

Este documento presenta los resultados de los modelos econométricos para la evaluación de impacto del programa Bono al Trabajo de la Mujer (BTM). Esta evaluación tiene como objetivo determinar si el programa cumple su propósito, y así obtener una estimación cuantitativa de sus efectos.

## 1. ANTECEDENTES

El programa Bono al Trabajo de la Mujer (BTM) es una ayuda monetaria que entrega el Servicio Nacional de Capacitación y Empleo (SENCE) con el fin de fomentar el trabajo formal en mujeres entre 25 y 59 años que se encuentran en una situación de vulnerabilidad dentro del mercado laboral.

El programa BTM es una iniciativa del Gobierno de Chile puesta en marcha el año 2012 con el objetivo de aumentar la tasa de participación laboral femenina de los sectores vulnerables mediante el empleo formal, apuntando a una población objetivo de mujeres entre 25 y 59 años pertenecientes al 40% más vulnerable de la población. El BTM consiste en un aporte monetario con cargo fiscal mediante dos vías de subsidio, siendo en primera instancia mediante un pago directo a las mujeres trabajadoras dependientes o independientes que hayan postulado y que cumplan los requisitos de acceso<sup>1</sup> (tramo etario, vulnerabilidad y presentar al menos una cotización en AFP y salud los últimos 12 meses), y en segunda instancia mediante un pago a sus empleadores como incentivo a la formalización de los puestos de trabajo.

Este beneficio contempla una duración de 48 meses continuos desde su mes de inicio, con inicio mínimo a los 25 años cumplidos y con termino obligado al cumplir 60 años. En adición, contempla evaluaciones anuales de la beneficiaria para determinar si mantiene los requisitos de ingreso al subsidio, el que considera renta bruta anual igual o inferior a \$6.421.781 o mensual igual o inferior \$535.148 (ambos valores son referentes al año 2022 y se reajustan cada año), en caso de no mantener la condición de ingreso, deja de percibir pagos, pero mantiene el beneficio, volviendo a recibir pagos si cumple la condición de ingresos. La modalidad de pago puede ser mensual o anual, la cual depende de su condición laboral (dependiente o independiente) o se su elección al momento de postular.

### 1.1 PAGOS SUBSIDIO

Los pagos del programa presentan una modalidad de pago mensual o anual, donde la primera tiene como condición fundamental el pago de las cotizaciones al día por parte del empleador y que estas

---

<sup>1</sup> No pueden postular personas que trabajan en el sector público o empresas que el aporte público sea mayor al 50%.

cumplan con los rangos de ingresos, siendo información utilizada para el cálculo del monto a depositar a la beneficiaria. Por su parte los pagos en la modalidad anual siguen la misma metodología, acumulando los montos mensuales para posteriormente ser pagados en agosto del año siguiente. La tabla 1 presenta los valores de corte para determinar el monto a pagar a la beneficiaria, los cuales cada año se van ajustando por IPC, y que siguen la siguiente estructura de asignación del monto mensual, dado que se paga en modalidad de provisional, siendo un 75% del monto total:

- (1)  $(0,3 * IB_m)/2$  , si  $IB_m \leq TIM_t$   
 (2)  $(0,3 * TIM_t)/2$  , si  $IB_m \geq TIM_t$  y  $IB_m \leq TMM_t$   
 (3)  $(0,3 * TIM_t - 0,3 * (IB_m - TMM_t))/2$  , si  $IB_m \geq TMM_t$  y  $IB_m \leq TSM_t$   
 (4) Sin pago , si  $IB_m \geq TSM_t$

El porcentaje restante es pagado como reliquidación en la fecha del pago anual. Por su parte el monto anual se calcula de la siguiente forma, recibiendo el 100% del subsidio:

- (1)  $0,2 * IB_a$  , si  $IB_a \leq TIA_t$   
 (2)  $0,2 * TIA_t$  , si  $IB_a \geq TIA_t$  y  $IB_a \leq TMA_t$   
 (3)  $0,2 * TIA_t - 0,2 * (IB_a - TMA_t)$  , si  $IB_a \geq TMA_t$  y  $IB_a \leq TSA_t$   
 (4) Sin pago , si  $IB_a \geq TSA_t$

En donde  $IB_m$  es el ingreso bruto mensual y  $IB_a$  anual que depende de la modalidad de pago,  $TIM_t$  es el monto del tramo inferior en el año t para modalidad mensual y  $TIA_t$  en modalidad anual,  $TMM_t$  es el monto del tramo medio en el año t en modalidad mensual y  $TMM_t$  en modalidad anual, y  $TSM_t$  es el monto del tramo superior en el año t modalidad mensual y  $TSA_t$  en modalidad anual.

TABLA 1: TRAMO DE CORTE PARA EL CÁLCULO DEL MONTO A PAGAR DEL PROGRAMA BTM, SEGÚN AÑO.

AÑO	MENSUAL			ANUAL		
	TRAMO INFERIOR	TRAMO MEDIO	TRAMO SUPERIOR	TRAMO INFERIOR	TRAMO MEDIO	TRAMO SUPERIOR
2022	\$237.844	\$297.305	\$535.148	\$2.854.125	\$3.567.657	\$6.421.781
2021	\$222.909	\$278.636	\$501.545	\$2.674.907	\$3.343.633	\$6.018.539
2020	\$216.985	\$271.232	\$488.218	\$2.603.822	\$3.254.778	\$5.858.599
2019	\$211.094	\$263.869	\$474.966	\$2.533.147	\$3.166.435	\$5.699.581
2018	\$205.305	\$256.632	\$461.939	\$2.463.672	\$3.079.590	\$5.543.261
2017	\$201.457	\$251.822	\$453.281	\$2.417.484	\$3.021.864	\$5.439.372
2016	\$195.722	\$244.654	\$440.378	\$2.348.681	\$2.935.852	\$5.284.532
2015	\$188.303	\$235.380	\$423.685	\$2.259.651	\$2.824.564	\$5.084.214

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE.

