

Revista Electrónica Nova Scientia

Agua, pobreza y uso del tiempo en México: Análisis cuantitativo como sustento del diseño de una política pública de doble dividendo Water, poverty and time allocation in Mexico: A comparative analysis for the design of a double- dividend policy

Alejandro Guevara Sanginés¹ y José Alberto Lara Pulido²

¹Vicerrectoría, Universidad Iberoamericana, Ciudad de México

²División de Estudios Sociales, Universidad Iberoamericana, Ciudad de México

México

Alejandro Guevara Sanginés. E-mail: alejandro.guevara@ibero.mx

Resumen

Introducción: Los impactos de la escasez y contaminación del agua afectan a grandes sectores de la población, pero inciden de manera desproporcionada en los sectores de menores ingresos. El acceso al agua ha sido reconocido como un derecho fundamental para una vida digna por las Naciones Unidas (UN, 2010), por lo que si el Estado no pone los medios para el acceso universal al agua, estaría impidiendo la realización de los derechos humanos de una parte de la población. Así, la relación agua - pobreza es de la mayor importancia tanto desde el punto de vista de salud pública como el de equidad social. El presente trabajo estudia la relación entre la falta de acceso al agua, el tiempo destinado a trabajar y los niveles de ingreso.

Método: Con información de dos rondas de la *Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo 2002 y 2009* del INEGI, se estima la brecha de ingreso y de las horas trabajadas entre la población que destina tiempo en acarrear agua con aquella (estadísticamente comparable) que no realiza esta actividad. Esto se hace a partir de un método de apareamiento (*propensity score matching*) considerando características personales y del municipio donde éstas viven.

Resultados: En ambos casos se observa una diferencia estadísticamente significativa. En el primero, la brecha del ingreso familiar trimestral era de alrededor de 9% en 2002 y de 12% en 2009. En el segundo, se estima que una persona que acarrea agua disminuye el tiempo que destinaba a trabajar en alrededor de 13% tanto en 2002 como en 2009. Estos resultados sugieren que la falta de acceso al agua es una condición que tiene un impacto significativo en hacer más proclive a una persona a caer en una condición de pobreza.

Discusión o Conclusión: Una política de cobertura de dicho servicio tiene el doble efecto de atender un satisfactor fundamental de bienestar a la vez que libera a las personas de un tiempo adicional que puede aprovecharse en horas productivas. Ambos factores conducen tanto a una mejor calidad de vida como como a la mitigación en la pobreza monetaria de la población atendida. De allí su *doble dividendo*. Al respecto, comparamos el valor presente neto del costo promedio de dotar agua a nivel hogar (que estimamos en 5,305 pesos con información de fuentes secundarias) con el valor presente neto del ingreso adicional que se generaría por no tener que acarrear agua (14,500 pesos de acuerdo a nuestro modelo), los resultados indican que la inversión es costo-efectiva y es un vehículo valioso para abatir la pobreza.

Palabras clave: agua, pobreza, uso del tiempo, doble dividendo, México

Recepción: 02-10-2014

Aceptación: 18-08-2015

Abstract

Introduction: Water scarcity and pollution affect large sectors of the population, but they occur excessively on the poor. Access to water has been recognized by the United Nations as a fundamental right (UN, 2010), thus if the government does not grant universal access to water, it would be preventing the full realization of Human Rights. The relationship between water availability and poverty is of great importance for the public health and social equity. This essay studies the relationship between lack of access to water, the time dedicated to work and income levels

Method: With information taken from two waves of the *National Survey on Time-Use 2002 and 2009* (INEGI) it is estimated the gap in income and hours worked among people who allocated time fetching water and those that did not perform this activity by a propensity score matching method, which considers personal characteristics and municipality level characteristics.

Results: In both cases, there is a statistically significant difference, its lower in 2009 than in 2002, however it persists. *Caeteris paribus*, in the first case, the household income-gap was of 18% in 2002 and of 12% in 2009. In the second, the time allocated to work of a person who carries water decreased about 13% in 2002 and about 10% in 2009. These results suggest that the lack of access to water is a condition that has a significant impact in making a person more susceptible to fall into a condition of poverty.

Discussion or Conclusion: Thus, a public policy aiming at increasing water supply coverage will directly increase beneficiaries' wellbeing while alleviating their poverty levels by increasing time devoted to productive activities. Water provision then, yields a *double dividend*. We estimate the net present value of the cost of providing a new water connection at household level (5,305 pesos) and the net present value of the additional income that would rise if a person does not have to carry water. We found that investing in water provision is cost effective a valuable way to reduce poverty.

Keywords: water access, poverty alleviation, scarcity, double-dividend, Mexico

Introducción

Más de 783 millones de personas en países en desarrollo no tienen acceso a agua potable. Además, 2 mil 500 millones de personas no tienen servicios de drenaje adecuados (UN-Water, 2013). En el caso de México todavía 1 millón de personas no tienen acceso a servicios de drenaje y 1.27 millones carecen de servicio de agua potable (INEGI, 2010). Si bien esta cantidad de personas pudiera parecer menor comparándola con el total de la población mexicana, cabe señalar que el problema de acceso a agua, así como de su mala cantidad y calidad que impone una carga adicional a la población más pobre, (Barkin 2006). Finalmente, según informes de la Organización Mundial de la Salud (OMS), cerca de un tercio de los hogares conectados a la red en África y en América Latina tenía un abastecimiento intermitente, mientras que 36% de los sistemas de las ciudades de África y alrededor de 20% de las de Asia y América Latina distribuían agua contaminada (WHO et al., 2000).

