

# ¿Afecta el bienestar subjetivo de las personas la decisión de participar en el mercado laboral?

Rodrigo Montero y Diego Vásquez

Recibido: 16/03/2023  
Aceptado: 06/11/2023

## Resumen

En este artículo se evalúa el efecto de la participación en el mercado de trabajo sobre la satisfacción con la vida. Para reflejar la posible endogeneidad en la decisión de participar, se implementó una estimación de mínimos cuadrados en dos etapas. En primer lugar, se utiliza un instrumento excluido que afecta la decisión de participar y se rechaza la existencia de un instrumento débil. Para reflejar la naturaleza ordinal de la variable dependiente, se estimó un modelo *probit* ordenado con una variable explicativa endógena binaria. Así se estiman simultáneamente todos los parámetros del modelo. Los resultados, que indican en forma robusta la presencia de endogeneidad en la decisión de participar, muestran que la participación no tiene incidencia en el nivel de satisfacción con la vida. En lo referido al resto de las variables explicativas incluidas en el modelo, los resultados son consistentes con los datos empíricos previos.

---

## Palabras clave

Empleo, mercado de trabajo, mano de obra, calidad de la vida, medición, encuestas sociales, modelos econométricos, Chile

## Clasificación JEL

I31, I39, J39

## Autores

Rodrigo Montero pertenece al Grupo de Investigación de Estudios Organizacionales Sostenibles, Universidad Autónoma de Chile. Correo electrónico: rodrigo.montero@uautonoma.cl.

Diego Vásquez es Profesor en el Centro de Investigación Urbana para el Desarrollo (CIUDHAD) de la Facultad de Economía y Negocios de la Universidad Andrés Bello (Chile). Correo electrónico: diego.vasquez@unab.cl.

## I. Introducción

En años recientes, han surgido datos interesantes con respecto al bienestar subjetivo en Chile. Esto se debe a la inclusión de preguntas sobre esta cuestión en distintas encuestas y al creciente interés de los investigadores sobre el tema (Loewe y otros, 2014; Montero y Rau, 2015; Montero y Vásquez, 2015; Montero y Rau, 2016; Montero y Miranda, 2020; Montero, Vargas y Vásquez, 2021). Se han formulado diversas hipótesis a propósito del origen de los estallidos sociales de 2019, y se ha señalado que el creciente descontento popular con las condiciones de desarrollo del país podría ser una de las explicaciones (Rojas y Charles-Leija, 2022). Esto ha generado un creciente interés en las diversas herramientas para aproximar el nivel de bienestar de la población, a fin de complementar los indicadores objetivos tradicionales referidos al desarrollo (MDSF, 2021).

En este sentido, Chile reviste interés como caso de análisis, ya que su notable desarrollo durante los últimos 30 años ha permitido reducir considerablemente las tasas de pobreza (MDSF/PNUD, 2020). Sin embargo, pese al veloz crecimiento económico, el acceso a bienes y servicios de calidad no ha sido enteramente homogéneo, y la persistente desigualdad —que se observa en varias esferas— se ha traducido en un creciente descontento entre la población. Por ello, es importante llevar a cabo un análisis más detallado para determinar a qué factores obedece el bienestar subjetivo, a fin de generar datos empíricos que complementen el diseño, el seguimiento y la evaluación de las políticas públicas.

Este artículo se basa en la Encuesta de Bienestar Social, una consulta de opinión sumamente innovadora realizada en 2021 con el objetivo de entender qué factores determinan el bienestar subjetivo. El principal objetivo es estimar cómo incide la participación en el mercado de trabajo en la satisfacción con la vida. En principio, cabría esperar un efecto positivo, en el sentido de que el ingreso al mercado laboral permite a las personas potenciar su desarrollo personal y mejorar sus perspectivas de futuro, todo lo cual debería reflejarse en un mayor nivel de satisfacción con la vida. A la inversa, las personas que no participan en el mercado de trabajo enfrentarían mayores limitaciones, lo que las llevaría a optar por trayectorias de vida menos satisfactorias. Con todo, y sobre la base del modelo neoclásico del mercado de trabajo, también podría formularse la hipótesis de que cuando las restricciones individuales llevan a las personas a aprovechar al máximo sus preferencias individuales, no deberían observarse diferencias significativas en materia de bienestar entre ambos grupos. De hecho, cada persona saca el máximo partido a su utilidad en el marco de sus limitaciones individuales, lo que le permite alcanzar el máximo nivel posible de bienestar. Para algunas personas, el mayor nivel de bienestar proviene de participar activamente en el mercado de trabajo, en tanto que para otras la mejor decisión podría ser abstenerse de participar.

Esta cuestión plantea un reto metodológico: la decisión de participar en el mercado de trabajo podría ser endógena y depender de determinadas variables, por ejemplo, poseer determinados rasgos de la personalidad, ejercer la función de jefe de hogar o tener que cuidar de otros. Además, algunas de estas variables también podrían ser, de por sí, factores determinantes del nivel de satisfacción, en cuyo caso surge un problema de endogeneidad: la correlación entre el error del modelo y la variable de participación en el mercado de trabajo resta fiabilidad a las estimaciones directas. A fin de reflejar la posible endogeneidad de la participación en el mercado de trabajo, se realizó una estimación aplicando un modelo de mínimos cuadrados de dos etapas, para el cual resulta fundamental contar con instrumentos de buena calidad. A continuación, dado que la variable dependiente es ordinal, se estimó un modelo *probit* ordenado con una variable explicativa endógena binaria.

Las estimaciones resultantes demuestran que la decisión de participar en el mercado de trabajo no tiene efectos estadísticamente significativos en la satisfacción con la vida. Por lo tanto, las políticas públicas diseñadas para aumentar la participación en el mercado de trabajo deberían estar abocadas a mejorar el ingreso de los hogares, y a la vez reconocer que los efectos sobre el bienestar subjetivo

son marginales. Cuando todas las demás variables permanecen constantes, las personas afirman estar satisfechas con sus vidas independientemente de que participen o no en el mercado de trabajo.

Para las demás variables incluidas en el modelo, los resultados obtenidos son semejantes a los que figuran en trabajos anteriores. La utilidad marginal del ingreso monetario tiende a decaer con el tiempo, y el nivel de ingresos del grupo de referencia tiene una incidencia negativa en la satisfacción de las personas (Card y otros, 2012; Montero y Rau, 2016), en tanto que la variable sustitutiva para los rasgos de la personalidad tiene un efecto significativo en el nivel de satisfacción (De Neve y otros, 2012).

En la siguiente sección se examinan los datos empíricos disponibles. En la tercera sección se describe la metodología aplicada. En la cuarta sección se presentan los datos utilizados y los resultados obtenidos, y en la quinta sección se ofrece una conclusión.

## II. Datos empíricos

Existe un nutrido conjunto de datos sobre los factores que determinan la satisfacción con la vida, en particular para los países desarrollados. Por ejemplo, se sabe que el nivel de ingresos tiene un efecto positivo, pero que decrece con el tiempo, en el nivel de satisfacción. Sin embargo, los datos referidos a otras dimensiones, por ejemplo, los años de escolarización, ofrecen un panorama heterogéneo: en los países en desarrollo, se observan efectos positivos, en tanto que en las naciones desarrolladas en ocasiones ocurre lo opuesto<sup>1</sup>. Por ejemplo, Kristoffersen (2018) analizó datos de panel para Australia y observó que la escolarización tiene efectos positivos en el bienestar subjetivo, pero los datos también muestran que en ocasiones las circunstancias que atraviesan las personas neutralizan ese efecto.

Con respecto a los datos que guardan mayor relación con los objetivos de este artículo, Frijters, Hasken-De New y Shields (2004), usando datos de panel para Alemania, muestran que la participación en el mercado de trabajo incide de manera positiva en los niveles de satisfacción con la vida. En otras palabras, a medida que la situación laboral de una persona mejora, su nivel de satisfacción aumenta.

En contraste, los datos aportados por Gerdtham y Johannesson (1997) sugieren que en Suecia estar desempleado tiene una incidencia negativa en los niveles de satisfacción. Además, concluyen que en comparación con otros factores negativos (por ejemplo, la viudez), los efectos negativos son más profundos. También para Suecia, Korpi (1997) presenta datos que sugieren que el desempleo tiene una incidencia negativa en el bienestar de los jóvenes. Además, los programas de promoción del trabajo se sitúan en un lugar intermedio en términos de bienestar subjetivo, por encima de quienes están desempleados, pero por debajo de quienes tienen empleo. No obstante, Björklund (1985), que también utiliza datos para Suecia y recurre a datos de panel como instrumento de control de los efectos fijos, presenta datos que indican que el desempleo no tiene efectos significativos en la salud mental.

Vale la pena destacar el trabajo de Ohsen y Welsch (2012), que investigan qué efectos tienen las instituciones del mercado laboral en el bienestar, en particular sus diferencias según el subgrupo sociodemográfico. Sobre la base de datos correspondientes al período 1975-2002 para 10 países europeos, los autores concluyen que cuanto mayor es el nivel de protección del empleo y más altas son las tasas de reemplazo de las prestaciones, mayor es el bienestar subjetivo del ciudadano promedio.

El papel de la endogeneidad es importante a la hora de definir qué factores inciden en el bienestar subjetivo de las personas. El enfoque anterior puede extrapolarse a otras variables que también podrían mantener una relación de endogeneidad con el nivel de satisfacción. Por ejemplo, Ruseski y otros (2014) examinaron la posible endogeneidad entre la participación en actividades deportivas y el

<sup>1</sup> Aunque tales resultados podrían parecer contraintuitivos, de hecho son compatibles con la noción de que la educación se asocia con mayores expectativas sobre las circunstancias de vida. Por eso, la educación puede estar asociada a un mayor nivel de bienestar subjetivo solo en la medida en que aumente las probabilidades de cumplir las expectativas.

bienestar. En primera instancia, la intuición parecería indicar que la actividad física aumenta el nivel de satisfacción debido a la sensación de felicidad que genera. No obstante, en este caso la endogeneidad podría estar relacionada con la “predisposición a los deportes”. Esto significa que la participación en actividades deportivas no es aleatoria: quienes lo hacen podrían ser más saludables desde el punto de vista genético o simplemente tener una mayor predisposición a las actividades sociales al aire libre. Ambos casos se incluyen en una variable no observable que también podría estar correlacionada con la variable de interés.