De lo anterior se puede analizar que a medida que el ingreso bruto mensual o anual se aleje del tramo medio y se acerque al tramo superior del año, menor será el monto del subsidio, el cual alcanza como máximo posible a pagar a una beneficiaria el 15% del tramo medio del año en

cuestión, en el que a modo de ejemplo para el año 2022 asciende a \$35.677 en modalidad pago mensual y \$570.825 en modalidad pago anual.

## 1.2 LITERATURA RELACIONADA

Pese a que el programa BTM existe en Chile desde el año 2012, es baja la cantidad de investigaciones relacionadas. Una posible explicación de este bajo número radica en la dificultad de acceso a los datos, ya que al ser información proveniente de registros administrativos se necesitan convenios para acceder a ellos en un contexto ajeno al servicio público, por ser información de carácter confidencial. A pesar de lo anterior, existe un estudio realizado por Juan Larraín como tesis para optar al grado académico de magister titulado “Bono al Trabajo de la Mujer y su impacto en la ocupación laboral femenina” (Larraín, 2017), el cual aborda la problemática del cambio de criterio<sup>2</sup> de asignación del bono en los años 2012, 2013 y 2014 para medir el efecto del programa sobre la tasa de ocupación laboral femenina, el investigador utiliza la metodología de diferencia en diferencias (DD) para estimar el efecto dada las características de los datos, encontrando que existe un efecto positivo del BTM en la ocupación laboral femenina.

El argumento a favor del uso de la metodología de diferencia en diferencias por sobre la regresión discontinua, es el no acceso a los datos de forma continua del puntaje de focalización para detectar individuos alrededor de los puntajes de cortes del BTM para los años 2013 y 2014, estimando un efecto general en desmedro de mayor causalidad y focalización que entrega la regresión discontinua. Los datos utilizados son los registros administrativos de la base del seguro de cesantía, ficha de protección social y del BTM entre los años 2010 y 2015 (información del BTM solo a partir del 2012) solicitados a través de la ley de transparencia, generando una estructura de panel entre el rut innominado y el mes de devengo, la cual es fundamental en la estimación de un DD. El grupo de tratamiento fue conformado por individuos que presentan puntaje para ser elegibles en el BTM, y el de control conformado con individuos que no son elegibles para el tratamiento a enero de cada año. Dentro de los testeos para la validación de la metodología del DD utilizan las tendencias paralelas, el cual comprende que, al no existir el tratamiento, el comportamiento de los grupos de control y tratamiento deben ser similares.

Los resultados del estudio apuntan que el BTM aumenta en 0,76 puntos porcentuales promedio la ocupación laboral femenina de las mujeres elegibles, que se traduce en un impacto de 1,5% promedio en la tasa de ocupación.

---

<sup>2</sup> En el inicio del bono en 2012, la población elegible correspondía a quienes tuvieran un puntaje de focalización menor o igual a un umbral de 98, equivalente al 30% de las mujeres más vulnerable de la población, en el tramo atareo previamente mencionado. En Enero de 2014, la población elegible se amplió al 35% más vulnerable, con un puntaje de corte de 104 puntos, y finalmente en Enero de 2015 se estableció 113 puntos como el puntaje de corte, correspondiente al 40% más vulnerable de la población.

## 2. DATA UTILIZADA

Se utilizaron tres bases de datos para el desarrollo de esta evaluación. La primera, la base que contiene los *registros administrativos del Seguro de Cesantía (BSC)*, acotando la información al periodo comprendido entre enero del año 2010 y mayo del año 2022, de la cual se ocupó el campo de cotizaciones<sup>3</sup>. La segunda, la *base del Registro Social de Hogares (RSH)*, actualizada a enero del año 2017<sup>4</sup>, para la extracción de características fijas en el tiempo de los potenciales controles y tratados, buscando que esta información quede fuera del periodo de tratamiento. Por último, *las bases de datos de SENCE*, con los registros administrativos del BTM desde 2012 hasta 2021.

Todos los registros se trabajaron de forma innominada y considerando un registro único para cada individuo, generando un panel de datos entre identificador y periodo. Las variables relevantes para el estudio son las fechas de inicio del subsidio entre 2012 y 2014 (inicio beneficio), y la fecha en que la beneficiada cumple 48 periodos en el subsidio (fin del beneficio), las cuales se modifican para generar una variable estandarizada en unidades mensuales, en donde se cuentan los periodos previos y posteriores, sin considerar lo ocurrido durante la existencia del beneficio, considerándolo como periodo cero.

### 2.1 VARIABLES DE RESULTADO

Considerando el objetivo del programa, se proponen variables de resultados que midan la *probabilidad de obtener empleo formal* en los meses posteriores al término del beneficio, y como medida de calidad del empleo obtenido, se analiza la *renta bruta mensual estandarizada a la UF* del periodo<sup>5</sup> en niveles posterior al beneficio.

TABLA 2: VARIABLES DE INTERÉS DEL ESTUDIO

	VARIABLES	FUENTE
RESULTADO	Cotización formal en el periodo	Seguro de Cesantía
	Renta bruta mensual en UF	

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSCBSC y RSH.

