

# ¿Qué detiene el tiempo de las mujeres? Infraestructura hídrica, cuidado y no participación económica en Bolivia

## What Stops Women's Time? Water Infrastructure, Care, and Economic Non-Participation in Bolivia

*Jean Paolo Porcel Inquillo\**

### **Resumen\*\***

Este artículo analiza la relación entre las condiciones de acceso y distribución doméstica del agua, el género y la no participación económica por labores domésticas y de cuidado en Bolivia. El análisis utiliza el universo analítico de 7.325.783 personas de 15 a 65 años residentes en viviendas particulares, construido a partir de los microdatos del Censo de Población y Vivienda 2024. Se estiman modelos logit con efectos fijos departamentales, edad, escolaridad y ruralidad, además de especificaciones ampliadas con controles materiales del hogar y contrastes mediante Probit y probabilidad lineal. Los resultados muestran una brecha de género amplia y persistente: las mujeres presentan una probabilidad sustancialmente mayor

---

\* Estudiante de Sociología, Universidad Mayor de San Andrés, La Paz, Bolivia.  
Contacto: [jporcelarts@gmail.com](mailto:jporcelarts@gmail.com).  
ORCID ID: 0009-0001-0951-6367

\*\* La presente investigación se desarrolló de manera independiente, sin financiamiento ni adscripción a proyectos institucionales. Su impulso fundamental radica en la experiencia vivida junto a las comunidades indígenas y mujeres de Bolivia. Debo la sensibilidad y el sentido de urgencia de esta investigación a Yolanda Frías Nogales, Mónica Cuba, Shirley Pazos y Carlos Reza Azurduy; su guía generosa desde Practical Action, su mentoría y calidad humana inspiraron la realización de este trabajo que pretende explicar la resistencia que mujeres enfrentan a diario en Bolivia. El análisis se fundamenta en los microdatos oficiales del Censo de Población y Vivienda 2024 del Instituto Nacional de Estadística (Instituto Nacional de Estadística, 2024).

de declarar el trabajo doméstico y de cuidado como principal motivo de no participación económica. La restricción hídrica mantiene una asociación positiva con este resultado aun después de introducir controles materiales adicionales. La interacción entre género y restricción hídrica es negativa en las especificaciones no lineales, pero cambia de signo en el modelo lineal, por lo que debe considerarse un resultado sensible a la forma funcional. Los hallazgos indican que la infraestructura hídrica constituye una condición material relevante, aunque no exclusiva, dentro del conjunto de restricciones que afectan la autonomía económica de las mujeres.

**Palabras clave:** Infraestructura hídrica; trabajo de cuidado; uso del tiempo; participación económica femenina; Bolivia.

## **Abstract<sup>1</sup>**

This article examines the relationship between household water access and distribution conditions, gender, and economic non-participation due to domestic and care work in Bolivia. The analysis uses the full analytical universe of 7,325,783 people aged 15 to 65 living in private dwellings, built from the 2024 Population and Housing Census microdata. It estimates logit models with departmental fixed effects, age, schooling, and rural residence, together with extended specifications that add material household controls and sensitivity checks using Probit and linear probability models. The results show a large and persistent gender gap: women are substantially more likely to report domestic and care work as the main reason for economic non-participation. Water constraints remain positively associated with this outcome even after introducing additional material household controls. The interaction between gender and water constraints is negative in non-linear specifications but changes sign in the linear model, so it should be treated as sensitive to functional form. These findings indicate that water infrastructure is a relevant, though not exclusive, material condition within the broader set of constraints affecting women's economic autonomy.

**Keywords:** Water infrastructure; Care work; Time use; Female economic participation; Bolivia.

**Clasificación/Classification JEL:** J16, J22, C25, D13, O18.

---

<sup>1</sup> Traducción al inglés realizada por Annelisse Flores Peñaloza.

## 1. Introducción

La persistencia de la desigualdad en América Latina ha sido ampliamente documentada, aunque una parte importante de esa discusión continúa concentrándose en ingresos, escolaridad o empleo, y deja en segundo plano la distribución del tiempo dentro de los hogares. En Bolivia, donde las brechas sociales y territoriales siguen siendo pronunciadas (Andersen, 2000; Gasparini *et al.*, 2011), esta omisión resulta especialmente relevante. La participación económica femenina depende tanto de las condiciones del mercado de trabajo y del capital humano acumulado como de la forma en que el tiempo necesario para la reproducción cotidiana se organiza y distribuye al interior del hogar. Cuando el acceso a servicios básicos es precario, esa organización se convierte en una restricción material persistente sobre las opciones económicas de las mujeres.

La literatura sobre género ha mostrado que los avances en educación, fecundidad y empleo no se traducen automáticamente en una redistribución simétrica del trabajo doméstico. La “Revolución silenciosa” descrita por Goldin (2006) ha enfrentado límites importantes allí donde persisten normas de género rígidas y arreglos institucionales que privatizan el cuidado. En esa línea, England (2010) y Goldscheider *et al.* (2015) sugieren que la desaceleración de estos cambios responde a la lentitud con que se transforman las relaciones domésticas y las expectativas sociales. Este artículo se inscribe en ese debate, pero introduce una dimensión complementaria: la hipótesis de que las restricciones de infraestructura hídrica, observadas empíricamente a través de las condiciones de aprovisionamiento y distribución doméstica del agua, forman parte del conjunto de condiciones que sostienen la desigualdad en la asignación del tiempo.