En el caso de Chile, se han llevado a cabo algunos estudios para determinar en qué medida la posibilidad de trabajar media jornada y el ingreso del grupo de referencia inciden en la satisfacción laboral. Por ejemplo, Montero y Rau (2015) utilizan datos nacionales para determinar en qué medida tener un trabajo de media jornada incide en la satisfacción laboral de las mujeres en Chile. Sus resultados indican que las mujeres que trabajan media jornada no están menos satisfechas que las que trabajan jornadas completas. Ocurre lo opuesto en los países desarrollados, donde según los datos las mujeres que trabajan a tiempo parcial tienen mayores niveles de satisfacción laboral (Booth y Van Ours, 2008).

A fin de evaluar de manera más precisa la incidencia del nivel de ingresos del grupo de referencia en la satisfacción laboral, Montero y Vásquez (2015), sobre la base de datos de la Primera Encuesta Nacional de Condiciones de Empleo, Trabajo, Salud y Calidad de Vida (ENETS) 2009-2010, estimaron el efecto que tiene el salario del grupo de referencia en la satisfacción laboral de los trabajadores chilenos. En sus estimaciones, los autores siguieron la metodología propuesta por Van Praag, Frijters y Ferrer-i-Carbonell (2003) e incluyeron controles para una variable que mide los rasgos de la personalidad para dar cuenta del papel de las variables no observables. Montero y Vásquez (2015) calcularon una estimación semi no paramétrica de modelos *probit* ordenados ampliados para determinar qué factores inciden en la satisfacción laboral. Sus resultados muestran que cuando el salario del grupo de referencia aumenta un 10%, el salario propio debería aumentar un 24,9% para obtener el mismo nivel de satisfacción laboral. Esto muestra la enorme importancia del salario del grupo de referencia para la satisfacción laboral<sup>2</sup>.

Más recientemente, Montero y Miranda (2020), centrándose nuevamente en la población trabajadora, examinaron las dimensiones de la satisfacción de las personas usando el modelo de dos capas de Van Praag, Frijters y Ferrer-i-Carbonell (2003). Sus resultados indican que las esferas más importantes para los trabajadores chilenos son la vida familiar, el tiempo libre, la salud y el trabajo.

Hasta donde sabemos, nunca se han presentado datos que demuestren qué relación existe entre la participación en el mercado de trabajo y los niveles de satisfacción con la vida en Chile. Por lo tanto, el objetivo de este trabajo es suministrar tales datos. En vista de que los datos que provienen de otros países no son concluyentes, vale la pena investigar el efecto en cuestión y suministrar información sobre el contexto de las economías en desarrollo.

<sup>2</sup> En el caso de los países desarrollados, los datos sobre la incidencia del nivel de ingresos del grupo de referencia en el bienestar subjetivo no son concluyentes. Por ejemplo, Drichoutis, Nayga y Lazaridis (2010), sobre la base de datos para Europa, concluyen que el ingreso del grupo de referencia no tendría ningún tipo de efecto sobre el bienestar subjetivo de la población. Anteriormente, Caporale y otros (2009) concluyeron que el efecto es negativo para los países de Europa Occidental y positivo para los de Europa Oriental, lo que es congruente con el “efecto túnel” del ingreso de referencia. Senik (2004) también aporta datos sobre la existencia del efecto túnel en la Federación de Rusia.

### III. Metodología

A los efectos de conceptualizar el análisis, consideremos el siguiente modelo:

$$w_i = x_i' \beta + \alpha p_i + u_i \quad (1)$$

donde  $w$  corresponde al bienestar subjetivo de la persona,  $x$  representa un conjunto de variables que inciden en su bienestar subjetivo (por ejemplo, edad, género, nivel educativo, ingresos y estado civil),  $p$  es una variable ficticia que adopta el valor 1 si la persona participa en el mercado de trabajo, y  $u$  es una perturbación estocástica bien comportada.

El modelo propuesto tiene la desventaja de que no toma en cuenta los rasgos de la personalidad. Cabe esperar que los rasgos de la personalidad sean un factor determinante del bienestar subjetivo, y es probable que también incidan en la decisión de participar en el mercado de trabajo. Por lo tanto, el modelo debe incorporar una variable que refleje los rasgos de la personalidad ( $z$ ) de la siguiente manera<sup>3</sup>:

$$w_i = x_i' \beta + \alpha p_i + \gamma z_i + u_i \quad (2)$$

El problema es que no disponemos de una variable que refleje los rasgos de la personalidad. Por lo tanto, se aplica la metodología propuesta por Van Praag, Frijters y Ferrer-i-Carbonell (2003) para generar una variable sustitutiva (parcial) de los rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ ). El procedimiento se describe a continuación.

Consideremos la existencia de “ $J$ ” ámbitos de satisfacción, donde los factores que determinan cada uno de estos ámbitos pueden expresarse de la siguiente manera:

$$D_j = f(q_j, z) \quad (3)$$

para  $j = 1, \dots, J$  y donde  $q$  representa las variables que inciden en la satisfacción dentro del ámbito;  $z$  representa otras variables comunes no observables. La primera etapa supone aplicar la herramienta de mínimos cuadrados ordinarios para estimar las ecuaciones  $J$  (una para cada ámbito) y calcular los vectores residuales. El objetivo es determinar qué parte de  $z$  es común a todos los residuales, lo que podría definirse como el primer componente principal de la matriz de covarianza de error  $J \times J$ . La nueva variable resultante sería el instrumento para  $z$  (es decir,  $\hat{z}$ ). La segunda etapa implica incorporar esta nueva variable —el instrumento para la variable de los rasgos de la personalidad— en la estimación de la ecuación (2). Esto permite obtener una variable sustitutiva (parcial) para los rasgos de la personalidad.

Desde un punto de vista estricto, la variable  $\hat{z}$  es una medida de la heterogeneidad no observada. Es lo mejor que puede obtenerse usando datos transversales, ya que la metodología propuesta por Van Praag, Frijters y Ferrer-i-Carbonell (2003) se aplica utilizando datos de panel. Es importante recordar que al utilizar datos de panel es posible introducir controles para la existencia de efectos fijos a lo largo del tiempo<sup>4</sup>. Por lo tanto, si bien  $\hat{z}$  podría ser un sustituto imperfecto de los efectos fijos, se basa en

<sup>3</sup> En términos más estrictos, el modelo tampoco tiene en cuenta otras variables —además de los rasgos de la personalidad— que podrían afectar la decisión de participar. Normalmente, la exclusión de estas variables potencialmente pertinentes se debe a la falta de algunos datos. Por ejemplo, Powdthavee (2009) muestra que, para ambos géneros, la satisfacción personal de uno de los miembros de una pareja tiene un efecto de transferencia positivo y estadísticamente significativo en el otro miembro. En el modelo econométrico, sería de utilidad incluir el bienestar subjetivo de la pareja como variable explicativa. Desafortunadamente, la encuesta chilena no incluye esos datos.

<sup>4</sup> Con todo, cabe destacar que el uso de los datos de panel también plantea algunos desafíos. De hecho, Van Landeghem (2019), utilizando datos para el Reino Unido, suministra datos con respecto a la existencia del “efecto panel”. El efecto panel describe el hecho de que las personas comienzan a dar respuestas diferentes a medida que ganan experiencia como participantes en encuestas. Las pruebas de la existencia de este efecto se observan tanto para los niveles generales de satisfacción con la vida como para la satisfacción en cada ámbito.

el supuesto de que existe un elemento común a todos los ámbitos que codetermina tanto el nivel de satisfacción ( $w$ ) como la satisfacción en cada ámbito ( $D_j$ ). Sin embargo, es posible que haya rasgos de la personalidad que sean más determinantes para algunos ámbitos que para otros, y que esta variable sustitutiva podría no reflejar en su totalidad. Esto sugiere que la variable  $\hat{z}$  solo alcanza a atenuar el sesgo de endogeneidad, y que habrá otras fuentes de endogeneidad que no podrán tenerse en cuenta, como determinados rasgos de la personalidad que no son constantes y que guardan relación con el nivel de satisfacción y con el resto de los ámbitos. Esos rasgos también podrían incidir en la decisión de participar en el mercado laboral<sup>5</sup>.

Volviendo a la ecuación (2), la manera más simple y directa de estimar los parámetros de este modelo ( $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\gamma$ ) es mediante la herramienta de mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo, la principal desventaja de este método de estimación es que no tiene en cuenta la naturaleza ordinal de la variable dependiente del modelo (satisfacción con la vida). Esto se debe a que en las encuestas el bienestar subjetivo a menudo se mide pidiendo a los encuestados que evalúen su nivel de satisfacción sobre la base de la escala de Cantril.

En vista de lo anterior, una forma alternativa de estimar los parámetros de este modelo es usando un modelo *probit* ordenado. Por lo tanto, se propone el siguiente modelo de utilidad aleatoria:

$$w_i^* = x_i' \beta + \alpha p_i + \gamma \hat{z}_i + \epsilon_i \quad (4)$$

donde  $w_i^*$  es una variable que mide el bienestar subjetivo individual (algo que no se observa en el estudio econométrico), y  $\epsilon$  es una perturbación estocástica bien comportada. En este contexto, lo que realidad se observa es el nivel de satisfacción con la vida ( $w$ ), que la persona informa por sí misma. La siguiente expresión muestra lo que el econometrista observa como una función de la variable latente:

$$w = r \quad \text{si} \quad c_{r-1} < w^* \leq c_r \quad (5)$$

Entonces, cuando  $c_2 < w^* \leq c_3$ , la persona informa que su nivel de satisfacción en la vida equivale a 3 ( $w = 3$ ). Las probabilidades asociadas con cada pregunta se muestran a continuación:

$$Pr(w = 1) = Pr(w^* < c_1) = F(c_1 - x_i' \beta + \alpha p_i + \gamma \hat{z}_i)$$

Entonces, para cualquier  $w > 1$ :

$$Pr(w = r) = F(c_{r+1} - x_i' \beta - \alpha p_i - \gamma \hat{z}_i) - F(c_r - x_i' \beta - \alpha p_i - \gamma \hat{z}_i)$$

Y la probabilidad de que  $w = R$  es:

$$Pr(w = R) = 1 - F(c_r - x_i' \beta - \alpha p_i - \gamma \hat{z}_i)$$

Por último, la función de probabilidad logarítmica se formula de la siguiente manera:

$$\log(L) = \sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^R w_{ir} \ln [Pr(w_i = r)] \quad (6)$$

donde  $w_{ir}$  es 1 si  $w_i = r$ , y en caso contrario, 0. Los parámetros que deben estimarse son  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  y las  $c$ .