### 2.2 COVARIABLES

Considerando la información disponible, dentro de la gama de variables existentes en el RSH, registros administrativos y BSC, se seleccionaron las que abarcan características sociodemográficas y laborales de la beneficiada, como se presenta en la tabla 3, la cual resume esta selección.

<sup>3</sup> Las cotizaciones no son únicas para cada RUT y mes de devengo, por lo que se suman todas las rentas en el periodo, dejando un monto único por RUT y mes de devengo, eliminando los registros que presentan renta 0.

<sup>4</sup> No existe información previa del Registro Social de Hogares.

<sup>5</sup> Se considera el valor de la Unidad de Fomento (UF) al día de cierre de cada mes para estandarizar los salarios.

**TABLA 3: COVARIABLES RELEVANTES**

	VARIABLES	FUENTE
<b>CONTROL</b>	Edad	Registro Social de Hogares (RSH), Seguro de Cesantía, RR.AA SENCE
	Comuna	
	Parentesco	
	Nivel educacional	
	Clasificación Socioeconómica	
	Pueblo originario	
	Urbano o rural	
	Asistencia a recinto educacional	
	Nacionalidad Chilena	
	Familiar con algún tipo de invalidez	
	Cantidad de cotizaciones en los 18 periodos previos al beneficio	
	Dummy de presencia de cotización en el tercer mes anterior al inicio del programa.	
	Dummy de presencia de cotización en el segundo mes anterior al inicio del programa.	
	Dummy de presencia de cotización en el primer mes anterior al inicio del programa.	

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSC y RSH.

Es relevante destacar que existen variables adicionales en las BBDD, las cuales no fueron consideradas dada la baja precisión en su contenido, seleccionando solo la información sociodemográfica. Por su parte la BSC contiene información sobre el empleador de la persona cotizante pero poca e imprecisa respecto de la caracterización de esta, por lo que la combinación de ambas fuentes genera una gamma aceptable de información para la generación de perfiles.

Dada la data existente, solo se puede observar el comportamiento de las personas beneficiadas bajo una mirada de la situación del trabajo formal dependiente, dejando fuera lo que podría estar sucediendo con las beneficiadas en el campo del trabajo independiente formal e informal y el mundo del emprendimiento, por lo tanto, las posteriores conclusiones encontradas solo pueden ser utilizadas para explicar este contexto y no pueden ser generalizadas al mercado laboral.

### 3. METODOLOGÍA

Una evaluación de impacto debe identificar *si existen o no relaciones de causa-efecto* entre el programa y los resultados obtenidos y esperados, ya que pueden existir otros factores que ocurren durante el periodo de intervención del programa, que están correlacionados con los resultados y que no han sido causados por el programa.

Un elemento importante en la evaluación de impacto es la construcción, a través de métodos estadísticos, de un *escenario contrafactual para el programa*, es decir, construir una situación hipotética en la cual hubiesen estado las beneficiadas en caso de que el programa no se hubiese implementado. A través de la comparación de la realidad con esta situación contrafactual, se intenta aislar, a través de técnicas estadísticas, la influencia de estos factores externos agregados que inciden en los resultados. A partir de esta construcción es factible evaluar si efectivamente existen relaciones de causa efecto entre el programa y los resultados, procediendo a una cuantificación de los beneficios.

#### 3.1 SUPUESTO DE IDENTIFICACIÓN: SELECCIÓN EN OBSERVABLES

Dada la naturaleza del programa y el tipo de intervención que se realiza, esta *evaluación es de tipo no experimental*, siendo la metodología adecuada a las características del programa y la información disponible de diseños basados en Selección en Observables.

Supongamos que tenemos un grupo de  $N$  individuos (personas, empresas u hogares) las que indexamos por  $i \in \{1, 2, \dots, N\}$ . Para cada  $i$ , denotemos por  $W_i$  el indicador de participación (persona beneficiaria, tratada) en el programa SENCE, con  $W_i = 1$  si el individuo  $i$  participa (es tratada) y  $W_i = 0$  si el individuo  $i$  no participa (si es control). Denotemos por  $Y_i$  la variable de resultado sobre la cual nos interesa evaluar el impacto del programa, de modo que  $Y_i = W_i Y_i(1) + (1 - W_i) Y_i(0)$ , donde  $Y_i(1)$  e  $Y_i(0)$  son las variables de resultado potenciales, es decir, aquella bajo *participación* y *no participación* en el programa, respectivamente (Rubin, 1978).

En este contexto, el efecto causal del programa para el individuo  $i$  está dado por  $Y_i(1) - Y_i(0)$ . Sin embargo, esta cantidad no se puede calcular debido a que no observamos ambas variables de resultado potenciales para cada individuo. Dado esto, lo mejor a lo que podemos optar es concentrarnos en efectos del tratamiento promedio, es decir,

$$ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)] \quad \text{y} \quad ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) | W_i = 1],$$

donde<sup>6</sup> el *ATE* es el impacto del programa promedio para todos los individuos (*average treatment effect*), mientras que el *ATT* es el impacto del programa promedio para el grupo de individuos que participaron en el programa (*average treatment effect on the treated*).

