  $s_{ti}^M = 1$  y su esposo se encuentra desempleado:  $s_{ti}^H = 0$ .

*Caso 2.* La función toma el valor de la segunda línea cuando la mujer que recibe la oferta directa ya está trabajando:  $s_{ti}^M = 1$ , al igual que su esposo:  $s_{ti}^H = 1$  y tiene o conoce al menos un hombre desempleado:  $j \in (\underline{H} \cap K_{i^M}^H) \neq \emptyset$ .

*Caso 3.* La función toma el valor de la tercera línea cuando la mujer que recibe la oferta directa se encuentre trabajando:  $s_{ti}^M = 1$ , su esposo cuente con empleo:  $s_{ti}^H = 1$ , no tiene ningún conocido hombre desempleado:  $j \in (\underline{H} \cap K_{i^M}^H) = \emptyset$  y conoce al menos una mujer que no tenga trabajo:  $j \in (\underline{M} \cap K_{i^M}^M) \neq \emptyset$ .

*Caso 4.* La función toma el valor de la cuarta línea en cualquier otra situación.

### 3. Simulaciones y resultados

Como se mencionó anteriormente, este trabajo es una extensión del trabajo de Calvó-Armengol y Jackson (2004), en el cual se estudia la tasa media de desempleo para una red formada con cuatro agentes y cuatro diferentes configuraciones. Con el fin de poder apreciar la contribución de nuestra extensión, se tomará ese escenario como referencia. Así, al considerar a los

nodos de la red no como un agente, sino como una familia conformada por dos agentes (un hombre y una mujer) y con base en las reglas de transmisión de información descritas en la sección precedente, es posible medir la influencia que los roles de género tienen en la transmisión de las oferta de trabajo y su repercusión en las tasas medias de desempleo y las probabilidades medias de obtención de empleo a través de la red (ambas desglosadas por sexo). Otra distinción entre el trabajo de referencia y el presente es el número de configuraciones de red utilizados, mismo que se incrementa de cuatro a siete para describir con ello las interconexiones básicas que pueden conformarse dentro de una red mucho más compleja.

### *3.1. Simulaciones con agentes como nodos (cuadro de referencia)*

Como una manera de controlar el buen planteamiento del modelo, en esta parte se simula el cuadro básico de Calvó-Armengol y Jackson con el objeto de reproducir sus resultados. Las conexiones básicas consisten en cuatro nodos unipersonales ( $n=4$ ), cuyo género no es relevante. Por lo tanto, las probabilidades de recibir una oferta a través de la red son todas uniformes y no se ven afectadas por las preferencias, voluntarias o involuntarias, que un agente tiene al elegir a una persona sobre otra. Es decir, todos los agentes que conocen a una persona en común, la cual dispone de una oferta laboral para transmitir, tienen la misma probabilidad de recibir tal oferta.

Los valores de los parámetros son los mismos usados por los autores. Así, la probabilidad de que un agente reciba una oferta de trabajo directamente de una empresa es  $a = 0.1$ . La probabilidad de que un agente pierda su empleo es  $b = 0.015$ . La tasa de desempleo inicial es del 10 %, lo cual es usado para dar el estatus de cada agente en el periodo inicial.

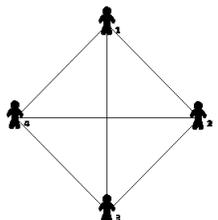
Las cuatro configuraciones de red usadas se describen a través de sus matrices de conexión y sus respectivas representaciones gráficas en el cuadro 4.

Para verificar que el modelo diera resultados similares en cada simulación, se llevaron a cabo 5 simulaciones para cada configuración, las cuales dinámicamente replicaron una duración de 200,000 periodos o repeticiones cada una, para permitir la convergencia de los valores en media. En cada momento del tiempo, debido a que se tienen solo cuatro familias, el desempleo de cada género solo puede tomar valores de 0%, 25% 50% o 100%. Eso implica una gran varianza puntual en el valor, pero se trata de un valor que converge a un valor medio estable. Para que esta convergencia se produzca se requiere de una serie de repeticiones dinámicas del modelo y si bien la media converge relativamente rápido, se permitieron 200,000 periodos para establecer claramente esta convergencia y la diferencia en

medias. Los resultados, que se comparan con los obtenidos por los autores, corresponden a los promedios de las 5 simulaciones hechas.

Cuadro 4

**Configuraciones de redes utilizadas por Calvó-Armengol y Jackson**

Configuración 1	Configuración 2
	
$G = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 	$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 
Configuración 3	Configuración 4
	
$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$	$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}$

Fuente: elaboraciones propias.

En el cuadro 5, se reportan tanto las probabilidades medias de desempleo (calculadas en ambos trabajos) como las probabilidades medias de recibir ofertas a través de la red (calculadas solo en el presente trabajo). La última columna del cuadro 5 muestra que existe una variación del 0.0059 entre el promedio de las probabilidades medias de desempleo calculadas en el presente trabajo y las reportadas por Calvó-Armengol y Jackson para la configuración 1 de la red (ningún agente se conoce), mientras que esta diferencia es de 0.0007 para la configuración 2 (dos de los cuatro agentes son amigos). Cabe mencionar, que aunque los datos para las configuraciones 3 y 4 no fueron reportadas por los autores, la cercanía que existe entre los primeros dos resultados sugiere que la forma de cálculo de las probabilidades es similar. Dado que se miden proporciones o frecuencias, para comprobar la igualdad entre las mismas, se realiza un test de Pearson (la hipótesis nula es que las frecuencias son iguales) tomando el valor reportado por Calvó-Armengol y Jackson como el valor de referencia. La diferencia resulta insignificante al realizar el test para un nivel de significancia del 0.05, por lo que se concluye que a ese nivel de significancia nuestros resultados y los suyos coinciden.

Cuadro 5  
Comparación de resultados

Configuración	Resultados propios	Resultados Calvó-Armengol y Jackson (2004)	Diferencia
1	0.1379	0.1320	0.0059
2	0.1082	0.1075	0.0007
3	0.0506	---	---
4	0.0385	---	---

Fuente: elaboración propia y Calvó-Armengol y Jackson (2004).

### 3.2. Simulaciones con familias de dos agentes como nodos

Una vez presentado el cuadro básico de referencia, describiremos nuestra extensión, la cual corresponde a una red social con las siguientes características:

Existen solo 4 nodos ( $n = 4$ ), cada uno de los cuales consiste en una familia formada por un hombre y una mujer (primera diferencia con el cuadro de referencia). Sin embargo, las reglas de transmisión de información, así como las probabilidades  $a$  y  $b$  son las mismas que las descritas para el cuadro básico. La tasa de desempleo inicial es del 5% para ambos sexos (segunda diferencia con el cuadro de referencia). Este valor fue obtenido a partir de los datos de desocupación del cuadro 2 y sirve para establecer la situación de empleo de cada agente en el periodo inicial<sup>5</sup>.

La red se configura de las siete maneras siguientes:

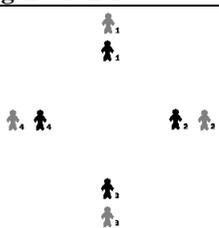
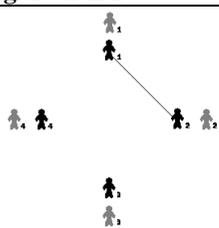
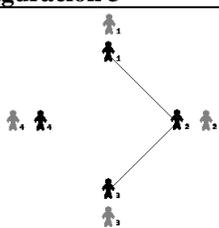
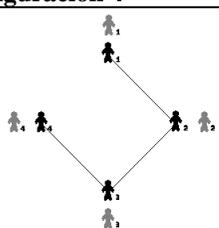
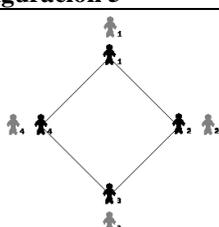
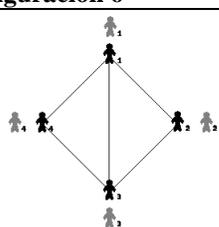
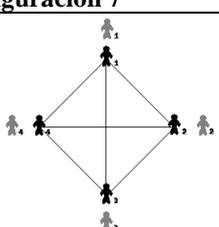
1. Ningún nodo se conoce entre sí.
2. Solo el nodo 1 y el nodo 2 se conocen.
3. El nodo 1 conoce al nodo 2 y este a su vez conoce al nodo 3, sin que los nodos 1 y 3 se conozcan.
4. Similar a la configuración anterior, salvo que el nodo 3 conoce al nodo 4, pero este no conoce ni al 1 ni al 2.
5. Cada nodo conoce a dos nodos, de la siguiente manera: el 1 conoce al 2 y al 4; el 2 conoce al 1 y al 3; el 3 conoce al 2 y al 4 y el 4 conoce al 1 y al 3.
6. Similar a la configuración anterior; pero, además, el nodo 1 conoce al nodo 3.
7. Todos los nodos se conocen entre ellos.

<sup>5</sup> La tasa de desempleo que se usa para estos casos difiere del 10% utilizada por Calvó-Armengol y Jackson. Sin embargo, dado que existen solo 8 agentes (4 hombres y 4 mujeres), las configuraciones iniciales de la red son prácticamente las mismas que las de los autores. Esto es porque el 10% de desempleados, cuando solo hay 8 personas, corresponde prácticamente al 5% de desempleados, cuando hay 4 agentes; es decir, casi cero.

Las matrices de conexión G y sus representaciones gráficas para cada una de dichas configuraciones se muestran en el cuadro 6.

Cuadro 6

Matrices de conexión G y sus representaciones gráficas

Configuración 1	Configuración 2
$G = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 	$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 
Configuración 3	Configuración 4
$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 	$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$ 
Configuración 5	Configuración 6
$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$ 	$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 1 & 1 \end{pmatrix}$ 
Configuración 7	
$G = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$ 	

Nota: los iconos grises representan a los hombres, mientras que los iconos negros representan a las mujeres.

Fuente: elaboración propia.

Al igual que para el cuadro de referencia, se realizaron 5 simulaciones de 200,000 repeticiones cada una, a partir de las cuales se obtuvieron las tasas medias de desempleo y las probabilidades medias de recibir una oferta de trabajo a través de la red. El cuadro 7 muestra los resultados obtenidos para las tasas medias de desempleo por sexo.

Cuadro 7  
Tasas medias de desempleo por género

Configuración	Simulación									
	1		2		3		4		5	
	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
1	0.0758	0.0777	0.0769	0.0762	0.0758	0.0767	0.0775	0.0771	0.0770	0.0784
2	0.0568	0.0575	0.0560	0.0587	0.0582	0.0600	0.0572	0.0593	0.0558	0.0579
3	0.0453	0.0491	0.0450	0.0486	0.0471	0.0489	0.0459	0.0491	0.0458	0.0485
4	0.0329	0.0357	0.0331	0.0367	0.0329	0.0359	0.033	0.0363	0.0324	0.0368
5	0.0267	0.0306	0.0258	0.0301	0.0271	0.0297	0.0262	0.0302	0.0258	0.0304
6	0.0219	0.0276	0.0219	0.0278	0.0215	0.0272	0.0218	0.0272	0.0214	0.0278
7	0.0177	0.0238	0.0179	0.0243	0.0177	0.0243	0.0172	0.0246	0.0178	0.0243

Nota: ♀: Mujeres. ♂: Hombres.

Fuente: elaboración propia.

El análisis del cuadro 7 arroja información importante para los propósitos del presente trabajo. Las intuiciones más importantes que se desprenden del mismo, son:

- I. La tasa de desempleo y el número de conocidos están inversamente relacionados para ambos sexos. Es decir, en cuanto más conocidos se tengan, mayor será la probabilidad de recibir ofertas de trabajo a través de la red. No obstante, este efecto puede tener resultados muy variables dependiendo de las configuraciones de red iniciales. Así, al cambiar los parámetros iniciales como: agentes en juego, tasa de desempleo inicial y probabilidades de recibir oferta directa y de despido, se pueden obtener resultados contrarios a los presentados. Por ejemplo, si la tasa de desempleo es “muy grande”, mientras que la probabilidad de recibir una oferta directa es “muy baja” respecto a la probabilidad de despido, el tener muchos conocidos sin trabajo no ayuda a un agente a cambiar su situación de desempleado. Más aún, tal panorama podría dar como resultado una perpetuación del desempleo dentro de la red.
- II. El efecto que tienen los roles de género sobre las tasas medias de desempleo refleja claramente el comportamiento discriminatorio que se está buscando: En la configuración 1, donde ningún nodo se conoce, los resultados son similares para hombres y mujeres en

cada simulación. Existen incluso algunas simulaciones donde las tasas para los hombres son menores que las de las mujeres, pero también se dan casos al revés. Esto se debe a que, bajo esta configuración y dadas las reglas de transmisión, los tratos que reciben hombres y mujeres son igualitarios pues cada agente conoce solo a su pareja, por lo que las ofertas de trabajo se transmiten únicamente dentro de la familia con probabilidades iguales.

Para el resto de las configuraciones, en las 5 simulaciones se obtiene una tasa media de desempleo mayor para las mujeres que para los hombres. Esto se debe directamente a la forma en que se transmite una oferta laboral a través de la red, misma que implica que la mujer se vea relegada en la recepción de ofertas.

- III. Por último, si bien las mujeres poseen una mayor tasa de desempleo que los hombres y conforme se tienen más contactos, esta tiende a disminuir (como se mencionó en el punto I.), dicho efecto descendente es menor para las mujeres que para los hombres, ya que ellos pueden recibir ofertas de empleo a través de la red de forma directa, de todos los agentes que conocen y que tienen una oferta para ceder; mientras que ellas solo pueden recibir los ofrecimientos cuando su pareja ya está trabajando.

En el cuadro 8, puede apreciarse de manera más clara las diferencias que existen entre los sexos, haciendo uso de las brechas de género que están conformadas por las diferencias que hay entre las tasas de las mujeres y las tasas de los hombres. De esta forma, un signo positivo en una brecha significa que la tasa para ellas es mayor que para ellos<sup>6</sup>; y lo contrario, si el signo es negativo. Además, la cifra en la brecha de género representa la magnitud de separación a la que se encuentran los sexos y entre mayor sea esta (en valor absoluto), mayor será la desigualdad que hay entre hombres y mujeres.

La información que aportan las brechas de género es prácticamente la misma que la que aportan las tasas medias de desempleo, salvo que cuantifican las diferencias que existen entre los sexos. Por ejemplo, la configuración que resultó más favorable para las mujeres fue la 1 de la simulación 2, con un valor de -0.0007. Sin embargo, si se descarta esta configuración dado que no permite apreciar el impacto de los roles de género (pues corresponde a una situación de igualdad total de oportunidades para ambos sexos), se tiene que la menor brecha es la de la configuración 2 de la simulación 1, con un valor

---

<sup>6</sup> Nótese que un signo positivo en una brecha de género no necesariamente es bueno para las mujeres. Tal es el caso del desempleo.

de 0.0007, mientras que la brecha más grande se obtiene en la configuración 7 de la simulación 4, con un valor de 0.0074.

Cuadro 8  
Brechas de género para el desempleo medio

		Simulaciones				
		1	2	3	4	5
Configuración	1	0.0019**	-0.0007	0.0009	-0.0004	0.0014*
	2	0.0007	0.0027***	0.0018**	0.0021***	0.0021***
	3	0.0038***	0.0035***	0.0018***	0.0032***	0.0027***
	4	0.0028***	0.0036***	0.0030***	0.0033***	0.0044***
	5	0.0039***	0.0043***	0.0027***	0.0040***	0.0046***
	6	0.0057***	0.0059***	0.0057***	0.0055***	0.0064***

Nota: brechas = tasa mujeres-tasa hombres. (\* Sig. 10%, \*\*Sig. 5%, \*\*\* Sig. 1%).

Fuente: elaboración propia.

Los resultados también sugieren que el relegar a las mujeres a una vida mayoritariamente en la *esfera privada* más que en la *esfera pública* (en el sentido de Arendt, 2005), repercute en su situación laboral de forma tal que refleja la desigualdad de trato según el género. Pues si bien su situación mejora al tener más contactos, lo hace en menor medida en comparación con los hombres, aun cuando ambos tienen la misma cantidad de contactos.

Por su parte, el cuadro 9 muestra los resultados de las simulaciones para las probabilidades medias de recibir una oferta de trabajo a través de la red.

Cuadro 9  
Probabilidades medias de recibir una oferta de trabajo a través de la red

		Simulación									
		1		2		3		4		5	
		♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀	♂	♀
Configuración	1	0.0948	0.0920	0.096	0.0940	0.0947	0.0927	0.0942	0.0949	0.0944	0.0933
	2	0.1763	0.1674	0.1788	0.1645	0.1772	0.1635	0.1800	0.1644	0.1820	0.1672
	3	0.2371	0.2183	0.2443	0.2218	0.2372	0.2193	0.2398	0.2153	0.2377	0.2164
	4	0.3049	0.2758	0.3067	0.2677	0.3050	0.2765	0.3018	0.2753	0.3067	0.2709
	5	0.3487	0.3113	0.3553	0.3151	0.348	0.3163	0.3549	0.3154	0.3559	0.3140
	6	0.4157	0.3450	0.4112	0.3441	0.4171	0.3493	0.4154	0.3460	0.4148	0.3481
	7	0.4664	0.3809	0.4597	0.3729	0.4654	0.3773	0.4738	0.3716	0.4672	0.3743

Fuente: elaboración propia.

Las tendencias que se deducen de este cuadro son prácticamente las opuestas a las descritas para las tasas medias de desempleo (cuadro 7), lo cual se debe en gran medida a que las probabilidades, tanto de recibir una oferta directa

como de pérdida de trabajo, son fijas. En este caso, el decremento en las tasas de desempleo conforme aumenta el número de contactos de los agentes (como muestra el cuadro 9) se debe a la transmisión de las ofertas a través de la red. Es decir, a un incremento de la probabilidad de recibir una oferta laboral por medio de los conocidos<sup>7</sup>.

Otro efecto de los roles de género es que, salvo para la configuración 1 (que implica igualdad de género), las probabilidades medias de recibir una oferta laboral a través de la red son menores para las mujeres que para los hombres en las 5 simulaciones. Esto se debe directamente a la forma en que se transmite una oferta laboral a través de la red, donde la mujer se ve relegada en la recepción de ofertas.

Por último, las mujeres poseen una menor probabilidad de recibir oferta de trabajo a través de la red que los hombres, pero también sucede que: conforme los contactos aumentan, esta probabilidad también aumenta. No obstante, este efecto creciente sobre la probabilidad es menor en el caso de las mujeres que en el caso de los hombres ya que, a través de la red, ellas solo pueden recibir los ofrecimientos de ofertas de empleo de forma indirecta, mientras que ellos pueden también recibirlas de forma directa de parte de todos los agentes que conocen y que tienen una oferta para ceder. Las brechas de género para la probabilidad de recibir ofertas a través de la red se muestran en el cuadro 10.

Cuadro 10  
**Brechas de género para la probabilidad de recibir ofertas a través de la red**

		Simulaciones				
		1	2	3	4	5
Configuración	1	-0.0028*	-0.0020	-0.0020	0.0007	-0.0011
	2	-0.0089***	-0.0143***	-0.0137***	-0.0156***	-0.0148***
	3	-0.0188***	-0.0225***	-0.0179***	-0.0245***	-0.0213***
	4	-0.0291***	-0.0390***	-0.0286***	-0.0265***	-0.0358***
	5	-0.0374***	-0.0402***	-0.0318***	-0.0395***	-0.0420***
	6	-0.0707***	-0.0671***	-0.0677***	-0.0693***	-0.0667***
	7	-0.0855***	-0.0868***	-0.0881***	-0.1021***	-0.0928***

Nota: (\* Sig. 10%, \*\*Sig. 5%, \*\*\* Sig. 1%)

Fuente: elaboración propia.

<sup>7</sup> Sin embargo, también en este caso pueden obtenerse resultados totalmente distintos a los observados dependiendo de la configuración de red que se tome en cuenta. Por ejemplo, un agente no siempre se beneficiará al crecer el número de contactos que posee en la red, pues si este número es muy grande disminuye la probabilidad de recibir la información de una oferta laboral por parte de estos contactos.

Del cuadro 10 se infiere que los hombres tienen una mayor probabilidad media de recibir una oferta laboral a través de la red que las mujeres, puesto que prácticamente todas las simulaciones son de signo negativo<sup>8</sup>. Asimismo, se constata que, si bien la probabilidad de conseguir empleo aumenta al tener más contactos, no se incrementa de la misma manera para hombres que para mujeres, debido a los roles de género que fueron considerados.

En suma, nuestros resultados parecen reproducir satisfactoriamente la situación observada en el mercado laboral, por lo que como última etapa en la metodología seguida, en el siguiente apartado se analiza la robustez de los mismos.

### *3.3. Robustez*

El objeto de esta sección es verificar que la variación de resultados entre las simulaciones no sea de un orden grande para no poner en riesgo la validez del ejercicio. El procedimiento consiste en calcular para cada configuración y para cada género la diferencia entre los valores máximo y mínimo de las simulaciones. Después se calcula la variación de estas diferencias con respecto a los valores promedio de las simulaciones. Los resultados se muestran en el cuadro 11. Como puede observarse, la distancia máxima con respecto a las tasas medias de desempleo se obtuvo en la configuración 2, resultando en una variación respecto de la media que fue del 4.23%, en el caso de los hombres y del 4.26%, en el caso de las mujeres.