Los impactos de la escasez y contaminación del recurso afectan a grandes sectores de la población, pero inciden de manera desproporcionada en los pobres. Esto se debe a las condiciones de sus viviendas y a la provisión inadecuada de servicios básicos como el agua, drenaje, salud y recolección de basura. Los pobres son más propensos a obtener una distribución desigual de recursos escasos, en este caso, el agua, aumentando así su vulnerabilidad. Frente a eventos extremos, su recuperación es particularmente difícil ya que no tienen recursos o redes de seguridad adecuadas, y las políticas públicas frecuentemente priorizan la inversión en zonas más desarrolladas de los países (WB, 2008). Incluso el acceso a servicios públicos, como es el agua, es un factor que favorece la libertad y el desarrollo económico (Sen, 2000).

El acceso al agua ha sido reconocido como un derecho fundamental para una vida digna por la Asamblea General de las Naciones Unidas (UN, 2010), por lo que si el Estado no pone los medios para el acceso universal al agua, estaría impidiendo la realización de los derechos humanos de una parte de la población. Tal es la importancia del derecho al acceso al agua en el país que está establecido a nivel constitucional (Artículo 4to de la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos). En este sentido, la relación agua - pobreza es de la mayor importancia desde el punto de vista de salud pública y equidad social.

Analizar la relación que existe entre la pobreza y la problemática del agua es una tarea compleja por la inherente circularidad que existe entre ambos fenómenos. Por ejemplo, para una persona en condiciones de pobreza probablemente le será más difícil allegarse de suficiente agua para vivir de manera plena en comparación con las dificultades a las que se enfrenta una persona no pobre. En el otro sentido, la privación de éste recurso puede limitar que una persona desarrolle plenamente todas sus capacidades, lo cual lo hará más propenso a caer o permanecer en la pobreza.

La relación que existe entre la falta de acceso al agua y los niveles de pobreza se pueden constatar en la tabla 1, en la que se muestra la correlación entre los niveles de pobreza en 2010, medidos como porcentaje de la población total a nivel municipio por CONEVAL (2014) y variables relacionadas con la disponibilidad de agua, excusado y drenaje dentro de la vivienda, igualmente medidos como porcentaje de las viviendas particulares habitadas a nivel municipal del Censo de Población y Vivienda 2010 (INEGI, 2010).

Tabla 1. Correlación entre pobreza y servicios de agua

| | Pobreza | Sin agua dentro de la vivienda | Sin excusado | No drenaje |
|---------------------------------------|----------------|---------------------------------------|---------------------|-------------------|
| Pobreza | 1 | | | |
| Sin agua dentro de la vivienda | 0.4416 | 1 | | |
| Sin excusado | 0.2862 | 0.2437 | 1 | |
| No drenaje | 0.5885 | 0.4445 | 0.2704 | 1 |

Fuente: Medición de la pobreza (CONEVAL, 2014) y Censo de Población y Vivienda 2010 (INEGI, 2010).

A partir de esta relación que se halla entre la pobreza y la falta de acceso a agua, en la segunda parte, mediante el uso de información de la Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo (ENUT 2002 y 2009) se desarrolla un modelo econométrico para evaluar la hipótesis acerca de si las personas que se ven en la necesidad de acarrear agua ven disminuidos sus ingresos por el tiempo que tienen que destinar a esta actividad. En efecto, se encuentra una diferencia significativa en términos de ingreso y horas dedicadas a trabajar entre las personas que acarrear agua y las que no realizan esta actividad. Este resultado confirma, pero más importante, cuantifica lo que se ha reconocido por organismos internacionales respecto a que el tiempo destinado a acarrear agua se pudiera dedicar a la generación de ingresos (UN-HABITAT, 2003).

En la segunda sección del trabajo se describe el método para probar la hipótesis, en la tercera, los datos utilizados, el proceso de análisis, en la cuarta, los resultados y en la quinta la discusión sobre los mismos.

Método

Este trabajo tiene el objetivo de hallar evidencia acerca de si una persona que destina tiempo a acarrear agua, reduce su oferta de trabajo (tiempo), lo cual impacta de manera negativa su ingreso. Para comprobar esta hipótesis se eligió comparar tres variables relevantes: ingreso total trimestral del hogar y las horas trabajadas a la semana por persona. De ser cierta la hipótesis se espera que las personas que destinan tiempo para acarrear agua, destinen menor tiempo para trabajar que las personas que no realizan esta actividad, lo cual se ve reflejado en el ingreso que reciben.

Datos

Para la estimación econométrica se utilizó la Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo 2002 y 2009 (ENUT). La encuesta fue realizada por el INEGI, como un módulo de la Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares (ENIGH) de estos años. La encuesta es representativa a nivel nacional y estratificada a nivel rural y urbano.¹

La encuesta tiene dos unidades de observación: los hogares y las personas mayores a 12 años. Se obtuvo información de 4,731 hogares en 2002 y 15,479 en 2009. A nivel individual se obtuvo información de 20,342 personas en 2002 y 57,918 en 2009. Para el caso de 2002, sólo para 14,217 personas se cuenta con datos acerca del uso del tiempo. Para el caso de la ronda 2009 se cuenta con información 39,553, que corresponden a mayores de 12 años con información sobre actividades de acarreo de agua.