Para el individuo  $i$ , denotemos  $X_i$  como un vector de características de pre participación en el programa. En la literatura de inferencia causal (Imbens & Rubin, 2015), a los atributos considerados en  $X_i$  comúnmente se les denomina *covariables*, y estas juegan un rol fundamental en la identificación del *ATE* y del *ATT* en el contexto de selección en observables. Específicamente, consideremos los siguientes supuestos:

**Supuesto 1.** Para cada individuo  $i$ ,  $\{Y_i(1), Y_i(0)\} \perp W_i \mid X_i$

**Supuesto 2.** Para cada individuo  $i$ ,  $0 < Pr(W_i = 1 \mid X_i) < 1$ .

El supuesto 1 se conoce como *unconfoundedness* y dice que condicional en las covariables (variables pre participación en el programa), la participación en el programa es independiente de los resultados potenciales. El Supuesto 2 se conoce como *soporte común*, o positividad, y plantea que, condicional en las covariables, la probabilidad de participar en el programa está entre cero y uno, estrictamente.

Bajo los supuestos 1 y 2, se dice que nos encontramos evaluando un programa con selección en observables (Imbens & Rubin, 2015) o *ignorabilidad* fuerte (Imbens & Rubin, 2015; Rosenbaum, 2002). Naturalmente, la plausibilidad de estos supuestos depende de las especificidades del programa bajo análisis (de cómo se asignaron o seleccionaron los participantes del programa) y, en particular, de la cantidad y calidad de información que contiene  $X_i$ . En la práctica, existen procedimientos para testear implicancias de estos supuestos que nos permiten argumentar convincentemente si la selección en observables es una estrategia de identificación válida.

Bajo los supuestos 1 y 2 es posible identificar el *ATE* y el *ATT* de la siguiente manera:

$$ATE = E[Y_i(1) - Y_i(0)] = E\{E[Y_i \mid W_i = 1, X_i] - E[Y_i \mid W_i = 0, X_i]\},$$

$$ATT = E[Y_i(1) - Y_i(0) \mid W_i = 1] = E\{E[Y_i \mid W_i = 1, X_i] - E[Y_i \mid W_i = 0, X_i] \mid W_i = 1\}.$$

Notar que bajo el supuesto 1, cualquier otra variable medida pre tratamiento (pre participación en el programa) deberían estar balanceada entre tratados y controles, dadas las covariables  $X$ . Típicamente, la variable de resultado *rezagada* o previa a la participación del programa (si está disponible en los datos) se usa para este fin en la práctica. Entonces, el Supuesto 1 implica que, una vez que ajustamos por  $X$ , el efecto del tratamiento sobre la variable de respuesta rezagada es cero, lo que se puede comprobar fácilmente en la práctica (Imbens et al., 2001; Imbens & Rubin, 2015) y, por tanto, determinar la plausibilidad del Supuesto 1.

<sup>6</sup>  $E[\cdot]$  es el operador esperanza (o valor esperado).

Independiente de lo expuesto, la desventaja presente en esta metodología, y en cualquier metodología aplicada a evaluaciones no experimentales, radica en el hecho que, al no tratarse de un experimento aleatorizado, siempre podría haber dudas sobre si los resultados encontrados son del todo robustos, y si ellos pueden interpretarse como efectos causales.

Por su parte, una desventaja de los métodos basados en selección en observables es que el supuesto de *unconfoundedness* es fuerte, porque solo nos asegura comparar individuos tratados y controles que están balanceados en sus características observables, asumiendo que las características no observadas también lo están. Naturalmente, la idoneidad de este supuesto depende de las especificidades del programa SENCE bajo análisis, y en caso de que este supuesto sea razonable de asumir, su plausibilidad será mayor mientras mejor es la calidad y cantidad de covariables disponibles. De todas maneras, en este marco existen trabajos (Rosenbaum, 2002) que proponen procedimientos para realizar análisis de sensibilidad en el sentido de evaluar la robustez de los resultados a la presencia de variables no observadas que no están balanceadas entre tratados y controles, y que podrían sesgar los resultados.

Notar que una ventaja de los métodos basados en el supuesto de selección en observables es que permiten identificar y estimar el efecto del tratamiento promedio para toda la población, así como también para toda la población tratada. Es decir, si bien los supuestos de identificación son más fuertes, el efecto causal que se puede obtener en este marco es más general, logrando incluir en el análisis a la población objetivo del programa bajo análisis.

### 3.2 ESTRATEGIA EMPÍRICA

Un tema clave en la evaluación del impacto del programa es la definición de la intervención, la que en este caso en particular alude a la percepción de pagos monetarios mensuales. En el marco de selección en observables, lo adecuado sería asumir que, condicional en las covariables, inscribirse o ingresar al subsidio es independiente de los resultados potenciales. En base a lo anterior, existen múltiples técnicas paramétricas y no paramétricas, de las cuales, bajo el contexto de la investigación, se acopla de mejor manera el *propensity score* (Rosenbaum & Rubin, 1983; Abadie & Imbens, 2016), concretamente, matching en el valor  $\Pr(W_i = 1 | X_i)$ , siendo relevante definir el ponderador de comparabilidad entre las observaciones tratadas y de control, que para este caso particular, se opta el del vecino más cercano que se determina en base a la cercanía en *propensity score* en vez de distancias entre vectores de covariables. Luego se genera una submuestra pareada entre los tratados y controles (gente disponible en el registro social de hogares) mediante la estimación del *propensity score* representado mediante la siguiente ecuación:

$$(1) \Pr(W_i = 1 | X) = \frac{e^{\beta'X}}{1+e^{\beta'X}} = \Phi(\beta'X)$$



donde  $W_i$  es la variable de interés, que en este caso particular es la existencia de cotización en el mes de devengo,  $X$  es el vector de covariables observables seleccionadas<sup>7</sup> para el emparejamiento, representadas en la tabla 3, y  $\beta$  el vector de parámetros a estimar.

