

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



**LA CARGA COGNITIVA DE LAS MUJERES EN EL HOGAR MEXICANO**

TESINA

QUE PARA OBTENER EL TÍTULO DE  
LICENCIADO EN ECONOMÍA

PRESENTA

ALEJANDRO SANTIAGO SÁNCHEZ

DIRECTORA DE LA TESINA: DRA. ANA LAURA MARTÍNEZ GUTIÉRREZ

## **Resumen**

Esta tesina busca mostrar la existencia de una carga cognitiva sobre la inteligencia fluida de la población mexicana adulta de bajos ingresos, ocasionada por la escasez económica dentro del hogar. Mediante un modelo de efectos fijos muestra que sí existe dicha carga y además recae principalmente sobre las mujeres del hogar. Esto es consistente con los modelos de elección racional en los que la atención es limitada y su asignación entre el hogar y el trabajo tiene fuertes implicaciones para la productividad y los ingresos de las mujeres. También es consistente con la evidencia experimental que muestra cómo la escasez afecta el ancho de banda (*bandwidth*) mental de los individuos.

## Contenido

I.	Introducción y revisión de literatura .....	1
II.	Datos .....	6
	A. Escasez de ingreso .....	9
	B. Inteligencia fluida .....	11
	C. Tiempo.....	14
	D. Edad.....	16
	E. Sexo .....	17
III.	Modelo econométrico .....	20
IV.	Resultados.....	22
	A. Sexo .....	24
	B. Salud .....	27
	C. Violencia y victimización.....	29
	D. Causalidad inversa.....	32
	E. Pseudo prueba placebo .....	33
	F. Significancia económica.....	35
V.	Conclusión.....	36
	Bibliografía.....	38
	Bases de Datos.....	42

## Índice de Gráficas

Gráfica 1: Relación del gasto y el score en el test de Raven .....	8
Gráfica 2: Relación del gasto y el score en el test de Raven (Bajo la LP vs. Sobre la LP).....	9
Gráfica 3: Distribución del puntaje por estatus y año (para toda la muestra de la ENNViH). 12	
Gráfica 4: Distribución del puntaje por estatus y año (para los que fueron entrevistados los 3 levantamientos).....	13
Gráfica 5: Distribución del gasto por mes (ENNViH 1) .....	14
Gráfica 6: Distribución del gasto por mes (ENNViH 3) .....	15
Gráfica 7: Media de puntaje por edad (ENNViH 1).....	16
Gráfica 8: Media de puntaje por edad (ENNViH 3).....	17

## Índice de Tablas

Tabla 1: Medias de gasto y tamaño del hogar por estrato y año .....	10
Tabla 2: Estadística descriptiva por género (para todos los encuestados en 2002).....	18
Tabla 3: Estadística descriptiva por género (para la muestra de interés) .....	19
Tabla 4 .....	22
Tabla 5 .....	24
Tabla 6 .....	27
Tabla 7 .....	30
Tabla 8 .....	32
Tabla 9 .....	34
Tabla 10: Medias de puntaje y gasto para mujeres (Pobres vs. No pobres).....	35

## **I. Introducción y revisión de literatura**

La inteligencia, también llamada habilidad cognitiva (o habilidades cognitivas) ha sido definida por Gottfredson (1997) como una habilidad mental general que involucra el razonamiento, la resolución de problemas, la planeación, el pensamiento abstracto, la comprensión de ideas complejas y la capacidad de aprender a partir de la experiencia. Debido a su relevancia como factor en diversos aspectos de la vida humana, tanto su desarrollo como su medición han sido campos ampliamente estudiados por la psicología y otras ciencias afines; autores como Allemand (2015) han señalado que las habilidades cognitivas son competencias clave para superar los retos que representan las expectativas laborales de los empleadores, la educación, el entrenamiento especializado, las expectativas sociales y las demandas de la vida cotidiana que enfrentan los adultos de mediana edad, lo cual se encuentra ampliamente respaldado por la evidencia empírica. Schmidt y Hunter (1998), por ejemplo, muestran mediante un metaanálisis que la habilidad mental general es el mejor predictor del desempeño en el trabajo. También, Elis, Hoskin y Ratnasingam (2018) señalan que la inteligencia y el desempeño académico están altamente correlacionados, típicamente mostrando un coeficiente de correlación de alrededor de 0.5.

Al reconocer la importancia de las habilidades cognitivas en la vida económica de las personas, resulta importante también conocer cómo estas se desarrollan y se diferencian entre individuos. Uno de los modelos más respaldados en la literatura es el que propone Cattell (1963), posteriormente extendido por Horn (1991), que divide la inteligencia general en dos componentes: la inteligencia cristalizada y la inteligencia fluida. La inteligencia fluida consiste en la capacidad para identificar reglas y conceptos subyacentes en la resolución de problemas nuevos (Cattell 1963), mientras que la inteligencia cristalizada está constituida por el intelecto obtenido a partir de experiencias sociales y culturales, y abarca elementos como conceptos léxicos, comprensión del lenguaje, sentido común y otros tipos de información que se almacenan en la memoria (Tong y Tong 2013). Ambos componentes varían en función de la edad, a lo largo del ciclo de vida. Por un lado, Horn y Cattell (1967) señalan que la inteligencia fluida incrementa considerablemente durante la niñez y la adolescencia para después, alrededor de los 20 años, comenzar a decaer durante el resto de la vida adulta. Por otro lado, Kaufman y Horn (1996) señalan que la inteligencia cristalizada aumenta desde la niñez hasta la adultez temprana, para estabilizarse durante el resto de la adultez, o bien, para seguir creciendo lentamente. Por

todo lo anterior, parece ser que el nivel potencial de inteligencia fluida está mayormente determinado por factores de la niñez y la adolescencia e incluso por factores prenatales, mientras que la inteligencia cristalizada parece evolucionar a lo largo del ciclo de vida, principalmente en función de estímulos sociales y culturales (Kaufman y Horn 1996).

Sobre los principales determinantes de la habilidad cognitiva, Elis, Hoskin y Ratnasingam (2018) han señalado que diversos estudios muestran que, en la edad adulta, los factores genéticos son responsables de entre el 60% y 70% de la variación en mediciones del coeficiente intelectual. Similarmente, atribuyen la variación restante a factores ambientales tales como la nutrición, el cuidado de la salud, la pobreza y las prácticas de crianza, así como a experiencias culturales y educacionales. Sobre la persistencia de las habilidades cognitivas de edades tempranas, como la niñez y la adolescencia, en la edad adulta, Bornstein y Sigman (1986) mencionan varios estudios que han encontrado una correlación muy débil entre la inteligencia en los primeros 4 años de vida y en la edad adulta, pero esta correlación aumenta gradualmente hasta alcanzar un valor de 0.90 para la inteligencia entre los 11 y los 18 años y la de la edad adulta.<sup>1</sup> De lo anterior podemos inferir que los principales determinantes de la habilidad cognitiva en la edad adulta ocurren en este rango de edad.

Por todo lo anterior, la variación en los resultados —y su correlación con otras variables, como la edad— de las pruebas que midan habilidades cognitivas dependerán de qué tanto midan el componente fluido o el componente cristalizado de la inteligencia. En este sentido, Hartshorne y Germine (2015) han analizado las edades en las que diversas habilidades alcanzan su punto máximo, encontrando gran heterogeneidad en función de la habilidad cognitiva medida. En general las habilidades relacionadas con la inteligencia cristalizada alcanzan un pico en edades un poco más avanzadas, después de los 30 años, mientras que las habilidades relacionadas con la inteligencia fluida parecen alcanzar su pico alrededor de los 20 años. En el caso de la prueba de matrices progresivas de Raven (pruebas MPR), que mide la habilidad de generar esquemas de alto nivel que faciliten el manejo de la complejidad y la habilidad de absorber, recordar y reproducir información comunicada de una persona a otra (Raven 2000), el punto máximo de esta habilidad suele alcanzarse antes de los 18 años (Hartshorne y Germine 2015). Por ello y

---

<sup>1</sup> Bornstein y Sigman también aclaran que las correlaciones para los primeros 4 años de vida podrían estar subestimadas por el hecho de que las pruebas de inteligencia en estas edades pueden medir aptitudes diferentes a las pruebas de inteligencia utilizadas en adultos, pero sostienen que existe continuidad en el desarrollo de la inteligencia en edades tempranas.

tomando en cuanto todo lo anterior, es probable que el nivel máximo de inteligencia fluida ya se haya alcanzado al entrar en la edad adulta y que ya este fijo el efecto de los factores que lo determinaron en el periodo prenatal, así como en la niñez y en la adolescencia.

Sin embargo, es importante considerar que algunos factores socioeconómicos, como señalan Case y Paxson (2008a), podrían tener un efecto en la manera en la que decae paulatinamente la inteligencia fluida en la edad adulta; por ejemplo, la habilidad cognitiva puede verse afectada por la exposición a neurotoxinas a las que la clase trabajadora suele estar más expuesta (Schwartz et al. 2000). Asimismo, malas salud y nutrición en la niñez pueden ocasionar el surgimiento de enfermedades como diabetes, hipertensión y otras enfermedades vasculares que están asociadas a un peor desempeño cognitivo en la vejez (Knopman et al. 2001). Analizando más a fondo este tipo de dinámicas, Beck et al. (2018) en un estudio longitudinal que abarca 4 décadas, han encontrado que la habilidad cognitiva a los 20 años captura la mayor parte del efecto que tiene el estatus socioeconómico en la niñez sobre la habilidad cognitiva a lo largo de la edad adulta, mientras que el estatus socioeconómico en la edad adulta parece capturar muy poco de este efecto.

Varios autores han analizado el efecto de la habilidad cognitiva en resultados económicos importantes como la productividad individual laboral y el rendimiento cognitivo, asumiendo que la habilidad cognitiva es un factor fijo (Alderman et al. 1996, Glewwe y Jacoby 1994). Otros, como Rubalcava y Teruel (2004) han relajado este supuesto para estimar el efecto de la habilidad cognitiva de la madre sobre la salud de los hijos e identificar el mecanismo causal por el cual se da este efecto. También existen varias investigaciones que buscan analizar el papel de la capacidad cognitiva en los ingresos de las personas, Case y Paxson (2008b) por ejemplo, encuentran que la prima por altura que reciben en su salario los individuos de mayor altura en realidad se debe a la correlación de la altura con la habilidad cognitiva en la adolescencia, que a su vez tiene un efecto en el salario en la edad adulta. Más recientemente, un creciente cuerpo de literatura se ha formado en torno a un modelo del funcionamiento del cerebro; Schilbach, Schofield y Mullainathan (2016) postulan que este está compuesto por dos sistemas: el primero es rápido e intuitivo y por lo tanto susceptible a sesgos y errores, mientras que el segundo es lento, costoso y requiere de esfuerzo, pero típicamente produce resultados más acertados y con menor sesgo. En este contexto, la capacidad del segundo sistema es escasa y se ve limitada al enfrentarse a diversas cargas cognitivas que pueden provenir de distintas fuentes; Mullainathan

y Shafir (2013) han bautizado esta capacidad como *bandwidth* (ancho de banda, en español). Dos elementos principales componen este ancho de banda, a saber, la función ejecutiva y la capacidad cognitiva, destacando de esta última el componente de inteligencia fluida. Por medio de estos dos canales, diversas formas de carga cognitiva que ejercen presión sobre el ancho de banda han mostrado tener un impacto significativo sobre la toma de decisiones (Hinson, Jameson y Whitney 2003) y un impacto potencial sobre la productividad e incluso la utilidad de los individuos. Mullainathan y Shafir (2013) han postulado que esta carga cognitiva se presenta, a grandes rasgos, como consecuencia de la escasez; principalmente discuten los efectos de la escasez de tiempo, atención y sobre todo, de la escasez de ingreso.

La pobreza, o escasez de ingreso, es particularmente importante en el contexto del *bandwidth* pues, si bien otros factores pueden generar cargas cognitivas igual de desproporcionadas sobre sectores no pobres de la población, los pobres son más vulnerables ya que típicamente se encuentran más expuestos a estos factores y además carecen del mismo acceso que los ricos a mecanismos para lidiar con estos retos y diluir sus efectos sobre las capacidades cognitivas (Schilbach, Schofield y Mullainathan 2016, Banerjee y Mullainathan 2008). En otras palabras, el mismo problema suele ser más costoso para los pobres que para los ricos.

Para efectos de esta tesina, resultan destacables los resultados obtenidos de experimentos que miden el efecto de variaciones en el ingreso sobre la capacidad cognitiva. En uno de estos experimentos (Mani et al. 2013) una muestra que contenía ricos y pobres representativos de la distribución de ingreso en Estados Unidos se dividió aleatoriamente en dos grupos, a los que se les planteó una situación hipotética distinta según el grupo (una “fácil” y una “difícil”), diseñada para traer a flote preocupaciones financieras. Hipotéticamente la situación fácil no evocaría preocupaciones en ricos ni en pobres, mientras que la difícil evocaría preocupaciones únicamente en los pobres. Después se les aplicó una prueba de matrices progresivas de Raven y una prueba de Stroop de compatibilidad espacial, y encontraron que, si bien en la situación fácil los resultados en estas pruebas no diferían significativamente entre ricos y pobres, en la situación difícil los pobres se desempeñaban significativamente peor, lo cual se atribuyó a las preocupaciones financieras evocadas por la situación hipotética que se les planteó (la situación difícil). Un resultado similar fue encontrado en otro experimento de campo realizado en campesinos de la India, en el que no se plantearon situaciones hipotéticas para evocar



pensamientos diferenciados, sino que se analizó la variación en los resultados en la prueba de los mismos individuos en un periodo donde su ingreso era bajo (antes de la cosecha) en comparación con un periodo en el que su ingreso fue alto (después de la cosecha, habiendo recibido el pago por ésta). En ambos experimentos ocurrió una disminución significativa tanto en la inteligencia fluida como en la función ejecutiva ocasionada por la carga cognitiva intrínseca de la escasez de ingreso.

Si en la población pobre mexicana también se presenta una carga cognitiva sobre la función ejecutiva y la inteligencia fluida, derivada de la escasez de ingreso, sería de fundamental importancia que las políticas públicas la reconozcan e incorporen en su diseño maneras para atenuarla. La existencia de un *bandwidth tax* implica que la diferencia entre la inteligencia fluida y la capacidad de autocontrol de la población de bajos ingresos y la de altos ingresos no es inmutable, y puede acortarse mediante la implementación de los mecanismos adecuados, lo que potencialmente tendrá efectos positivos sobre la vida y la movilidad económica de los pobres.