<sup>5</sup> En términos más formales, podría plantearse la existencia de la siguiente relación entre la variable "rasgos de la personalidad" y la variable sustitutiva:

$$z = \varphi_1 \hat{z} + \varphi_2 \hat{z}'$$

donde  $\hat{z}'$  corresponde a la parte de los rasgos de la personalidad que no se incluye en  $z$  (y que la complementa). Lo razonable sería esperar que  $\varphi_1 + \varphi_2 = 1$ .

Un último problema que hay que abordar tiene que ver con la endogeneidad de la decisión de participar en el mercado laboral. De hecho, es posible que el nivel de satisfacción del individuo con su vida influya en su decisión de participar en el mercado laboral; por ejemplo, las personas que están más satisfechas con sus vidas podrían estar más dispuestas a participar en el mercado de trabajo<sup>6</sup>.

Para abordar este posible problema, una posibilidad es usar variables instrumentales para estimar la ecuación (2) mediante el modelo de mínimos cuadrados de dos etapas. Este método exige al menos una variable que guarde una estrecha correlación con la decisión de participar, pero que no incida en el nivel de satisfacción. Sin embargo, al igual que el método de mínimos cuadrados ordinarios, el método de mínimos cuadrados de dos etapas no tiene en cuenta la naturaleza ordinal de la variable dependiente. Por lo tanto, se necesita estimar un modelo *probit* ordenado con una variable explicativa endógena (la decisión de participar). La manera de derivar el modelo y los parámetros que deben estimarse figuran en el anexo A1.

## IV. Datos y resultados

Los modelos econométricos se estimarán usando los resultados de la Encuesta de Bienestar Social (2021). Esta encuesta, en cuya muestra está representada la población de todo el país, se administró durante la primera mitad de 2021 a un subgrupo de hogares de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN). La encuesta incluye un conjunto robusto de preguntas dirigidas a medir la calidad de vida en Chile<sup>7</sup>. La encuesta consta de 12 módulos: caracterización, bienestar subjetivo, educación, trabajo, ingresos, equilibrio entre la vida personal y la vida laboral, relaciones sociales, participación en la vida cívica y la gobernanza, salud, vivienda, calidad ambiental y seguridad física<sup>8</sup>.

A fin de cuantificar el bienestar subjetivo, la encuesta incluía la pregunta: “A nivel general, ¿cuán satisfecho o insatisfecho se siente con su vida en este momento?” con las siguientes opciones de respuesta: i) totalmente insatisfecho; ii) insatisfecho; iii) indiferente; iv) satisfecho, o v) totalmente satisfecho. Los resultados de esta pregunta suministran la variable dependiente ( $w$ ) de los modelos que se estiman más adelante.

Con respecto a las variables explicativas del modelo, además de la participación en el mercado de trabajo ( $p$ ), se incluyeron las siguientes: variable ficticia para las mujeres, los años de escolarización, la edad (y su cuadrado), variables ficticias para el estado civil, una variable ficticia para la condición de indígena, una variable ficticia para la condición de inmigrante, una variable ficticia para la condición de residente en una zona rural, una variable ficticia para quienes tienen hijos y para el número de amigos, una variable ficticia para la condición de miembro de un centro confesional, una variable para el estado de salud actual del individuo<sup>9</sup>, el ingreso monetario del hogar y su cuadrado, el ingreso de los hogares del grupo de referencia, y una variable ficticia para los rasgos de la personalidad ( $z$ )<sup>10</sup>.

El ingreso monetario del grupo de referencia se calculó usando la metodología propuesta por Ferrer-i-Carbonell (2005) y que se aplica a Chile en Montero y Vásquez (2015) y Montero y Rau (2016); en este enfoque se conforma un grupo de referencia usando información de cuatro variables: rango

<sup>6</sup> Esto podría obedecer al hecho de que la decisión de participar ( $p$ ) podría guardar relación con rasgos de la personalidad que  $z$  no refleja.

<sup>7</sup> La encuesta CASEN, que se realiza en el país cada dos o tres años, recoge información a nivel de los hogares para distintas dimensiones (por ejemplo, empleo, vivienda, salud e ingresos). La encuesta es una herramienta muy importante que permite focalizar con más precisión las políticas sociales.

<sup>8</sup> Véase más información sobre esta encuesta en [en línea] <http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-bienestar-social>.

<sup>9</sup> Corresponde a un puntaje de entre 1 y 7 que informa la misma persona.

<sup>10</sup> El ingreso monetario de los hogares y el ingreso monetario de los hogares del grupo de referencia están expresados en miles de pesos chilenos.

de edad, nivel educativo, género y zona geográfica. El rango de edad se dividió en las siguientes categorías: 18 a 29, 30 a 44, 45 a 59 y 60 a 65 años. El nivel de escolarización se dividió en las siguientes categorías: sin escolarización o educación básica incompleta; educación básica completa; educación secundaria incompleta; educación secundaria completa; educación terciaria incompleta y educación terciaria completa. Las zonas geográficas consideradas fueron las regiones norte, centro, sur y la Región Metropolitana. Cuando se agrupan las variables para cada una de las categorías, se obtienen 192 celdas. A continuación, calculamos el ingreso monetario medio por hogar para cada celda que conforma el ingreso del grupo de referencia<sup>11</sup>.

A los efectos de este estudio, se utilizaron los siguientes ámbitos ( $D$ ) para generar la variable sustitutiva de los rasgos de la personalidad ( $Z$ ):  $D_1$ , satisfacción con el nivel educativo alcanzado;  $D_2$ , satisfacción con el nivel de ingresos;  $D_3$ , satisfacción con la vida social;  $D_4$ , satisfacción con la salud;  $D_5$ , satisfacción con la vivienda;  $D_6$ , satisfacción con la condición medioambiental local, y  $D_7$ , satisfacción con el nivel de seguridad local. Los consultados deben asignar una puntuación que va de 1 a 5 para indicar su nivel de satisfacción en cada uno de estos ámbitos<sup>12</sup>.

En el cuadro 1 se presenta la estimación para cada uno de estos ámbitos —véase la ecuación (3)—, que permite obtener los vectores de los valores residuales y, con ello, el componente principal. Para calcular la estimación del modelo para cada ámbito según la herramienta de mínimos cuadrados ordinarios, se utilizaron las siguientes variables explicativas: variable ficticia para el género, la edad (y su cuadrado) y los años de escolarización, variable ficticia para condición de indígena, variable ficticia para condición de inmigrante, variable ficticia para la condición de residente en una zona rural, el ingreso monetario del hogar<sup>13</sup> y el número de personas en el hogar. Este modelo también incluye los efectos fijos por región. Se observa que en todos los modelos existen variables que tienen una incidencia considerable en la evaluación subjetiva del ámbito. Además, los valores al cuadrado de  $R$  van de un 2,3% a un 20,4%, lo cual es razonable si se tiene en cuenta que los datos se extrajeron de una sección transversal.

**Cuadro 1**  
Factores que determinan el nivel de satisfacción en cada ámbito:  
mínimos cuadrados ordinarios

|                             | $D_1$                     | $D_2$                     | $D_3$                   | $D_4$                     | $D_5$                     | $D_6$                    | $D_7$                     |
|-----------------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|---------------------------|
| Mujer = 1                   | -0,0466<br>(0,0456)       | -0,292***<br>(0,0479)     | -0,241***<br>(0,0477)   | -0,238***<br>(0,0420)     | 0,0439<br>(0,0445)        | -0,0418<br>(0,0467)      | -0,105**<br>(0,0471)      |
| Edad                        | 0,00422<br>(0,0176)       | 0,0333*<br>(0,0177)       | -0,0238<br>(0,0176)     | -0,0224<br>(0,0154)       | 0,0299*<br>(0,0156)       | -0,0321*<br>(0,0169)     | -0,0236<br>(0,0166)       |
| Edad al cuadrado            | 7,28e-05<br>(0,000189)    | -0,000373*<br>(0,000192)  | 0,000246<br>(0,000191)  | 9,30e-05<br>(0,000169)    | -0,000173<br>(0,000170)   | 0,000426**<br>(0,000184) | 0,000305*<br>(0,000182)   |
| Años de escolarización      | 0,134***<br>(0,00621)     | 0,0286***<br>(0,00738)    | -0,0203***<br>(0,00720) | 0,0289***<br>(0,00642)    | 0,0331***<br>(0,00676)    | -0,00374<br>(0,00722)    | -0,00311<br>(0,00657)     |
| Indígena = 1                | -0,00247<br>(0,0707)      | 0,0526<br>(0,0676)        | -0,00506<br>(0,0695)    | -0,0670<br>(0,0626)       | -0,211***<br>(0,0778)     | -0,226***<br>(0,0700)    | -0,0507<br>(0,0740)       |
| Inmigrante = 1              | 0,156*<br>(0,0847)        | -0,0809<br>(0,0963)       | -0,0475<br>(0,0999)     | 0,102<br>(0,0839)         | -0,265***<br>(0,0942)     | 0,402***<br>(0,0893)     | 0,566***<br>(0,0987)      |
| Residente en zona rural = 1 | 0,198***<br>(0,0535)      | 0,152***<br>(0,0564)      | 0,0267<br>(0,0612)      | 0,0389<br>(0,0531)        | 0,127**<br>(0,0528)       | 0,419***<br>(0,0622)     | 0,413***<br>(0,0627)      |
| Ingreso monetario           | 5,24e-08***<br>(1,48e-08) | 1,87e-07***<br>(2,69e-08) | 4,82e-09<br>(2,34e-08)  | 5,78e-08***<br>(1,53e-08) | 1,00e-07***<br>(1,66e-08) | 4,86e-08**<br>(1,92e-08) | 5,77e-08***<br>(1,79e-08) |

<sup>11</sup> Esta estrategia permite conformar el grupo de referencia de manera exógena. Sería muy interesante contar con información brindada por los propios encuestados en cuanto a con quién se está comparando a las personas. Hasta ahora, este tipo de información no está disponible para Chile.

<sup>12</sup> i) Totalmente insatisfecho; ii) insatisfecho; iii) indiferente; iv) satisfecho; v) totalmente satisfecho.