Notar que la ecuación (1) presenta una forma funcional no lineal del estilo logística, la cual se puede estimar mediante MCO o máxima verosimilitud. Lo primordial de este procedimiento es calcular el *propensity score*<sup>8</sup> para cada tratado y control, para luego encontrar el vecino más cercano para cada tratado entre todos los controles. Es importante destacar que este procedimiento se realiza con remplazo de controles, es decir, que cuando el tratado encuentra su pareja ideal, este control puede volver a ser utilizado por otro tratado y repetirse como control. De esta forma se puede generar una submuestra de emparejados balanceada y simétrica generando un identificador único para cada pareja independiente de la duplicidad de control.

Así, basado en la submuestra emparejada, se ajustan modelos lineales para estimar el efecto (en ingreso y empleo) de finalizar el beneficio mediante una ecuación que estime la relación entre ser una beneficiada y la variable de resultado (ingreso o empleo), ecuación denominada por la forma funcional expresada en (2), la cual estimara el impacto del programa en base a la clásica forma funcional del método de diferencia en diferencias, en consecuencia, denotando la variable de resultado por  $Y$  la ecuación se puede expresar como:

$$(2) Y = \beta_0 + \beta_1 W + \beta_2 T + \beta_3 W * T + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_i + \mu$$

En donde  $W$  es una variable dicotómica que toma valor 1 para las personas beneficiadas o tratadas por el programa,  $T$  una variable dicotómica que indica con valor 1 si el periodo es posterior al subsidio y  $X_i$  la cantidad de covariables utilizadas para la estimación.

Por último, es importante destacar que el emparejamiento se realiza condicionando por fecha de inicio en el programa, que alude a la fecha de solicitud, a nivel de mes y año, con el fin de ajustar y encontrar controles bajo el mismo contexto temporal de su trayectoria laboral previa y posterior, además de buscar que exista igualdad en la edad con la que inician el subsidio entre personas tratadas y controladas, independientemente de la existencia del control del tiempo en la estructura de diferencia en diferencias.

<sup>7</sup> Las variables utilizadas fueron seleccionadas de un set mayor de variables, dejando las que cumplían con el criterio de significancia estadística y un alto Pseudo R cuadrado.

<sup>8</sup> El cálculo es la predicción del modelo estimado de regresión logística, que es una probabilidad esperada condicionada.

#### 4. RESULTADOS

Los resultados de los modelos econométricos se presentarán separados según variable de interés considerando la estructura del apartado metodológico para estos, los cuales identifican efectos posteriores al programa con un rango de 24 periodos<sup>9</sup>, los cuales se acotarán en 6, 12, 18 y 24 meses post beneficio, con el fin de identificar posibles efectos de corto, mediano o largo plazo para la probabilidad de tener una cotización formal en el periodo y sobre la renta mensual en UF. Es importante destacar que para el análisis de renta se utilizan los no cotizantes imputando renta 0, para así determinar el efecto promedio en la renta proveniente de pasar de no cotizar a cotizar, además de que el modelo utilizado es una regresión lineal simple con la estructura de diferencia en diferencias.

Dada la estructura de los modelos de diferencia en diferencias, la estimación del impacto en la probabilidad de cotizar no puede ser realizada con una estructura no lineal, ya que generaría problemas en el cálculo del error estándar. Por este motivo se opta por estimar el parámetro bajo la estructura de un modelo de probabilidad lineal (MPL), el cual simplifica el cálculo del error estándar de los parámetros estimados, asegurando una correcta estimación, pero asumiendo el problema de la magnitud del impacto, ya que el MPL no asegura que los estimadores estén en un rango de -1 y 1, como si lo asegura un modelo no lineal de probabilidad.

La tabla 4 presenta la cantidad de registros utilizados para el análisis en comparación con el universo disponible, notando que más de la mitad de la totalidad de personas beneficiadas del programa pudo encontrar una pareja dentro del universo del grupo de control gracias a la metodología implementada.

**TABLA 4: RESULTADOS EMPAREJAMIENTO.<sup>10</sup>**

ESTADO	GRUPO	EMPAREJADOS	UNIVERSO
Tratamiento	Beneficiadas	96.808	143.185
Control	Registro Social Hogares	96.808	3.116.212

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSC y RSH.

Es relevante destacar que la interpretación de los resultados, bajo la metodología empleada, puede ser considerada como una causalidad del programa para los trabajadores formales dependientes, por lo tanto, las estimaciones pueden ser interpretadas de la siguiente manera: ***ser beneficiaria del programa tiene un efecto (o un impacto) promedio sobre la probabilidad de estar empleado o sobre el ingreso laboral del trabajo formal dependiente.***

<sup>9</sup> La información existente para las observaciones analizadas presenta 18 periodos previos con información completa para cada observación de tratado y control.

<sup>10</sup> El 71% de las tratadas están emparejadas con un control único e irrepitable, el resto presenta al menos un control repetido, siendo 94 el máximo de veces que un control se repite entre tratados, lo que genera mayor cantidad de fuentes de información comparativa, minimizando el sesgo de selección.

Antes de iniciar con el análisis de los impactos estimados, es necesario mirar un fenómeno particular existente en el periodo de tratamiento del programa, en específico a los extensos periodos de tratamiento que experimentan las personas beneficiadas. Como el indicador del tratamiento alude a pagos efectivos mayores a cero recibidos por la beneficiada, no necesariamente durante todo el tratamiento va a presentar pagos efectivos, sino más bien intermitencia, lo cual genera una problemática difícil de solucionar, independientemente de que el emparejamiento se condicione por fecha de inicio, por lo tanto, es necesario estimar los impactos del programa por algún indicador que trate de homologar el tratamiento de las beneficiadas.