También existen modelos de elección racional, como el de Banerjee y Mullainathan (2008), donde bajo ciertos supuestos (como un acervo limitado de atención) se derivan condiciones que explican por qué las personas de ingresos altos ponen más atención en el trabajo, dado que por sus ingresos pueden adquirir bienes que les ayudan a mitigar los problemas que requieren atención en el hogar (bienes de confort), permitiéndoles aumentar su productividad e ingresos aun más. Por el contrario, los pobres que necesitan concentrar su atención en el hogar disminuyen su atención en el trabajo y por lo tanto su productividad e ingresos, lo que a su vez les impide comprar bienes de confort, ocasionando que aumente la probabilidad de tener problemas en el hogar por lo que requieren concentrar aun más su atención y disminuyen aun más su productividad e ingreso. Esto es consistente con una trampa de pobreza ocasionada por la escasez de atención y la escasez de ingreso. Además, este modelo implica también que el efecto será mayor para las personas que se preocupen (u ocupen) más por los problemas del hogar que, como señalan diversos estudios sobre la distribución del trabajo en el hogar (Daminger 2019, Walzer 1996), suelen ser las mujeres. Por lo tanto, para efectos de políticas públicas, también es importante explorar la existencia de una carga cognitiva que afecte de manera desproporcionada la función ejecutiva y la inteligencia fluida de las mujeres pobres mexicanas.

Así, bajo esta idea, el presente trabajo busca identificar la relación que existe entre el cambio en el gasto per cápita del hogar y el cambio en la capacidad cognitiva de la población adulta mexicana de escasos recursos, utilizando un modelo de efectos fijos. Concretamente, la hipótesis de esta tesina es que la escasez monetaria dentro del hogar (medida como gasto per cápita del hogar) tiene un efecto negativo sobre la inteligencia fluida, y este efecto afecta desproporcionadamente a las mujeres del hogar. El hallazgo más importante que se encontró fue que el sacar a la mujer promedio de la pobreza (aumentar el gasto p.c. de su hogar en 411 pesos de 2002) implica un aumento del puntaje en la prueba de matrices progresivas de Raven de 3.4 puntos, que representan el 27% de la brecha de puntaje promedio entre mujeres pobres y no pobres. Los datos utilizados provienen de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares (ENNViH),<sup>2</sup> que contiene datos longitudinales a nivel hogar, comunidad e individual y se levantó en tres distintos periodos, 2002, 2005-2006 y 2009-2010.

El trabajo se divide por secciones de la siguiente manera: primero, en esta introducción se incluye la revisión de literatura para justificar el modelo construido para identificar el efecto de la escasez monetaria sobre la habilidad cognitiva. Después, se incorpora una descripción de los datos usados, así como una explicación de las variables de interés utilizadas dentro del modelo. La tercera sección describe el modelo econométrico y la estrategia de identificación que se utilizara para estimarlo. La sección de resultados presenta con tablas las regresiones y los coeficientes estimados de las distintas especificaciones del modelo econométrico, probando distintas variables de control y pruebas de robustez. Finalmente, la conclusión hace un recuento de los resultados obtenidos y señala su importancia en el marco teórico de estudios de la relación entre la escasez de recursos y el funcionamiento cognitivo.

## **II. Datos**

Los datos para estimar este modelo provienen de la Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares ENNViH, una encuesta levantada en los periodos de 2002, 2005-2006 y 2009-2012 que es representativa a nivel nacional, urbano, rural y regional. Como proxy del ingreso, se utiliza una variable que mide el gasto promedio mensual del hogar dividido entre el número de integrantes del hogar. El gasto promedio se construye a partir de información detallada del gasto efectuado en una variedad de productos perecederos y no perecederos y

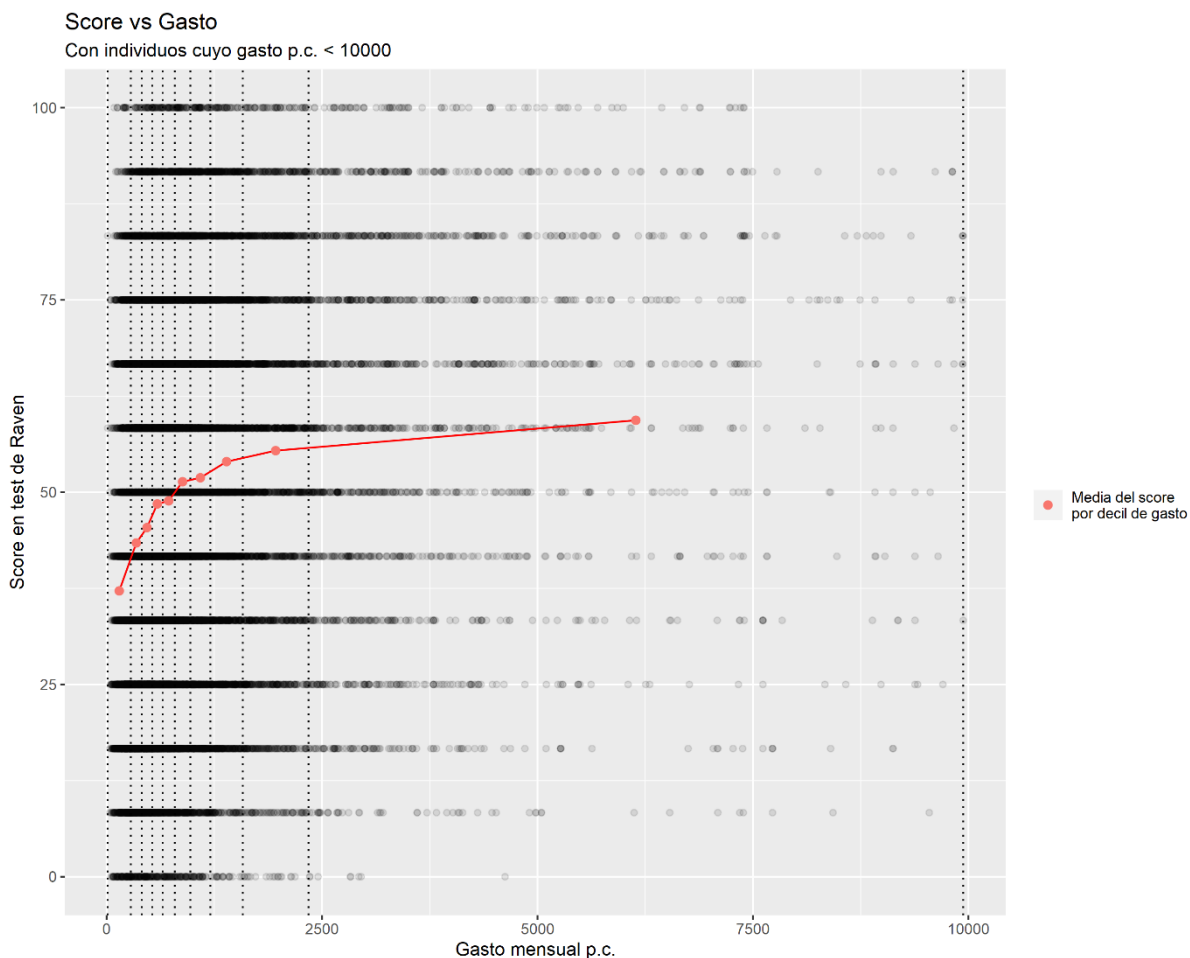
---

<sup>2</sup> Todos los datos de esta encuesta están disponibles en línea en el portal de la encuesta: [www.ennvih-mxfls.org](http://www.ennvih-mxfls.org).

servicios, incluyendo autoconsumo y regalos. La forma en la que está construida esta variable la convierte en un buen proxy para observar la escasez de ingreso a nivel hogar y por lo tanto a nivel individual para todos los integrantes del hogar. Como proxy de la inteligencia fluida es utilizado el resultado en una prueba MPR que fue realizada a los miembros del hogar de entre 13 años y 65 años, que cuenta con 13 reactivos; para una mejor interpretación se normalizaron los resultados a un puntaje que va del 0 al 100.

El primer levantamiento constó de 8441 hogares con un total de 35677 miembros del hogar. De estos hogares a 8052 se les aplicó el cuestionario de consumo, con el que se construye la variable de gasto promedio mensual. A su vez, el cuestionario de estado cognoscitivo (que contiene la prueba MPR) fue aplicado a 19825 individuos de 7585 hogares. De estos, se pudo crear la variable de score y la de gasto promedio mensual para un total de 19476 individuos. En la siguiente gráfica, donde se ven por medio de puntos (en un *scatter plot*) el gasto y el puntaje en la prueba de matrices de Raven, también se ve cómo cambia la media en el puntaje conforme aumenta el nivel de gasto. Por conveniencia, se toman en cuenta únicamente los individuos cuyos hogares tengan un gasto mensual per cápita menor a 10,000 pesos, que son 19333 (99.3% del total). Cada intervalo entre las líneas punteadas representa un decil de la distribución del gasto mensual per cápita; en medio de ese intervalo se ubica un punto que señala la media del puntaje para los individuos pertenecientes al decil.

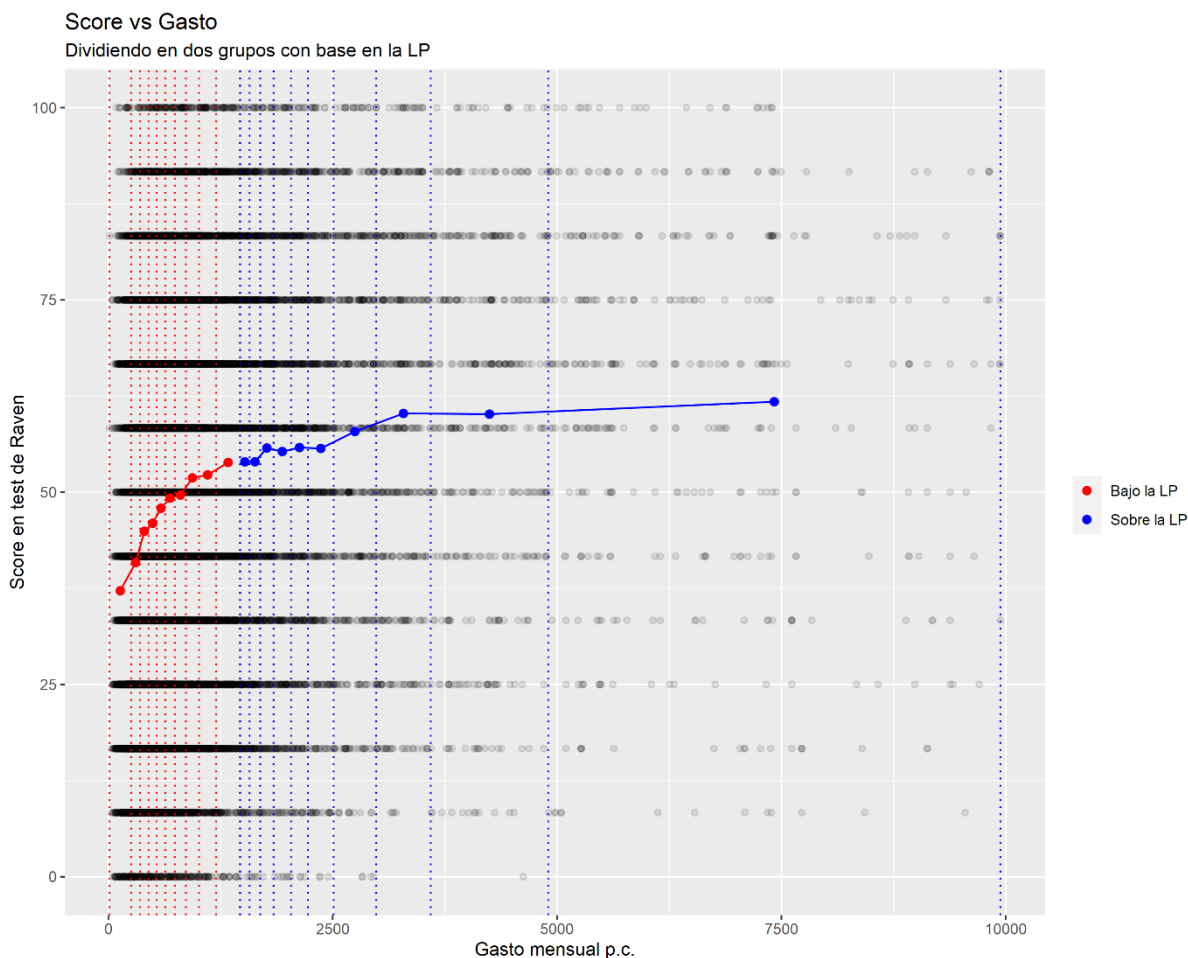
Gráfica 1: Relación del gasto y el score en el test de Raven



Como es de esperarse el puntaje promedio aumenta conforme los individuos avanzan en la distribución del gasto. En la siguiente gráfica podemos observar la misma dinámica, pero para dos grupos distintos; en rojo esta la media de puntaje por decil para individuos que pertenecen a hogares con un gasto mensual per cápita al momento de la encuesta, menor a la línea de pobreza mensual promedio de 2002, que es igual 1468.31 pesos<sup>3</sup> (15015 individuos, 76.9 % del total), y en azul esta la media de puntaje por decil para quienes estaban por encima de dicha línea de pobreza (4318, 22.1% del total).