En cuanto a las probabilidades medias de recibir oferta a través de la red, la distancia máxima entre simulaciones se obtuvo en la configuración 6, implicando una variación con respecto de la media del 3.02% para los hombres y del 2.48% para las mujeres. Dado lo anterior, se concluye que el orden de las diferencias máximas entre simulaciones es tan pequeño que el ejercicio presentado tiene una robustez aceptable y, por lo tanto, se puede replicar con la confianza de obtener los mismos resultados cualitativos.

---

<sup>8</sup> La única excepción es la simulación 4 de la configuración 1, lo cual parece ser fortuito dado que en este caso se da la igualdad de géneros.

Cuadro 11

**Robustez de simulaciones y medias de resultados**

<b>Tasas medias de desempleo</b>					
	<b>Robustez</b>		<b>Medias</b>		<b>Brecha</b>
	<b>H</b>	<b>M</b>	<b>H</b>	<b>M</b>	
	<b>Configuración</b>				
<b>1</b>	0.0017	0.0021	0.0772	0.0772	0.0006
<b>2</b>	0.0024	0.0025	0.0568	0.0587	0.0019
<b>3</b>	0.0020	0.0006	0.0458	0.0488	0.0030
<b>4</b>	0.0007	0.0011	0.0329	0.0363	0.0034
<b>5</b>	0.0013	0.0009	0.0263	0.0302	0.0039
<b>6</b>	0.0005	0.0006	0.0217	0.0275	0.0058
<b>7</b>	0.0007	0.0008	0.0177	0.0243	0.0066
<b>Prob. media de oferta a través de red</b>					
	<b>Robustez</b>		<b>Medias</b>		<b>Brecha</b>
	<b>H</b>	<b>M</b>	<b>H</b>	<b>M</b>	
	<b>Configuración</b>				
<b>1</b>	0.0018	0.0029	0.0948	0.0934	-0.0015
<b>2</b>	0.0057	0.0038	0.1788	0.1654	-0.0135
<b>3</b>	0.0071	0.0065	0.2392	0.2182	-0.0210
<b>4</b>	0.0049	0.0088	0.3050	0.2732	-0.0318
<b>5</b>	0.0079	0.0050	0.3526	0.3144	-0.0382
<b>6</b>	0.0059	0.0052	0.4148	0.3465	-0.0683
<b>7</b>	0.0141	0.0093	0.4665	0.3754	-0.0911

Fuente: elaboración propia.

**Conclusiones**

En este trabajo, se explicó la desigualdad de género observada en el mercado laboral como una consecuencia de los roles de género que una sociedad atribuye a sus miembros. Para ello, se desarrolló un modelo basado en agentes, en donde se establecieron redes sociales formadas por “matrimonios” de un hombre y una mujer. Los mecanismos de transmisión de información entre esos nodos sociales fueron especificados de forma tal, que permiten emular uno de los roles de género más común en diversas sociedades. A saber, el que supone que la mujer es más apta para desenvolverse en el espacio privado, dedicándose sobre todo a actividades no remuneradas, mientras que el hombre se desempeña mejor en el espacio público, realizando mayoritariamente actividades remuneradas en tanto que proveedor del hogar.

Este marco teórico nos permitió caracterizar la situación de las mujeres en el mercado laboral, determinar las probabilidades medias de que una mujer o un

hombre encuentren trabajo a través de la red social a la que pertenecen y medir las brechas de género en los indicadores relevantes. Asimismo, el modelo logró reproducir las desigualdades observadas entre hombres y mujeres respecto a sus oportunidades laborales, mismas que sitúan a la mujer en una situación más precaria respecto del hombre. Los resultados muestran también que si bien los roles de género no privan a las mujeres de entrar al mercado laboral, ni de verse beneficiadas por el capital social que poseen a través de las redes a las que pertenecen, no obtienen las mismas oportunidades que los hombres. Esto es, entre más conocidos tenga una familia promedio, menores serán las tasas medias de desempleo, por un lado, y por el otro mayor será la probabilidad media de recibir oferta laboral a través de la red para ambos sexos. Sin embargo, el impacto no es de la misma magnitud en ninguno de los dos casos, evidenciando así una desigualdad de oportunidades para las mujeres en comparación con los hombres.

A su vez, la disminución en las tasas medias de desempleo y el incremento en las probabilidades medias de recibir ofertas laborales a través de la red generan una mayor participación de la fuerza laboral. Sin embargo, al igual que para las variables anteriores, los incrementos son dispares, relegando más a la mujer. Esto se debe a que la mayor participación de la fuerza laboral implica que las ofertas directas de trabajo tienen mayor probabilidad de caer en personas con empleo; quienes pasarán la oferta, en primera instancia, a hombres desempleados, y solo en segunda instancia, a mujeres sin trabajo.

De acuerdo con lo anterior, se concluye que la hipótesis planteada acerca del impacto negativo de los roles de género sobre la situación de la mujer en el mercado laboral, es verdadera, ya que los roles de género reducen la probabilidad de que una mujer encuentre trabajo (respecto de un hombre); eso amplía las brechas en las tasas de participación y de desempleo, entre los dos sexos.

Nuestros resultados sugieren, además, las siguientes observaciones en materia de política pública, que pueden servir como orientación en la planificación de programas con perspectiva de género: Según el modelo presentado, nunca será suficiente la implementación de acciones y discriminaciones positivas<sup>9</sup> para alcanzar una igualdad de acceso a derechos y oportunidades entre los sexos si no se promueven dentro de la población cambios de paradigmas. Por ejemplo, para lograr la igualdad de oportunidades en el acceso a los trabajos entre hombres y mujeres es necesario que las personas incursionen más en los espacios que por tradición,

---

<sup>9</sup> Una acción o discriminación positiva es aquella medida que se toma en beneficio de un grupo marginado y en perjuicio del grupo marginador para tratar de minimizar la desigualdad que existe entre ellos.

no les corresponden. Es decir, en la medida en que la participación de hombres y mujeres en el espacio privado sea más equitativa, también lo será su participación en la esfera pública.

No obstante, cabe señalar que según el modelo, una sociedad que relega a las mujeres más a la esfera privada, causa que los hombres tengan una menor tasa media de desempleo y una mayor probabilidad media de recibir ofertas de trabajo, a través de la red. Esto puede dar lugar a un nivel familiar de una mejor situación económica, ya que aumenta la probabilidad de que al menos el hombre tenga trabajo.

Finalmente, el presente trabajo considera una sola fuente de discriminación con el fin de aislar su efecto. De forma alternativa, se podría considerar una fuente multidimensional de discriminación en la que varias causas intervengan de manera conjunta. Así, por ejemplo, se podrían establecer parámetros diferentes para hombres y mujeres que implicaran una discriminación por parte del mercado laboral, tales como salarios diferentes, probabilidades para recibir información sobre trabajos vacantes diferenciados según el género, o bien diferentes probabilidades para perder el empleo. Lo anterior reflejaría una discriminación por parte de la empresa, por lo que dicho modelo sería más “realista”, pero resultaría mucho más difícil observar los efectos individuales de cada fuente de discriminación.

La discriminación contemplada en el trabajo es también total, en el sentido de que se transmite la información a una mujer desempleada únicamente cuando no se conoce a ningún hombre desempleado. El modelo se puede enriquecer permitiendo diferentes niveles de discriminación en la forma de un peso diferente según el género, haciendo que sea más probable transmitir la información de acuerdo con el género, pero sin que resulte imposible que el género contrario reciba dicha información. Asimismo, las redes contempladas son relativamente pequeñas y sencillas para ofrecer mayor claridad en los resultados, así como para permitir la comparabilidad con los trabajos anteriores, en especial los de Calvo-Armengol (2004) y Calvo-Armengol y Jackson (2004). La agenda futura contempla pues profundizar nuestro estudio en las dimensiones pertinentes para obtener resultados más generales.

## Referencias

- Arendt, H. (2005). *La Condición Humana*, Estado y Sociedad Vol. 14, Barcelona: Paidós.
- Barrufini, M. (2014). “An Agent-Based Simulation of the Swiss Labor Market: an Alternative for Policy Evaluation”. *Conference Paper*.
- Becker, G. S. (1957, 1971). *The Economics of Discrimination*. USA: Chicago University Press.

- \_\_\_ (1965). "A Theory of the Allocation of Time". *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
- Berg, N., y Donald L. (2002). "Measuring the Effect of Sexual Orientation on Income: Evidence of Discrimination?". *Contemporary Economic Policy*, 20(4), 394-414.
- Black, D. A., Seth G. S., y Lowell J. T. (2007). "The Economics of Gay and Lesbian Families". *The Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 53-70.
- Blandford, J. M. (2003). "The Nexus of Sexual Orientation and Gender in the Determination of Earnings". *Industrial and Labor Relations Review*, 56(4), 622-42.
- Blinder, A. S. (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436-455.
- Burda, M., Hamermesh, D. S. y Weil, P. (2007). "Total Work, Gender and Social Norms". *NBER Working Paper No. 13000*.
- Calvo-Armengol, A. (2000). "Job Contact Networks", *Unpublished*.
- Calvo-Armengol, A. y Jackson, M. (2004). "The Effects of Social Networks on Employment and Inequality". *The American Economic Review*, 94(3), 426-454.
- Clain, S. H., y Leppel, K. (2001). "An Investigation into Sexual Orientation Discrimination as an Explanation for Wage Differences". *Applied Economics*, 33(1), 37-47.
- Corbett, C., y Hill, C. (2012). *Graduating to a Pay Gap: The Earnings of Women and Men One Year after College Graduation*. Washington: American Association of University Women.
- Daneshvary, N., Waddopus, J. C., Wimmer, B. S. (2009). "Previous Marriage and the Lesbian Wage Premium". *Industrial Relations*, 48(3), 432-453.
- Duval-Hernández, Robert y Orraca-Romano, P. (2009). "A Cohort Analysis of Labor Participation in Mexico, 1987-2009". *IZA Discussion Paper Series No. 4371*.
- Evangelia, B. (2012). "Global employment Trends for Women". *International Labour Organization Discussion paper*.
- Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (2012). *Indicadores de ocupación y empleo al segundo trimestre de 2012*. Disponible en: <<http://www3.inegi.org.mx/sistemas/temas/default.aspx?s=est&c=25433&t=1>>.
- El Banco Mundial (2012). *Mujeres tienen menos probabilidades que hombres de participar en el mercado laboral en la mayoría de los países*. Disponible en: <[http://datos.bancomundial.org/noticias/mujeres\\_tienen\\_menos\\_probabilidad\\_que\\_hombres\\_de\\_participar\\_en\\_el\\_mercado\\_laboral\\_en\\_la\\_mayoria\\_de\\_los\\_paises](http://datos.bancomundial.org/noticias/mujeres_tienen_menos_probabilidad_que_hombres_de_participar_en_el_mercado_laboral_en_la_mayoria_de_los_paises)> (fecha de publicación: 13 de septiembre de 2012)>.
- Fernández, R. (2007). "Alfred Marshall Lecture. Women, Work and Culture". *Journal of the European Economic Association*, 5(2-3), 305-332.
- García-Bermúdez, K. J. y. Mendoza-Cota, J. E. (2009). "Discriminación Salarial por Género en México". *Problemas del Desarrollo*, 40(156), 77-99.
- Gatti, D. D., Gallegati, M., y Desiderio, S. (2014). The dynamics of the labour market in an agent-based model with financial constraints. En Cristini, A., Fazzari, S., Greenberg, E. y Leoní, R. (Eds.), *Cycles, Growth and the Great Recession* (117-129). Routledge.

- Granovetter, M. S. (1973) "The Strength of Weak Ties". *American Journal of Sociology*, 78(6), 1360-1380.
- Klawitter, M. M., y Flatt, V. (1998). "The Effects of State and Local Antidiscrimination Policies on Earnings for Gays and Lesbians". *Journal of Policy Analysis and Management*, 17(4), 658-86.
- Kunze, A. (2005). "The Evolution of the Gender Wage Gap". *Labor Economics*, 12, 73-97.
- Loury, G. (1977). A Dynamic Theory of Racial Income Differences. En Wallace, P. A. (Ed.), *Women, Minorities, and Employment Discrimination*. USA: Lexington Books.
- Myers, C. A. y Shultz, G. P. (1951). *The Dynamics of Labor Markets*. New York: Prentice Hall.
- Neugart, M. (2006). "Labor market policy evaluation with an agent-based model". *WZB Discussion Paper*.
- Ng, T. S., y Kang, Y. C. (2013). "The inquiry of labor market dynamics in knowledge economies: an agent-based approach". *Systems, Man, and Cybernetics: Systems*, 43(2), 416-427.
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
- O'Neill, J. y O'Neill, D. (2005). "What Do Wage Differentials Tell Us about Labor Market Discrimination?". *NBER Working Paper No. 11240*.
- Rees, A y Shultz, G. P. (1970). "Workers in an Urban Labor Market". *American Economic Review*, 56, 559-566.
- Sanborn, H. (1964). "Pay Differences between Men and Women", *Industrial and Labor Relations Review*, 17, 534-550.
- Takács, K., Squazzoni, F., y Bravo, G. (2012). "The network antidote: an agent-based model of discrimination in labor markets". *MKE 2012 Conference, Budapest*.
- Tassier, T. (2008). "Referral Hiring and Gender Segregation in the Workplace". *Eastern Economic Journal*, 34(4), 429-440.
- Zaiceva, A. y Zimmermann, K. F. (2014). "Children, Kitchen, Church: does ethnicity Matter?". *Review of Economics of the Household*, 12(1), 83-103.

## **Effects of Volatility of the Exchange Rate on Inflation Expectations and Growth Prospects in Mexico (2002-2014)**

Guillermo Benavides\*

Isela Elizabeth Téllez-León\*\*

Francisco Venegas-Martínez\*\*\*

Fecha de recepción: 18 XI 2014

Fecha de aceptación: 24 VI 2015

### **Abstract**

This paper is aimed at assessing the impact of exchange rate volatility on inflation expectations and economic growth prospects in Mexico. In order to examine whether there is some degree of causality, we will be using standard multivariate volatility models. The goal of this research is to measure the direction of causality, that is, we will analyze, econometrically, potential relationships in both directions. The main finding is that there is only a statistically significant relationship between the exchange rate volatility and the volatility of inflation expectations, while no statistically significant association with growth prospects was found; these results provide important information that could be used in monetary policy design.

**JEL Classification:** C180; C120; F310; E520.

**Keywords:** Exchange Rate Volatility; Monetary Policy; Time Series Analysis.

---

\* EGADE Business School, Tecnológico de Monterrey, Campus Ciudad de México. Address: Av. Carlos Lazo No.100, Álvaro Obregón, Santa Fe, 01389 Ciudad de México, D.F., Mexico. Email: gbenavides@itesm.mx.

\*\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Address: Plan de Agua Prieta 66, Plutarco Elías Calles, Miguel Hidalgo, 11350 Ciudad de México, D.F. Email: tellezelizabeth\_2015@yahoo.com.

\*\*\* Escuela Superior de Economía, Instituto Politécnico Nacional. Address: Plan de Agua Prieta 66, Plutarco Elías Calles, Miguel Hidalgo, 11350 Ciudad de México, D.F. Email: fvenegas1111@yahoo.com.mx.

The ideas and opinions expressed in this paper are those of the authors and not necessarily those of Banco de México. Authors are grateful to the referees for valuable and helpful comments and suggestions.

## Resumen

Esta investigación tiene como objetivo evaluar el impacto de la volatilidad del tipo de cambio en las expectativas de inflación y las perspectivas de crecimiento económico en México. Con el propósito de examinar si existe algún grado de causalidad, se utilizarán modelos de volatilidad multivariados estándar. El objetivo de esta investigación es medir la direccionalidad de la causalidad, es decir, se analizará económicamente la posible relación en ambas direcciones. La principal conclusión es que sólo hay una relación estadísticamente significativa entre la volatilidad del tipo de cambio y la volatilidad de las expectativas de inflación, mientras que no se encontró una asociación estadísticamente significativa con las perspectivas de crecimiento; estos resultados proporcionan información importante que podría ser utilizada en el diseño de la política monetaria.

**Clasificación JEL:** C180, C120, F310, E520.

**Palabras Clave:** volatilidad del tipo de cambio; política monetaria; análisis de series de tiempo.

## Introduction

Specialized literature regarding exchange rate volatility and its impact on fundamental variables, as inflation and growth, is extensive and still growing; see, for instance: Engle and Kroner (1995), Calvo and Reinhart (2000a and 2000b), and Devereux and Engle (2002), among many others. Most research has been concerned with identifying potential relationships among exchange rate volatility, inflation volatility, and output growth prospects, which can be attributed either to short-term market conditions, such as arbitrage strategies, rebalancing portfolios, and speculative positions, or longer-term market conditions, such as equilibrium relationships.

The main objective of this research is to assess the impact of exchange rate volatility on the volatility of inflation expectations and growth prospects in Mexico during the period 2002-2014. This could shed some light on the degree of influence of monetary policy on foreign exchange rate volatility, which, in turn, may explain the impact on other expectation variables; see, for instance, Barro and Gordon (1983) and Bleaney and Fielding (2002).

Most of the literature on the subject is based on Autoregressive Conditional Heteroscedastic (ARCH) and Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic (GARCH) models. For example, proposals from Engle (1982), and Bollerslev (1990) allow the conditional variance to change over time as a function of past errors, leaving the unconditional variance constant.

Also, in Shephard and Andersen (2009) the topic is analyzed under the framework of stochastic volatility. Caporale and Pittis (1995) use parametric measures of persistence to estimate volatility based on ARCH models under several exchange rate regimens. Hammoudeh and Li (2008) show the importance of incorporating exchange rate regime shifts. Finally, Backus and Kehoe (1992) study the dynamics of the real exchange rate volatility in OECD countries.

It is also important to examine whether there is causality in the degree of response of the volatility of the exchange rate and inflation expectations. To do this, it would be useful to analyze whether there is a transfer not only unidirectional (exchange rate to expectations), but also bidirectional (expectations towards exchange rate); the latter raises the important issue of causality. That is, if the degree of influence from one direction to the other is not the same. Another contribution of this investigation is the estimation of econometric models to find empirical evidence on the subject for the Mexican case. We will be using a multivariate GARCH model<sup>1</sup>. Specifically, we will be using the BEKK model (Baba, Engle, Kraft, and Kroner, 1990), which provides a richer dynamic structure. This approach will be applied in section 1.

This paper is organized as follows: next section presents the econometric methodology and specifies the model that is used to analyze the effect of exchange rate volatility on inflation expectations and growth prospects in Mexico; section 2 shows the descriptive statistical analysis and the estimation model; section 3 presents and discusses the estimation results; finally, section 4 provides conclusions and acknowledge limitations.

## **1. Methodology and Model Specification**

In this section a multivariate GARCH, the BEKK model is proposed to assess the impact of the exchange rate volatility on expectations for the Mexican case during the period 2002-2014 with monthly data.

### *1.1. BEKK Model*

Before detailing the technical aspects of the BEKK model, it is important to state its main advantages. This is a very useful model in the research on volatility of financial variables, which has statistical robustness, especially in comparing it with other similar models. For example, the estimation of the BEKK requires that the variance-covariance matrix be positive definite. This

---

<sup>1</sup> See Engle (2002).

ensures that the estimated variances are always positive, which makes statistical sense in forecasting models linked with volatility. Other related models like the VECH or Diagonal-VECH have the limitation that they do not ensure that the variance-covariance matrix be positive definite. Therefore, it is possible to estimate negative variances, which makes no statistical sense. In Addition to the above, the model BEKK can incorporate additional tests of statistical robustness, such as Wald test coefficient restriction. This test is useful to find out whether there is joint statistical significance of the coefficients that are relevant to capture the effect of volatility from one variable to another. We next formulate the hypotheses to be tested in this research:

- 1)  $H_0$ : There is no statistical relationship between the effect of the volatility of the exchange rate and the volatility inflation expectations and growth in Mexico.
- 2)  $H_0$ : There is no statistical relationship symmetric (bidirectional) between the volatility of the exchange rate and the volatility of inflation expectations and growth in Mexico.

Alternative hypotheses for each of the above scenarios would be affirmative. Regarding the specification of the variance there are different possibilities such as the Diagonal-Vec (Bollerslev, Engle, and Wooldridge, 1988), the BEKK restriction (Engle and Kroner, 1995), and the dynamic conditional correlation (Engle, 2002). However; only convergence is achieved with the BEKK restriction and it also provides more robust estimates.

It is worth mentioning that the use of a multivariate GARCH model for our analysis has several advantages since it allows the estimation of conditional variances and covariances for the time series under study. These time series exhibit ARCH-effects with monthly frequency. That is, the series under study have ARCH-effects<sup>2</sup>. The estimates will be robust if the diagnostic test is satisfactory. This could be observed if the standardized residuals from the estimated model are *i.i.d.* The obtained results in this research are consistent with such a condition when looking at the correlogram of the standardized residuals and seeing that only few coefficients are statistically significant; showing no structure in the data.

## 1.2. Model Specification

The BEKK model from Engle and Kroner (1995) is solved as a system of equations taking into account essentially the equation of the mean and the

---

<sup>2</sup> These estimations are perform with an ARCH-LM test (Engle, 1982) and available upon the readers request.

variance. Errors in the multivariate case evolve as a multivariate normal distribution, *i.e.*,

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \tag{1}$$

where  $\varepsilon_t$  is the error or innovation vector, which come from the data returns *i.e.*, the returns minus its mean value (returns usually have a mean value of zero, therefore  $\varepsilon_t$  are basically the returns of the analyzed series),  $I_{t-1}$  is the set of all available information (historical) at time  $t-1$ , and  $H_t$  stands for the variance-covariance matrix. The model is usually expressed in a quadratic form as follows:

$$H_t = \omega\omega' + \sum_{i=1}^q \alpha(\varepsilon_{t-i}\varepsilon_{t-i}')\alpha' + \sum_{i=1}^p \beta H_{t-i}\beta' \tag{2}$$

In the above equation, the first component of the right-hand side of the equation is a symmetric and positive definite matrix. The second and third components are expressed in quadratic form, which ensures that the left-hand side of the equation is always positive.