La tabla número 5 presenta las personas beneficiadas según la cantidad de pagos efectivos promedio que recibe una beneficiada, la cantidad de pagos teóricos (cuantos pagos recibiría si es que durante todos esos periodos hubiera cumplido con las condiciones del beneficio), y después una separación en cuartos de la proporción entre los pagos efectivos y teóricos. La proporción de pagos efectivos, dada su construcción, se puede considerar como un indicador estándar de permanencia en el mercado laboral formal durante el periodo en que puede recibir el subsidio, ya que los casos que no cumplen la condición de pago por rentas altas son muy bajos, predominando la volatilidad en la cotización formal.

Los valores presentes en la tabla número 5 indican que la cantidad de pagos efectivos tiende a ser la mitad de los pagos teóricos, apreciándose en el promedio de pagos efectivos como en la distribución de beneficiadas según proporción de pagos efectivos, ayudando en la agrupación de beneficiadas con semejanza en la permanencia en el beneficio, con el fin de descomponer el efecto del programa con una medida estándar.

**TABLA 5: DESCRIPCIÓN DE PAGOS EFECTIVOS.**

GRUPO	PROMEDIO PAGOS EFECTIVOS	PROMEDIO PAGOS TEORICOS	PROPORCIÓN DE PAGOS EFECTIVOS				TOTAL
			ENTRE 0% Y 25%	ENTRE 25% Y 50%	ENTRE 50% Y 75%	ENTRE 75% Y 100%	
<b>TOTAL</b>	24	48	27.378	23.299	21.805	24.326	96.808
<b>PROPORCIÓN</b>	50%	100%	28%	24%	23%	25%	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSC y RSH.

Los resultados del modelo son presentados en la tabla 6, en donde cada estimación contempla las variables de control<sup>11</sup> y el parámetro de interés<sup>12</sup> del DD (beta de la diferencia en diferencias, que en apartado metodológico se indicó como  $\beta_3$ ) que cuantifica el cambio o efecto promedio en puntos porcentuales entre la probabilidad de cotización formal de un tratado sobre un control y la diferencia en UF de las rentas promedio mensual entre un tratado versus un control.

<sup>11</sup> No se visualizan para no perder el enfoque del análisis.

<sup>12</sup> Se presenta la significancia estadística de los parámetros de la siguiente forma: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1.

Como se aprecia en la tabla 6, se ven efectos positivos y significativos en la probabilidad de estar cotizando formalmente para los cuatro periodos analizados con una tendencia decreciente de estas magnitudes, con un promedio temporal de alrededor de los 4,6 puntos porcentuales (p.p), iniciando al sexto mes post beneficio con un impacto de 5,7 p.p y decrecer continuamente a 4,7 p.p al duodécimo mes, a 4,1 p.p al decimoctavo mes y a 3,8 p.p al vigesimocuarto mes. Lo anterior representa el impacto general del programa sobre sus beneficiadas, pero adicionalmente se presenta la desagregación por la proporción de pagos efectivos con el fin de evidenciar la heterogeneidad de las tratadas y tratar de ver efectos focalizados por grupos que cumplen ciertas características.

Al mirar los impactos de las tratadas con una proporción de pagos efectivos menor a 50%, independientemente del periodo analizado posterior al término del beneficio, no se aprecian efectos positivos del programa, de hecho, la mayoría de las estimaciones del impacto son negativas y significativas, por su parte las estimaciones positivas, no son estadísticamente distintas de cero, evidenciando que para este grupo el programa no estaría cumpliendo su objetivo. En cambio, bajo el contexto de proporciones de pagos mayores a 50% se evidencian impactos positivos, pero estos presentan una relación inversa respecto al plazo posterior evaluado, ya que independiente del periodo posterior analizado, el impacto disminuye en magnitud a mayor plazo. Adicionalmente se evidencia que el impacto aumenta en magnitud mientras más continuas sean sus cotizaciones formales durante la vigencia del subsidio. Lo anterior se refleja en que los impactos para cada periodo posterior analizado son sistemáticamente mayores al ser comparados con el grupo de proporción de pagos siguiente, ejemplificando, en el sexto mes posterior al beneficio para el grupo con proporción de pagos entre 50% y 75%, el impacto es de 13,8 p.p, para el mismo periodo, pero con proporción entre 75% y 100% es de 23,4 p.p, fenómeno que se repite para cada periodo post beneficio.

Continuando el análisis, los impactos en renta mensual son todos altamente significativos, positivos y decrecientes, siendo para el sexto mes post beneficio un efecto positivo en el ingreso laboral del trabajador formal beneficiado de 1,52 UF<sup>13</sup> o \$40.706 en promedio, efecto que decrece sostenidamente a 1,3 UF o \$34.787 en el duodécimo mes, a 1,2 UF o \$32.190 al decimoctavo mes, y a 1,16 UF o \$31.225 al vigesimocuarto mes. Por su parte al analizar los impactos segregados por proporción de pagos efectivos del subsidio, se aprecia que todos los impactos altamente significativos son positivos, evidenciando que independientemente de la proporción de pagos efectivos, el efecto del subsidio sobre la renta del beneficiario existe, variando solo en la magnitud que es determinada por la proporción de pagos del subsidio, la cual presenta una relación directa con la magnitud. Gráficamente, en el sexto periodo post beneficio para el grupo entre 0% y 25% el impacto pasa de 0,4 UF a 1,05 UF, 2,3 UF y 2,48 UF a medida que aumenta la proporción hasta el grupo de 75% y 100% respectivamente.

