

# rígenes

02

## Compendio de economía laboral: Aportes sobre la participación laboral, la empleabilidad y el emprendimiento

Escuela Superior de Economía  
y Negocios  
.....  
Facultad de  
Economía y Negocios



ESEN





Compendio de economía laboral:  
Aportes sobre la participación laboral,  
la empleabilidad y el emprendimiento

2022

.....

Escuela Superior de Economía  
y Negocios

.....

Facultad de  
Economía y Negocios

# Créditos

Cuaderno 2

## **SERIE ORÍGENES**

Compendio de economía laboral: Aportes sobre la participación laboral, la empleabilidad y el emprendimiento

••••••••••

## **DISEÑO DE PROYECTO**

Carolina Rovira

## **PROFESORES GUÍA DE LAS INVESTIGACIONES**

Wilber Baires, Carlos Carcach y Carolina Rovira

## **APORTE ESPECIAL DE ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN DOCENTE**

Wilber Baires, Escuela Superior de Economía y Negocios

Byron Idrovo, Gerencia de Estudios, Cámara Chilena de la Construcción

••••••••••

## **CORRECCIÓN DE TEXTOS**

María Tenorio

## **DISEÑO Y DIAGRAMACIÓN**

Contracorrientes Editores

••••••••••

## **FORMA RECOMENDADA DE CITAR**

Escuela Superior de Economía y Negocios (2022). *Compendio de economía laboral: Aportes sobre la participación laboral, la empleabilidad y el emprendimiento*. Cuaderno 2, serie Orígenes.



**ESEN**

Esta serie editorial forma parte del proyecto Orígenes.

Facultad de Economía y Negocios

Escuela Superior de Economía y Negocios (ESEN)

# Contenido

06 Presentación

---

09 Incidencia de padres emprendedores en la intención emprendedora de los hijos en El Salvador

---

27 La educación como factor de la empleabilidad. El caso de El Salvador

---

41 Efecto de las remesas en la participación laboral de las mujeres jefas de hogar en El Salvador

---

65 Factores socioeconómicos que determinan la participación electoral en los jóvenes salvadoreños: una propuesta de investigación

---

80 Entender el comportamiento de los precios de los *commodities*: El caso de Guatemala

# Presentación

El método de investigación científica  
no es más que la expresión del  
modo necesario del funcionamiento  
de la mente humana.  
*Thomas Henry Huxley*

---

La serie editorial Orígenes nace con el propósito de dar a conocer las investigaciones académicas que desarrollen los jóvenes alumnos de la carrera de Economía y Negocios, en las múltiples asignaturas que dan este espacio, científico y creativo a la vez.

El campo académico suele reconocer únicamente la producción de consagrados investigadores una vez alcanzado el nivel doctoral. En la Facultad de Economía y Negocios de la Escuela Superior de Economía y Negocios, creemos que la mirada investigativa debe cultivarse, cuidarse y valorarse desde muy temprano en el camino académico del alumnado pues la curiosidad que da origen a la investigación corre el riesgo de apagarse si no se aprecia y promueve.

El segundo cuaderno de la serie editorial Orígenes surge del reconocimiento de trabajos de investigación de varias materias de la carrera: Introducción a la Investigación, Econometría y Métodos Cuantitativos. Estos trabajos presentan diversos temas del área de la economía laboral, todos aplicados a la realidad salvadoreña y de particular interés para el desarrollo económico y social de país. Se exploran la relación de las remesas con la participación laboral, los factores que afectan la empleabilidad y la decisión de emprender desde una perspectiva intergeneracional. Estos esfuerzos del alumnado nos muestran que la misión de sembrar en ellos capacidades técnicas para poder aportar a la construcción de un mejor país se está logrando.

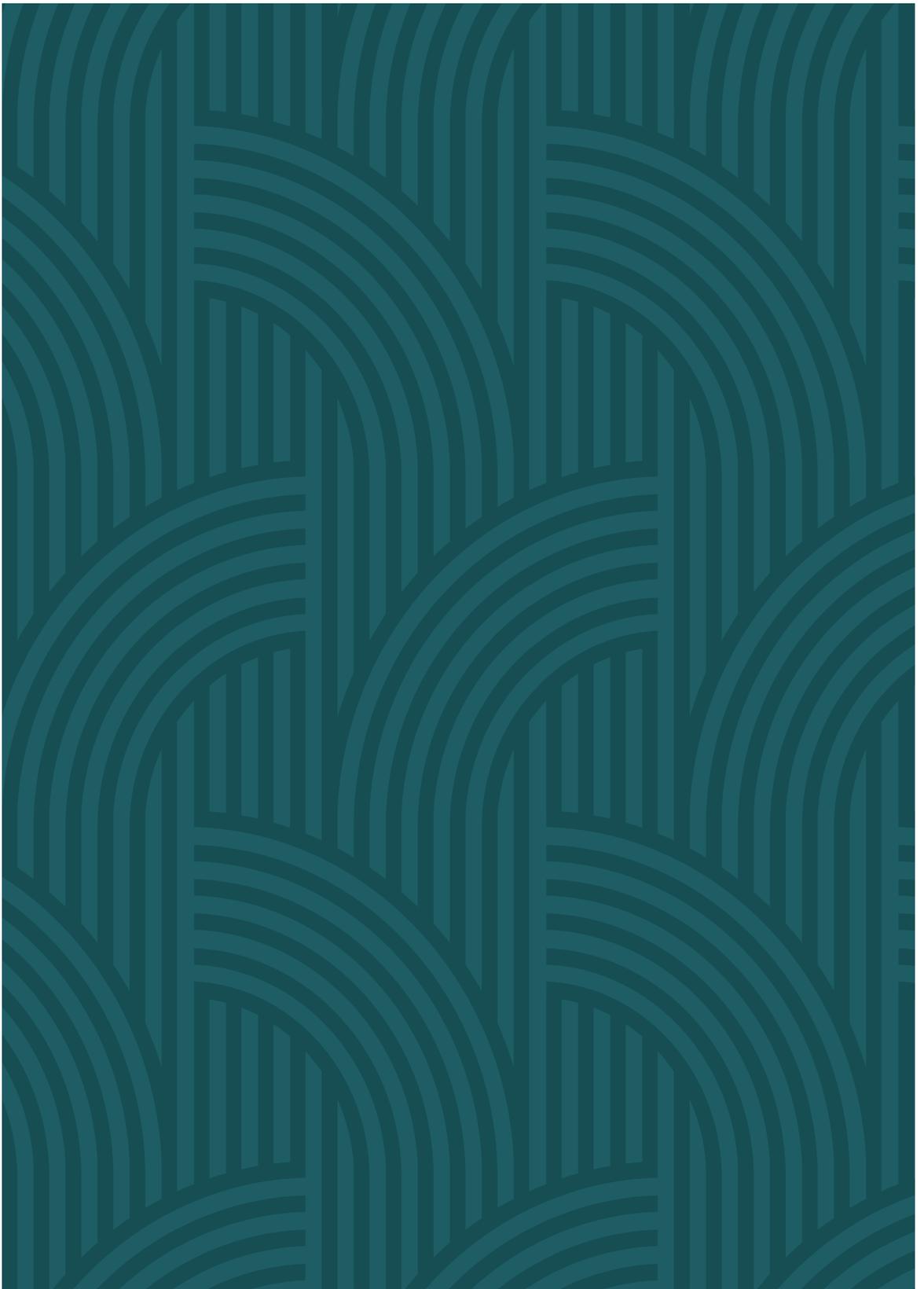
---

Este segundo volumen incluye un *working paper* del doctor Wilber Baires, docente de la ESEN, en coautoría con el máster Byron Idrovo, de la Gerencia de Estudios de la Cámara Chilena de la Construcción. Agradecemos su apoyo y confianza al permitirnos publicar este trabajo en nuestra revista estudiantil. La calidad de su aporte investigativo es una inspiración para nuestros alumnos.

Un agradecimiento a los profesores que acompañaron los procesos investigativos que tuvieron como fruto estos artículos y a la profesora María Tenorio que corrigió los textos de esta edición.

**Carolina Rovira**

Decana de la Facultad de Economía y Negocios



# Incidencia de padres emprendedores en la intención emprendedora de los hijos en El Salvador

Andrea B. Beltrán Ortiz, Jorge F. Canizales Rivas, Sofía R. Chavarría Salinas, S. Gabriela Hernández García, Jorge S. Martínez Olmedo

## Resumen

---

En El Salvador, aproximadamente un tercio de los adultos son emprendedores (Sánchez Masferrer, 2015). Entre los factores que motivan la actividad emprendedora, las características familiares son determinantes: uno de cada tres emprendedores tiene al menos un padre que se ocupa de la actividad empresarial (Kumar, 2015). En este trabajo, se pretende estimar la transmisión intergeneracional del emprendimiento a través de modelos de regresión logística multivariados. Los datos sobre la intención emprendedora y la relación familiar entre emprendedores se obtuvieron de la encuesta de hogares con propósitos múltiples del 2019. Los resultados del estudio sugieren que la presencia de padres emprendedores en el hogar se relaciona positivamente con la intención de los hijos a emprender. Además, se encontró un efecto mediador entre la variable de autoeficacia percibida de los hijos con su predisposición a emprender. Por su parte, no se obtuvo evidencia de una relación entre las actitudes hacia la actividad empresarial y la intención emprendedora. Por último, los resultados del estudio sugieren una caracterización heterogénea de la población emprendedora en El Salvador, con un predominio de las mujeres.

**Palabras clave:** emprendimiento, capital humano, elección ocupacional, productividad laboral, regresiones discretas, probabilidades

**Clasificación JEL:** L26; J24.

## Introducción

---

El *emprendimiento de alto potencial* es la actividad económica orientada “a la innovación, el cambio y el crecimiento de las empresas” (Sserwanga y Rooks, 2013). Según el Global Entrepreneurship Monitor (Sánchez Masferrer, 2015), en El Salvador, el 31.2 % de los adultos son emprendedores. *A priori*, este parece un indicador positivo, pues los emprendimientos son vitales para la competitividad de cualquier economía (Kritikos, 2014); sin embargo, la tasa de abandono de emprendimientos es también mayor respecto al promedio latinoamericano (Sánchez Masferrer, 2015). La Escuela Superior de Economía y Negocios (ESEN, 2019) resalta la necesidad de mayores niveles de “diversificación y sofisticación” en la economía salvadoreña.

Por tanto, resulta importante estudiar las características de estos emprendimientos y los factores que inciden en la decisión de emprender en el contexto salvadoreño. De acuerdo con la literatura, algunas de las características que explican la actividad emprendedora son factores conductuales, como la predisposición al riesgo de una persona; factores institucionales, como las condiciones de acceso a financiamiento; y factores familiares, como la estructura familiar o la transmisión intergeneracional de la predisposición a emprender. Los padres influyen tanto en el aporte de capital financiero y cultural, como en las percepciones que los hijos adquieren sobre la actividad empresarial desde temprana edad.

A partir de esto, el propósito de este trabajo es responder a la pregunta de cómo la actividad emprendedora de los padres determina la propensión a emprender de los hijos en El Salvador. Para este fin, nos interesa estudiar a aquellos trabajadores no pobres por cuenta propia con local que poseen estudios superiores quienes, debido a sus características sociodemográficas, representan el grupo precursor de los emprendimientos de alto potencial. Este estudio empírico se llevó a cabo usando como fuente de datos secundaria la encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM) 2019, realizada por la Dirección General de Estadística y Censos (DIGESTYC, 2020) a nivel nacional. A su vez, se delimita a la población adulta entre las edades de 18 y 64 años de todo el territorio salvadoreño, rango que el

GEM (Sánchez Masferrer, 2015) considera como la población con capacidad de emprender. Específicamente, se busca determinar cómo diferentes variables intervinientes en la decisión de emprender, endógenas o exógenas al individuo, pueden afectar la percepción de emprender en el núcleo familiar.

Para la presente investigación, se seleccionó un enfoque basado en la teoría sobre el comportamiento planeado (*Theory of Planned Behavior* o TPB) de Ajzen (1991). Se escogió la TPB, ya que incluye las normas subjetivas como antecedentes, las cuales representan las percepciones de un individuo acerca de la aceptación social que tiene un determinado comportamiento (Krueger, Reilly y Carsrud, 2000). Con esto en mente, para esta investigación se utilizó como referente a Carr y Sequeira (2007), reiteradamente citados en la literatura disponible y cuyo estudio aplica de modo sistemático el modelo TPB con el fin de determinar cómo los antecedentes familiares inciden en la intención emprendedora.

Esta investigación puede apoyar a entidades como el Banco de Desarrollo de El Salvador (BANDESAL) o a la Cámara de Comercio e Industria (CAMARASAL) en la creación de políticas de desarrollo empresarial mejor enfocadas. Por ejemplo, establecer un modelo de transmisión intergeneracional de la actitud emprendedora podría indicar que los programas de desarrollo empresarial que se centran en dinámicas de mentoría son más efectivos que aquellos que se enfocan solo en la transmisión de habilidades técnicas (Fairlie y Robb, 2004). Asimismo, esta investigación busca aportar al conocimiento existente y expandir lo que se sabe acerca de los factores individuales que determinan las elecciones ocupacionales de los emprendedores, con lo que se espera crear las bases para futuras investigaciones. Los resultados obtenidos apoyan la hipótesis de que la experiencia previa de tener un padre emprendedor influye positivamente en la propensión a emprender de los hijos. No obstante, se debate el rol mediador de las variables propuestas por el modelo.

El documento se estructura en cinco secciones. Primero, se exponen los datos utilizados, sus fuentes y el modelo econométrico planteado utilizado para determinar

cómo la actividad emprendedora de los padres determina la propensión a emprender de los hijos en El Salvador. Posteriormente, se presenta una descripción detallada de las técnicas de análisis de datos utilizadas. En la siguiente sección, se detallan los resultados y hallazgos de los test de mediación de la investigación. Por último, se presentan las conclusiones derivadas de la literatura y los resultados, las notas finales de la investigación y las referencias bibliográficas.

## Métodos y datos

---

Para la presente investigación, se seleccionó el modelo planteado en Carr y Sequeira (2007) para determinar cómo la actividad emprendedora de los padres determina la propensión a emprender de los hijos en El Salvador. Este modelo se basa en la teoría sobre el comportamiento planeado (*Theory of Planned Behavior* o TPB) de Ajzen(1991). El modelo empleado se puede expresar de la siguiente forma:

$$\Pr(h\_emp = 1 | \rho\_emp) = F[\beta_0 + \beta_1 (\rho\_emp) + \beta_2 (\rho\_money) + \beta_3 (h\_gedpc) + \beta_4 (h\_sexo)]$$

Para desarrollar el modelo econométrico, se utilizaron datos secundarios de la EHPM 2019 (DIGESTYC, 2020). Sin embargo, debido a que el diseño de esa encuesta no tiene como objetivo principal medir la actividad emprendedora, se realizaron ciertos ajustes para seleccionar las variables de interés. Primero, se creó un set de datos donde se aisló a los jefes de hogar ocupados. En este, se generó una variable dicotómica ( $\rho\_emp$ ) para conocer si el padre, en este caso, jefe de hogar, es trabajador por cuenta propia con local o sin local; es decir, si es emprendedor o no. Asimismo, se incluyeron variables de interés como el sexo del jefe de hogar y el ingreso que este percibía por su trabajo.

Posteriormente, se creó un documento usando datos de la EHPM 2019 en el cual se incluyeron datos sobre los hijos ocupados de la persona jefe del hogar. Para este

nuevo archivo, se restringió la edad de los hijos de jefes de hogar a mayores de 18 años, la cual es la edad legal para trabajar en El Salvador. Al igual que en el archivo de jefes de hogar, se generó una variable dicotómica ( $h\_emp$ ), que tomaba el valor de 1 si la persona era trabajadora por cuenta propia con o sin local y 0 en caso contrario. Asimismo, se seleccionaron variables como el sexo, el nivel educativo y el gasto del hogar per cápita. Una vez creados los dos documentos, se unieron los *datasets* por medio de la función *merge* usando como llave el identificador del hogar (*idbole*). Como último punto, se eliminaron todas aquellas observaciones que no tuvieron coincidencias entre ambas bases de datos.

Al igual que en Chlosta *et al.* (2010) se utilizó como variable dependiente  $h\_emp$ , variable dicotómica que indica si una persona es emprendedora o no. Esta variable es un *proxy* de la intención emprendedora planteada por la TPB. Sin embargo, cabe mencionar que este *proxy* limita el estudio: solo se tomó en cuenta si la persona se encontraba ocupada en el momento de la encuesta y no si había tenido un antecedente empresarial.

La variable explicativa que se incluye en el modelo logit es  $p\_emp$  a través de las variables mediadoras  $p\_money$ ,  $h\_edu$  y  $h\_gedpc$ . Según el modelo planteado, cada una de estas variables contiene una relación con la probabilidad de ocurrencia de que  $h\_emp = 1$  o de otra manera, que la persona hija de emprendedores sea trabajadora por cuenta propia con o sin local.

La variable  $p\_emp$  es una dicotómica que toma el valor de 1 si el padre es emprendedor y 0 en caso contrario. La intención de esta variable es entender cuál es el impacto de tener un padre emprendedor en la actividad emprendedora del hijo. Según Carr y Sequeira (2007), las experiencias empresariales previas dentro del núcleo familiar tienen un impacto positivo en la intención emprendedora. Por su parte,  $p\_money$  es una variable mediadora, la cual representa el nivel de ingresos de los padres. Esta se tomó como una variable *proxy* de las actitudes hacia la profesión emprendedora: si la familia muestra un alto nivel de ingresos, la idea de dedicarse a una actividad empresarial podría parecer más atractiva para los individuos (Carr y Sequeira, 2007).

La variable mediadora  $h\_edu$ , que representa el nivel educativo de la persona, se tomó como un *proxy* de la autoeficacia percibida. La teoría de la elección de carrera enfatiza que las creencias individuales sobre una carrera están influenciadas por su interpretación de experiencias, así como su percepción de las actitudes y expectativas de los “socializadores” (por ejemplo, los padres). Además, el ambiente de estudio del alumno puede fomentar el espíritu empresarial y modular el grado en que el espíritu empresarial se percibe como una alternativa de carrera aceptable después de la graduación (Autio *et al.*, 2001). Como última variable mediadora, se utilizó el gasto en educación por miembro del hogar ( $h\_gedpc$ ), la cual representa la norma subjetiva.

Por último,  $h\_sexo$  es una variable dicotómica que toma el valor de 1 si la persona es hombre y 0 si es mujer para identificar cómo la teoría del comportamiento planeado varía entre hijos e hijas de padres emprendedores. El Global Entrepreneurship Monitor (GEM, 2013) estima que, a nivel global, más de la tercera parte de las personas involucradas en una actividad emprendedora son mujeres. Mediante esta variable, se visualiza si los individuos adquieren comportamientos diferentes a la intención emprendedora según su sexo. Estas diferencias podrían adjudicarse a efectos culturales que posicionan a la mujer como administradora del hogar, no de los negocios (Saavedra García y Camarena Adame, 2015).

Para el análisis econométrico, primero se realizó un test de mediación de Baron y Kenny<sup>1</sup> para medir el efecto de las variables moderadoras sobre las variables dependiente e independiente. Asimismo, para aportar evidencia adicional sobre la mediación de las variables, se realizó un test de Sobel para cada modelo. El test de mediación de Baron y Kenny se ejecutó usando el paquete *mediation*<sup>2</sup> del programa *RStudio*, mientras que, para el test de Sobel, se ocuparon los paquetes *bda*<sup>3</sup> y *multilevel*<sup>4</sup>.

---

1/ Para conocer más sobre este método, véanse Baron y Kenny (1986) y Carr y Sequeira (2007).

2/ Para más información sobre el paquete, véase Tingley *et al.* (2014).

3/ Véase Wang (2015) para más información.

4/ Para más información sobre el paquete, véase Berthoumieux (2005).

Posteriormente, se condujeron 6 regresiones logísticas tomando como base a Carr y Sequeira (2007). Primero, se realizó una regresión de la variable de control, sexo de la persona, con la intención de emprender del individuo (modelo 1). Luego, se añadió a la regresión la exposición previa a un negocio familiar (modelo 2) y adicionalmente las tres variables mediadoras: actitudes frente al emprendimiento, norma subjetiva y autoeficacia percibida (modelo 3-5). Como último punto, se realizó una regresión con la exposición previa a un negocio familiar y el efecto de todas las variables mediadoras en la intención de emprender (modelo 6).

## Resultados

---

### *Hallazgos*

Los resultados de los test de mediación se presentan en la tabla 1. Para la variable mediadora de las actitudes frente a la actividad emprendedora ( $p\_money$ ) se obtiene que esta no es estadísticamente significativa ( $p\text{-value} > 0.05$ ). Asimismo, se observa que no existe un efecto indirecto entre la variable mediadora y la variable independiente ( $p\_emp$ ), pero sí se encuentra un efecto directo entre la variable mediadora y la variable dependiente ( $h\_emp$ ). Como último punto, a través del test de Sobel, se presentan resultados similares en donde el valor del estadístico zeta es de aproximadamente 0.52 y el  $p\text{-value}$  es mayor a 0.5.

Por otro lado, según el test de mediación realizado, la variable normas subjetivas ( $gedpc$ ) es estadísticamente significativa a un 95 % de significancia ( $p\text{-value} = 0.48$ ). Se encontró que existe un efecto indirecto entre las normas subjetivas y la variable independiente ( $p\_emp$ ). De igual forma, se observó un efecto directo entre la variable mediadora y la variable dependiente ( $h\_emp$ ). Asimismo, cuando se realizó el test de Sobel, se presentaron resultados que afirman el test de mediación realizado. En el test de Sobel, se obtuvieron resultados ligeramente distintos con un  $p\text{-value}$  de aproximadamente 0.06 y un valor del estadístico zeta de 1.87. Esta diferencia puede deberse a que el test de Sobel realiza un análisis más profundo de

mediación; sin embargo, por el método de Baron y Kenny (1986) esta variable sí es estadísticamente significativa.

Al realizar el test de mediación de la variable autoeficacia percibida, se demostró que esta es estadísticamente significativa a un 95 % de significancia (p-value = 0.00). Se encontró que existe un efecto indirecto entre la variable mediadora y la variable independiente y un efecto directo entre la variable mediadora y la variable dependiente. En contraste, cuando se realizó el test de Sobel, se encontraron resultados que respaldan los datos obtenidos antes. Por medio de Sobel, se obtuvo un p-value de aproximadamente cero y un valor del estadístico zeta de 3.58 aproximadamente.

**Tabla 1**  
Resultados de los test de mediación

VARIABLES MEDIADORAS	ACME	ADE	p-value (B y K)	Valor z (Sobel)	p-value (Sobel)
Actitudes frente actividad emprendedora	0.62	0.00***	0.00***	0.52	0.60
Normas subjetivas	0.03*	0.00***	0.01**	1.87	0.06
Autoeficacia empresarial percibida	0.00***	0.01**	0.00***	3.58	0.00

**Notas:** \*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01

**Fuente:** Elaboración propia con base en datos de la EHPM 2019 (DIGESTYC, 2020).<sup>5</sup>

Una vez obtenidos los resultados del análisis de mediación, tanto a través del método de Baron y Kenny como a través del test de Sobel, se procedió a correr los seis modelos logísticos planteados. Los resultados del análisis de regresiones se muestran en la

5/ Tabla generada con la función stargazer del paquete stargazer para R. Para más información acerca de este paquete, véase Hlavac (2018).

tabla 2. Con base en ellos, se encontró evidencia que apoya la hipótesis general, así como una de las tres hipótesis específicas. En todos los modelos, se encontró que la experiencia de tener un padre emprendedor está positivamente asociada a la intención empresarial de los hijos.