The BEKK model estimates 11 parameters. The relevant equations of the model are shown below, and the parameters representing the transfer of volatility from one series to other are marked with circles, here the subscripts take values  $i = 1, j = 2$ ;

$$H_{11} = \omega_{11} + \alpha_{11}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{11}\alpha_{21}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{11}^2 H_{11} + 2\beta_{11}\beta_{21}H_{12} + \beta_{21}^2 H_{22} \tag{3}$$

$$H_{22} = \omega_{22} + \alpha_{12}^2 \varepsilon_1^2 + 2\alpha_{12}\alpha_{22}\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{22}^2 \varepsilon_2^2 + \beta_{12}^2 H_{11} + 2\beta_{12}\beta_{22}H_{12} + \beta_{22}^2 H_{22} + (\beta_{12}\beta_{21} + \beta_{11}\beta_{22})H_{12} + \beta_{21}\beta_{22}H_{22} \tag{4}$$

$$H_{12} = H_{21} = \omega_{12} + \alpha_{11}\alpha_{12}\varepsilon_1^2 + (\alpha_{12}\alpha_{21} + \alpha_{11}\alpha_{22})\varepsilon_1\varepsilon_2 + \alpha_{21}\alpha_{22}\varepsilon_2^2 + \beta_{11}\beta_{12}H_{11} \tag{5}$$

where the coefficients of cross products with pairs have subscripts 1 and 2. It is important to mention that  $H_t$  is positive definite only if either  $\omega$  or  $\beta$  has

full rank and that equations (3)-(5) satisfy<sup>3</sup>  $q = p = 1$ . The information criteria test is performed in order to choose the correct equation order.

The diagnostic model is improved if statistical robustness tests are incorporated. In this case, a test of joint statistical significance is performed for the relevant coefficients, thus

$$H_0: a_{12}=a_{21}=b_{12}=b_{21}=0 \quad (6)$$

To test the above hypothesis, the joint hypothesis, it will be used the standard Wald test coefficient restriction by using the method of maximum likelihood estimation. With this type of robustness test it is then possible to observe statistically that the relevant coefficients under study (those that show the cross-influence) are jointly statistically different from zero in case of a rejection of the null hypothesis. Notice that the BEKK model is estimated by maximizing the following objective logarithmic likelihood function (under the assumption that errors have a normal distribution)

$$l(\theta) = \frac{TN}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left( \log |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \right) \quad (7)$$

where  $\theta$  is a vector containing the parameters,  $N=2$  is the number of variables examined with a bivariate specification, and  $T$  is the total number of observations. This algorithm is provided by Berndtand, Hall, Hall and Hausman (1974). Also, the BEKK model ensures that the results are statistically consistent: for example, the variances are positive, and given its quadratic accumulations it helps to detect volatility clusters. In what follows, tests of structural change as those from Andrews (1993), Quandt (1960) will be performed<sup>4</sup>.

## 2. Statistical Analysis of Data

In order to obtain the coefficient estimates, we consider two periods. One of which is from January 2002 to September 2014 for a total of 151 monthly observations. For this subsample the data of the exchange rate and inflation

---

<sup>3</sup> We thank an anonymous referee for asking us to clarify this point.

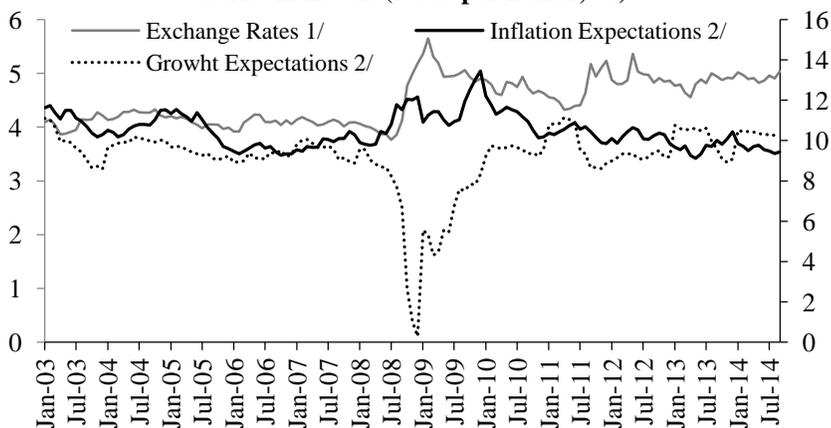
<sup>4</sup> Structural testing is referred to Andrews (1993).

expectations are used. The other period is from January 2003 to September 2014. The total number of observations for this subsample is 140. The latter series of the exchange rate (FIX) of pesos *versus* US dollar is used on a monthly basis. The source of the data is the Bank of Mexico SIE. The series of inflation expectations is obtained from the central bank survey, which is a public report. The analysis in this research is mainly focused on the short-term period.

The data of growth prospects in Mexico is also obtained from the survey of central bank, which always considers the expectation for next year. As before, the study horizon is focused on the short-term period; there is also the possibility of considering the average expectations for each year in a horizon of 4-8 years.

Figures 1 and 2 showed below illustrate the series in levels and squared first differences; being the latter a “proxy” of the volatility. However, it is important to mention that for other authors, volatility is measured as the variance of the first differences, see for instance Engel and Rogers (2001). On the other hand, Levy-Yeyati and Sturzenegger (2001), Parsley and Wei (2001), Chen (2004), Hausmann, Panizza, and Stein (2001), and Bleaney and Fielding (2002) measure volatility as the deviation standard of the series. While Flood and Rose (1995) and Barone-Adesi and Yeung (1990) use volatility as the standard deviation of the first difference of the series in the sub-samples. However, we calculate it as the squared first differences for robustness.

Figure 1  
**Series in Levels (Pesos per Dollar, %)**

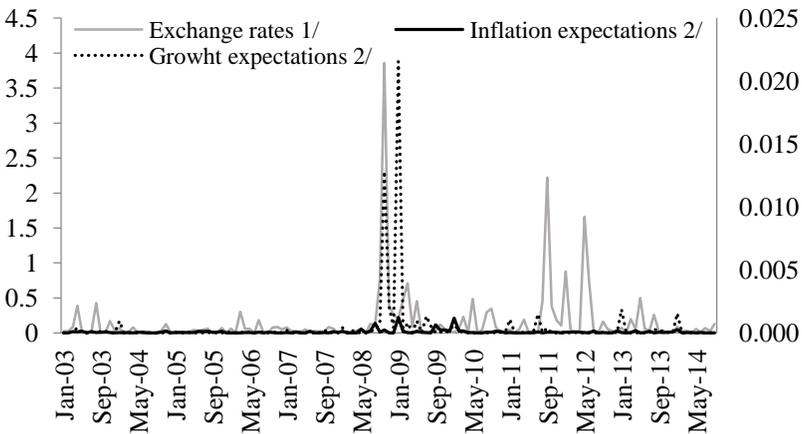


Note: 1 / Main shaft. 2 / Secondary Axis.  
 Source: Bank of Mexico.

Figure 1 shows the dynamics of the series under investigation. The series have a relatively stable dynamics even before the global financial crisis in 2008-2009. Once the crisis occurred at the end of 2008, we can see a sharp currency depreciation, which coincides with a rise in inflation expectations and a significantly marked decrease in growth prospects. Also, after the crash of 2008, a relative stabilization of the series can be appreciated, and it continues with a variation margin greater than that shown at the end of 2008.

Figure 2 shows the series in first differences squared of the expectations and squared log first differences for the exchange rate, truncated at 1%. Needless to say, Figure 2 shows volatility in all series. It can be seen that significant volatility is presented during the episode of the global financial crisis of 2008-2009. After that period it is observed high volatility, especially when compared with the sub-sample before the crisis. The latter is most notable for the series of expectations and to a lesser extent for the exchange rate. One possible explanation for the observed dynamics could be the post-crisis events, which also affected the markets with highly volatile; for example, the crisis of sovereign debt of the countries of the European periphery (Greece, Portugal, Ireland, Spain), and the crisis of US debt deficit in 2011.

Figure 2  
**First Differences Squared (%)**



Note: 1 / Main shaft. 2 / Secondary Axis. To change the type of log first differences squared apply. 1% truncated Figure.

Source: Bank of Mexico.

In Table 1, we present some descriptive statistics. It can be seen that the kurtosis of growth prospects in levels is significantly higher than that in the other series since extreme movements in expectations in levels of the series

have higher kurtosis. This makes sense given the volatility in economic activity in Mexico in recent years.

Table 1  
**Descriptive Statistics of Levels and First Differences Squared**  
 (Pesos per Dollar, % s/u)

Serie	Mean	Median	Std.	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	N
			Dev.				
<b>Levels</b>							
Exchange rate	11.79	11.41	1.27	0.13	2.09	5.72*	153
Inflation expectation	3.96	3.91	0.32	0.60	3.07	9.24***	153
Growth expectations	3.43	3.53	0.62	-2.89	13.39	830.52***	141
<b>Volatility Proxy</b>							
Exchange rate	0.00	0.00	0.00	6.50	53.54	17248.38***	152
Inflation expectation	0.00	0.00	0.00	4.76	29.61	5058.04***	152
Growth expectations	0.09	0.00	0.75	10.91	124.72	89205.59***	140

Notes: \*\*\* / \*\* represents rejection of the null hypothesis of normality at 99% and 95% confidence level respectively by  $\chi^2$  test (df). N = total number of observations.

Source: authors' estimates using data from Central Bank and *Eviews8.0*.

In analyzing changes in the squared first differences representing a proxy of volatility, we observed that the number of growth prospects shows a higher bias and higher kurtosis. Notice that none of the series approach to the normal distribution (according to the Jarque-Bera statistic). We next perform unit root tests and find that the series in levels are integrated of order one  $I(1)$ ; while the series in differences are  $I(0)$ , see Table 2.

The fact that the series in differences are not distributed as a normal distribution is a stylized fact in volatility.

Table 2  
Unit Root Tests

	Growth expectations	Levels Inflation expectations	Exchange rates	Growth expectations	Differences Inflation expectations	Exchange rates
Augmented Dickey-Fuller (ADF)	-3.195096	-2.573181	-3.071032	-9.946549	-10.5529	-11.07022
1. Test critical values:						
1% level	-4.025426	-4.019561	-4.019561	-2.581705	-2.580366	-2.580366
5% level	-3.442474	-3.439658	-3.439658	-1.94314	-1.942952	-1.942952
10% level	-3.145882	-3.144229	-3.144229	-1.615189	-1.615307	-1.615307
Dickey-Fuller GLS (ERS)	-2.759962	-2.184612	-2.675089	-9.897385	-10.41087	-11.09842
2. Test critical values:						
1% level	-3.5332	-3.5176	-3.5176	-2.581705	-2.580366	-2.580366
5% level	-2.991	-2.978	-2.978	-1.94314	-1.942952	-1.942952
10% level	-2.701	-2.688	-2.688	-1.615189	-1.615307	-1.615307
Phillips-Perron (PP)	-2.916637	-2.757641	-3.071032	-9.762609	-10.49323	-11.05487
3. Test critical values:						
1% level	-4.024935	-4.019561	-4.019561	-3.477835	-2.580366	-2.580366
5% level	-3.442238	-3.439658	-3.439658	-2.882279	-1.942952	-1.942952
10% level	-3.145744	-3.144229	-3.144229	-2.577908	-1.615307	-1.615307
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)	0.168218	0.137473	0.065955	0.075559	0.051239	0.039468
4. Test critical values:						
1% level	0.216	0.216	0.216	0.739	0.739	0.739
5% level	0.146	0.146	0.146	0.463	0.463	0.463
10% level	0.119	0.119	0.119	0.347	0.347	0.347
Elliott-Rothenberg-Stock Point-Optimal (ERS-PO)	6.464871	10.79757	7.438418	0.360094	0.34644	0.36986
5. Test critical values:						
1% level	4.1739	4.1487	4.1487	1.934	1.9292	1.9292
5% level	5.6482	5.6506	5.6506	3.134	3.1412	3.1412
10% level	6.8187	6.8271	6.8271	4.234	4.2532	4.2532
Ng-Perron (NP)	0.17869	0.23579	0.19447	0.08607	0.08239	0.08149
6. Test critical values:						
1% level	0.143	0.143	0.143	0.174	0.174	0.174
5% level	0.168	0.168	0.168	0.233	0.233	0.233
10% level	0.185	0.185	0.185	0.275	0.275	0.275

Notes: the optimal lag lengths for the tests were chosen based on the SC. We used a regression including intercept and time trend for tests in the levels series. On the other hand, we used a regression including only intercept for the tests on series with Differences. Source: authors' estimates using data from Central Bank and Eviews8.0.

### 3. Analysis of empirical results

In this section the results from the BEKK model are shown in both directions. Subsequently, the test Wald test is carried out on the coefficients. The estimated coefficients and their statistical significance are provided, and, finally, tests of structural change are performed.

Table 3  
Coefficient Estimates

Estimated coefficient	<i>tc hits ei</i>	<i>ei hits tc</i>	Estimated coefficient	<i>tc hits ei</i>	<i>ei hits tc</i>
$\omega_1$	0.0011	0.0229	$\alpha_4$	0.0938	-0.3397
	0.002	(0.0128)**		(0.0168)***	-0.3016
	0.541	2.2784		5.5613	-1.1264
$\omega_2$	-0.0129	0.0021	$\beta_1$	0.81605	0.9203
	0.0099	-0.0079		(0.06756)***	(0.0536)***
	-1.302	0.2761		12.0776	17.1557
$\omega_3$	0.0007	0.0064	$\beta_2$	0.93721	0.7872
	3.1628	-0.0056		(0.0492)***	(0.0597)***
	0.0002	1.1488		19.048	13
$\alpha_1$	0.3912	0.2529	$\beta_3$	0.34011	-0.03
	(0.0956)***	(0.0922)***		-0.2473	-0.022
	4.0925	2.7431		1.3748	-1.3581
$\alpha_2$	0.1905	0.4708	$\beta_4$	-0.03634	0.341
	(0.0980)**	(0.0920)***		(0.0181)**	-0.3575
	1.9431	5.1173		-1.9996	1.0101
$\alpha_3$	-0.3318	0.0837	<b>L</b>	452.0322	454.7653
	(0.2633)*	(0.0232)***	<b>AIC</b>	-5.8537	-5.8902
	-1.26	3.6082	<b>N</b>	150	150

Notes: estimates following the method of Engle and Kroner (1995). *tc* = exchange rate. *i* = inflation expectations. d.f. = degrees of freedom. Equal test Wald coefficients is performed with a  $\chi^2(1)$  distribution. The critical value at 10% confidence level for  $\chi^2(1)$  is 2.706.

\*\*\* / \*\* / \* Statistical significance at 1%, 5% and 10% respectively. N = 150.

Source: authors' estimates using data from Banco de Mexico and Eviews8.0

Regarding the estimated BEKK model, in which the statistical relationship between exchange rate volatility and volatility variables are quantified, table 3 shows that the estimated coefficients relevant to the measurement of the transfer between the volatilities,  $a_{34}$  and  $b_{34}$ , are statistically significant, which is consistent with the exchange rate pass-through inflation expectations (column 2). This results hold for the whole sample period. The difference in sample sizes are related with data limitations *i.e.*, different number of observations for the economic activity variable.

The above results are confirmed by the Wald test coefficient restriction, which indicates that the relevant coefficients are jointly statistically different from zero (see Table 5). The transfer of volatile inflation expectations to the

volatility of the exchange rate is statistically significant. This result does not reject the null hypothesis of coefficients. The intuition behind this result is related to an exchange market affecting the volatility of expected inflation, but not *vice versa*. Table 4 shows that the transfer coefficients are not different from zero.

Table 4  
Results of Estimates from the BEKK Model

Estimated coefficient	<i>tc hits pc</i>	<i>pc hits tc</i>	Estimated coefficient	<i>tc hits pc</i>	<i>pc hits tc</i>
$\omega_1$	0.0043	0.1037	$\alpha_4$	-0.0218	-0.02
	-0.0121	(0.0160)***		-0.0157	(-0.0195)
	0.3598	6.471		-1.3856	-0.7831
$\omega_2$	0.1341	0.0077	$\beta_1$	0.8624	0.4152
	-0.4827	-0.0102		(0.1101)***	(0.1529)***
	0.2777	0.7627		7.8321	2.7144
$\omega_3$	0.0142	0.0001	$\beta_2$	0.3913	0.8727
	-4.4582	-0.016		(0.2147)*	(0.0990)***
	0.0032	0.0001		1.8218	8.8068
$\alpha_1$	0.5279	0.9282	$\beta_3$	-1.8383	0.0201
	(0.0854)***	(0.0754)***		(-1.3002)	-0.0182
	7.8321	12.3078		-1.004	1.006
$\alpha_2$	0.61	0.4157	$\beta_4$	0.0202	-1.4212
	(0.1487)***	(0.1150)***		(0.0240)***	(-1.2452)
	4.1019	3.613		0.8425	-1.1414
$\alpha_3$	-1.8383	-0.0442	<b>L</b>	341.8296	332.1558
	(-0.8517)**	(0.0248)*	<b>AIC</b>	-4.7314	-4.5921
	-2.1581	-1.7906	<b>N</b>	139	139

Notes: estimates following the method of Engle and Kroner (1995). *tc* = exchange rate. *pc* = growth prospects. d.f. = degrees of freedom. Equal test Wald coefficients is performed with a  $\chi^2$  (1) distribution. The critical value at 10% confidence level for  $\chi^2$  (1) is 2.706. \*\*\* / \*\* / \* Statistical significance at 1%, 5% and 10% respectively. N = 139.

Source: authors' estimates using data from Banco de Mexico and *Eviews8.0*.

The significant negative coefficients can be explained according to the argument of Albuquerque and Portugal (2006). These authors explain that in scenarios of high volatility of the exchange rate, the prices in the domestic market are not sufficiently volatile due to the costs facing businesses to move their prices (menu costs).

When volatility of the exchange rate decreases, it is observed a relatively greater volatility in prices in the domestic market because operators can adjust their prices more comfortably in a less volatile exchange scenario. It should be pointed out that the use of conditional variances (or conditional volatility) is common practice in the literature (see Bollerslev, Chou and Kroner, 1992).

Table 5  
**Wald Test Coefficient Restriction**

Results Wald test coefficient restriction	$H_0$ : Together all coefficients are zero ( $\alpha(3)=0$ and/or $\alpha(4)=0$ and/or $\beta(3)=0$ and/or $\beta(4)=0$ ). $H_1$ : All coefficients are non-zero whole ( $\alpha(3)\neq 0$ and/or $\alpha(4)\neq 0$ and or $\beta(3)\neq 0$ and/or $\beta(4)\neq 0$ ).
Exchange rate volatility explains the volatility of inflation	Statistical (m = number of constraints): $\chi^2_{m=4} = 33.30221$ $P$ -value = 0.0000
Inflation volatility explained volatility of the exchange rate	Statistical (m = number of constraints): $\chi^2_{m=4} = 16.8627$ $P$ -value = 0.0021
Exchange rate volatility explains growth expectations	Statistical (m = number of constraints): $\chi^2_{m=4} = 14.0307$ $P$ -value = 0.0072
Volatility of expected growth explains the volatility of the exchange rate	Statistical (m = number of constraints): $\chi^2_{m=4} = 6.3777$ $P$ -value = 0.1727

Source: author's own elaboration with *Eviews8.0*.

Finally, following the methodology of Andrews-Quandt (1993), the test of structural change shows that for the three series a statistical breakdown is observed around the end of 2008. The series of exchange rate volatility identified in November 2008. For the series of volatility of inflation expectations a statistical breakdown is identified in August 2008. Finally, the series of volatility growth prospects has a statistical breakdown in December 2008. For all the above tests were considered the statistical  $F$  and 15% are truncated, this by following suggestions from Bai and Perron (2003). Broadly speaking, the results are quite intuitive, since they show that the crash

happens during the 2008 crisis, a situation that makes sense considering the sharp magnitude of the event<sup>5</sup>.

## Conclusions

This research has shown the impact of exchange rate volatility on the volatility of inflation expectations and growth prospects in Mexico. We examined causality in terms of the degree of response of the volatility of the exchange rate and inflation expectations. Another contribution of this investigation is the use of econometric models to find empirical evidence of these relations for the Mexican case during the period 2002-2014. In particular, we used a multivariate GARCH model, namely the BEKK model proposed by Baba, Engle, Kraft, and Kroner (1990) and Engle and Kroner (1995).

The findings of this study are summarized as follows: 1) there is a statistically significant relationship between exchange rate volatility and the volatility of inflation expectations; 2) there is no statistical relationship going the other way around, *i.e.*, the volatility of inflation expectations towards the exchange rate volatility; 3) the relationship between the transfers of exchange rate volatility to the volatility of the growth prospects is not statistically significant; this applies in both directions. These results provide important information that could be used in monetary policy design since analyzing inflation volatility is relevant for the monetary authority decisions, which may explain the impact on other expectation variables in the sense of Barro and Gordon (1983), and Bleaney and Fielding (2002).

Structural breaks were observed, as it is to be expected considering the magnitude of the shock during the financial crisis of late 2008. The results also showed that there are many implications for monetary policy decisions. This can be appreciated from the degree of transfer (or impact) of the volatility of one variable over the other. In future extensions of this research we could include elements from the models in Berndtand *et al.* (1974) and Engle (2002). The link from exchange rate volatility to inflation may be explored in an international perspective as Kocenda and Poghosyan (2009). These authors find that EU inflation is an important determinant of the exchange rate risk in several European emerging markets.