<sup>3</sup> Fuente: estimaciones del CONEVAL con información del INEGI. Recuperado del portal: <http://sistemas.coneval.org.mx/InfoPobreza/Pages/wfrLineaBienestar?pAnioInicio=2016&pTipoIndicador=0>

Gráfica 2: Relación del gasto y el score en el test de Raven (Bajo la LP vs. Sobre la LP)



Al observar cómo cambia la media del puntaje conforme se avanza en la distribución de gasto para dos poblaciones distintas encontramos diferentes dinámicas. Para los individuos cuyo hogar cuenta con un gasto per cápita menor a la línea de pobreza, se observa un comportamiento del cambio en la media del puntaje similar a la de los primeros deciles en la población completa; parece haber una relación positiva y decreciente entre el decil de ingreso y el puntaje medio. No obstante, para quienes se encuentran por encima de la línea de pobreza, esta relación no es tan clara. Es importante mencionar que la relación que se muestra en estas gráficas no toma en cuenta la influencia de otros factores como la edad, el estrato, el nivel educativo y variables no observables que podrían estar correlacionadas con el gasto (o el ingreso) y que podrían afectar tanto la habilidad cognitiva como su relación con el gasto. En la siguiente sección se describen más a fondo las variables utilizadas para la estimación del modelo de efectos fijos

#### A. Escasez de ingreso

A partir de la variable de gasto dentro del hogar que nos permite construir la ENNViH, podemos crear un indicador ajustado de gasto; para ello dividimos el gasto mensual del hogar por el número de individuos que pertenecen a ese hogar. Dado que la encuesta es representativa a nivel urbano y rural, podemos calcular la mediana por estrato del gasto de los hogares en cada uno de los levantamientos, como se muestra en las siguientes tablas:

*Tabla 1: Medias de gasto y tamaño del hogar por estrato y año*

**2002**

<b>Estrato</b>	<b>Media del tamaño del hogar</b>	<b>Mediana del gasto p.c.</b>
Rural	4.433647	630.000
Urbano	4.089188	1090.934

**2005-2006**

<b>Estrato</b>	<b>Media del tamaño del hogar</b>	<b>Mediana del gasto p.c.</b>
Rural	4.751953	659.255
Urbano	4.453103	1122.432

**2009-2012**

<b>Estrato</b>	<b>Media del tamaño del hogar</b>	<b>Mediana del gasto p.c.</b>
Rural	5.154699	865.0244
Urbano	4.837843	1279.7742

Como es de esperarse, hay diferencias significativas en el gasto de los hogares en función del tamaño de la localidad en la que se encuentra el hogar. Por lo tanto, será importante controlar por este factor al medir el efecto que la escasez de gasto pueda tener sobre la habilidad cognitiva de los integrantes del hogar.

El presente trabajo utilizará como medida de pobreza individual (escasez monetaria/económica) el gasto per cápita del hogar del individuo, dividido entre cien para normalizar la variable y medir el gasto en cientos de pesos. La clasificación de pobres y no pobres se realizó fijando una línea de pobreza igual a la mediana del gasto de los hogares en ese mismo levantamiento. Es decir, para cada levantamiento se clasificaron como pobres a los individuos cuyo gasto fue menor a la mediana del gasto per cápita de los hogares encuestados en ese levantamiento, y como no pobres a quienes estuvieron por encima de ella, quienes, en

teoría, no sufrirán el mismo efecto de escasez.<sup>4</sup> En este sentido, la muestra de interés está constituida por los individuos que fueron pobres (quienes estuvieron por debajo de la línea de pobreza) en ambos levantamientos. Por razones que se explicarán a continuación, esta muestra incluyó individuos únicamente de los levantamientos 1 y 3, y con ella se realizaron distintas especificaciones del modelo. De igual manera, para hacer comparables los valores de esta variable entre los distintos levantamientos de la ENNViH, se utilizó el INPC para traer a valor de pesos del 2002 el gasto que los hogares registraron en el tercer (2009-2012) levantamiento. El deflactor se construyó como  $\frac{INPC_1}{INPC_t}$ , donde  $t$  es el levantamiento y  $t = 1$  es el levantamiento del 2002, asimismo para cada levantamiento se utilizó un promedio del índice nacional de precios al consumidor (mensual) para bienes no duraderos abarcando el período en el que se llevó a cabo el levantamiento.<sup>5</sup>

## **B. Inteligencia fluida**

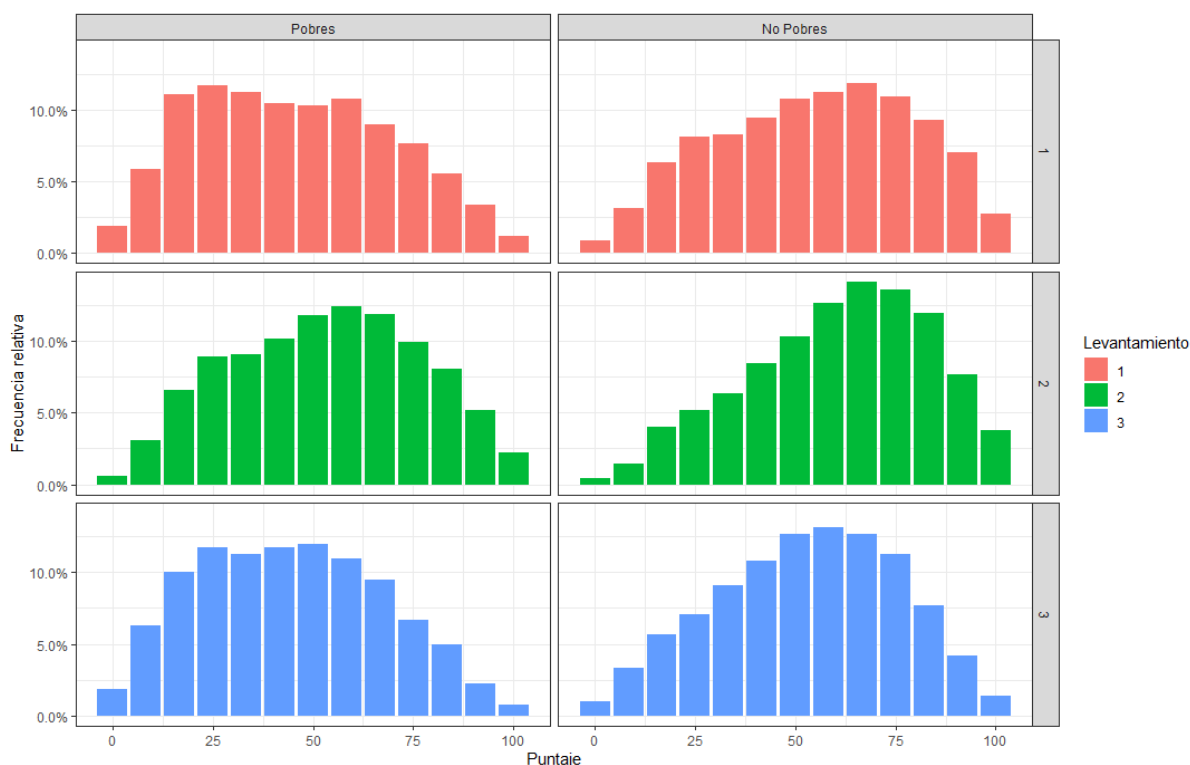
Para medir la inteligencia fluida se utilizó una prueba de matrices progresivas de Raven. La prueba MPR se aplicó en los 3 levantamientos de la ENNViH (2002, 2005-2006, 2009-2012), aunque no se aplicó al mismo número de personas, ni exactamente a las mismas personas en los 3 periodos. En la siguiente gráfica se muestra la distribución del puntaje para cada levantamiento (incluyendo a todos los individuos que realizaron la prueba) separando a los pobres y a los no pobres. Dado que solo se pueden tener de 0 a 12 aciertos se muestra la frecuencia relativa para cada uno de estos 13 valores (transformados a una escala de 0 a 100). En el primer levantamiento se aplicó exitosamente la prueba a 19476 individuos, en el segundo levantamiento a 14619 y en el tercer levantamiento a 17683.

---

<sup>4</sup> Otros autores como Mani et al. (2013) realizan esta clasificación entre pobres y no pobres basándose en la mediana de ingreso de los individuos para medir el efecto diferenciado de la escasez.

<sup>5</sup> La información se recuperó del portal del INEGI: <https://www.inegi.org.mx/temas/inpc/>

Gráfica 3: Distribución del puntaje por estatus y año (para toda la muestra de la ENNViH)



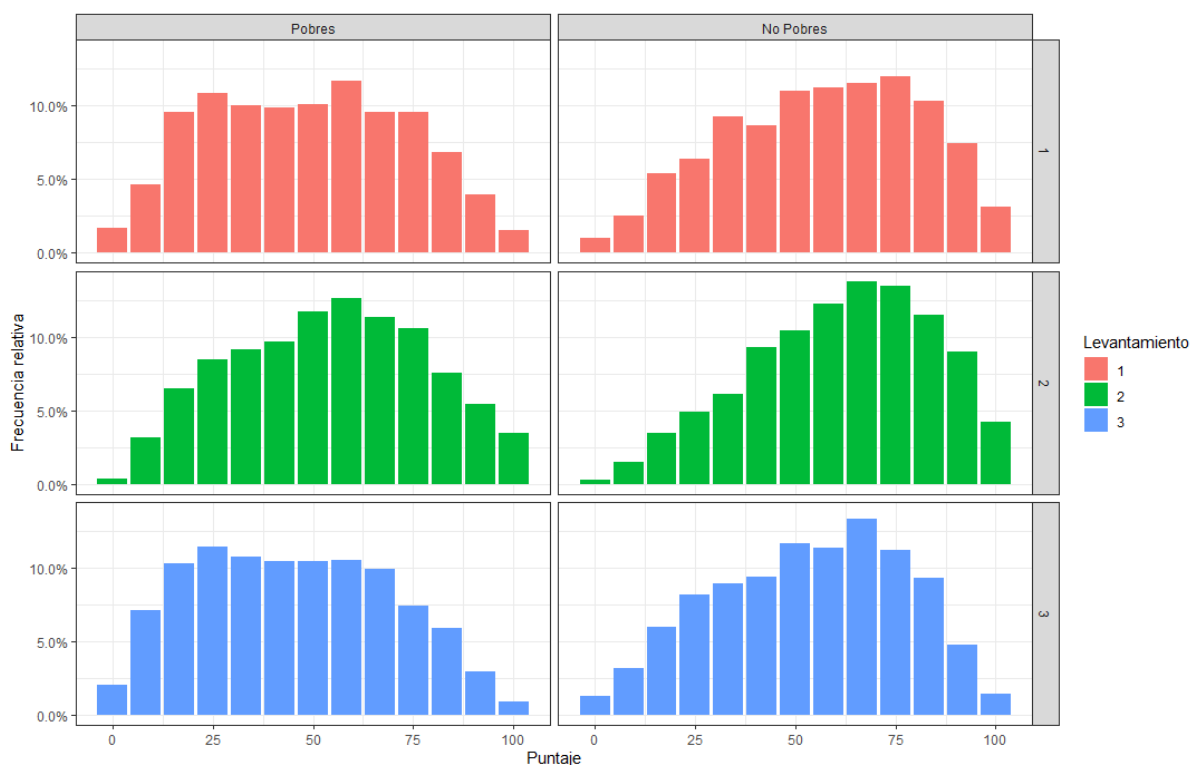
Como es de esperarse, la población pobre tiene una distribución más concentrada en valores bajos, mientras que la no pobre muestra un claro sesgo hacia la derecha. También se puede observar que la distribución del levantamiento 2 (2005-2006) tiene un sesgo pronunciado hacia la derecha para ambas poblaciones, que contrasta con los otros dos levantamientos. Este cambio en la distribución podría deberse a un efecto *re-testing*, que implicaría un incremento en el puntaje ocasionado artificialmente por la repetición de la prueba. Sin embargo, este gráfico incluye a todos los individuos que realizaron la prueba en cada levantamiento, lo que quiere decir que algunos de estos individuos sólo realizaron la prueba una vez, aún en el levantamiento 2 y el 3. Tras revisar extensamente los datos para los tres periodos no fue posible encontrar una razón específica para la diferencia tan drástica de la distribución del segundo levantamiento.

Como se mencionó anteriormente, no todos los individuos realizaron la prueba en los tres periodos. Dado que para probar la hipótesis de este trabajo se realizará un modelo de efectos fijos, que requiere observar al individuo en al menos dos periodos distintos, únicamente nos interesan los individuos que realizaron la prueba en más de 1 levantamiento. Los individuos que realizaron la prueba en los 3 levantamientos (y para los cuales sí es plausible la existencia de un



efecto *re-testing* por repetición de la prueba) fueron 3242, cuyo puntaje en los tres levantamientos se ilustra en la siguiente gráfica, similar a la anterior.

Gráfica 4: Distribución del puntaje por estatus y año (para los que fueron entrevistados los 3 levantamientos)



En las distribuciones de los individuos que realizaron la prueba los tres años se muestra una dinámica muy similar a la distribución que incluye a todos los individuos. Nuevamente en el levantamiento 2 se observa un sesgo hacia la izquierda que resalta más en la población pobre, pues para esta población la distribución de puntaje de los levantamientos 1 y 3 es muy similar. Por esta razón, para la realización del modelo de efectos fijos, se decidió tomar únicamente los levantamientos 1 y 3 de la ENNViH, lo cual permitió aumentar el tamaño de la muestra, ya que más personas realizaron la prueba en esos levantamientos de las que lo realizaron en los tres. También permitió eliminar la contaminación de los resultados por el sesgo exógeno que se presenta en la distribución de puntajes del segundo levantamiento.

Otro aspecto que se observa en esta gráfica es que ni el puntaje ni su distribución parecen depender del número de veces que se realiza la prueba, como sucedería si existiera un efecto *re-testing*. De ser este el caso, esperaríamos observar que la distribución del puntaje en el

levantamiento tres estuviera aún más sesgada a la derecha que en el segundo periodo, lo que claramente no sucede.