<sup>13</sup> En miles de pesos chilenos.



|                                | $D_1$                | $D_2$               | $D_3$                 | $D_4$               | $D_5$                | $D_6$              | $D_7$               |
|--------------------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|
| Número de personas en el hogar | -0,00241<br>(0,0154) | -0,0181<br>(0,0169) | 0,0425***<br>(0,0155) | 0,00339<br>(0,0143) | -0,0260*<br>(0,0158) | 0,0130<br>(0,0168) | -0,0254<br>(0,0155) |
| Constante                      | 1,257*:<br>(0,410)   | 1,851*:<br>(0,407)  | 4,084*:<br>(0,405)    | 4,068*:<br>(0,349)  | 2,244*:<br>(0,359)   | 3,242*:<br>(0,391) | 2,910*:<br>(0,375)  |
| R cuadrado                     | 0,204                | 0,105               | 0,023                 | 0,076               | 0,070                | 0,055              | 0,088               |
| Observaciones                  | 5 999                | 5 999               | 5 999                 | 5 999               | 5 999                | 5 999              | 5 999               |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, "Encuesta de Bienestar Social", Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. Las estimaciones incluyen los efectos fijos por región. Las desviaciones estándar figuran entre paréntesis.  $D_1$ , satisfacción con el nivel educativo;  $D_2$ , satisfacción con el nivel de ingresos;  $D_3$ , satisfacción con la vida social;  $D_4$ , satisfacción con la salud;  $D_5$ , satisfacción con la vivienda;  $D_6$ , satisfacción con la condición medioambiental local;  $D_7$ , satisfacción con el nivel de seguridad local. \* Nivel de significancia del 10%, \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.

En el cuadro 2 se presentan las estadísticas descriptivas de las principales variables del modelo. La muestra incluye a personas de entre 18 y 65 años. Lo primero que puede observarse es una diferencia leve, pero estadísticamente significativa, a favor de quienes participan en el mercado de trabajo en lo referido a su satisfacción con la vida. La media de satisfacción con la vida es de 3,8 en una escala de 1 a 5.

**Cuadro 2**  
Estadísticas descriptivas

| Variable  | Total     | Participación en el mercado de trabajo = 0 (1) | Participación en el mercado de trabajo = 1 (2) | Diferencia (1) - (2) |
|---|-----------|--|--|----------------------|
| Satisfacción con la vida (en una escala de 1 a 5) | 3,878     | 3,775  | 3,915  | -0,140***            |
| Mujer = 1   | 0,511     | 0,696  | 0,444  | 0,251***             |
| Años de escolarización                            | 12,609    | 11,384   | 13,050   | -1,666***            |
| Edad  | 39,590    | 39,408   | 39,656   | -0,247               |
| En pareja = 1                                     | 0,420     | 0,394  | 0,429  | -0,035               |
| Indígena = 1                                      | 0,101     | 0,107  | 0,099  | 0,008***             |
| Inmigrante = 1                                    | 0,069     | 0,040  | 0,080  | -0,040***            |
| Residente en zona rural = 1                       | 0,115     | 0,142  | 0,105  | 0,037***             |
| Con hijos = 1                                     | 0,675     | 0,681  | 0,674  | 0,008                |
| Número de amigos                                  | 3,273     | 2,945  | 3,391  | -0,445***            |
| Situación actual de salud (de 1 a 7)              | 5,485     | 5,349  | 5,534  | -0,185***            |
| Asistencia a un centro confesional = 1            | 0,136     | 0,149  | 0,132  | 0,018***             |
| Ingresos  | 1 162 871 | 854 715  | 1 273 764                                      | -419 049***          |
| Ingreso de referencia                             | 1 163 581 | 923 545  | 1 249 961                                      | -326 416***          |
| Participación en el mercado de trabajo = 1        | 0,735     | X  | X  |                      |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, "Encuesta de Bienestar Social", Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. El ingreso se refiere al ingreso monetario del hogar (en miles de pesos chilenos). El ingreso de referencia alude al ingreso monetario por hogar del grupo de referencia (en miles de pesos chilenos). \* Nivel de significancia del 10% , \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.

Siguiendo las características del mercado laboral de Chile, la mayoría de las personas que no participan son mujeres (69,6%). Además, en lo referido al género, la muestra está muy bien equilibrada (un 51% son mujeres).

En lo referido al capital humano, se observa una diferencia significativa (de casi dos años de escolarización) a favor de la población que participa en el mercado laboral. Esto tiene sentido, ya que quienes han invertido más en desarrollar su capital humano procuran beneficiarse de las ganancias asociadas.

Respecto de la edad, no se observan diferencias entre ambos grupos. Tampoco hay diferencias en lo referido a la presencia de población indígena. Sin embargo, los inmigrantes representan un 4% de quienes no participan, pero un 8% de quienes sí participan. Este resultado es esperable si se tienen en cuenta los considerables flujos migratorios que el país ha experimentado en años recientes, caracterizados por personas que en su mayoría migran con la esperanza de conseguir empleo.

Además, al analizar la conformación de la población rural, se observa que de las personas que no participan en el mercado laboral, un 14,2% vive en zonas rurales, mientras que entre las que sí participan, un 10,5% vive en una zona rural. No se observan diferencias entre ambos grupos en lo referido a la presencia de hijos, aunque sí se constataron diferencias significativas al considerar el número de amigos, la condición de salud (un dato aportado por cada encuestado) y la asistencia a un centro confesional.

Se observa una diferencia del 49% a favor de quienes participan en el mercado laboral al analizar el ingreso monetario de los hogares. Es precisamente por este motivo que los países diseñan y promueven políticas dirigidas a facilitar la incorporación de las personas más vulnerables al mercado de trabajo. De hecho, el acceso al mercado laboral es uno de los componentes fundamentales de la mayoría de los programas de lucha contra la pobreza.

Un aspecto que vale la pena destacar es el ingreso monetario del grupo de referencia. Como puede observarse, el ingreso del grupo de referencia y el ingreso monetario del hogar son similares para quienes participan en el mercado de trabajo. Sin embargo, el ingreso del grupo de referencia es un 8% más alto que el ingreso monetario del hogar en el caso de quienes no participan.

En el cuadro 3 se muestran las estimaciones del modelo econométrico que se presenta en las ecuaciones (2) y (6). Las columnas 1 y 2 muestran las estimaciones del modelo de mínimos cuadrados ordinarios (ecuación (2)), y las columnas 3 y 4 muestran las estimaciones del modelo *probit* ordenado (ecuación (6)). En los modelos de las columnas 1 y 3 no se incluyen controles para la variable sustitutiva de los rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ ), cosa que sí ocurre en las columnas 2 y 4.

**Cuadro 3**  
Variable dependiente: satisfacción con la vida

| Variables                                  | Mínimos cuadrados ordinarios |                         | <i>Probit</i> ordenado  |                        |
|--|------------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
|  | 1                            | 2                       | 3                       | 4                      |
| Participación en el mercado de trabajo = 1 | 0,116**<br>(0,0474)          | 0,0885**<br>(0,0443)    | 0,128**<br>(0,0582)     | 0,101*<br>(0,0593)     |
| Mujer = 1                                  | -0,0470<br>(0,0633)          | -0,0392<br>(0,0620)     | -0,0491<br>(0,0780)     | -0,0423<br>(0,0826)    |
| Años de escolarización                     | 0,0255***<br>(0,00805)       | 0,0330***<br>(0,00724)  | 0,0307***<br>(0,00971)  | 0,0436***<br>(0,00950) |
| Edad                                       | 0,00394<br>(0,0134)          | 0,000903<br>(0,0128)    | 0,00233<br>(0,0169)     | -0,00170<br>(0,0174)   |
| Edad al cuadrado                           | -4,55e-05<br>(0,000148)      | -2,53e-05<br>(0,000141) | -2,38e-05<br>(0,000187) | 3,31e-07<br>(0,000191) |
| En pareja = 1                              | 0,114*<br>(0,0668)           | 0,138**<br>(0,0643)     | 0,155*<br>(0,0847)      | 0,205**<br>(0,0879)    |
| Divorciado/a = 1                           | 0,0193<br>(0,0634)           | 0,0524<br>(0,0588)      | 0,0326<br>(0,0772)      | 0,0842<br>(0,0780)     |
| Viudo/a = 1                                | 0,0406<br>(0,115)            | 0,0318<br>(0,123)       | 0,0663<br>(0,130)       | 0,0536<br>(0,153)      |
| Indígena = 1                               | 0,00892<br>(0,0539)          | 0,0102<br>(0,0498)      | -0,0207<br>(0,0676)     | -0,0215<br>(0,0677)    |
| Inmigrante = 1                             | -0,213***<br>(0,0682)        | -0,179***<br>(0,0653)   | -0,257***<br>(0,0850)   | -0,230***<br>(0,0887)  |
| Residente en zona rural = 1                | 0,0147<br>(0,0574)           | 0,0231<br>(0,0519)      | 0,0369<br>(0,0705)      | 0,0503<br>(0,0689)     |