La motivación empírica del trabajo parte de una premisa sencilla: el tiempo requerido para asegurar la reproducción material del hogar no es exógeno a la disponibilidad de infraestructura básica. Estudios recientes muestran que el acceso nominal al agua no siempre se traduce en tiempo efectivamente liberado y que el impacto de las mejoras en infraestructura depende de la continuidad, la calidad del servicio y la estructura del mercado laboral circundante (Dickin y Caretta, 2022; Koolwal y Van de Walle, 2013; Shimamura *et al.*, 2022). En contextos de escasez o acceso irregular, las tareas de acarreo, almacenamiento y gestión del agua se suman a la carga de cuidado, y pueden reforzar la no participación económica femenina. La pregunta

central de esta investigación es, por tanto, si la precariedad hídrica aparece asociada con una mayor probabilidad de no participación económica por labores domésticas y de cuidado, y si esa asociación difiere sistemáticamente entre mujeres y hombres.

Para responder a esta pregunta, el artículo utiliza microdatos del Censo de Población y Vivienda 2024 y estima modelos de respuesta binaria sobre el universo analítico de personas entre 15 y 65 años residentes en viviendas particulares, a partir de la combinación de información individual y de vivienda. El aporte principal es doble. En términos sustantivos, el estudio muestra que la brecha de género en la no participación económica asociada al cuidado sigue siendo amplia y que la precariedad hídrica mantiene una asociación positiva con ese resultado, aun cuando se introducen controles materiales del hogar. En términos analíticos, propone distinguir entre infraestructura hídrica, entendida como el entorno material amplio de provisión del recurso, y las condiciones observables de acceso y distribución doméstica del agua, utilizadas aquí como una aproximación empírica a esas restricciones. El artículo se organiza del siguiente modo: la siguiente sección desarrolla el marco teórico; luego se presenta la estrategia metodológica y los resultados; finalmente, se discuten sus implicaciones para la desigualdad de género, la política pública y futuras agendas de investigación.

## **2. Marco teórico**

La pregunta por la no participación económica femenina requiere situar al hogar como un espacio de asignación de recursos y, en particular, de tiempo. La tradición iniciada por Becker (1965), extendida por Gronau (1977) y sistematizada por Becker (1991) mostró que el tiempo doméstico compite con el tiempo de mercado dentro de una restricción finita. Sin embargo, el modelo unitario del hogar resulta insuficiente cuando la distribución de ese tiempo depende de relaciones asimétricas de poder. Por ello, esta investigación se apoya en el enfoque colectivo de Chiappori (1992), según el cual la asignación intrahogar responde a reglas de reparto condicionadas por posiciones diferenciales de negociación. Desde esta perspectiva, la inserción económica de las mujeres depende tanto de salarios esperados y preferencias individuales como de la estructura de responsabilidades que organiza la reproducción cotidiana del hogar.

La literatura de género ha mostrado que esa organización del tiempo no es neutral. Akerlof y Kranton (2000) incorporan la identidad como un determinante de la conducta económica, subrayando que el incumplimiento de normas de género puede generar costos sociales y subjetivos. En la misma línea, Bertrand *et al.* (2015) documentan la persistencia de arreglos compensatorios cuando las mujeres alteran las jerarquías tradicionales de ingreso dentro del hogar, mientras que Kleven *et al.* (2019) muestran que las penalizaciones asociadas a maternidad y cuidado pueden dejar efectos persistentes sobre la trayectoria laboral femenina. Este trasfondo normativo ayuda a explicar por qué la participación femenina en el mercado de trabajo no elimina automáticamente la sobrecarga doméstica. Tal como advierten Hochschild y Machung (1989), la incorporación al empleo suele coexistir con un “segundo turno” de trabajo no remunerado, mientras que Bianchi *et al.* (2000) muestran que las horas de cuidado y tareas domésticas tienden a ajustarse con lentitud aun cuando cambian otras condiciones del hogar. En este sentido, la desigualdad de género debe entenderse como una estructura persistente de distribución del tiempo más que como una diferencia transitoria de preferencias.

Esta organización desigual del tiempo se inserta, además, en un régimen institucional que privatiza la reproducción social. Fraser (1990) sostiene que la separación entre esfera pública y privada invisibiliza el trabajo de cuidado al excluirlo de la métrica dominante de valor. De manera complementaria, Esping-Andersen y Billari (2015) enfatizan que los regímenes de bienestar familistas trasladan hacia los hogares, y particularmente hacia las mujeres, el costo de la reproducción cotidiana. En América Latina, este rasgo adquiere especial relevancia porque la debilidad de los servicios públicos y la insuficiencia de infraestructura básica generan carencias materiales y, además, intensifican la absorción privada del trabajo necesario para sostener la vida y amplían privaciones en varias dimensiones del bienestar (Alkire y Foster, 2011).

Dentro de ese conjunto de restricciones, la infraestructura hídrica ocupa un lugar central. En el plano empírico, una de sus manifestaciones más visibles es el modo en que los hogares acceden al agua y la distribuyen dentro de la vivienda. La literatura sobre pobreza de tiempo y servicios básicos ha mostrado que estas condiciones inciden sobre el uso del tiempo de manera directa e indirecta. De forma directa, porque la ausencia de conexión, la lejanía del punto de acceso o la intermitencia del servicio obligan a destinar tiempo al acarreo,

almacenamiento y gestión cotidiana del recurso (Ilahi y Grimard, 2000); de forma indirecta, porque la precariedad hídrica afecta la salud, la higiene, la conflictividad doméstica y la carga de cuidados (Jalan y Ravallion 2003; Devoto *et al.*, 2012; Dickin y Caretta, 2022). En esta línea, Truelove (2019) propone pensar la infraestructura como una realidad “corporizada”, en la que los cuerpos suplen materialmente la ausencia de redes técnicas. Para el caso boliviano, Espinoza *et al.* (2022) muestran que esa sustitución recae de manera desproporcionada sobre las mujeres, reforzando la asociación entre trabajo de cuidado, movilidad restringida y acceso al agua.