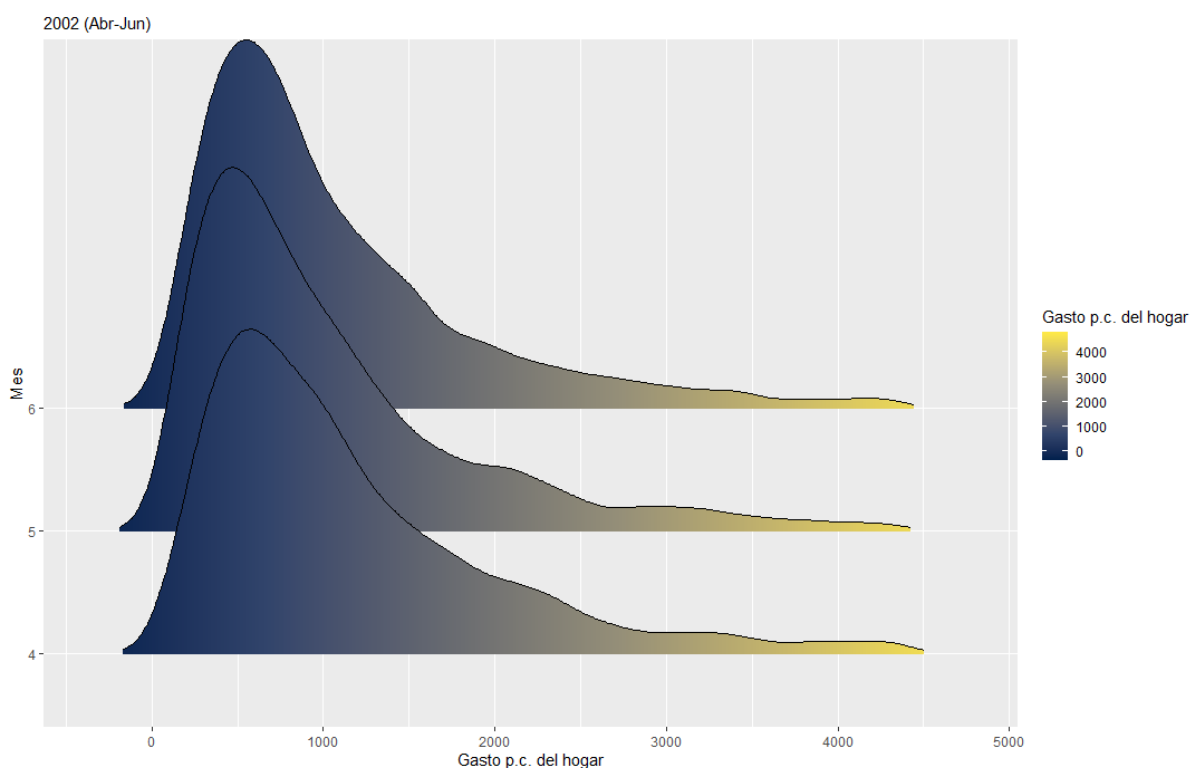
Previo al análisis con el modelo econométrico, podemos analizar las diferencias que existen respecto a otros factores como el género, el periodo de levantamiento y la edad, tanto como para la muestra completa, como para la submuestra de interés, que son aquellos que tienen información completa en el primer y el último levantamiento.

### C. Tiempo

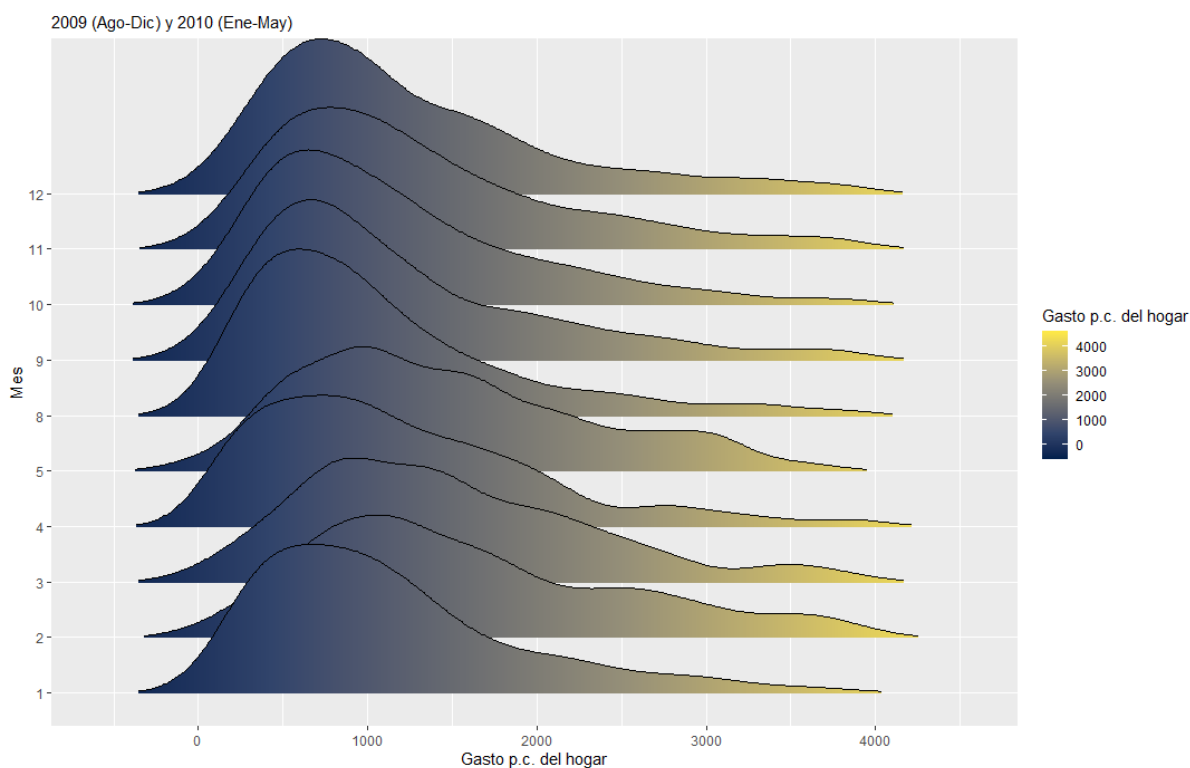
Debido a que el ingreso de un hogar puede depender temporalmente, dependiendo por ejemplo del mes en el que se haya realizado la entrevista al individuo, podría ser que encontráramos que la variación en el ingreso del hogar per cápita estuviera correlacionada de manera espuria con el puntaje en la prueba de Raven, cuando en realidad la variación estuviera explicada porque la encuesta fue realizada en un mes donde naturalmente el hogar contase con mayor ingreso.

Para mitigar esta preocupación en las siguientes dos gráficas analizaremos la distribución del ingreso de acuerdo con el mes en que se realizó la encuesta para los levantamientos 1 y 3 de la ENNViH, que son los que utilizaremos en la muestra de interés.

*Gráfica 5: Distribución del gasto por mes (ENNViH 1)*



Gráfica 6: Distribución del gasto por mes (ENNViH 3)



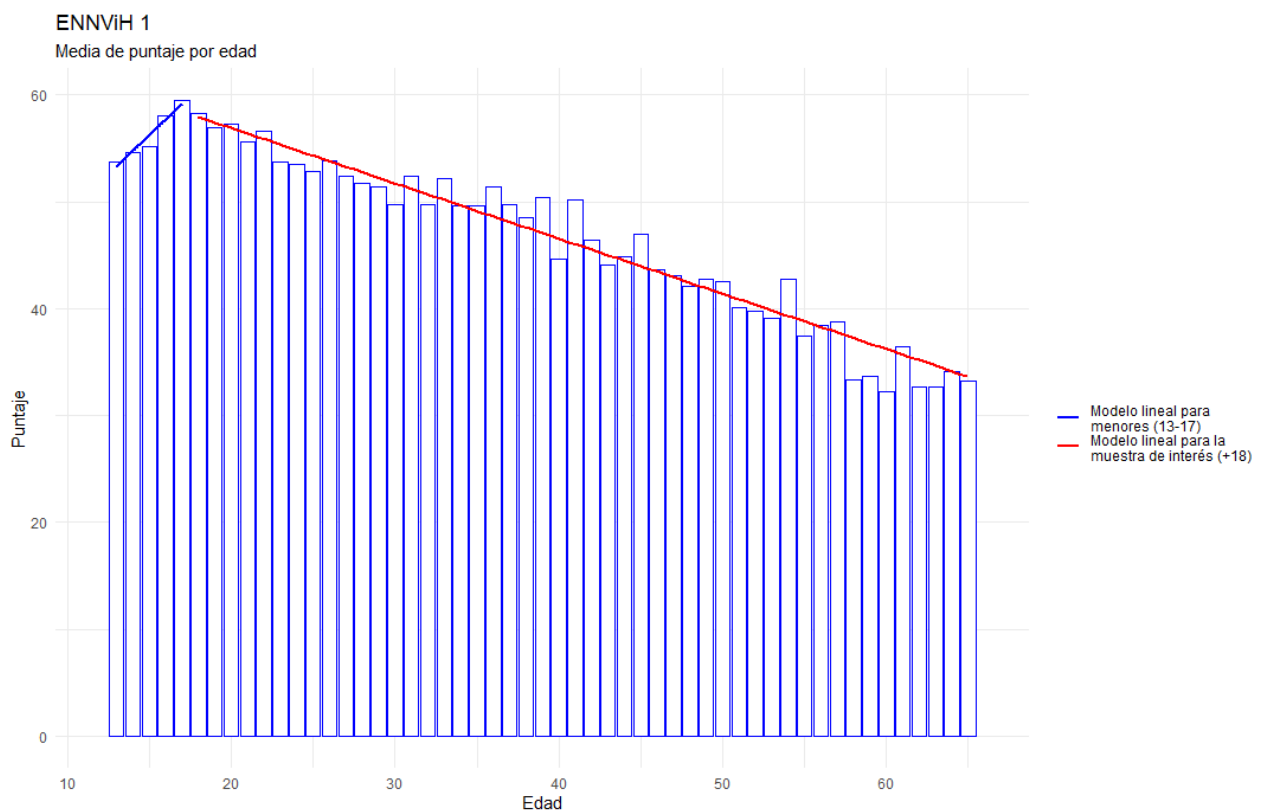
Para el primer levantamiento, realizado en 2002, 99.7% de los hogares se encuestaron entre abril y junio, el resto se encuestaron en marzo o no se pudo identificar el mes de la encuesta. Para el tercer levantamiento, el 89.4% de los hogares se encuestaron entre agosto del 2009 y mayo del 2010, el resto se encuestó entre junio del 2010 y noviembre de 2013 o no se pudo identificar el mes de la encuesta. En ambos casos se removió el 5% de los hogares con el ingreso más alto en cada levantamiento para evitar que la gráfica se viera distorsionada por *outliers* dentro de la muestra.

De ambas gráficas se observa que en los dos levantamientos la distribución del ingreso varía relativamente poco en función del mes dentro de un mismo periodo, lo cual indica que no es necesario controlar por el mes en el que se realiza la encuesta. En la segunda gráfica para los meses de febrero a mayo se observa un ligero desplazamiento a la derecha de la distribución, aunque esto podría deberse a que en estos meses se realizaron considerablemente menos encuestas que en los demás meses ilustrados en la misma gráfica (la gran mayoría se realizó en 2009), por lo que las distribuciones no serían igualmente representativas. No obstante, el modelo base incorporará efectos fijos por levantamiento para capturar posibles cambios ocasionados por variables que cambian en el tiempo, pero son constantes entre individuos.

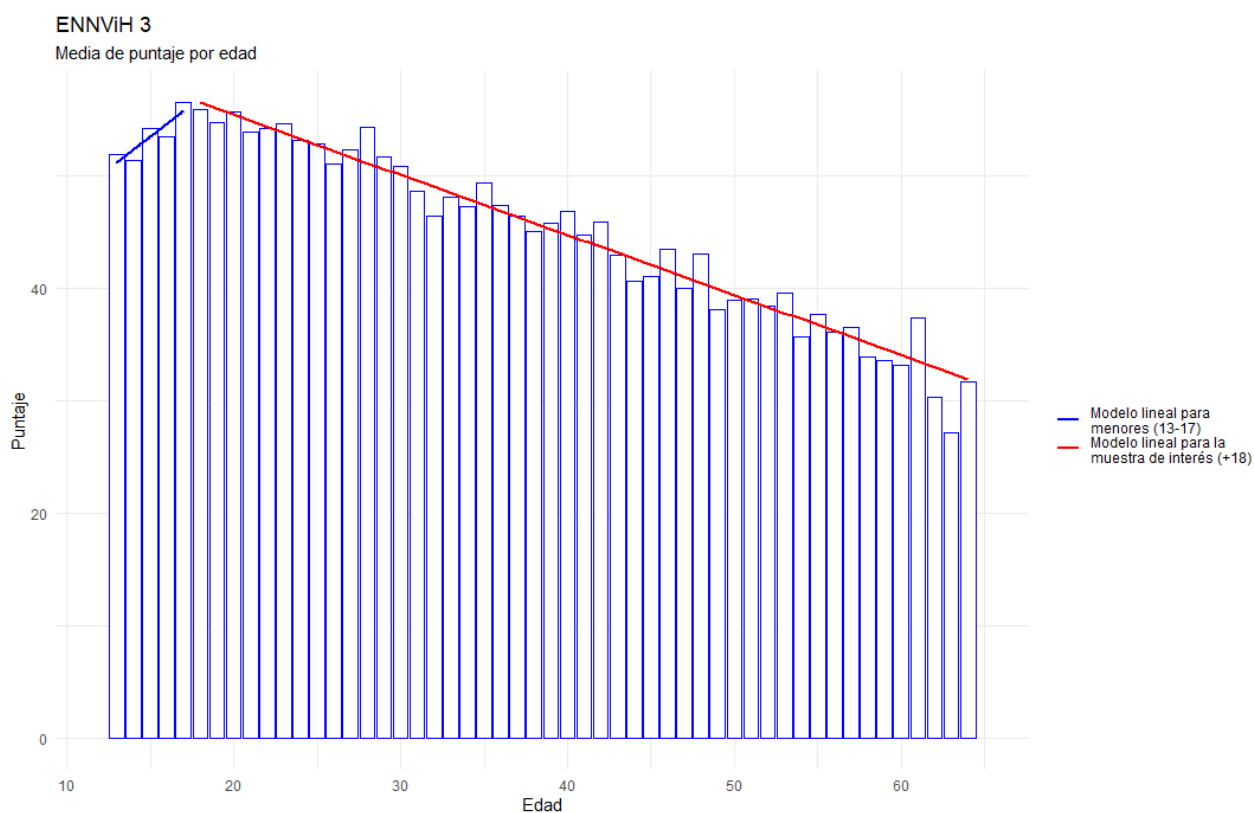
## D. Edad

La edad se incluye también como variable de control por el deterioro cognitivo natural que se da con el envejecimiento y que comienza desde alrededor de los 18 años, el cual está ampliamente documentado en la literatura. Para ver cómo es la dinámica de este deterioro, analizaremos como decae el puntaje en la prueba de Raven conforme avanza la edad; en las siguientes gráficas de barras se muestra la media de puntaje agregada por edad, junto con un modelo lineal ajustado a los datos de todos los individuos:

Gráfica 7: Media de puntaje por edad (ENNViH 1)



Gráfica 8: Media de puntaje por edad (ENNViH 3)



Los modelos de regresión lineal se calcularon utilizando los datos completos de la ENNViH 1 (19478 observaciones) y la ENNViH 3 (17596 observaciones) dividiendo ambas muestras entre menores y mayores de edad con la fórmula  $Puntaje_i = \beta_0 + \beta_1 Edad_i$ . Tanto los modelos lineales como en los gráficos de barras se observa una dinámica consistente con la literatura, aproximadamente antes de los 18 años se observa un claro efecto positivo de la edad sobre la inteligencia fluida (medida con el puntaje en la prueba MPR), lo cual es congruente con la etapa de formación y después (de los 18 años en adelante) la relación es claramente negativa y también se ajusta bastante a un deterioro cognitivo lineal en la edad. Por lo tanto, en las especificaciones del modelo la variable edad será modelada con un efecto lineal.