**Tabla 2**  
Modelo de regresión mediada sobre la intención empresarial<sup>6</sup>

	Variable dependiente: <i>h_emp</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
p_emp		0.023*** (0.008)	0.022** (0.009)	0.021** (0.008)	0.018** (0.008)	0.018** (0.009)
p_money			-0.00001 (0.00001)			0.00001 (0.00001)
gdpc				-0.0005** (0.0002)		-0.0003 (0.0002)
h_edu					-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
h_sexo	-0.025*** (0.008)	-0.025*** (0.008)	-0.025*** (0.008)	-0.027*** (0.008)	-0.031*** (0.009)	-0.031*** (0.009)
P_sexo	-0.030*** (0.008)	-0.026*** (0.008)	-0.026*** (0.008)	-0.027*** (0.008)	-0.028*** (0.008)	-0.028*** (0.008)
Constant	0.144*** (0.008)	0.131*** (0.009)	0.135*** (0.010)	0.140*** (0.010)	0.187*** (0.015)	0.186*** (0.015)
Observations	5,916	5,916	5,916	5,916	5,916	5,916
Log likelihood	-1,588.819	-1,585.004	-1,584.712	-1,582.113	-1,574.492	-1,573.701
Akaike Inf. Crit.	3,183.638	3,178.008	3,179.423	3,174.226	3,158.985	3,161.402

**Notas:** \*p < 0.1; \*\*p < 0.05; \*\*\*p < 0.01

**Fuente:** Elaboración propia con base en datos de la EHPM 2019 (DIGESTYC, 2020).

6/ Para más información sobre la base de datos, ver [https://www.dropbox.com/s/vmwy0yiu-f8b5v77/ehpm19\\_padres\\_e\\_hijos.dta?dl=0](https://www.dropbox.com/s/vmwy0yiu-f8b5v77/ehpm19_padres_e_hijos.dta?dl=0)

Del modelo 1 se obtuvo que las variables de control, el sexo del individuo y el sexo del padre tienen un impacto significativo ( $\rho < = 0.01$ ) sobre la probabilidad de que el sujeto sea trabajador por cuenta propia. Se espera que personas del sexo femenino y personas con una madre jefa de hogar sean más propensas a emprender. Posteriormente, la introducción de la variable padre emprendedor a partir del modelo 2 mostró predecir positiva y significativamente ( $\rho < = 0.01$ ) la intención empresarial de los hijos. A su vez, cabe resaltar que, al añadir dicha variable, el coeficiente correspondiente al sexo del padre se redujo considerablemente, lo cual podría indicar una relación entre ambas variables.

Del modelo 3 al modelo 5, se buscó predecir la propensión a emprender de los hijos añadiendo individualmente las variables mediadoras al modelo 2. Al introducir las actitudes frente a la actividad emprendedora ( $p\_money$ ) en el modelo 3, el efecto principal de tener un padre emprendedor cambió mínimamente, lo cual apoya a la hipótesis de que no existe un efecto de mediación. Sumado a esto, no se obtuvo un coeficiente estadísticamente significativo para dicha variable, por lo cual se rechaza la hipótesis de que las actitudes hacia la actividad empresarial sean directamente proporcionales a la intención empresarial.

En el modelo 4, se introdujeron al modelo las normas subjetivas, las cuales representan el apoyo familiar a través del gasto en educación per cápita ( $gedpc$ ). Si bien se obtuvo una relación significativa ( $\rho < = 0.05$ ) con la propensión de los hijos a emprender, esta fue no solo muy débil, sino que también negativa, rechazando nuevamente la hipótesis de que las normas subjetivas tienen un efecto positivo sobre la intención emprendedora. A su vez, el efecto principal de tener un padre emprendedor cambió levemente, apoyando la existencia de un sutil efecto mediador. Por otra parte, se obtuvo que existe una relación inversamente proporcional y significativa ( $\rho < = 0.01$ ) entre la autoeficacia ( $h\_edu$ ) medida a través del nivel educativo y la probabilidad de que el hijo sea emprendedor, rechazando la hipótesis de que dicha variable tuviese un efecto positivo sobre la variable de interés. Asimismo, se observó que el efecto principal se redujo considerablemente, lo cual apoya la hipótesis de que la autoeficacia tiene un considerable efecto mediador.

Finalmente, al incluir todas las variables en el modelo 6, el efecto principal que posee la experiencia de tener un padre emprendedor se mantiene sumamente significativo y directamente proporcional a la probabilidad de que el hijo sea emprendedor, si bien este coeficiente es menor al observado en el modelo 2. Por parte de las variables mediadoras, las actitudes frente a la actitud emprendedora pasaron de tener un coeficiente negativo a uno positivo; sin embargo, este continuó siendo no significativo. El coeficiente de la variable utilizada para estimar el apoyo familiar se redujo y perdió significancia estadística. Por parte de la autoeficacia, no hubo mayor variación. En términos generales, las diferencias entre el modelo 5 y 6 fueron mínimas. Por último, se halló que el tener un padre emprendedor tuvo un impacto positivo en la probabilidad de que el hijo sea emprendedor; que el nivel de autoeficacia estimado, uno negativo; y las actitudes y normas subjetivas, ninguna relación significativa.

Dado que para el modelo se hizo uso de una regresión logística, los coeficientes estimados no representan los efectos discretos que cada variable tiene sobre la variable dependiente. Por ello, se obtuvieron los efectos marginales promedio para cada variable con un coeficiente estadísticamente significativo; los resultados se presentan en la tabla 3.

**Tabla 3**  
Efecto marginal promedio

	AME	Z	VALOR P	LOWER	UPPER
Presencia de un padre emprendedor ( $p\_emp$ )	0.0184	2.141	0.0323	0.0016	0.0352
Autoeficacia empresarial percibida ( $h\_edu$ )	-0.0046	-4.1007	0.0000	-0.0068	-0.0024
Sexo ( $h\_sexo$ )	-0.0311	-3.6492	0.0003	-0.0479	-0.0144
Sexo del padre ( $p\_sexo$ )	-0.0281	-3.3511	0.0008	-0.0446	-0.0117

**Fuente:** Elaboración propia con base en datos de la EHPM 2019 (DIGESTYC, 2020).

## *Discusión*

Como se dijo antes, el propósito de este estudio es establecer cómo la experiencia de tener un padre emprendedor influye y moldea la propensión a emprender de los hijos. Esto se realizó trabajando desde un enfoque basado en la teoría del comportamiento planeado de Ajzen (1991).

Haciendo uso de una regresión logística y de variables mediadoras, se halló que el tener un padre emprendedor sí tiene un impacto positivo en la propensión a emprender de los hijos. A su vez, la autoeficacia percibida mostró tener un efecto negativo y parcialmente mediador mientras que las normas subjetivas y las actitudes percibidas hacia la profesión empresarial no mostraron efecto significativo alguno. Los resultados contrastaron fuertemente con investigaciones anteriores como la de Carr y Sequeira (2007), la cual sirvió como base para este estudio.

Si bien tanto en Carr y Sequeira (2007) como en este estudio se encontró que el efecto principal de tener un padre emprendedor fue débil, pero positivo y significativo, los coeficientes para el resto de las variables no lo fueron. Mientras tanto, Carr y Sequeira (2007) concluyeron que todas las variables mediadoras no solo pasaron el test de mediación, sino que también predijeron positiva y significativamente la probabilidad de que un hijo sea emprendedor. En este estudio, la única variable planteada como mediadora que resultó tener algún nivel de significancia fue la autoeficacia percibida; sin embargo, esta obtuvo un coeficiente negativo, contrario a lo usualmente encontrado en la literatura disponible.

Las inconsistencias entre este estudio y artículos anteriores pueden fácilmente deberse a la base de datos utilizada y a las variables mediadoras escogidas. En primer lugar, la EHPM no contiene un amplio repertorio de variables destinadas a la medición del capital humano o capital empresarial. En segundo lugar, la única forma de establecer una relación entre padres e hijos fue utilizando aquellas parejas de padres e hijos que vivieran dentro de un mismo hogar, lo que elimina a una buena parte de la población que podría calificar dentro de la muestra. Por último, las va-

riables mediadoras fueron aproximaciones muy forzadas, las cuales se basaron en gran medida en supuestos.

## Conclusiones

---

Las condiciones estructurales del mercado laboral salvadoreño dificultan la creación de puestos de trabajo de valor. Los datos de la EHPM (DIGESTYC, 2020) señalan que la tasa de subempleo en El Salvador es cercana al 40 %. Esto supone que aproximadamente la mitad de la población económicamente activa (PEA) se encuentra desempleada o subempleada. Estos antecedentes explican que El Salvador sea uno de los países latinoamericanos con mayor porcentaje de población emprendedora. Sin embargo, la caracterización de esta población es llamativa. Contrario a lo sugerido por la literatura, no se encontró evidencia concluyente para afirmar que haya una relación directa entre pertenecer al sexo masculino, tener un nivel de ingreso superior o un mayor nivel educativo y la predisposición a emprender.

Esto sugiere, de hecho, que el perfil del emprendedor salvadoreño es heterogéneo. Este es un factor que se podría aprovechar en el futuro, al analizar programas para diversificar el enfoque de la actividad empresarial de los emprendedores. En cuanto a nuestra hipótesis principal, sí se demostró que el tener padres emprendedores incide positivamente en la tendencia a emprender. Esto se puede deber a variables socializadoras entre los padres y sus hijos en el hogar o por la estacionalidad del nivel de riqueza familiar que impulsa esta ocupación. Sorprendentemente, encontramos que el nivel de éxito de los padres en la actividad emprendedora, que utilizamos como variable *proxy* de las normas sociales que motivan el emprendimiento, no guarda relación con la probabilidad de emprender.

En este estudio se pretendía estimar la transmisión intergeneracional de la actividad emprendedora de padres a hijos. La teoría de TBP indicaba que esta relación podría estar mediada por las normas sociales, la autoeficacia percibida y las percepciones hacia la actividad empresarial. No obstante, se comprobó que solo la

segunda cumplía con un rol de mediación en el modelo. Por último, sí se probó una fuerte relación entre la presencia de padres emprendedores en la actividad emprendedora de los hijos, que correspondía a la hipótesis principal de investigación. Los resultados de esta investigación pueden ser mejorados y ampliados si se conducen con una base de datos secundaria que recoja de forma específica variables para medir la actividad e intención emprendedora. El uso de la información de la EHPM constituye una limitación evidente en la conducción de este estudio al tratarse de una encuesta con propósitos generales.

## Contribución de los autores

---

En el diseño del estudio, el planteamiento del modelo probabilístico y la interpretación de los resultados contribuyeron todos los autores del artículo. Jorge Canizales y Andrea Beltrán ejecutaron el modelo en el *software* estadístico *R*. Todos los autores participaron en la revisión final del escrito y aprobaron sus conclusiones.

## Contactos

---

**Andrea B. Beltrán Ortiz:** 20191220@esen.edu.sv,  
**Jorge F. Canizales Rivas:** 20191671@esen.edu.sv,  
**Sofía R. Chavarría Salinas:** 20192375@esen.edu.sv,  
**Steffany G. Hernández García:** 20191029@esen.edu.sv,  
**Jorge S. Martínez Olmedo:** 20192203@esen.edu.sv

## Abreviaturas

---

**DIGESTYC:** Dirección General de Estadística y Censos

**EHPM:** Encuesta de hogares de propósitos múltiples

**GEM:** Global Entrepreneurship Monitor

**ID:** *Identificatory*

**JEL:** Journal of Economic Literature

**TBP:** *Theory of Planned Behavior*

## Reconocimientos

---

Para esta investigación, se utilizaron datos de la Dirección General de Estadística y Censos de El Salvador y del Global Entrepreneurship Monitor, El Salvador. Agradecemos el apoyo del doctor Manuel Sánchez Masferrer por proporcionar la base y el cuestionario utilizado para conducir el estudio GEM (2016). Reconocemos el soporte del licenciado Francisco Domínguez, por su guía en el estilo y la redacción del informe y, especialmente, del doctor Carlos Carcach, profesor de la ESEN, por su colaboración en el diseño de este estudio.

## Referencias bibliográficas

---

- Ajzen, I. (1991). The Theory of Planned Behavior. *Organizational behavior and human decision processes*, 50(2), 179-211. doi: [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Autio, E., Keeley, R. H., Klofsten, M., Parker, G. G. C. y Hay, M. (2001). Entrepreneurial intent among students in Scandinavia and in the USA. *Enterprise and Innovation Management Studies*, 2(2), 145-160. <https://doi.org/10.1080/14632440110094632>
- Baron, R. M., y Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, 51(6), 1173. doi:10.1037//0022-3514.51.6.1173
- Berthoumieux, E. (2005). A Multilevel Multichannel R-Matrix Package for Studying Low Energy Resonant Reactions. *Nuclear Physics*, 1(758), 118–121.

- Carr, J. C., y Sequeira, J. M. (2007). Prior family business exposure as intergenerational influence and entrepreneurial intent: A theory of planned behavior approach. *Journal of business research*, 60(10), 1090-1098. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2006.12.016>
- Chlosta, S., Patzelt, H., Klein, S. B., y Dormann, C. (2012). Parental role models and the decision to become self-employed: The moderating effect of personality. *Small Business Economics*, 38(1), 121-138.
- Dirección General de Estadística y Censos (2020). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2019*.
- Escuela Superior de Economía y Negocios, Fundación para la Educación Superior (2019). *Una propuesta para el progreso de El Salvador: tareas pendientes para el desarrollo económico*. <http://hdl.handle.net/10972/3998>
- Fairlie, R. W., y Robb, A. (2007). Families, human capital, and small business: Evidence from the characteristics of business owners survey. *ILR Review*, 60(2), 225-245.
- Global Entrepreneurship Monitor. (2013). *Global Entrepreneurship Monitor 2012 Women's Report*. <https://bit.ly/3MoSURk>
- Hlavac, M. (2018). Stargazer: *Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables*. R package version 5.2.1. <https://CRAN.R-project.org/package=stargazer>
- Kritikos, A. (2014). Entrepreneurs and their impact on jobs and economic growth. *IZA World of Labor*, 8. doi: 10.15185/izawol.8
- Krueger, N. F., Reilly, M. D. y Carsrud, A. L. (2000). Competing models of entrepreneurial intentions. *Journal of business venturing*, 15(5-6), 411-432.
- Kumar, S. (2015). Role of the Family in Entrepreneurship Development in Nepali Society. *The Journal of Nepalese Business Studies*. 9(1). doi: <https://doi.org/10.3126/jnbs.v9i1.14592>
- Saavedra García, M. L. y Camarena Adame, M. E. (2015). Retos para el emprendimiento femenino en américa latina. *Criterio Libre*, 13(22), 129-152. <https://bit.ly/3sOfN9w>
- Sánchez Masferrer, M. (2015). *El emprendimiento en El Salvador: Informe nacional El Salvador 2014-2015*. *Global Entrepreneurship Monitor*. Escuela Superior de

- Economía y Negocios. [https://www.esen.edu.sv/gem/files/resultados/GEM\\_EL\\_SALVADOR\\_2014\\_2015.pdf](https://www.esen.edu.sv/gem/files/resultados/GEM_EL_SALVADOR_2014_2015.pdf)
- Sserwanga, A. y Rooks, G. (2013). Identifying high potential entrepreneurs in a developing country: A cluster analysis of Ugandan entrepreneurs. *Journal of Developmental Entrepreneurship*. 18(2), 1350010. doi: 10.1142/S1084946713500106
- Tingley, D., Yamamoto, T., Hirose, K., Keele, L. e Imai, K. (2014). Mediation: R Package for Causal Mediation Analysis. *Journal of Statistical Software*, 59(5), pp. 1-38. <http://www.jstatsoft.org/>
- Wang, B. (2015). *bda: Density Estimation for Grouped Data*, R package version 5.1.6. doi:10.1094/PDIS-09-14-0954-PDN



# La educación como factor de la empleabilidad. El caso de El Salvador

Jorge F. Canizales Rivas, Andrea B. Beltrán Ortiz, Jorge S. Martínez Olmedo, S. Gabriela Hernández García, Sofía R. Chavarría Salinas

## Resumen

---

Expertos han señalado un deterioro de la educación en términos de calidad y pertinencia respecto de los mercados laborales. La teoría del capital humano señala que la educación es el factor determinante de la empleabilidad. En este artículo, se plantea la hipótesis de que hay un retorno directo del logro académico en términos de empleabilidad en el contexto salvadoreño. Para estudiarlo, se utiliza la encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM) como fuente de datos secundaria y se plantea un modelo de regresión *logit*. Se incluyen variables de control relacionadas con el ingreso familiar y el sexo. Finalmente, se encuentra que tanto el nivel de ingresos familiar como el nivel educativo aumentan la probabilidad de emplearse en El Salvador. Además, se identifica una brecha de género en la empleabilidad que afecta el empleo femenino. Se concluye que hay una necesidad urgente de implementar políticas educativas que favorezcan la inserción a los mercados laborales.

**Palabras clave:** empleabilidad, inserción laboral, educación, ingresos, modelos probabilísticos

## Introducción

---

La Organización de las Naciones Unidas, en su cuarto objetivo para el desarrollo sostenible (ODS), señala la necesidad de “garantizar una educación inclusiva, equitativa y de calidad y promover oportunidades de aprendizaje durante toda la vida para todos”. La educación, como un factor determinante del desarrollo social y económico de los países, es un tema central en la agenda de los gobiernos alrededor del mundo. A nivel macro, una población con un alto grado de escolaridad genera tasas de productividad e innovación significativas, favoreciendo la creación de valor dentro de la economía. A nivel micro, la escuela es un conducto socializador del individuo en la infancia y le brinda las herramientas técnicas y las capacidades para incorporarse a la vida laboral.

A pesar de esto, de acuerdo con la Fundación para la Educación Superior (FES, 2019), en El Salvador, concluir la escuela es hoy en día menos garantía de bienestar, de obtener un trabajo o de que, al menos, haya una posibilidad de futuro. Una de las razones que pueden explicar esta aparente desconexión entre la escuela y el trabajo es una entrada precipitada a los mercados laborales, motivada por la necesidad de generar ingresos para el hogar. Así, la situación financiera familiar puede hacer que el ingreso a la etapa productiva se precipite en detrimento de terminar el ciclo educativo y, en consecuencia, que las oportunidades de desarrollo se acoten.

Este trabajo propone establecer y analizar la relación entre la inserción laboral y la escolaridad alcanzada y el ingreso familiar. La hipótesis de investigación es que el nivel de escolaridad y el ingreso familiar tienen una correlación positiva con la probabilidad de conseguir empleo en El Salvador. Para operativizar el estudio, se utilizará el *software* de análisis estadístico Stata con la información de la encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM) de 2019 (Dirección General de Estadística y Censos [DIGESTYC], 2020).

## *Antecedentes*

Según la información del Observatorio Latinoamericano de Políticas Educativas (2020), la escolaridad promedio en El Salvador es de 6.6 años. Los datos evidencian un palpable retraso del país respecto al promedio de la región. El acceso educativo y, sobre todo, la calidad educativa aún son tareas pendientes de los hacedores de política pública en este país centroamericano.

De acuerdo con el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD, 2015), “la educación se ha deteriorado en calidad o pertinencia, y los mercados laborales son más precarios y exigen nuevas habilidades que no siempre se están formando en los centros educativos”. Este indicio es revelador pues indica que hay una desconexión entre la escuela y los mercados laborales cada vez más notoria.

En el caso de El Salvador, esta situación es alarmante dados los bajos niveles de productividad, diversificación e innovación de la economía y los mercados laborales. Parece que las dificultades que limitan el crecimiento económico en los últimos años se han acentuado y, si no se establecen planes de acción concretos, continuarán limitando el progreso social en los tiempos venideros.

## *Revisión de literatura*

Los factores que condicionan la empleabilidad, especialmente en las cohortes más jóvenes, se han estudiado desde diferentes disciplinas: la psicología, la economía, la sociología. Así, el fenómeno de la empleabilidad puede explicarse desde distintas áreas del saber.

De estas perspectivas, la economía aporta desde la teoría del capital humano. Según la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (Organisation for Economic Cooperation and Development [OECD], 1998), el *capital humano* es aquel conocimiento que los individuos adquieren durante su vida y que usan para

producir buenos servicios o ideas en el mercado o fuera de él. De esta forma, se plantea que la capacidad productiva de una persona, como una aproximación a su empleabilidad, está correlacionada con sus conocimientos.

De aquí surge la idea de los retornos financieros directos de la educación, entendida como una inversión. Desde esta óptica, “el hecho de que unos individuos inviertan en educación y otros no se explica por la impaciencia temporal por rentabilizar de forma inmediata su trabajo, sin cuestionarse las actitudes, expectativas y oportunidades” (Martínez Rodríguez, 2009).

Esto parece alinearse con la premisa de las consecuencias de precipitar el fin del ciclo educativo en la frontera de oportunidades laborales en la economía salvadoreña. No obstante, esta teoría también parece tener ciertos vacíos conceptuales. Como señala Garrido Trejo (2007), “la escolarización del capital como fuerza de trabajo no participa de modo significativo en el aumento del salario o la productividad, ni asegura la práctica adecuada en el proceso del trabajo”, lo que pone en tela de juicio la aseveración de que la inversión en educación deriva en beneficios directos y de oportunidad.

## *Resultados*

Luego de operativizar el modelo, se encontró que, de los efectos fijos regionales, solo los de Ahuachapán, La Paz, Cabañas, San Vicente, San Miguel y La Unión fueron estadísticamente significativos. En cuanto a efectos fijos temporales, solo el de 2019 demostró no tener significancia estadística. Luego, se encontró un coeficiente de 0.0006 para el ingreso per cápita y de 0.0847 para el nivel educativo. Al calcular las probabilidades, se obtuvo que la propensión a estar empleado aumenta en 1.7 % por cada año cursado de escolaridad y 0.01 % por cada unidad de aumento en el ingreso per cápita.

## Desarrollo

---

### *Datos*

Para esta investigación, se hizo uso de datos provenientes de las tres encuestas de hogares de propósitos múltiples más recientes disponibles, las cuales corresponden a 2018, 2019 y 2020 (DIGESTYC, 2019, 2020 y 2021). Asimismo, para este estudio, si bien la encuesta recolecta información a nivel nacional para realizar inferencias de la población en general, se restringirá la muestra de datos a personas mayores de 18 años y que, durante el momento de la encuesta, no se encontrasen en un proceso de formación académica.

Se restringe a la población a mayores de 18 años, ya que a esa edad se permite trabajar legalmente en El Salvador. Asimismo, se excluye a las personas que se encuentran en un proceso de formación académica debido a que se pretende analizar a los individuos que solo posean una ocupación. En este sentido, no se pretende analizar a las personas que estudian y trabajan.

Como variables independientes, se utilizarán las variables *ingpe* para representar el ingreso per cápita del hogar y *aproba1* para el nivel educativo del individuo. Por otro lado, se creará la variable dicotómica *emp* que determine si una persona se encuentra ocupada o no. Esta se creará a partir de la variable *r403*, la cual tomará el valor de 1 si la persona ha realizado un trabajo la semana previa y 0 en caso contrario. Por último, se añadirá el *sexo* como variable de control, la cual tomará el valor de 0 si se trata de una mujer y 1, de un hombre.

### *Modelo econométrico*

Debido a que la variable que se desea estimar es una probabilidad, se decidió utilizar como estrategia empírica una regresión *logit*. Este modelo garantiza que el resultado siempre se encuentre entre los valores de 0 y 1. Se plantea una ecuación inicial:

$$P(emp_{it} = 1) = F(\beta_1 aproba1_{it} + \beta_2 ipc_{it} + u_{it})$$

en donde la función F representa la función de distribución logística acumulada, la cual se puede representar de la forma siguiente:

$$F(x) = 1/(1 - e^{-x})$$

Dado que se hará uso de datos para tres años diferentes, es posible controlar el modelo tanto para efectos fijos individuales como para efectos fijos temporales. En este caso, se obtendrán los efectos fijos de cada departamento y los efectos temporales de los tres años disponibles. Añadiendo estos efectos fijos al modelo se obtiene la siguiente ecuación:

$$P(emp_{it} = 1) = F(\beta_1 aproba1_{it} + \beta_2 ipc_{it} + \alpha_i + \mu_t + u_{it})$$

donde:

$$\begin{aligned} \alpha_i &= \text{efectos fijos regionales por departamento} \\ \mu_t &= \text{efectos fijos temporales para cada edición de la EHPM} \end{aligned}$$

Por último, existe la posibilidad de que el modelo planteado presente un *sesgo de causalidad simultánea* entre el ingreso per cápita y la empleabilidad, ya que personas dotadas de un empleo podrían generar mayores ingresos que aquellas que se encuentran desocupadas y, por consiguiente, aumentar el ingreso per cápita de sus hogares. Con esto en mente, se planteó hacer uso de la variable instrumental *gmvi* o gasto en vivienda como variable instrumental para estimar el ingreso per cápita, el cual será denominado de aquí en adelante como *ipc*.