| Variables                                  | Mínimos cuadrados ordinarios |                            | Probit ordenado           |                           |
|--|------------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
|  | 1                            | 2                          | 3                         | 4                         |
| Indígena = 1 y residente en zona rural = 1 | -0,0547<br>(0,109)           | -0,0950<br>(0,0992)        | -0,0623<br>(0,133)        | -0,122<br>(0,132)         |
| Mujer = 1 y en pareja = 1                  | 0,0390<br>(0,0777)           | -0,0311<br>(0,0743)        | 0,0250<br>(0,0991)        | -0,0673<br>(0,102)        |
| Con hijos = 1                              | -0,0221<br>(0,0402)          | -0,00597<br>(0,0384)       | -0,0215<br>(0,0514)       | -0,00423<br>(0,0532)      |
| Ingresos                                   | 0,000120***<br>(2,33e-05)    | 0,000122***<br>(2,06e-05)  | 0,000169***<br>(3,53e-05) | 0,000185***<br>(3,35e-05) |
| Ingreso al cuadrado                        | -4,67e-09***<br>(1,56e-09)   | -3,77e-09***<br>(1,19e-09) | -6,19e-09**<br>(2,46e-09) | -5,43e-09**<br>(2,21e-09) |
| Ingreso de referencia                      | -8,75e-05*<br>(4,88e-05)     | -0,000108**<br>(4,47e-05)  | -0,000107*<br>(6,33e-05)  | -0,000143**<br>(6,27e-05) |
| Número de amigos                           | 0,0117***<br>(0,00426)       | 0,00613<br>(0,00401)       | 0,0167***<br>(0,00623)    | 0,00978<br>(0,00617)      |
| Situación actual de salud (de 1 a 7)       | 0,171***<br>(0,0153)         | 0,0706***<br>(0,0160)      | 0,213***<br>(0,0181)      | 0,0925***<br>(0,0200)     |
| Asistencia a un centro confesional = 1     | 0,0919**<br>(0,0444)         | 0,0919**<br>(0,0416)       | 0,107*<br>(0,0588)        | 0,115*<br>(0,0599)        |
| Rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ )    | X                            | 0,230***<br>(0,0126)       | X                         | 0,320***<br>(0,0178)      |
| $c_1$                                      | X                            | X                          | -0,591<br>(0,395)         | -1,480***<br>(0,410)      |
| $c_2$                                      | X                            | X                          | 0,580<br>(0,394)          | -0,216<br>(0,409)         |
| $c_3$                                      | X                            | X                          | 0,955**<br>(0,394)        | 0,195<br>(0,409)          |
| $c_4$                                      | X                            | X                          | 2,568***<br>(0,396)       | 1,955***<br>(0,410)       |
| Constante                                  | 2,407***<br>(0,319)          | 3,008***<br>(0,307)        | X                         | X                         |
| Observaciones                              | 5 999                        | 5 999                      | 5 999                     | 5 999                     |
| R cuadrado                                 | 0,117                        | 0,225                      | 0,0541                    | 0,112                     |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, "Encuesta de Bienestar Social", Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. Las desviaciones estándar figuran entre paréntesis. El ingreso se refiere al ingreso monetario del hogar (en miles de pesos chilenos). El ingreso de referencia alude al ingreso monetario por hogar del grupo de referencia (en miles de pesos chilenos). \* Nivel de significancia del 10% , \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.

Las estimaciones del modelo de mínimos cuadrados ordinarios muestran que la variable referida a la participación en el mercado laboral tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo en los niveles de satisfacción con la vida. En síntesis, quienes participan en el mercado laboral registran 0,116 y 0,0885 puntos más de satisfacción con la vida, respectivamente, que aquellos que no participan. Cabe destacar que estos efectos incluso exceden el efecto de la escolarización. Esto significa que al participar, las personas no solo mejoran sus ingresos, sino que mejoran su vida. Con respecto al resto de las variables explicativas incluidas en el modelo, hay varios aspectos que merecen destacarse. Por ejemplo, la variable  $\hat{z}$  es estadísticamente significativa en el modelo. Como cabe esperar, el ingreso tiene un efecto positivo, pero decreciente, en el nivel de satisfacción con la vida<sup>14</sup>.

<sup>14</sup> Estos resultados pueden usarse para calcular a cuánto asciende el ingreso monetario que se necesita para alcanzar el nivel máximo de satisfacción con la vida. En el caso de Chile, la conclusión es que el nivel de ingreso que se asocia al máximo nivel de satisfacción con la vida es de 16.180.371 pesos chilenos. Teniendo en cuenta el tamaño promedio de los hogares en Chile y el tipo de cambio al momento en que se escribió este trabajo, esa cifra equivale a 60.430 dólares de los Estados Unidos por año por persona. Este valor está por debajo del informado por Kahneman y Deaton (2010), quienes concluyeron que tras alcanzar los 80.000 dólares, el ingreso deja de tener incidencia en el nivel de satisfacción con la vida en los Estados Unidos. Sin embargo, para que la comparación sea útil, estos valores deberían expresarse según la paridad del poder adquisitivo.

También sobresale el efecto del ingreso monetario del grupo de referencia. Conceptualmente, el efecto del grupo de referencia sobre el bienestar subjetivo puede ser positivo o negativo, en función del efecto predominante: si predomina el efecto informativo, el impacto será positivo, pero si predomina el efecto de comparación, el impacto será negativo (Senik, 2004). Las estimaciones muestran que cuando se introducen controles para la variable sustitutiva de los rasgos de la personalidad, el ingreso monetario del grupo de referencia incide de manera negativa en el nivel de satisfacción con la vida. Por lo tanto, la conclusión es que el efecto de comparación es el que predomina. Este resultado es compatible con los datos anteriores para Chile.

Con respecto a los resultados del modelo *probit* ordenado, la interpretación de los efectos marginales no es tan directa. En las columnas 3 y 4 del cuadro 3 se muestran los coeficientes estimados del modelo ( $\hat{\beta}$ ). En este punto, es importante analizar la interpretación del signo del parámetro de interés, por ejemplo  $\hat{\beta}_j$ . Supongamos que  $\hat{\beta}_j > 0$ ; por lo tanto, el efecto parcial es negativo para la primera categoría (es decir,  $w = 1$ ) y positivo para la última categoría (es decir,  $w = 5$ ). Sin embargo, lo que sucede en las celdas centrales (es decir,  $w = 2, 3, 4$ ) es ambiguo y debe calcularse.

Los resultados muestran que la decisión de participar (cuando se controla para  $\hat{z}$ ) incide de manera positiva en la probabilidad de que la persona alcance el nivel máximo de satisfacción con la vida ( $w = 5$ ). Sin embargo, este efecto es estadísticamente significativo solo en un valor del 10%. La interpretación del resto de las variables explicativas, que tienen coeficientes asociados positivos, sigue la misma lógica. Por ejemplo, a mayor número de años de escolarización, mayores probabilidades de que la persona informe estar muy satisfecha con su vida ( $w = 5$ ). Mientras tanto, es más probable que los inmigrantes (coeficiente negativo) afirmen estar completamente insatisfechos con su vida ( $w = 1$ ). En el cuadro A2.1 se muestran los efectos marginales de cada variable explicativa para cada una de las categorías de la variable dependiente.

Como ya se señaló, las estimaciones actuales podrían presentar problemas de endogeneidad debido a que la decisión de participar en el mercado laboral ( $p$ ) podría depender del nivel de satisfacción con la vida ( $w$ ). En particular, podría depender de rasgos de la personalidad que  $\hat{z}^{7,8}$  no refleja y, por lo tanto, permanecer dentro del error del modelo ( $u$  en la ecuación (2)).

Para tener en cuenta esta posibilidad, se propone lo siguiente. En primer lugar, el modelo de la ecuación (2) se estima aplicando el método de mínimos cuadrados de dos etapas. Esto exige (como mínimo) una variable instrumental ( $Q$ ) que cumpla dos características: exclusión ( $cov(Q, u) = 0$ ) y pertinencia ( $cov(Q, p) \neq 0$ ). Como segunda estrategia, y habida cuenta de que el modelo de mínimos cuadrados de dos etapas no respeta la naturaleza ordinal de la variable explicativa, se estima el modelo propuesto en la ecuación (6), lo que permite estimar de manera simultánea todos los parámetros del modelo.

El instrumento propuesto para implementar el modelo de mínimos cuadrados ordinarios de dos etapas es una variable ficticia para el jefe del hogar ( $Q_1$ ). El modelo que se desarrolla para estimar la decisión de participar se basa en las covariables del modelo principal ( $x$  y  $\hat{z}$ ) y en los instrumentos excluidos ( $Q_1$ ). No debe establecerse una correlación entre este instrumento y los aspectos de los rasgos de la personalidad que no se toman en cuenta ( $\hat{z}'$ ), pero sí debe establecerse una correlación con la decisión de participar en el mercado laboral.

En el contexto de la encuesta CASEN, es la familia, no la institución que lleva adelante la encuesta, la que designa al jefe de hogar. En ese sentido, la conclusión es que no es necesario estar empleado, tener más edad o percibir mayores ingresos para ser considerado jefe de hogar. Además, una persona puede designarse a sí misma como tal. Por lo tanto, ocupar el lugar de jefe de hogar no debería incidir en el nivel de satisfacción con la vida. Las personas que viven solas automáticamente son designadas como jefes de hogar. Esto no significa que los jefes de hogar necesariamente participan en el mercado laboral, pero ejercer esa función aumenta las probabilidades de que lo hagan. Ahora que la idoneidad del instrumento desde el punto de vista conceptual ha quedado justificada, se presentan a continuación los datos estadísticos que lo respaldan.

El primer ejercicio que debe realizarse en el contexto de este estimador es evaluar la debilidad del instrumento. A ese respecto, la prueba de identificación débil (estadístico F de Cragg-Donald) muestra que el instrumento es sólido ( $F = 65,595$ ); esto constituye una indicación inicial de que un instrumento no es débil, pero no es suficiente. Para una mayor formalidad, debería analizarse la prueba de Stock y Yogo (2005). Rechazamos la hipótesis nula de un instrumento débil para todos los niveles de significancia de los valores críticos de la prueba de Stock y Yogo (19,93, 10% tamaño IV máximo).

Por último, se aplicó la prueba de Anderson y Rubin para evaluar la restricción de exclusión. La prueba es robusta en todos sus aspectos ante la presencia de un instrumento débil. El valor  $p$  de la prueba es 0,197; por lo tanto, la hipótesis nula de exogeneidad del instrumento no se rechaza (Andrews, Stock y Sun, 2019).

Tras haber suministrado pruebas estadísticas a favor del instrumento elegido, se aplica el estimador del modelo de mínimos cuadrados de dos etapas. Para esto, se utilizaron como instrumento para la decisión de participar en el mercado laboral todas las variables explicativas del primer modelo y el instrumento excluido.

Las estimaciones calculadas según el modelo de mínimos cuadrados de dos etapas figuran en el cuadro 4. El primer resultado que vale la pena destacar es que la participación ( $\hat{p}$ ) no tiene un efecto significativo en la satisfacción con la vida, a diferencia de lo que se observa cuando no se introducen controles para la endogeneidad (columnas 1 y 2 del cuadro 3). Cabe destacar que los resultados del modelo de mínimos cuadrados de dos etapas exhiben errores estándar más significativos que el modelo de mínimos cuadrados ordinarios. De hecho, al comparar los cuadros 3 y 4 se observa que si bien el coeficiente asociado con la participación cambia de signo, el error estándar aumenta de 0,0443 a 1,353. Esta pérdida de precisión es común en las estimaciones calculadas según el modelo de mínimos cuadrados de dos etapas.