---

<sup>13</sup> Se ocupa valor de UF al cierre de diciembre del 2017, que es de \$26.780.

**TABLA 6: RESULTADOS PARÁMETRO DD PARA LA PROBABILIDAD DE COTIZACIÓN.**

PERIODOS	VARIABLE DE INTERÉS	TOTAL	ENTRE 0% Y 25%	ENTRE 25% Y 50%	ENTRE 50% Y 75%	ENTRE 75% Y 100%
AL SEXTO MES	PROBABILIDAD DE COTIZACIÓN FORMAL	0.0573***	-0.119***	0.00509	0.138***	0.234***
AL DUODÉCIMO MES		0.0471***	-0.114***	-0.000663	0.116***	0.213***
AL DECIMOCTAVO MES		0.0410***	-0.103***	-0.00388	0.104***	0.191***
AL VIGESIMOCUARTO MES		0.0383***	-0.0987***	-0.00418	0.0964***	0.181***
AL SEXTO MES	CAMBIO EN RENTA UF MENSUALIZADO	1.520***	0.434***	1.051***	2.307***	2.485***
AL DUODÉCIMO MES		1.299***	0.189*	0.849***	1.977***	2.371***
AL DECIMOCTAVO MES		1.202***	0.177	0.813***	1.827***	2.166***
AL VIGESIMOCUARTO MES		1.166***	0.0981	0.735***	1.716***	2.286***

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSC y RSH.

Como se mencionó previamente, la magnitud de los impactos, en el general, son significativos y positivos con similitud en la tendencia a largo plazo, evidenciando decrecimientos en el tiempo para ambas variables de interés, dejando evidencia estadística de que ambos programas sí generan un impacto en sus participantes, pero no se puede argumentar a favor de si este impacto es relevante en el contexto del mercado laboral, por lo que es sumamente pertinente concretizar estos valores, ser interpretados y comparados en el ámbito económico nacional.

La tabla 7 presenta el promedio de las variables de interés por grupo de estudio según los periodos analizados, con el fin de comparar la magnitud del impacto promedio con la descripción de los datos, buscando relativizar y concretar el impacto del programa para que este pueda ser comparable con indicadores económicos o resultados de otros estudios similares. En base a lo anterior, se destaca la diferencia del promedio de las rentas en UF en el primer mes previo al inicio del subsidio para ambos grupos, siendo de 9,21 UF o \$246.727 para las tratadas y de 10,16 UF o \$272.132 para los controles, y como, posterior a la intervención, las rentas promedio de ambos grupos se diferencian, siendo sistemáticamente mayor el promedio de renta para los tratados por sobre los controles, con una diferencia absoluta de 0,3 UF en promedio. Similar situación se ve en la proporción de cotizantes<sup>14</sup>, siendo este indicador un proxy de la probabilidad de estar cotizando para una trabajadora, donde para el mes previo al inicio del programa tanto las tratadas como los controles presentan una proporción promedio de cotizantes de 82,3%, pero no se aprecia una diferencia sustancial entre tratados y controles post intervención, destacándose el hecho de que el promedio de la proporción de cotizantes disminuye casi en 23 p.p. post intervención, manteniéndose que sistemáticamente el promedio de proporción de cotizantes es mayor para las tratadas presentando una tendencia decreciente sostenida en el largo plazo.

<sup>14</sup> Se refiere a la cantidad total de cotizantes efectivos en el mes sobre la cantidad total de personas del universo de tratados o controles respectivamente.

**TABLA 7: PROMEDIOS VARIABLES DE INTERÉS SEGÚN PERIODO DE ANÁLISIS.**

PERIODOS	RENDA UF TRATADOS	RENDA UF CONTROLES	PROPORCIÓN COTIZANTES TRATADOS	PROPORCIÓN COTIZANTES CONTROLES	PROPORCIÓN DEL IMPACTO EN RENTA SOBRE EL PROMEDIO TRATADOS	PROPORCIÓN DEL IMPACTO EN RENTA SOBRE EL PROMEDIO CONTROLES	PROPORCIÓN DEL IMPACTO EN PROBABILIDAD SOBRE EL PROMEDIO TRATADOS	PROPORCIÓN DEL IMPACTO EN PROBABILIDAD SOBRE EL PROMEDIO CONTROLES
AL MES PREVIO	9,21	10,16	82,28%	82,28%				
AL SEXTO MES	10,02	9,46	61,83%	56,63%	15,17%	16,07%	9,22%	10,07%
AL DUODÉCIMO MES	9,84	9,50	59,95%	55,77%	13,21%	13,68%	7,84%	8,43%
AL DECIMOCTAVO MES	9,99	9,75	58,87%	55,30%	12,03%	12,33%	6,96%	7,41%
AL VIGESIMOCUARTO MES	9,74	9,54	56,59%	53,29%	11,97%	12,23%	6,72%	7,13%

Fuente: Elaboración propia a partir de base de datos SENCE, BSC y RSH.