Además de ser una variable común entre las tres publicaciones de la EHPM, el gasto en vivienda cumple los requisitos para ser una variable instrumental. En primer lugar, se comprobó que la correlación entre *gmvi* y el ingreso por persona tienen una correlación significativamente distinta de cero:

. corr ingpe gmvi if (r106 >= 18 & r203 == 2 & r203! = .)  
 (obs = 121,638)

	ingpe	gmvi
ingpe	1.0000	
gmvi	0.4025	1.0000

En segundo lugar, se probó que la correlación entre el gasto en vivienda y el término de error (RES) que surge de un modelo logit entre las variables ingpe y emp es muy cercana a cero:

. corr ingpe gmvi if (r106 >= 18 & r203 == 2 & r203! = .)  
 (obs = 121,638)

	RES	gmvi
RES	1.0000	
gmvi	-0.0166	1.0000

Una vez añadidas todas estas modificaciones, se plantea el siguiente modelo, el cual se procederá a correr en el programa estadístico Stata:

$$ipc_{it} = \hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 gmvi_{it}$$

$$P(emp_{it} = 1) = F(\beta_1 ipc_{it} + \beta_2 gmvi_{it} + \alpha_i + \mu_t + u_{it})$$

### Principales resultados

Al correr el modelo *logit*, se encuentra que las variables independientes (ingreso y nivel educativo del individuo) son estadísticamente distintas de 0, ya que contienen un P value cercano a 0 a un 95 % de significancia. Asimismo, se encontró que, de los efectos fijos, solo los departamentos de Ahuachapán, La Paz, Cabañas, San Vicente, San Miguel y La Unión son estadísticamente significativos. Como último punto, se encontró que, de los efectos temporales, el año 2020 es el único que muestra significancia estadística con respecto al año 2018.

## Ilustración 1 Modelo logit

. logit emp ipc aproba1 i .r004 i.edicion sexo if(r106 >= 18 & r203 == 2 & r203! = .), r

Iteration 0: log pseudolikelihood = -81920.944  
 Iteration 1: log pseudolikelihood = -71423.714  
 Iteration 2: log pseudolikelihood = -71317.008  
 Iteration 3: log pseudolikelihood = -71316.964  
 Iteration 4: log pseudolikelihood = -71316.964

Logistic regression	Number of obs	= 121,638
	Wald chi2	= 16893.40
	Prob > chi2	= 0.0000
log pseudolikelihood = -71316.964	Pseudo R2	= 0.1294

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P >  z	(95 % Conf. Interval)	
ipc	.0005952	.0001219	4.88	0.000	.0003563	.000834
aprob1	.0849097	.0014546	58.37	0.000	.0820587	.0877606
<b>r004</b>						
Santa Ana	-.0280316	.0314721	-0.89	0.373	-.0897158	.0336525
Sonsonate	.0231825	.033903	0.68	0.494	-.0432661	.0896311
Chalatenango	-.0440889	.0390294	-1.13	0.259	-.1205852	.0324073
La Libertad	.0344965	.03213	1.07	0.283	-.0284771	.09747
San Salvador	-.0236051	.0297618	-0.79	0.428	-.0819372	.0347271
Cuscatlán	-.0274832	.0378831	-0.73	0.468	-.1017327	.0467663
La Paz	.1174154	.0363258	3.23	0.001	.0462182	.1886126
Cabañas	-.2189851	.0330522	-6.63	0.000	-.2837662	-.154204
San Vicente	-.138134	.0401962	-3.44	0.001	-.2169172	-.0593509
Usulután	-.0738537	.0400496	-1.84	0.065	-.1523494	.0046421
San Miguel	-.165296	.0356934	-4.63	0.000	-.2352537	-.0953383
Morazán	-.0482397	.0347687	-1.39	0.165	-.1163851	.0199057
La Unión	-.1828244	.0350843	-5.21	0.000	-.2515883	-.1140606

	Coef.	Robust Std. Err.	z	P >  z	(95 % Conf. Interval)	
<b>Edición</b>						
2019	.0041096	.014309	0.29	0.774	-.0239354	.0321547
2020	-.0600648	.0174806	-4.58	0.000	-.1143262	-.0458034
Sexo	1.608463	.013507	119.08	0.000	1.58199	1.634936
_cons	-.8543874	.0312701	-27.32	0.000	-.9156757	-.7930992

Fuente: Elaboración propia.

En los resultados del modelo, se puede observar que por un dólar más de ingresos que posea la familia, el estadístico Z aumenta en aproximadamente 0.0006. Sin embargo, no nos interesa ver el aumento en el estadístico Z, sino en la probabilidad de emplearse. Para observar este efecto, se utiliza la función *margins* en Stata. Como resultado, se obtiene que por un dólar más en ingresos del hogar (ingresos per cápita), la probabilidad de emplearse aumenta en aproximadamente 0.01 %. De igual forma, se encuentra que por un año más de educación, la probabilidad de emplearse aumenta en 1.7 % aproximadamente. Asimismo, se encuentra que existe una mayor probabilidad de emplearse si la persona pertenece al sexo masculino.

## Ilustración 2

### Margins de modelo logit

```
. margins, dydx(ipc aproba1)
```

```
Average Marginal effects          Number of obs    =    121,638
Model VCE      : Robust
Expression     : Pr(emp), predict ()
dy/dx w.r.t.   : ipc aprobal
```

	dy/dx	Delta-method Std. Err.	z	P >  z	(95 % Conf. Interval)	
ipc	.0001194	.0000244	4.89	0.000	.0000715	.0001672
aprobal	.0170277	.0002757	61.75	0.000	.0164873	.0175682

Fuente: Elaboración propia.

## Conclusiones

---

En nuestra investigación, decidimos implementar un modelo econométrico probit que nos ayudaría a determinar la relación entre la inserción laboral, la escolaridad alcanzada y el ingreso familiar, utilizando las variables *ingpe*, *aproba1* y una variable dicotómica creada a partir de la variable *r403*, la cual tomará el valor de 1 si la persona ha realizado un trabajo la semana previa y 0 en caso contrario. Para ello, utilizamos la EHPM 2018, 2019 y 2020.

Luego de operativizar el modelo, se encontró que, de los efectos fijos regionales, solo los de Ahuachapán, La Paz, Cabañas, San Vicente, San Miguel y La Unión fueron estadísticamente significativos. En cuanto efectos fijos temporales, solo el de 2019 demostró no tener significancia estadística. Luego, se encontró un coeficiente de 0.0006 para el ingreso per cápita y de 0.0847 para el nivel educativo. Posteriormente, al calcular las probabilidades, se obtuvo que la propensión a estar empleado aumenta en 1.7 % por cada año cursado de escolaridad y 0.01 % por cada unidad de aumento en el ingreso per cápita.

Estos resultados apoyan la hipótesis planteada al principio de este trabajo: el nivel de escolaridad y el ingreso familiar tienen una correlación positiva con la probabilidad de conseguir empleo en El Salvador. Observamos que la propensión a tener un empleo es directamente proporcional al nivel de escolaridad alcanzado por el individuo.

Como equipo, consideramos de importancia conocer más a profundidad los factores que contribuyen a que en El Salvador la educación se haya deteriorado paulatinamente en calidad. Está claro que los materiales educativos limitados y de mala calidad disponibles en los países en desarrollo afectan el nivel de habilidades cognitivas que un estudiante puede adquirir en la escuela. Estudios muestran que el estudiante promedio de un país en desarrollo obtiene un puntaje que se ubica entre el 5 % y el 10 % inferior de los estudiantes de un país de ingresos altos (Heyneman, 1983). Por otro lado, como mencionamos antes, los mercados laborales son

cada vez más especializados y exigentes, por lo que los requerimientos educativos deben ser más estrictos, favoreciendo el logro de técnicas y competencias requeridas por el mercado. Es urgente estudiar alternativas a los métodos educativos actuales a fin de proponer un reajuste al currículo educativo salvadoreño.

## Contactos

---

**Andrea B. Beltrán Ortiz**, 20191220@esen.edu.sv;

**Jorge F. Canizales Rivas**, 20191671@esen.edu.sv;

**Sofía R. Chavarría Salinas**, 20192375@esen.edu.sv;

**Steffany G. Hernández García**, 20191029@esen.edu.sv;

**Jorge S. Martínez Olmedo**, 20192203@esen.edu.sv

## Referencias bibliográficas

---

Dirección General de Estadística y Censos (2019). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2018*.

Dirección General de Estadística y Censos (2020). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2019*.

Dirección General de Estadística y Censos (2021). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2020*.

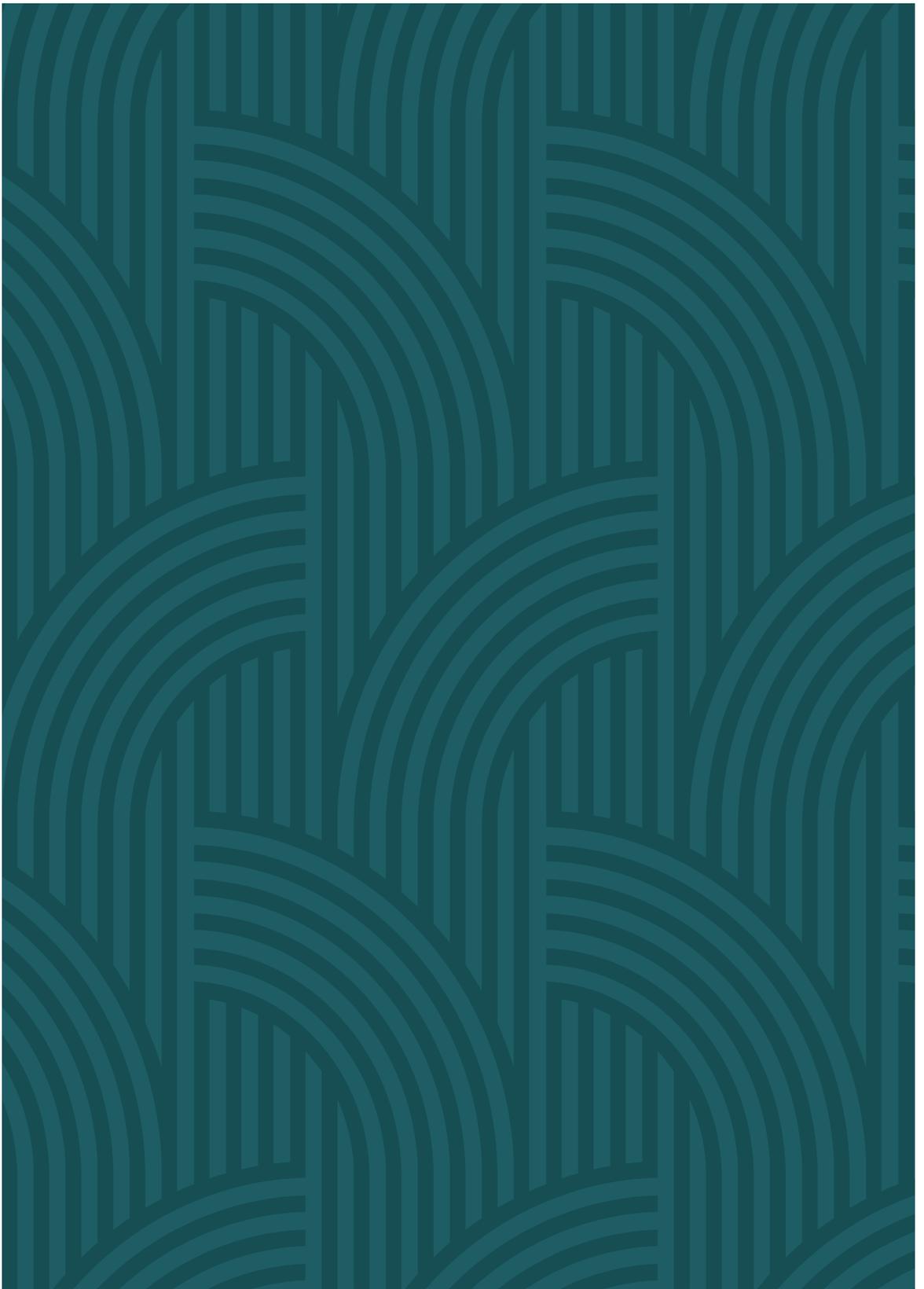
Fundación para la Educación Superior (2019). *¿Irse? ¿Quedarse? ¿Volver?: Dinámicas migratorias y su efecto en la educación de los salvadoreños*. <http://www.fes.edu.sv/wp-content/uploads/2019/11/Libro-4-versi%C3%B3n-web.pdf>

Garrido Trejo, C. (2007). La educación desde la teoría del capital humano y el otro. *Educere*, 11(36), 73-80.

Heyneman, S. (1983). Improving the quality of education in developing countries: better instruction and teaching tools are needed. *Finance & Development*, 20(001).

- Martínez-Rodríguez, F. M. (2009). El proceso de inserción laboral: Implicaciones educativas para la mejora de la empleabilidad. *Revista Complutense de Educación*, 20(2), 455-471.
- Observatorio Latinoamericano de Políticas Educativas (2020). *Perfil del sistema educativo El Salvador*. <https://www.observatorioeducacion.org/perfiles-por-pais/el-salvador>
- Organisation for Economic Cooperation and Development (1998). *Measuring what people know: Human capital for the knowledge economy*. OECD Publications. <https://doi.org/10.1787/9789264065482-en>
- Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (2015). *Informe sobre desarrollo humano 2015. Trabajo al servicio del desarrollo humano*. [https://hdr.undp.org/sites/default/files/2015\\_human\\_development\\_report\\_overview\\_-\\_es.pdf](https://hdr.undp.org/sites/default/files/2015_human_development_report_overview_-_es.pdf)





# Efecto de las remesas en la participación laboral de las mujeres jefas de hogar en El Salvador

Hazel S. Henríquez Galindo, Jorge A. Mira Avelar, Katya M. Moto Alfaro, Génesis M. Tenorio Aguilar

## Resumen

---

En 2018, estadísticas nacionales mostraron que los departamentos con una mayor tasa de recepción de remesas presentaban las menores tasas de actividad laboral. Esta relación se ha estudiado antes en El Salvador y se ha determinado que el efecto de las remesas ha sido más fuerte en las mujeres. El objetivo principal de este estudio es determinar de qué manera las remesas afectan la participación laboral de las mujeres jefas de hogar, ya sea a través del aumento directo del ingreso no laboral o través de los negocios familiares. Se plantearon modelos *logit* para examinar la relación que existe entre recibir remesas y la propensión a trabajar de las mujeres en el país. Los datos utilizados fueron obtenidos de la Dirección General de Estadística y Censos (DIGESTYC), para el año 2018, usando la base de datos de la encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM) de esa edición. Los hallazgos revelan que las remesas afectan negativamente la participación laboral; las remesas reducen la existencia de negocios familiares, efecto moderado positivamente por la intensidad de migración del departamento de residencia; la disposición a trabajar es inversa a la tenencia de negocios familiares; la educación afecta positivamente la participación laboral. Además, la existencia de un hijo menor a seis años reduce la disposición a trabajar y se encontró que la aumenta cuando la mujer recibe remesas. Se considera necesario aplicar datos primarios a este tipo de análisis por las limitantes de la EHPM; asimismo, para encontrar el número óptimo de hijos que determine cómo cambia la relación entre otros ingresos y la participación laboral.

**Palabras clave:** remesas, fuerza laboral, participación laboral, mujeres

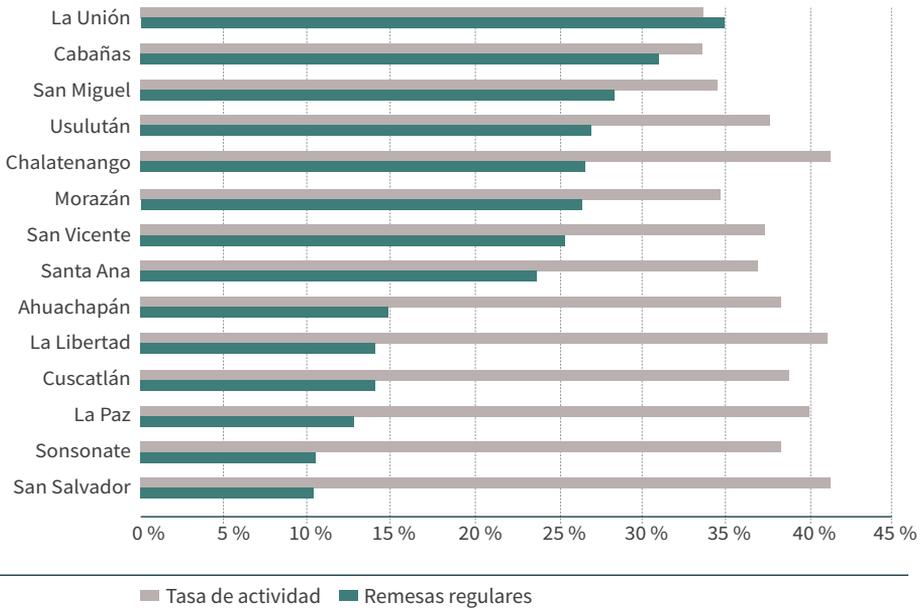
**Clasificación:** JEL: F24, J21

## Introducción

Las remesas son de gran importancia para la economía salvadoreña. En particular, un 19.8 % de hogares salvadoreños recibieron remesas en el 2018 (Dirección General de Estadística y Censos [DIGESTYC], 2019). Durante el mismo año, el monto total de las remesas fue equivalente al 24 % del producto interno bruto (PIB) (BCR, 2020). Según diversos autores, un alto nivel de remesas puede ocasionar efectos secundarios en otros aspectos socioeconómicos como la participación laboral (Acosta, 2006; Stanley, 2014).

### Gráfico 1

El Salvador, 2018. Proporción de hogares que tiene algún miembro en el extranjero, proporción que reciben remesas y tasa de actividad, por región y departamento



Fuente: Elaboración propia con datos individuales de la EHPM 2018 (DIGESTYC, 2019).

Con base en datos de la encuesta de hogares de propósitos múltiples (EHPM) 2018, en El Salvador, los departamentos<sup>1</sup> con mayor proporción de hogares que reciben remesas presentan las tasas de actividad más bajas (DIGESTYC, 2019). Por ejemplo, La Unión y Cabañas comparten este rasgo. De igual manera, los datos para San Salvador y La Libertad muestran que una tasa de actividad mayor se relaciona con una menor proporción de hogares que reciben remesas<sup>2</sup>.

Diversos estudios han encontrado que las remesas impactan de manera diferente en la participación laboral según el sexo de la persona. Estos hallazgos apuntan a que la oferta laboral de las mujeres se ve afectada por estos ingresos en mayor medida que la de los hombres (Acosta, 2006; Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia, 2009; Stanley, 2014; Borja, 2013; Dorantes y Pozo, 2006). No obstante, estas investigaciones se centran en qué género se ve más afectado, mas no profundizan en el análisis de las causas de este mayor impacto en las mujeres.

En este contexto, este estudio se plantea como primer objetivo entender cómo afectan las remesas la participación laboral de las mujeres, quienes se ven más impactadas por los ingresos no laborales (remesas), moderando el efecto por su nivel de educación y si tienen hijos. La última variable se toma en cuenta debido a que Stanley (2014) asegura que la crianza de los hijos aumenta el costo de oportunidad de trabajar fuera del hogar, sobre todo si se trata de hijos menores de 6 años (Grogan y Koka, 2010). A su vez, la educación se toma en consideración, ya que Grigoli, Koczan y Tapalova (2018) mencionan que, en las mujeres con baja educación, se potencia el efecto negativo de las remesas sobre su disposición a trabajar.

Por otro lado, un hallazgo importante al que llegaron Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia (2009) fue que la relación entre remesas y participación laboral se encontró positiva cuando las mujeres viven en zonas de baja migración. Los autores exponen

---

1/ El territorio salvadoreño está dividido en 14 departamentos y 262 municipios.

2/ Chalatenango es la excepción a este comportamiento debido a su gran extensión territorial.

que su resultado podría explicarse por el establecimiento de negocios familiares en los que las mujeres se emplean. Esto se reafirma en los resultados de Sharma y Cárdenas (2018), quienes encuentran que los miembros que se quedan podrían empezar un nuevo negocio con el dinero adicional de las remesas, aumentando la participación laboral. Con base en lo anterior, se plantea como segundo objetivo determinar de qué forma las remesas influyen en la participación laboral por medio del involucramiento de las mujeres en actividades de emprendimiento del hogar, moderado por la tasa de migración del departamento de residencia.

Los objetivos anteriores se plantean para responder la siguiente pregunta: ¿de qué manera las remesas impactan la participación laboral femenina? Ahora bien, con el fin de mejorar la precisión del análisis, el estudio se enfocará en el impacto de las remesas en la decisión de participar en el mercado laboral de las mujeres jefas de hogar de El Salvador en 2018. Además, la pregunta se analizará bajo la teoría neoclásica de la oferta laboral, tal y como se realizó en la mayoría de la literatura revisada (Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia, 2009; Sharma y Cárdenas, 2018; Romero y Salinas, 2010; Stanley, 2014); en esta se plantea la concepción de un salario de reserva que aumenta ante la presencia de ingresos no laborales como las remesas.

Se espera que este estudio aporte a la actualización de información sobre el fenómeno, puesto que la última publicación académica sobre el tema en El Salvador se realizó en el 2013 (Borja, 2013). Por lo tanto, se buscará conocer si las características que determinan la relación se conservan o han cambiado. En otro aspecto, la relevancia de seguir investigando este tema radica en la comprensión de las dinámicas del mercado laboral femenino, ya que la situación laboral determina el nivel de ingresos de los hogares, lo que afecta su bienestar, en particular el de los hijos. Por lo tanto, cobra vital importancia conocer cómo las mujeres, con las remesas, podrían volverse o mantenerse económicamente activas y, con ello, incrementar su ingreso familiar para que sus hogares alcancen un mayor bienestar.

Con el fin de cumplir los objetivos establecidos, se plantearon modelos logit para predecir la probabilidad de que las mujeres jefas de hogar trabajen dependiendo

de las remesas y otras variables como la tasa de migración, la tenencia de emprendimientos en el hogar, el nivel de educación o la presencia de hijos menores de 6 años. Los datos utilizados para correr los modelos provienen de la EHPM 2018, específicamente de las secciones 1, 2, 4 y 7, que hacen referencia a “características sociodemográficas”, “características de educación”, “empleo e ingreso” y “remesas familiares”.

Con base en la literatura, se esperaba que las remesas afectaran en dos caminos la participación laboral femenina. Uno donde las remesas incrementarían la participación laboral a través de la existencia de negocios familiares y otro donde la reducirían por medio del incremento en los ingresos no laborales; ambos moderados por otras variables. Los resultados obtenidos muestran que el primer camino se rechaza porque no se encuentran las relaciones esperadas al correr los primeros dos modelos. Por otro lado, en el segundo camino, sí se encontró que las remesas reducen la participación laboral de las mujeres jefas de hogar, aunque se observaron discrepancias con respecto a los efectos de moderación esperados.