La relación entre infraestructura y participación económica no es, sin embargo, mecánica ni lineal. Koolwal y Van de Walle (2013) advierten que la liberación de tiempo derivada de mejoras en el acceso al agua puede traducirse en empleo, ocio o mayor producción doméstica, según el contexto. A su vez, Shimamura *et al.* (2022) encuentran efectos favorables sobre la escolarización de las niñas y la actividad económica de las madres cuando la reducción del tiempo de acarreo ocurre en entornos con demanda laboral suficiente. Para América Latina, Espino *et al.* (2022) y Algül (2024) sugieren que la persistencia de brechas salariales, segmentación ocupacional y baja calidad del empleo puede amortiguar la traducción del tiempo liberado en inserción económica sostenida. En este marco, la hipótesis analítica adoptada sostiene que la precariedad hídrica actúa como una restricción material sobre el conjunto de opciones disponibles y sobre necesidades prácticas que condicionan la autonomía económica de las mujeres (Moser, 1989), particularmente cuando se superpone con una división sexual del trabajo ya desigual.

La persistencia de estas configuraciones puede pensarse también desde la noción de dependencia de trayectoria. Blanchard y Summers (1986) mostraron que ciertos equilibrios no se revierten automáticamente cuando desaparece el shock que les dio origen. En un registro afín, Goldin (2006), England (2010) y Goldscheider *et al.* (2015) han observado que los avances en educación, fecundidad o inserción laboral femenina no implican por sí mismos una redistribución simétrica del trabajo doméstico. La “revolución silenciosa” puede desacelerarse cuando la organización material de la reproducción sigue descansando sobre el tiempo de las mujeres. Desde esta óptica, la infraestructura hídrica no constituye un factor periférico; forma parte de la estructura que contribuye a estabilizar la desigualdad en la asignación del tiempo.

Este marco conceptual justifica una estrategia empírica centrada en decisiones discretas de participación. Cuando el resultado observado es la permanencia fuera de la actividad económica por labores domésticas y de cuidado, el problema analítico no consiste en explicar una cantidad continua de horas; apunta a estimar la probabilidad de ubicarse en una condición específica de no participación. Por ello, la literatura econométrica estándar (Cameron y Trivedi, 2005; Stock y Watson, 2015; Wooldridge, 2010) respalda el uso de modelos de respuesta binaria como herramientas adecuadas para proyectar una propensión latente sobre un resultado observable. Asimismo, dado que la infraestructura y las normas de género varían territorialmente, la incorporación de efectos fijos departamentales permite absorber parte de la heterogeneidad no observada que podría sesgar la asociación entre restricción hídrica y no participación económica (Hausman, 1978).

### 3. Metodología

El análisis utiliza los microdatos públicos del Censo de Población y Vivienda 2024 del Instituto Nacional de Estadística (INE), integrando los archivos de Persona y Vivienda mediante el identificador de vivienda (Instituto Nacional de Estadística, 2024). La unidad de observación es la persona residente en vivienda particular. Por ello, el universo analítico se restringe a registros ubicados en viviendas particulares ( $V01\_TIPOVIV \in \{1, \dots, 6\}$ ) con condición de ocupación compatible con presencia o ausencia temporal de personas ( $V02\_CONDOCUP \in \{0, 1, 2\}$ ). Para aproximar la población potencialmente activa, además se conserva solo a individuos de 15 a 65 años. Tras la depuración y la fusión de ambas fuentes, el universo analítico resultante contiene  $N = 7.325.783$  observaciones distribuidas en 343 municipios<sup>2</sup>. La reconstrucción completa de la base analítica, las tablas descriptivas, la documentación de variables y las estimaciones se organizan en un repositorio versionado del proyecto publicado de forma abierta en GitHub (Porcel Inquillo, 2026).

Sea  $Y_i$  una variable dicotómica que toma valor 1 si la persona  $i$  declaró encontrarse fuera de la fuerza de trabajo por realizar labores domésticas o de cuidado en el hogar, y 0 en caso contrario. Esta variable observable se representa como la realización de una propensión latente  $Y_i^*$ :

<sup>2</sup> La variable dependiente se deriva de la pregunta P48\_NOCU sobre razón principal de inactividad. El texto exacto de la pregunta, sus opciones de respuesta y el detalle de las variables censales utilizadas se reproducen en los anexos.

$$Y_i = 1\{Y_i^* > 0\}$$

donde  $Y_i^*$  resume la propensión no observada a ubicarse en una condición de no participación económica asociada al trabajo doméstico y de cuidados.

La restricción material central del modelo se aproxima mediante un índice ordinal de precariedad hídrica,  $\Omega_i$ , definido como:

$$\Omega_i = w(A_i)\phi(C_i)$$

donde  $A_i$  denota la forma principal de aprovisionamiento de agua de la vivienda y  $C_i$  la modalidad de distribución o acceso intradomiciliario al recurso. En términos empíricos,  $A_i$  se deriva de la pregunta censal sobre procedencia principal del agua, mientras que  $C_i$  se construye a partir de la disponibilidad de cañería dentro de la vivienda, fuera de la vivienda o de la ausencia de distribución por cañería. Por tanto,  $C_i$  no se mide en metros, tiempo ni otras unidades físicas continuas; se trata de una variable categórica ordinal que aproxima la cercanía y conveniencia del acceso al agua dentro del espacio doméstico. La función  $w(\cdot)$  asigna valores crecientes a fuentes de agua menos inmediatas, mientras que  $\phi(\cdot)$  amplifica dicha carga según la modalidad de distribución observada. En esta construcción, valores más altos de  $\Omega_i$  representan una mayor restricción hídrica. Dado que  $\Omega_i$  es un índice sintético y ordinal, sus coeficientes deben interpretarse como variaciones relativas dentro de una escala de exposición y no como equivalencias físicas exactas de tiempo. En consecuencia, el índice no mide la infraestructura hídrica en toda su amplitud, sino una manifestación observable de ella en las condiciones de acceso y distribución doméstica del agua.