---

<sup>5</sup> In this paper for the sake of brevity the above estimates are not presented but would be available on request from the reader.

## References

- Albuquerque, C. R., and Portugal, M. S. (2006). "Testing nonlinearities between Brazilian exchange rate and inflation volatilities". *Revista Brasileira de Economia*, 60(4), 325-351.
- Andrews, D. W. K. (1993). "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point". *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. E., and Kroner, K. (1990). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Mimeo, Department of Economics, University of California, San Diego*.
- Backus, D. K., and Kehoe, P. J. (1992). "International Evidence on The Historical Properties of Business Cycles". *American Economic Review*, 82(4), 864-888.
- Bai, J., and Perron, P. (2003). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 6(1), 72-78.
- Barone-Adesi, G., and Yeung, B. (1990). "Price Flexibility and Output Volatility: The Case for Flexible Exchange Rates". *Journal of International Money and Finance*, 9(3), 276-298.
- Barro, R. J., and Gordon, D. B. (1983). "Rules, Discretion and Reputation in A Model of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.
- Berndt, E. K., Hall, B., Hall, R., and Hausman, J. (1974). "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models". *Annals of Economic and Social Measurement*, 3(4), 653-665.
- Bleaney, M., and Fielding, D. (2002). "Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries". *Journal of Development Economics*, 68(1), 233-245.
- Bollerslev, T. (1990). "Modeling the Coherence in Short- Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model". *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.
- Bollerslev, T. P., Chou, R. Y., and Kroner, K. F. (1992). "ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence". *Journal of Econometrics*, 52(1), 5-59.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., and Wooldridge, J. M. (1988). "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances". *The Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131.
- Calvo, G. A., and Reinhart, C. M. (2000a). "Fear of floating". *NBER Working Paper No. 7993*.
- Calvo, G. A., and Reinhart, C. M. (2000b). "Fixing for your life". *NBER Working Paper No. 8006*.
- Caporale, G. M., and Pittis, N. (1995). "Nominal Exchange Rate Regimes and the Stochastic Behavior of Real Variables". *Journal of International Money and Finance*, 14(3), 395-415.
- Chen, N. (2004). "The Behaviour of Relative Prices in The European Union: A Sectoral Analysis". *European Economic Review*, 48(6), 1257-1286.
- Devereux, M. B., and Engel, C. (2002). "Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect". *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 913-940.

- Engle, R. F. (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK. Inflation". *Econometrica*, 50(4), 987–1008.
- Engle, R. (2002). "Dynamic Conditional Correlation-A Simple Class of Multivariate GARCH Models". *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339–350.
- Engle, R. F., and Kroner, K. (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". *Econometric Theory*, 11(1), 122–150.
- Engel, C., and Rogers, J. H. (2001). "Deviations from Purchasing Power Parity: Causes and Welfare Costs". *Journal of International Economics*, 55(1), 29–57.
- Flood, R. P., and Rose, A. K. (1995). "Fixing Exchange Rates a Virtual Quest for Fundamentals". *Journal of Monetary Economics*, 36(1), 3–37.
- Hammoudeh, S., and Li, H. (2008). "Sudden changes in volatility in emerging markets: The case of Gulf Arab markets". *International Review of Financial Analysis*, 17(1), 47–63.
- Hausmann, R., Panizza, U., and Stein, E. (2001). "Why Do Countries Float the Way They Float?". *Journal of Development Economics*, 66(2), 387–414.
- Kočenda, E., and Poghosyan, T. (2009). "Macroeconomic sources of foreign exchange risk in new EU members". *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2164–2173.
- Levy-Yeyati, E. L., and Sturzenegger, F. (2001). "To float or to trail: evidence on the impact of exchange rate regimes". *UTDT, CIF Working Paper*, (1/01).
- Parsley, D. C., and Wei, S. J. (2001). "Explaining the Border Effect: The Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography". *Journal of International Economics*, 55(1), 87–105.
- Quandt, R. E. (1960). "Tests of the Hypothesis that A Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes". *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), 324–30.
- Shephard, N., and Andersen, T. G. (2009). Stochastic Volatility: Origins and Overview. In Andersen, T.G., Davis, R.A., Kreiss, J.-P. and Mikosch, T.(Eds.), *Handbook of Financial Time Series* (233–253).

## **¿Tener obesidad es realmente una desventaja en el mercado laboral mexicano?**

Martha Claudia Rodríguez Villalobos\*

Erick Rangel González\*\*

Fecha de recepción: 18 XII 2014

Fecha de aceptación: 12 VI 2015

### **Resumen**

El presente estudio analiza el posible impacto que pudiera tener sobre las personas la condición de obesidad y sobrepeso en el mercado laboral en México. Específicamente, se estudia el efecto que tiene el hecho de contar con sobrepeso y obesidad sobre los salarios; así como, sobre la probabilidad de encontrar empleo. El grado de obesidad se mide a través de dos métodos: empleando el índice de masa corporal y la razón cintura-altura. Los resultados encontrados indican que, en los hombres, una vez que se corrige el sesgo de selectividad, no existen diferencias salariales, ni a favor ni en contra de las personas con sobrepeso u obesidad. En el caso de las mujeres, se encontraron diferenciales salariales positivos a favor de las mujeres con sobrepeso u obesidad en ciertos grupos (focalizados de acuerdo con el nivel educativo). En cuanto al empleo, no se encuentran diferencias en las probabilidades de encontrar empleo entre los grupos analizados, una vez que se controla por la posibilidad de que las personas hayan ganado peso después de haber sido contratadas.

**Clasificación JEL:** C24; J3; J7.

**Palabras Clave:** obesidad; sobrepeso; salarios; empleo; sesgo de selección.

---

\* Universidad de Monterrey. Dirección: Juan Ramón Jiménez 2106, Col. Contry Sol. Monterrey, N.L. C.P. 67173. Teléfonos: 83177133 y 0448112274198. Correo electrónico: martharodriguez78@gmail.com.

\*\* Banco de México, Dirección General de Investigación Económica y Universidad Autónoma de Nuevo León. Dirección: Edificio Torre XI Av. Pedro Ramírez Vázquez 200-11, Piso 7 Local D, Col. Valle Oriente, San Pedro Garza García C.P. 66269 Tel: 52 81 83421292. Correo electrónico: erick.rangel@banxico.org.mx.

El contenido de esta investigación, así como las conclusiones que de ella se deriven, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las opiniones del Banco de México.

## Abstract

The present study analyzes the possible impact for a person of having obesity or overweight in the Mexican labor market. In specific, this article focuses the analysis studying the impact of these conditions, over wages and over the probability of finding a job, using two measures of obesity: the body mass index and the waist-height ratio. The results show, that once the selectivity bias is take into consideration, for men there are no wage differentials neither in favor nor against men with obesity or overweight. We found evidence of wage differentials in favor of women with obesity and overweight in some groups (in certain education levels). For employment, we do not found difference in the probabilities of employment among the analyzed groups, once that we control for the possibility of gaining weight after been employed.

**JEL Classification:** C24; J3; J7.

**Keywords:** Obesity; Overweight; Wages; Employment; Selection Bias.

## Introducción

La imagen corporal y física, no sólo impacta sobre la imagen que las personas tienen de sí mismas, sino también en cómo piensan que el resto de las personas los ven. Por ejemplo, en nuestro país, según datos de la Encuesta Nacional de Discriminación en México (ENADIS, 2010), la segunda razón por la cual los jóvenes creen que no han conseguido un trabajo es, precisamente, su apariencia física.

De acuerdo con cifras de la Encuesta Nacional de Salud y Nutrición (ENSANUT, 2012), el 72% de la población entre 30 y 60 años en México tiene exceso de peso, situando al país en el segundo lugar en el nivel mundial en cuestiones de obesidad, sólo por debajo de Estados Unidos. Al respecto, la Secretaría de Educación ha manifestado que el exceso de peso corporal es reconocido actualmente como uno de los retos más importantes de salud pública, no sólo en México sino en el mundo, por su magnitud, la rapidez de su incremento y el efecto negativo que ejerce sobre la salud de la población que la padece, debido a que aumenta significativamente el riesgo de padecer enfermedades crónicas no transmisibles, tanto en niños como en adultos. La situación de obesidad que presenta el país, es la razón por la cual el Gobierno incorporó en su Reforma Fiscal<sup>1</sup> 2014 la aplicación de un impuesto a los

---

<sup>1</sup> Conforme a lo establecido en el artículo 2, inciso J de la Ley del Impuesto Especial sobre Producción y Servicios.

alimentos con una alta densidad calórica, con el objetivo de disminuir el consumo de productos que en exceso son nocivos para la salud.

A pesar de que el tema ha sido abordado, tanto académicamente como en foros de difusión, como un tópico de discriminación hacia un grupo minoritario. De la información anterior y de acuerdo con la evidencia que se presentará en esta investigación, se puede inferir que la población con sobrepeso u obesidad en México no representa una minoría, por lo que el problema podría ser visto, incluso, como un análisis para determinar si existe una ventaja comparativa de los “normopesos”<sup>2</sup>.

En un estudio para México se encontró que las personas con obesidad y sobrepeso generalmente muestran insatisfacción no sólo con su imagen corporal, sino también en áreas relacionadas con su ambiente laboral (Ríos *et al.*, 2008). Por otro lado, de acuerdo con la asociación Obesity Action Coalition<sup>3</sup> (OAC), en los centros de trabajo existen percepciones negativas por parte de los empleadores y de los compañeros de trabajo sobre las personas obesas<sup>4</sup>, ya que son vistos como personas menos competentes y con baja auto-disciplina, lo que podría generar impactos negativos en sus remuneraciones salariales. Al respecto, Sassi (2012) encontró que -en once países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE)- los salarios de las personas con obesidad son hasta 18% menores que los de las personas de peso normal.

De acuerdo con CNN Expansión (2011), tener sobrepeso o adicción al cigarro son ahora factores de discriminación laboral en México. En dicha publicación, se mencionaba también que “la segregación más común en el trabajo solía deberse al sexo, la edad y la orientación sexual, pero paulatinamente se aprecia que el peso es fundamental para obtener un empleo, ascensos, mayores salarios y prestaciones laborales”. Dado esto, el presente artículo contribuirá a determinar si en México existen diferencias salariales debido al exceso de peso (sobre peso y obesidad), es decir, si hay discriminación por cuestiones de la imagen corporal, tanto para hombres como para mujeres, además de conocer cómo la obesidad y el sobre peso afectan la probabilidad de encontrar empleo.

El presente estudio realiza las siguientes contribuciones a la literatura: primero, en México no hay estudios cuantitativos que relacionen la obesidad

---

<sup>2</sup> El término normopesos se refiere a las personas que cuentan con peso normal de acuerdo a las definiciones médicas (descritas en la sección 2), las cuales emplean el índice de masa corporal o la razón cintura/altura.

<sup>3</sup> Understanding Obesity Stigma, disponible en: <http://www.obesityaction.org/weight-bias-and-stigma/understanding-obesity-stigma-brochure>. Consultado en Marzo 2014.

<sup>4</sup> Este hecho se encuentra presente en 11 países de la (OCDE) (Sassi, 2012).

y su impacto en los salarios (al menos de nuestro conocimiento), por lo que consideramos que es el primer artículo que ofrece un análisis cuantitativo del tema; segundo, se proporcionan resultados tanto para hombres como para mujeres en edad de trabajar; en tercer lugar, se considera toda la distribución salarial para ambos grupos al corregir por el sesgo de selectividad propuesto por Lee (1976); cuarto, y último, se analiza si el sobrepeso y la obesidad afectan la probabilidad de obtener empleo en México.

El artículo está estructurado de la siguiente forma: en la primera sección se presenta una breve revisión de la literatura; posteriormente, se realiza una descripción de los datos; a continuación, aparecen los modelos econométricos empleados; luego, se presenta la descripción de los resultados; finalmente, las conclusiones aparecen en las dos últimas secciones de la investigación.

## **1. Revisión de la literatura**

En las últimas décadas, se han analizado algunos tipos de discriminación como es el caso de la discriminación fenotípica o por color de piel. Telles y Murguía (1990) utilizan una base de datos de personas de origen mexicano que viven en Estados Unidos, empleando tres categorías entre las cuales se piensa que hay discriminación salarial, particularmente en los hombres: tez clara, tez oscura y tez media (en la cual se considera a los mexicanoamericanos). Los resultados que encuentran, mediante una regresión lineal, indican que sí hay discriminación salarial en contra de las personas de tez clara y mayor para los de tez oscura. Posteriormente, Dávila, Bohara y Saénz (1993), realizaron un estudio utilizando la misma base de datos que emplearon Telles y Murguía, pero aplicando una función de ingresos semilogarítmica y no encontraron evidencia de discriminación.

Otro tipo de discriminación es la referente al atractivo físico de las personas. Hamermesh y Biddle (1994) se enfocaron en probar, que: las personas que se consideran atractivas tienen un mayor salario que las que se consideran menos atractivas; esto es así, para Estados Unidos y Canadá. A través de las encuestas aplicadas en dicho estudio, las personas se situaban en una de las cinco categorías según su atractivo físico. Los autores encontraron, utilizando una regresión lineal, que las personas que se consideran poco atractivas tienen un salario entre 5% y 10% menor que el de las personas que se consideran atractivas, además observan que las personas atractivas se autoseleccionan en ocupaciones donde la belleza pareciera ser más productiva.

Por su parte, Larkin y Pines (1979) encuentran que las personas con obesidad se enfrentan a las mismas etiquetas que las personas con discriminación por

género y raza, además de que reciben un trato diferente comparado con el que reciben las personas con peso normal. Al respecto se ha encontrado que hay discriminación por obesidad en el momento de conseguir empleo, ya que existen diversos estudios experimentales en los cuales se piensa que las personas con sobrepeso u obesidad presentan desventajas al momento de acudir a las entrevistas laborales. Esto se ha comprobado mediante diversos medios: Rothblum, Miller y Garbutt (1988), encontraron que en las solicitudes de empleo para puestos de ventas, las mujeres con obesidad obtenían evaluaciones negativas, como: falta de autodisciplina, bajo potencial de supervisión, poca higiene personal y mala apariencia profesional, en el momento en que ellas se autodescribían. Los autores encontraron que al utilizar fotografías, en lugar de utilizar su descripción, los resultados en cuanto a la contratación eran diferentes. Klassen, Jasper y (1993), realizaron un estudio en donde a 216 estudiantes mujeres se les pedía que leyeran el curriculum de nueve empleadas ficticias que variaban en su peso y encontraron que a la mayoría de las entrevistadas les gustaría trabajar con mujeres que mostraban tener un peso adecuado, mientras que no les gustaría trabajar con mujeres que presentan sobrepeso.

En cuanto a la discriminación salarial por obesidad, Pagán y Dávila (1997) utilizan datos para Estados Unidos y encuentran que tanto los hombres como las mujeres con obesidad, se autoseleccionan para trabajar en ciertas ocupaciones, pero son las mujeres las que están más segregadas en pocas ocupaciones como actividades administrativas y servicios. Los autores utilizan una regresión lineal con interacciones de la obesidad sobre las ocupaciones y encuentran que existe discriminación salarial para ambos; sin embargo, en algunas ocupaciones se paga más a los hombres con obesidad debido a las características propias de la ocupación, mientras que para las mujeres no se encuentran diferencias en ocupaciones. Han, Norton y Stearns (2009), determinan el impacto que tiene la obesidad y el sobrepeso en el salario de los hombres y mujeres, así como respecto de la probabilidad de estar empleado. Además, controlan por efectos fijos, interacción de la obesidad con grupos de edad, raza y ocupación. Los autores utilizan la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79) y encuentran que en las mujeres con obesidad, la probabilidad de estar empleadas es mayor cuando son de raza negra y menor si son de raza blanca; mientras que en los hombres, no se encuentra un efecto significativo. En cuanto al salario, sus estimaciones sugieren que existe discriminación salarial contra las mujeres con obesidad, sin embargo, en los hombres no se presenta este diferencial salarial. Cuando toman en cuenta las interacciones de la obesidad con la edad, encuentran que tanto en hombres como en mujeres a partir de cierta edad la obesidad disminuye el salario de la persona. Recientemente, Sassi (2012) encuentra que en un estudio realizado en 11 países de la OCDE, las empresas prefieren contratar candidatos de peso normal en lugar de personas

obesas, en parte, debido a expectativas de menor productividad, lo cual contribuye a la existencia de un diferencial tanto en el empleo como en el salario, en donde se encuentra que las personas obesas ganan hasta 18% menos que la gente de peso normal.

De acuerdo con la literatura, otro factor a considerar es que la relación entre obesidad y salarios podría ser endógena, ya que individuos con mayores salarios podrían tener acceso a comida de mejor calidad y a mejores instalaciones deportivas por lo que podrían presentar menor probabilidad de ser obesos. Por lo tanto, este elemento debería considerarse si se pretende obtener relaciones de causalidad entre ambas variables<sup>5</sup>.

## 2. Datos

La base de datos se conformó de la Encuesta Nacional sobre los Niveles de Vida de los Hogares (ENVVIH), ya que además de ser una encuesta representativa en el nivel nacional y de proporcionar información para analizar distintas dimensiones del bienestar de la población mexicana, es la única encuesta que recoge en un solo instrumento información sobre indicadores socioeconómicos, demográficos y de salud, de cada uno de los individuos que conforman la encuesta. Los datos utilizados son para el año 2005<sup>6</sup>. No se tomaron en cuenta campesinos, empleadores, trabajadores por cuenta propia o trabajadores sin retribución, tampoco se consideraron a los estudiantes, amas de casa, jubilados y otros, por no aportar información relevante para los fines del presente trabajo. La muestra incluye a 3,304 trabajadores entre 14 y 64 años<sup>7</sup>, que reportaron salario (2,069 hombres y 1,235 mujeres)<sup>8</sup>.

---

<sup>5</sup> En Cawley (2004), se puede encontrar una revisión de estudios y técnicas econométricas que consideran el problema de la endogeneidad mencionada.

<sup>6</sup> Se utiliza dicho año, ya que el presente estudio forma parte de los requisitos para la titulación de uno de los autores, y el último año disponible hasta el 2014, que era la base del 2005.

<sup>7</sup> De acuerdo con la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), la población en edad de trabajar considera a las personas de 14 años aptas para trabajar.

<sup>8</sup> La encuesta 2005 presenta la información de acuerdo con dos bases: nivel hogar y nivel individual. En la primera se encuentra el archivo con la lista de los miembros del hogar con información de los individuos y características de la vivienda. Este archivo cuenta con 38,223 observaciones (18,160 hombres, 19,515 mujeres y 548 no respondieron). En las bases nivel individual, se presentan 8 temas, entre los cuales se encuentra el archivo de salud con 31,500 observaciones, por lo que se pierden 1,263 observaciones. De estas 14,497 son personas que no están en edad de trabajar (entre 14 años y 64 años), 2,698 son campesinos, empleadores, trabajadores por cuenta propia o trabajadores sin retribución. El resto no respondió alguna de las variables de la regresión, pero todos tenían datos de peso, cintura y altura, por lo que no hay sesgo de selectividad debido a esta variable.

Para indicar si una persona presenta obesidad, se utilizaron dos indicadores. El primero y más utilizado en la literatura es el índice de masa corporal (BMI por sus siglas en inglés) que mide el exceso de acumulación de grasa en la persona y se obtiene de dividir el peso de la persona (medido en kilogramos) entre su altura (medida en metros) al cuadrado<sup>9</sup>. De acuerdo con la literatura, una persona se considera con peso bajo si el índice es menor a 20; un peso adecuado o normal, cuando el índice toma valores entre 20 y 25; con sobrepeso si el índice se encuentra entre 25 y 30, y con obesidad, si el índice<sup>10</sup> es mayor a 30.

Como el interés radica en estimar si existe discriminación o diferencias salariales entre los tres grupos mencionados, y con la finalidad de considerar cuestiones relacionadas con la apariencia física, se tomó en cuenta otra medida del grado de obesidad, la razón cintura/altura (WHR por sus siglas en inglés), que mide el exceso de grasa intra-abdominal; ya que, por un lado, existe un estigma en cuanto a la falta de atractivo de las personas con una gran cintura, dado que estar delgado es ahora considerado un prerrequisito para ser atractivo (Millman 1980); y por otro lado, es uno de los factores causantes del síndrome metabólico, con lo cual, y de acuerdo con el Texas Heart Institute, las personas tienen un mayor riesgo de sufrir un ataque cardíaco o una enfermedad de arteria coronaria; por tanto, la razón cintura/altura (WHR) pudiera ser una causa de discriminación por parte de la empresa. En las mujeres, se considera que estas tienen una figura normal si dicha razón es menor a 49; una figura con una gran cintura o sobrepeso, si la razón es mayor a 49 pero menor que 54 y, finalmente, una figura con cintura muy extensa u obesidad, cuando es mayor a 54. Mientras que en los hombres se considera que estos tienen una figura normal si dicha razón es menor de 53; una figura con gran cintura o sobrepeso si dicha razón es mayor o igual a 53, pero menor a 58 y, finalmente, una figura con cintura muy extensa u obesidad si es mayor a 58.

La tabla 1 muestra las Estadísticas Descriptivas de la población analizada cuando se emplea el índice de masa corporal como unidad de análisis, y cuando se utiliza la razón cintura/altura como medida de obesidad. La diferencia en el número de observaciones de ambas muestras se debe a que,

---

<sup>9</sup> El diseño de la muestra indica que las medidas referentes a peso, altura y circunferencia de la cintura fue tomado por personal especializado, por lo que deberían tener un margen mínimo de error, ya que no son datos que la persona responde. En el caso de las mujeres embarazadas, no se les midió su circunferencia por lo que no se consideran en la muestra.