#### Cuadro 4

Variable dependiente: satisfacción con la vida (modelo de mínimos cuadrados de dos etapas) con controles para la potencial endogeneidad de la decisión de participar en el mercado laboral

| Variables                                  |                         |
|--|-------------------------|
| $(\hat{p})$                                | -1,509<br>(1,353)       |
| Mujer = 1                                  | -0,207<br>(0,157)       |
| Años de escolarización                     | 0,0528***<br>(0,0186)   |
| Edad                                       | 0,0363<br>(0,0342)      |
| Edad al cuadrado                           | -0,000511<br>(0,000450) |
| En pareja = 1                              | 0,241**<br>(0,116)      |
| Divorciado/a = 1                           | 0,0882<br>(0,0811)      |
| Viudo/a = 1                                | 0,102<br>(0,175)        |
| Indígena = 1                               | 0,0462<br>(0,0703)      |
| Inmigrante = 1                             | -0,0911<br>(0,105)      |
| Residente en zona rural = 1                | -0,0213<br>(0,0708)     |
| Indígena = 1 y residente en zona rural = 1 | -0,0875<br>(0,127)      |

|   |                           |
|---|---------------------------|
| Mujer = 1 y en pareja = 1               | -0,407<br>(0,333)         |
| Con hijos = 1                           | -0,0624<br>(0,0645)       |
| Ingresos                                | 0,000191***<br>(6,49e-05) |
| Ingreso al cuadrado                     | -6,45e-09**<br>(3,11e-09) |
| Ingreso de referencia                   | -7,35e-05<br>(6,08e-05)   |
| Rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ ) | 0,245***<br>(0,0205)      |
| Número de amigos                        | 0,00691<br>(0,00452)      |
| Situación actual de salud (de 1 a 7)    | 0,0827***<br>(0,0203)     |
| Asistencia a un centro confesional = 1  | 0,118**<br>(0,0516)       |
| Constante                               | 2,861***<br>(0,337)       |
| Observaciones                           | 5 999                     |
| R cuadrado                              | 0,176                     |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, “Encuesta de Bienestar Social”, Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. Las desviaciones estándar figuran entre paréntesis. El ingreso se refiere al ingreso monetario del hogar (en miles de pesos chilenos). El ingreso de referencia alude al ingreso monetario por hogar del grupo de referencia (en miles de pesos chilenos). El instrumento excluido es una variable ficticia para el jefe del hogar. \* Nivel de significancia del 10%, \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.

El resto de las variables explicativas del modelo principal mantienen su significancia. Por ejemplo, la escolarización tiene un efecto positivo, el ingreso monetario tiene un efecto positivo, pero decreciente, y el ingreso de referencia tiene un efecto negativo (el efecto de comparación predomina por sobre el efecto informativo), si bien el coeficiente asociado con esta variable carece de significancia estadística.

Como ya se señaló, la segunda estrategia consiste en estimar el modelo tomando en cuenta la naturaleza ordinal de la variable dependiente. Para esto, se utiliza un modelo *probit* ordenado con una variable dependiente dicotómica endógena (la decisión de participar,  $p$ ). A continuación, se estima la ecuación (1A) (véase el anexo A1) según la máxima probabilidad. Este método de estimación permite determinar conjuntamente todos los parámetros del modelo: los de la ecuación principal ( $w$ ) y los de la ecuación secundaria ( $p$ ). Se incluyeron las siguientes variables como determinantes de la participación en el mercado de trabajo: un valor ficticio para las mujeres, los años de escolarización, la edad (y su cuadrado), valores ficticios para el estado civil, una variable ficticia para la condición de indígena, una variable ficticia para la condición de inmigrante, una variable ficticia para quienes residen en una zona rural, una variable ficticia para los rasgos de la personalidad, una variable que indica el estado de salud actual del individuo, una variable ficticia que indica la asistencia a un centro confesional, una variable ficticia para la condición de jefe de hogar, número de horas dedicadas a brindar cuidados e ingresos no derivados del trabajo.

Los resultados de la ecuación para la satisfacción con la vida se muestran en la columna de la ecuación principal del cuadro 5. La columna de la ecuación auxiliar contiene los resultados de la ecuación de participación. Es necesario recordar que los coeficientes informados no corresponden a los efectos marginales de la variable explicativa.

Cuadro 5

Variable dependiente: satisfacción con la vida, modelo *probit* ordenado con una variable explicativa endógena binaria<sup>a</sup>

| Variables                                  | Ecuación principal<br>( <i>probit</i> ordenado para <i>w</i> ) | Ecuación auxiliar<br>( <i>probit</i> para <i>p</i> ) |
|--|--|--|
| Participación en el mercado de trabajo = 1 | 0,163<br>(0,208)   | X  |
| Mujer = 1                                  | -0,0320<br>(0,0860)  | -0,488***<br>(0,137)                                 |
| Años de escolarización                     | 0,0425***<br>(0,0107)  | 0,0790***<br>(0,00811)                               |
| Edad                                       | -0,00326<br>(0,0180)   | 0,0743***<br>(0,0213)                                |
| Edad al cuadrado                           | 2,03e-05<br>(0,000202)   | -0,00104***<br>(0,000236)                            |
| En pareja = 1                              | 0,203**<br>(0,0891)  | 0,326**<br>(0,134)                                   |
| Divorciado/a = 1                           | 0,0844<br>(0,0782)   | 0,0162<br>(0,117)                                    |
| Viudo/a = 1                                | 0,0519<br>(0,152)  | 0,212<br>(0,170)                                     |
| Indígena = 1                               | -0,0222<br>(0,0679)  | 0,118<br>(0,115)                                     |
| Inmigrante = 1                             | -0,238***<br>(0,0888)  | 0,281**<br>(0,138)                                   |
| Residente en zona rural = 1                | 0,0529<br>(0,0693)   | -0,123<br>(0,0814)                                   |
| Indígena = 1 y residente en zona rural = 1 | -0,122<br>(0,132)  | -0,0557<br>(0,173)                                   |
| Mujer = 1 y en pareja = 1                  | -0,0560<br>(0,111)   | -0,733***<br>(0,154)                                 |
| Con hijos = 1                              | -0,00348<br>(0,0533)   | X  |
| Ingresos                                   | 0,000185***<br>(3,35e-05)                                      | X  |
| Ingreso al cuadrado                        | -5,44e-09**<br>(2,21e-09)                                      | X  |
| Ingreso de referencia                      | -0,000142**<br>(6,28e-05)                                      | X  |
| Rasgos de la personalidad ( <i>ž</i> )     | 0,320***<br>(0,0181)   | 0,0299<br>(0,0209)                                   |
| Número de amigos                           | 0,00974<br>(0,00617)   | X  |
| Situación actual de salud (de 1 a 7)       | 0,0918***<br>(0,0202)  | 0,0333<br>(0,0237)                                   |
| Asistencia a un centro confesional = 1     | 0,114*<br>(0,0599)   | 0,0530<br>(0,0821)                                   |
| Jefe/a de hogar = 1                        | X  | 0,113<br>(0,0703)                                    |
| Horas dedicadas a brindar cuidados         | X  | -0,00769**<br>(0,00372)                              |
| Ingreso no derivado del trabajo            | X  | 1,85e-05<br>(3,16e-05)                               |
| Constante                                  | X  | 1,052**<br>(0,499)                                   |

| Variables                 | Ecuación principal<br>( <i>probit</i> ordenado para $w$ ) | Ecuación auxiliar<br>( <i>probit</i> para $p$ ) |
|---------------------------|---|---|
| $c_1$                     | -1,468***<br>(0,412)                                      | X   |
| $c_2$                     | -0,203<br>(0,411)   | X   |
| $c_3$                     | 0,207<br>(0,410)  | X   |
| $c_4$                     | 1,966***<br>(0,411)                                       | X   |
| $\hat{\rho}_{\epsilon v}$ | -0,0378<br>(0,125)  |   |
| Pseudo $R$ cuadrado       | 0,114   |   |
| Observaciones             | 5 997   |   |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, "Encuesta de Bienestar Social", Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. Las desviaciones estándar figuran entre paréntesis. El ingreso se refiere al ingreso monetario de los hogares. El ingreso de referencia se refiere al ingreso monetario por hogar del grupo de referencia. Todos los ingresos están expresados en miles de pesos chilenos. \* Nivel de significancia del 10%, \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.

<sup>a</sup> La decisión de participar en el mercado de trabajo es endógena.

De nuevo, el primer resultado que merece destacarse es que la variable referida a la participación en el mercado de trabajo ( $p$ ) deja de tener significancia estadística en el modelo (a pesar de que retiene su signo). Por lo tanto, la decisión de participar en el mercado laboral no tiene incidencia en los niveles de satisfacción con la vida. Este resultado es congruente con las estimaciones anteriores del modelo de mínimos cuadrados de dos etapas. La variable ficticia referida a los rasgos de la personalidad mantiene su incidencia en los niveles de satisfacción con la vida. También cabe destacar que el coeficiente de correlación de los errores de ambos modelos ( $\hat{\rho}_{\epsilon v}$ ) carece de significancia estadística.

Los resultados asociados con la ecuación de participación son compatibles con lo que indican la evidencia empírica previa. En el modelo *probit* ordenado, los coeficientes no corresponden a los efectos marginales. Sin embargo, el signo del coeficiente informado determina el signo del efecto marginal, por ejemplo, que es menos probable que las mujeres participen, que existe un perfil cóncavo en la relación entre la participación y la edad (que se ajusta al ciclo de vida de la persona), y que la escolarización incide de manera positiva en la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Como cabe esperar, el número de horas dedicadas a la prestación de cuidados incide de forma negativa en la probabilidad de participar.

Otro resultado interesante asociado con la ecuación de participación tiene que ver con la variable sustitutiva para los rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ ). El coeficiente asociado con esta variable carece de significancia estadística, lo que implica que la decisión de participar depende de las características sociodemográficas, en tanto que los rasgos de la personalidad no parecen tener incidencia.

En síntesis, las estimaciones permiten concluir que existe un problema de endogeneidad en la variable referida a la participación en el mercado de trabajo<sup>15</sup>. Una vez que se introducen controles para este problema, la variable deja de tener efectos significativos en el nivel de satisfacción con la vida. Esto también subraya el hecho de que los rasgos de la personalidad (representados por la variable sustitutiva  $\hat{z}$ ) son importantes para explicar el nivel de satisfacción con la vida ( $w$ ), pero no tienen incidencia en la decisión de participar ( $p$ ). En lo referido al resto de las variables incluidas en el modelo, los resultados son coherentes con lo que indica la evidencia empírica anterior.