**Cuadro 1**  
**Ponderaciones utilizadas para construir el índice de restricción hídrica**

Componente	Código	Categoría	Peso
Aprovisionamiento	1	Cañería de red	1,0
Aprovisionamiento	2	Pileta pública	2,0
Aprovisionamiento	3	Cosecha de agua de lluvia	2,0
Aprovisionamiento	4	Pozo excavado o perforado con bomba	3,0
Aprovisionamiento	5	Pozo no protegido o sin bomba	10,0
Aprovisionamiento	6	Manantial o vertiente protegida	3,0
Aprovisionamiento	7	Río, acequia o vertiente no protegida	10,0
Aprovisionamiento	8	Carro repartidor (aguatero)	5,0
Aprovisionamiento	9	Otro	2,0
Distribución	1	Por cañería dentro de la vivienda	1,0
Distribución	2	Por cañería fuera de la vivienda, pero dentro del lote o terreno	1,5
Distribución	3	No se distribuye por cañería	3,0

Nota: La codificación replica la ponderación empleada en la versión previa del estudio con fines de comparabilidad. Las categorías no diferenciadas de manera explícita en el mapeo inicial reciben un valor intermedio de 2,0.

La dimensión de género se incorpora mediante una variable indicadora  $G_i$  igual a 1 para mujeres y 0 para hombres. El vector de controles demográficos se define como  $Z_i = (h_i, edad_i, edad_i^2, R_i, G_i R_i)'$ , donde  $h_i$  representa un proxy de capital humano expresado en años equivalentes de escolaridad y  $R_i$  identifica la residencia rural. Para responder a la crítica por variables omitidas, el análisis incorpora además un vector  $W_i$  de condiciones materiales del hogar, que incluye material del piso, fuente de energía eléctrica, tipo de servicio sanitario, desagüe, tenencia de la vivienda, número total de personas y número de dormitorios. Para absorber heterogeneidad territorial no observada, se incluyen efectos fijos departamentales, denotados por  $\delta_i$ .

La especificación principal corresponde a un modelo logit con heterogeneidad fija por departamento:

$$\Pr(Y_i = 1 | G_i, \Omega_i, Z_i, W_i, \delta_j) = \Lambda(\alpha + \beta_1 G_i + \beta_2 \Omega_i + \beta_3 G_i \Omega_i + \gamma' Z_i + \theta' W_i + \delta_j)$$

donde  $\Lambda(\cdot)$  es la función logística acumulada. El parámetro de interés es  $\beta_3$ , que captura si la asociación entre restricción hídrica y no participación económica por labores domésticas y de cuidado difiere sistemáticamente entre mujeres y hombres. En esta formulación, la contribución marginal de la restricción hídrica sobre la probabilidad estimada puede expresarse como:

$$\frac{\partial \Pr(Y_i = 1 | X_i)}{\partial \Omega_i} = \Lambda(\eta_i) [1 - \Lambda(\eta_i)] (\beta_2 + \beta_3 G_i),$$

$$\eta_i = \alpha + \beta_1 G_i + \beta_2 \Omega_i + \beta_3 G_i \Omega_i + \gamma' Z_i + \theta' W_i + \delta_j$$

lo que permite distinguir entre el efecto asociado a la precariedad hídrica en hombres ( $G_i = 0$ ) y el efecto correspondiente a mujeres ( $G_i = 1$ ).

Dado el tamaño del universo analítico, los modelos se estiman sobre celdas exactas de éxitos y fracasos construidas a partir de las combinaciones observadas de covariables. Este procedimiento preserva la información del universo completo y evita recurrir a submuestreo aleatorio. Adicionalmente, para evaluar la sensibilidad de los hallazgos, se estiman una especificación probit, un modelo de probabilidad lineal con corrección HC3 y una especificación alternativa que reemplaza el índice  $\Omega_i$  por sus dos componentes observados ( $V07\_AGUAPRO$  y  $V08\_AGUADIST$ ). Esta última comprobación permite verificar si los resultados dependen de forma excesiva de la ponderación elegida para el índice hídrico.

El diseño empírico es observacional y transversal. En consecuencia, los resultados deben leerse como asociaciones estadísticamente identificables entre género, restricción hídrica y no participación económica por labores domésticas y de cuidado, y no como efectos causales definitivos. Del mismo modo, la inclusión de controles materiales del hogar reduce, pero no elimina por completo, la posibilidad de que  $\Omega_i$  capture dimensiones más amplias de privación material.

## 4. Resultados

El Cuadro 2 resume las principales características del universo analítico. La base final contiene 7.325.783 personas de 15 a 65 años residentes en viviendas particulares, distribuidas en 343 municipios. La no participación económica por labores domésticas y de cuidado alcanza 13,01% en el total, pero la brecha por sexo es marcada: 21,16% entre mujeres frente a 4,62% entre hombres. La distribución del índice hídrico se concentra en valores bajos, con mediana igual a 1,0 y percentil 75 igual a 3,0, aunque persiste una cola alta de hogares expuestos a condiciones más precarias.

**Cuadro 2**  
**Características de la muestra analítica**

Variable	Total	Mujeres	Hombres
Observaciones	7.325.783	3.715.280	3.610.503
Municipios observados	343		
Edad, media (DE)	35,43 (13,75)	35,53 (13,77)	35,33 (13,73)
Escolaridad equivalente, media (DE)	10,35 (6,06)	10,28 (6,17)	10,43 (5,95)
Ruralidad (%)	29,68	27,69	31,74
No participación por cuidados (%)	13,01	21,16	4,62
Índice hídrico, media (DE)	3,85 (6,85)	3,62 (6,52)	4,09 (7,17)
Índice hídrico, mediana	1,00	1,00	1,00
Índice hídrico, P75	3,00	1,50	3,00
Personas por dormitorio, media	2,26	2,28	2,23

Nota: Los estadísticos se calculan sobre el universo analítico de personas de 15 a 65 años residentes en viviendas particulares.

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos del Censo 2024.