<sup>10</sup> López, Montesinos, Velázquez y González (2003), en su artículo “Short stature is related to high body fat composition despite body mass index in a Mexican population”, indican que en México la obesidad se debe considerar cuando la persona presente un índice mayor a 25, debido a la altura promedio de la población.

aunque a todas las personas se les tomaron sus medidas de peso y altura, no todos permitieron medir la circunferencia de su cintura.

Tabla 1  
Estadísticas descriptivas de la base de datos

Variable	Índice de masa corporal				Razón cintura/altura			
	Hombres N= 2,069		Mujeres N= 1,235		Hombres N= 2,028		Mujeres N= 1,197	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Ln salario por hora	4.44	0.81	4.47	0.88	4.44	0.81	4.48	0.88
Salario	4,813	5,570	4,315	4,705	4,789	5,497	4,310	4,664
Horas semanales	46.05	16.33	39.90	15.82	46.29	16.02	40.07	15.70
Peso								
Normal	0.35	0.48	0.40	0.49	0.42	0.49	0.23	0.42
Sobrepeso	0.45	0.50	0.36	0.48	0.27	0.44	0.24	0.42
Obesidad	0.20	0.40	0.23	0.42	0.30	0.46	0.53	0.49
Experiencia potencial	19.18	13.11	16.83	12.08	19.10	13.04	17.05	12.14
Nivel de escolaridad								
Primaria <sup>I/</sup>	0.30	0.46	0.19	0.39	0.30	0.45	0.19	0.40
Secundaria	0.35	0.48	0.34	0.47	0.35	0.48	0.34	0.47
Preparatoria y normal	0.20	0.40	0.25	0.43	0.20	0.40	0.25	0.43
Profesional y posgrado	0.15	0.35	0.21	0.40	0.15	0.35	0.21	0.40
Casado	0.57	0.49	0.34	0.47	0.57	0.49	0.33	0.47
Tipo de contrato								
Planta	0.47	0.49	0.55	0.50	0.47	0.50	0.55	0.49
Temporal	0.12	0.33	0.12	0.33	0.12	0.33	0.12	0.32
Sin contrato	0.40	0.49	0.31	0.47	0.38	0.49	0.31	0.46
Ocupación								
Profesionistas	0.06	0.23	0.07	0.26	0.06	0.23	0.07	0.26
Trabajadores de la educación	0.04	0.21	0.13	0.33	0.05	0.21	0.13	0.33
Funcionarios y directivos	0.01	0.12	0.00	0.07	0.01	0.12	0.01	0.07
Jefes de departamento de actividades administrativas	0.02	0.15	0.02	0.15	0.02	0.15	0.02	0.16
Trabajadores de apoyo en actividades administrativas	0.14	0.34	0.31	0.46	0.14	0.34	0.31	0.46
Comerciantes	0.07	0.26	0.11	0.31	0.07	0.25	0.11	0.31
Trabajadores industriales	0.36	0.48	0.13	0.34	0.35	0.48	0.13	0.34
Operadores de transporte	0.07	0.24	0.00	0.00	0.06	0.24	0.00	0.00
Servicios personales	0.06	0.22	0.18	0.38	0.05	0.23	0.18	0.38
Trabajadores en servicio de protección y fuerzas armadas	0.05	0.23	0.00	0.07	0.05	0.22	0.01	0.07
Trabajadores Agropecuarios	0.11	0.31	0.02	0.13	0.11	0.31	0.02	0.13

Nota: <sup>I/</sup> incluye a personas sin educación (preescolar ni primaria).

Fuente: elaboración propia con base en la ENNVIIH, 2005.

Los datos indican que en la muestra correspondiente a las medidas de obesidad y sobrepeso basadas en el índice de masa corporal, el 45% de los

hombres presenta sobrepeso, el 35% tiene peso normal y el 20% restante presenta obesidad. En cuanto a la muestra que mide la obesidad, empleando la razón cintura/altura, los datos señalan que el 42% tiene cintura normal, el 30% presenta obesidad o cintura muy extensa y el 27% restante cuenta con sobrepeso. En las mujeres, la muestra que utiliza el índice de masa corporal indica que el 40% tiene peso normal, el 36% presenta sobrepeso y el 23% tiene obesidad; sin embargo, cuando se trata de la muestra de razón cintura/altura, el 53% de las mujeres tiene una cintura muy extensa u obesidad, el 24% tiene sobrepeso y sólo el 23% presenta una cintura normal.

En promedio, los hombres tienen un mayor salario que las mujeres, pero también trabajan más horas; sin embargo, en términos de salario por hora, los hombres ganan 85 pesos por hora, mientras que las mujeres 87 pesos<sup>11</sup>. En cuanto a experiencia, ellos cuentan en promedio con 19 años de experiencia potencial (edad menos años de escolaridad, menos seis); mientras que las mujeres presentan una media de 17 años de experiencia potencial.

Al comparar el nivel de escolaridad de cada muestra, se observa que un mayor porcentaje de las mujeres cuentan con niveles de escolaridad más altos que los hombres. Sin embargo, como se tiene especial interés en conocer la proporción de personas con los diferentes pesos de acuerdo con el nivel de escolaridad de la muestra, se construyó la tabla 2.

Tabla 2  
**Estadísticas descriptivas: peso y nivel educativo. Muestra salario**

Nivel educativo	Índice de masa corporal					
	Hombres			Mujeres		
	Normal	Sobrepeso	Obeso	Normal	Sobrepeso	Obeso
Primaria <sup>1/</sup>	0.333	0.458	0.210	0.284	0.388	0.328
Secundaria	0.385	0.423	0.191	0.400	0.356	0.244
Preparatoria y normal	0.378	0.447	0.174	0.449	0.360	0.190
Profesional y posgrado	0.279	0.494	0.227	0.445	0.371	0.184

Nivel Educativo	Razón cintura/altura					
	Hombres			Mujeres		
	Normal	Sobrepeso	Obeso	Normal	Sobrepeso	Obeso
Primaria <sup>1/</sup>	0.331	0.457	0.213	0.281	0.388	0.331
Secundaria	0.388	0.421	0.191	0.407	0.346	0.247
Preparatoria y Normal	0.380	0.449	0.171	0.449	0.359	0.192
Profesional y Posgrado	0.282	0.498	0.219	0.450	0.365	0.185

Nota: <sup>1/</sup> incluye a personas sin educación (preescolar ni primaria).

Fuente: elaboración propia con base en la ENNVIIH, 2005.

<sup>11</sup> En la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), para el mismo año (cuarto trimestre), se observa que el salario por hora es 84.85 pesos para hombres y 83.92 para mujeres, con las mismas características de la muestra presentada aquí.

Para el caso de la población masculina, los datos indican que la mayor proporción de hombres cuenta con sobrepeso en todos los niveles de escolaridad. Sin embargo, a partir de este análisis descriptivo no es posible observar una relación negativa clara entre el grado de obesidad y el nivel de escolaridad. En el caso de la población femenina, es posible inferir que la mayoría de las mujeres, de nivel secundaria en adelante, están catalogadas con peso normal y que conforme aumenta la escolaridad de estas, la proporción de féminas con obesidad (peso normal) se reduce (aumenta ligeramente).

### 3. Modelos econométricos

Para probar la existencia de diferenciales salariales por obesidad en México, se estima el siguiente modelo, a través de Mínimos cuadrados ordinarios (MCO), tanto para hombres como para mujeres<sup>12</sup>:

$$\ln W_{ic} = \alpha + DSP_{ic} \beta' + DO_{ic} \phi' + A_{ic} \Omega' + X_{ic} \delta' + V_{ic} \theta' + \mu_c + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

donde el subíndice  $i$  se refiere a la persona y el subíndice  $c$ , a la entidad federativa en donde se realizó la entrevista;  $\ln W$  es el logaritmo natural del salario por hora de la persona;  $DSP_{ic}$  es una variable dicotómica igual a 1, si la persona tiene sobrepeso<sup>13</sup>, y cero si la persona tiene peso normal u obesidad;  $DO_{ic}$  es una variable dicotómica igual a 1, si la persona tiene obesidad, y cero si la persona tiene peso normal o sobrepeso. Por su parte,  $A_{ic}$  es un vector de variables dicotómicas que capturan el último nivel de educación<sup>14</sup>,  $X_{ic}$  es un vector que contiene un conjunto de variables personales: experiencia potencial y estado civil<sup>15</sup>;  $V_{ic}$  es un vector compuesto de un conjunto de variables de control que incluyen el tipo de ocupación<sup>16</sup>, tipo de contrato<sup>17</sup>,  $\mu_c$  representa el efecto fijo por entidad<sup>18</sup> y, finalmente,  $\varepsilon_{ic}$

<sup>12</sup> Se estiman dos regresiones, ya que la distribución salarial entre hombres y mujeres es diferente.

<sup>13</sup> El modelo se aplica para las dos medidas de obesidad definidas en la sección anterior

<sup>14</sup> Menor a primaria, secundaria, preparatoria y normal, profesional y posgrado.

<sup>15</sup> El estado civil se clasificó en casado u otro estado civil (unión libre, separado, divorciado, viudo o soltero).

<sup>16</sup> Las ocupaciones se clasificaron en: profesionistas, técnicos y trabajadores del arte; trabajadores de la educación; funcionarios y directivos; jefes de departamento; trabajadores de apoyo en actividades administrativas; trabajadores industriales, artesanos y ayudantes; comerciantes; operadores de transporte; servicios personales; protección y vigilancia; trabajadores agropecuarios.

<sup>17</sup> Contrato escrito por tiempo indefinido (base, planta, plaza de confianza, etc.), contrato escrito por tiempo u obra terminada (temporal) y contrato verbal o de palabra (sin contrato).

es el término de error que se asume tiene media cero y que se distribuye normalmente. La constante representa a las personas con peso normal que tienen un nivel de escolaridad de primaria, no están casados, son trabajadores agropecuarios y además no cuentan con contrato laboral.

Los resultados obtenidos se corregirán por el sesgo de selectividad mediante el método de estimación del modelo de Lee<sup>19</sup> (1976), ya que se cuenta con una muestra de datos censurados, pues no se observa ni el salario de las personas que no tienen empleo en el momento en que responden la encuesta, ni el salario de algunas personas que estando empleadas decidieron por algún motivo no proporcionar su salario. En este caso, la ecuación de regresión está dada por:

$$\ln W_{ic} = \alpha + DSP_{ic} \beta' + DO_{ic} \phi' + A_{ic} \Omega' + X_{ic} \delta' + V_{ic} \theta' + \sigma_{e*} [-f(\psi_{ic})/F(\psi_{ic})] + \mu_c + \eta_{ic} \quad (2)$$

Donde la variable de selectividad  $-f(\psi_{ic})/F(\psi_{ic})$ , es definida como la función de densidad de probabilidad normal ( $f(\psi_{ic})$ ) entre la función de densidad de probabilidad normal acumulada ( $F(\psi_{ic})$ ).

Dicha variable de selectividad es estimada a partir de la siguiente ecuación de participación laboral:

$$\psi_{ic} = \alpha + Z_{ic} \gamma' + Obeso_{ic} \Omega' + X_{ic} \mu' \quad (3)$$

Donde  $\psi_{ic}$  toma el valor de 0 si la persona no trabaja, 1 si el individuo trabaja pero no reporta salario y 2 si el individuo trabaja y reporta salario;  $Z_{ic}$  es la variable instrumental definida como el número de personas en la vivienda mayores de 18 años que tienen un empleo, entre el total de los miembros que habitan en el hogar<sup>20</sup>. El resto de las variables se definieron en la ecuación anterior. En teoría, se esperaría que cuando hay más personas que trabajan en el hogar, existan menos incentivos a trabajar por parte de las personas sin

---

<sup>18</sup> La ENVVIH incluye a Baja California, Coahuila, Chiapas, Distrito Federal, Durango, Guanajuato, Jalisco, Estado de México, Michoacán, Morelos, Nuevo León, Oaxaca, Puebla, Sinaloa, Sonora, Veracruz, Yucatán.

<sup>19</sup> En el caso de los hombres también se tiene respuesta censurada debido a la no respuesta.

<sup>20</sup> Incluye a padre, madre, esposa, hijos, abuelos, tíos, primos, sobrinos, cuñados, concuños, entre otros. (sin incluir a la persona entrevistada).

empleo, por lo que el signo se esperaría que fuera negativo<sup>21</sup>. En el caso de las personas que no reportan salario, no es tan evidente el signo que dicho instrumento debería tomar.

Para probar si las diferencias salariales entre los grupos analizados varían de acuerdo con el nivel educativo, se estimó el siguiente Modelo de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con interacciones por nivel de escolaridad, para hombres y para mujeres:

$$\ln W_{ic} = \Sigma(\text{Peso}_{ic} * A_{ic}) \tau' + X_{ic} \delta' + V_{ic} \theta' + \mu_c + \varepsilon_{ic} \quad (4)$$

Donde  $\text{Peso}_{ic} * A_{ic}$  es un vector de variables dicotómicas provenientes de multiplicar cada nivel de escolaridad por la variable de cada uno de los tres niveles de peso (normal, sobrepeso y obesidad);  $X_{ic}$  es un vector que contiene un conjunto de variables personales: experiencia potencial y estado civil;  $V_{ic}$  es otro vector compuesto por un conjunto de variables de control: tipo de ocupación, tipo de contrato;  $\mu_c$  es el efecto fijo por entidad y, finalmente,  $\varepsilon_{ic}$  es el término de error que se asume posee media cero y se distribuye normalmente<sup>22</sup>.

Los resultados obtenidos también se corrigen por el sesgo de selectividad, por lo que se estima el siguiente modelo:

$$\ln W_{ic} = \alpha + \Sigma(\text{Peso}_{ic} * A_{ic}) \psi' + X_{ic} \delta' + V_{ic} \theta' + \sigma_e * [-f(\psi_{ic})/F(\psi_{ic})] + \eta_c + \eta_{ic} \quad (5)$$

donde la variable de selectividad, es:  $[-f(\psi_{ic})/F(\psi_{ic})]$ . El resto de las variables están definidas en la ecuación anterior<sup>23</sup>.

<sup>21</sup> Tomando como base el artículo de Mulligan y Rubinstein (2004), que utiliza la educación y la experiencia del cónyuge y el número de hijos menores a 6 años como variable instrumental del salario de reserva de las mujeres casadas -para el presente trabajo- se consideró a la variable número de personas que viven en el hogar que son mayores de 18 años y que trabajan, entre el total de los miembros que viven en el hogar como variable instrumental del salario de reserva de la persona. Adicionalmente, se consideraron otros instrumentos, como: el número de personas mayores de 18 años, si el hogar poseía activos como terrenos o casa, y la cantidad en pesos de todos los activos que poseía el hogar; sin embargo, no fueron significativas.

<sup>22</sup> Dado que se incluyeron todas las iteraciones de peso con escolaridad, se omitió la constante de esta ecuación.

<sup>23</sup> Una complicación adicional que podría presentarse en la ecuación salarial es que las personas podrían autoseleccionarse para trabajar en ciertas ocupaciones, de acuerdo con su peso o grado de obesidad. Sicilian y Grossberg (2014) emplean algunas técnicas para

Posteriormente, se procede a realizar pruebas para verificar si los coeficientes de las interacciones son iguales para los diferentes grupos dentro de cada nivel de escolaridad. Por ejemplo, se procederá a probar si los hombres de peso normal con educación preparatoria tienen el mismo coeficiente que los hombres con obesidad (y posteriormente, con sobrepeso), dentro del mismo nivel educativo. Este mismo ejercicio se realizará para los otros tres niveles educativos.

Los modelos anteriores son aplicados a toda la población en edad de trabajar (14-64 años); sin embargo, con los datos de la encuesta no podemos saber el peso de las personas en el momento de conseguir empleo, lo que podría significar un sesgo en las estimaciones, ya que puede ocurrir que las personas hayan ganado peso, con el tiempo, después de adquirir su trabajo y obtener ascensos que les permiten obtener mayores salarios, y podría ser debido a esto, que no observamos discriminación o diferencias salariales entre los grupos analizados. Con la finalidad de tomar en cuenta este problema, se decidió estimar nuevamente las regresiones (4) y (5), pero únicamente para la población de entre 14 y 24 años. La idea es que este segmento de la población está posiblemente en su primer empleo y que no ha pasado tanto tiempo como para incrementar significativamente el peso, después de haber sido empleado<sup>24</sup>.

Finalmente, para analizar si la obesidad es un factor que influye en la probabilidad de tener empleo y reportar salario, se estimó la siguiente regresión mediante un Modelo Logit, para toda la población objetivo (14 a 64 años), y para la que se considera que está en su primer empleo (14 a 24 años):

$$Y_{ic} = \alpha' + DSP_{ic} \beta' + DO_{ic} \phi' + X_{ic} \delta' + \mu_c + \varepsilon_{ic} \quad (6)$$

donde el subíndice *i* se refiere a la persona y el subíndice *c* es la entidad,  $Y_{ic}$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la persona tiene empleo<sup>25</sup>, cero si está desempleado<sup>26</sup>.  $DSP_{ic}$  es una variable dicotómica igual

---

corregir específicamente este problema. Sin embargo, en nuestra investigación, las ocupaciones son empleadas únicamente como controles, y se deja para futuras investigaciones analizar este posible problema de selectividad.

<sup>24</sup> Sería deseable diseñar el rango de edad de acuerdo con el nivel educativo, ya que alguien con educación universitaria solamente podría contar con dos años de experiencia a la edad de 24 años, mientras que alguien con educación preparatoria podría tener hasta siete años de experiencia, y es más probable que ya no se encuentre en su primer empleo. Sin embargo, el número de observaciones disponible no permite realizar dicha segmentación para estimar los modelos econométricos. No obstante, creemos que si bien esta medida no elimina por completo el posible sesgo, sí podría corregir buena parte del mismo.

<sup>25</sup> Incluye a personas que dijeron estar trabajando, ya sea que reportaron o no su salario.

a 1, si la persona tiene sobrepeso y cero, si la persona tiene peso normal u obesidad,  $DO_{ic}$  es una variable dicotómica igual a 1, si la persona tiene obesidad, y cero si la persona tiene peso normal o sobrepeso;  $X_{ic}$  es un conjunto de variables personales: experiencia potencial, estado civil, último nivel de escolaridad aprobado, si cuenta además con una carrera técnica,  $\mu_c$  es el efecto fijo por entidad y  $\varepsilon_{ic}$  es el término de error, el cual se asume sigue una distribución log normal<sup>27</sup>.

#### 4. Resultados

Con fines de comparabilidad, la tabla 3 muestra los resultados estimados a través de MCO y los resultados corregidos mediante el método de corrección de Lee, cuando se emplea la primera definición de obesidad. Las estimaciones correspondientes a la definición que involucra la circunferencia de la cintura se presentan en la tabla 4.

Los resultados de MCO indican que, aparentemente, los hombres con sobrepeso y con obesidad perciben salarios mayores (10% y 7% respectivamente) que los hombres con peso normal. Cuando se corrige por autoselección, ni la variable obeso ni la que indica sobrepeso resultan ser estadísticamente significativas, por lo que se concluye que no hay discriminación salarial (ni a favor ni en contra) por sobrepeso u obesidad.

La variable instrumental en la ecuación de selección de las personas que no tienen empleo es significativa tanto para la ecuación de selectividad por no tener trabajo, como para la ecuación de selectividad que toma en cuenta el salario no reportado. Observe que el signo del instrumento en los dos tipos de selectividad se contraponen.

En el caso de los hombres la variable de selectividad, descrita antes como  $-f(\psi_{ic})/F(\psi_{ic})$ , indica que existe autoselección negativa. De aquí que, los coeficientes de las variables que miden la obesidad y sobrepeso se reducen, una vez que se consideran los dos tipos de selectividad mencionados<sup>28</sup>.

---

<sup>26</sup> Se refiere a las personas que están buscando empleo (Población desocupada).

<sup>27</sup> También se tomaron en cuenta variables, como: si el último grado de escolaridad lo cursó en escuela pública, privada o abierta; si reprobó algún año escolar; si pertenece a algún grupo indígena; si obtuvo el título que lo acredita como graduado de ese nivel pero no salieron significativas para el modelo descrito.

<sup>28</sup> Deben existir algunos elementos no observados que están positivamente correlacionados con el grado de obesidad masculina y los salarios, lo que genera una sobreestimación cuando se emplea MCO.