En consecuencia, para fines de la estimación econométrica se consideraron las 14,217 (en 2002) y 39,553 (en 2009) personas que reportaron información sobre uso del tiempo. En el caso de la ronda de 2002 la encuesta sólo permite identificar la entidad federativa a la que pertenece el hogar encuestado. Por esta razón y dado que en la estimación econométrica se utilizaron como

¹ Se define como urbano a una localidad con más de 2,500 habitantes.

variables de control algunas características de los municipios, se solicitó a INEGI la clave municipal para cada uno de los hogares en la muestra. Con base en estas claves se vinculó cada observación de la ENUT 2002 con algunas características a nivel municipal obtenidas del Censo de Población y Vivienda del año 2000 (INEGI, 2000) y con los indicadores de pobreza alimentaria estimados por CONEVAL (2007). En el caso de la ronda 2009 se utilizaron datos de INEGI (2010) y de CONEVAL (2014). Con estas fuentes de información se generó una base de datos a nivel de personas mayores de 12 años, para las que se cuenta con información acerca del uso del tiempo. De estas observaciones 4,454 (31%) corresponden a hogares rurales y 9,763 (69%) a hogares urbanos en 2002 y 9,282 (23%) a hogares rurales y 30,271 (77%) de hogares urbanos para la ronda 2009.

Proceso

Para realizar estas comparaciones se eligió establecer un grupo de “tratamiento” y uno de “control”. El primero, está compuesto por las personas que destinan tiempo a acarrear agua. Para el segundo, es necesario identificar un grupo de personas con características comparables al de tratamiento. Lo anterior es de suma importancia dado que las personas que acarrean agua tienen características que son distintas a la demás población. En la tabla 1 es posible observar cómo los hogares donde se acarrea agua reflejan características diferentes a los hogares donde no se realiza esta actividad.

Tabla 2. Diferencias entre personas que acarrean agua y las que no realizan esta actividad.

| Concepto | 2002 | | 2009 | |
|--|------|-----|------|-----|
| | S/A | C/A | S/A | C/A |
| Hogares con muros de tabique | 72% | 46% | 89% | 81% |
| Hogares sin servicio sanitario* | 7% | 21% | 0% | 0% |
| Hogares sin luz eléctrica | 2% | 12% | <1% | 3% |
| Hogares con techo de lámina metálica | 15% | 31% | 11% | 22% |
| Hogares con agua dentro de la vivienda | 93% | 66% | 93% | 79% |
| Hogares sin drenaje | 7% | 18% | 5% | 17% |
| Hogares sin automóvil | 72% | 91% | 48% | 68% |
| Personas sin instrucción | 12% | 18% | 11% | 11% |

Fuente: Encuesta sobre Uso del Tiempo (INEGI, 2002 y 2009).

* En la ronda 2009 hay 3% de hogares sin acarreo de agua que no especificaron si tenían servicio sanitario o no y 9% de hogares con acarreo de agua en el mismo caso. Ello puede explicar porqué en ambos casos el porcentaje de hogares sin servicio sanitario que se muestra en la tabla es cero. Es decir, no necesariamente el porcentaje de hogares sin servicio sanitario es igual a cero, pero no podemos identificarlo dado que un número importante de hogares no especificaron si tenían o no este servicio.

Observando las marcadas diferencias entre la población que acarrea agua y la que no lo hace sería incorrecto comparar las variables de interés entre estos dos grupos porque se captarían diferencias entre el ingreso que no son atribuibles a esta actividad. Por lo tanto, es necesario definir un grupo que comparta características comunes tratando que la única diferencia entre ambos grupos sea que las personas de uno destinan tiempo a acarrear agua y las del otro no.

Para lo anterior existen técnicas de apareamiento (*matching*) que consisten en encontrar a una pareja (o parejas) para cada uno de las personas del grupo de tratamiento. En la literatura relacionada se pueden consultar las distintas técnicas de apareamiento.² En nuestro caso elegimos el método de *Propensity Score Matching* (PSM) para identificar al grupo de control. Con este método se estima, en primera instancia, la probabilidad de que una persona acarree agua dado un conjunto de características. Posteriormente se elige un método de apareamiento específico, el cual puede tomar distintas formas. En nuestro caso, se eligió el método de *Kernel Matching*. Finalmente, se obtiene el parámetro de interés, es decir la comparación de ingresos entre tratados y no tratados. En particular, se estimó el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATET por su acrónimo en inglés), mismo que se expresa en la ecuación (1).

$$ATET = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in \{D=1\}} \left[y_{1,i} - \sum_j w(i, j) y_{0,j} \right] \quad (1)$$

Donde y representa la variable de interés a comparar, el subíndice “1” se refiere a los tratados y el “0” a los no tratados. N_T representa el número total de tratados y w es un ponderador de los valores que toma la variable de interés de los no tratados.

Este estimador expresa un promedio simple de la diferencia entre el ingreso del grupo de control y de tratamiento. Esta diferencia se obtiene como la suma de los ingresos de las personas del grupo de tratamiento restando a cada una de estas observaciones una suma ponderada de los

ingresos de las demás personas en el grupo de control. Cabe resaltar que estos ponderadores $w(i, j)$ son diferentes para cada persona en el grupo de control.

Para determinar los ponderadores $w(i, j)$ se utilizó el método de *Kernel*, el cual tiene la ventaja de ser el más robusto porque no supone ninguna forma funcional sobre los ponderadores. En la ecuación (2) se representa el estimador de *Kernel*:

$$w(i, j) = \frac{K(x_j - x_i)}{\sum_{j=1}^{N_{c,i}} K(x_j - x_i)} \quad (2)$$

Donde $K(z)$ representa una función *kernel* que cumple con las condiciones de ser simétrica alrededor de cero y continua, que la integral de todos los valores posibles de z sea igual a uno, que su media sea igual a cero y que su varianza sea constante.³ En particular se eligió la función *kernel* de Epanechnikov, la cual es la más empleada porque tiene un buen comportamiento en términos de reducir el sesgo en la elección del tamaño de la ventana (*window width*) (para mayores detalles consultar Cameron y Trivedi, 2005).