La estimación principal confirma una asociación estadísticamente nítida entre género, escolaridad, edad, ruralidad y la probabilidad de no participación económica por labores domésticas y de cuidado. El Cuadro 3 presenta tres especificaciones logit escalonadas: un modelo base, un modelo con interacción entre género y restricción hídrica, y un modelo ampliado con controles materiales del hogar.

El resultado más nítido del modelo es la brecha de género. En la especificación base, el coeficiente estimado para  $G_i$  implica que, manteniendo constantes las demás covariables, los *odds* de no participación económica por labores domésticas y de cuidado son aproximadamente

$e^{1.895} \approx 6,65$  veces mayores para las mujeres que para los hombres. Este patrón se mantiene prácticamente intacto en la especificación ampliada. En la misma dirección, el capital humano presenta una asociación negativa y de alta precisión estadística, mientras que la edad muestra un perfil cóncavo: la probabilidad del resultado aumenta con la edad a ritmos decrecientes.

**Cuadro 3**  
**Modelos logit escalonados**

Variable	Logit base	Logit con interacción	Logit ampliado
Restricción hídrica ( $\Omega_i$ )	0,0037***	0,0056***	0,0031***
Mujer ( $G_i$ )	1,8954***	1,9013***	1,9138***
Interacción $G_i \times \Omega_i$		-0,0026***	-0,0042***
Capital humano ( $h_i$ )	-0,0523***	-0,0523***	-0,0456***
Edad	0,0598***	0,0598***	0,0591***
Edad <sup>2</sup>	-0,00057***	-0,00057***	-0,00052***
Ruralidad ( $R_i$ )	0,5862***	0,5736***	0,3852***
Interacción $R_i \times G_i$	-0,2653***	-0,2486***	-0,2528***
Controles materiales del hogar	No	No	Sí

Nota: \*\*\*  $p < 0,001$ . Las tres especificaciones incluyen efectos fijos departamentales. El modelo ampliado incorpora material del piso, fuente de energía eléctrica, servicio sanitario, desagüe, tenencia, total de personas y número de dormitorios.

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos del Censo 2024.

El coeficiente de la restricción hídrica se atenúa cuando se incorporan controles materiales del hogar, pasando de 0,0056 en el logit con interacción a 0,0031 en el modelo ampliado. Esta reducción sugiere que una parte de la asociación entre agua y no participación económica comparte varianza con otras dimensiones de privación material del hogar. Aun así, el coeficiente permanece positivo y estadísticamente significativo, lo que indica que las condiciones hídricas capturan una dimensión específica de restricción que no se disuelve completamente al introducir otras carencias observables.

La comparación entre especificaciones permite distinguir entre hallazgos consistentes y resultados sensibles a la forma funcional. La asociación positiva del género femenino con la no participación económica por tareas domésticas y de cuidado, así como la asociación negativa de la escolaridad, se mantienen en todas las especificaciones ensayadas. En cambio, el término de interacción  $G_i \Omega_i$  conserva el signo negativo en las especificaciones no lineales pero

cambia de signo en el modelo lineal. Por ello, la interacción debe tratarse como un resultado frágil en términos de forma funcional y no como evidencia concluyente de no linealidad.

**Cuadro 4**  
**Sensibilidad de la restricción hídrica y de la interacción género x agua**

Especificación	$\Omega_i$	$G_i \times \Omega_i$	Lectura
Logit con interacción	0,0056***	-0,0026***	Negativa y significativa.
Logit ampliado	0,0031***	-0,0042***	Persiste con controles materiales.
Probit	0,0027***	-0,0007***	Negativa y significativa.
Probabilidad lineal (HC3)	0,00017*	0,00058***	La interacción cambia de signo.

Nota: \*\*\* p<0,001, \* p<0,05. El modelo lineal se estima con corrección HC3.  
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos del Censo 2024.

Una prueba adicional reemplaza el índice  $\Omega_i$  por sus componentes observados. En esa especificación, la modalidad de distribución del agua resulta más informativa que la procedencia del recurso: respecto a la distribución por cañería dentro de la vivienda, contar con cañería fuera de la vivienda pero dentro del lote ( $\beta = 0,192$ ) y no contar con distribución por cañería ( $\beta = 0,093$ ) se asocia positivamente con la no participación económica por cuidados. En cambio, las categorías de procedencia del agua muestran un patrón menos uniforme. Este hallazgo sugiere que la organización doméstica del acceso al agua, más que la fuente en sí misma, constituye el componente más consistentemente asociado con la variable dependiente.

## 5. Discusión

Los resultados permiten extraer cuatro implicaciones principales. La primera es que la no participación económica por labores domésticas y de cuidado en Bolivia posee un marcado sesgo de género. La magnitud y la estabilidad del coeficiente asociado a  $G_i$  sugieren que este resultado no puede reducirse a un fenómeno secundario del mercado de trabajo y expresan una dimensión estructural de la organización social del tiempo. En ese sentido, la evidencia empírica converge con la literatura sobre identidad, negociación intra-hogar y “segundo turno”, que ha documentado cómo las mujeres absorben desproporcionadamente la carga de reproducción cotidiana incluso cuando participan en otras esferas productivas (Akerlof y Kranton, 2000; Hochschild y Machung, 1989; Bianchi *et al.*, 2000). El hallazgo central del

artículo consiste en mostrar que esa desigualdad es normativa y cultural, y además observable en la probabilidad de permanecer fuera del mercado por razones explícitamente domésticas.

La segunda implicación es que la restricción hídrica mantiene una asociación propia dentro de un conjunto más amplio de privaciones materiales. Esta conclusión es más sobria que la formulación inicial del artículo, pero también más sólida. Cuando se agregan controles de piso, energía, saneamiento, desagüe, tenencia y tamaño del hogar, el coeficiente de  $\Omega_i$  se reduce, lo que confirma que una parte de la asociación inicial reflejaba condiciones generales de pobreza del hogar. Sin embargo, el efecto no desaparece. Esto sugiere que las condiciones de acceso y distribución doméstica del agua constituyen una dimensión específica de restricción temporal y material, sin agotar por ello el universo de carencias que afectan la inserción económica femenina.