Tabla 3  
**Resultados de MCO y corregidos por el sesgo de selección**  
**Muestra: población 14-64 con índice de masa corporal**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Constante	3.7129 *	4.3931 *	4.0919 *	3.2023 *
Peso				
Sobrepeso	0.1061 *	0.0045	0.0315	0.0986 **
Obesidad	0.0765 **	-0.0221	0.0543	0.0769
Experiencia potencial	0.0060 *	0.0030	0.0099 *	0.0175 *
Nivel de escolaridad				
Secundaria	0.1482 *	0.1329 *	0.2959 *	0.5547 *
Preparatoria y normal	0.3068 *	0.4631 *	0.4817 *	0.8045 *
Profesional y posgrado	0.6018 *	0.7305 *	0.8319 *	1.3931 *
Casado	0.1164 *	-0.1668	0.1575 *	-0.1131
Tipo de contrato				
Planta	0.1789 *	0.2047 *	0.1635 *	0.1770 *
Temporal	0.1937 *	0.2258 *	-0.0322	-0.0274
Variable de selectividad		0.8148 *		-0.6022 *
R <sup>2</sup>	28.75%	27.91%	38.43%	38.43%
Número de observaciones	2,069	2,069	1,235	1,235
Variable instrumental: mayor de 18 años con empleo/ miembros de la vivienda <sup>a/</sup>				
Personas que no tienen empleo		0.9742 *		0.8344 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-1.0744 *		-0.3424
Número de observaciones		4,567		7,452

Nota: todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad, están disponibles para el interesado. <sup>a/</sup> La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

En las dos últimas columnas se presentan los resultados correspondientes al género femenino. La regresión de MCO indica que aparentemente no hay discriminación salarial por grado de obesidad. Una vez que se corrige por el sesgo de selectividad, la variable sobrepeso es significativa y positiva, indicando que las mujeres con sobrepeso ganan 9.86% más que las mujeres con peso normal; sin embargo, no se encontraron diferencias entre las mujeres obesas y el grupo base. La variable de selectividad indica que en este caso existe autoselección positiva, note el incremento en el coeficiente en cuestión en relación al mismo coeficiente, pero estimado a través de MCO;

en este caso, la selectividad funciona en el sentido opuesto que en el de la población masculina.

En cuanto al nivel de escolaridad, los resultados son significativos, indicando que una persona con un mayor nivel de escolaridad gana en promedio más que alguien con primaria, y el coeficiente se incrementa conforme aumenta la escolaridad, tanto para hombres como para mujeres.

Adicionalmente, los resultados indican que los hombres que cuentan con contrato temporal (o por tiempo definido) y los que tienen contrato de base (o contrato indefinido), ganan en promedio un mayor salario (20% y 22% respectivamente), comparado con los hombres que no tienen contrato. En el caso de las mujeres, cuando éstas cuentan con un contrato temporal ganan en promedio 18% más con respecto a las que no tienen contrato.

En la tabla 4, se presentan los resultados análogos empleando la muestra que emplea la razón cintura/altura para medir el grado de obesidad.

Cuando se toma en cuenta la obesidad como medida de aspecto físico, en específico si la persona presenta “panza o lonja”, los resultados de MCO muestran que sólo para los hombres con obesidad la variable es significativa y nuevamente positiva, indicando que alguien con obesidad gana 6.77% más que alguien con peso adecuado o normal. Sin embargo, al corregir por el sesgo de selectividad (tanto por participación laboral como por reporte de salario), el diferencial salarial desaparece y se observa que la selectividad opera en el mismo sentido que en la muestra anterior. En el caso de las mujeres, en ninguna de las dos regresiones hay evidencia de discriminación o de la existencia de un diferencial salarial; sin embargo, se vuelve a presentar la autoselección positiva, corroborando también los resultados de la tabla 3.

Note que al igual que en la muestra anterior, en donde se emplea el índice de masa corporal para definir sobrepeso y obesidad, los niveles de escolaridad son positivos y significativos para explicar los salarios, además de que los coeficientes se van incrementando a medida que la persona cuenta con un mayor nivel de escolaridad.

Al considerar el nivel de escolaridad aunado a cuestiones relacionadas con el peso, un gran número de estudios económicos han establecido que la escolaridad está asociada con mejores resultados en cuestiones de salud (Kenkel, 1991; Nayga, 2000). Específicamente, Rangel (2005) muestra que la educación es un determinante importante del grado de obesidad de las personas (y la relación encontrada es negativa). Por lo que se esperaría que las personas con un mayor grado de escolaridad sean menos propensas a ser

obesas que los que tienen un menor nivel, esto al estar más conscientes o informados de los efectos negativos de la obesidad sobre la salud.

Tabla 4  
**Resultados de MCO y corregidos por el sesgo de selección**  
**Muestra: población 14-64 con razón cintura/altura**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Constante	3.7332 *	4.3943 *	4.0628 *	3.1989 *
Peso				
Sobrepeso	0.0636	-0.0332	0.0182	0.0365
Obesidad	0.0677 **	-0.0053	0.0484	0.0240
Experiencia potencial	0.0064 *	0.0035 **	0.0093 *	0.0178 *
Nivel de escolaridad				
Secundaria	0.1484 *	0.1379 *	0.3187 *	0.5877 *
Preparatoria y normal	0.3263 *	0.4810 *	0.4963 *	0.8125 *
Profesional y posgrado	0.6231 *	0.7508 *	0.8618 *	1.4149 *
Casado	0.1166 *	-0.1691 *	0.1738 *	-0.0977
Tipo de contrato				
Planta	0.1824 *	0.2052 *	0.1739 *	0.1869 *
Temporal	0.2005 *	0.2304 *	-0.0143	-0.0082
Variable de selectividad		0.8008 *		-0.6037 *
R <sup>2</sup>	29.31%	28.46%	38.57%	38.59%
Número de observaciones	2,028	2,028	1,197	1,197
Variable instrumental: mayor de 18 años con empleo/ miembros de la vivienda a/				
Personas que no tienen empleo		0.9569 *		0.8150 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-1.0998 *		-0.3769
Número de observaciones		4,494		7,065

Nota: todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad, están disponibles para el interesado. <sup>a/</sup> La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

Con la finalidad de observar si los diferenciales salariales varían según el nivel de escolaridad, se incorporará la interacción de peso con los niveles de escolaridad (ecuación 4). Los resultados de este ejercicio se muestran en las tablas 5 y 6.

Tabla 5  
**Resultados de MCO con interacción de escolaridad y  
 corregidos por el sesgo de selección**  
**Muestra: población 14-64 con índice de masa corporal**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Interacciones: peso*nivel de escolaridad				
Normal*primaria y menos	3.8348 *	4.4192 *	4.2620	3.1950 *
Normal*secundaria	3.9317 *	4.4857 *	4.6574 *	3.8415 *
Normal*preparatoria y normal	4.0800 *	4.8175 **	4.6221 *	3.8594 *
Normal*profesional y posgrado	4.4671 *	5.1241	5.0812 *	4.5637 **
Sobrepeso*primaria y menos	3.8447 *	4.3588 *	4.2335 *	3.2345 *
Sobrepeso*secundaria	4.0461 *	4.5128 *	4.5026 *	3.7559 *
Sobrepeso*preparatoria y normal	4.2959 *	4.8793	4.9292 *	4.2406 *
Sobrepeso*profesional y posgrado	4.6126 *	5.1339	5.1231 *	4.6585
Obeso*primaria y menos	3.8404 *	4.3511 *	4.3038 *	3.2561 *
Obeso*secundaria	4.0862 *	4.5584 *	4.5258 *	3.7412 *
Obeso*preparatoria y normal	4.1952 *	4.7684 *	4.8155 *	4.0841 *
Obeso*profesional y posgrado	4.5091 *	5.0233 *	5.2809 *	4.7877 *
Experiencia potencial	0.0072 *	0.0031	0.0103 *	0.0179 *
Casado	0.1156 *	-0.1617 **	0.1524 *	-0.1283
Tipo de contrato				
Planta	0.2097 *	0.2028 *	0.1714 *	0.1718 *
Temporal	0.2300 *	0.2257 *	-0.0187 *	-0.0227
Variable de selectividad		0.7965 *		-0.6215 *
R <sup>2</sup>	26.21%	28.07%	39.12%	39.42%
Número de observaciones	2,069	2,069	1,235	1,235
Variable instrumental: mayor de 18 años con empleo/miembros de la vivienda <sup>av</sup>				
Personas que no tienen empleo		0.9742 *		0.8344 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-1.0744 *		-0.3424
Número de observaciones		4,567		7,452

Nota: todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad, están disponibles para el interesado. <sup>av</sup> La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

Los resultados del modelo corregido por selectividad muestran (tanto para hombres como para mujeres) que todos los coeficientes de las interacciones entre los distintos niveles de peso y escolaridad son estadísticamente significativos. Así mismo, y conforme a lo esperado, es posible observar dentro de cada nivel de peso (peso normal, sobrepeso y obesidad) que dichos coeficientes se incrementan conforme lo hace la escolaridad.

Con la finalidad de probar la existencia de diferenciales salariales, se realizaron pruebas dentro de cada nivel de escolaridad, para determinar si los coeficientes de las interacciones eran estadísticamente distintos. Por ejemplo, se probó si el coeficiente de la interacción entre peso normal y primaria era igual al de la interacción entre primaria y obesidad, y si el de la interacción entre peso normal y primaria era igual al de la interacción entre primaria y sobrepeso.

Si bien es posible observar algunas pequeñas diferencias entre los coeficientes estimados, los resultados de las pruebas de igualdad de los coeficientes indican que, para el caso de los hombres, no existen diferencias entre ellos, para ninguno de los diferentes niveles de escolaridad. Para la población femenina, se encontraron diferencias estadísticamente significativas solamente en dos casos: entre las mujeres con peso normal y con sobrepeso en el nivel educativo de preparatoria y educación normal, y entre las mujeres con peso normal y con obesidad en el mismo nivel educativo, en ambos casos las diferencias son en contra de las mujeres con peso normal (la primera de ellas es 9.8% mayor y significativa al 1% de confianza para las mujeres con sobrepeso, mientras que la segunda es 5.8 mayor, con un nivel de significancia del 10% para las mujeres con obesidad).

Por su parte, los resultados empleando la prueba de razón cintura/altura como medida del grado de obesidad (tabla 6), indican que, una vez que se realizan las pruebas de diferencias en los coeficientes, no existen diferenciales salariales estadísticamente significativos dentro de cada nivel educativo para la población masculina. En el caso de las mujeres, las pruebas de diferencias en los coeficientes, señalan que solo existen diferencias entre las mujeres con peso normal y las de sobrepeso en el nivel de primaria (con un salario 10% mayor para las mujeres con sobrepeso), y entre las mujeres con peso normal y las que presentan obesidad para el nivel educativo de secundaria (en este caso, las mujeres con peso normal contaban con un salario 4.3% mayor con respecto a las que presentaban obesidad). En ambos casos, las pruebas de diferencia de medias son significativas únicamente al 10% de confianza.

Tabla 6  
**Resultados de MCO con interacción de escolaridad y  
 corregidos por el sesgo de selección**  
**Muestra: población 14-64 con razón cintura/altura**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Interacciones: peso*nivel de escolaridad				
Normal*primaria y menos	3.8519 *	4.4534 *	4.0795 *	3.1397 **
Normal*secundaria	3.9465 *	4.5121 *	4.6630 *	3.9536 *
Normal*preparatoria y normal	4.1719 *	4.9074 *	4.6567 *	3.9877 *
Normal*profesional y posgrado	4.5113 *	5.1687	5.0329 *	4.5787 *
Sobrepeso*primaria y menos	3.8512 *	4.3582 *	4.3864 *	3.4592 *
Sobrepeso*secundaria	4.0507 *	4.5369 *	4.5575 *	3.8788 *
Sobrepeso*preparatoria y normal	4.2504 *	4.8460 *	4.6626 *	4.0145 *
Sobrepeso*profesional y posgrado	4.6073 *	5.1335	5.0943 *	4.6519 *
Obeso*primaria y menos	3.8324 *	4.3844 *	4.2193 *	3.2598
Obeso*secundaria	4.0826 *	4.5842 *	4.5028 *	3.7838 *
Obeso*preparatoria y normal	4.2719 *	4.8787 *	4.8474 *	4.1590 *
Obeso*profesional y posgrado	4.5995 *	5.1401 *	5.2033 *	4.7291 *
Experiencia potencial	0.0076 *	0.0034 **	0.0101 *	0.0176 *
Casado	0.1152 *	-0.1781 *	0.1744 *	-0.0803
Tipo de contrato				
Planta	0.2146 *	0.2051 *	0.1745 *	0.1753 *
Temporal	0.2383 *	0.2324 *	-0.0051	-0.0081
Variable de selectividad		0.8208 *		-0.5624 *
R <sup>2</sup>	28.07%	28.57%	39.05%	39.28%
Número de observaciones	2,028	2,028	1,197	1,197
Variable instrumental: mayor de 18 años con empleo/ miembros de la vivienda <sup>a/</sup>				
Personas que no tienen empleo		0.9569 *		0.8150 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-1.0998 *		-0.3769
Número de observaciones		4,494		7,065

Nota: todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad. Están disponibles para el interesado. <sup>a/</sup> La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

Para tomar en cuenta que con los datos de la encuesta no es posible conocer el peso de las personas en el momento de conseguir empleo, se estimó el mismo modelo con interacciones, para ambas medidas del grado de obesidad, pero considerando únicamente a la población de entre 14 y 24 años, bajo la idea de que ellos pudieran estar en su primer empleo<sup>29</sup>. Las estimaciones MCO son similares a las presentadas en las dos tablas anteriores. Sin embargo, el número de observaciones tanto para hombres como para mujeres es limitado y ninguno de los coeficientes de las variables interactuadas resultó estadísticamente significativo, una vez que se corrigió por el método de selectividad de Lee (1976)<sup>30</sup>, por lo que no fue posible hacer las comparaciones correspondientes para determinar la posible existencia de diferencias salariales entre los tres grupos. Los resultados de dicho ejercicio se presentan en el apéndice, en las tablas A1 y A2.

*Probabilidad de tener empleo*

Para analizar si la obesidad es un factor que influye en la probabilidad de tener empleo se estimó la ecuación 6. Los resultados se presentan en la tabla 7:

Tabla 7  
**Probabilidad de tener empleo y reportar salario (Odd Ratios)**  
**Población 14-64 años**

Variable	Hombres		Mujeres	
	IMC	Cint/Alt	IMC	Cint/Alt
Peso				
Sobrepeso	1.5043 *	1.2629	1.4785 **	0.9833
Obesidad	1.2018	1.1416	1.2673	0.9947
Experiencia potencial	1.0164 *	1.0164 *	1.0870 *	1.0936 *
Carrera técnica	2.0340 *	1.9997 *	1.5878	1.5533 *
Nivel de escolaridad				
Secundaria	1.2030	1.1556	2.1946 *	2.1951 *
Preparatoria y normal	1.1802	1.1724	3.3800 *	3.1378 *
Profesional y posgrado	1.6530 **	1.6334 **	7.1865 *	7.5228 *
Casado	3.1409 *	3.3411 *	1.8212 *	1.7959 *
R <sup>2</sup>	8.85%	8.61%	16.68%	16.57%
Número de observaciones	3,835	3,775	2,003	1,936

Nota: la regresión controló por efectos fijos por Entidad. Los resultados están disponibles para el interesado. \* Significativo al 95%. \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

<sup>29</sup> Vale la pena mencionar que los resultados, que consideran el grupo poblacional de 14 a 24 años, podrían no ser representativos de la población en general, ya que se refieren a un grupo específico de esta. Así mismo, debe considerarse que el tamaño de esta submuestra poblacional podría estar afectando la significancia de los coeficientes.

<sup>30</sup> Los errores estándar en el modelo de selectividad son estimados a través del método de “bootstrap.”

Se puede observar que cuando se toma como medida de obesidad el índice de masa corporal, los resultados muestran que los hombres con sobrepeso tienen 50% más probabilidad de estar empleados que las personas con peso normal, mientras que no existen diferencias significativas en la propensión a estar empleado entre obesos y normopesos. Por otro lado, cuando se toma como medida del grado de obesidad a la razón de cintura/altura, no se encuentran diferencias estadísticamente significativas entre ninguno de los grupos analizados.

Los resultados indican que los hombres que cuentan con una carrera técnica adicional a sus estudios tienen el doble de probabilidad de encontrar empleo con respecto a los que no tienen dicho estudio. También se encontró que los hombres casados tienen una probabilidad considerablemente mayor de encontrar empleo, independientemente de la muestra analizada.

Por su parte, las mujeres con sobrepeso son 48% más proclives a estar empleadas con respecto a las mujeres con peso normal, mientras que no se registran diferencias estadísticamente significativas entre el grupo de mujeres obesas y el grupo base (peso normal).

Adicionalmente, se encuentra que en las muestras correspondientes a las dos medidas, esta probabilidad se incrementa conforme se tiene un mayor nivel de escolaridad.

La tabla 8 presenta los resultados análogos del ejercicio anterior, cuando tomamos en cuenta sólo a la población en edad de tener su primer empleo (14-24 años).

Cuando se toma en cuenta a la muestra de personas que están en edad de conseguir su primer empleo, los resultados indican que no existen diferencias estadísticamente significativas (tanto para hombres como para mujeres) entre los tres grupos analizados.

Se encuentra tanto para el caso de los hombres como el de las mujeres, que a medida que la persona cuenta con un mayor nivel de escolaridad, la probabilidad de tener un empleo se incrementa. Así mismo, se observa que la propensión a estar empleado es mucho mayor para los casados que para los solteros.

Tabla 8  
**Probabilidad de tener empleo y reportar salario (Odd Ratios)**  
**Población 14-24 años**

Variable	Hombres		Mujeres	
	IMC	Cint/Alt	IMC	Cint/Alt
Obeso				
Sobrepeso	1.3066	1.1602	1.2393	1.1752
Obesidad	0.9565	0.7534	1.2629	0.8660
Experiencia potencial	1.1704 *	1.1753 *	1.1277 *	1.1286 *
Carrera técnica	2.2875 *	2.1882 *	1.3231	1.3340
Nivel de escolaridad				
Secundaria	1.5442 **	1.5210	2.3015 *	2.0923 *
Preparatoria y normal	2.1114 *	2.1978 *	3.7650 *	3.0533 *
Profesional	2.7532 *	2.8334 *	7.2989 *	6.9346 *
Casado	2.7970 *	3.0884 *	4.7200 *	4.3287 *
R <sup>2</sup>	7.55%	7.61%	10.24%	10.37%
Número de observaciones	1,222	1,202	672	643

Nota: La regresión controló por efectos fijos por Entidad. Los resultados están disponibles para el interesado. \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

## Conclusiones

Los resultados indican que cuando se emplea el índice de masa corporal para medir el grado de obesidad y una vez que se corrige por el sesgo de selectividad, en los hombres no se encuentra evidencia de diferencias salariales o de discriminación entre personas con peso normal, con sobrepeso y con obesidad. Por su parte, la población femenina presentó diferencias salariales solamente en un grupo focalizado. En específico, se observó un diferencial salarial a favor de las mujeres con sobrepeso y obesidad con respecto a las que cuentan con peso normal, para el grupo de mujeres que cuentan con educación preparatoria y normal como su máximo grado de estudios.

Cuando se toma en cuenta al sobrepeso y la obesidad, como medida de atractivo físico mediante la razón cintura/altura, se encuentra que no hay discriminación salarial (ni a favor ni en contra) para la población masculina. En el caso de las mujeres, los resultados indican que existen diferenciales salariales a favor de las mujeres con sobrepeso, entre aquellas que cuentan con primaria como nivel máximo educativo, también se identificó que las mujeres con obesidad perciben mayores salarios que las que cuentan con peso normal en el nivel educativo de secundaria.

En cuanto a la probabilidad de encontrar empleo, los resultados muestran que la condición de obesidad medida por la apariencia física de las personas no es un determinante para encontrar empleo, mientras que cuando se toma en cuenta la obesidad medida por el índice de masa corporal, se observa que las personas con obesidad tienen mayor probabilidad de encontrar empleo tanto para hombres como para mujeres. Sin embargo, cuando se considera a las personas en edad de encontrar empleo por primera vez, no se encuentran diferencias en la probabilidad de encontrar empleo entre ninguno de los grupos analizados.

En suma, no existe evidencia que indique que a las personas con sobrepeso u obesidad se les discrimine en el mercado laboral mexicano (y si existe un diferencial este actuaría a favor de ellas). Posiblemente esto se deba a que las personas con esta condición son mayoría y probablemente no son un grupo vulnerable.

Dado que los incentivos en el mercado laboral y los hábitos de alimentación y ejercicio van evolucionando en el tiempo, consideramos que es recomendable actualizar las estimaciones empleando datos más recientes. Sin embargo, dicha tarea se dejara para futuras investigaciones. Así mismo, en la presente investigación se emplearon controles por ocupación, sin embargo el objetivo de alguna investigación futura podría ser el análisis de los posibles diferenciales en salarios entre obesos, personas con sobrepeso y normpesos para las distintas ocupaciones.

Finalmente, a pesar de que la presente investigación hace un esfuerzo importante por controlar distintos sesgos de selectividad (de participación laboral, de no reporte salarial, educativa y de primer empleo), no considera la posible endogeneidad entre los salarios y el grado de obesidad, lo que podría ser una limitante de la investigación si se desean identificar relaciones causales. En consecuencia, esta podría ser una futura línea de investigación sobre el tema, para el caso mexicano.