En conclusión, se tiene que los hallazgos están limitados al diseño de la base de datos utilizada, la EHPM, que no recolecta la información para fines como el de los análisis planteados en este estudio. No obstante, los resultados obtenidos refuerzan lo encontrado anteriormente en la literatura sobre el tema a nivel nacional y abren nuevas posibilidades de investigación acerca de las relaciones que podrían moderar el fenómeno analizado.

Este artículo se estructura de la siguiente manera. La segunda sección describe la base de datos y la recolección de datos; también expone los tres modelos planteados, con la descripción de las variables que se utilizan en cada uno y la teoría que los respalda. La tercera sección analiza los resultados obtenidos en cada modelo, comparándolos con lo esperado con base en la literatura y explicando sus discrepancias. Finalmente, en la última sección se resumen las conclusiones de la investigación.

## Métodos y datos

---

Luego de estudiar las relaciones de la literatura, se procedió a planificar el proceso empírico de la investigación, para ello, el primer paso fue la elección de una fuente de información. Los datos utilizados en este artículo provienen de la EHPM del 2018 elaborada por la DIGESTYC. Esta encuesta se encuentra disponible para distintos años, no obstante, se utilizó solo un año, ya que el diseño de la encuesta dificulta el análisis intertemporal a nivel de hogar. Se usó la edición 2018, debido a que es la versión más reciente que presenta los datos más completos acerca de remesas y migración.

La muestra total de la EHPM 2018 contiene 20 840 hogares, elegidos por medio de una selección sistemática a través de la asignación de segmentos censales conformados por viviendas ocupadas dentro de una lista de viviendas de la DIGESTYC que sirve como marco muestral. Primero, con base en el marco muestral, se determinan 12 065 segmentos censales, de los que se seleccionan 1664 para la muestra. Luego, se entrevistan alrededor de 4 viviendas por segmento elegido a lo largo de todo el año de estudio, entrevistándose entre 1704 y 1853 hogares al mes.

Las preguntas de la encuesta recolectan información referente a distintos aspectos, de los cuales son de interés de estudio los relacionados con “características sociodemográficas”, “empleo e ingreso”, “remesas” y “educación”, que se refieren a las secciones 1, 4, 7 y 2 de la EHPM, respectivamente. Esta se elabora por entrevistas cara a cara primordialmente con los jefes de hogar. A partir de la base de datos de la EHPM 2018, para este estudio, la muestra se delimitó a las mujeres jefas de hogar en edad de trabajar (16-64 años), lo que generó que las observaciones se redujeran a 7610 mujeres jefas de hogar, que representan la unidad de análisis del estudio.

El objetivo del estudio fue estimar la probabilidad de que la mujer jefa de hogar trabaje, explicada a través de distintos regresores, entre ellos el recibir remesas. Debido a que la variable dependiente es binaria, se desarrolló un modelo logit que

se fundamenta en lo planteado por Borja (2013) para evaluar los determinantes de la participación en el mercado laboral en ambos grupos: receptores y no receptores de remesas, condicionado a que estos sean mujeres jefas de hogar.

El modelo logit utiliza regresión logística para estimar el valor de una variable dicotómica que es explicada por otras variables discretas o continuas, manteniendo una probabilidad en el rango aceptable de [0,1]. Lo anterior, lo hace por medio de la siguiente ecuación:

$$P(Y = 1|X) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n N_i + u_i)$$

donde:

$$F(Z) = e^z / (1 + e^z)$$

$Y$  = variable explicativa dicotómica

$\beta_0$  = intercepto o valor promedio de las observaciones

$\beta_i$  = coeficientes de cada variable regresora, hasta la  $n$ -ésima variable

$X_1, \dots, N_i$  = variables regresoras

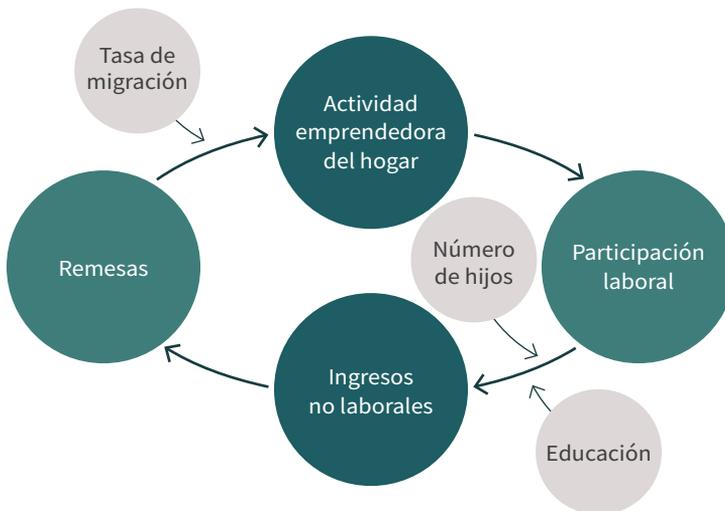
$u_i$  = término de error

Borja (2013) aplica este modelo a los jefes de hogar (hombres y mujeres) del municipio de Suchitoto en El Salvador, recogiendo su propia base de datos y utilizando el modelo para medir el impacto de dos regresores (i) las remesas y (ii) factores exógenos. Cabe destacar que en su estudio se decide utilizar datos primarios, debido a que la autora considera inadecuado el análisis del impacto de las remesas con una base de datos que no capta la situación de los hogares previo a la migración de quien ahora envía las remesas, como es la EHPM.

En el presente estudio, debido a las limitantes existentes para levantar datos, sí se utilizó la EHPM, por lo que para enriquecer el análisis e intentar disminuir la existencia de sesgos, se incluyeron otras variables como moderadoras o mediadoras

de la relación entre la participación laboral y las remesas. La investigación siguió el esquema presentado en la figura 1 para explicar las relaciones.

**Figura 1**  
Diagrama de senderos de la relación entre remesas y participación laboral



**Fuente:** Elaboración propia con base en la literatura académica.

A partir del diagrama de la figura 1, se construyeron tres modelos para analizar las relaciones entre variables, intentando comprobar que se cumpla lo detallado en la teoría académica. El primer modelo buscó explicar la relación entre la recepción de remesas y la existencia de actividad emprendedora de algún otro miembro en el hogar con jefatura femenina, condicionado a la tasa de migración del departamento de residencia. Lo anterior se fundamentó en la teoría de Sharma y Cárdenas (2018) en la que se encontró una relación positiva entre remesas y el establecimiento de emprendimientos familiares de los miembros que se quedan. En la misma

línea, Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia (2009) encontraron que cuando se vive en lugares con baja migración, existe mayor propensión a montar negocios familiares, ya que la variable de migración se puede tomar como un *proxy* del nivel socioeconómico de la zona de residencia, lo que indicaría un contexto favorable para el establecimiento de negocios. El modelo utilizado sigue esta ecuación:

$$P(\text{Emprendimiento} = 1 | \text{Remesas}) \\ = F(\beta_0 + \beta_2 \text{Remesas}_i + \beta_2 \text{Intensidad de migración}_i + \beta_3 \text{Remesas}_i \\ * \text{Intensidad de migración}_i + u_i)$$

donde, *emprendimiento* e *intensidad migratoria* son variables dicotómicas y *remesas* es una variable continua; *emprendimiento* toma el valor de 1 si existe un emprendimiento en el hogar, *intensidad migratoria* toma el valor de 1 si se reside en un departamento con una tasa de migración mayor a la del promedio nacional y *remesas* indica los ingresos en dólares que las familias reciben por remesas.

El segundo modelo enlazó el modelo anterior con la participación laboral femenina. Con base en Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia (2009) se encontró que la disposición a trabajar de las mujeres aumenta por medio del establecimiento de negocios familiares. Por lo tanto, se planteó el siguiente modelo:

$$P(\text{Trabaja} = 1 | \text{Emprendimiento}) = F(\beta_0 + \beta_1 \text{Emprendimiento}_i + u_i)$$

donde, *trabaja* y *emprendimiento* son variables dicotómicas; *trabaja* toma el valor de 1 si la jefa de hogar trabaja y *emprendimiento* toma el valor de 1 si existe un negocio familiar en el hogar.

El tercer modelo exploró otro camino de cómo las remesas afectan la participación laboral femenina. Con base en la teoría de Borja (2013) las remesas actúan como ingresos no laborales y, por lo tanto, entre más incrementen esos ingresos, se reduce la participación laboral, ya que se incrementa el consumo en actividades de ocio. En la misma línea, Acosta (2006) encontró que esta relación se puede ver moderada

por la crianza de los hijos, en especial, por aquellos menores de 6 años (Grogan y Koka, 2010); además, Romero y Salinas (2010) observaron que los altos ingresos no laborales reducen la participación laboral, amplificándose el efecto en personas con bajo nivel educativo. Dado lo anterior, se planteó el siguiente modelo:

$$\begin{aligned}
 P(\text{Trabaja} = 1 | \text{Ingresos no laborales}) \\
 &= F(\beta_0 + \beta_1 \text{Ingresos no laborales}_i + \beta_2 \text{Educación} + \beta_3 \text{Hijos} \\
 &+ \beta_4 \text{Ingresos no laborales} * \text{Educación} + \beta_5 \text{Ingresos no laborales} * \text{Hijos} \\
 &+ \beta_6 \text{Educación} * \text{Hijos} + u_i)
 \end{aligned}$$

donde, *trabaja*, *ingresos no laborales* e *hijos* son variables dicotómicas, mientras que *educación* es una variable continua; *trabaja* toma el valor de 1 si la jefa de hogar participa en el mercado laboral, *ingresos no laborales* toma el valor de 1 si la mujer recibe ingresos no laborales, *hijos* toma el valor de 1 si el hogar tiene al menos un hijo menor de seis años<sup>3</sup> y *educación* representa el número de grados académicos aprobados por la mujer.

En el siguiente apartado se procede a la estimación de los modelos planteados. En el primer modelo, se esperaba que los coeficientes de la variable explicativa remesas tuvieran signo positivo y el de la interacción entre remesa y la intensidad de migración tuviera signo negativo. En el segundo modelo, se buscó que el signo de la variable de emprendimiento fuera positivo. En el tercer modelo, se esperaba que los ingresos no laborales disminuyeran la probabilidad de trabajar de la mujer jefa de hogar. Además, en este último se buscaba que los coeficientes de la interacción entre ingresos no laborales y nivel educativo fuera positivo, y que el de la interacción entre ingresos no laborales y la presencia de hijos menores de 6 años fuera negativo.

---

3/ En ocasiones se empleará el término “tener hijos”, el cual hará referencia a que haya en el hogar al menos un hijo menor a 6 años.

## Hallazgos

---

Los modelos planteados están limitados pues no captan efectos de variables omitidas. Se prescinde de tales variables en el análisis porque la EHPM no recolecta este tipo de datos; un ejemplo son aquellas correspondientes a los gastos del hogar o a su situación laboral antes de que uno de los miembros migrara y comenzara a enviarles remesas.

Lo anterior provoca que se utilicen variables *proxy* que pueden no ser tan representativas del concepto con el que se les relaciona. Por ejemplo, la variable utilizada para hacer referencia a la existencia de emprendimientos en el hogar se refiere a que algún miembro de este labore por cuenta propia, con o sin local. Sin embargo, en el diseño de la EHPM, esta variable está enfocada en medir informalidad del mercado laboral, por lo tanto, no cumple con el concepto estándar de emprendimiento que se refiere a un negocio nacido por innovación e independencia, no por necesidad.

En consecuencia, se podría estar subestimando la existencia de emprendimientos, pues no se toma en cuenta otro tipo de actividades comerciales no medidas por la encuesta. O incluso, se podría estar sobrestimando, en caso de que la mayoría de los trabajadores que se reporten lo hagan por necesidad, como vendedores ambulantes o con puestos de comida esporádicos. Esto podría provocar sesgo de medición en los hallazgos.

A pesar de las limitantes, se decidió correr los modelos econométricos para comprobar si, con este nivel de datos, se cumplen las hipótesis propuestas. A continuación, se presentan los resultados obtenidos y su respectivo análisis con base en el contexto nacional.

Respecto al primer modelo, se encuentra que no existe un efecto de interacción entre remesas e intensidad migratoria, ya que este efecto no es significativo incluso

al 40 % de nivel de confianza. Los efectos sobre el lógito son de -0.0010 y 0.2568, para las remesas y la intensidad migratoria, respectivamente, siendo ambos significativos al 95 %.

## Cuadro 1

Coeficientes del primer modelo de regresión logística.  
(Variable dependiente: existencia de actividad emprendedora de algún miembro en el hogar con jefatura femenina)

	Coeficientes	P >  Z
Remesas	-0.0010	0.044
Intensidad de migración	0.2568	0.000
Moderación de intensidad migración	0.0002	0.670
Constante	-1.8267	0.000

**Fuente:** Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

Con base en esos coeficientes, se realizó un análisis comparativo de grupos, para observar los cambios en la probabilidad de que exista un emprendimiento por parte de algún miembro en el hogar con jefatura femenina, dependiendo de si se reside en un departamento con alta migración o no, o dependiendo del monto de remesas. La columna 1 presenta los lógitos de probabilidad de cada uno de los grupos. La columna 2 presenta la probabilidad de que exista un emprendimiento en el hogar, correspondiente a cada grupo. La columna 3 se refiere a las diferencias en la probabilidad debidas al cambio en la variable intensidad de migración, entre grupos con igual nivel de monto de remesas. La columna 4 brinda información acerca de las diferencias en la probabilidad debido a los cambios en el monto de remesas recibido, iniciando con una comparación de USD 0 a USD 1, luego de USD 1 a USD 100, de USD 100 a USD 300 y, finalmente, de USD 300 a USD 500.

## Cuadro 2

Comparaciones de grupos para determinar cambios en la probabilidad de que algún otro miembro del hogar tenga un emprendimiento

	Lógito (1)	Probabilidad (2)	Diferencia migración (3)	Diferencia remesas (4)
Remesas USD 0 y alta migración	-1.5699	0.1722	0.0336	
Remesas USD 0 y baja migración	-1.8267	0.1386		
				-0.0001
Remesas USD 1 y alta migración	-1.5709	0.1721	0.0336	
Remesas USD 1 y baja migración	-1.8277	0.1385		
				-0.0136
Remesas USD 100 y alta migración	-1.6698	0.1585	0.0313	
Remesas USD 100 y baja migración	-1.9266	0.1271		
				-0.0249
Remesas USD 300 y alta migración	-1.8696	0.1336	0.0270	
Remesas USD 300 y baja migración	-2.1264	0.1066		
				-0.0215
Remesas USD 500 y alta migración	-2.0694	0.1121	0.0231	
Remesas USD 500 y baja migración	-2.3262	0.0890		

**Fuente:** Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

Como se puede observar en el cuadro 1, la probabilidad de tener un emprendimiento en el hogar se reduce a medida que aumenta el monto de remesas recibido, aunque cabe destacar que el efecto sobre la probabilidad no es lineal y varía dependiendo del nivel del monto. No obstante, en promedio, la probabilidad se reduce en 0.0001 por cada dólar de remesa recibido. Por otro lado, se observa que vivir en un departamento con alta migración incrementa la probabilidad de tener un emprendimiento en el hogar, aunque este efecto no es lineal a medida que

cambia la probabilidad por otros factores como las remesas. En promedio, la probabilidad se incrementa en 0.03 si la mujer reside en un lugar con alta migración.

Los hallazgos anteriores rechazan la hipótesis planteada con base en la literatura. En primer lugar, se esperaba que las remesas tuvieran un efecto positivo sobre la probabilidad de tener un emprendimiento, ya que según Stanley (2014) los hogares podrían abrir negocios familiares con lo recibido por remesas. No obstante, se encontró un efecto negativo. Además, se esperaba que la intensidad de migración del lugar de residencia moderara el efecto positivo de las remesas, pero se encontró que la interacción no era significativa. Finalmente, se esperaba que bajos niveles de migración aumentaran la probabilidad de tener un emprendimiento en el hogar, pero esto tampoco ocurrió.

El incumplimiento de lo planteado en la hipótesis puede deberse a la falta de representatividad de las variables utilizadas para medir la existencia de emprendimientos en el hogar, puesto que estas hacen referencia a distintos negocios que no necesariamente caen en la categoría de “emprendimiento” o negocio familiar. Además, podrían existir sesgos asociados a que la intensidad de migración se mide a nivel departamental y no municipal, pero la EHPM no posee representatividad a nivel de todos los municipios<sup>4</sup>, por lo que no se pudo realizar ese análisis.

Con respecto al segundo modelo, se encontró que existe un efecto negativo de los emprendimientos del hogar sobre la probabilidad de que la mujer trabaje, con un nivel de confianza del 95 %. El cambio en el lógito es de -0.39771 si la variable dicotómica emprendimiento toma el valor de uno. Además, se puede observar que la constante no es estadísticamente distinta de cero en su efecto sobre el lógito, incluso al 85 % de nivel de confianza, por lo que se toma como cero para su análisis.

---

4/ En la EHPM, solo para 50 de los 262 municipios de El Salvador se cuenta con datos representativos. Para más información, véase DIGESTYC (2019).

### Cuadro 3

Coeficientes del segundo modelo de regresión logística.  
(Variable dependiente: la mujer jefa de hogar trabaja)

	Coeficientes	P >  Z
Emprendimiento	-0.3977133	0.000
Constante	0.0055521	0.823

**Fuente:** Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

Usando estos coeficientes, se realizó un análisis en grupos para observar los cambios en la probabilidad de trabajar de una mujer, dependiendo de si en su hogar hay un emprendimiento o no. Como se puede observar en el cuadro 4, la columna 1 dicta los lógitos de cada uno de los grupos, la columna 2 presenta la probabilidad de que la mujer trabaje para cada uno de los grupos y la columna 3 muestra la diferencia en la probabilidad existente entre los grupos.

### Cuadro 4

Comparaciones de grupos, para determinar cambios en la probabilidad de que la mujer jefa de hogar trabaje

	Lógito (1)	Probabilidad (2)	Diferencia emprendimiento (3)
No emprendimiento	0	0.5	
			0.0981
Emprendimiento	-0.3977	0.4019	

**Fuente:** Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

Al analizar este cuadro, se observó que la probabilidad de trabajar de la mujer jefa de hogar se reduce si en su hogar hay algún emprendimiento. En promedio, esta probabilidad disminuye en 0.0981, todo lo demás constante. Este resultado no fue

lo que se esperaba con base en la literatura, pues Cox-Edward y Rodríguez-Oreggia (2009) sostenían que la participación laboral femenina incrementa ante la presencia de negocios familiares, ya que estas tenían mayores posibilidades de involucrarse en este tipo de emprendimientos.

Como se mencionó con anterioridad, la discrepancia entre lo encontrado y lo esperado puede deberse a que la variable “emprendimiento” no captura adecuadamente el concepto que se espera de ella, ya que puede incluir negocios que no caen en esa categoría u omitir otros que están dentro de ella. A su vez, podría ocurrir que en contexto de El Salvador ya existen otros ingresos en el hogar por estos negocios familiares, puede que las mujeres decidan dedicar su tiempo a la crianza u otras actividades del hogar, por lo que sería lógico el efecto negativo encontrado. Y, de hecho, esto está en línea con lo planteado en la hipótesis 3 que se presenta a continuación, que sostiene una relación negativa entre otros ingresos y la participación laboral.

Al analizar el tercer modelo, se determinó que la interacción entre ingresos y educación era no significativa al igual que aquella entre la educación y la presencia de hijos menores de seis años, la primera a un nivel de confianza del 70 % y la segunda

## Cuadro 5

Coeficientes del tercer modelo de regresión logística.  
(Variable dependiente: la mujer jefa de hogar trabaja)

	Coeficientes	P >  Z
Otros ingresos	-1.5150	0.000
Nivel educativo	0.1248	0.000
Interacción de ingresos con educación	-0.0108	0.348
Hijos menores de 6 años	-0.2651	0.010
Interacción de ingresos con hijos	0.4664	0.000
Interacción de educación con hijos	-0.0223	0.073
Constante	0.2390	0.000

**Fuente:** Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

a uno del 95 %. Los efectos sobre el lógito de cada una de las otras variables se presentan en el cuadro 5, todos significativos a un nivel de confianza del 95 % a excepción de las interacciones mencionadas.

Con base en esos coeficientes, se realizó un análisis comparativo de grupos, para observar los cambios en la probabilidad de que la mujer jefa de hogar participe en el mercado laboral, dependiendo de si recibe otros ingresos no laborales o no, de su nivel educativo y si tiene hijos menores a 6 años o no (cuadro 6). La columna 1 presenta los lógitos de probabilidad de cada uno de los grupos. La columna 2 presenta la probabilidad de que trabaje, correspondiente a cada grupo. La columna 3 se refiere a las diferencias en la probabilidad debidas a si la mujer recibe ingresos no laborales o no, entre grupos que tienen cierto nivel de estudio o no y si tiene hijos menores de 6 años o no. La columna 4 se refiere a las diferencias

## Cuadro 6

Comparaciones de grupos, para determinar cambios en la probabilidad de que la mujer jefa de hogar trabaje

	Lógito (1)	Probabilidad (2)	Diferencia en ingresos (3)	Diferencia entre hijos (4)	Diferencia entre educación (5)
Ingresos 0, Edu 0 e Hijos 0	0.2390	0.5595	-0.3412	-0.0660	
Ingresos 0, Edu 0 e Hijos 1	-0.0261	0.4935	-0.2390		0.2366
Ingresos 0, Edu 9 e Hijos 0	1.3619	0.7961	-0.3343	-0.0464	
Ingresos 0, Edu 9 e Hijos 1	1.0967	0.7496	-0.2376		0.2562
Ingresos 1, Edu 0 e Hijos 0	-1.2760	0.2182		0.0363	
Ingresos 1, Edu 0 e Hijos 1	-1.0747	0.2545			0.2435
Ingresos 1, Edu 9 e Hijos 0	-0.1532	0.4618		0.0502	
Ingresos 1, Edu 9 e Hijos 1	0.0481	0.5120			0.2575

Fuente: Elaboración propia utilizando Stata 14 con datos de la EHPM 2018.

en la probabilidad debidas a si la mujer tiene hijos menores de 6 años o no, entre grupos que reciben o no ingresos no laborales y si tiene cierto nivel de estudio o no. La columna 5 brinda información acerca de las diferencias en la probabilidad debido a los cambios en el nivel de educación que tenga la mujer, entre grupos que reciban o no ingresos no laborales y si tiene hijos menores a 6 años o no.

Se obtuvo que la probabilidad de que la mujer jefa de hogar trabaje se reduce cuando esta recibe ingresos no laborales. En promedio, esta probabilidad disminuye en 0.2880. Por otro lado, se observó que el efecto de hijos es, por sí solo, negativo, reduciendo la probabilidad de trabajar en aproximadamente 0.07. Además, la presencia de hijos tiene un efecto de moderación sobre la relación entre ingresos no laborales y la participación laboral mitigando el efecto negativo mencionado, es decir, incrementa la probabilidad. Por lo tanto, si la mujer pasa de no tener hijos menores de 6 años a tener al menos uno, su probabilidad de trabajar aumenta cuando recibe ingresos no laborales y se reduce cuando no recibe esta clase de ingresos, ya que el efecto de moderación es mayor que el de los hijos por sí mismo. Por su parte, la educación presenta un efecto positivo; en promedio, un año de educación incrementa la probabilidad de trabajar en 0.028.