La tercera implicación se refiere a la forma concreta en que opera esa restricción. La especificación que sustituye el índice por sus componentes observados muestra que el componente más consistentemente asociado con la variable dependiente es la distribución del agua dentro del espacio doméstico. La ausencia de cañería intradomiciliaria, o su desplazamiento fuera de la vivienda, se asocia de manera sistemática con una mayor probabilidad de no participación económica por cuidados. En cambio, la procedencia del agua presenta un patrón más heterogéneo. Este contraste sugiere que la organización cotidiana del acceso al recurso es empíricamente más informativa que una lectura general del “origen” del agua. También refuerza la idea de que la infraestructura importa por su incidencia sobre la administración diaria del tiempo dentro del hogar y no solo como servicio sectorial abstracto.

La cuarta implicación concierne a la interacción entre género y restricción hídrica. La evidencia no autoriza una lectura fuerte de ese término. En el reanálisis, la interacción es negativa y significativa en Logit y Probit, pero cambia de signo en el modelo lineal. Por esta razón, el artículo deja de presentarla como evidencia de no linealidad y la interpreta como un resultado sensible a la forma funcional. El hallazgo central no depende de esa interacción: descansa en la amplitud de la brecha de género y en la persistencia de una asociación positiva entre restricción hídrica y no participación económica aun después de introducir controles materiales del hogar.

Desde el punto de vista de política pública, los resultados son compatibles con la idea de que las intervenciones orientadas a expandir oportunidades sin modificar las restricciones materiales del tiempo doméstico encuentran un techo de eficacia. La evidencia presentada no permite derivar una secuencia única de intervención. Aun así, indica que las políticas que afectan directamente el presupuesto de tiempo de los hogares –infraestructura hídrica, continuidad del servicio, cercanía del acceso, servicios de cuidado y conectividad territorial– poseen mayor plausibilidad para modificar la no participación económica femenina que aquellas estrategias exclusivamente discursivas o focalizadas solo en capital humano. En otras palabras, la agenda de igualdad de género requiere una articulación entre política laboral, política social e inversión básica en infraestructura.

Finalmente, estos resultados tienen implicaciones para la discusión normativa sobre igualdad y capacidades. Desde la perspectiva de Sen (1980), la libertad excede la existencia formal de derechos y remite a la posibilidad real de ejercerlos. De forma complementaria, una lectura rawlsiana permite sostener que la política pública debe prestar atención prioritaria a aquellos grupos para los cuales las restricciones materiales reducen más severamente el conjunto de opciones efectivamente disponibles (Rawls, 1971). Bajo esta óptica, el acceso al agua deja de ser un servicio sectorial aislado y pasa a ser una condición de posibilidad para la autonomía temporal, la participación económica y el ejercicio sustantivo de la ciudadanía. La contribución principal del estudio consiste en mostrar que las brechas de género en el mercado de trabajo también se producen y reproducen en la infraestructura cotidiana que organiza la vida del hogar.

## **6. Conclusiones**

Este artículo analizó la relación entre restricción hídrica, género y no participación económica por labores domésticas y de cuidado a partir del universo analítico de 7.325.783 personas de 15 a 65 años residentes en viviendas particulares, construido con microdatos del Censo de Población y Vivienda 2024. El principal hallazgo es la existencia de una brecha de género amplia y estadísticamente nítida: las mujeres presentan una probabilidad sustancialmente mayor de permanecer fuera de la actividad económica por razones vinculadas al trabajo doméstico y de cuidados. A su vez, la precariedad en las condiciones de acceso y distribución doméstica del agua aparece asociada positivamente con ese resultado, mientras que la escolaridad se

relaciona de manera sistemática con una menor probabilidad de no participación económica. Estos resultados sugieren que la desigualdad de género en el mercado de trabajo no puede comprenderse únicamente como un problema de preferencias, normas o capital humano; también remite a restricciones materiales que organizan el uso cotidiano del tiempo.

El reanálisis del universo completo permite además precisar dos puntos relevantes. Primero, la asociación entre restricción hídrica y no participación económica femenina no desaparece al introducir controles materiales del hogar, aunque sí se reduce en magnitud. Esto indica que el agua forma parte de un entramado más amplio de privaciones materiales y no debe interpretarse como la única restricción en juego. Segundo, la interacción entre género y restricción hídrica sigue siendo sensible a la forma funcional del modelo. Por ello, el artículo no la trata como evidencia concluyente de no linealidad y concentra su aporte principal en la persistencia de la brecha de género y en la relevancia independiente de las condiciones hídricas del hogar.

Desde el punto de vista de política pública, los resultados sugieren que las estrategias orientadas exclusivamente a mejorar capacidades individuales o a promover igualdad formal pueden resultar insuficientes si no modifican simultáneamente las restricciones materiales que absorben tiempo dentro del hogar. En este sentido, la provisión de agua, la continuidad del servicio, la cercanía del acceso y la expansión de servicios de cuidado deben entenderse como componentes complementarios de una agenda de autonomía económica femenina. En términos más amplios, restricciones persistentes sobre tiempo, ingresos y cuidados pueden contribuir a la transmisión intergeneracional de desventajas descrita en la literatura sobre movilidad (Becker y Tomes, 1979; Solon, 1992; Corak, 2013; Neidhöfer, 2019). Finalmente, dado que el diseño es transversal y observacional, futuras investigaciones deberían avanzar hacia mediciones más directas del uso del tiempo, especificaciones con mayor detalle territorial y estrategias de identificación que permitan aproximarse con mayor precisión a los mecanismos causales en juego. Aun con esas limitaciones, el artículo muestra que la infraestructura cotidiana constituye una condición decisiva para la distribución del tiempo, las capacidades y las oportunidades de las mujeres en Bolivia.