Apéndice

Tabla A1  
**Resultados de MCO con interacción de escolaridad y corregidos por el sesgo de selección. Muestra: población 14-24 con índice de masa corporal**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Interacciones: peso*nivel de escolaridad				
Normal*primaria y menos	3.8436 *	3.9519	4.3661 *	3.6430 *
Normal*secundaria	3.7637 *	3.8510	4.7039 *	4.1387
Normal*preparatoria y normal	3.9854 *	4.0803	4.6419 *	4.0956
Normal*profesional y posgrado	4.1426 *	4.2384	4.9161 *	4.5228
Sobrepeso*primaria y menos	3.8563 *	3.9585	4.5403 *	3.8224
Sobrepeso*secundaria	4.0781 *	4.1609	4.6503 *	4.1026
Sobrepeso*preparatoria y normal	4.0848 *	4.1702	5.1183 *	4.5968
Sobrepeso*profesional y posgrado	4.2668 *	4.3555	4.8873 *	4.5138
Obeso*primaria y menos	3.9584 *	4.0526	5.3981 *	4.5874
Obeso*secundaria	4.0523 *	4.1313	4.2878 *	3.6546 **
Obeso*preparatoria y normal	3.8001 *	3.8807	4.4284 *	3.8346
Obeso*profesional y posgrado	4.1326 *		4.5012 *	3.9880
Experiencia potencial	0.0115	0.0040	-0.0039	0.0245
Casado	0.2416 *	0.2122 *	0.2533 **	0.0737
Tipo de contrato				
Planta	0.1144	0.1145	0.0314	0.0359
Temporal	0.0848	0.0841	-0.0924	-0.0936
Variable de selectividad		0.078		-0.3519
R <sup>2</sup>	13.77%	13.80%	29.36%	29.48%
Número de observaciones	527	527	347	347
Variable instrumental:				
mayor de 18 años con empleo/ miembros de la vivienda a/				
Personas que no tienen empleo		1.9851 *		0.9787 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-0.8253 *		-2.1657 *
Número de observaciones		1,871		2,603

Nota: \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%. a/ La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. Todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad. Están disponibles para el interesado.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

Tabla A2

**Resultados de MCO con interacción de escolaridad y corregidos por el sesgo de selección. Muestra: población 14-24 con razón cintura/altura**

Variable	Hombres		Mujeres	
	MCO	Corregidos	MCO	Corregidos
Interacciones: peso*nivel de escolaridad				
Normal*primaria y menos	3.8322 *	3.9627	4.1858 *	3.9979
Normal*secundaria	3.8192 *	3.9227	4.6552 *	4.5088
Normal*preparatoria y normal	4.0448 *	4.1544	4.6272 *	4.4844
Normal*profesional y posgrado	4.2119 *	4.3228	4.8235 *	4.7247
Sobrepeso*primaria y menos	4.0420 *	4.1653	4.3224 *	4.1300
Sobrepeso*secundaria	4.0396 *	4.1408	4.4713 *	4.3247
Sobrepeso*preparatoria y normal	4.0256 *	4.1285	4.6047 *	4.4613
Sobrepeso*profesional y posgrado	4.0811 *	4.1748	4.8707 *	4.7651
Obeso*primaria y menos	3.9268 *	4.0446	4.5438 *	4.3386
Obeso*secundaria	4.0748 *	4.1671	4.5131 *	4.3563
Obeso*preparatoria y normal	3.9371 *	4.0329	4.7720 *	4.6164
Obeso*profesional y posgrado	4.2990 *		4.7662 *	4.6533
Experiencia potencial	0.0148	0.0055	-0.0002	0.0079
Casado	0.2580 *	0.2237 *	0.3593 *	0.3057
Tipo de contrato				
Planta	0.1055	0.1058	0.0692	0.0702
Temporal	0.0843	0.0829	-0.0961	-0.0963
Variable de selectividad		0.0921		-0.0944
R <sup>2</sup>	13.15%	13.19%	25.93%	25.94%
Número de observaciones	515	515		333
Variable instrumental:				
mayor de 18 años con empleo/ miembros de la vivienda a/				
Personas que no tienen empleo		1.9550 *		0.9235 *
Personas que tienen empleo pero no reportaron salario		-0.8889 *		-2.3465 *
Número de observaciones		1,841		2,406

Nota: \* Significativo al 95%, \*\* Significativo al 90%. a/ La base son las personas que tienen empleo y reportan salario. Todas las regresiones controlaron por tipo de ocupación y efectos fijos por entidad. Están disponibles para el interesado.

Fuente: elaboración propia con base en la ENVIVH, 2005.

## Referencias

- Cawley, J. (2004). "The Impact of Obesity on Wages". *The Journal of Human Resources*, 39(2), 451-474.
- Dávila, A., A. Bohara and R. Saénz (1993). "Accent Penalties and the Earnings of Mexican Americans". *Social Science Quarterly*, 74, 902-916.
- CNN Expansión (2011). *Menos empleo para 'gorditos' y fumadores*. Disponible en: <<http://www.cnnexpansion.com/mi-carrera/2011/10/18/menos-vacantes-para-gorditos-y-fumadores>>.
- ENADIS (2010). *Encuesta Nacional de Discriminación en México 2010*. Consejo Nacional para prevenir la Discriminación.
- ENNVIIH (2005). *Encuesta Nacional sobre los Niveles de Vida de los Hogares 2005*.
- ENSANUT (2012). *Encuesta Nacional de Salud y Nutrición 2012*.
- Hamermesh, D. y J. Biddle (1994). "Beauty and the Labor Market". *The American Economic Review*, 84(5), 1174-1194.
- Han, E., E. Norton and S. Stearns (2009). "Weight and Wages: Fat versus lean paychecks". *Health Economics*, 18, 535-548.
- Kenkel, D. (1991). "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling". *Journal of Political Economy*, 99(2), 287-305.
- Klassen M, C. Jasper, R. Harris. (1993). "The role of physical appearance in managerial decisions". *J Bus Psychol*, 8, 181-98.
- Larkin, J. and H. Pines (1979). "No fat persons need apply". *Sociology of Work and Occupations*, 6(3), 312-327.
- Lee, L. (1976). *Estimation of Limited Dependent Variables by Two Stage Method*. (Unpublished Ph.D. Thesis). Department of Economics, University of Rochester. Chapters 2 and 3.
- López, J., R. Montesinos, C. Velázquez, J. González (2003). "Short Stature Is Related to High Body Fat Composition Despite Body Mass Index in a Mexican Population". *Archives of Medical Research*, 34(2), 137-140.
- Millman, M. (1980). *Such a Pretty Face: Being Fat in America*. New York: Norton.
- Mulligan, C. and Y. Rubinstein (2004). "The Closing of the Gender Gap as a Roy Model Illusion". *National Bureau of Economic Research Working Paper 10892*.

Nayga, R. (2000) "Schooling, Health Knowledge and Obesity". *Applied Economics*, 32, 815-822.

Pagán, J. and A. Dávila (1997). "Obesity, Occupational Attainment and Earnings". *Social Science Quarterly*, 78(3), 756-790.

Rangel, E. (2005). *Do Mexican Americans have a Relative Advantage in Health?*. (Tesis doctoral, The Ohio State University).

Reforma Fiscal 2014.

Ríos, B, G. Rangel, R. Álvarez, A. Castillo, G. Ramírez, J. Pantoja, B. Yáñez, E. Arrieta, K. Ruiz (2008). *Acta Médica Grupo Ángeles*, 6(4).

Rothblum E, C. Miller, B. Garbutt (1988). "Stereotypes of obese female job applicants". *Int J Eating Disord*, 7, 277-83.

Sassi, F. (2012). "La obesidad y la Economía de la prevención". *OECD*.

Sicilian, P, A. J. Grossberg (2014). "Does Supervisor Gender Affect Wages?". *Empirical Economics*. Springer, 46(2), 479-499.

Telles, E. y Murguía, E. (1990). "Phenotypic Discrimination and Income Differences among Mexican Americans". *Social Science Quarterly*, 71, 682-96.

## **Bounded Rationality in a Cournot Duopoly Game**

Mariano Runco\*

Fecha de recepción: 22 XII 2014

Fecha de aceptación: 02 VII 2015

### **Abstract**

This paper analyzes choices and welfare in a Cournot duopoly setting with linear demand using four models of bounded rationality. The models studied in this paper are Level-k, Cognitive Hierarchy, Asymmetric Quantal Response and Noisy Introspection. It is found that in the Level-k model choices, profits and welfare alternate around the Nash Equilibrium levels depending on whether the level is odd or even. In the Cognitive Hierarchy model the choices of the first two types (L-0 and L-1) coincide with the choices in the Level-k model, a L-2 produces a smaller quantity while the quantity of a L-3 is higher or lower depending on the value of a particular parameter in the model. Both in the Asymmetric Quantal Response and Noisy Introspection models we find that choices are spread around the Nash Equilibrium level for all parameter values and thus welfare is below the Nash Equilibrium benchmark. We also use parameter estimates from other well-known experiments to obtain an approximation to empirically plausible welfare levels.

**JEL Classification:** C72; D21.

**Keywords:** Cournot Game; Bounded Rationality; Level-k Model; Asymmetric Quantal Response Equilibrium, Noisy Introspection; Cognitive Hierarchy.

### **Resumen**

Este artículo analiza las elecciones de cantidad y los efectos sobre el bienestar en un modelo de duopolio de Cournot con demanda lineal. Los modelos que se estudian en este trabajo son los de racionalidad acotada Nivel-k, Jerarquía Cognitiva, Respuesta Quantal Asimétrica e Introspección Imprecisa. Se encuentra que en el modelo de Nivel-k las elecciones de cantidad y los niveles de bienestar alternan alrededor del nivel de equilibrio de Nash, dependiendo de si los niveles son pares o impares. En el modelo de Jerarquía Cognitiva, las

---

\* Department of Economics, College of Public Policy and Justice, Auburn University at Montgomery. Address: Senators Dr, Montgomery, AL 36117, USA. Tel.: +1 334-578-0473. Fax: 334-244-3792. Email: mrunco@aum.edu.

elecciones de los primeros dos niveles (Nivel 0 y 1) coinciden con las elecciones del modelo Nivel-k, mientras que los niveles 2 y 3 difieren. Los restantes dos modelos generan elecciones de cantidad alrededor del equilibrio de Nash y, por lo tanto, niveles de bienestar inferiores. Finalmente, se usan estimaciones experimentales de parámetros para obtener aproximaciones a los niveles de bienestar empíricamente válidas.

**Clasificación JEL:** C72; D21.

**Palabras Clave:** juego de Cournot; racionalidad acotada; modelo de nivel-k, equilibrio de respuesta cuantil asimétrico; jerarquía cognitiva, introspección imprecisa.

## Introduction

This paper analyzes a standard Cournot duopoly game with linear demand using several well-known non-equilibrium models of bounded rationality (Level-k, Cognitive Hierarchy, Noisy Introspection and Asymmetric Quantal Response). The motivation for the analysis comes from the fact that equilibrium concepts correctly describe behavior when agents participate in a game repeatedly, thus having time to learn. However, there are many situations where the possibility of learning is indeed quite limited. For example, if the environment where managers operate changes due to variations in cost or demand we should expect convergence to equilibrium to be slow or impossible. Moreover, Cournot competition can be interpreted as a choice of capacity (Kreps and Scheinkman, 1983) followed by price competition, and since the investment in capacity is generally a sunk cost we should expect constraints in the ability of firms to adjust<sup>1</sup>. The four models analyzed here include Nash Equilibrium as a particular case, thus they will always describe behavior better than it. The question of which one describes choices more realistically is an empirical one, which will not be attempted here. Nevertheless, it is interesting to investigate what theoretical results can be derived from these models of bounded rationality and what are their implications.

There are several reasons why subjects may fail to choose the Nash Equilibrium strategies. This concept requires the mutual consistency of actions and beliefs, that is, what one player chooses must be optimal given her beliefs about the choice of the other player. And conversely, what a player thinks the

---

<sup>1</sup> There exists vast evidence showing that experimental subjects, typically undergraduate students, deviate from the Nash Equilibrium prediction in simple Cournot games. See Camerer (2003) and Kagel and Roth (1995) for a comprehensive survey of experimental results.

other will do must be correct given her own action. The Nash strategies are a fixed point where all agents have correct beliefs and no one wishes to deviate. However, the cognitive requirements of this concept are certainly quite high. People in general have problems with higher order reasoning (I think that you think that I think ...), thus complicating the thought process necessary to reach equilibrium. But even if an individual is rational Nash Equilibrium also demands that each player believes her rival is equally rational (or has the same cognitive skills), however, there is considerable evidence showing that most people are overconfident with respect to their relative intelligence. The models analyzed in this paper (Level-k, Cognitive Hierarchy, Noisy Introspection and Asymmetric Quantal Response) describe non-equilibrium concepts in which actions and beliefs are not consistent. More precisely, the former are optimal (or near optimal) given the latter but the converse is not true.

We focus on these non-equilibrium models because we are interested in analyzing the behavior of firms before they have time to learn. Moreover, the Cournot model considered here can be solved by deletion of dominated strategies. This naturally leads to consider solution concepts with different types or levels of reasoning, with higher levels performing more iterations than lower ones. Both the Level-k and Cognitive Hierarchy models have this characteristic, however, they lack sensitivity of actions to payoffs. In order to see how this sensitivity affects choices we also consider Noisy Introspection and Asymmetric Quantal Response, where quantities leading to higher payoffs are chosen with higher probability.

We find that in the Level-k model quantities, profits and welfare oscillate around the Nash Equilibrium depending on the type of firms. In the Cognitive Hierarchy model the actions of the first two types of players (L-0 and L-1) are the same as in the Level-k model. However, for L-2 the quantity is smaller while a L-3 player will choose a smaller or larger quantity depending on the value of the model parameter describing beliefs towards higher order types. In both Asymmetric Quantal Response and Noisy Introspection, for all parameter values, choices are spread around the Nash Equilibrium quantity and expected welfare is below the Nash Equilibrium level.

The aforementioned models have been applied in the last couple of decades to describe choices in experimental settings. For example, just to name a few, Bosch-Domenech, Montalvo, Nagel, and Satorra (2002) and Nagel (1995) used the Level-k model to describe choices in Beauty Contests while Crawford and Iriberry (2007) applied it to the analysis of Auctions. Noisy Introspection was used by Goeree and Holt (2004) to study choices of a set of experiments ranging from several variations of the asymmetric prisoner's dilemma to coordination games. Camerer, Ho, and Chong (2004) introduced the Cognitive Hierarchy concept and estimated a large number of experiments with it.

Gneezy (2005) found that the Cognitive Hierarchy model successfully predicted bids in common value second price auctions. Weizsacker (2003) has shown that Asymmetric Quantal Response describes choices in several one-shot games better than the standard symmetric Quantal Response Equilibrium.

## 2. Models

In this section we will describe the four models of bounded rationality used to analyze the Cournot game. The game is a standard duopoly interaction with linear demand and constant marginal cost where both firms choose quantity simultaneously. Market demand is given by  $P = a - b(q_A + q_B)$  where  $q_i$  is the quantity chosen by firm  $i$  and costs are given by  $C(q_i) = cq_i$ , we assume the standard  $a > b > 0$  and  $a > c$ . Both firms choose quantity simultaneously. As is well-known the unique Nash equilibrium is  $q^* = \frac{a-c}{3b}$  with profits  $\frac{(a-c)^2}{9b}$  and welfare  $\frac{4(a-c)^2}{9b}$ . Below in the following subsections we will introduce each model of bounded rationality and apply it to the Cournot game described above.

### 2.1. Level- $k$

In a Level- $k$  model (Nagel, 1995; Stahl and Wilson, 1995) there are different types<sup>2</sup> corresponding to different depths of reasoning. The lowest level (Level-0) does not comprehend the situation well and chooses randomly on some interval, thus a L-0 player does not best respond to any belief. A Level-1 player believes that the other is L-0 and chooses the quantity to maximize expected profits. A Level-2 player thinks the other is L-1 and so on, in general, a L- $k$  player thinks the other is L- $(k-1)$  and best responds to that belief. Notice that this is not an equilibrium model because actions are consistent with beliefs but beliefs inconsistent with actions. In addition, beliefs are degenerate in the sense that a Level- $k$  player thinks the other is one level below with probability one. It may be argued that this is quite an extreme assumption, but one that simplify the calculations of the optimal choices considerably. A different model we will analyze (Cognitive Hierarchy) relaxes this assumption to allow for non-degenerate beliefs. Usually, it is assumed that a L-0 player chooses randomly following a uniform distribution and since no firm will choose a quantity that drives price below marginal cost (assuming the other firm produces nothing), then a L-0 will choose uniformly in the interval  $[0, \frac{a-c}{b}]$ .

The choice of all other positive levels can be found iteratively as a best

---

<sup>2</sup> In this paper we will use the terms level, type and depth interchangeably.

response to the previous level. Notice that this is equivalent to find the strategies that survive the iterative elimination of dominated strategies starting from a uniform prior. The proposition below shows the quantity produced by a Level- $k$  firm.

**Proposition 1.** *A Level- $k$  firm for  $k \geq 1$  chooses quantity  $m_k \left(\frac{a-c}{b}\right)$  with  $1 > m_k = \frac{1}{3} \left(\frac{-1^k + 2^{k+1}}{2^{k+1}}\right) > 0$ .*

*Proof.* The optimization problem for firm  $i$  is  $\max_{q_i \geq 0} (a - b(q_i + q_j) - c)q_i$ .

The profit function is strictly concave due to the linearity of the demand function. The interior solution to this problem is  $q_i = \frac{a-bq_j-c}{2b}$ . Since a Level- $k$  firm believes the other is Level- $(k - 1)$  then we have  $q_{i,k} = \frac{a-bq_{j,(k-1)}-c}{2b}$ . It is straightforward to check that replacing  $q_k$  with  $m_k \left(\frac{a-c}{b}\right)$  satisfies the equality.

Q.E.D.

Since  $1 > m_k > 0$  the production level lies strictly in the interval  $(0, \frac{a-c}{b})$ . Also it is true that as  $k \rightarrow \infty$ ,  $q_k$  converges to the Nash Equilibrium quantity  $q_{NE} = \frac{a-c}{3b}$ . The sequence  $\{q_k\}_{k \geq 1}$  oscillates around the Nash Equilibrium level with a very quick convergence due to both numerator and denominator growing very fast, at the rate of  $2^{k+1}$ . More specifically, the ratio  $q_k/q_{NE}$  for the first six levels is given by the values 0.75, 1.125, 0.937, 1.031, 0.984, 1.008. Finally, it is the case that  $q_k < q_{NE}$  for  $k$  odd and  $q_k > q_{NE}$  for  $k$  even.

The issue of profits in this model is more delicate since firm's  $i$  profits depend on its level and the level of the competitor, thus many possible combinations are possible. Two important cases are when the firm correctly guesses the level of the rival (for example if firm  $i$  is Level-2 then the other firm *actually* is Level-1) and the other is when both firms are of the same level (notice that in this case the production level of the rival firm is incorrectly guessed). We can define  $\Pi_k^c$  to be the profit level of a Level- $k$  firm when it correctly guesses the level of the rival and  $\Pi_k^i$  the profit of a Level- $k$  firm when both have the same level, thus incorrectly guessing the level of the rival. Replacing the corresponding quantities in both profit functions and simplifying yields

$$\Pi_k^c = \frac{((-1)^k + 2^{1+k})^2 (a-c)^2}{2^{2(1+k)} 9b}$$

$$\Pi_k^i = \frac{(-(-1)^k + 2^k)((-1)^k + 2^{1+k})(a-c)^2}{2^{2k+1} 9b}$$

Notice that  $\lim_{k \rightarrow \infty} \Pi_k^c = \lim_{k \rightarrow \infty} \Pi_k^i = \frac{(a-c)^2}{9b} = \Pi_N$ . Profits converge in both cases to the Nash Equilibrium level. How do profits compare to the Nash Equilibrium benchmark for finite  $k$ ? The next proposition answers the question.

**Proposition 2** *Let  $\Pi_k^c$  and  $\Pi_k^i$  be the profit level when the Level- $k$  firm correctly and incorrectly predicts the level of the rival, respectively. Then for  $k \geq 1$  we have  $\Pi_k^c < \Pi_N$  for  $k$  odd and  $\Pi_k^c > \Pi_N$  for  $k$  even. And also  $\Pi_k^i > \Pi_N$  for  $k$  odd and  $\Pi_k^i < \Pi_N$  for  $k$  even.*

*Proof.* The difference in profits when the firm correctly guesses is given by

$$\Pi_k^c - \Pi_N = \frac{((-1)^k + 2^{1+k})^2 (a-c)^2}{2^{2(1+k)} 9b} - \frac{(a-c)^2}{9b} = \left( \frac{((-1)^k + 2^{1+k})^2}{2^{2(1+k)}} - 1 \right) \frac{(a-c)^2}{9b}.$$

The expression in parenthesis determines the sign of  $\Pi_k^c - \Pi_N$  since  $\frac{(a-c)^2}{9b} > 0$ . Clearly  $(-1)^k < 0$  for  $k$  odd and  $(-1)^k > 0$  for  $k$  even. Adding  $2^{k+1}$  on both sides and squaring we get  $((-1)^k + 2^{k+1})^2 < 2^{2(k+1)}$  for  $k$  odd and  $>$  for  $k$  even. Dividing both sides by  $2^{2(k+1)}$  we get the desired result.

In the second case the difference in profits is given by

$$\begin{aligned} \Pi_k^i - \Pi_N &= \frac{(-(-1)^k + 2^k)((-1)^k + 2^{1+k})(a-c)^2}{2^{2k+1} 9b} - \frac{(a-c)^2}{9b} \\ &= \left( \frac{(-(-1)^k + 2^k)((-1)^k + 2^{1+k})}{2^{2k+1}} - 1 \right) \frac{(a-c)^2}{9b}. \end{aligned}$$

Like in the first case the sign of  $\Pi_k^i - \Pi_N$  depends on the sign of the expression in parenthesis. Notice that  $0 < \frac{1}{2^k} < 1$  for  $k \geq 1$ , thus  $-(-1)^k > \frac{1}{2^k}$  for  $k$  odd and  $<$  for  $k$  even. Rearranging gives  $-1 - (-1)^k (2^k) = -1 + (-1)^k (-2^{k+1} + 2^k) > 0$  for  $k$  odd and  $<$  for  $k$

even. Also notice that  $-1 = -(-1^k)(-1^k)$ . Also adding  $2^{2k+1}$  on both sides gives  $-(-1^k)(-1^k) - (-1)^k 2^{k+1} + (-1)^k 2^k + 2^{2k+1} > 2^{2k+1}$  for  $k$  odd and  $<$  for  $k$  even. Dividing both sides by  $2^{2k+1}$  and factoring gives the desired inequality.