Los hallazgos se dividen en tres partes. En primer lugar, el efecto negativo de los ingresos sobre la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral está acorde con lo esperado con base en la literatura, ya que Borja (2013) sostenía que, entre mayor presencia de ingresos no laborales, la participación laboral se reduce, pues la mujer decide dedicarse a actividades de ocio. En segundo lugar, se observó que la presencia de hijos disminuye la participación laboral, lo que se encuentra en línea con Acosta (2006) que explicaba que las mujeres podrían dejar de trabajar para dedicarse a actividades del hogar. También, se encontró la existencia de un efecto de moderación de parte de esta variable sobre el efecto de los ingresos, pues tener al menos un hijo mitiga el efecto negativo de los otros ingresos sobre la participación laboral. Este efecto de moderación es contrario a lo expresado en la literatura, donde se esperaba que tener hijos potenciara el efecto negativo, puesto que las mujeres, ante la existencia de otro soporte económico, tendrían mayor

libertad para dejar de trabajar y cuidar a los infantes. En tercer lugar, contrario a la literatura, la educación no tiene un efecto de moderación sobre el impacto de los ingresos no laborales en la probabilidad de trabajar, no cumpliéndose lo encontrado por Romero y Salinas (2010) que sostenían que el impacto era más fuerte en personas con baja escolaridad. No obstante, sí se cumple que la educación tiene un efecto positivo directo sobre la probabilidad de trabajar de las mujeres, siguiendo los hallazgos de Grigoli *et al.* (2018) donde a mayor educación existe mayor participación laboral.

Respecto a aquellas relaciones que difieren de lo esperado con base en la literatura, tenemos los efectos de moderación de la educación y del número de hijos. En el caso del efecto de moderación de la educación sobre el impacto de los ingresos no laborales en la participación laboral, podría estar ocurriendo que, en El Salvador, si se reciben otros ingresos se sigue reduciendo la disposición a trabajar de las mujeres, sin importar su grado académico, lo que podría deberse a que el monto de recepción estándar es mayor al aumento de salario conseguido con un grado mayor de educación. Por otro lado, el efecto de moderación del número de hijos sobre la relación de ingresos no laborales con la participación laboral da un signo positivo, contrario al negativo que se esperaba; esto puede deberse a que en el contexto nacional las mujeres, al recibir otros ingresos, deciden contratar a niñeras o enviar a los niños a guarderías, por lo que pueden utilizar su disponibilidad de tiempo para trabajar, incrementando así los fondos disponibles de gasto para el hogar.

En síntesis, con base en la literatura, se esperaba que las remesas afectaran en dos caminos la participación laboral femenina. Uno donde las remesas incrementarían la participación laboral a través de la existencia de negocios familiares y otro donde las remesas reducirían la participación laboral por medio del incremento en los ingresos no laborales; ambos moderados por otras variables. No obstante, el primer camino se rechaza porque no se encuentran las relaciones esperadas al correr los primeros dos modelos. En cambio, respecto al segundo camino, sí se encontró que las remesas reducen la participación laboral de las mujeres jefas de hogar, aunque se encontraron discrepancias con respecto a los efectos de moderación esperados.

## Conclusiones

---

En El Salvador, se había descubierto con anterioridad que recibir remesas disminuía la participación laboral (Acosta, 2006; Borja, 2013), en especial en el caso de las mujeres, pero no se profundizaba acerca de los factores que ocasionaban estas diferencias entre géneros. Por lo tanto, se decidió explorar estos aspectos y se encontró que, en efecto, las remesas disminuyen la participación laboral de las mujeres jefas de hogar y que, a su vez, más grados aprobados la aumentan. Además, cuando la mujer recibe remesas, si tiene hijos menores de seis años, su disposición a trabajar aumenta; cuando no las recibe y tiene también hijos en esa edad, la propensión a laborar disminuye.

Cabe señalar que los resultados de la investigación se vieron limitados debido a que no se pudo realizar una recolección de datos primarios. Por ello se decidió usar la EHPM, aunque no contenía todas las variables representativas de la realidad que se buscaba explicar. De ahí podrían surgir las discrepancias entre los hallazgos y lo planteado en la literatura. Por ejemplo, que la recepción de remesas disminuye la probabilidad de que existan negocios familiares y que esta relación se potencia si se vive en un departamento con alta migración y se mitiga en uno de baja migración; o que la existencia de negocios familiares reduce la participación laboral de la mujer.

Finalmente, para futuras investigaciones que exploren cómo las remesas afectan la participación laboral, se presentan las siguientes recomendaciones. Primero, recolectar datos primarios, pues las bases de datos existentes a nivel nacional no cumplen la exactitud de medición deseada para las variables. Segundo, ahondar en la relación de moderación que tiene la presencia de hijos menores de seis años sobre el efecto de los ingresos no laborales en la participación laboral femenina, ya que podría existir un número óptimo de hijos que determina cuándo esta variable mitiga o potencia el efecto; esto sería un mejor determinante que la simple existencia o no de los hijos. Tercero, medir la intensidad de migración a nivel municipal e incluso, de ser posible, a nivel de comunidad, para poder captar mejor el efecto de moderación de esta variable sobre el impacto de las remesas en la probabilidad

de que exista un negocio familiar. Por último, realizar el estudio del impacto de las remesas a través de los emprendimientos sobre la participación laboral incluyendo a los hombres jefes de hogar, para determinar si, en ellos, se cumple la relación esperada con base en la literatura.

## Contribución de cada uno de los autores

---

Todos los autores diseñaron el estudio. Génesis Tenorio, Katya Moto y Hazel Henríquez se encargaron de la revisión de literatura. Hazel Henríquez condujo la ejecución de los modelos econométricos. Todos los autores contribuyeron con el análisis y la interpretación de resultados. Jorge Mira redactó y corrigió el borrador del manuscrito. Todos los autores leyeron y aprobaron el manuscrito final.

## Abreviaturas

---

**BCR:** Banco Central de Reserva

**DIGESTYC:** Dirección General de Estadística y Censos

**EHPM:** Encuesta de hogares de propósitos múltiples

**PIB:** Producto interno bruto

## Reconocimientos

---

Se utilizó información de la Dirección General de Estadística y Censos, Ministerio de Economía, República de El Salvador y del Banco Central de Reserva, República de El Salvador. Se agradece a Guillermo González y al doctor Wilber Baires de la Escuela Superior de Economía y Negocios por su asistencia técnica en el uso del *software* estadístico Stata; a Mónica Leonor por leer y revisar críticamente la versión final de este artículo. Se brinda un agradecimiento especial al doctor Carlos

Carcach, catedrático de la materia Métodos de Investigación en la Escuela Superior de Economía y Negocios, cuyos consejos y enseñanzas nos permitieron llegar a los resultados mostrados, creciendo como profesionales durante el proceso investigativo.

## Disponibilidad de datos y materiales

---

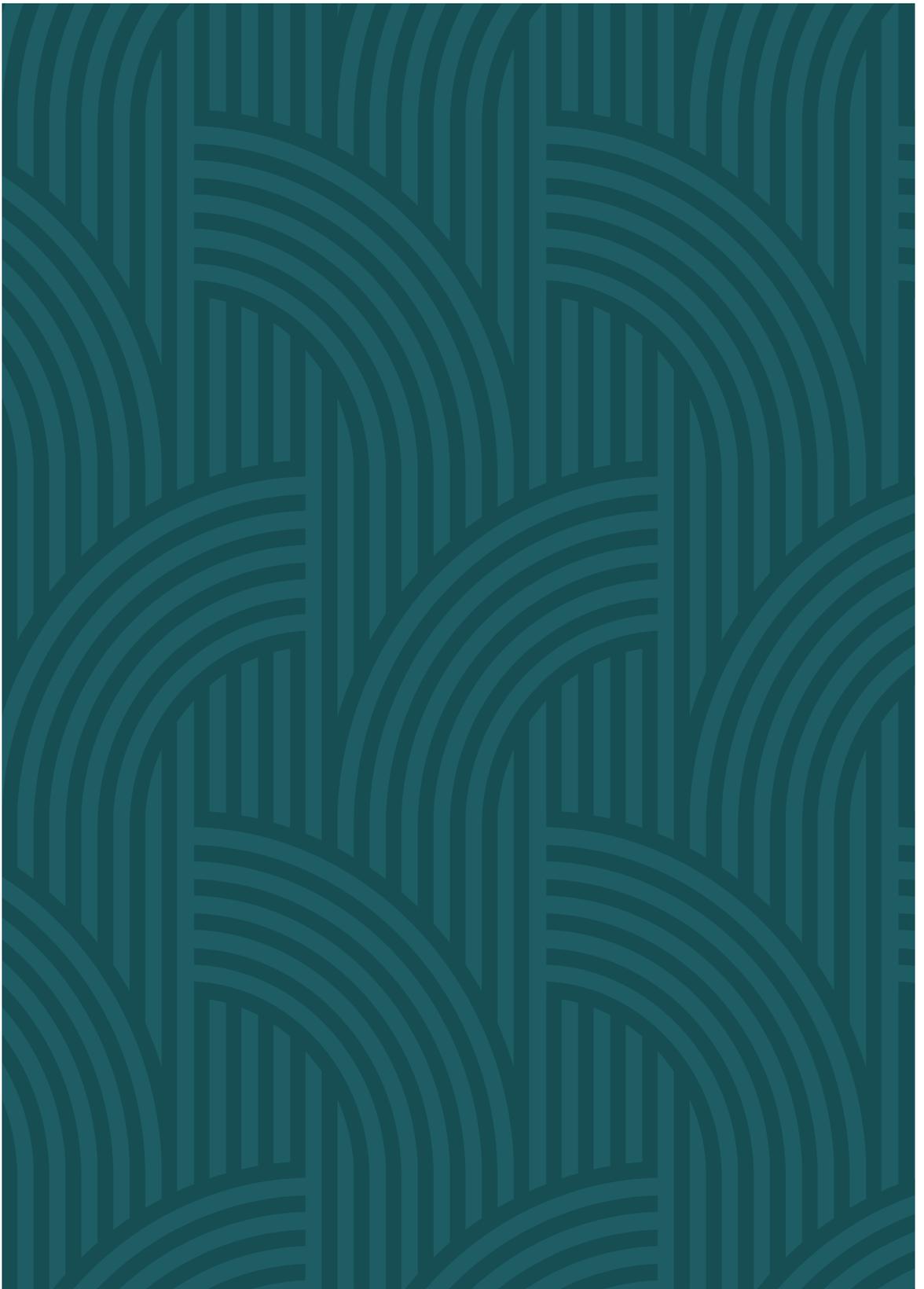
La base de datos utilizada para apoyar las conclusiones fue la encuesta de hogares de propósitos múltiples de 2018, obtenida de la página de la Dirección General de Estadística y Censos. Esta base está disponible en [http://aplicaciones.digestyc.gob.sv/Repositorio\\_archivos/](http://aplicaciones.digestyc.gob.sv/Repositorio_archivos/)

## Referencias

---

- Acosta, P. (2006). *Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: the case of El Salvador*. World Bank Policy Research Working Paper, 3903.
- Banco Central de Reserva. (2020). *Base de datos económica-financiera*. <https://www.bcr.gob.sv/bcrsite/?cat=1000&lang=es>
- Borja, K. (2013). International Private Transfers and Labor Participation in El Salvador. *Journal of International and Global Economic Studies*, 6(2), 13-31.
- Cox-Edwards, A. y Rodríguez-Oreggia, E. (2009). Remittances and labor force participation in Mexico: an analysis using propensity score matching. *World Development*, 37(5), 1004-1014. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.09.010>
- Dirección General de Estadística y Censos. (2019). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2018*. <http://www.digestyc.gob.sv/index.php/temas/des/ehpm/publicaciones-ehpm.html>
- Dorantes, C. y Pozo, S. (2006). Migration, Remittances, and Male and Female Employment Patterns. *The American Economic Review*, 96(2), 222-226. <https://doi.org/10.1257/000282806777211946>

- Grigoli, F., Koczan, Z. y Topalova, P. (2018). *Drivers of Labor Force Participation in Advanced Economies: Macro and Micro Evidence*.  
<https://doi.org/10.5089/9781484361528.001>
- Grogan, L. y Koka, K. (2010). Young children and women's labour force participation in Russia, 1992–2004. *Economics of Transition*, 18(4), 715–739. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2010.00390.x>
- Romero, E. y Salinas, D. (2010). La oferta laboral y el papel de las remesas internacionales: estudio de caso para la zona cafetera colombiana: Área Metropolitana Centro Occidente. *Perfil de Coyuntura Económica*, 15, 97-117. <http://hdl.handle.net/10495/6774>
- Sharma, A. y Cárdenas, O. (2018). Remittances and labour market outcomes: Evidence from Mexico. *International Labour Review*, 157(2), 192-212. <https://doi.org/10.1111/ilr.12035>
- Stanley, S. (2014). Can International Transfers be problematic? Honduran Remittances and Labor Supply Decision. *Contemporary Economic Policy*, 33(3), 550-570. <https://doi.org/10.1111/coep.12092>



# Factores socioeconómicos que determinan la participación electoral en los jóvenes salvadoreños: una propuesta de investigación

Jorge Sebastián Martínez Olmedo

## Resumen

---

Este trabajo es una propuesta de investigación sobre los factores socioeconómicos que determinan la participación electoral en los jóvenes salvadoreños. El objetivo de la investigación es explicar los factores socioeconómicos que determinan la participación electoral de los jóvenes en edades entre 18 y 24 años en El Salvador. Se propone estimar la relación entre el nivel educativo de una persona y la probabilidad de participación electoral a través de un modelo probit, incluyendo las variables de control: sexo, edad, municipio de residencia y estado civil. A continuación, se formula la hipótesis de que, a mayor nivel educativo, más alta es la probabilidad de participación electoral en El Salvador. La fuente de datos que se plantea utilizar para la obtención de resultados es el padrón electoral salvadoreño. Finalmente, se espera que, al operar al modelo, se encuentre una notable correlación positiva entre el nivel educativo y la probabilidad de participación electoral.

**Palabras clave:** Participación electoral, participación democrática, educación, educación política, vínculos sociales, ingresos, *voter turnout*

## Introducción

---

### *Problema de investigación y pregunta*

En los últimos años, democracias alrededor del mundo han experimentado tanto un declive en los niveles de confianza política, como cambios significativos en las dinámicas de involucramiento y acción política de los ciudadanos (Rivera, 2019). El caso salvadoreño ilustra estas tendencias, dado que más de la mitad de los salvadoreños expresa poco o nulo interés en la política (FUNDAUNGO, 2020). Según analistas, en El Salvador, se vive en una democracia *de facto* pues el país atraviesa una etapa de rechazo ante las reglas democráticas, restricción a la libertad de prensa y obstaculización en el acceso a la información pública (FUSADES, 2021).

En Occidente, nuestro ideario histórico heredado postula la democracia como el régimen político propio para resolver los grandes males de la sociedad (Villalobos Antúnez *et al.*, 2019). Desde una perspectiva holística, la democracia es aquel sistema de organización política que garantiza, más allá de elecciones libres, controles institucionales, mecanismos de comprobación ciudadana, protección de libertades civiles y una sustantiva participación política de las colectividades que forman parte de una sociedad (Dahl, 1971). Por tanto, la falta de estas condiciones limita su implementación.

Partiendo de esta definición, se entiende que la democracia exige la participación directa de todos los ciudadanos (Cortina, 1993). En El Salvador, persiste un bajo involucramiento político que se evidencia, en primer lugar, en una baja participación electoral: 50.2%, en los últimos comicios, según datos del Tribunal Supremo Electoral. Por otro lado, la ciudadanía salvadoreña hace un pobre uso de los mecanismos de contraloría social, como el Instituto de Acceso a la Información Pública (IAIP); el año pasado se procesaron apenas 13 459 solicitudes, el menor número desde 2013 (IAIP, 2020).

Algunas explicaciones al fenómeno del bajo involucramiento político consideran la escolaridad, pues, a medida que incrementa el nivel de estudios, también lo hace el interés político (FUNDAUNGO, 2020) y aumenta la utilización de las herramientas de control ciudadano (IAIP, 2020). También, repercute el grupo etario al que se pertenece; según FUNDAUNGO (2020), los jóvenes tienden a ser más partidistas y esto demuestra apertura hacia nuevos proyectos políticos. Otro factor determinante es el nivel de acceso a las tecnologías de la información que “posibilitan la aparición de nuevas y creativas formas de participar en la vida social y política” como el debate público en las redes sociales (Delfino *et al.*, 2019).

Así, tras los bajos niveles de participación democrática subyacen múltiples explicaciones tanto sociales como económicas que se deben estudiar para entender el fenómeno. Pese a la multidimensionalidad de este tipo de participación, el ejercicio o no del sufragio sigue siendo la forma más determinante de participación desde la perspectiva de las transformaciones. De esta forma, esta propuesta de investigación está orientada a responder cuáles son los factores socioeconómicos que determinan la participación electoral de los jóvenes en la cohorte de 18 a 24 años en El Salvador.

### *Estructura*

En El Salvador, no se han realizado estudios sistematizados que expliquen la participación electoral en los jóvenes hasta el momento. Por esta razón, aquí se presenta una propuesta de investigación para explicar este fenómeno.

Primero, a partir de una revisión de literatura, se identifica el marco teórico adecuado para enfocar el estudio. Luego, se propone un modelo probabilístico para explicar la participación a partir del nivel educativo de la persona y el diseño de la investigación. Posteriormente, se plantea la hipótesis de que, a mayor nivel educativo, más alta es la probabilidad de participación electoral en El Salvador. Finalmente, se presentan las posibles conclusiones del estudio a partir del contexto y de la literatura académica.

## Revisión bibliográfica en ejes

---

El voto es la más común y la menos demandante forma de participación política para los ciudadanos en términos de recursos necesarios (Carreras y Castañeda-Angarita, 2019). A continuación, se discute la literatura sobre los factores que determinan el voto a partir de tres aristas: el nivel educativo, el nivel de ingresos y los vínculos sociales.

### *La participación electoral y la educación*

Sobre la educación, La Due Lake y Huckfeld (1998) argumentan que la correlación positiva entre la educación y la participación política es uno de los “resultados empíricos más consistentes en las ciencias sociales”. La literatura indica que la educación es un elemento decisivo de cualquier forma de acción política (Crocke, Grossman y Marshall, 2016). En la misma línea, Putnam (1995) postula que la educación es “el predictor más fiable de la participación desde un enfoque individual”. Un nivel educativo más alto se asocia con una mayor capacidad de procesamiento de información, un condicionante importante para la participación electoral (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014); esto, además, disminuye el costo de votar (Navia y Ulriksen Lira, 2017).

Al analizar los datos sobre tendencias en la participación electoral latinoamericana y relacionarlos con variables explicativas a nivel individual, Carreras y Castañeda-Angarita (2014) encontraron que la educación, junto con la edad, eran los predictores más fuertes para la participación electoral. Estos hallazgos son muy importantes para la investigación, pues explican tendencias a nivel latinoamericano, aplicables al contexto salvadoreño. Desde una perspectiva cualitativa, Galais (2018) afirma que “a mayor tiempo empleado dentro del sistema educativo, mayor es la probabilidad de que un individuo asimile sus deberes cívicos respecto a que los ‘buenos ciudadanos’ deberían votar”.

Sin embargo, la teoría de que una mayor educación corresponde a niveles más altos de participación electoral no está exenta de críticas. A pesar de que el ciudadano

promedio es mucho más educado ahora que en el periodo de posguerra de la Segunda Guerra Mundial, “en la mayoría de las democracias, la tendencia general ha sido una reducción en los porcentajes de participación electoral” (Armingeon y Schädel, 2014). Sumado a esto, los países con mejor educación poseen bajos porcentajes de votación (Navia y Ulriksen Lira, 2017).

### *La participación electoral y el nivel de ingresos*

El modelo de estatus socioeconómico ha mostrado de forma consistente que el ingreso está positivamente asociado con la participación electoral, desde un nivel individual (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014). Sin embargo, al estudiar el contexto latinoamericano, los datos sugieren que el impacto del ingreso en la participación electoral “no es lineal”. Si bien los individuos con nulo ingreso son menos propensos a votar, no se establece una relación concluyente para los individuos fuera de ese estrato. Por lo tanto, se sugiere que “los individuos más ricos no necesariamente votan más que los más pobres” en Latinoamérica (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014).

No obstante, el ingreso sí puede ser una fuerte variable explicativa de la participación electoral en la cohorte de personas menores de treinta años, de acuerdo con Corvalán y Cox, 2013. Empero, según los mismos autores, el valor predictivo del ingreso para la participación se vuelve más débil a medida que los grupos de edad aumentan. Esto confirma los hallazgos anteriores sobre el débil valor predictivo del ingreso en la participación electoral a nivel global.

Sin embargo, este efecto del ingreso en la participación electoral parece no ser consistente en otros contextos geográficos. Tanto los estudios de Armingeon y Schädel (2015) como Lahtinen, Erola y Wass (2019) confirman una correlación positiva tomando datos de ocho países de Europa Oriental, en el primer caso; y Finlandia, en el segundo. Los resultados para Latinoamérica se pueden explicar debido al “predominio histórico de sistemas partidarios más orientados a una ideología pragmática y con apertura significativa a partidarios de distintos grupos sociales” (Carreras y Castañeda-Angarita, 2019).

## *La participación electoral y los vínculos sociales*

Para entender de forma íntegra cómo los vínculos sociales de los ciudadanos determinan su participación electoral en el contexto actual conviene distinguir dos tipos de conexiones: las redes tradicionales, como el lugar de trabajo, la escuela, etc.; y las redes digitales.

Las instituciones religiosas, los lugares de trabajo, etc. —al ser los lugares donde se suelen llevar a cabo las discusiones políticas— contribuyen a la movilización política de los ciudadanos; además, a través de estos procesos de socialización política los ciudadanos se vuelven más conscientes (Carreras, 2018). De igual manera, el rol de la escuela como medio para incentivar la participación electoral es sobremano importante pues “buena parte del proceso de socialización política ocurre en esos años” (Díaz, 2014). Además, genera una cultura de ciudadanía que es funcional a una democracia de calidad (Díaz, 2014). También, se ha demostrado que el pertenecer a un partido político, influye positivamente en el voto, pues el votante se siente más seguro sobre su decisión (Carreras y Castañeda-Angarita, 2014).

En cuanto a los vínculos digitales, de acuerdo con Navia y Ulriksen Lira (2017), el consumo de medios de comunicación y redes sociales influye positivamente en la predisposición a votar. Su uso es, además, multidireccional, pues incentiva no solo la participación electoral, sino otras dimensiones de la participación política, según los mismos autores. Esto se puede explicar debido a que “las redes sociales son las máximas generadoras de debate que inserta temas nuevos en la agenda gubernamental” y, además, son usadas como herramientas para realizar campaña electoral por candidatos (Navia y Ulriksen Lira, 2017).

## Marco teórico

---

A partir de la revisión de literatura, se advierte que los factores que tienen una correlación positiva más consistente con la participación electoral en el contexto

latinoamericano son los vínculos sociales y el nivel educativo. El primer factor se relaciona con una mayor socialización política, es decir, el proceso mediante el cual “los ciudadanos y ciudadanas adquieren opiniones políticas que posteriormente tendrán consecuencias en el sistema político” (Alvarado, Ospina-Alvarado y García, 2012). El segundo factor, la educación, se asocia con una mayor capacidad de procesamiento de información, que reduce el costo de votar e incentiva la movilización. A partir de esto, se entiende que los individuos que tienen un nivel educativo superior sean más propensos a comprender información política compleja y, por ende, a tener un mayor interés en incidir a través del voto.

---

### Gráfico 1

#### Factores que determinan la participación electoral



---

**Fuente:** Elaboración propia a partir de revisión de literatura.

Esta investigación se centrará en la participación electoral desde la variable del nivel educativo, debido a la disponibilidad de fuentes de datos desde las cuales extraer información; en contraposición con la variable de vínculos sociales, cuyo análisis es preferible desde un enfoque cualitativo y para la cual no hay una base de datos completa. De igual forma, el abordaje del fenómeno a través de la variable de nivel educativo puede brindar hallazgos más amplios sobre otros factores que influyen en la participación electoral y su interrelación. Por ejemplo, en El Salvador, la permanencia o no de un joven en la escuela está fuertemente relacionada con la vulnerabilidad económica y social dentro de su entorno, y, por

tanto, indicaría una brecha notable entre grupos vulnerables y no vulnerables en relación con el voto.