Es gracias a la información anterior que se puede determinar el impacto del programa como porcentaje del promedio de la variable de respuesta para el grupo de control, es decir, si consideramos el efecto promedio estimado del programa para el sexto mes post beneficio, que es un aumento en el ingreso formal dependiente de \$40.706 y el promedio de la variable ingreso formal dependiente para el grupo de control, que es de \$253.261, entonces el impacto del programa se puede entender como un aumento de 16,1% en ingresos como porcentaje del ingreso promedio del grupo de control. Este ejercicio se puede replicar para todos los periodos post beneficio, encontrando que para el duodécimo mes post beneficio se aprecia un crecimiento en renta para los tratados en comparación al grupo de control de un 13,7%, luego para el decimoctavo mes es de 12,3% y finalmente para el vigesimocuarto mes es de 12,2%. Siguiendo bajo esta lógica, el impacto promedio aproximado en la renta para las tratadas comparado con el promedio de renta de los controles es cercano a un 13,6% en comparativa. Esta misma lógica se puede replicar para el impacto en la probabilidad de cotizar, encontrando un aumento en la probabilidad de cotizar respecto al promedio de la proporción de cotizantes del grupo de 10,1% a favor de los tratados para el sexto mes post beneficio, luego para el duodécimo mes post beneficio se aprecia un aumento de 8,4%, para el decimoctavo mes este aumento es de un 7,4% y finalmente para el vigesimocuarto mes este aumento es de 7,1%, por lo que el impacto promedio aproximado en la probabilidad de estar cotizando para los tratados en comparación al promedio de la proporción de cotizantes del grupo de control es cercano a un 8,3% en comparativa.

De todas formas, en la totalidad de los periodos post beneficio el promedio de la renta formal de las personas tratadas es superior a la de los controles, y de la misma forma ocurre con la proporción de cotizantes pero con distinta intensidad, destacando que la comparativa del impacto en renta es superior a la de la probabilidad de cotizar al relativizarlos por el promedio respectivo de los grupos de controles, siendo 13,6% para la renta y de 8,3% para la probabilidad de cotizar, generando una perspectiva diferente del impacto del programa sobre sus tratadas, la cual tiende a corroborar que el programa genera mayor impacto sobre aumentos de ingresos que en la probabilidad de cotizar formalmente, argumentando a la idea de que el programa estaría aumentando la productividad de la beneficiada, pero al mismo tiempo generando motivación en la búsqueda y adquisición de empleo formal dada la existencia del programa.

## 5. CONCLUSIONES

El presente estudio busca validar que el propósito del programa Bono al Trabajo de la Mujer se esté cumpliendo, para esto se modelaron las variables de probabilidad de que una persona beneficiada presente una cotización formal en un mes, y el cambio o diferencia entre la renta bruta mensual en UF de una beneficiada respecto a un símil sin beneficio, identificando un corte en el tiempo para determinar efectos posteriores al beneficio. Lo anterior resulta en que el BTM presenta resultados positivos tanto para la probabilidad de cotización de forma mensual, como en la renta bruta en UF mensual, para el mediano y largo plazo, con un comportamiento que converge alrededor de los 4,6 puntos porcentuales para la probabilidad de cotizar y de 1,3 UF en la renta.

En específico, se puede inferir que el programa genera beneficios para sus participantes, impactando similarmente en la probabilidad de cotización formal y en el aumento salarial, estimando un promedio simple del impacto en el tiempo para la probabilidad de cotización formal de un aumento en 4,6 puntos porcentuales para los tratados sobre sus controles, es decir, ***dada la existencia del subsidio una beneficiada aumenta casi en un 5,6% su probabilidad de cotizar formalmente gracias al programa***, mientras que para la renta este aumento es de 1,3 UF adicional para una tratada en contraste a sus controles, el cual comparado con el promedio de renta de un tratado previo al inicio del programa, ***una beneficiada estaría aumentando en casi un 14% sus ingresos laborales formales y dependientes, gracias a la existencia del programa***. Lo anterior solo confirma el hecho de que el subsidio presenta un mayor impacto en las rentas de sus beneficiadas que en la probabilidad de estar cotizando, sin olvidar que en ambos aspectos el subsidio está generando impactos positivos y significativos estadísticamente.

De todas formas, este programa está conformado por un grupo que presenta diversidad en la cantidad de pagos efectivos del subsidio, fenómeno que descompone el impacto del programa sobre las variables analizadas, es decir, para la renta los resultados de impacto por proporción de pagos efectivos durante el subsidio, independientemente de los subgrupos, el impacto en renta es positivo y significativo de forma transversal. Por otra parte, se aprecia con claridad que, si existe una proporción de pagos menor al 50%, los impactos en la probabilidad de cotizar para los beneficiarios no serán positivos, no así para los que presentan un 50% superior, en donde se evidencian efectos positivos y significativos en el largo plazo.

## REFERENCIAS

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2016). Matching on the Estimated Propensity Score. *Econometrica*, 84(2), 781-807. <https://doi.org/10.3982/ECTA11293>
- Imbens, G. W., & Rubin, D. B. (2015). *Causal inference in statistics, social, and biomedical sciences*. Cambridge University Press.
- Imbens, G. W., Rubin, D. B., & Sacerdote, B. I. (2001). Estimating the Effect of Unearned Income on Labor Earnings, Savings, and Consumption: Evidence from a Survey of Lottery Players. *American Economic Review*, 91(4), 778-794. <https://doi.org/10.1257/aer.91.4.778>
- Larraín, J. R. (2017). *Bono al Trabajo de la Mujer y su impacto en la ocupación laboral femenina*. 42.
- Rosenbaum, P. R. (2002). Overt bias in observational studies. En *Observational studies* (pp. 71-104). Springer.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rubin, D. B. (1978). Bayesian inference for causal effects: The role of randomization. *The Annals of statistics*, 34-58.