### E. Sexo

El modelo econométrico se realizará con distintas especificaciones que buscan controlar por variables que pudieran estar contaminando el efecto de la escasez monetaria sobre la inteligencia fluida. Sin embargo, para controlar por sexo, que es una variable fija en el tiempo, no podremos agregarla como variable de control dentro de la regresión de efectos fijos, pues no sería posible

estimar el coeficiente de esta variable mediante el modelo *demeaned* que será discutido en la siguiente sección. Para resolver este problema e identificar si existe un efecto diferenciado por sexo la estrategia que sigue este trabajo es dividir la muestra entre hombres y mujeres y correr modelos distintos para cada muestra. Para asegurarnos que esta estrategia sea válida, analizaremos previamente que las variables de interés entre estos dos grupos estén balanceadas.

Tabla 2: Estadística descriptiva por género (para todos los encuestados en 2002)

	Hombres (N = 8694)	Mujeres (N = 10784)	P-value de diferencia de medias
<b>Gasto p.c.</b>			
Mediana (RIQ)	799.16 (469.15, 1,383.43)	803.36 (473.45, 1,392.59)	
Media (d.e.)	1,451.93 ± 4,898.29	1,411.25 ± 4,771.53	$P = 0.5588$
<b>Puntaje</b>			
Mediana (RIQ)	50.00 (33.33, 66.67)	50.00 (25.00, 66.67)	
Media (d.e.)	51.33 ± 24.82	48.45 ± 24.92	$P < 0.0001$
<b>Edad</b>			
Mediana (RIQ)	30.00 (19.00, 43.00)	31.00 (20.00, 43.00)	
Media (d.e.)	32.39 ± 14.63	32.77 ± 14.12	$P = 0.0683$
<b>Menores de 15 años bajo su cuidado</b>			
Mínimo	0	0	
Máximo	4	9	
Media (d.e.)	0.02 ± 0.20	0.91 ± 1.29	$P < 0.0001$
<b>Años de educación</b>			
Mediana (RIQ)	11.00 (8.00, 12.00)	10.00 (8.00, 12.00)	
Media (d.e.)	10.16 ± 3.99	9.70 ± 4.18	$P < 0.0001$
<b>Estrato</b>			
Urbano	4,985 (57%)	6,281 (58%)	
Rural	3,709 (43%)	4,503 (42%)	

Analizando la estadística descriptiva para toda la muestra en el 2002, vemos que las características relevantes de gasto y edad de la muestra base no varían significativamente entre hombres y mujeres, y la distribución de todas las variables es muy similar para ambos grupos,

como indican la mediana, el rango intercuartil y las medias de estas variables. También se encuentran distribuidos de manera muy similar entre estratos urbanos y rurales. Los años de educación y el puntaje en la prueba MPR son levemente menores para las mujeres de la muestra base. En el caso de los menores de 15 años bajo su cuidado, los hombres tienen considerablemente menos, el máximo de menores bajo el cuidado de las mujeres es más que el doble del máximo de los hombres y las medias son considerablemente distintas.

A continuación, se realiza una tabla con la misma estadística descriptiva para las mismas variables, pero ahora analizando la muestra de interés (en el año 2002), es decir, los individuos que realizaron la prueba en el levantamiento 1 y en el levantamiento 3, y que se catalogaron como pobres (si su gasto estuvo por debajo de la mediana de los hogares de ese año) en ambos años, en total fueron 4375.

*Tabla 3: Estadística descriptiva por género (para la muestra de interés)*

	<b>Hombres (N = 1143)</b>	<b>Mujeres (N = 1663)</b>	<b>P-value de diferencia de medias</b>
<b>Gasto p.c.</b>			
Mediana (RIQ)	458.28 (295.88, 622.14)	465.72 (305.08, 628.56)	
Media (d.e.)	466.88 ± 203.26	471.27 ± 200.85	<i>P</i> = 0.5718
<b>Puntaje</b>			
Mediana (RIQ)	41.67 (25.00, 58.33)	33.33 (25.00, 58.33)	
Media (d.e.)	43.82 ± 24.04	39.80 ± 23.13	<i>P</i> < 0.0001
<b>Edad</b>			
Mediana (RIQ)	36 (27.00, 45.00)	34 (27.00, 43.00)	
Media (d.e.)	36.14 ± 11.00	35.38 ± 10.37	<i>P</i> = 0.0638
<b>Menores de 15 años bajo su cuidado</b>			
Mínimo	0	0	
Máximo	4	8	
Media (d.e.)	0.01 ± 0.16	1.66 ± 1.60	<i>P</i> < 0.0001
<b>Años de educación</b>			
Mediana (RIQ)	9 (6.00, 12.00)	9 (6.00, 12.00)	
Media (d.e.)	8.38 ± 3.85	7.91 ± 4.18	<i>P</i> = 0.0026

<b>Estado civil</b>			
Urbano	407 (36%)	644 (39%)	
Rural	736 (64%)	1,019 (61%)	

Nuevamente, como indican la media y desviación estándar, así como la mediana y el rango intercuartil de las variables de gasto per cápita, edad y años de educación, estas tienen una distribución muy similar tanto para hombres como para mujeres. Esto le da soporte a nuestra estrategia de dividir la muestra para identificar un efecto diferenciado de la escasez monetaria sobre la inteligencia fluida. Además, la diferencia de puntaje entre hombres y mujeres crece al analizar la estadística de la muestra pobre, mientras que sigue sin haber diferencia significativa en gasto; esto también es indicativo de que posiblemente el efecto de la escasez sobre la inteligencia fluida es mayor para las mujeres.

Para el caso del número de menores bajo su cuidado sucede algo similar, al analizar a la muestra pobre la diferencia de medias entre hombres y mujeres crece considerablemente respecto a la muestra completa. Esto sugiere que en la población en situación de pobreza las mujeres se hacen cargo en mayor medida de los menores de 15 años que en la población no pobre. Esto podría ser parte de la historia en torno a la carga cognitiva impuesta por la escasez.

### **III. Modelo econométrico**

En línea con el modelo del funcionamiento cerebral de dos sistemas propuesto por Schilbach, Schofield y Mullainathan (2016), este trabajo busca estimar el efecto de la pobreza sobre la capacidad de refrenar los impulsos del primer sistema por medio del segundo sistema, o *bandwidth*, como la llaman Mullainathan y Shafir (2013) a esta capacidad. En particular trata de estimar la carga cognitiva que impone la escasez monetaria sobre la inteligencia fluida que, junto con la función ejecutiva, determinan el funcionamiento del *bandwidth*. A su vez, esta carga cognitiva es importante porque tiene efectos sobre la capacidad de atención que los individuos tienen tanto en el hogar como en el trabajo (Banerjee y Mullainathan 2008). Para estimar este efecto se puede usar un modelo de la siguiente forma:

$$c_{it} = \alpha_i + \mu_t + \delta Gasto_{it} + \beta_1 Edad_{it} + \beta_2^T X_i + \beta_2^T Z_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Donde  $c_{it}$  es la capacidad cognitiva medida con el resultado en una prueba de matrices progresivas de Raven (que mide principalmente inteligencia fluida) en una escala de 0 a 100 y



$\alpha_i$  es el efecto individual de cada persona, determinado por variables inobservables en la muestra que se encuentran fijas al momento del levantamiento de la encuesta, pero que tienen un impacto relevante sobre la capacidad cognitiva en la edad adulta, tales como factores genéticos, los cuidados de la madre durante el embarazo, la salud y la nutrición en la niñez y la adolescencia, y experiencias sociales y educacionales en la niñez y la adolescencia. Asimismo,  $\mu_t$  representa el efecto fijo por levantamiento que varía entre diferentes periodos de la ENNViH pero no entre individuos.  $Gasto_{it}$  es el gasto per cápita del hogar del individuo re-normalizado a cientos de pesos ( $\frac{Gasto\ p.c.del\ hogar}{100}$ ),  $X_i$  es un vector de variables de control que incluye sexo, municipio y otras características sociodemográficas que no varían en el tiempo.  $Z_{it}$  es un vector de controles que sí varían en el tiempo e incluye posibles factores, que podrían afectar exógenamente la habilidad cognitiva y el gasto, como variables de control para evitar encontrar una relación espuria al estimar  $\delta$ , entre estas variables están además del estrato y el número de menores bajo el cuidado del individuo, una serie medidas de salud, victimización y violencia. La  $Edad_{it}$  se incluye también en la regresión debido a que en la edad adulta inicia un deterioro cognitivo natural que disminuye poco a poco la inteligencia fluida, el efecto de la edad se modela linealmente de acuerdo con los hallazgos previamente encontrados al respecto. Entonces, el parámetro de interés a estimar es  $\delta$ , que medirá en cuántos puntos cae el puntaje en la prueba de Raven por cada peso debajo de la mediana de ingreso.

Al tratar de estimar este modelo por medio de mínimos cuadrados ordinarios, a causa de variables omitidas (no observadas) como las que determinan el efecto individual  $\alpha_i$ , el error  $u_{it}$  estará potencialmente correlacionado con la variable dependiente  $Gasto_{it}$  y sesgará las estimaciones de  $\delta$ . Para solucionar parte de este problema y aprovechando el carácter longitudinal de la ENNViH, la estrategia de identificación para este modelo consiste en una regresión de efectos fijos que se estima utilizando el estimador *within*, restando la media en el tiempo a todas las variables y obteniendo una ecuación de la siguiente forma:

$$c_{it} - \bar{c}_{it} = (\alpha_i + \mu_t + \delta DistLP_{it} + \beta_1 Edad_{it} + \beta_2^T X_i + \beta_2^T Z_{it} + u_{it}) - (\bar{\alpha}_i + \bar{\mu}_t + \delta \overline{DistLP}_{it} + \beta_1 \overline{Edad}_{it} + \beta_2^T \bar{X}_i + \beta_2^T \bar{Z}_{it} + \bar{u}_{it}) \quad (2)$$

$$c_{it} - \bar{c}_{it} = (\alpha_i - \bar{\alpha}_i) + (\mu_t - \bar{\mu}_t) + \delta (DistLP_{it} - \overline{DistLP}_{it}) + \beta_1 (Edad_{it} - \overline{Edad}_{it}) + \beta_2^T (X_i - \bar{X}_i) + \beta_2^T (Z_{it} - \bar{Z}_{it}) + (u_{it} - \bar{u}_{it}) \quad (3)$$

$$\check{c}_{it} = \check{\mu}_t + \delta \check{DistLP}_{it} + \beta_1 \check{Edad}_{it} + \beta_2^T \check{Z}_{it} + \check{u}_{it} \quad (4)$$

$$\text{donde } \bar{c}_{it} = \sum_{t=1}^T \frac{1}{T} c_{it} \text{ y } \check{c}_{it} = c_{it} - \bar{c}_{it}$$

Esta estrategia, al utilizar la variación individual en el tiempo del ingreso y de los puntajes para la estimación de la regresión, nos permite solucionar el problema de variable omitida para las variables inobservables fijas en el tiempo al momento del levantamiento de los datos, que en nuestro marco teórico son las que podrían tener mayor peso sobre la habilidad cognitiva en la edad adulta y por lo tanto podrían sesgar la estimación del coeficiente de interés  $\delta$  por problemas de endogeneidad. Como ya fue mencionado previamente, se utilizarán únicamente los datos del levantamiento 1 y del levantamiento 3 para la estimación de este modelo.

Otro aspecto para considerar es que, como se estableció en el gráfico de medias de score por decil de ingreso en la exploración de datos de esta tesina, el gasto parece tener un efecto mayor entre más a la izquierda de la distribución de ingreso se encuentre el individuo. Es decir, este efecto muestra rendimientos decrecientes, por lo que para modelarlo deberíamos buscar una especificación que permita que la primera derivada del gasto respecto a la inteligencia fluida sea positiva y la segunda derivada negativa. Naturalmente, se decidió estimar también los siguientes dos modelos:

$$c_{it} = \alpha_i + \mu_t + \delta_1 Gasto_{it} + \delta_2 Gasto_{it}^2 + \beta_1 Edad_{it} + \beta_2^T X_i + \beta_2^T Z_{it} + u_{it} \quad (5)$$

$$c_{it} = \alpha_i + \mu_t + \delta \log(Gasto_{it}) + \beta_1 Edad_{it} + \beta_2^T X_i + \beta_2^T Z_{it} + u_{it} \quad (6)$$

#### IV. Resultados

Los resultados que se obtuvieron de los modelos especificado en la sección anterior, con las variables ya mencionadas se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 4

	Puntaje en prueba MPR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Gasto p.c. del hogar	0.8743*** (0.2168)	1.6430† (0.8729)		
Gasto X Gasto		-0.0824 (0.0905)		
log(Gasto)			3.3652***	3.4010***

			(0.7793)	(0.7791)
Edad	-0.1188 (0.3074)	-0.1221 (0.3074)	-0.1320 (0.3070)	-0.4259*** (0.0638)
Años de educación	-0.0494 (0.1953)	-0.0440 (0.1952)	-0.0414 (0.1951)	-0.0443 (0.1952)
Estrato urbano (más de 2500 habitantes)	3.3007† (1.7542)	3.2525† (1.7559)	3.2436† (1.7538)	3.1912† (1.7505)
Levantamiento 3	-2.4009 (2.4201)	-2.4247 (2.4205)	-2.3386 (2.4174)	
AIC	44493.6	44493.9	44490.2	44489.8
Observaciones	5,612	5,612	5,612	5,612
R <sup>2</sup> Within	0.0287	0.0290	0.0293	0.0290
Estadístico F	16.5475*** (df = 5; 2801)	13.9232*** (df = 6; 2800)	16.8934*** (df = 5; 2801)	20.9116*** (df = 4; 2802)

*Nota:* † p<0.1; \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Para la inferencia estadística se utilizaron errores estándar agrupados por individuo, en específico se utilizó el estimador de Arellano-White (Arellano 1987) de la matriz de covarianza, que es robusto a heteroscedasticidad de corte transversal y a correlación serial de forma arbitraria (Millo 2017). En la primera columna de la tabla se muestran los resultados del modelo agregando la variable gasto de forma lineal, en la columna dos se agrega una interacción cuadrática de la misma variable y en la tercera columna se utiliza el logaritmo del gasto en lugar del gasto. El coeficiente de gasto y gasto al cuadrado en la columna dos, junto con el coeficiente del logaritmo del gasto en la columna 3 indican que la relación entre el gasto y la inteligencia fluida es cóncava. En el contexto de escasez en el que se formula la hipótesis de esta tesina, esto quiere decir que la carga cognitiva que impone la falta de 100 pesos de gasto es mayor para los más pobres. Por la significancia de los parámetros y el criterio de información de Akaike, la especificación que mejor se ajusta a los datos es la que utiliza el logaritmo del gasto para medir la escasez.