Asimismo, un análisis comparativo de los datos de participación electoral de acuerdo con divisiones territoriales (municipios) delimitadas puede indicar una relación entre la participación y los lugares donde se identifican índices de criminalidad más altos, factor que puede incidir en el costo percibido del voto de forma negativa. Además, la inclusión, dentro del modelo, de una variable relacionada con el estado civil de la persona nos puede brindar una aproximación al efecto de los vínculos sociales en la participación, al inferir que al habitar con un conviviente las probabilidades de formar parte de los procesos de socialización política son más altas, por lo cual su efecto en la participación electoral debería ser positivo. Otro factor explicativo de la participación electoral propuesto dentro del modelo es la edad. Como se comprobó en la revisión de literatura, a medida que la edad de las personas incrementa, la propensión a votar aumenta. Este es uno de los hallazgos más consistentes para cualquier contexto geográfico.

Partiendo de este marco teórico, seleccionado con base en la literatura disponible, se propone un modelo probabilístico que explica la participación electoral en El Salvador a través de una variable central, el nivel educativo, vinculada con la capacidad de procesamiento de información que posee el individuo; y variables de control relacionadas con la edad, el sexo, la zona de residencia y el estado civil para enriquecer el análisis.

---

### Figura 1

#### Modelo probit para estimar la participación electoral

$$P(y = 1 | X) = G(\beta + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5)$$

---

**Fuente:** Elaboración propia.

## Diseño de la investigación

---

El objetivo de la investigación es explicar qué factores socioeconómicos determinan la participación electoral de los jóvenes en edades entre 18 y 24 años en El Salvador. A partir de la revisión de la literatura y el marco teórico seleccionado, se pretende estudiar la hipótesis  $H_1$ : a mayor nivel educativo, mayor es la participación electoral de los jóvenes en edades entre 18 y 24 años en El Salvador.

La fuente de datos que se utilizará para la obtención de los datos es el padrón electoral de El Salvador, el cual se puede consultar en el Tribunal Supremo Electoral (TSE) a través de su portal de transparencia institucional. Se estudiarán los datos de la participación en las elecciones legislativas y municipales de 2021, efectuadas el 28 de febrero de 2021.

Se aplicará el modelo probit siguiente:

$$P(y = 1 | X) = G(\beta + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5)$$

donde las variables clave son  $y$ , variable dependiente, la cual tomará un valor de 0 o 1, dependiendo de si el sujeto votó o no, respectivamente; y la variable independiente  $x_1$  correspondiente al nivel educativo de la persona, estimado a partir de la información sobre su ocupación contenida en su Documento Único de Identidad (DUI).

Por último, se asocian al modelo cuatro variables de control: edad ( $x_2$ ); sexo ( $x_3$ ), para desagregar los datos según hombre o mujer; zona de residencia ( $x_4$ ), delimitada según municipio; y estado civil ( $x_5$ ) de la persona. Estas variables se extraerán también de la información almacenada en la base de datos del padrón electoral del TSE.

**Tabla 1**  
Variables clave del modelo probit

Variable	Corresponde a
$y$	Participación electoral
$x_1$	Nivel educativo
$x_2$	Edad
$x_3$	Sexo
$x_4$	Municipio
$x_5$	Estado civil

**Fuente:** Elaboración propia.

## Posibles conclusiones

La literatura indica que el nivel educativo está directamente relacionado con la participación electoral, en especial, en el contexto de Latinoamérica. En concreto, se ha comprobado que la probabilidad de voto de una persona con estudios superiores es hasta diez puntos porcentuales mayor en comparación con una persona no educada.

En este sentido, se espera que, al operar al modelo, se encuentre una notable correlación entre ambas variables; en particular en El Salvador, donde los medios para obtener información relativa a la elección son limitados debido, entre otros factores, a la brecha digital. Esto dificulta el procesamiento de información en especial para los grupos con un nivel educativo más bajo, generando que el costo percibido de votar sea mayor y, en consecuencia, se desincentive la participación para un grupo significativamente grande de personas.

Se prevé que esta diferencia en la probabilidad de votar sea mayor entre los grupos de personas con ningún nivel educativo formal y aquellas con educación primaria y entre las personas con educación primaria y aquellas con educación secundaria.

De acuerdo con resultados de investigaciones previas sobre estas relaciones, la diferencia entre las personas con educación secundaria completa y las que poseen un grado de educación superior es más baja en comparación con los otros grupos cotejados.

De igual forma, se estima que la probabilidad de votar incrementa a medida que el grupo de edad aumenta. Esta tendencia se observa en estudios previos que confirman un fuerte valor predictivo de la edad sobre el voto. Esto se debe a que las personas mayores generalmente participan o han participado, durante su proceso formativo ciudadano, en más procesos de socialización política a través de diferentes agentes socializadores como la familia o el lugar de trabajo. Cabe destacar, en este punto, que la inserción laboral de los jóvenes en El Salvador es lenta, lo que puede generar, como consecuencia colateral para el contexto de esta investigación, menos oportunidades de compartir criterios y opiniones sobre cuestiones políticas.

Del mismo modo, se espera que las personas casadas tengan una probabilidad de votar mayor que las solteras. Esto puede funcionar como una variable *proxy* para el efecto de los vínculos sociales en el voto. No obstante, se debe señalar que, para tener un acercamiento más válido de cómo los vínculos sociales de una persona influyen en su participación electoral, convendría abordar, más adelante, la pregunta de investigación desde el paradigma cualitativo en posteriores investigaciones.

Sumado a esto, en línea con los hallazgos de la literatura, el sexo del votante debería ser indiferente y no se espera una variación probabilística grande entre el voto en los hombres y las mujeres. De hecho, una conclusión consistente en la literatura es que, al menos en Latinoamérica, las mujeres votan más. Esto se puede explicar, en parte, debido a que, culturalmente, a las mujeres corresponde asimilar los deberes relacionados con el concepto de ser un buen ciudadano que se relacionan con votar, y que influyen en la importancia percibida de participar en la elección. Sin embargo, sí se puede esperar una variación más grande en términos de probabilidad de votar entre las mujeres menos educadas y las más educadas en contraste con la de los hombres menos educados versus los más educados.

Por último, al separar por municipios los datos de la participación electoral, es previsible que las regiones con tasas reportadas de violencia más bajas presenten porcentajes de participación más altos, debido a un costo percibido de votar más bajo por factores ambientales. En este punto, es pertinente recordar que, en El Salvador, se implementó el programa de voto residencial a partir de las elecciones legislativas y municipales de 2012, por lo que una mayoría considerable de personas ejerce el sufragio en su municipio de residencia, lo que aumenta su sensibilidad ante factores como la violencia en su cómputo de los riesgos de votar.

## Referencias

---

- Alvarado, S. V., Ospina-Alvarado, M. C. y García, C. M. (2012). La subjetividad y la socialización políticas, desde las márgenes de la psicología política. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 10(1), 235-256.
- Armingeon, K., y Schädel, L. (2015). Social inequality in political participation: The dark sides of individualisation. *West European Politics*, 38(1), 1-27.
- Carreras, M. (2018). Why no gender gap in electoral participation? A civic duty explanation. *Electoral Studies*, 52, 36-45.
- Carreras, M. y Castañeda-Angarita, N. (2014). Who votes in Latin America? A test of three theoretical perspectives. *Comparative Political Studies*, 47(8), 1079-1104.
- Carreras, M. y Castañeda-Angarita, N. (2019). Economic adversity and electoral participation of vulnerable socioeconomic groups. *Electoral Studies*, 57, 110-120.
- Delfino, G., Beramendi, M. y Zubieta, E. (2019). Participación social y política en Internet y brecha generacional. *Revista de Psicología (PUCP)*, 37(1), 195-216. <https://dx.doi.org/10.18800/psico.201901.007>
- Cortina, A. (1993). *Ética aplicada y democracia radical*. Tecnos.
- Corvalán, A. y Cox, P. (2013). Class-biased electoral participation: The youth vote in Chile. *Latin American Politics and Society*, 55(3), 47-68.
- Croke, K., Grossman, G., Larreguy, H. A., y Marshall, J. (2016). Deliberate disengagement: How education can decrease political participation in electoral authoritarian regimes. *American Political Science Review*, 110(3), 579-600.

- Dahl, R. (1971). *La poliarquía, participación y oposición*. Tecnos.
- Díaz, G. (2014). Educación para la ciudadanía y participación electoral en un contexto de voto voluntario. *Política. Revista de Ciencia Política*, 52(1), 61-91. doi:10.5354/0719-5338.2014.33099
- FUNDAUNGO. (2020). *La población salvadoreña en las elecciones presidenciales 2019: Análisis de la identificación partidista mediante un Panel Electoral*. San Salvador.
- FUSADES. (2020). *El Salvador. Año político junio 2020-mayo 2021*. <http://fusades.org/publicaciones/el-salvador-ano-politico-junio-2020-mayo-2021>
- Galais, C. (2018). How to make dutiful citizens and influence turnout: The effects of family and school dynamics on the duty to vote. *Canadian Journal of Political Science*, 51(3), 599-617.
- Instituto de Acceso a la Información Pública [IAIP]. (2021). Informe anual 2020. <https://www.transparencia.gob.sv/institutions/iaip/documents/420778/download>
- La Due Lake, R. y Huckfeldt, R. (1998). Social capital, social networks, and political participation. *Political Psychology* 19(3): 567-84.
- Lahtinen, H., Erola, J. y Wass, H. (2019). Sibling similarities and the importance of parental socioeconomic position in electoral participation. *Social Forces*, 98(2), 702-724. <https://doi.org/10.1093/sf/soz010>
- Navia, P. y Ulriksen Lira, C. P. (2017). Tuiteo, luego voto. El efecto del consumo de medios de comunicación y uso de redes sociales en la participación electoral en Chile en 2009 y 2013. *Cuadernos. info*, (40), 71-88.
- Putnam, R. D. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy* 6(1): 65-78.
- Rivera, S. (2019). Confianza y participación política en América Latina. *Revista Mexicana de Ciencias Políticas y Sociales*, 64(235), 555-583. <https://doi.org/10.22201/fcpys.2448492xe.2019.235.65728>
- Villalobos Antúnez, J. V., Guerrero, J. F. y Romero Neces, L. (2019). Hermenéutica de la política y legitimidad de su ejercicio: democracia y Estado de derecho. *Utopía y Praxis Latinoamericana*, 24(86), 182-197.

## Anexo

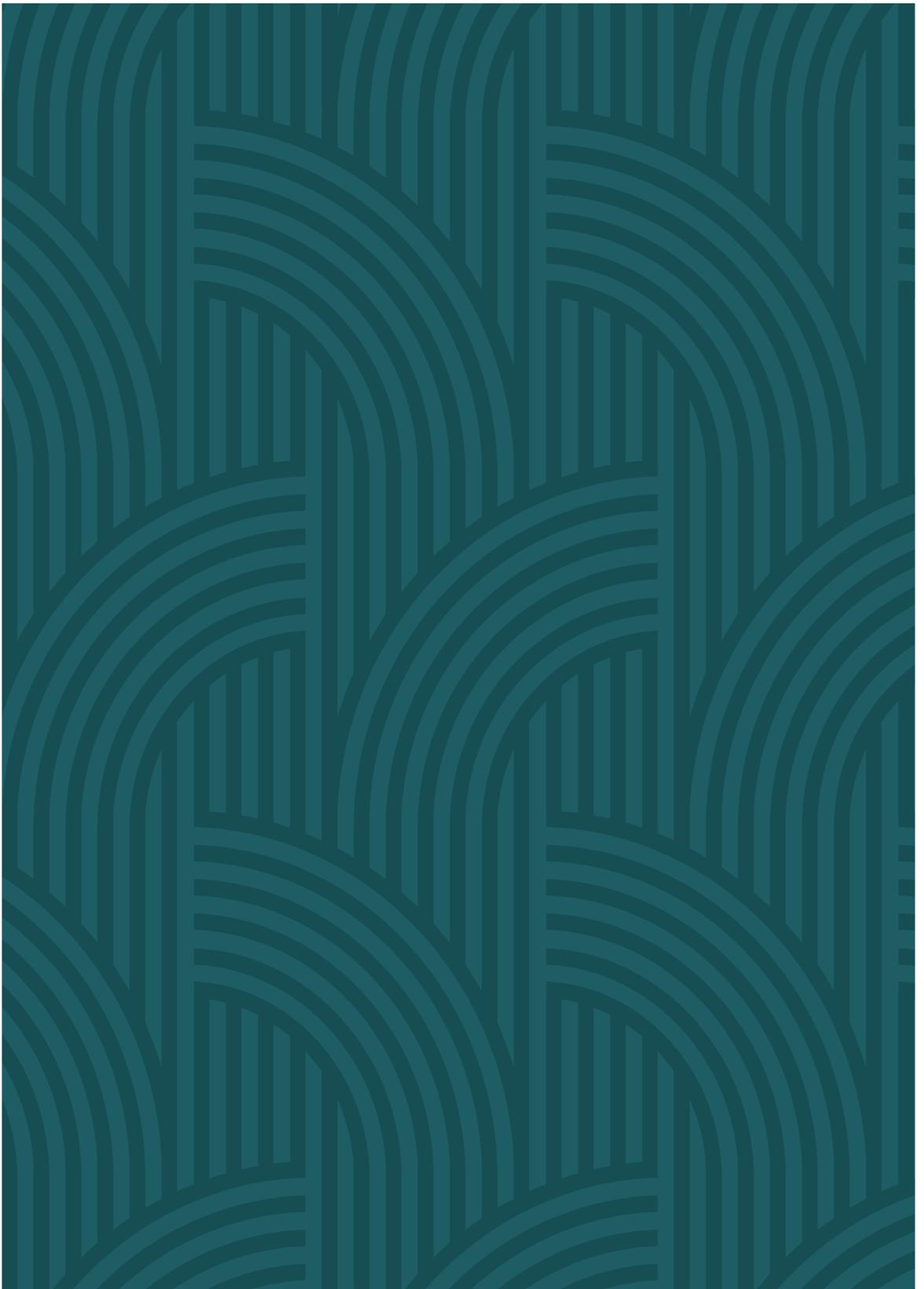
### Tabla A

Literatura académica revisada sobre los factores que determinan la participación electoral

Año	Autor	Título	Revista	Eje(s)
2014	Miguel Carreras y Néstor Castañeda-Angarita	Who votes in Latin America? A test of three theoretical perspectives	<i>Comparative Political Studies</i>	1, 2 y 3
2019	Hannu Lahtinen y Jani Erola y Hanna Wass	Sibling similarities and the importance of parental socioeconomic position in electoral participation	<i>Social Forces</i>	1, 2
2019	Miguel Carreras y Néstor Castañeda-Angarita	Economic adversity and electoral participation of vulnerable socioeconomic groups	<i>Electoral Studies</i>	2
2014	Klaus Armingeon y Lisa Schädel	Social inequality in political participation: The dark sides of individualisation	<i>West European Politics</i>	1,2
2016	Kevin Croke, Guy Grossman, Horacio A. Larreguy y John Marshall	Deliberate disengagement: How education can decrease political participation in electoral authoritarian regimes	<i>American Political Science Review</i>	1
2014	Gustavo Díaz	Educación para la ciudadanía y participación electoral en un contexto de voto voluntario	<i>Revista de Ciencia Política</i>	1
2013	Alejandro Corvalán y Paulo Cox	Class-biased electoral participation: The youth vote in Chile	<i>Latin American Politics and Society</i>	2

Año	Autor	Título	Revista	Eje(s)
2017	Patricio Navia y Camilla Paz Ulriksen Lira	Tuiteo, luego voto. El efecto del consumo de medios de comunicación y uso de redes sociales en la participación electoral en Chile en 2009 y 2013	<i>Cuadernos.info</i>	3
2018	Carol Galais	How to make dutiful citizens and influence turnout: The effects of family and school dynamics on the duty to vote	<i>Canadian Journal of Political Science</i>	1 y 3
2019	Miguel Carreras	Why no gender gap in electoral participation? A civic duty explanation	<i>Electoral Studies</i>	1 y 3

Fuente: Elaboración propia.



# Entender el comportamiento de los precios de los *commodities*: El caso de Guatemala

Wilber Baires, Byron Idrovo

## Resumen

---

En el presente trabajo se aborda teórica y empíricamente el comportamiento de los precios de los principales *commodities* para Guatemala, tales como café, banana, azúcar, petróleo y cardamomo. Para ello, el modelo aplicado es el de inventarios competitivos con expectativas racionales y restricciones de almacenamiento, basado en el estudio pionero de Deaton y Laroque (1992). Como resultado, los precios siguen un proceso markoviano no-lineal, debido a la existencia de más de un régimen en su distribución. La estructura del modelo permite identificar umbrales de precio, estimados por el método generalizado de momentos (GMM). Para cada *commodity* se utilizaron cuatro rezagos de su precio como variables instrumentales. De esta forma es posible modelar la dinámica del nivel de precio sin tener que recurrir a la integración de series de tiempo cuando estas evidencian la presencia de raíz unitaria. Finalmente, pese a que las estimaciones no son igualmente robustas para todos los precios, algunos *commodities* experimentan, en promedio, niveles de *stockout* entre 15 % y 24 % de su capacidad de almacenamiento.

## Introducción

---

Este trabajo aborda teórica y empíricamente el comportamiento de los precios de los *commodities* para Guatemala, el cual, de acuerdo con una variedad de autores, es de gran y particular importancia para países en vías de desarrollo (tales como las naciones centroamericanas). Esto es debido a que, en general, este tipo de economías cuentan con una balanza comercial con un saldo fuertemente dependiente de las exportaciones concentradas en un pequeño número de *commodities* (productos básicos tales como el café, el banano, el azúcar, el petróleo, el cardamomo). Y, aparte de esto, los precios de estos *commodities* son altamente volátiles (lo cual es posible apreciar si nos remontamos en la historia solo un par de décadas atrás).

Por tanto, analizar este tema es de primer orden para países como Guatemala, el cual cuenta, por ejemplo, con tan solo cinco principales *commodities* (a ser detallados posteriormente) que representan casi la tercera parte del total de las exportaciones. Tener claro el comportamiento del precio de este pequeño número de *commodities* sería, sin duda, de gran apoyo en la generación e implementación de políticas macro y microeconómicas en periodos de alta volatilidad de los precios. O, en palabras de Deaton y Laroque (1992), la comprensión de los procesos estocásticos que rigen estos movimientos de precios vendría a ser fundamental para la gestión macroeconómica, para el consumo nacional, para las políticas de ahorro, para las políticas de precios agrícolas, y para el diseño de mecanismos de distribución de riesgos entre los agricultores, los terratenientes u otro tipo de titulares de recursos y el gobierno.

En relación con lo anterior, la literatura es extensa al mostrarnos casos históricos de países que, lastimosamente, parecen no haber tenido un panorama claro del comportamiento de sus principales *commodities* ni de sus escalados efectos en la economía nacional (Latinoamérica, en particular, abunda en ejemplos de países ricos en recursos y fuertemente golpeados en periodos de volatilidad en los precios internacionales de los *commodities*). Así, por ejemplo, Ivanic y Martin (2008),

quienes estudian el impacto de mayores precios de los *commodities* del área alimenticia en la pobreza, encuentran que para los 9 países en vías de desarrollo que toman como base en su trabajo el impacto de una subida en los precios de dichos productos es negativo. Esto en el sentido de que el aumento de los ingresos por mayores precios en las exportaciones no compensa la pérdida real por el encarecimiento de la vida de las personas de los países exportadores de estos bienes, lo cual sería un problema de cierta gravedad si un gobierno quisiera desarrollar una economía eficiente sin dejar atrás la equidad. Por tanto, entender debidamente el comportamiento de los precios de los *commodities* (y no solo en el área alimenticia) podría conllevar a los dirigentes estatales a la buena toma de decisiones en este ámbito socioeconómico.

Por otro lado, también vale la pena mencionar que hay casos de países que han presentado un mayor éxito en la ejecución de programas con el fin de amortizar los efectos de periodos de grandes altos (y bajos) en sus principales *commodities* de exportación. Por ejemplo, la economía más desarrollada de la región de latinoamericana, Chile, cuenta con un Fondo de Estabilización Económica y Social (FEES), el cual fue creado, principalmente, a partir de los ingresos en los buenos tiempos del precio del cobre (su *commodity* “estrella”). El FEES permitiría a esta nación sudamericana financiar eventuales déficits fiscales y realizar amortizaciones de la deuda pública, con el fin de que el gasto fiscal no se vea afectado de una manera exorbitante por los vaivenes de la economía mundial y la volatilidad de los ingresos nacionales que provienen, entre otras cosas, del cobre<sup>1</sup>. Este país, en la actualidad, posee la economía más desarrollada en términos de PIB per cápita en Latinoamérica.

Así, para Guatemala, este trabajo busca hacer un análisis exhaustivo del comportamiento del precio de sus principales *commodities*, con el fin de tener una

---

1/ <https://www.hacienda.cl/areas-de-trabajo/finanzas-internacionales/fondos-soberanos/fondo-de-estabilizacion-economica-y-social>

mayor comprensión de estos y dar fundamentos económicos y estadísticos a la adecuada implementación de las políticas micro y macroeconómicas pertinentes en su contexto. Por tanto, antes de dar paso al aporte teórico y empírico de este trabajo, en la sección 2, en conjunto con un rápido análisis descriptivo de los datos, se procede a presentar algunos hechos estilizados para los cinco *commodities* que históricamente han sido de importancia en las exportaciones de Guatemala, representando, como antes se mencionó, casi la tercera parte de estas. Estos *commodities* son el banano, el café, el azúcar, el cardamomo y el petróleo.

Por otra parte, en el contexto teórico abordado por este trabajo, se aplica un modelo de inventarios competitivos con expectativas racionales y restricciones de almacenamiento, basado en el estudio pionero de Deaton y Laroque (1992). Aquí se obtiene que los precios siguen un proceso markoviano no-lineal, debido a la existencia de más de un régimen en su distribución. Luego, con la estructura del modelo adoptado, se procede a la etapa de estimación con la identificación de umbrales de precios, estimados por el método generalizado de momentos (GMM). Para ello, cada *commodity* incluye cuatro rezagos de su precio como variables instrumentales, de forma que sea posible modelar la dinámica del nivel de precio sin tener que recurrir a la integración de series de tiempo cuando estas evidencian la presencia de raíz unitaria. Finalmente, en los resultados se tiene que, a pesar de que las estimaciones no son igualmente robustas para todos los precios, algunos *commodities* experimentan, en promedio, niveles de *stockout* entre 15 % y 24 % de su capacidad de almacenamiento.

Así, este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la segunda sección se hace un análisis descriptivo de los datos y se presentan algunos hechos estilizados de estos. La tercera, por su lado, desarrolla (de la mano con los anexos de este trabajo) el modelo teórico previamente introducido. En la cuarta sección se plantea la estrategia de estimación, para luego, en la sección quinta, hacer un breve resumen de los principales resultados del método de estimación utilizado. Por último, en la sexta parte se concluye.

## Datos

---

El punto de partida para la recopilación de los datos de este trabajo es la base de las estadísticas del Banco Central de Guatemala. Las series de tiempo con mayor protagonismo son las correspondientes a los precios medios de exportación de cinco de los principales *commodities* de Guatemala. Como ya se adelantó en la sección 1, estos productos son el banano, el café, el azúcar, el cardamomo y el petróleo, y la información de sus precios está disponible desde 1981 hasta 2014 en la página web del Banco Central de Guatemala<sup>2</sup>.