<sup>15</sup> Sin embargo, como sugieren los resultados que se presentan en el cuadro 5, el coeficiente estimado para el parámetro  $\rho_{\epsilon v}$  carece de significancia estadística. Este parámetro mide el grado de correlación entre los errores de ambas ecuaciones del modelo.



## V. Conclusión

En este artículo hemos presentado datos robustos de que la decisión de participar en el mercado laboral no incide en el nivel de satisfacción con la vida. Este resultado es interesante, en primer lugar debido a que, según entendemos, existen pocos datos sobre este efecto para los países en desarrollo —como Chile—, y en segundo lugar debido a que la evidencia empírica disponible, que en su mayoría proviene de países desarrollados, es mixta. Una conclusión posible es que las personas optimizan sus preferencias en función de sus limitaciones. En este contexto, puede señalarse que las personas para quienes la decisión óptima es participar en el mercado de trabajo registran niveles similares de bienestar subjetivo que aquellos para quienes la decisión óptima es no participar.

Para llegar a estos resultados, se ha realizado un esfuerzo para tomar en cuenta la posible endogeneidad de la decisión de participar en el mercado laboral. Con ese fin, se realizó una estimación según el modelo de mínimos cuadrados de dos etapas, y también se estimó un modelo *probit* ordenado, que permite estimar todos los parámetros del modelo de manera conjunta mediante el estimador de la máxima probabilidad.

Dadas sus potenciales consecuencias en lo referido a la formulación de políticas públicas, la conclusión de que la participación en el mercado de trabajo no incide en el nivel de satisfacción con la vida debe tomarse con cautela. Los países promueven activamente la participación en el mercado de trabajo, una herramienta poderosa en la lucha contra la pobreza. Además, los ingresos monetarios son una variable robusta que tiene una profunda incidencia positiva en el bienestar subjetivo, como se ha señalado una y otra vez en la literatura sobre la economía de la felicidad. Por ejemplo, en Chile existen varias propuestas de política dirigidas a aumentar lo que históricamente ha sido una escasa participación de las mujeres en el mercado de trabajo (Contreras y Plaza, 2010; Contreras, De Mello y Puentes, 2011; Medrano, 2009). Por lo tanto, los resultados que se presentan aquí deben mantenerse en perspectiva y complementar el diseño de las políticas públicas, y ayudar a los responsables de la formulación de políticas a entender con claridad las diferentes maneras en que las políticas afectan a la población.

## Bibliografía

- Andrews, I., J. H. Stock y L. Sun (2019), “Weak instruments in instrumental variables regression: Theory and practice”, *Annual Review of Economics*, vol. 11.
- Björklund, A. (1985), “Unemployment and mental health: some evidence from panel data”, *Journal of Human Resources*, vol. 20, N° 4.
- Booth, A. y J. Van Ours (2008), “Job satisfaction and family happiness: The part-time work puzzle”, *The Economic Journal*, vol. 118, N° 526.
- Caporale, G. M. y otros (2009), “Income and happiness across Europe: Do reference values matter?”, *Journal of Economic Psychology*, vol. 30, N° 1.
- Card, D. y otros (2012), “Inequality at work: The effect of peer salaries on job satisfaction”, *American Economic Review*, vol. 102, N° 6.
- Contreras, D., L. De Mello y E. Puentes (2011), “The determinants of labour force participation and employment in Chile”, *Applied Economics*, vol. 43, N° 21.
- Contreras, D. y G. Plaza (2010), “Cultural factors in women’s labor force participation in Chile”, *Feminist Economics*, vol. 16, N° 2.
- De Neve, J. E. y otros (2012), “Genes, economics, and happiness”, *Journal of Neuroscience, Psychology, and Economics*, vol. 5, N° 4.
- Drichoutis, A. C., R. M. Nayga Jr. y P. Lazaridis (2010), “Do reference values matter? Some notes and extensions on “income and happiness across Europe”, *Journal of Economic Psychology*, vol. 31, N° 4.

- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005), "Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect", *Journal of Public Economics*, vol. 89.
- Frijters, P., J. Hasken-De New y M. Shields (2004), "Investigation of the patterns and determinants of life satisfaction in Germany following reunification", *Journal of Human Resources*, vol. 39, N° 3.
- Gerdtham, Ulf-G y M. Johannesson (1997), "The relationship between happiness, health and socio-economic factors: results based on Swedish micro data", *Working Paper Series in Economics and Finance*, N° 207, Escuela de Economía de Estocolmo.
- Kahneman, D. y A. Deaton (2010), "High income improves evaluation of life but not emotional well-being", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 107, N° 38.
- Korpi, T. (1997), "Is utility related to employment status? Employment, unemployment, labor market policies and subjective well-being among Swedish youth", *Labour Economics*, vol. 4, N° 2.
- Kristoffersen, I. (2018), "Great expectations: Education and subjective well-being", *Journal of Economic Psychology*, vol. 66.
- Loewe, N. y otros (2014), "Life domain satisfactions as predictors of overall life satisfaction among workers: Evidence from Chile", *Social Indicators Research*, vol. 118.
- Medrano, P. (2009), "Public day care and female labor force participation: evidence from Chile", *Serie Documentos de Trabajo*, vol. 306, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- MDSF (Ministerio de Desarrollo Social y Familia) (2021), "Encuesta de Bienestar Social", Santiago [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.
- MSDF/PNUD (Ministerio de Desarrollo Social y Familia/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo) (2020), *Evolución de la pobreza 1990-2017: ¿cómo ha cambiado Chile?*, Santiago.
- Montero, R., M. Vargas y D. Vásquez, (2021), "Segregation and life satisfaction", *Frontiers in Psychology*, N° 3862.
- Montero, R. y A. Miranda (2020), "Determinantes de la satisfacción con la vida entre los trabajadores chilenos", *Revista CEPAL*, N° 131 (LC/PUB.2020/9-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), agosto.
- Montero, R. y T. Rau (2016), "Relative income and job satisfaction in Chile", *Handbook of Happiness Research in Latin America*, Springer, Dordrecht.
- (2015), "Part-time work, job satisfaction and well-being: evidence from a developing OECD country", *The Journal of Development Studies*, vol. 51, N° 4.
- Montero, R. y D. Vásquez (2015), "Job satisfaction and reference wages: evidence for a developing country", *Journal of Happiness Studies*, vol. 16, N° 6.
- Ochsen, C. y H. Welsch (2012), "Who benefits from labor market institutions? Evidence from surveys of life satisfaction", *Journal of Economic Psychology*, vol. 33, N° 1.
- Powdthavee, N. (2009), "I can't smile without you: spousal correlation in life satisfaction", *Journal of Economic Psychology*, vol. 30, N° 4.
- Rojas, M. y H. Charles-Leija (2022), "Chile, milagro de crecimiento económico, pero... ¿y el bienestar?", *Revista Perfiles Latinoamericanos*, vol. 30, N° 59.
- Ruseski, J. E. y otros (2014), "Sport participation and subjective well-being: Instrumental variable results from German survey data", *Journal of Physical Activity and Health*, vol. 11, N° 2.
- Senik, C. (2004), "When information dominates comparison: Learning from Russian subjective panel data", *Journal of Public Economics*, vol. 88, N° 9-10.
- Stock, J. H. y M. Yogo (2005), "Testing for weak instruments in Linear IV regression", *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press [online] <https://doi.org/10.1017/CBO9780511614491.006>.
- Van Landeghem, B. (2019), "Stable traits but unstable measures? Identifying panel effects in self-reflective survey questions", *Journal of Economic Psychology*, vol. 72.
- Van Praag, B. M. S., P. Frijters y A. Ferrer-i-Carbonell (2003), "The anatomy of subjective well-being", *Journal of Behavior and Organization*, vol. 51.

## Anexo A1

Consideremos nuevamente el modelo de variables latentes para el nivel de satisfacción con la vida:

$$w_i^* = x_i'\beta + \alpha p_i + \gamma \hat{z}_i + \epsilon_i$$

Ahora bien, si la variable referida a la participación en el mercado laboral es endógena, se modela de la siguiente manera:

$$p^* = m'\delta + v$$

donde  $p^*$  representa la utilidad asociada con la participación en el mercado laboral, y  $m$  es un vector que contiene las variables explicativas de dicha utilidad.

A continuación, el econométrista observa que  $p = 1$  si  $p^* > 0$  y  $p^* = 0$  si  $p^* \leq 0$ . Además,  $m = [x, \hat{z}, m_1]$  donde  $x$  y  $\hat{z}$  son covariables exógenas, y  $m_1$  son los instrumentos excluidos. Se asume que  $(\epsilon, v)$  son independientes de  $m_1$  y que se distribuyen como un bivariado normal con una media equivalente a cero,  $\text{var}(\epsilon) = 1$ ,  $\text{var}(v) = \tau^2$  con correlación equivalente a  $\hat{\rho}_{\epsilon v}$ . Suponiendo que exista normalidad multivariante, se constata lo siguiente:

$$\epsilon = \theta v + e$$

con:

$$\theta = \frac{\rho_{\epsilon v}}{\tau^2}$$

A partir de estos supuestos es posible comenzar a generar las probabilidades que integrarán la función de probabilidad logarítmica. Por lo tanto:

$$Pr(w = 1 | p = 1, m) = Pr(w | v > -m'\delta, m)$$

$$Pr(w = 1 | p = 1, m) = Pr[Pr(w | v, m) | v > -m'\delta, m]$$

Luego, procedemos a integrar  $Pr(w | v, m)$  por sobre la densidad de  $v | v > -m'\delta$  que es una distribución normal truncada:

$$f = (v | v > -m'\delta) = \frac{\phi(v)}{\Phi(m'\delta)}$$

Mediante el uso de propiedades estadísticas estándar, se establece lo siguiente:

$$E(w | v, m) = Pr(w = 1 | v, m) = \Phi\left(\frac{c_1 - x_i'\beta - \alpha - \theta v}{\sqrt{1 - \rho_{\epsilon v}^2}}\right)$$

Por lo tanto:

$$Pr(w = 1 | p = 1, m) = P_{1,1} = \int_{-m'\delta}^{\infty} \Phi\left(\frac{c_1 - x_i'\beta - \alpha - \theta v}{\sqrt{1 - \rho_{\epsilon v}^2}}\right) \frac{\phi(v)}{\Phi(m'\delta)} dv$$