El método *kernel* pondera las observaciones que se encuentran alrededor de cierto valor z , en la medida en que el valor de las demás observaciones se aleje de z , el valor que toma la función *kernel* es menor. En nuestro contexto, para una persona en el grupo de tratamiento que tiene cierta probabilidad p_i de acarrear agua, este método asigna un ponderador a cada una de las probabilidades estimadas de las personas en el grupo de control, en la medida en que la probabilidad diste más, en términos absolutos, de la de la persona en el grupo de tratamiento, las ponderaciones serán menores. Este proceso se repite para cada una de las observaciones del grupo de tratamiento y se obtiene el promedio simple de todas ellas, con esto se obtiene el estimador del ATET.

Correlación de errores en la estimación del Propensity Score

² Por ejemplo ver Cameron y Trivedi (2005).

³ No se describen todos los requisitos que debe cumplir la función para ser *kernel*, para mayores detalles consultar Cameron y Trivedi (2005).

Dado que la estimación se realizó a nivel individual, es importante mencionar que los errores de las ecuaciones para un hogar probablemente estén correlacionados. Esta correlación está presente si consideramos que las decisiones de las personas están influidas por la decisión de los demás miembros de su hogar. Por otro lado, la correlación no estaría presente sólo suponiendo que la decisión de cada persona fuera independiente de cualquier otra persona. Sin embargo, este supuesto resulta muy fuerte y difícil de sostener. De hecho, hay un amplio desarrollo teórico acerca de las decisiones a nivel hogar (ver por ejemplo Becker, 1991).

Para atender este potencial problema se utilizó un modelo logit multinivel, el cual especifica efectos aleatorios a nivel de cluster (hogar) (Rabe-Hesketh y Skrondal, 2012). Las probabilidades estimadas a partir de este modelo se utilizaron para realizar el apareamiento entre grupos.

Resultados

La tabla 2 presenta las estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en la estimación. La variable dependiente para la estimación de las probabilidades toma el valor de uno si la persona reportó un tiempo mayor a cero destinado a acarrear agua y cero de otra forma.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables empleadas en la estimación ENUT 2002

| Variable | Descripción | Obs ¹ | Mean ² | Std. Dev. | Min | Max |
|----------|--|------------------|-------------------|-----------|------|------|
| Y | La persona acarrea agua=1 | 14,217 | 0.10 | 0.30 | 0 | 1 |
| Urban | Urbano=1 | 14,217 | 0.76 | 0.42 | 0 | 1 |
| Conex | % hogares sin conexión de agua (mpio) | 14,217 | 0.13 | 0.16 | 0 | 0.95 |
| Mujer | Mujer=1 | 14,217 | 0.53 | 0.50 | 0 | 1 |
| Edad | Edad | 14,217 | 35.2 | 17.9 | 12 | 97 |
| Educa | Nivel de educación (sin instrucción, primaria, secundaria, preparatoria, universidad y posgrado) | 14,217 | 2.74 | 1.12 | 1 | 5 |
| Piso1 | Piso de tierra=1 | 14,217 | 0.12 | 0.32 | 0 | 1 |
| Piso2 | Piso de cemento=1 | 14,217 | 0.53 | 0.50 | 0 | 1 |
| Luz | El hogar tiene luz eléctrica=1 | 14,217 | 0.97 | 0.16 | 0 | 1 |
| Autos | Auto en el hogar | 14,217 | 0.24 | 0.43 | 0 | 1 |
| Pobalim | % pobreza alimentaria (mpio) | 14,217 | 0.27 | 0.23 | 0.02 | 0.92 |

| | | | | | | |
|--------|--|--------|--------|--------|-----|-----------|
| Ingtot | Ingreso total trimestral del hogar | 14,217 | 28,172 | 60,260 | 717 | 4,479,041 |
| Ingmon | Ingreso monetario trimestral por persona | 14,217 | 6,411 | 12,637 | 0 | 370,000 |
| Horas | Horas trabajadas a la semana | 14,217 | 24 | 26 | 0 | 126 |

Fuente: ENUT 2002 (INEGI), Censo de Población y Vivienda 2000 (INEGI), Medición Multidimensional de la Pobreza (CONEVAL, 2014).

1 Corresponde al número total de observaciones válidas.

2 Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

ENUT 2009

| Variable | Descripción | Obs ¹ | Mean ² | Std. Dev. | Min | Max |
|----------|--|------------------|-------------------|-----------|------|---------|
| Y | La persona acarrea agua=1 | 39,553 | 0.07 | 0.26 | 0 | 1 |
| Urban | Urbano=1 | 39,553 | 0.81 | 0.39 | 0 | 1 |
| Conex | % hogares sin conexión de agua (mpio) | 39,553 | 0.11 | 0.14 | 0 | 0.91 |
| Mujer | Mujer=1 | 39,553 | 0.53 | 0.5 | 0 | 1 |
| Edad | Edad | 39,553 | 35.1 | 17.0 | 12 | 98 |
| Educa | Nivel de educación (sin instrucción, primaria, secundaria, preparatoria, universidad y posgrado) | 39,553 | 3.4 | 1.55 | 1 | 6 |
| Piso1 | Piso de tierra=1 | 39,553 | 0.04 | 0.19 | 0 | 1 |
| Piso2 | Piso de cemento=1 | 39,553 | 0.49 | 0.5 | 0 | 1 |
| Luz | El hogar tiene luz eléctrica=1 | 39,553 | 0.99 | 0.09 | 0 | 1 |
| Autos | Auto en el hogar | 39,553 | 0.50 | 0.49 | 0 | 1 |
| Pobalim | % pobreza alimentaria (mpio) | 39,553 | 0.17 | 0.13 | 0.00 | 0.80 |
| Ingtot | Ingreso total trimestral del hogar | 39,553 | 25,333 | 31,191 | 0 | 632,200 |
| Ingmon | Ingreso monetario trimestral por persona | 39,553 | 7,698 | 14,802 | 0 | 309,000 |
| Horas | Horas trabajadas a la semana | 39,553 | 24 | 26 | 0 | 144 |

Fuente: ENUT 2009 (INEGI), Censo de Población y Vivienda 2010 (INEGI), Medición Multidimensional de la Pobreza (CONEVAL, 2014).