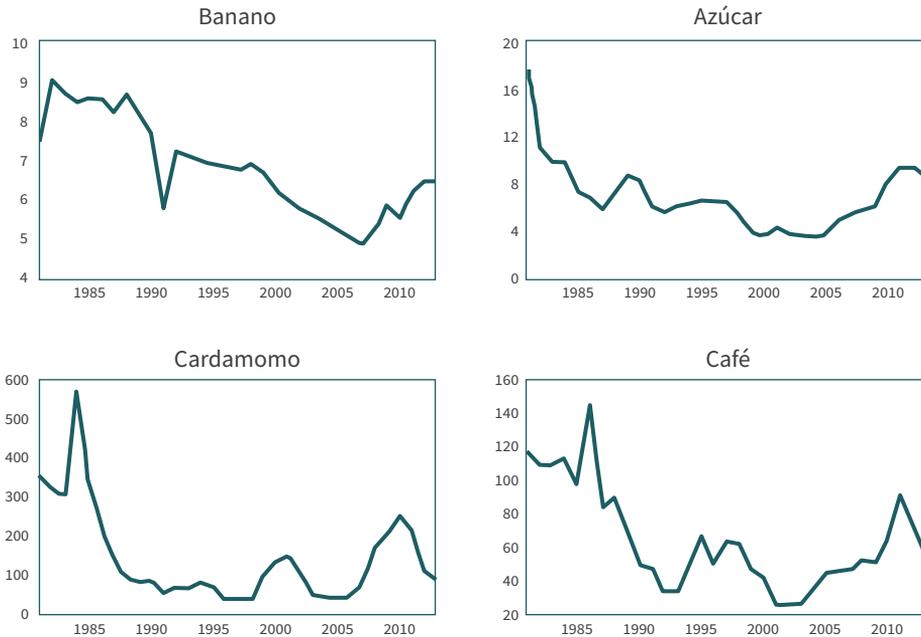
Para los primeros cuatro de estos cinco productos, el precio es calculado con base en el total de las exportaciones en dólares de los EE. UU. dividido por el total de quintales exportados. Para el petróleo, por su parte, el precio es medido con base en el total de las exportaciones expresadas en dólares de los EE. UU. dividido por el total de barriles exportados. Estos precios a su vez, para su correcto uso en el contexto de este trabajo, son ajustados por una proxy de la inflación de los precios internacionales (índice de precios al consumidor [IPC] de EE. UU.), a fin de hacer un esfuerzo adicional por aislar efectos inflacionarios en los precios generales de la economía mundial. Las series de los precios ajustados para estos bienes se presentan en forma gráfica en la figura 1, con la excepción del precio medio de exportación del petróleo.

En los gráficos de la figura 1 se puede apreciar que el *commodity* que históricamente ha experimentado un mayor precio, en promedio, ha sido el cardamomo, con un quintal que ha llegado a ser valorado en el mercado internacional en más de USD 500 (con su peculiar máximo en 1984). Por otro lado, consistente con trabajos como los de Cashin y McDermott (2002), es posible apreciar que la variación en los precios (luego medida por el coeficiente de variación en la tabla 1), es bastante alta para cada uno de los *commodities*. Los dos *commodities* con mayor

---

2/ En específico, en el Módulo de Información Estadística Económica Financiera.

**Figura 1**  
Series de precios de cuatro principales *commodities* de Guatemala



**Fuente:** Elaboración propia con información del Banco Central de Guatemala.

variación histórica en sus precios han sido el cardamomo y el café (el petróleo, que no se muestra, es en realidad el segundo con mayor variación de acuerdo con la tabla 1, después del cardamomo, y luego le sigue el café). Para el cardamomo, en específico, fue el pick presentado en 1984 el principal contribuyente para que se pudiera apreciar este comportamiento. El banano y el azúcar, por su parte, son los *commodities* con menor valoración histórica por quintal y con menor volatilidad a lo largo de la ventana temporal considerada.

Ahora, teniendo en mente este muy breve análisis gráfico y descriptivo de los datos, en la tabla 1 se resumen algunos hechos estilizados para los precios de estos *commodities*, tomando en consideración el mismo periodo mencionado. En la columna 1 de la tabla 1 se puede observar que la autocorrelación de primer orden de cada uno de los *commodities* es muy alta, y cercana al 0.8, en línea con Cuddington (1992). También es posible apreciar que esta autocorrelación, en su segundo orden, se sigue manteniendo bastante alta, dando indicios del alto grado de interrelación entre los precios de los productos en el corto plazo. La persistencia, por otro lado, medida con base en la fórmula matemática de impulso respuesta de las funciones autoregresivas de orden 1, indica la duración aproximada (en años) de un *shock* en cada uno de los *commodities*. Es posible apreciar que, excluyendo el petróleo, el banano es el *commodity* que sobresale en su duración.

**Tabla 1**  
Hechos estilizados de los precios de los principales *commodities* para Guatemala: 1981-2013

<i>Commodity</i>	AC 1 año	AC 2 años	Persistencia	Coefficiente de variación	Skewness	Kurtosis
Azúcar	0.63	0.44	2.71	0.41	1.71	7.47
Banano	0.88	0.78	8.49	0.18	0.26	1.91
Café	0.76	0.67	4.20	0.46	0.89	3.02
Cardamomo	0.75	0.53	4.05	0.81	1.70	5.88
Petróleo	0.81	0.63	11.73	0.61	0.81	2.47

**Notas:** AC 1 año y AC 2 años son los coeficientes de autocorrelación a 1 y 2 años, respectivamente. La persistencia es calculada con la fórmula de impulso respuesta ante un *shock*.

**Fuente:** Elaboración propia con base en datos del Banco Central de Guatemala.

Respecto al coeficiente de variación mostrado en la columna 4, se puede observar que es el cardamomo el producto con una mayor volatilidad en sus precios (hecho que también se verá reflejado y será abordado en la sección de los resultados

econométricos de esta investigación). El banano, por su lado, es el *commodity* que presenta la menor variación. Asimismo, con el fin de tener un mejor detalle de la forma de la distribución de los precios de estos bienes durante el periodo en cuestión, se muestra la *kurtosis* (o índice de concentración) y la *skewness* (o índice de asimetría) en las últimas dos columnas de la tabla 1. Su interpretación es la tradicional, indicando que los cinco *commodities* en cuestión tienen una distribución asimétrica a la derecha, con una forma bastante leptocúrtica (en especial, el cardomomo y el azúcar).

## Modelo teórico

---

A continuación se expone el marco teórico del modelo de inventario de *commodities* con expectativas racionales (*competitive storage model*), basado en el trabajo de Deaton y Laroque (1992). Este modelo supone la existencia de dos grupos de agentes representativos del mercado, que son: (i) agentes consumidores-productores y (ii) agentes especuladores. Ambos tipos de agentes son tomadores de precios, es decir, sus decisiones tienen poca o ninguna influencia en la distribución de los precios. Los primeros (consumidores/productores) demandan el *commodity* como bien de consumo directo —el azúcar, por ejemplo— o como insumo intermedio para producir otros bienes en la economía —como aquellos productos derivados del insumo petróleo—. En tanto, los agentes especuladores son los que trasladan el inventario del *commodity* de un período a otro. En efecto, las decisiones de almacenamiento por parte de los agentes especuladores son tomadas en función del retorno neto esperado de sus prácticas especulativas —medido como el spread entre el precio actual observado y el que se desprende de sus expectativas—. Esto supone que las decisiones de almacenamiento (acumulación de *stock*) son reversibles en cada momento del tiempo, es decir, el tenedor de inventarios decide cuánto *stock* acumular hoy al comparar el precio observado con sus expectativas para mañana.

Formalmente, sea  $P_t$  el precio del *commodity* en el periodo  $t \in \mathbb{N}$ , y  $E_t(P_{t+1})$  el precio esperado en instante  $t + 1$  (condicional al set de información disponible en el momento  $t$ ).<sup>3</sup> Así, un tenedor de inventarios (especulador), que traslada su *stock* desde  $t$  hasta  $t + 1$ , busca maximizar la siguiente función de beneficios:

$$\max_{K_t} \{ \beta(1 - \delta)E_t [P_{t+1}] - P_t \} K_t \quad (1)$$

$$\beta \equiv 1/(1+r)$$

donde,  $K_t$  es el *stock* del *commodity* disponible en el período  $t$ , tal que  $\kappa \leq K_t < A_t$  con  $\kappa \in \mathbb{R}$  y la riqueza  $A_t \in [A, \bar{A}] \subset \mathbb{R}_+$ . Luego, si  $\kappa = 0$ , entonces la restricción de liquidez puede ser interpretada como una condición de no-negatividad de los niveles de *stock*, descartando así situaciones poco realistas de almacenamiento negativo. En el ámbito de la economía financiera, el planteamiento de un valor mínimo factible para  $K_t$  (variable de control en el modelo) representa una situación de restricción de liquidez, toda vez que la acumulación de *stock* (valorado en términos reales) sea entendida como una capacidad de ahorro por parte del especulador. Así, el comportamiento del *stock* (ahorro) se rige por la condición ( $K_t \neq \pm\infty$ ), es decir, los agentes no pueden adquirir deuda infinita y almacenar cantidades ilimitadas del recurso. En este contexto, la capacidad de consumo o de almacenamiento en esta economía dependerá estrictamente de la disponibilidad total del recurso o nivel de riqueza de los agentes ( $A_t$ ) —la cual representa la variable de estado del modelo—. El parámetro  $\delta$  captura la tasa de depreciación del activo, por lo que mide el grado de deterioro intertemporal del mismo;  $r$  es la tasa de interés a la que los agentes (neutrales al riesgo) prestan y piden prestado a otros agentes del mercado, cuyo monto de crédito al que pueden acceder es limitado, ya que existe restricción de liquidez. Por último, el parámetro  $\beta \equiv 1/(1+r)$  mide la tasa de descuento

3/ Al respecto, el modelo supone que en el período  $t$  la cantidad total de los recursos disponibles (o nivel de riqueza) es perfectamente conocida por los agentes que participan en el mercado. En otras palabras, el nivel de riqueza es la variable de estado y el *stock* es la variable de control en un modelo de programación dinámica.

intertemporal de los agentes, por lo que el costo de mover inventarios desde  $t$  hasta  $t + 1$  es  $\beta(1 - \delta) \equiv (1 - \delta)/(1 + r) < 1$ . En efecto, el mayor costo de mantener inventarios a lo largo del tiempo se debe al deterioro del producto ( $\delta$ ) y/o a la carga financiera ( $r$ ).

La maximización de la función (1), en un escenario de expectativas racionales y restricción de liquidez o de almacenamiento, conduce al planteamiento de la proposición 1, de la cual se derivan las condiciones de equilibrio o condiciones de no arbitraje en las decisiones óptimas de almacenamiento y consumo del *commodity*.

**Proposición 1**

Si  $0 < K_t < A_t$ , entonces  $P_t = \beta(1 - \delta)E_tP_{t+1}$ , donde  $A_t$  es la disponibilidad total de recursos (o medida de riqueza de los agentes). Por otra parte, si  $K_t = 0$ , entonces  $P_t \geq \beta(1 - \delta)E_tP_{t+1}$ .<sup>4</sup>

La primera condición de equilibrio de la proposición 1 muestra que las decisiones de consumo y almacenamiento (ahorro) se derivan a partir de la relación de igualdad entre el costo marginal ( $P_t$ ) de ahorrar una unidad de *commodity* en el instante  $t$  y el beneficio marginal descontado ( $\beta(1 - \delta)E_tP_{t+1}$ ) de transar dicha unidad en el futuro inmediato. Esto es análogo a la condición de Euler, toda vez que el precio sea interpretado como la utilidad marginal. No obstante, en un escenario con restricción de liquidez o almacenamiento ( $K_t = 0$ ), el costo marginal de almacenar hoy es excesivamente alto respecto del beneficio marginal de la especulación ( $\beta(1 - \delta)E_tP_{t+1}$ ). Ello es coherente con una situación de baja disponibilidad del recurso o medida de riqueza en la economía ( $A_t$ ), donde la capacidad de ahorro es inviable y la condición de Euler no se cumple con igualdad. En tal situación, la demanda por motivo de consumo agota la producción existente del recurso. De esta forma, se vislumbran dos estados o regímenes factibles que gobiernan el

---

4/ Para la demostración, ver anexo 1.

comportamiento de los precios de *commodities*: un estado sin almacenamiento especulativo, debido a la escasa disponibilidad del recurso; y otro en el que la mayor riqueza permite la formación de demanda por motivo de especulación, además de la demanda por motivo de consumo. Así, la identificación de ambos regímenes de precios constituye el principal objetivo de esta investigación.

Combinando ambas condiciones de equilibrio de la proposición 1, se obtiene el siguiente proceso autorregresivo de primer orden no-lineal para el precio del *commodity* (ecuación 2)<sup>5</sup>. Al respecto, cabe mencionar que este resultado es coherente con el hallazgo teórico de Samuelson (1971) en su búsqueda de inventarios óptimos competitivos.

$$E(P_{t+1}/P_t) = \min\{P^*, P_t\}[\beta(1 - \delta)]^{-1} \quad (2)$$

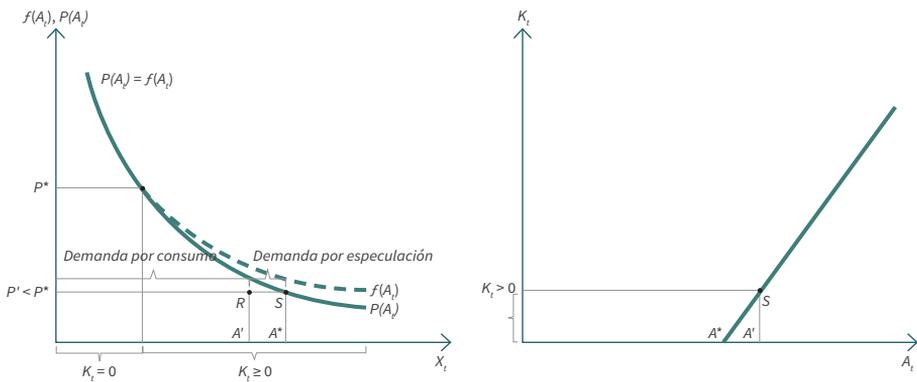
Donde,  $P^*$  es un parámetro que representa el precio umbral que divide los dos estados de la naturaleza que son: uno donde no hay almacenamiento especulativo del *commodity* ( $P_t \geq P^* \equiv E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta), K_t = 0$ ), que corresponde a un escenario económico de escasa disponibilidad del recurso, donde todo lo que se produce (ofrece) es consumido por los agentes. Y otro estado de mayor riqueza ( $P_t < P^*, K_t \geq 0$ ) donde la demanda total del *commodity* se compone de la suma de dos demandas parciales: una por motivo de consumo y otra por motivo de especulación (formación de inventarios), lo que a su vez explica el comportamiento no-lineal del precio<sup>6</sup>. Los parámetros  $P^*$  y  $\beta(1 - \delta)$  son estimados por el método generalizado de momentos (GMM), cuyo procedimiento se detalla en la siguiente sección.

5/ Para mayor detalle de su demostración, ver anexo 3.

6/ En este contexto, estimar el precio en función de modelos de regresión lineal (usando como determinantes variables proxy de la riqueza) constituye un grave error de especificación, especialmente cuando la realidad económica considera la existencia de restricciones de liquidez.

La figura 2 permite ilustrar los dos regímenes de la relación entre precio, riqueza y almacenamiento.

**Figura 2**  
Demanda y disponibilidad de un recurso



Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico adjunto se aprecia una relación continua, pero no-lineal entre las variables, lo que genera distintos estados de la naturaleza, según el nivel de riqueza o disponibilidad total del recurso. Cuando la riqueza es baja ( $A_t \leq A^*$ ), la capacidad de almacenamiento es nula ( $K_t = 0$ ) y solo observamos una demanda por motivo de consumo  $p_t = P(A_t)$ <sup>7</sup>. En tanto, cuando la riqueza es alta ( $A_t > A^*$ ), la demanda total del *commodity* considera las demandas parciales por motivo de consumo y por motivo de especulación ( $p_t = P(A_t) + f(A_t)$ ). En tal situación, existe capacidad de almacenamiento ( $K_t \geq 0$ ) y se observa una pendiente positiva entre el inventario y la riqueza. En este modelo de expectativas racionales, la variable ( $A_t$ ) gatillante

7/ Ver anexo 2 para su demostración

de los estados del precio es endógena<sup>8</sup>, lo cual marca una diferencia fundamental respecto de los modelos Markov-Switching de Hamilton (1994), donde el origen de los estados o regímenes de la variable de interés se supone exógeno.

## Estrategia de estimación

De acuerdo con el desarrollo teórico en el apartado anterior, el modelo estructural econométrico para describir la trayectoria del precio (ecuación 2) está definido por una función *min* que, si bien es continua, es no-lineal. En este caso, la estrategia de estimación de los parámetros  $p^*$  y  $\beta(1 - \delta)$  está basada en la técnica GMM, en línea con el procedimiento utilizado por Deaton y Laroque (1992). No obstante, en la práctica resulta inverosímil poder identificar todos los parámetros del modelo a partir de únicamente la serie de precios. En efecto, sin pérdida de generalidad el vector de parámetros a estimar es  $\Gamma = (\theta, p^*)$ , donde  $\theta \equiv [\beta(1 - \delta)]^{-1}$ . Esta reparametrización no afecta el objetivo principal de la presente investigación, ya que nuestro parámetro de interés es  $p^*$  por ser el precio umbral de los dos estados o regímenes que gobiernan el comportamiento del precio del *commodity*.

$$\eta_t = p_t - \theta \min\{p^*, p_{t-1}\}, \text{ con } E(\eta_t) = 0$$

El término de error del verdadero modelo ( $\eta_t$ ) constituye una serie de innovaciones, es decir, este no está autocorrelacionado y es independiente del precio. Además, la distribución de la perturbación estocástica es desconocida<sup>9</sup>, ya que no es posible definir una forma analítica de la función de almacenamiento<sup>10</sup>. En este contexto, la técnica GMM es comúnmente utilizada por otros autores, ya que, a

8/ Recordemos que  $A_t$  depende de la capacidad de ahorro, el cual a su vez es motivado por las expectativas de precio. Por su parte, el precio depende del estado de la riqueza ( $A_t$ ).

9/ Stokey y Lucas (1989).

10/ Deaton y Laroque (1992).

*priori*, no requiere de ningún supuesto sobre la función de densidad del error. Para garantizar la independencia del término de error con el precio, la estimación considera cuatro rezagos del precio como variables instrumentales. De este modo, el vector de variables instrumentales es  $Z_t = (1, p_{t-1}, p_{t-2}, p_{t-3}, p_{t-4})$  y el estimador GMM de  $\Gamma$  cumple con la siguiente condición.

$$\hat{\Gamma}(\hat{\theta}, \hat{p}^*) = \operatorname{argmin} \eta(\theta, p^*)' Z(Z'Z)^{-1} Z' \eta(\theta, p^*)$$

donde  $\eta$  es un vector  $T \times 1$  y contiene a los parámetros desconocidos  $\theta$  y  $p^*$ , mientras que  $Z$  es una matriz  $T \times 5$  de variables instrumentales. Dado que el modelo estructural de regresión es no diferenciable, la función objetivo a minimizar también es no diferenciable. Sin embargo, este problema es resuelto utilizando el algoritmo de *Newton-type*, sugerido por Deaton y Laroque (1992).<sup>11</sup> Esta técnica de estimación establece un gradiente completamente diferenciable:  $2\eta' Z(Z'Z)^{-1} Z' (\partial\eta/\partial\Gamma)$ . Y la segunda derivada es sustituida por  $4 (\partial\eta'/\partial\Gamma) Z(Z'Z)^{-1} Z' (\partial\eta/\partial\Gamma)$ . Con ello, Laroque y Salanié (1994) demuestran que  $\hat{\Gamma}$  es consistente y asintóticamente se distribuye como una normal. Por su parte, la estructura de la varianza de los estimadores no descarta la presencia de heteroscedasticidad, ya que la volatilidad del error puede variar según el régimen por el que transita el precio. Dada esta posibilidad, la matriz de varianza-covarianza es estimada de manera consistente:

$$\hat{\Sigma} = [(\partial\hat{\eta}'/\partial\Gamma) Z(Z'Z)^{-1} Z' (\partial\hat{\eta}/\partial\Gamma')]^{-1} (\partial\hat{\eta}'/\partial\Gamma) Z(Z'Z)^{-1} Z' \hat{X} Z(Z'Z)^{-1} Z' (\partial\hat{\eta}/\partial\Gamma') \\ [(\partial\hat{\eta}'/\partial\Gamma) Z(Z'Z)^{-1} Z' (\partial\hat{\eta}/\partial\Gamma')]^{-1}$$

donde  $\hat{X}$  es una matriz  $T \times T$  cuyos elementos de la diagonal principal son el cuadrado de los errores estimados por GMM. Finalmente, se utiliza el test de sobreidentificación ( $OIT = \hat{\eta}' Z(Z'XZ)^{-1} Z' \hat{\eta}$ ) para validar estadísticamente las restricciones de ortogonalidad, es decir, la ausencia de correlación entre las variables instrumentales y el término de error estimado, bajo la hipótesis nula  $OIT \sim \chi^2$  con tres grados de libertad.

11/ Si bien Deaton y Laroque (1992) emplean esta técnica, los autores utilizan solo tres rezagos del precio como variables instrumentales.

## Resultados

En la tabla 2 se muestran los resultados aplicando el método GMM a los precios deflactados de los *commodities* de la tabla 1, no sin antes mencionar que, de acuerdo con las simulaciones de Deaton y Laroque (1992), los procedimientos GMM parecen adecuarse muy bien al problema de estimación tratado en esta sección. Las estimaciones de los parámetros, los errores típicos y el estadístico del test de sobreidentificación permiten mostrar el porcentaje de observaciones en cada serie que sobrepasan el punto de corte estimado, por lo que si el modelo planteado en este trabajo es correcto, se estaría produciendo un desabastecimiento (o *stockout*) de los *commodities* en cuestión.

**Tabla 2**  
Estimación GMM de los modelos de precios de *commodities*

<i>Commodity</i>	Theta	Error estándar	$\rho^*$	Error estándar	<i>Stockouts</i>	OID
Cardamomo	1.034	0.09	288.3	58.34	0.15	6.45
Azúcar	1.01	0.03	8.65	0.62	0.24	6.63
Banano	1.004	0.02	8.05	0.27	0.24	1.29
Café	1.045	0.05	87.76	8.27	0.24	0.54
Petróleo	1.069	0.08	31.37	4.83	0.12	0.14

**Notas:** La columna de los *stockouts* muestra la fracción de las observaciones que se encuentran sobre la estimación del umbral del precio. OID es el test de sobreidentificación. Para ello se consideraron 4 rezagos del precio como variables instrumentales.

**Fuente:** Elaboración propia con base en datos del Banco Central de Guatemala.

Tal como hemos visto en los resultados previos, la autocorrelación que existe en las series temporales de los precios de los *commodities* es bastante alta, por lo que, con esto, lo que deberíamos esperar es obtener niveles bajos de desabastecimiento (o *stockout*). Así, por ejemplo, podemos apreciar que para el cardamomo y

el petróleo, se obtiene una fracción de *stockout* menor al 15 %, mientras que para los otros 3 *commodities* en cuestión, se tiene que estos niveles, aunque mayores, continúan siendo bajos con valores que no rebasan el 24 % de desabastecimiento.

Por otro lado, vale la pena notar que los errores estándar para el cardamomo y el petróleo se encuentran dentro de los más elevados, siendo especialmente alto el correspondiente al primero de estos. Este resultado, en particular, es explicado por un *singular pick* observado en la serie de este *commodity* en el año 1984, lo cual estaría conllevando al proceso de estimación a la obtención de un máximo espurio.

Por otra parte, respecto a la estimación de las tasas de descuento para cada uno de estos bienes, a pesar de que generalmente esto representa todo un reto, en nuestro caso se puede aprovechar el hecho de que todos los valores estimados del coeficiente  $\theta$  son mayores a la unidad (aunque no significativamente distintos de 1, lo cual no debería sorprendernos si nos remontamos a las estimaciones del trabajo de Deaton y Laroque [1992]). Con este coeficiente  $\theta$  de la columna 1 se puede obtener un valor para  $r + \delta$ , un término con niveles bastante bajos, los cuales no superan el valor del 6.9 % (máximo para el caso del petróleo).