En aras de la simplicidad, consideremos la siguiente definición:

$$\Phi(c_j) \left( \frac{c_1 - x_i' \beta - \alpha - \theta v}{\sqrt{1 - \rho_{\epsilon v}^2}} \right)$$

Por lo tanto, el resto de las probabilidades están dadas por lo siguiente:

$$Pr(w = 2 | p = 1, m) = P_{2,1} = \int_{-m'\delta}^{\infty} [\Phi(c_2) - \Phi(c_1)] \frac{\theta(v)}{\Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 3 | p = 1, m) = P_{3,1} = \int_{-m'\delta}^{\infty} [\Phi(c_3) - \Phi(c_2)] \frac{\theta(v)}{\Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 4 | p = 1, m) = P_{4,1} = \int_{-m'\delta}^{\infty} [\Phi(c_4) - \Phi(c_3)] \frac{\theta(v)}{\Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 5 | p = 1, m) = P_{5,1} = \int_{-m'\delta}^{\infty} [1 - \Phi(c_4)] \frac{\theta(v)}{\Phi(m'\delta)} dv$$

A continuación, se replica el ejercicio para generar las probabilidades de  $p = 0$ . Tengamos en cuenta lo siguiente:

$$Pr(w = 1 | p = 0, m) = Pr[Pr(w | v, m) | v < -m'\delta, m]$$

Por lo tanto:

$$Pr(w = 1 | p = 0, m) = P_{1,0} = \int_{-\infty}^{-m'\delta} \Phi \left( \frac{c_1 - x_i' \beta - \theta v}{\sqrt{1 - \rho_{\epsilon v}^2}} \right) \frac{\theta(v)}{1 - \Phi(m'\delta)} dv$$

Nuevamente, consideremos la siguiente simplificación:

$$\Phi(c_j) \left( \frac{c_1 - x_i' \beta - \theta v}{\sqrt{1 - \rho_{\epsilon v}^2}} \right)$$

Las probabilidades están dadas por las siguientes expresiones:

$$Pr(w = 2 | p = 0, m) = P_{2,0} = \int_{-\infty}^{-m'\delta} [\Phi(c_2) - \Phi(c_1)] \frac{\theta(v)}{1 - \Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 3 | p = 0, m) = P_{3,0} = \int_{-\infty}^{-m'\delta} [\Phi(c_3) - \Phi(c_2)] \frac{\theta(v)}{1 - \Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 4 | p = 0, m) = P_{4,0} = \int_{-\infty}^{-m'\delta} [\Phi(c_4) - \Phi(c_3)] \frac{\theta(v)}{1 - \Phi(m'\delta)} dv$$

$$Pr(w = 5 | p = 0, m) = P_{5,0} = \int_{-\infty}^{-m'\delta} [1 - \Phi(c_4)] \frac{\theta(v)}{1 - \Phi(m'\delta)} dv$$

De esta manera, puede establecerse la probabilidad logarítmica:

$$l(\delta, \beta, \alpha, c_j, \rho_{\epsilon, \nu}, \tau) = \sum_{i=1}^n \left[ \begin{array}{l} w_{i1} p_i \ln(P_{1,1}) + w_{i2} p_i \ln(P_{2,1}) + w_{i3} p_i \ln(P_{3,1}) + w_{i4} p_i \ln(P_{4,1}) + \\ w_{i5} p_i \ln(P_{5,1}) + w_{i1} (1-p_i) \ln(P_{1,0}) + w_{i2} (1-p_i) \ln(P_{2,0}) + \\ w_{i3} (1-p_i) \ln(P_{3,0}) + w_{i4} (1-p_i) \ln(P_{4,0}) + w_{i5} (1-p_i) \ln(P_{5,0}) \end{array} \right] \quad (1A)$$

donde  $w_{ij} = 1$  si  $w_i = j$  y equivale a cero en caso contrario, para  $j = 1, 2, 3, 4, 5$ . Esta es la función que se maximiza para determinar las estimaciones de los parámetros de la población.

## Anexo A2

**Cuadro A2.1**

Efectos marginales del modelo *probit* ordenado: satisfacción con la vida

| VARIABLES                                  | $P(w = 1)$                | $P(w = 2)$                 | $P(w = 3)$                 | $P(w = 4)$                 | $P(w = 5)$                |
|--|---------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|
| Participación en el mercado de trabajo = 1 | -0,00278*<br>(0,00169)    | -0,0144*<br>(0,00842)      | -0,00713*<br>(0,00421)     | -0,00316<br>(0,00198)      | 0,0275*<br>(0,0161)       |
| Mujer = 1                                  | 0,00116<br>(0,00227)      | 0,00602<br>(0,0118)        | 0,00298<br>(0,00582)       | 0,00132<br>(0,00262)       | -0,0115<br>(0,0225)       |
| Años de escolarización                     | -0,00120***<br>(0,000306) | -0,00621***<br>(0,00140)   | -0,00307***<br>(0,000680)  | -0,00136***<br>(0,000418)  | 0,0118***<br>(0,00255)    |
| Edad                                       | 4,67e-05<br>(0,000478)    | 0,000242<br>(0,00248)      | 0,000120<br>(0,00123)      | 5,31e-05<br>(0,000544)     | -0,000462<br>(0,00473)    |
| Edad al cuadrado                           | -9,09e-09<br>(5,26e-06)   | -4,72e-08<br>(2,73e-05)    | -2,33e-08<br>(1,35e-05)    | -1,03e-08<br>(5,97e-06)    | 8,99e-08<br>(5,20e-05)    |
| En pareja = 1                              | -0,00562**<br>(0,00248)   | -0,0291**<br>(0,0126)      | -0,0144**<br>(0,00625)     | -0,00639**<br>(0,00318)    | 0,0556**<br>(0,0239)      |
| Divorciado/a = 1                           | -0,00231<br>(0,00216)     | -0,0120<br>(0,0112)        | -0,00594<br>(0,00550)      | -0,00263<br>(0,00249)      | 0,0229<br>(0,0212)        |
| Viudo/a = 1                                | -0,00147<br>(0,00419)     | -0,00764<br>(0,0217)       | -0,00378<br>(0,0108)       | -0,00167<br>(0,00480)      | 0,0146<br>(0,0415)        |
| Indígena = 1                               | 0,000590<br>(0,00186)     | 0,00306<br>(0,00964)       | 0,00151<br>(0,00478)       | 0,000670<br>(0,00215)      | -0,00583<br>(0,0184)      |
| Inmigrante = 1                             | 0,00633**<br>(0,00250)    | 0,0328***<br>(0,0127)      | 0,0162***<br>(0,00629)     | 0,00719**<br>(0,00333)     | -0,0626***<br>(0,0240)    |
| Residente en zona rural = 1                | -0,00138<br>(0,00191)     | -0,00716<br>(0,00982)      | -0,00354<br>(0,00488)      | -0,00157<br>(0,00215)      | 0,0137<br>(0,0187)        |
| Indígena = 1 y residente en zona rural = 1 | 0,00334<br>(0,00367)      | 0,0173<br>(0,0188)         | 0,00857<br>(0,00932)       | 0,00380<br>(0,00421)       | -0,0330<br>(0,0358)       |
| Mujer = 1 y en pareja = 1                  | 0,00185<br>(0,00282)      | 0,00960<br>(0,0146)        | 0,00475<br>(0,00721)       | 0,00210<br>(0,00325)       | -0,0183<br>(0,0278)       |
| Con hijos = 1                              | 0,000116<br>(0,00146)     | 0,000602<br>(0,00759)      | 0,000298<br>(0,00375)      | 0,000132<br>(0,00166)      | -0,00115<br>(0,0145)      |
| Ingresos                                   | -5,07e-06***<br>(110e-06) | -2,63e-05***<br>(4,93e-06) | -1,30e-05***<br>(2,50e-06) | -5,76e-06***<br>(1,69e-06) | 5,01e-05***<br>(9,01e-06) |
| Ingreso al cuadrado                        | 1,49e-10**<br>(6,31e-11)  | 7,73e-10**<br>(3,17e-10)   | 3,83e-10**<br>(1,58e-10)   | 1,69e-10**<br>(7,99e-11)   | -1,47e-09**<br>(6,00e-10) |
| Ingreso de referencia                      | 3,92e-06**<br>(1,81e-06)  | 2,03e-05**<br>(9,09e-06)   | 1,01e-05**<br>(4,44e-06)   | 4,45e-06**<br>(2,02e-06)   | -3,88e-05**<br>(1,69e-05) |
| Número de amigos                           | -0,000269<br>(0,000172)   | -0,00139<br>(0,000883)     | -0,000689<br>(0,000437)    | -0,000305<br>(0,000203)    | 0,00266<br>(0,00167)      |
| Situación actual de salud (de 1 a 7)       | -0,00254***<br>(0,000621) | -0,0132***<br>(0,00287)    | -0,00652***<br>(0,00148)   | -0,00289***<br>(0,000973)  | 0,0251***<br>(0,00544)    |
| Asistencia a un centro confesional = 1     | -0,00315*<br>(0,00169)    | -0,0164*<br>(0,00861)      | -0,00809*<br>(0,00424)     | -0,00358*<br>(0,00205)     | 0,0312*<br>(0,0163)       |
| Rasgos de la personalidad ( $\hat{z}$ )    | -0,00880***<br>(0,00116)  | -0,0456***<br>(0,00302)    | -0,0226***<br>(0,00182)    | -0,01000***<br>(0,00253)   | 0,0870***<br>(0,00458)    |
| Observaciones                              | 5 999                     | 5 999                      | 5 999                      | 5 999                      | 5 999                     |

**Fuente:** Ministerio de Desarrollo Social y Familia, "Encuesta de Bienestar Social", Santiago, 2021 [en línea] <https://datasocial.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/portalDataSocial/ebs>.

**Nota:** En la muestra se incluyen personas de entre 18 y 65 años de edad. Las desviaciones estándar figuran entre paréntesis. El efecto marginal se calculó según el valor medio de las variables explicativas. El ingreso se refiere al ingreso monetario del hogar (en miles de pesos chilenos). El ingreso de referencia alude al ingreso monetario por hogar del grupo de referencia (en miles de pesos chilenos). \* Nivel de significancia del 10%, \*\* nivel de significancia del 5%, \*\*\* nivel de significancia del 1%.