La edad tiene un coeficiente negativo, pero no es significativo en los primeros tres modelos, esto es debido a que se está controlando por efectos fijos de levantamiento, que es equivalente a introducir una variable indicadora por levantamiento y esta variable está altamente

correlacionada con la edad porque los levantamientos se hicieron con aproximadamente 7 años de diferencia (se esperaría que la diferencia en edad entre periodos sea entonces igual). El coeficiente de la variable indicadora de estrato urbano es significativo al 90% de confianza y su magnitud no cambia, aunque cambie la manera de modelar el efecto del gasto. La variable de indicadora del levantamiento 3 tiene un coeficiente negativo en los tres modelos, pero no es significativo. No obstante, en la columna 4 se muestran los resultados de un modelo que no incluye efectos fijos por levantamiento y aquí el coeficiente de la edad sí es negativo y significativo y de magnitud considerable, de forma consistente con el deterioro cognitivo. Los años de educación no tienen ningún efecto sobre el puntaje en la prueba MPR, como es de esperarse dada la naturaleza de la inteligencia fluida, discutida en la revisión de literatura.

### A. Sexo

Debido a que se hizo una estimación *within* para obtener los coeficientes del modelo de efectos fijos no es posible controlar por las variables fijas en el tiempo a partir del primer levantamiento (tales como las que se determinan al nacer). No obstante, podemos dividir la muestra y estimar nuevamente el modelo para ver si existe un efecto diferenciado entre categorías. En la siguiente tabla se presentan los resultados del modelo de la columna 4 de la tabla anterior para dos muestras distintas, dividiendo la muestra inicial por sexo masculino y femenino:

Tabla 5

	Puntaje en prueba MPR			
	Hombres (1)	Mujeres (2)	Mujeres (3)	Mujeres (4)
log(Gasto)	2.7518*	3.8417***	3.6558***	3.7766**
	(1.2948)	(0.9679)	(0.9707)	(1.2500)
Edad	0.1004	-0.2849	-0.2915	-0.2903
	(0.4684)	(0.4099)	(0.4086)	(0.4089)
Menores de 15 años a su cargo			-0.8226*	-0.3079
			(0.3863)	(2.9926)
log(Gasto) X Menores				-0.0877
				(0.5044)
Estrato urbano (más de 2500 habitantes)	1.2625	4.2089†	4.3717†	4.3733†
	(2.7554)	(2.2487)	(2.2322)	(2.2319)

Levantamiento 3	-5.7003 (3.7299)	-0.0606 (3.2001)	-0.4661 (3.1983)	-0.4642 (3.1990)
AIC		26241.9	26235.2	26237.2
Observaciones	2,286	3,326	3,326	3,326
R <sup>2</sup> Within	0.0439	0.0230	0.0256	0.0256
Estadístico F	13.0861*** (df = 4; 1139)	9.7828*** (df = 4; 1659)	8.7072*** (df = 5; 1658)	7.2561*** (df = 6; 1657)

*Nota:* † p<0.1; \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Al dividir la muestra de interés por género y ajustar la misma especificación del modelo a los datos, se observa que el efecto de un aumento de 1% del gasto sobre la inteligencia fluida es considerablemente mayor en magnitud (40%) y significancia estadística para las mujeres pobres que para los hombres pobres. Es importante analizar este resultado con detenimiento; si bien la hipótesis de esta tesina es que la escasez de ingreso impone una carga cognitiva sobre la mente de las personas, afectando tanto su inteligencia fluida como su función ejecutiva, también es cierto que existen otros tipos de cargas cognitivas relacionadas con el manejo y la distribución de las tareas y recursos dentro del hogar. En particular, existen varios estudios que señalan que, además del trabajo doméstico, dentro de los hogares existe otro tipo de trabajo denominado trabajo cognitivo (Daminger 2019) relacionado con el manejo y mantenimiento de los hogares, por ejemplo: asegurarse de que los hijos coman, el cuidado de personas mayores dentro del hogar, agendar y recordar citas o eventos importantes, etc. Más aún, estos estudios apuntan a que la división del trabajo cognitivo es sumamente desigual y está fuertemente influenciada por roles de género culturales (Daminger 2019, Walzer 1996, Kaplan y Piras 2019); son las mujeres las que suelen llevar a cabo la gran mayoría de estas tareas.

Adicionalmente el modelo de elección racional de Banerjee y Mullainathan (2008) implica que, si las mujeres se preocupan y ocupan de los problemas dentro del hogar en mayor medida que los hombres, su capacidad de atención o en este caso, su *bandwidth*, medida por medio de su inteligencia fluida —y muy probablemente lo mismo sucedería al medir su función ejecutiva— se verá más afectada que la de los hombres ante los problemas económicos dentro del hogar, como lo es el bajo gasto per cápita. Además, el modelo de elección racional también implica que la escasez de atención o *bandwidth* genera un descenso en la productividad y el capital humano de los individuos, que a su vez disminuye su ingreso y los puede encapsular en

una trampa de pobreza; por ello si este efecto prevalece en mayor medida sobre las mujeres esto podría explicar parte también de la brecha salarial entre hombres y mujeres. En este sentido es de suma importancia explorar más a fondo este efecto.

Esto es consistente con los resultados encontrados en la exploración de datos, donde la estadística descriptiva de estos grupos (hombres y mujeres pobres) mostró que las mujeres, por ejemplo, se hacen cargo en mucho mayor medida de los menores de 15 años dentro del hogar y que esta diferencia esta más marcada dentro de la población pobre que dentro de la población total.

En este sentido, siendo que nuestra variable de gasto mide la escasez monetaria a nivel individual y a nivel hogar, es probable que la carga cognitiva derivada de la misma también recaiga desproporcionadamente sobre las mujeres del hogar, lo cual es consistente con los resultados del ejercicio de correr el mismo modelo para hombres y mujeres pobres por separado. Para estresar esta hipótesis, en un segundo modelo se incorporó al modelo base un control por número de menores de 15 años bajo su cargo y en un tercer modelo se agregó, además de esta variable, su interacción con el logaritmo del gasto. Los resultados de esto se muestran en las columnas 3 y 4 de la tabla respectivamente.

En el modelo de la columna 3, el coeficiente del número de menores de 15 años bajo su cuidado es negativo, como es de esperarse, y estadísticamente significativo, donde por cada menor más bajo el cuidado de la mujer, su puntaje en la prueba MPR disminuye en aproximadamente 0.82 puntos. Al controlar por menores bajo el cuidado de la mujer, el coeficiente del logaritmo del gasto no varía considerablemente, no obstante, es natural pensar que entre más menores estén al cargo de la mujer, mayor será la carga cognitiva impuesta por la escasez económica; es por esta razón que en el modelo de la columna 4 se agregó una interacción entre menores a su cargo y el logaritmo del gasto p.c. del hogar de la mujer. No obstante, el coeficiente de la interacción y de la variable menores bajo cuidado no son significativamente distintos de cero en esta especificación, además el criterio de información de Akaike indica que la especificación sin la interacción se ajusta mejor a los datos. Por lo tanto, no podemos concluir que el efecto de un incremento del 1% del gasto sobre la capacidad cognitiva de la mujer varíe en función del número de menores a su cargo. Por todo lo anterior, el resto de los modelos (a menos que se indique lo contrario) toman como muestra base a las 1663 mujeres de las que se tiene información para los 2 periodos.

## B. Salud

Para darle robustez al modelo, se probaron otras especificaciones agregando distintas variables de control que pudieran afectar la inteligencia fluida y confundir el efecto de la escasez de ingreso sobre esta. En un primer ejercicio se agregaron variables relacionadas con salud, incluyendo escalas de salud auto reportada general y de salud auto reportada relativa (en comparación con personas de la misma edad y sexo), una variable indicadora de incapacidad por enfermedad reciente y un índice de salud mental. Estas variables se agregaron como control siguiendo los resultados de trabajos que han encontrado efectos significativos de la salud física y neuropsicológica sobre la inteligencia fluida y en particular sobre su deterioro con la edad (Bergman y Almkvist 2013), así como trabajos que han encontrado una fuerte correlación entre ciertos desordenes psiquiátricos y la inteligencia fluida (Keyes et al. 2017).

Las escalas de salud se incluyeron en el modelo como variables continuas ya que son escalas simétricas y es factible que la distancia entre categorías (i.e. de muy buena a buena, de regular a mala, etc.) sea similar. El índice de salud mental fue construido a partir de un módulo de preguntas incluido en la ENNViH sobre depresión, siguiendo el método descrito por Calderón (1997). Todas las variables de salud fueron construidas a partir de la información recopilada en el Libro IIIB de la ENNViH. En la siguiente tabla se muestran los resultados de los diferentes modelos:

*Tabla 6*

	Puntaje en prueba MPR		
	(1)	(2)	(3)
log(Gasto)	3.6107*** (0.9734)	3.4888*** (0.9715)	3.4782*** (0.9728)
Edad	-0.1772 (0.4061)	-0.1415 (0.4033)	-0.1542 (0.4010)
Menores de 16 años a su cargo	-0.7866* (0.3906)	-0.7968* (0.3901)	-0.7891* (0.3892)
Estrato urbano	3.6944† (2.2115)	3.7061† (2.2051)	3.7323† (2.2065)
Levantamiento 3	-1.3151 (3.1894)	-1.6987 (3.1699)	-1.6703 (3.1546)

Salud autoreportada (de muy buena a muy mala)		-0.8007 (0.8262)	-0.6443 (0.8401)
Salud autoreportada relativa (de mucho mejor que otros a mucho peor que otros)		-1.5427* (0.7354)	-1.5145* (0.7350)
Dejó actividades por enfermedad (Últimas 4 semanas)		1.5012 (1.4253)	1.7537 (1.4183)
Índice de salud mental			-0.0866 (0.0656)
AIC	25779.1	25771.9	25770.6
Observaciones	3,272	3,272	3,272
R <sup>2</sup> Within	0.0245	0.0284	0.0294
Estadístico F	8.1840*** (df = 5; 1631)	5.9489*** (df = 8; 1628)	5.4722*** (df = 9; 1627)

*Nota:* † p<0.1; \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Ya que no todas las mujeres recibieron los cuestionarios de salud del Libro IIIB de la ENNViH, al agregar la información de salud la muestra se redujo levemente (de 3326 a 3272, 0.2% menos observaciones), pues no todas tenían esta información disponible. Por ello la estimación del coeficiente de interés del modelo base, que se muestra en la columna 1, también cambió, aunque muy levemente.

No obstante, se observa que al agregar las variables de control de salud auto reportada (ordinaria y relativa) y de salud mental la magnitud del coeficiente no varía significativamente y el valor de p se mantiene por debajo de 0.01, como se muestra en las columnas 2 y 3 de la tabla. La variable de menores bajo el cuidado de la mujer tiene un efecto negativo sobre la inteligencia fluida y la indicadora de estrato urbano un efecto positivo, aun controlando por variables de salud, como es de esperarse.

Por otro lado, de las escalas de salud únicamente la salud auto reportada relativa muestra un efecto significativo (al 95% de confianza) negativo, lo que quiere decir que la inteligencia fluida de las mujeres disminuye conforme perciben que empeora su salud respecto a la de otras mujeres de su edad. Los coeficientes de salud auto reportada (sin comparación con pares) y del



índice de salud mental no son significativamente distintos de cero. Esto quiere decir que la forma en que las mujeres perciben su salud en comparación con sus pares impone una carga mayor sobre su capacidad cognitiva que haber estado inhabilitada por alguna enfermedad poco tiempo antes de la encuesta.

Alternativamente a las variables de control construidas a partir de los cuestionarios de salud del libro IIIB de la ENNViH, en un ejercicio cuyos resultados no se muestran explícitos en esta tesina, también se utilizaron como variables de control una serie de marcadores biológicos recuperados del Libro S de la ENNViH que incluye medidas objetivas de salud y antropometría. En este caso la muestra se redujo drásticamente (de 3326 a 2214, 33.4% menos observaciones), pues muy pocos individuos recibieron este módulo de la encuesta y la prueba MPR en los dos periodos. Los marcadores biológicos incluidos como variables de control fueron la presión arterial diastólica y la presión arterial sistólica, por su correlación con discapacidades cognitivas en el largo plazo (Launer et al. 1995) así como la medida de la cintura —ya que la ratio de cintura/caderas está altamente correlacionado con las habilidades cognitivas de los adultos (Ntlholang et al. 2018)—<sup>6</sup> y el nivel de hemoglobina (proxy indicador de anemia causada por deficiencias nutricionales de hierro, ácido fólico o vitamina B12). Lo anterior fue para intentar discernir si el efecto que la escasez monetaria tiene sobre la inteligencia fluida se debe únicamente a la relación de la escasez con una mala nutrición (a falta de recursos para llevar una dieta adecuada). El resultado fue que ninguna de las variables mostró un efecto significativamente distinto de cero, aunque el criterio de información de Akaike sugiere controlar por la ratio cintura/altura y por presión sistólica. No obstante, el controlar por todas estas variables no alteró significativamente el coeficiente del logaritmo del gasto en ningún caso (en todos aumentó muy levemente), por lo que se descarta que alguna de estas variables explique el efecto negativo del gasto sobre la inteligencia fluida.