*Fecha de recepción: 7 de enero de 2026*

*Fecha de aceptación: 13 de abril de 2026*

## Referencias

1. Akerlof, G. y Kranton, R. (2000). Economics and Identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (3), 715-53. <https://doi.org/10.1162/003355300554881>
2. Algül, Y. (2024). Assessing the Relationship Between Broad Gender Inequality and the Gender Unemployment Gap: Insights from an Extensive Global Macroeconometric Panel Analysis. *Discover Sustainability*, 5(1), 422. <https://doi.org/10.1007/s43621-024-00663-y>
3. Alkire, S. y Foster, J. (2011). Counting and Multidimensional Poverty Measurement. *Journal of Public Economics*, 95(7), 476-87. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.11.006>
4. Andersen, L. (2000). *Social Mobility in Latin America*. Documento de trabajo N° 3/2000. Instituto de Investigaciones Socio-Económicas (IIESEC), Universidad Católica Boliviana. [https://EconPapers.repec.org/RePEc:ris:iisecd:2000\\_003](https://EconPapers.repec.org/RePEc:ris:iisecd:2000_003).
5. Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
6. ----- (1991). *A Treatise on the Family: Enlarged Edition*. Harvard University Press. <https://books.google.com.bo/books?id=NLB1Ty75DOIC>.
7. Becker, G. y Tomes, N. (1979). An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153-89. <http://dx.doi.org/10.1086/260831>
8. Bertrand, M.; Kamenica, E. y Pan, J. (2015). Gender Identity and Relative Income Within Households. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571-614. <https://doi.org/10.1093/qje/qjv001>
9. Bianchi, S., Milkie, M., Sayer, L. y Robinson, J. (2000). Is Anyone Doing the Housework? Trends in the Gender Division of Household Labor. *Social Forces*, 79(1), 191-228. <https://doi.org/10.1093/sf/79.1.191>
10. Blanchard, O. y Summers, L. (1986). Hysteresis and the European Unemployment Problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78.
11. Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press. <https://books.google.com.bo/books?id=Zf0gCwx9ocC>

12. Chiappori, P. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100(3), 437-67. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpollec:v:100:y:1992:i:3:p:437-67>
13. Corak, M. (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102. <https://doi.org/10.1257/jep.27.3.79>
14. Devoto, F., Duflo, E., Dupas, P., Pariente, W. y Pons, V. (2012). Happiness on Tap: Piped Water Adoption in Urban Morocco. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(4), 68-99. <https://doi.org/10.1257/pol.4.4.68>
15. Dickin, S., y Caretta, M.A. (2022). Examining Water and Gender Narratives and Realities. *WIREs Water*, 9 (5), e1602. <https://doi.org/10.1002/wat2.1602>
16. England, P. (2010). The Gender Revolution: Uneven and Stalled. *Gender and Society*, 24(2), 149-66. <http://www.jstor.org/stable/27809263>
17. Esping-Andersen, G. y Billari, F. (2015). Re-Theorizing Family Demographics. *Population and Development Review*, 41(1), 1-31. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00024.x>
18. Espino, I., Hermeto, A. y Luz, L. (2022). Gender Differences in Time Allocation to Paid and Unpaid Work: Evidence from Urban Households in Guatemala, 2000-2014. *Community, Work & Family*, 27, 154-69. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:252801389>
19. Espinoza, S., Forni, L., Lavado, A., Olivera, M., Tapia, C., Vega, B., Balderrama, M. y Escobar, M. (2022). Connecting Water Access with Multidimensional Poverty: The Case of Tupiza River Basin in Bolivia. *Water*, 14(17), 2691. <https://doi.org/10.3390/w14172691>
20. Fraser, N. (1990). Rethinking the Public Sphere: A Contribution to the Critique of Actually Existing Democracy. *Social Text*, 25/26, 56-80. <http://www.jstor.org/stable/466240>
21. Gasparini, L., Cruces, G. y Tornarolli, L. (2011). *Recent Trends in Income Inequality in Latin America*. LSE Research Online Documents on Economics. London School of Economics; Political Science, LSE Library. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ehl:lserod:123059>
22. Goldin, C. (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family. *American Economic Review*, 96(2), 1-21. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:aecrev:v:96:y:2006:i:2:p:1-21>

23. Goldscheider, F, Bernhardt, E. y Lappegård, T. (2015). The Gender Revolution: A Framework for Understanding Changing Family and Demographic Behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207-39. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:popdev:v:41:y:2015:i:2:p:207-239>
24. Gronau, R. (1977). Leisure, Home Production, and Work-The Theory of the Allocation of Time Revisited. *Journal of Political Economy*, 85(6), 1099-123. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:jpolec:v:85:y:1977:i:6:p:1099-1123>
25. Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-71. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ecm:emetrp:v:46:y:1978:i:6:p:1251-71>
26. Hochschild, A. y Machung, A. (1989). *The Second Shift. Working Families and the Revolution at Home*. Estados Unidos: Viking.
27. Ilahi, N. y Grimard, F. (2000). Public Infrastructure and Private Costs: Water Supply and Time Allocation of Women in Rural Pakistan. *Economic Development and Cultural Change*, 49(1), 45-76. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:ecdecc:doi:10.1086/452490>
28. Instituto Nacional de Estadística (2024). *Censo de población y vivienda 2024: Microdatos de cuestionario censal (persona y vivienda)*. La Paz, Bolivia. <https://www.inec.gov.bo/>
29. Jalan, J. y Ravallion, M. (2003). Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India? *Journal of Econometrics*, 112(1), 153-73. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00158-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00158-6)
30. Kleven, H., Landais, C. y Søgaard, J. (2019). Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181-209. <https://doi.org/10.1257/app.20180010>
31. Koolwal, G. y Van de Walle, D. (2013). Access to Water, Women's Work, and Child Outcomes. *Economic Development and Cultural Change*, 61(2), 369-405. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ucp:ecdecc:doi:10.1086/668280>
32. Moser, C. (1989). Gender Planning in the Third World: Meeting Practical and Strategic Gender Needs. *World Development*, 17(11), 1799-825. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(89\)90201-5](https://doi.org/10.1016/0305-750X(89)90201-5).
33. Neidhöfer, G. (2019). Intergenerational Mobility and the Rise and Fall of Inequality: Lessons from Latin America. *The Journal of Economic Inequality*, 17, 499-520. <https://doi.org/10.1007/s10888-019-09415-9>