1 Corresponde al número total de observaciones válidas.

2 Estadísticos ponderados por el factor de expansión.

La probabilidad de acarrear agua se estimó con base en las características de la persona y de su hogar. De especial interés son las variables “conex” y “pobalim”. Estas variables se refieren al porcentaje de hogares sin conexión de agua potable o al porcentaje de pobreza alimentaria en el municipio donde se localiza el hogar de la persona, respectivamente.

Las dos variables resultan relevantes porque tienen un carácter exógeno a la decisión de la persona de acarrear agua en el sentido en que la decisión a nivel del hogar influye de manera mínima en el valor que toma la variable a nivel municipal. Por tanto, estas dos variables son útiles para identificar un grupo de control que es similar al de tratamiento en lo que se refiere a los niveles de ingreso y de la cobertura de infraestructura de agua. Así, la comparación de los niveles entre ambos grupos estará explicada solamente por la decisión de acarrear agua o no.⁴ En la tabla 3 se muestran los resultados de la estimación de la probabilidad de acarrear agua:

Tabla 3. Resultados de la estimación de la probabilidad de acarrear agua (Logit multinivel)

| Y | 2002 | | 2009 | |
|-------------------------|---------|------|---------|------|
| | Coef. | P> z | Coef. | P> z |
| Urbano | -0.842 | 0.00 | -0.711 | 0.00 |
| Conex | 2.024 | 0.00 | 2.243 | 0.00 |
| Mujer | 0.580 | 0.00 | 0.640 | 0.00 |
| Edad | 0.455 | 0.00 | 0.034 | 0.00 |
| edad ² | -0.0006 | 0.00 | -0.0004 | 0.00 |
| Educa | -0.348 | 0.46 | -0.004 | 0.78 |
| Piso1 | 1.667 | 0.00 | 1.514 | 0.00 |
| Piso2 | 1.007 | 0.00 | 0.931 | 0.00 |
| Luz | -1.256 | 0.00 | -1.039 | 0.00 |
| Autos | -0.510 | 0.00 | -0.540 | 0.02 |
| Pobalim | -0.276 | 0.36 | -0.586 | 0.04 |
| Constante | -3.607 | 0.00 | -3.552 | 0.00 |
| Constante por hogar | 3.596 | | 3.642 | |
| Prob > chi ² | 0.000 | | 0.000 | |
| Individuos | 14,217 | | 39,553 | |
| Hogares | 4,731 | | 14,852 | |
| P(prueba LR vs. logit) | 0.000 | | 0.000 | |

Se puede observar gran similitud entre los coeficientes de ambos años, en todos los casos se obtiene el signo esperado, excepto en la variable de porcentaje de pobreza alimentaria en el municipio (pobalim), sin embargo, esta variable no es significativa en 2002 y solo es significativa al 5% en 2009. Nuestra interpretación al respecto es que hay otras variables que explican mejor cuestiones relacionadas con la pobreza que esta variable, por ejemplo, el hecho de tener un auto,

⁴ Es importante mencionar que siempre existirán características no observables o variables omitidas que pudieran explicar la diferencia en ingresos. Por ello, el presente trabajo se complementa con información cualitativa, misma

la cual es una variable altamente significativa y con el signo esperado. Se observa también que el mayor de los coeficientes es el asociado a la variable *conex*, la cual resulta estadísticamente significativa y con el signo esperado.

Los resultados también indican que el modelo multinivel es más adecuado que una regresión logística ordinaria, lo cual sugiere que efectivamente las decisiones de acarrear agua se toman de manera colectiva al interior del hogar.

Cabe notar también el signo de la variable *mujer*, el cual tiene el signo esperado. Lo anterior es consistente con los hallazgos empíricos que indican que la tarea de acarreo de agua es una tarea fundamentalmente destinada a las mujeres.

Las variables relacionadas con el patrimonio del hogar resultan significativas y con el signo esperado. Finalmente, el nivel de educación parece no influir de manera tan importante como los niveles de infraestructura pública para dotar el servicio de agua, lo cual es consistente con lo que se esperaba.

La diferencia en las variables dependientes se muestra en la tabla 4. Como puede observarse, en 2009, la diferencia en el ingreso total familiar del grupo de tratamiento es 12% menor al del de control, y en el primer grupo las personas dedican en promedio casi 3 horas menos a trabajar, lo cual representa una diferencia de 13%.

Tabla 4. Estadística descriptiva de las variables empleadas en la estimación ENUT 2002

| Variable | Submuestra | Treated | Controls | Difference | S.E. | T-stat |
|----------|---------------------|-----------|-----------|------------|----------|--------|
| ingtot | <i>Sin matching</i> | 13,969.04 | 25,311.92 | -11,342.87 | 1,492.92 | -7.60 |
| | ATET | 13,969.04 | 15,420.55 | -1,451.51 | 634.61 | -2.29 |
| horas | <i>Sin matching</i> | 18.28 | 24.42 | -6.14 | 0.67 | -9.17 |
| | ATET | 18.28 | 21.02 | -2.74 | 0.96 | -2.85 |

ENUT 2009

| Variable | Submuestra | Treated | Controls | Difference | S.E. | T-stat |
|----------|---------------------|-----------|-----------|------------|--------|--------|
| ingtot | <i>Sin matching</i> | 15,880.56 | 24,882.53 | -9,001.97 | 542.08 | -16.61 |

que permite apoyar los resultados hallados de manera cuantitativa.