En referencia al test de sobreidentificación (OID) de la columna 6, se tiene que hay falta de evidencia de una autocorrelación de los residuos para la mayoría de los *commodities*; solo 2 de los 5 sobrepasan el nivel de 5.89 del valor crítico obtenido al 5 % de una distribución  $\chi^2$ . Pero aún para uno de estos dos *commodities* (el azúcar), se presenta un estadístico que parecieran ser demasiado bajo a lo que se esperaría si revisamos las estimaciones de Monte Carlo de Deaton y Laroque (1992).

## Conclusiones

---

Dado el modelo teórico planteado y los resultados encontrados con la estrategia de estimación implementada, en resumen, las conclusiones son:

- > Los precios de exportación de los *commodities* de Guatemala siguen un proceso markoviano no-lineal de primer orden, coherente con la existencia de más de un régimen en su distribución.
- > La estructura del modelo de inventarios competitivos permitió modelar, en el contexto de este país, la dinámica del nivel de precio sin tener que recurrir a la integración de series de tiempo cuando estas evidencian la presencia de raíz unitaria (debido a su alta persistencia).
- > Descriptiva y analíticamente, se ha observado que el cardamomo es el *commodity* con el comportamiento más volátil en el periodo en consideración, por lo que siendo Guatemala uno de los mayores productores mundiales de este bien, la orientación de políticas económicas para apaciguar los efectos de esta alta volatilidad es de primer orden.
- > Por último, pese a que las estimaciones no son igualmente robustas para todos los precios, algunos *commodities* experimentan, en promedio, niveles de stockout entre 15 % y 24 % de su capacidad de almacenamiento. Estos niveles de desabastecimiento, considerados relativamente bajos, han de ser esperados en países con precios de *commodities* con una autocorrelación bastante elevada, como es el caso de Guatemala.

## Anexos

---

### Anexo 1. Demostración de la proposición 1

**(a) Hipótesis:**  $0 < K_t < A_t$ . **Por demostrar:**  $P_t = \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}$

La hipótesis garantiza la existencia de un mínimo nivel de *stock* (ahorro especulativo), a la vez que este no puede ser igual a la totalidad de la riqueza disponible. En otras palabras, la hipótesis plantea que una fracción finita y no nula de la riqueza se destinará al consumo.

- > **Caso 1:** Por contradicción, se supone  $P_t > \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}$ . Ahora, si el agente especulador busca maximizar la siguiente función de beneficios:

$\max_{\{K_t\}} E_t \{ \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1} - P_t \} K_t$ , entonces cualquier nivel de almacenamiento positivo implica una situación de pérdida. Por ello resulta óptimo desacerse de todo el *stock* existente ( $K_t = 0$ ). Sin embargo, este resultado va en contra de la hipótesis planteada inicialmente ( $0 < K_t < A_t$ ), concluyendo así que  $P_t \not\geq \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$ .

- > **Caso 2:** Análogo al caso anterior, se supone por contradicción que  $P_t < \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$ . Dado que el agente especulador busca maximizar la siguiente función objetivo:  $\max_{\{K_t\}} E_t \{ \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1} - P_t \} K_t$ , entonces es rentable acumular todo el nivel posible de stock ( $K_t \rightarrow \infty$ ). No obstante,  $K_t$  es finito, por lo que en el óptimo el especulador almacena (ahorra) la totalidad de su riqueza o disponibilidad total del recurso ( $K_t = A_t$ ). Así, este resultado conlleva al rechazo de la hipótesis  $0 < K_t < A_t$ , concluyendo que la expectativa del precio (en términos de valor presente) no puede superar al precio actual observado ( $P_t \not\geq \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$ ). De no ser así, se conformaría un escenario de burbuja especulativa.

De este modo, juntando ambos casos (1 y 2), quedaría demostrado que  $P_t = \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$  si  $0 < K_t < A_t$ .

**(b) Hipótesis:  $K_t = 0$ . Por demostrar  $P_t \geq \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$**

Por contradicción se plantea  $P_t < E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta)$ . Considerando que el agente especulador maximiza la siguiente función objetivo:  $\max_{\{K_t\}} E_t \{ \beta(1 - \delta) P_{t+1} - P_t \} K_t$ , entonces por el caso 2 anterior ( $K_t = A_t \neq 0$ ). Por lo que  $P_t \not\geq E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta)$ . En efecto,  $P_t \geq \beta(1 - \delta) E_t(P_{t+1})$  si  $K_t = 0$ .

- > **Lema 1.** Si  $K_t \geq 0$ , entonces  $P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1} - K_t) = \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$ . Por otra parte, Si  $K_t = 0$ , entonces  $P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1}) \geq \beta(1 - \delta) E_t P_{t+1}$ .

**Demostración:** Suponga que las decisiones de demanda dependen del nivel de precio  $P_t$ . Sea  $D(P_t)$  la función de demanda, que suponemos es estacionaria, continua y estrictamente decreciente. Adicionalmente, considere a  $Z_t$  como la variable que mide el nivel de producción (oferta), tal que esta es estocástica ( $Z_t \sim iid$ ) e

inelástica al precio. Así, a partir del equilibrio entre la oferta y la demanda (condición de vacío de mercado:  $D(P_t) = Z_t$ ), es posible definir la función inversa de demanda ( $P_t = D^{-1}Z_t \equiv P(Z_t)$ ), con  $Z_t \in [Z, \bar{Z}] \in \mathbb{R}$  y  $0 < P(Z) < \infty^+$ . Esta última condición establece que, incluso en el peor escenario económico de escasa producción, siempre existirá un precio finito que vacía el mercado.

Adicionalmente, se supone que la disponibilidad total de recursos o riqueza ( $A_t$ ) se puede distribuir en consumo y ahorro especulativo. Asimismo, la riqueza es el resultado de la producción corriente más el inventario neto de la depreciación. Ambas definiciones de riqueza se formalizan a continuación:

$$A_t = D(P_t) + K_t = Z_t + (1 - \delta)K_{t-1} \rightarrow D(P_t) = Z_t - (K_t - (1 - \delta)K_{t-1})$$

La ecuación anterior señala que la demanda del *commodity* por motivo de consumo ( $D(P_t)$ ) es la parte del recurso o riqueza ( $A_t$ ) que no se destina al ahorro especulativo o inversión. Por lo tanto, esta ecuación permite deducir cuánto inventario será almacenado hoy con la expectativa de ser transado en el siguiente periodo. Dado que  $P(\cdot)$  es la función de demanda inversa, entonces es posible despejar  $P_t$  de la ecuación anterior y reemplazarla en las condiciones de equilibrio o de no arbitraje, definidas en la proposición 1.

$$\begin{aligned} \text{Si } K_t \geq 0, P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1} - K_t) &= \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1} \\ \text{Si } K_t = 0, P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1}) &\geq \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1} \end{aligned}$$

## Anexo 2: Por demostrar que $P_t = f(A_t)$

Por la proposición 1 se sabe que  $P_t = \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}$ , si  $K_t \geq 0$ . Con esto y llamando al lema 1:

$$\begin{aligned} P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1} - I_t) &= \beta(1 - \delta)E_t P(Z_t + 1) + (1 - \delta)K_t - K_{t+1} \\ P(A_t - K_t) &= \beta(1 - \delta) \int_{\bar{Z}} P(Z_{t+1}) + (1 - \delta)K_t - K_{t+1} \eta(dZ_{t+1}) \end{aligned}$$

Aquí hay un severo problema de endogeneidad, ya que la decisión de almacenar en el siguiente periodo ( $t + 1$ ) depende de lo almacenado en hoy ( $t$ ), y lo que se estima almacenar hoy ( $K_t$ ) depende de lo que se espera almacenar en el periodo posterior ( $t + 1$ ).

Para resolver este problema de endogeneidad supongamos que se conoce  $K_{t+1} = f(A_t + 1)$ . Esto no implica que se conozca  $A_{t+1}$ , ya que se debe recordar que  $A_{t+1} = Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t$  y  $Z_{t+1} \sim iid$ . Entonces  $A_{t+1} \sim iid$  (es aleatorio). Solo se está suponiendo una relación entre  $K_{t+1}$  y  $A_{t+1}$ .

Por lo tanto:

$$P(A_t - K_t) = \beta(1 - \delta) \int_Z P(Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t - f(A_{t+1})) \eta(dZ_{t+1})$$

Y, dado que  $A_{t+1} = Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t$ , se obtiene que:

$$P(A_t - K_t) = \beta(1 - \delta) \int_Z P(Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t - f(Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t)) \eta(dZ_{t+1})$$

Luego,  $K_t$  es lo que se quiere resolver. Así, la integral es solo con relación a  $Z_{t+1}$ , suponiendo que además conocemos  $\beta$ ,  $\delta$ ,  $f$ ,  $\eta$ . Al resolver esta integral se tiene:

$$P(A_t - K_t) = \beta(1 - \delta)G(I_t),$$

donde  $G$  es la función resultante de resolver la integral, la cual no depende de  $Z_{t+1}$ , ya que es el soporte de la integral. Por lo tanto, se obtiene lo siguiente:

$$\begin{aligned} \text{(a)} \quad & P(A_t - K_t) = \beta(1 - \delta)G(K_t), \text{ si } K_t < 0 \\ \text{(b)} \quad & P(A_t - K_t) \geq \beta(1 - \delta)G(K_t), \text{ si } K_t \geq 0 \end{aligned}$$

Juntando ambas condiciones y el teorema de la función implícita:

$$K_t = g(A_t)$$

Ahora, como  $D(P_t) = A_t - K_t$ , se tiene que

$$D(P_t) = A_t - g(A_t)$$

$$D(P_t) = h(A_t)$$

$$P_t = P(h(A_t))$$

$$P_t = f(A_t)$$

donde  $f(\cdot)$  es una composición de funciones, y el precio depende del nivel de riqueza o total de recursos disponibles en el mercado.

### *Anexo 3: Por demostrar $E(P_{t+1}/P_t) = \min\{P^*, P_t\}[\beta(1 - \delta)]^{-1}$*

A partir de ambas condiciones del lema 1, es posible plantear la siguiente función no-lineal del precio del *commodity*:  $P_t = \max\{\beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}, P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1})\}$ , ya que si  $K_t = 0 \rightarrow P_t = P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1}) \geq \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}$ . Y si  $K_t \geq 0 \rightarrow P_t = P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1} - K_t) = \beta(1 - \delta)E_t P_{t+1} \geq P(Z_t + (1 - \delta)K_{t-1})$ , esto es así por el supuesto de que la función de demanda es estrictamente decreciente en su argumento. Es directo notar que la no-linealidad del comportamiento del precio se debe a la existencia de restricciones de liquidez en la economía, reflejadas en los dos regímenes del comportamiento del stock  $K_t$ . De esta forma se definen dos estados que gobiernan la trayectoria del precio del bien almacenable: uno es el régimen de bajo nivel de riqueza, situación que se condice con una escasa o nula capacidad de ahorro o almacenamiento ( $K_t = 0$ ), resaltando así la existencia de restricciones de liquidez y de demanda solo por motivo de consumo. En efecto, la escasez del recurso eleva la valoración marginal del bien, configurándose un escenario de mayores niveles de precios. Por el contrario, el régimen de altos niveles de riqueza permite la generación no solo de la demanda por motivo de consumo, sino de la demanda por motivo de especulación (ahorro), toda vez que los agentes tenedores de inventarios vislumbren mayores

beneficios de las transacciones futuras (precio esperado versus el actual observado). Mientras mayor es el stock, mayor es la disponibilidad del recurso y menor su valoración (precio) de mercado.<sup>12</sup>

Si se considera la demostración del anexo 2 ( $P_t = f(A_t)$ ), entonces el comportamiento del precio del *commodity* puede ser modelado en función de la riqueza, tal como se muestra en la siguiente ecuación funcional:

$$P_t = f(A_t) = \max\{\beta(1 - \delta)E_t P_{t+1}, P(A_t)\}, (A3)$$

$$\text{con } A_t = Z_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

Alternativamente, la ecuación (A3) también tiene la siguiente representación algebraica:

$$f(A_t) = \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(A_{t+1}), P(A_t)\}$$

$$= \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P_t)), P(A_t)\}$$

$$= \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t), P(A_t)\}$$

$$= \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - D(P_t))), P(A_t)\}$$

$$= \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P_t)), P(A_t)\}$$

donde  $P(A_t)$  corresponde a la función del precio (o función inversa de la demanda) en situación de escasa o nula capacidad de ahorro. Este sería el régimen de altos niveles de precios, debido a los bajos niveles de *stock* disponible (estado de *stock*-

---

12/ Lo interesante del presente modelo de inventarios (*competitive storage model*) es que, a diferencia de los modelos *Markov-Switching*, relaja el supuesto de exogeneidad de la variable de estado, gatillante de los cambios de régimen del precio. En este sentido, el comportamiento del precio depende de factores completamente endógenos, ya que la decisión de ahorro presente afectará el nivel de riqueza futura —y con ello los niveles de consumo y ahorro—, evento que tiene repercusión en las expectativas del precio. Por otro lado, las expectativas pueden afectar las decisiones de almacenamiento actual, la riqueza y las asignaciones de consumo y ahorro presente.

out). En tanto, el régimen de menores precios relativos está dado por la función del primer término de la maximización ( $\beta(1 - \delta)E_t f(A_{t+1})$ ). Esta mide la riqueza total esperada en el siguiente período, constituida por el término aleatorio de la oferta  $Z_{t+1}$  y lo almacenado en el período anterior, que es la disponibilidad total del recurso ( $A_t$ ) neto del consumo ( $P^{-1}(f(A_t)) \equiv P^{-1}(P_t) \equiv D(P_t)$ ). De este modo se ha llegado a una ecuación que puede ser resuelta recursivamente hasta encontrar un  $f(A)$  de equilibrio o función estacionaria.<sup>13</sup> De esta forma, la función  $f(A)$  resultante establece la relación precio-riqueza. La identificación del precio (dado el nivel de riqueza) permite la identificación del consumo (basado en la función de demanda). Por último, dada la riqueza y el consumo, entonces es posible despejar el ahorro, es decir, el nivel del *stock* acumulado o demanda por motivo de especulación y conocer en qué estado de la naturaleza está operando el mercado. Esto último es fundamental para las decisiones de política, especialmente en países donde la transacción del *commodity* es fuente de significativos ingresos para el país.

Basado en lo anterior, bajo el supuesto de una función de demanda isoelástica, en regímenes de altos niveles de *stock* ( $K_t \geq 0$ ) y riqueza, las prácticas de almacenamiento (o ahorro) por especulación aumentan la demanda total del recurso. Así, mientras mayor es la riqueza (disponibilidad total del recurso), se observa que mayor es la capacidad de ahorro o acumulación de *stock*; esto se refleja en

---

13/ El procedimiento consiste en plantear la siguiente ecuación funcional iterativa:  $f^{(1)}(A_t) = \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1}) + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(f^{(0)}(A_t)))\}$ ,  $P(A_t)$ , donde  $f^{(0)}(A_t)$  es cualquier función continua, acotada, definida en los reales y estrictamente decreciente. En el equilibrio se tiene que:  $f(A) = \max\{\beta(1 - \delta)E_t f(Z + (1 - \delta)(A - P^{-1}(f(A))))\}$ ,  $P(A)$ . La estimación de los parámetros es por *pseudo* máxima verosimilitud, bajo el supuesto de que  $P_t$  se distribuye normalmente con media  $m(P_t)$  y varianza  $s(P_t)$ . La media  $m(P_t) = \sum_{j=1}^J f(Z_{t+1}^{(j)} + (A_t - P^{-1}(f(A_t))))\pi_j$ , con  $j = 1, 2, 3, \dots, J$  estados posibles y  $\pi_j$  la probabilidad de cada estado. Por su parte,  $s(P_t) = (\sum_{j=1}^J f^2(Z_{t+1}^{(j)} + (A_t - P^{-1}(f(A_t))))\pi_j) - (m(P_t))^2$ . Con esto se procede a estimar los parámetros del modelo por medio de la maximización de la siguiente función de verosimilitud:  $\max_{r,\delta} \prod_{t=1}^T (1/\sqrt{2\pi s(P_t)}) e^{-(1/2)(P_{t+1} - m(P_t))^2/s(P_t)}$ . Si bien este procedimiento contempla un error de especificación, ya que no se conoce la distribución verdadera de  $P_t$ , la estimación por máxima verosimilitud es consistente. Esto porque el modelo está completamente identificado, i.e., a cada  $A_t$  le corresponde un solo precio  $P_t$ .

un aumento de la demanda por motivo de especulación relativo a la demanda por motivo de consumo. En otras palabras, la demanda total del *commodity* es la suma de las demandas parciales por motivo de consumo y por motivo de especulación, respectivamente. En términos formales, se tiene que: Si  $K_t \geq 0 \rightarrow P_t = E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta)$  y como  $P_t = f(A_t) = \beta(-\delta)Ef(Z + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(f(A_t)))) > P(A_t) \rightarrow f(A_t) > P(A_t)$ . Es decir, si  $K_t \geq 0$ , la demanda por especulación es mayor a la demanda en un escenario en donde el almacenamiento es escaso o nulo. En tanto, si  $K_t = 0 \rightarrow P_t \geq E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta)$ , luego  $P_t = f(A_t) = P(A_t)$ , es decir, cuando no hay demanda de activos por motivo de especulación (almacenamiento o ahorro), la función de demanda total es igual a la demanda parcial por motivo de consumo.

La combinación de ambos escenarios de riqueza, *stock* y precio generan una función de ahorro continua, pero no-lineal, donde se define un marcado punto de inflexión determinado por el umbral  $P^* = f(A^*)$ .

Cabe notar que en  $P^*$  es el único punto donde se satisface la condición de no arbitraje con igualdad, esto a pesar de que la capacidad de almacenamiento es nula ( $K_t = 0$ ). Esto es así por el supuesto de continuidad de la función de demanda. Por lo que, en  $P^*$  se satisface la siguiente condición:  $P^* = P(A^*) = E_t f(A_{t+1})\beta(1 - \delta)$ .

$$\begin{aligned} P_t &= E_t(P_{t+1})\beta(1 - \delta)^{14} \\ P(D(P_t)) &= E_t P(D(P_{t+1}))\beta(1 - \delta) \\ P(A_t - K_t) &= E_t P(A_{t+1} - K_{t+1})\beta(1 - \delta) \end{aligned}$$

Pero  $K_t = 0$ , entonces:

$$\begin{aligned} P(A_t) &= E_t P(A_{t+1} - K_{t+1})\beta(1 - \delta) \\ P^* = P(A^*) &= E_t P(A_{t+1} + (1 - \delta)K_t - K_{t+1})\beta(1 - \delta) \end{aligned}$$

---

14/ Donde  $K_t = 0$  es el único punto donde se satisface la condición de Euler con igualdad, y a la vez no se almacena (ahorra) nada. Esto es así por el supuesto de continuidad.

$$P^* = P(A^*) = E_t P(A_{t+1})\beta(1 - \delta)$$

$$P^* = P(A^*) = E_t f(A_{t+1})\beta(1 - \delta)$$

En la última ecuación, se puede apreciar que lo que ocurre en  $t + 1$  ya no tiene conexión con lo ocurrido en  $t$ . Por lo que  $f(\cdot)$  depende de  $A_{t+1}$ , pero no depende de lo que se ahorra en  $t$  (que es  $K_t = 0$ ). Así:

$$E_t P_{t+1} = E_t f(Z_{t+1}) \Leftrightarrow P_{t+1} = f(Z_{t+1}), \text{ con } P_t < P^*$$

Adicionalmente,  $P^*$  es el precio de umbral que divide dos estados de la naturaleza que son: uno donde no hay capacidad de ahorro o especulación ( $P_t \geq P^*, K_t = 0, P(A_t) = f(A_t) = P_t$ ), que es el caso en el que todo lo que existe de riqueza es lo que se produce, y lo que se produce (ofrece) es demandado. Y otro estado donde el mayor nivel de recursos disponibles permite el almacenamiento ( $P_t < P^*, K_t \geq 0 \equiv A_t - P^{-1}(f(A_t)) \geq 0, P(A_t) < f(A_t)$ ), que es el caso en el que la demanda total es mayor a la demanda por motivo solo de consumo, cuya diferencia o brecha está dada por el mayor ahorro especulativo. Tal como señala la proposición 1, si  $K_t \geq 0 \rightarrow E_t P_{t+1} = [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t$ .

Si suponemos la existencia de  $\eta_{t+1}$  tal que  $E_t(\eta_{t+1}) = 0$ , entonces:

$$P_{t+1} = [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t + \eta_{t+1}, \text{ con } P_t < P^*$$

donde:

$$\begin{aligned} \eta_{t+1} &= P_{t+1} - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \\ &= f(X_{t+1}) - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \\ &= f(Z_{t+1} + (1 - \delta)K_t) - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \\ &= f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - D(P_t))) - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \\ &= f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(P_t))) - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \\ &= f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(f(A_t)))) - [\beta(1 - \delta)]^{-1} P_t \end{aligned}$$

Y como  $E_t(\eta_{t+1}) = 0$ , entonces  $E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(f(A_t)))) - [\beta(1 - \delta)]^{-1}P_t$ , con  $P_t < P^*$ , o lo que es lo mismo  $\beta(1 - \delta)E_t f(Z_{t+1} + (1 - \delta)(A_t - P^{-1}(f(A_t)))) = P_t$ .

Finalmente, la función autoregresiva de  $P_t$  (proceso no lineal de Markov) es:

$$E(P_{t+1}/P_t) = \min\{P^*, P_t\}[\beta(1 - \delta)]^{-1}$$

## Referencias

- Cashin, P. y McDermott, C. (2002). The long-run behavior of commodity prices: Small trends and big variability, *IMF Staff Papers*, 49(2), 175-199.  
<https://www.jstor.org/stable/3872481>
- Cuddington, J. T. (1992). Long-run trends in 26 primary commodity prices: a disaggregated look at the prebisch-singer hypothesis, *Journal of Development Economics*, 39(2), 207-227. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90037-A](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90037-A)
- Deaton, A. y Laroque, G. (1992). On the behaviour of commodity prices, *The Review of Economic Studies*, 59(1), 1-23. <https://doi.org/10.2307/2297923>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
- Ivanic, M. y Martin, W. (2008). *Implications of higher global food prices for poverty in low-income countries*, Policy Research Working Paper, N.o 4594, The World Bank Development Research Group. <http://hdl.handle.net/10986/6723>
- Laroque, G. y Salanié, B. (1994). Estimating the canonical disequilibrium model: asymptotic theory and finite sample properties, *Journal of Econometrics*, 62(2), 165-210.  
<https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:62:y:1994:i:2:p:165-210>
- Samuelson, P. A. (1971). Stochastic speculative price, *Proceedings of the National Academy of Science*, 68(2), 335-337.  
<https://dx.doi.org/10.1073%2Fpnas.68.2.335>
- Stokey, N. y Lucas R. con Prescott, E. (1989). *Recursive Methods in Economic Dynamics*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvjnr76>



## 02 Compendio de economía laboral: Aportes sobre la participación laboral, la empleabilidad y el emprendimiento

---

La serie editorial Orígenes nace con el propósito de dar a conocer las investigaciones académicas que desarrollen los jóvenes alumnos de la carrera de Economía y Negocios, en las múltiples asignaturas que dan este espacio, científico y creativo a la vez.

El segundo cuaderno de la serie editorial Orígenes surge del reconocimiento de trabajos de investigación de varias materias de la carrera: Introducción a la Investigación, Econometría y Métodos Cuantitativos. Estos trabajos presentan diversos temas del área de la economía laboral, todos aplicados a la realidad salvadoreña y de particular interés para el desarrollo económico y social de país. Se exploran la relación de las remesas con la participación laboral, los factores que afectan la empleabilidad y la decisión de emprender desde una perspectiva intergeneracional. Estos esfuerzos del alumnado nos muestran que la misión de sembrar en ellos capacidades técnicas para poder aportar a la construcción de un mejor país se está logrando.



**ESEN**