### **C. Violencia y victimización**

Finalmente, a partir del módulo de violencia y victimización del libro IIIA de la ENNViH, se crearon una serie de variables para controlar por experiencias violentas y percepción del entorno

---

<sup>6</sup> En este trabajo se usa la circunferencia de la cintura en lugar de la ratio cintura/cadera ya que la circunferencia de la cadera se midió únicamente en un levantamiento. En otro ejercicio, que no se muestra en este trabajo, se utilizó en su lugar la ratio cintura/altura como control, pero la significancia y la magnitud del coeficiente de escasez monetaria fue prácticamente idéntico al del modelo que controla por la medida de la cintura.

de los individuos, puesto que algunos trabajos han encontrado que la exposición a la violencia directa o a entornos violentos afecta el desempeño cognitivo (Bogliacino et al. 2017, Calderón, Barrera-Valencia y Trejos-Castillo 2015, McCoy, Raver y Sharkey 2015). Esto es con la intención de verificar que la carga cognitiva observada, atribuida al cambio porcentual del gasto, no esté capturando una posible correlación entre menor gasto y mayores índices de violencia y victimización, pues estos suelen prevalecer en zonas donde el ingreso es menor que en zonas más seguras.

Específicamente para controlar por la percepción del entorno se incluyeron como controles escalas de miedo a agresiones o asaltos durante el día y la noche, cambios de medio de transporte o de rutas por seguridad, y la portación de armas. Para controlar por experiencias de violencia directa se incluyeron indicadores de haber experimentado los siguientes sucesos violentos: secuestro, intento de abuso o abuso sexual, robo o asalto, riñas o pleitos y algún otro suceso violento. Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

*Tabla 7*

	Puntaje en prueba MPR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
log(Gasto)	3.8483*** (0.9732)	3.8350*** (0.9717)	3.8069*** (0.9734)	3.7256*** (0.9741)	3.8039*** (0.9753)
Edad	-0.1828 (0.4064)	-0.1719 (0.4037)	-0.2076 (0.4052)	-0.2379 (0.4050)	-0.2761 (0.4077)
Menores de 16 años a su cargo	-0.8333* (0.3880)	-0.8446* (0.3891)	-0.8653* (0.3905)	-0.9001* (0.3901)	-0.9073* (0.3884)
Estrato urbano	3.7091† (2.2092)	3.6756† (2.2135)	3.7992† (2.2167)	3.8360† (2.2158)	4.3433* (2.1810)
Levantamiento 3	-1.2490 (3.1872)	-1.2969 (3.1674)	-1.1352 (3.1773)	-1.0016 (3.1747)	-0.6753 (3.1985)
Miedo a una agresión/asalto de día (de mucho a no siente miedo)		0.7266 (0.7453)	0.7729 (0.7468)	0.7886 (0.7462)	0.8201 (0.7472)
Miedo a una agresión o asalto de noche (de mucho a no siente miedo)		-0.8944 (0.6555)	-0.9105 (0.6573)	-0.8783 (0.6573)	-0.8584 (0.6611)

Cambió de medio de transporte por seguridad	4.3286 <sup>†</sup>	4.1325 <sup>†</sup>	4.1392 <sup>†</sup>		
	(2.3246)	(2.3451)	(2.3298)		
Cambió de rutas por seguridad	-2.2296	-2.4057	-2.5591		
	(2.0551)	(2.0708)	(2.0712)		
Porta regularmente algún tipo de arma		21.8014 <sup>**</sup>	22.4837 <sup>**</sup>		
		(7.7961)	(7.7841)		
Ha sufrido intento de o abuso sexual				-37.6825 <sup>***</sup>	
				(2.4571)	
Ha sufrido robo o asalto				4.1833 <sup>†</sup>	
				(2.2834)	
Ha estado en una riña o pleito				-13.7528 <sup>**</sup>	
				(4.8774)	
Ha sufrido algún otro incidente violento				8.0638	
				(6.9678)	
AIC	25806.4	25806.8	25804	25786	25775.5
Observaciones	3,274	3,274	3,274	3,274	3,274
R <sup>2</sup> Within	0.0258	0.0269	0.0289	0.0348	0.0402
Estadístico F	8.6410 <sup>***</sup> (df = 5; 1632)	6.4266 <sup>***</sup> (df = 7; 1630)	5.3806 <sup>***</sup> (df = 9; 1628)	5.8651 <sup>***</sup> (df = 10; 1627)	4.8589 <sup>***</sup> (df = 14; 1623)

Nota:

<sup>†</sup> p<0.1; \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Al controlar por factores de exposición a la violencia directa y en su entorno, se encontró que el coeficiente de escasez monetaria no varía significativamente, lo cual indica que el efecto de la escasez sobre la inteligencia fluida no es a causa de factores externos relacionados con la violencia que pueden estar correlacionados con situaciones de vulnerabilidad económica. Por otro lado, en cuanto a percepción del entorno, se encontró que únicamente el cambio de medio de transporte por seguridad tiene un efecto significativo y positivo sobre la inteligencia fluida, lo cual puede deberse a que el cambio a un medio más seguro alivia las preocupaciones impuestas por el miedo y disminuye la carga cognitiva. El portar armas también mostró un

coeficiente positivo, lo cual puede explicarse de manera similar. En cuanto a experiencias de violencia directa, haber participado en una riña y haber sufrido un abuso sexual o el intento de uno disminuyen considerablemente la capacidad cognitiva; esto podría indicar que las experiencias de violencia directa traumáticas tienen un mayor efecto sobre la inteligencia fluida que la percepción de violencia en el entorno. No obstante, hay que interpretar estos coeficientes con cautela, pues las variables de riña, abuso sexual y portación de armas muestran muy poca variabilidad en el tiempo entre individuos, con respecto al resto de los controles, por lo cual el efecto que capturan en la regresión podría no ser representativo para toda la muestra.

En general, el coeficiente del logaritmo del gasto no varía al controlar por variables de violencia directa y percepción de violencia en el entorno, por lo que al igual que con los controles de salud, podemos concluir que estos no influyen en el efecto estimado de la escasez monetaria sobre la inteligencia fluida de las mujeres.

#### **D. Causalidad inversa**

Un posible problema con nuestro modelo es la existencia de endogeneidad por medio de causalidad inversa. Existe evidencia de que la inteligencia puede afectar el ingreso de una persona, principalmente en ambientes donde el mercado laboral premia las habilidades cognitivas; no obstante, este trabajo propone que al usar como proxy de escasez el gasto (o valor del consumo para la población que practica el autoconsumo y/o el intercambio en especie) per cápita, la inteligencia fluida no tiene un efecto causal sobre la escasez monetaria, si no lo opuesto.

Para analizar más a fondo esta hipótesis, dividimos la muestra de mujeres con información en los levantamientos 1 y 3 entre aquellas que reportaron haber realizado trabajos o actividades para ayudar al gasto del hogar en las que recibieran ingresos y aquellas que no. Los resultados se muestran en la siguiente tabla:

*Tabla 8*

	Puntaje en prueba MPR	
	(No recibieron ingresos)	(Recibieron ingresos)
log(Gasto)	3.7129** (1.2504)	-0.0475 (3.2543)
Edad	-0.4773 (0.5372)	-0.9908 (0.8607)

Menores de 16 años a su cargo	-1.2332** (0.4780)	-0.6727 (1.5725)
Estrato urbano	4.6563 (2.8840)	6.7964 (7.4281)
Levantamiento 3	1.0308 (4.1794)	3.5028 (7.2191)
log(Ingreso mensual promedio)		0.9886 (1.2643)
Observaciones	2,114	296
R <sup>2</sup> Within	0.0272	0.0386
Estadístico F	5.8746*** (df = 5; 1052)	0.9507 (df = 6; 142)
<i>Nota:</i>	† p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001	

Para las mujeres que no reportaron realizar trabajos o actividades de las que recibieran ingreso para ayudar al gasto del hogar el proxy de escasez económica aún refleja un impacto negativo considerable, y similar a los anteriores, sobre la inteligencia fluida, y es muy poco probable que la inteligencia fluida de estas mujeres afecte dicho proxy, pues el ingreso económico del hogar no depende de ellas. Para las que reportaron haber realizado trabajos o actividades de las que recibieran ingresos, el coeficiente de escasez económica dejó de ser significativamente distinto de cero, y el del logaritmo del ingreso promedio mensual percibido por dichas actividades es positivo, pero tampoco es significativo, no obstante, es considerablemente mayor que el del logaritmo del consumo. Esto podría ser porque la escasez que perciben estas mujeres no está determinada completamente por el proxy, que asume una distribución equitativa de los recursos dentro del hogar, sino que también depende de los ingresos que estas mujeres reciben de fuentes externas. No obstante, la muestra de mujeres pobres que perciben ingresos es muy pequeña como para concluir con certeza alguna hipótesis.

### **E. Pseudo prueba placebo**

De igual manera, para darle robustez a los resultados se hizo una prueba “placebo” en donde, en lugar de medir el efecto de un peso por encima de la línea de pobreza, se utilizó como variable de interés el logaritmo del gasto, midiendo el efecto de un incremento de 1% sobre el gasto. Para la selección de esta muestra se tomaron a los individuos no pobres (quienes estuvieron en ambos años por encima de la línea de pobreza) y se omitieron aquellos con un gasto per cápita

del hogar mayor a 10,000 pesos para controlar por *outliers*. Nuevamente, como en la tabla 1 se dividió la muestra de no pobres entre hombres (864) y mujeres (1249) y se utilizó el modelo base que controla por edad, número de menores de 15 años bajo su cuidado, estrato y número de levantamiento. Los resultados de los modelos se muestran en la siguiente tabla:

Tabla 9

	Puntaje en prueba MPR	
	Hombres	Mujeres
log(Gasto)	1.3195 (1.3896)	1.9848 (1.2641)
Edad	0.0944 (0.7767)	0.7975 (0.5091)
Menores de 15 años a su cargo	0.7089 (2.3154)	-0.1786 (0.5664)
Estrato urbano	-1.6150 (2.5652)	3.5507 <sup>†</sup> (2.1147)
Levantamiento 3	-6.7683 (6.0603)	-11.8592** (4.0842)
AIC	13517.3	19702.9
Observaciones	1,728	2,497
R <sup>2</sup> Within	0.0621	0.0596
Estadístico F	11.2243*** (df = 5; 848)	15.5909*** (df = 5; 1231)

Nota: † p<0.1; \* p<0.05; \*\* p<0.01; \*\*\* p<0.001

Los resultados muestran que, como en el caso de la población pobre, el coeficiente en ambos casos es positivo y el de las mujeres es considerablemente mayor (50.4%). Sin embargo, en ningún caso es significativamente distinto de cero, por lo que no hay un efecto significativo sobre la inteligencia fluida de incrementar el gasto en 1%, lo que da robustez a la hipótesis de que efectivamente es la escasez de recursos la que impone una carga cognitiva que afecta la inteligencia fluida, no el ingreso o el gasto per sé. Adicionalmente, se observa que, incluso en el caso de las mujeres, el coeficiente de menores bajo su cuidado no es significativamente distinto de cero. Esto es totalmente consistente con el modelo de elección racional que proponen Banerjee y Mullainathan (2008), donde muestran que los bienes relacionados con la comodidad del hogar (bienes de confort) y la capacidad de cuidar del hogar (hacer trabajo doméstico o

trabajo cognitivo) son bienes sustitutos; por lo tanto, las mujeres por encima de cierto umbral de ingreso podrán costear este tipo de bienes (i.e. niñeras, guarderías, trabajadores domésticos, etc.) lo que a su vez les permitirá enfocar su atención en el trabajo en lugar de los problemas cotidianos que puedan surgir en casa.

#### **F. Significancia económica**

Después de probar distintas variables de control en el modelo, se observa que las únicas que podrían confundir parcialmente el efecto de la escasez monetaria sobre la inteligencia fluida son las relacionadas con la salud relativa, sin embargo, aún se observa un efecto más o menos similar de la escasez en gasto entre los distintos modelos y la variación podría atribuirse al distinto tamaño de las muestras más que a las variables de control. Se encontró que este efecto recae desproporcionadamente sobre las mujeres, para las que el efecto de aumentar su gasto en un 10% oscila entre .347 y .384. Para la mujer pobre promedio en 2002, cuyo gasto —o valor del consumo, para la población que practica el autoconsumo y/o el intercambio en especie— per cápita del hogar fue de 471, aumentar su ingreso hasta la línea de pobreza (882.2 en 2002) correspondería a un aumento del 87.3%, lo que según nuestro coeficiente estimado implicaría un aumento del puntaje igual a 3.352.

Para comprender mejor este resultado, es prudente analizar las medias de gasto y de puntaje en la población de mujeres pobres y no pobres. Como la variable de gasto per cápita está deflactada al nivel de precios de 2002, se utilizan los datos del levantamiento de ese año.

*Tabla 10: Medias de puntaje y gasto para mujeres (Pobres vs. No pobres)*

	<b>Media del puntaje (2002)</b>	<b>Media del gasto p.c. (2002)</b>
Mujeres pobres	39.8	471
Mujeres no pobres	52.1	1814

Vemos que, en promedio, hay una brecha de 12.3 puntos entre mujeres pobres y no pobres en la prueba de inteligencia fluida, y la distancia entre medias de gasto p.c. es de 1343 pesos. Por lo tanto, para alcanzar el puntaje promedio de las mujeres no pobres, el de las mujeres pobres debería aumentar en 41.9%.

En este sentido si se hace una transferencia lo suficientemente grande (más de 411 pesos) para sacar a la mujer promedio de la pobreza, según el efecto estimado en este trabajo,

su puntaje en la prueba MPR aumentaría entre 3.02 y 3.35. Por lo tanto, la brecha de inteligencia fluida entre la mujer pobre promedio y la mujer no pobre promedio se reduciría en la misma cantidad, de 12.3 a 8.95 (o 9.8 en el caso menos optimista). Esto quiere decir que, para las mujeres, entre 24.5% y 27.2% de la brecha por gasto en habilidad cognitiva se explica por la carga cognitiva que impone la escasez de recursos económicos.