| | | | | | | |
|-------|---------------------|-----------|-----------|-----------|--------|--------|
| | ATET | 15,880.56 | 18,021.17 | -2,140.60 | 561.16 | -3.81 |
| horas | Sin <i>matching</i> | 18.44 | 24.42 | -5.98 | 0.49 | -12.28 |
| | ATET | 18.44 | 21.49 | -3.05 | 0.67 | -4.57 |

La tabla muestra también que la diferencia entre las variables es estadísticamente significativa al 99% de nivel de confianza para ambas rondas de la encuesta. Cabe señalar que el ingreso promedio del grupo de control de la ronda 2009 es menor al del grupo de control de 2002, lo cual evidentemente es incorrecto, pues los datos se presentan en términos corrientes y ello implicaría que en términos reales el ingreso promedio de 2002 era mayor que en 2009. Esto puede estar relacionado al error de medición que comúnmente hay en la variable de ingreso en encuestas en hogares, el cual generalmente se subreporta. Esta diferencia se puede explicar por diversas razones, por ejemplo podemos argumentar que la encuesta de 2009 tiene mejor precisión por tener mayor número de observaciones. Sin embargo, sin mayores elementos no podemos determinarlos. Aun con este problema, observamos que los resultados para las horas trabajadas son consistentes en las dos rondas, e incluso se verificó esta consistencia con distintas especificaciones del modelo (utilizando un modelo probit multinivel), estimando el modelo solo para algunos rangos de ingreso, para entornos rurales solamente, entre otros, y se halló que las personas que acarrean agua en promedio trabajan 3 horas menos a la semana.

Tabla 5. Estadística descriptiva de las variables de control después del apareamiento ENUT 2002

| Variable | Promedio | | | Prueba t | | |
|-----------|-------------|---------|---------|----------|-------|--|
| | Tratamiento | Control | % sesgo | t | p> t | |
| urbano | 0.41 | 0.41 | 0.7 | 0.21 | 0.836 | |
| conex00 | 0.33 | 0.32 | 3.9 | 1 | 0.319 | |
| genero | 0.60 | 0.60 | -0.5 | -0.14 | 0.890 | |
| edad | 34.22 | 34.02 | 1.1 | 0.34 | 0.734 | |
| edad2 | 1459.90 | 1438.40 | 1.4 | 0.45 | 0.655 | |
| educa | 2.28 | 2.29 | -1 | -0.32 | 0.750 | |
| tierra | 0.34 | 0.33 | 4.1 | 1.04 | 0.297 | |
| cemento | 0.57 | 0.58 | -3.3 | -0.96 | 0.337 | |
| luz | 0.88 | 0.86 | 4.5 | 1.01 | 0.313 | |
| auto | 0.07 | 0.07 | -0.8 | -0.33 | 0.745 | |
| pobalim00 | 0.44 | 0.44 | 2.1 | 0.56 | 0.578 | |

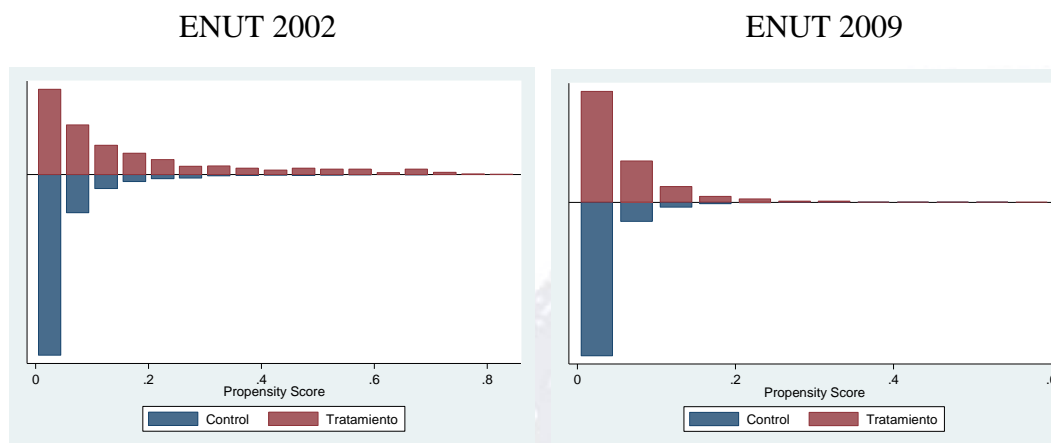
| ENUT 2009 | | | | | | |
|-----------|-------------|---------|---------|----------|-------|--|
| Variable | Promedio | | | Prueba t | | |
| | Tratamiento | Control | % sesgo | t | p> t | |
| urbano | 0.59 | 0.58 | 0.6 | 0.23 | 0.821 | |
| conex10 | 0.17 | 0.17 | 0 | -0.01 | 0.992 | |
| genero | 0.63 | 0.63 | -1.1 | -0.44 | 0.662 | |
| edad | 33.51 | 33.62 | -0.7 | -0.29 | 0.774 | |

| | | | | | |
|-----------|---------|---------|------|-------|-------|
| edad2 | 1374.30 | 1392.60 | -1.3 | -0.57 | 0.567 |
| educa | 3.45 | 3.51 | -4 | -1.6 | 0.110 |
| tierra | 0.09 | 0.09 | 0.9 | 0.31 | 0.760 |
| cemento | 0.68 | 0.69 | -1.8 | -0.77 | 0.439 |
| luz | 0.97 | 0.98 | -2.1 | -0.7 | 0.483 |
| auto | 0.35 | 0.35 | -0.8 | -0.34 | 0.735 |
| pobalim10 | 0.23 | 0.23 | -1.2 | -0.45 | 0.656 |

El modelo es válido porque se observó que en todas las variables de control se presentaba una diferencia estadísticamente significativa antes de realizar el apareamiento. Una vez realizado éste, no hay diferencia significativa en ninguna de ellas (Tabla 5).