34. Porcel Inquillo, J. P. (2026). *Repositorio del reanálisis empírico y soporte metodológico para el artículo "¿Qué detiene el tiempo de las mujeres?"* GitHub. [https://github.com/MonsieurUlupica/Porcel\\_Articulo\\_LAJED\\_2026\\_Analisis](https://github.com/MonsieurUlupica/Porcel_Articulo_LAJED_2026_Analisis)
35. Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice: Original Edition*. Harvard University Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctvjf9z6v>
36. Sen, A. (1980). Equality of What? In S. M. McMurrin (Ed.), *The Tanner Lectures on Human Values*, 1, 195-220. Cambridge: Cambridge University Press / University of Utah Press
37. Shimamura, Y., Satoshi Shimizutani, S. T. y Hiroyuki, Y. (2022). The Impact of Better Access to Improved Water Sources on Health, Schooling, and Water Collection of Girls and Boys in Rural Zambia. *The Journal of Development Studies*, 58(9), 1750-71. <https://doi.org/10.1080/00220388.2022.2048650>
38. Solon, G. (1992). Intergenerational Income Mobility in the United States. *The American Economic Review*, 82(3), 393-408. <http://www.jstor.org/stable/2117312>
39. Stock, J. H. y Watson, M. W. (2015). *Introduction to Econometrics*. Always Learning. Pearson. <https://books.google.com.bo/books?id=CZW0ngEACAAJ>
40. Truelove, Y. (2019). Rethinking Water Insecurity, Inequality and Infrastructure Through an Embodied Urban Political Ecology. *WIREs Water*, 6(3), e1342. <https://doi.org/10.1002/wat2.1342>
41. Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. <http://www.jstor.org/stable/j.ctt5hhcfr>

## Anexos

Los siguientes cuadros resumen las variables censales utilizadas en el análisis y documentan la pregunta específica empleada para construir la variable dependiente. Los identificadores territoriales *IDEP*, *IPROV* e *IMUN* no provienen de preguntas del cuestionario; se utilizan para efectos fijos departamentales, conteo de municipios y organización territorial de las salidas de replicación.

**Cuadro 5**  
**Variables de persona utilizadas en el análisis**

Variable	Pregunta o etiqueta censal	Uso analítico
P25_SEXO	25. Es mujer u hombre	Indicador de género
P26_EDAD	26. Cuántos años cumplidos tiene	Filtro etario y controles de edad y edad <sup>2</sup>
P41A_NIVEL	41. A. Cuál es el último curso o año que aprobó y en qué nivel educativo (Nivel)	Proxy de escolaridad equivalente
P48_NOCU	48.A. Las últimas 4 semanas: (Condición de inactividad en las últimas 4 semanas)	Variable dependiente

Fuente: Diccionario de variables del Censo de Población y Vivienda 2024.

**Cuadro 6**  
**Variables de vivienda utilizadas en el análisis**

Variable	Pregunta o etiqueta censal	Uso analítico
URBRUR	Área urbana-rural	Control de ruralidad
V01_TIPOVIV	1. La vivienda es: (tipo de vivienda)	Filtro de viviendas particulares.
V02_CONDOCUP	2. La vivienda está: (condición de ocupación de la vivienda)	Filtro de viviendas ocupadas o temporalmente ausentes
V06_PISO	6. Cuál es el material más utilizado en los pisos de esta vivienda	Control material del hogar
V07_AGUAPRO	7. Principalmente, el agua que usan en la vivienda proviene de:	Componente de aprovisionamiento del índice hídrico
V08_AGUADIST	8. El agua que usan en la vivienda se distribuye:	Componente de distribución del índice hídrico
V09_ENERGIA	9. De dónde proviene la energía eléctrica que usan en la vivienda	Control material del hogar
V14_DORMIT	14. De estos cuartos o habitaciones, cuántos se utilizan solo para dormir	Control material del hogar y razón personas por dormitorio
V15_SERVSAN	15. Tienen baño o letrina	Control material del hogar
V16_DESAGUE	16. El baño o letrina tiene desagüe:	Control material del hogar

Variable	Pregunta o etiqueta censal	Uso analítico
V17_TENENCIA	17. La vivienda que ocupan es: (tenencia de la vivienda)	Control material del hogar
TOT_PERS	Total personas	Tamaño del hogar y razón personas por dormitorio

Fuente: Diccionario de variables del Censo de Población y Vivienda 2024.

La variable dependiente se construye a partir de la pregunta censal P48\_NOCU: “48.A. Las últimas cuatro semanas: (condición de inactividad en las últimas cuatro semanas)”.

**Cuadro A3**  
**Opciones de respuesta de P48\_NOCU**

Código	Opción de respuesta
1	Buscó trabajo por primera vez
2	Buscó trabajo habiendo trabajado antes
3	Estuvo como pasante o aprendiz sin recibir pago
4	Estuvo estudiando
5	Está jubilada(o), es pensionista o rentista
6	Realizó labores de su casa o cuidado de los miembros de su hogar
7	Otro (especifique)
9	Sin especificar

Fuente: Diccionario de variables del Censo de Población y Vivienda 2024.