## **V. Conclusión**

Este trabajo encuentra que la escasez monetaria en la adultez —en específico, pertenecer a un hogar con un gasto per cápita menor que la mediana— está correlacionado con una disminución en la inteligencia fluida, aun controlando por posibles factores que pudieran confundir esta relación, como son los factores genéticos, los cuidados y estímulos en la niñez y la adolescencia y en general todos los determinados al nacer, en la niñez o en la adolescencia, así como factores de salud y violencia y el deterioro cognitivo relacionado con el envejecimiento. También se encuentra que este efecto tiene una mayor prevalencia en las mujeres dentro del hogar.

Lo anterior es consistente con la literatura previa en la que varios experimentos han encontrado que existe una carga cognitiva que afecta el funcionamiento de la inteligencia fluida y la función ejecutiva, impuesta por la escasez de ingreso, y también es congruente con modelos de elección racional que concluyen que las personas que ocupan la mayor parte de su atención en problemas dentro del hogar ven afectada su atención en otros ámbitos, como su productividad laboral, capital humano e ingresos (Banerjee y Mullainathan, 2008). Estos trabajos también han reconocido que es más adecuado un diseño experimental para identificar el efecto de esta carga cognitiva, pues está relacionado con las preocupaciones derivadas de la escasez de ingreso, las cuales podrían no estar presentes siempre en un entorno cotidiano. Sin embargo, al utilizar datos que miden la escasez a nivel hogar, este trabajo pudo identificar que la carga cognitiva derivada de dicha escasez se distribuye desproporcionadamente sobre las mujeres del hogar, aun cuando no son ellas las principales proveedoras de recursos, lo cual está estrechamente ligado con la reciente literatura sobre ‘trabajo cognitivo’ y su división inequitativa acorde a roles de género culturales. Por lo tanto la contribución principal de este trabajo radica en que provee evidencia, con datos de una encuesta longitudinal, que respalda los modelos de escasez y carga cognitiva, cuyas implicaciones son de gran relevancia para explicar la brecha en habilidades cognitivas entre pobres y no pobres, y la brecha salarial entre hombres y mujeres.



Este trabajo es un punto de partida para que futuras investigaciones experimentales tomen en cuenta y analicen el efecto de la carga cognitiva en los hogares mexicanos diferenciado acorde al género, sobre todo cuando éste está relacionado con el trabajo cognitivo dentro del hogar. De esta manera la realización de nuevas políticas públicas podrá incorporar esta información en su diseño mejorando así, no solo las oportunidades de las mujeres pobres en México —un país con una marcada cultura machista (Segrest, Romero, Domke-Damonte 2003) —, sino también su bienestar mental y emocional. Además, incorporar estos resultados en el diseño de políticas públicas cobra mucho mayor importancia en el contexto actual de la pandemia de Covid-19, donde la atención requerida por los problemas que surgen en el hogar ha aumentado considerablemente. Así, los cambios en este respecto deben ir orientados a crear mecanismos que disminuyan el trabajo cognitivo de las mujeres en el hogar, y a buscar formas de compensar la brecha salarial que pudieran generar las disparidades en la distribución del trabajo cognitivo y el trabajo no remunerado dentro del hogar (Kaplan y Piras 2019).

## Bibliografía

- Alderman, Harold, Jere R. Behrman, David R. Ross, y Richard Sabot. “Decomposing the Gender Gap in Cognitive Skills in a Poor Rural Economy.” *The Journal of Human Resources* 31, núm. 1 (1996): 229. <https://doi.org/10.2307/146049>.
- Allemand, Mathias. “Midlife Psychological Development.” En *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*, 369–75. Elsevier, 2015. <https://doi.org/10.1016/b978-0-08-097086-8.34022-3>.
- Arellano, Manuel. “Computing Robust Standard Errors for Within Group Estimators.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, (1987): 431-434.
- Banerjee, Abhijit V, y Sendhil Mullainathan. “Limited Attention and Income Distribution.” *American Economic Review* 98, núm. 2 (abril de 2008): 489–93. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.489>.
- Beck, Asad, Carol E. Franz, Hong Xian, Eero Vuoksimaa, Xin Tu, Chandra A. Reynolds, Matthew S. Panizzon. “Mediators of the Effect of Childhood Socioeconomic Status on Late Midlife Cognitive Abilities: A Four Decade Longitudinal Study.” *Innovation in Aging* 2, núm. 1 (enero de 2018). <https://doi.org/10.1093/geroni/igy003>.
- Bergman, Ingvar, y Ove Almkvist. “The Effect of Age on Fluid Intelligence Is Fully Mediated by Physical Health.” *Archives of Gerontology and Geriatrics* 57, núm. 1 (julio de 2013): 100–109. <https://doi.org/10.1016/j.archger.2013.02.010>.
- Bogliacino, Francesco, Gianluca Grimalda, Pietro Ortoleva, y Patrick Ring. “Exposure to and Recall of Violence Reduce Short-Term Memory and Cognitive Control.” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 114, núm. 32 (2017): 8505–10. <https://doi.org/10.1073/pnas.1704651114>.
- Bornstein, Marc H., y Marian D. Sigman. “Continuity in Mental Development from Infancy.” *Child Development* 57, núm. 2 (abril de 1986): 251. <https://doi.org/10.2307/1130581>.
- Calderón, Guillermo. “Un cuestionario para simplificar el diagnóstico del síndrome depresivo.” *Revista de Neuro-Psiquiatría del Perú*, Tomo 60(2) (1997): 127-135.

- Calderón, Liliana, Mauricio Barrera-Valencia, y Elizabeth Trejos-Castillo. “Cognitive Performance, Trauma, and Community Violence in Colombia: A Neuropsychological Assessment of Young Victims.” No publicado, 2015. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.3456.8407>.
- Case, Anne, y Christina Paxson. “Height, Health, and Cognitive Function at Older Ages.” *American Economic Review* 98, núm. 2 (abril de 2008): 463–67. <https://doi.org/10.1257/aer.98.2.463>.
- Case, Anne, y Christina Paxson. “Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes.” *Journal of Political Economy* 116, núm. 3 (junio de 2008): 499–532. <https://doi.org/10.1086/589524>.
- Cattell, Raymond B. “Theory of Fluid and Crystallized Intelligence: A Critical Experiment.” *Journal of Educational Psychology* 54, núm. 1 (febrero de 1963): 1–22. <https://doi.org/10.1037/h0046743>.
- Daminger, Allison. “The Cognitive Dimension of Household Labor.” *American Sociological Review* 84, núm. 4 (julio de 2019): 609–33. <https://doi.org/10.1177/0003122419859007>.
- Ellis, Lee, Anthony W. Hoskin, y Malini Ratnasingam. “Intellectual and Academic Factors.” En *Handbook of Social Status Correlates*, 147–74. Elsevier, 2018. <https://doi.org/10.1016/b978-0-12-805371-3.00006-6>.
- Glewwe, Paul, y Hanan Jacoby. “Student Achievement and Schooling Choice in Low-Income Countries: Evidence from Ghana.” *The Journal of Human Resources* 29, núm. 3 (1994): 843. <https://doi.org/10.2307/146255>.
- Gottfredson, Linda S. “Mainstream Science on Intelligence: An Editorial with 52 Signatories, History, and Bibliography.” *Intelligence* 24, núm. 1 (enero de 1997): 13–23. [https://doi.org/10.1016/s0160-2896\(97\)90011-8](https://doi.org/10.1016/s0160-2896(97)90011-8).
- Hartshorne, Joshua K., y Laura T. Germine. “When Does Cognitive Functioning Peak? The Asynchronous Rise and Fall of Different Cognitive Abilities Across the Life Span.” *Psychological Science* 26, núm. 4 (marzo de 2015): 433–43. <https://doi.org/10.1177/0956797614567339>.

- Hinson, John M., Tina L. Jameson, y Paul Whitney. “Impulsive Decision Making and Working Memory.” *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition* 29, núm. 2 (2003): 298–306. <https://doi.org/10.1037/0278-7393.29.2.298>.
- Horn, John L. “Measurement of Intellectual Capabilities: A Review of Theory.” En *Woodcock-Johnson Technical Manual*, editado por Kevin McGrew, Judy Werder, y Richard W. Woodcock, 197-232. Itasca, IL: Riverside, 1991.
- Horn, John L., y Raymond B. Cattell. “Age Differences in Fluid and Crystallized Intelligence.” *Acta Psychologica* 26 (1967): 107–29. [https://doi.org/10.1016/0001-6918\(67\)90011-x](https://doi.org/10.1016/0001-6918(67)90011-x).
- Kaplan, David y Claudia Piras. “Brechas de género en el mercado laboral mexicano: comparaciones internacionales y recomendaciones de política pública.” *Revista de Economía Mexicana. Anuario UNAM*, núm. 4 (2019): 138-65.
- Kaufman, A. S., y J. L. Horn. “Age Changes on Tests of Fluid and Crystallized Ability for Women and Men on the Kaufman Adolescent and Adult Intelligence Test (KAIT) at Ages 17-94 Years.” *Archives of Clinical Neuropsychology* 11, núm. 2 (enero de 1996): 97–121. <https://doi.org/10.1093/arclin/11.2.97>.
- Keyes, Katherine M., Jonathan Platt, Alan S. Kaufman, y Katie A. McLaughlin. “Association of Fluid Intelligence and Psychiatric Disorders in a Population-Representative Sample of US Adolescents.” *JAMA Psychiatry* 74, núm. 2 (febrero de 2017): 179. <https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2016.3723>.
- Knopman, D., L.L. Boland, T. Mosley, G. Howard, D. Liao, M. Szklo, P. McGovern, y A. R. Folsom. “Cardiovascular Risk Factors and Cognitive Decline in Middle-Aged Adults.” *Neurology* 56, núm. 1 (enero de 2001): 42–48. <https://doi.org/10.1212/wnl.56.1.42>.
- Launer, L. J., K. Masaki, H. Petrovitch, D. Foley, y R. J. Havlik. “The association between midlife blood pressure levels and late-life cognitive function. The Honolulu-Asia Aging Study.” *JAMA* Dec 20;274(23) (1995):1846-51.
- Mani, A., S. Mullainathan, E. Shafir, y J. Zhao. “Poverty Impedes Cognitive Function.” *Science* 341, núm. 6149 (agosto de 2013): 976–80. <https://doi.org/10.1126/science.1238041>.

- McCoy, Dana Charles, C. Cybele Raver, y Patrick Sharkey. “Children’s Cognitive Performance and Selective Attention Following Recent Community Violence.” *Journal of Health and Social Behavior* 56, núm. 1 (febrero de 2015): 19–36. <https://doi.org/10.1177/0022146514567576>.
- Millo, Giovanni. “Robust Standard Error Estimators for Panel Models: A Unifying Approach.” *Journal of Statistical Software* 82, núm. 3 (2017). <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i03>.
- Mullainathan, Sendhil, and Eldar Shafir. *Scarcity: Why Having Too Little Means So Much*. New York: Henry Holt & Company, 2013.
- Ntlholang, Ontefetse, Kevin McCarroll, Eamon Laird, Anne M. Molloy, Mary Ward, Helene McNulty, Leane Hoey, et al. “The Relationship between Adiposity and Cognitive Function in a Large Community-Dwelling Population: Data from the Trinity Ulster Department of Agriculture (TUDA) Ageing Cohort Study.” *British Journal of Nutrition* 120, núm. 5 (julio de 2018): 517–27. <https://doi.org/10.1017/s0007114518001848>.
- Raven, John. “The Raven’s Progressive Matrices: Change and Stability over Culture and Time.” *Cognitive Psychology* 41, núm. 1 (agosto de 2000): 1–48. <https://doi.org/10.1006/cogp.1999.0735>.
- Rubalcava, Luis N., y Graciela M. Teruel. “The Role of Maternal Cognitive Ability on Child Health.” *Economics & Human Biology* 2, núm. 3 (diciembre de 2004): 439–55. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2004.10.009>.
- Schilbach, Frank, Heather Schofield, y Sendhil Mullainathan. “The Psychological Lives of the Poor.” *American Economic Review* 106, núm. 5 (mayo de 2016): 435–40. <https://doi.org/10.1257/aer.p20161101>.
- Schmidt, Frank L., y John E. Hunter. “The Validity and Utility of Selection Methods in Personnel Psychology: Practical and Theoretical Implications of 85 Years of Research Findings.” *Psychological Bulletin* 124, núm. 2 (1998): 262–74. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.124.2.262>.
- Schwartz, B. S., W. F. Stewart, K. I. Bolla, D. Simon, K. Bandeen-Roche, B. Gordon, J. M. Links, y A. C. Todd. “Past Adult Lead Exposure Is Associated with Longitudinal

Decline in Cognitive Function.” *Neurology* 55, núm. 8 (octubre de 2000): 1144–50.  
<https://doi.org/10.1212/wnl.55.8.1144>.

Segrest, Sharon L., Eric J. Romero, y Darla J. Domke-Damonte. “Exploring the Role of Machismo in Gender Discrimination: A Comparison of Mexico and the US”. *Equal Opportunities International* 22, núm. 1 (febrero de 2003): 13–31.  
<https://doi.org/10.1108/02610150310787298>.

Tong, Fang, y Tong Fu. “Meta-Analysis of Fluid Intelligence Tests of Children from the Chinese Mainland with Learning Difficulties.” Editado por Susanna Esposito. *PLoS ONE* 8, núm. 11 (noviembre de 2013): e78311. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0078311>.

Walzer, Susan. “Thinking about the Baby: Gender and Divisions of Infant Care.” *Social Problems* 43, núm. 2 (1996): 219–34. doi:10.2307/3096999.

### **Bases de Datos**

Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2006). “Guía del usuario para la Primera Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares”. [www.ennvih-mxfls.org](http://www.ennvih-mxfls.org).

Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2006). “Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares, Segunda Ronda”, Documento de Trabajo, [www.ennvih-mxfls.org](http://www.ennvih-mxfls.org).

Rubalcava, Luis y Teruel, Graciela (2013). “Encuesta Nacional sobre Niveles de Vida de los Hogares, Tercer Ronda”, Documento de Trabajo, [www.ennvih-mxfls.org](http://www.ennvih-mxfls.org).