En la gráfica 1 se presenta el soporte común de estimación de la probabilidad de acarrear agua del grupo de tratamiento y de control. En una situación ideal el histograma del grupo de control sería idéntico al de tratamiento. En este caso observamos que para 2002 hay un mejor soporte que para 2009, sin embargo dados los resultados, y la consistencia de ellos entre las dos rondas, consideramos que el menor soporte en 2009 no afecta de manera considerable los resultados.

Gráfica 1. Soporte común entre el grupo de tratamiento y el de control.



En conclusión, se encuentra una diferencia estadísticamente significativa y con el signo esperado en las variables relevantes y las pruebas post-estimación indican que los resultados encontrados son válidos.

Discusión

Este trabajo analizó las diferencias en ingreso y en horas trabajadas entre las personas que tienen que acarrear agua y las que no realizan esta actividad. Desde el punto de vista descriptivo se encontró que la falta de acceso al agua se presenta de manera simultánea con otras dimensiones del rezago socioeconómico, tales como el acceso a servicios de salud, a la educación y a carencias patrimoniales dentro del hogar. Además, la falta de acceso al agua es más común en donde hay mayores niveles de pobreza alimentaria.

Para identificar la potencial causalidad de la falta de acceso al agua como un causante de pobreza, se formuló un modelo econométrico para estimar la brecha de ingreso y de horas trabajadas entre las personas que tienen que acarrear agua y las que no realizan esta actividad. Mediante este modelo se encontró que en promedio la diferencia en el ingreso total familiar de los hogares que tienen que acarrear agua es 12% menor a los hogares que no lo hacen (resultado para la ronda 2009). Finalmente, las personas que tienen que acarrear agua dedican en promedio casi 3 horas menos a trabajar, lo cual representa una diferencia de 13% respecto a las personas que no realizan esta actividad.

El principal hallazgo de este trabajo radica en presentar evidencia acerca de que dotar de acceso al agua a las personas potencialmente los hace menos proclives a caer en una situación de pobreza. Por tanto, la inversión en infraestructura hidráulica posiblemente es una política de doble dividendo, por un parte, reduce los niveles de rezago socioeconómico, y por otra, disminuye las restricciones de tiempo de las personas, mismo que puede ser utilizado para llevar a cabo actividades productivas

En este sentido, de acuerdo con Hutton y Bartram (2008) el costo por hogar en América Latina de proveer de una conexión de agua a nivel de hogar es de 232 dólares como inversión inicial y un costo recurrente anual de 14.6 dólares. Entonces el costo a perpetuidad considerando una tasa de descuento de 12% y un tipo de cambio de 15 pesos por dólar, es de 5,305 pesos por hogar. Ahora, si consideramos que 1.27 millones de personas no tienen acceso a agua y el promedio de miembros del hogar es de 4.3 personas, entonces se requieren 282 mil nuevas conexiones, lo que representa un costo total de 1,497 millones de pesos.

Nuestros resultados indican que una persona trabajaría 3 horas más en promedio a la semana si se le dotara de agua. Ello implica que al mes se obtendrían 12 horas de trabajo adicionales por persona (1.5 jornales al mes). En el entorno rural el jornal tiene un valor de aproximadamente 100 pesos (Guevara *et al.*, 2012), por lo que al mes se generaría un ingreso adicional de 150 pesos. Si traemos a valor presente el valor de este ingreso adicional a una tasa de 12% y considerando una vida laboral de 30 años (la resta de la edad de retiro de 65 años menos el promedio de edad de nuestra muestra de 35 años), entonces se genera un ingreso adicional en el entorno rural de 14,500 pesos. Este ingreso es superior al costo de dotar agua a un hogar, generándose un excedente de 9,195 pesos.

Finalmente, para tener un punto de referencia del valor del ingreso adicional que se genera por una conexión de agua, este ingreso representa 17% de la línea de bienestar mínimo, que asciende a 907 pesos al mes, en abril de 2015, de acuerdo con CONEVAL (2015), por lo que si se focaliza una inversión pública para atender a la gente que se encuentra en el margen de la línea de bienestar, es posible reducir los niveles de pobreza, a la vez de generar ingreso excedente para las personas a las que se les dote de una nueva conexión.

Agradecimientos

Gracias al Instituto de Investigaciones sobre Desarrollo Sustentable y Equidad (IIDSES) de la Universidad Iberoamericana por su apoyo para la realización del presente trabajo.

Referencias

- Barkin, D. (coord.) *La Gestión del Agua Urbana en México-Retos, Debates y Bienestar*. México: Universidad de Guadalajara.
- Bosch C., K. Homman, C. Sadoff y L. Travers (2002). *Agua, saneamiento y pobreza*, Washington, D.C.: Banco Mundial.
- Breña, F. A. (2004). Gestión integral del recurso agua. En M. A. Villa y E. Saborio (coords.). *La gestión del agua en México: los retos para el Desarrollo Sustentable*. (pp. 39-54) México: Universidad Autónoma Metropolitana.
- Briscoe, J., D. Whittington, M. A. Altaf, P. F. Decastro, C. Griffin, A. Okorafor, A. Okore, B. Singh, R. Ramasubban, P. Robinson y V. K. Smith (1993). "The Demand for Water in

Rural-Areas - Determinants and Policy Implications”, en *World Bank Research Observer*, **8** (1): 47-70.

Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Nueva York: Cambridge University Press.