Q.E.D.

It is straightforward to compute the welfare when both firms are Level- $k$ . Since welfare is given by

$$W_k = \int_0^{Q_k} (a - bt)dt - 2 \int_0^{\frac{Q_k}{2}} cdt = aQ_k - \frac{b}{2}Q_k^2 - cQ_k$$

where  $Q_k$  is the total production of Level- $k$  firms. Evaluating the expression above yields

$$W_k = \frac{((-1)^k + 2^{1+k})(-(-1)^k + 2^{2+k})(a - c)^2}{2^{2k+1}9b}$$

which is smaller than the welfare level of the Nash Equilibrium for  $k$  odd and larger for  $k$  even and converges to  $\frac{4(a-c)^2}{9b}$  when  $k \rightarrow \infty$ .

## 2.2. Cognitive Hierarchy

The next model we analyze is Cognitive Hierarchy of Camerer *et al.* (2004). It is similar to the Level- $k$  model in the sense of consisting of different types of players. A Level-0 player chooses randomly in an interval. A Level-1 player thinks the other is L-0 and maximizes expected profits given this belief. A Level-2 player, unlike the standard Level- $k$  model, believes the other player can be either L-0 or L-1 with positive probability. In general, beliefs for levels higher than one are non-degenerate. The appealing feature of this model is that the sequence of beliefs can be determined with a single parameter  $\tau$ . More precisely, a L- $k$  player believes that she is facing a  $L - j$ ,  $j < k$  with probability  $\frac{f(j|\tau)}{\sum_{l=0}^j f(l|\tau)}$  where  $f(j|\tau)$  is the probability density function of the

Poisson distribution with  $\tau > 0$ . The parameter  $\tau$  measures the bias towards higher levels in beliefs, actually, the Level- $k$  model is a special case of this one as  $\tau \rightarrow \infty$ . Thus, given  $\tau$ , the beliefs of a Level- $k$  player can be constructed iteratively starting from the probability choice vector of a level zero player  $P_0(q)$ , then computing the vector of a L- $k$  with

$$Pk(q_i) = \sum_{m=0}^{k-1} \frac{f(m|\tau)}{\sum_{l=0}^{k-1} f(l|\tau)} Pm(q_i).$$

This model also captures the intuitive property that the marginal benefit of thinking harder (and thus increasing depth of reasoning) is decreasing. Applied to the Cournot game a Level-0 player chooses randomly between  $[0, \frac{(a-c)}{b}]$  and a Level-1 player  $\frac{1}{4} \frac{(a-c)}{b}$ . Since  $f(k|\tau) = \frac{\tau^k e^{-\tau}}{k!}$ , a Level-2 player thinks the other is L-0 with probability  $\frac{f(0|\tau)}{f(0|\tau)+f(1|\tau)} = \frac{1}{1+\tau}$  and L-1 with probability  $\frac{f(1|\tau)}{f(0|\tau)+f(1|\tau)} = \frac{\tau}{1+\tau}$ . A Level-2 chooses the quantity that maximizes expected profits given those beliefs

$$\max_{q_i} E_2[(P(q_i + q_{-i}) - c)q_i] = (a - b(q_i + E_2[q_{-i}]) - c)q_i$$

where  $E_2[q_{-i}] = \frac{1}{1+\tau} \frac{(a-c)}{2b} + \frac{\tau}{1+\tau} \frac{(a-c)}{4b}$  is the L-2 expected quantity given  $\tau$ .

The solution to the optimization problem is given by  $q_i(\tau) = \frac{(a-c)(2+3\tau)}{8b(1+\tau)}$ .

Once the optimal choice of a L-2 player is obtained the expected profit of a L-3 is straightforward to compute. The problem for a L-3 is

$$\max_{q_i} (a - b(q_i + E_3[q_{-i}]) - c)q_i$$

where

$$E_3[q_{-i}] = \frac{1}{1+\tau+\tau^2/2} \frac{(a-c)}{2b} + \frac{\tau}{1+\tau+\tau^2/2} \frac{(a-c)}{4b} + \frac{(a-c)(2+3\tau)}{8b(1+\tau)} \frac{\tau^2/2}{1+\tau+\tau^2/2}$$

A Level-3 player will choose  $q_i(\tau) = \frac{a-bE_3[q_{-i}]-c}{2b}$  to maximize expected profits.

Simplifying the expression above yields the optimal choice of a Level-3 player

$$q_i(\tau) = \frac{(a - c)(8 + 20\tau + 18\tau^2 + 5\tau^3)}{16b(1 + \tau)(2 + 2\tau + \tau^2)}$$

In general, the choice of a Level-k player can be constructed iteratively from lower levels. However, the complexity of the solution grows very fast, therefore we have decided to analyze the effect of  $\tau$  on the optimal<sup>3</sup> quantity up to Level-3.

Given the similarity of the Level-k and Cognitive Hierarchy models it is interesting to analyze in what aspects they differ. By definition, both L-0 and L-1 choose the same quantities in both models. It is easy to see that for a Level-2 firm the Level-k model predicts a quantity larger than in the CH model since  $\frac{3}{8}(a - c)/b > \frac{(2+3\tau)(a-c)}{1+\tau} \frac{1}{8b}$  for all  $\tau > 0$ . A L-2 firm in the Level-k model best responds with a large quantity to a relatively low production level<sup>4</sup> by a L-1 firm given that in the Cournot game reaction functions are downward sloping. However, a L-2 firm in the CH model thinks for all finite values of  $\tau$  that it is facing both levels with positive probability, the expected production level of rivals is higher and thus the best response involves a smaller quantity. A L-3 player in the Level-k model produces  $\frac{3(a-c)}{8b}$  which is larger than the quantity produced by a L-3 in the CH model if  $\tau < \sqrt{2/3}$  and smaller otherwise. Here a L-3 player in the CH model will best respond to a high quantity when  $\tau$  is low (because she believes the other is L-0 with a relatively high probability), therefore the optimal quantity will be small. On the other hand, when  $\tau$  is large the belief is the opposite, the firm thinks the rival will choose a small quantity thus best responding with a larger quantity.

In terms of welfare this model is similar to the Level-k (exactly the same for L-0 and L-1), with the difference that a L-2 will choose a lower quantity with the consequent lower welfare level and that a L-3 will choose a higher or lower quantity depending on the value of the parameter with the corresponding higher or lower welfare level.

### 2.3. Asymmetric Quantal Response

Next we analyze the Asymmetric Quantal Response model of Weizsacker (2003). This model is a non-equilibrium version of the Quantal Response Equilibrium (McKelvey and Palfrey, 1995). Since AQR is a derivation of QRE we first describe the latter. Quantal Response Equilibrium is a generalization

---

<sup>3</sup> Analyzing only up to L-3 can also be justified on the grounds that subjects would hardly take the trouble of making the computations of higher levels if the marginal benefit of doing so is small.

<sup>4</sup> Relative to the Nash Equilibrium quantity  $\frac{(a-c)}{3b}$ .

of Nash Equilibrium in the sense that players “better” respond, instead of best responding, given their beliefs about the actions of other players. Actions generating higher expected profits are chosen with higher probability, thus allowing for mistakes at the time of selecting actions. Usually the link between expected profits and probabilities is given by a logit function with parameter<sup>5</sup>  $\mu$

$$P(q_i) = \frac{\exp\{E_{P'}\Pi(q_i)/\mu\}}{\sum_i \exp\{E_{P'}\Pi(q_i)/\mu\}} \quad (1)$$

where in our analysis of the Cournot game

$$E_{P'}[\Pi(q_i)] = \sum_j P'(q_j)(a - b(q_i + q_j) - c)q_i = aq_i - bq_i^2 - cq_i - bq_i \sum_j P'(q_j)q_j \quad (2)$$

is the expected profit for firm  $i$  of choosing  $q_i$  when beliefs about the choice of firm  $j$  are  $P'$ . The parameter  $\mu$  measures the inverse of the sensitivity of actions to expected payoffs. A larger  $\mu$  implies a less sensitive player, in the limit, as  $\mu$  goes to infinity the choice probability vector approaches a uniform distribution. On the other hand, as  $\mu$  decreases the sensitivity increases, making the probability vector more concentrated around the Nash Equilibrium. In the limit as it goes to zero the probability vector becomes degenerate. Quantal Response Equilibrium is an equilibrium concept and as such there is consistency between actions and beliefs, that is  $P = P'$  in equilibrium.

However, in this paper we are interested in the learning process leading to equilibrium, thus we analyze the Asymmetric Quantal Response model. In this version, player  $i$  believes that her rival  $j$  is less responsive to payoffs (this may occur as a consequence of overconfidence about her own intelligence or ability), that is  $\mu_i < \mu_j$ , thus leading to a belief vector  $P$  not in equilibrium. Formally,

$$P(q_i) = \frac{\exp\{E_{P'}\Pi(q_i)/\mu_i\}}{\sum_i \exp\{E_{P'}\Pi(q_i)/\mu_i\}} \quad (3)$$

---

<sup>5</sup> There are other ways to describe this relationship, for example with a power function.

$$P'(q_j) = \frac{\exp\{E_P \Pi(q_j) / \mu_j\}}{\sum_j \exp\{E_P \Pi(q_j) / \mu_j\}} \tag{4}$$

The vector of actual choices  $P(q_i)$  will be different to the vector of beliefs  $P'(q_j)$  as long as  $\mu_i \neq \mu_j$ . Since the solution cannot be derived in close form we computed it for the parameter values  $a = 100, b = c = 1$ . Figure 1 shows the vector  $P(q_i)$  for three different values of  $\mu_i$ . Notice how the distribution becomes more spread around the Nash Equilibrium quantity as  $\mu_i$  increases. Once the choice vector is computed, it is straightforward to calculate expected welfare  $E_{P(q_i)}[W(q_i)] = aE_{P(q_i)}(Q) - \frac{b}{2}E_{P(q_i)}[Q^2] - cE_{P(q_i)}[Q]$ .

Figure 1  
AQR Probability Vector for Different Values of  $\mu$

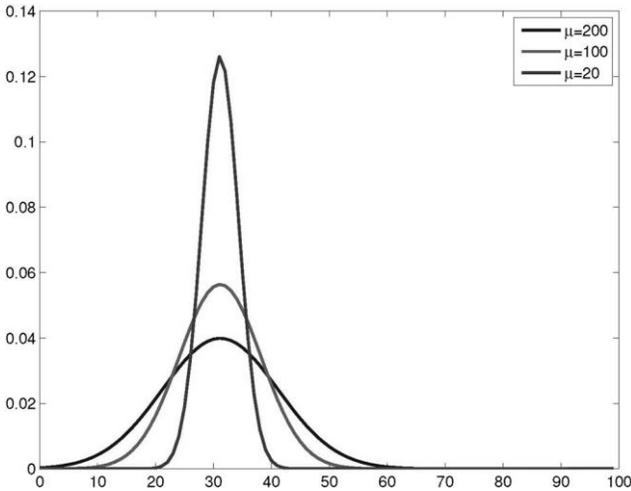
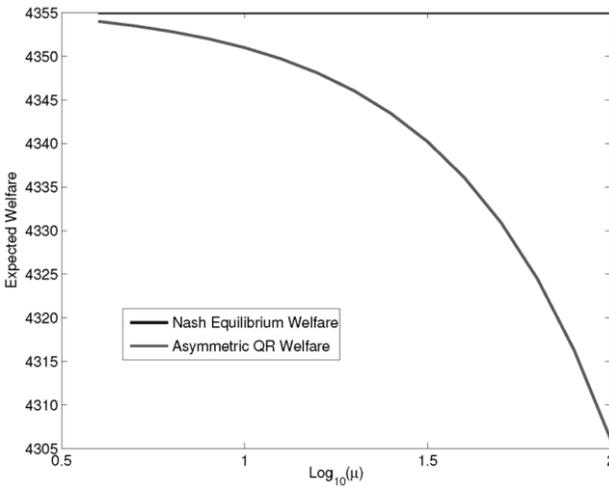


Figure 2 shows that expected welfare is a decreasing function of  $\mu_i$ , and as expected, as the sensitivity parameter approaches zero  $E[W(q)_i]$  gets closer to the welfare level of the Nash Equilibrium. This occurs because expected welfare is a strictly concave function of quantity and the equilibrium vector  $P(q_i)$  is symmetrically spread around the Nash Equilibrium. Thus by Jensen Inequality  $W(q^{NE}) = W(E_P[q]) > E_P[W(q)]$ .

Figure 2  
**Asymmetric Quantal Response ( $\mu_j = 100$ ) and Nash Equilibrium  
 Welfare Levels**



2.4. *Noisy Introspection*

Noisy Introspection (Goeree and Holt, 2004) is a non-equilibrium model that generalizes the concept of rationalizability. It consists of layers of beliefs where the action of a player depends on what she thinks the other player will do (that is her first order belief). However, if this is not an equilibrium concept and beliefs need not be consistent with actions, then how are first order beliefs determined? They depend on what she thinks about what the other player thinks (that is her second order belief). Her second order belief depends on the third order and so on. We will follow Goeree and Holt (2004) and model the link between layers with the logit function

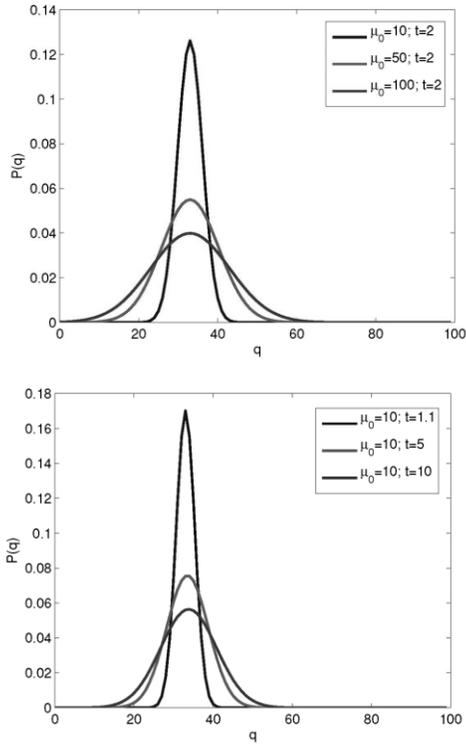
$$PN_{\mu_N}(q_i) = \frac{\exp\{E_{P(N+1)}\Pi(q_i)1/\mu_N\}}{\sum_i \exp\{E_{P(N+1)}\Pi(q_i)1/\mu_N\}} \tag{5}$$

Equation 5 determines the sequence of beliefs  $PN$  for  $N \in \{0,1,2,\dots\}$ . The vector  $P0$  represents the zero-th order belief (The actual choice of players) and  $PN$  the N-th order belief. The actual probability choice vector can be obtained starting from any sufficiently large initial order belief and iterating on equation 5. It is also natural to assume that beliefs become more imprecise with

higher orders, that is,  $\mu_N \geq \mu_{N-1} \geq \dots \geq \mu_0$ . However, a more parsimonious specification depending only on two parameters can be obtained by assuming that the sensitivity parameters in the logit equation are given by  $\mu_k = t^k \mu_0$  for  $k \in 1, 2, \dots$  and  $t > 1$ . The restriction  $t > 1$  arises from the fact that if  $t = 1$  the NI vector  $P0$  is equivalent to the equilibrium vector of a Quantal Response Equilibrium.

Figure 3 shows the probabilities of each action for several values of  $t$  and  $\mu_0$ . As both  $\mu_0$  and  $t$  increase the vector becomes more spread around the Nash Equilibrium. Expected welfare in this model is a decreasing function of both parameters and smaller than the Nash Equilibrium level. The reason for this is the same as in QRE, spreading choices around the Nash Equilibrium leads to a lower expected welfare due to the strict concavity of the function.

Figure 3  
**Left: NI Probability Vector for Different Values of  $\mu_0$ . Right: NI Probability Vector for Different Values of  $t$**



## Conclusion

In this paper we have analyzed the effect of bounded rationality on choices in a standard Cournot duopoly model. We have found that in a Level-k model the effect depends on the level of firms. Choices and welfare alternate from lower to higher than the Nash benchmark depending on whether types are odd or even, but quickly converge to the Nash level. The quantities and welfare in the Cognitive Hierarchy model are equal to those derived in the Level-k model for the first two levels. However, Level-2 firms choose a lower quantity in this model relative to the Level-k for all parameter values. Level-3 firms choose a lower quantity (again relative to Level-k) if  $\tau < \sqrt{\frac{2}{3}}$  and larger otherwise. However, both in Asymmetric Quantal Response and Noisy Introspection welfare is found to be lower than the Nash level since choices are spread around the Nash Equilibrium quantity.

In order to get a better appreciation of how the models compare we may use parameter estimates from other experiments. In particular, for the Level-k and Cognitive Hierarchy we use estimates from a well-known dominant solvable game like the Beauty Contest. The proportion of Level-k players is taken from the analysis in Bosch-Domenech *et al.* (2010) and the estimate of  $\tau$  in the CH model from Camerer *et al.* (2004). Both estimates come from three well-known large-scale newspaper experiments. For Noisy Introspection we use estimates from Goeree and Holt (2004) for a broad set of games. In order to make the comparison more transparent we use the parameterization  $a = 100$  and  $b = c = 1$ .

Table 1 shows the estimates and expected welfare in each case. In the Level-k model expected welfare is higher than the Nash Equilibrium level while in CH and NI it is lower<sup>6</sup>. The difference in results arises from the fact that in the Level-k model the proportion of even levels is relatively high. With our parameterization the NE is 33 while a L-0 chooses randomly in the interval [0,99] (with an expected value of 49.5), L-1 chooses 24.75 and L-2 chooses 37.125. Thus by giving a large weight to L-0 and L-2 expected quantities are higher than the NE level. On the other hand, the  $\tau = 3$  of Cognitive Hierarchy generates the proportions 0.077, 0.231, 0.346 and 0.346 for L-0 to L-3 respectively. Notice here the higher proportion of odd levels (choosing lower quantities than NE). And lastly, and not surprisingly given the previous section, NI generates lower expected welfare, however, it is interesting to see that the difference with NE is actually smaller than CH.

---

<sup>6</sup> We have not used the estimates in Weizsacker (2003) for the AQR because with them the Cournot model fails to converge. However, from a qualitatively standpoint we know that expected welfare will be lower than the NE level.

Table 1  
Estimates and Expected Welfare

Model	Estimates	Expected Welfare
Nash Eq.	–	4356
Level-k	$\pi_0 = 0.3$ ; $\pi_1 = 0.09$ ; $\pi_2 = 0.22$ ; $\pi_\infty = 0.39$	4464.6
CH	$\tau = 3$	4267.6
NI	$\mu = 4.4$ ; $t = 4.1$	4342.3

What model describes choices more accurately with experimental data? We do not have an answer to this question yet. Nevertheless, for future work we plan to use data from a Cournot experiment to estimate the four models and determine which one provides the best fit.

## References

- Bosch-Domenech, A., Montalvo, J., Nagel, R., and Satorra, A. (2002). “One, Two, (Three), Infinity,...: Newspaper and Lab Beauty-Contest Experiments”. *The American Economic Review*, 92(5), 1687–1701.
- Bosch-Domenech, A., Montalvo, J. G., Nagel, R., and Satorra, A. (2010). “A Finite Mixture Analysis of Beauty-Contest Data Using Generalized Beta Distributions”. *Experimental Economics*, 13(4), 461–475.
- Camerer, C., Ho, T., and Chong, J. (2004). “A Cognitive Hierarchy Model of Games”. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3), 861–898.
- Camerer, C. (2003). *Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction*. Princeton University Press.
- Crawford, V., and Iriberri, N. (2007). “Level-k Auctions: Can a Nonequilibrium Model of Strategic Thinking Explain the Winner’s Curse and Overbidding in Private-Value Auctions?”. *Econometrica*, 75(6), 1721–1770.
- Gneezy, U. (2005). “Step-level reasoning and bidding in auctions”. *Management Science*, 51(11), 1633–1642.
- Goeree, J., and Holt, C. (2004). “A Model of Noisy Introspection”. *Games and Economic Behavior*, 46(2), 365–382.
- Kagel, J., and Roth, A. (1995). *Handbook of Experimental Economics*. Princeton University Press.
- Kreps, D., and Scheinkman, J. (1983). “Quantity Precommitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes”. *The Bell Journal of Economics*,

14(2), 326–337.

McKelvey, R., and Palfrey, T. (1995). “Quantal Response Equilibria for Normal Form Games”. *Games and Economic Behavior*, 10, 6–38.

Nagel, R. (1995). “Unraveling in Guessing Games: An Experimental Study”. *The American Economic Review*, 85(5), 1313–1326.

Stahl, D., and Wilson, P. (1995). “On Players Models of Other Players: Theory and Experimental Evidence”. *Games and Economic Behavior*, 10(1), 218–254.

Weizsäcker, G. (2003). “Ignoring the rationality of others: evidence from experimental normal-form games”. *Games and Economic Behavior*, 44(1), 145–171.

*Ensayos Revista de Economía* de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen treinta y cuatro, número dos, se terminó de imprimir el primero de noviembre del año dos mil quince en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.  
El tiraje consta de 30 ejemplares.



**Ensayos Revista de Economía** es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

#### **Instrucciones para autores:**

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

**Ensayos Revista de Economía** is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología* (CRMCyT) of the *National Council of Science, Humanities, and Technology* (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc* (*Research Papers in Economics*).

#### **Author guidelines:**

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

**E**NSAYOS  
*Revista de Economía*