CDESC, Observación general N° núm. 15 (2002), El derecho al agua (artículos 11 y 12 del Pacto Internacional de Derechos Económicos, Sociales y Culturales), 29° período de sesiones, Comité sobre Derechos Económicos, Sociales y Culturales.

CONAPO (2005). *Índices de Marginación 2005*, Ciudad de México: CONAPO.

CONEVAL (2007). *Los mapas de Pobreza en México: Anexo técnico metodológico*, Ciudad de México: CONEVAL.

CONEVAL (2014). *Medición de la pobreza*, sitio web. México: CONEVAL. Disponible en www.coneval.gob.mx

CONEVAL (2015). *Evolución de las líneas de bienestar y de la canasta alimentaria*, sitio web. México: CONEVAL. Disponible en: <http://www.coneval.gob.mx/Medicion/Paginas/Lineas-de-bienestar-y-canasta-basica.aspx>

Flores, M. L. (2002). “La medición de la pobreza en México”, *Boletín del CESOP*, Núm 1.

Guevara, A. (2003). *Pobreza y Medio Ambiente en México: Teoría y evaluación de una teoría pública*, Ciudad de México: UIA/INE/INAP.

Guevara, A., G. Soto y J.A. Lara (2009) “Pobreza y agua”, *El Agua en México: Cauces y Encauces*. México: UNAM.

Guevara, J.A. Lara y G. Estrada (2012). *Financiamiento de estrategias de baja intensidad de carbono en ambientes forestales*. BID-FOMIN-Finrural.

Howitt, R. E., J. Medellín-Azuara (2008) “Un modelo regional agrícola de equilibrio parcial. El caso de la cuenca del Río Bravo” en *El agua en México: Consecuencias de las políticas de intervención en el sector*, H. R. Guerrero, A. Yúnez-Naude y J. Medellín-Azuara (comp.), Ciudad de México: FCE.

Hutton, G. y J. Bartram (2008). *Regional and Global Costs os Attaining the Water Supply and Sanitation Target (Target 10) of the Millenium Development Goals*. Ginebra: WHO.

- INEGI (2000). *Censo General de Población y Vivienda 2000*, Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2002). *Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo 2002*, Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2005). *II Censo de Población y Vivienda 2005*, Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2006). *Encuesta Nacional de Ingreso-Gasto de los Hogares 2006*, Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2006). *Estadísticas a Propósito del Día Mundial del Agua: datos nacionales*, Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2009). *Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo 2009*. Ciudad de México: INEGI.
- INEGI (2010). *Censo de Población y Vivienda 2010*, México: INEGI.
- Izazola, H. (2001). “Agua y sustentabilidad en la Ciudad de México”, en *Estudios demográficos y urbanos*, **16** (2): 285-320.
- Lidonde, R. (2004). *Scaling up School Sanitation and Hygiene Promotion and Gender Concerns*. Artículo presentado en *School Sanitation & Hygiene Education Symposium*, Delft, Holanda.
- North, J. H. y C. C. Griffin (1993). “Water Source as a Housing Characteristic - Hedonic Property Valuation and Willingness-to-Pay for Water”, en *Water Resources Research*, **29** (7): 1923-1929.
- OECD (1987). *Pricing of water services*, Paris, Washington, D. C.: Organization for Economic Co-operation and Development.
- PNUD (2006). *Human Development Report 2006, Beyond Scarcity: Power, poverty and the global water crisis*, Nueva York: UNDP.
- Rabe-Hesketh, S., and A. Skrondal. 2012. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. 3rd ed. College Station, TX: Stata Press.
- Rijsberman, F. R. (2004). “Water Scarcity: Fact or Fiction?” New Directions for a Diverse Planet, Fourth International Crop Science Congress, 26 September–1 October, Brisbane, Australia.

- Rosenthal, S. (2001). *The Manila water concessions and their impact on the poor*, New Heaven, Yale School of Forestry and Environmental Studies.
- SEMARNAT (2008). *Estadísticas del Agua en México, Edición 2008*, Ciudad de México: SEMARNAT.
- Sen, A. (1984), “Poor, Relatively Speaking”, en *Resources Values and Development*, Harvard University Press.
- Sen, A. (1991). *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Nueva York: Oxford University Press.
- Sen, A. (2000). *Desarrollo y Libertad*. Buenos Aires: Planeta.
- Singh, B., R. Ramasubban, R. Bhatia, J. Briscoe, C. C. Griffin y C. Kim (1993). “Rural Water Supply in Kerala, India: How to Emerge from a Low-Level Equilibrium Trap”, en *Water Resources Research*, **29** (7): 1931-1942.
- UN (2010). “Resolución aprobada para la Asamblea General el 28 de julio de 2010”, *Asamblea General*, A/RES/64/292.
- UNICEF (2006). *Progreso para la Infancia: Un balance sobre agua y saneamiento*, Nueva York: UNICEF.
- UN-HABITAT (2003). *Water and Sanitation in the World's Cities*. Londres: Earthscan.
- UN-Water (2013). *World Water Day 2013*. Sitio web: Disponible en: <http://www.unwater.org/water-cooperation-2013/water-cooperation/facts-and-figures/en/>
- WB (2008). *Climate Resilient Cities: A Primer on Reducing Vulnerabilities to Climate Change Impacts and Strengthening Disaster Risk Management in East Asian Cities*. [En línea]. Disponible www.worldbank.org/eap/climatecities
- WHO, WHO/UNICEF Joint Water Supply/Sanitation Monitoring Programme, Water Supply and Sanitation Collaborative Council and UNICEF (2000). *Global water supply and sanitation assessment 2000 report*, Geneva, Switzerland, New York: World Health Organization, United Nations Children's Fund.
- World Bank (1992). *World development report 1992: Development and the environment*, Oxford: Oxford University Press.