



Estimando la mediana del ingreso del trabajo en Chile:
Una propuesta implementando Cuentas Nacionales Distributivas

TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

Alumno: Manuel Taboada Moya
Profesor Guía: José De Gregorio Rebeco

Santiago, Noviembre 2020

Estimando la mediana del ingreso del trabajo en Chile: Una propuesta implementando Cuentas Nacionales Distributivas

Manuel Taboada*

14 de diciembre de 2020

Resumen

Este estudio utiliza cuentas nacionales, encuestas a hogares y registros administrativos para obtener series consistentes de distintos componentes del ingreso y su distribución para el período 2006-2017. Se pone énfasis en los ingresos del trabajo asalariado y por cuenta propia, en especial a los tramos medios de ingreso representados por la mediana. La nueva metodología propuesta es capaz de corregir las limitaciones conocidas de cada fuente de datos y combinarlas de manera coherente por primera vez para Chile. Se verifica el realismo de los supuestos e imputaciones contrastando con diversas referencias externas. Se encuentra, como promedio entre 2006 y 2017, que el subreporte total en los salarios brutos en la encuesta CASEN respecto a cuentas nacionales es de 41% y cerca de un tercio de este se atribuye a los *missing-rich*. Así, para 2017, la mediana del ingreso bruto del trabajo dependiente se estima en \$600,000, y \$570,000 para todos los trabajadores activos. El subreporte en el ingreso de los independientes es mayor, pero los datos utilizados son por naturaleza menos precisos. Las series corregidas que se obtienen permiten explicar el puzle del ahorro negativo en los hogares de menor ingreso.

* mtaboada@fen.uchile.cl

Índice

1. Introducción	4
2. Revisión de literatura	9
3. Definiciones de ingreso	13
3.1. Cuentas nacionales	13
3.2. Encuestas a hogares	16
3.3. Registros tributarios	17
3.4. Estructura tributaria y de seguridad social	17
4. Relaciones entre fuentes	18
4.1. Salarios	20
4.2. Construcción del ingreso de los independientes	20
4.3. Ingresos del capital	22
5. Estadística descriptiva	22
6. Metodología	26
7. Resultados	33
8. Extensión: Puzle del ahorro en los hogares	41
9. Comentarios finales	44
10. Apéndices	52
10.1. Estimación paramétrica del ingreso mediano	52
10.2. Tablas adicionales	54

1. Introducción

En Chile, la distribución del ingreso genera especial interés y debate. Una cifra que muchas veces protagoniza estas discusiones es el ingreso mediano de los trabajadores o de los hogares. Sin embargo, los datos que suelen utilizarse para medirlo poseen significativas inconsistencias, lo que pocas veces es admitido. Estas inconsistencias se visibilizan en parte por la brecha que existe entre el salario promedio según la encuesta CASEN con el de cuentas nacionales. En 2017, la encuesta reportaba un promedio de \$560,000 (líquidos), mientras que en cuentas nacionales ascendía a \$955,000 (brutos) para el mismo año¹. La diferencia mencionada, junto con otras que se mostrarán, generan dudas respecto de un número muy difundido, el ingreso mediano de los trabajadores estimado en \$400,000 (INE, 2019). Es fundamental para la discusión pública contar con datos lo más precisos posibles y que a la vez expliciten sus limitaciones para no inducir a errores. A pesar de varias incongruencias que surgen en el cálculo de la desigualdad y los niveles de ingreso, es reconocido que desde el retorno a la democracia en 1990 ha aumentado el ingreso promedio y ha caído de manera importante la pobreza y la desigualdad.

En este contexto, la conclusión generalizada del aumento en el estándar de vida y de la reducción de la desigualdad en los últimos 30 años admite algunas acotaciones derivadas de las falencias en las fuentes disponibles. Si bien se han hecho múltiples esfuerzos por medir adecuadamente la pobreza y las participaciones de los súper-ricos, persisten dos importantes limitaciones en la medición de la desigualdad y, los niveles de ingresos en la parte media de la distribución. La primera limitación, y fundamental, es la cuantiosa brecha entre las cuentas nacionales—enfocadas en los agregados macroeconómicos y el crecimiento—y los estudios de pobreza y desigualdad—que utilizan datos de encuestas o registros administrativos, sin ser necesariamente consistentes con los agregados macro—. La segunda es que las encuestas socioeconómicas suelen subestimar los ingresos de los hogares más ricos con mayor intensidad que el de los de ingreso medio y bajo, a diferencia de los registros tributarios.

Con el propósito de abordar estos problemas, el presente trabajo compara y combina distintas fuentes—cuentas nacionales, encuestas a hogares, registros tributarios y de seguridad social—para generar series consistentes de la distribución de ingreso en Chile enfocadas en los tramos medios. De esta manera, se corrigen las deficiencias conocidas de cada fuente y se aprovechan sus ventajas, logrando un marco conceptual coherente y unificado, que permite conciliar de manera efectiva las definiciones y fenómenos captados en datos micro y macroeconómicos. El resultado final es un ingreso mediano bruto de los trabajadores activos de

¹Aun considerando impuestos y seguridad social, la diferencia es superior a 40 %.

\$570,000; \$600.000 para los dependientes y \$440,000 para los independientes, en el escenario central, lo que corresponde a un aumento de al menos 40 % respecto a los datos originales.

Este trabajo propone tres innovaciones respecto de la literatura de distribución del ingreso existente. En primer lugar, por primera vez para Chile, se combinan las tres fuentes mencionadas para analizar la distribución completa de los ingresos, y no solamente las participaciones de los súper-ricos como lo hacen Jorrat y Fairfield (2016). En segundo lugar, este es el primer estudio enfocado en los ingresos medios y del trabajo, que logra incorporar otras fuentes de información además de las encuestas, con el fin de resolver los problemas ya mencionados de los datos microeconómicos. En tercer lugar, esta investigación cubre el período comprendido entre 2006 y 2017, de manera que se logran apreciar tendencias de mediano plazo, y es posible proyectar algunas series hasta 2019. Los resultados producidos distribuyen la brecha promedio entre encuestas con cuentas nacionales, que alcanza hasta 45 % para el trabajo dependiente y más para otros componentes, de manera más plausible que estudios anteriores. Como característica adicional, se ponen a disposición todas las fuentes primarias y códigos que permiten replicar los resultados expuestos, modificar los supuestos y hacer distintas extensiones.

Las controversias mencionadas, acerca de la magnitud de la desigualdad, se deben en general a diferencias conceptuales y metodológicas entre distintos estudios que dan origen a resultados incluso contradictorios. Por ejemplo, el Gini reportado por el Banco Mundial se redujo de 0.57 en 1990 a 0.45 en 2015. Para los hogares, entre 1990 y 2013, el ingreso real del percentil 10² se multiplicó por cuatro, mientras que el del percentil 90 creció 2,8 veces (Larrañaga y Rodríguez 2014)³. Por otra parte, la magnitud y evolución de la concentración del ingreso sobre el percentil 99 es más controversial. Algunos estudios, como Atria, Flores, Sanhueza y Meyer (2018), contradicen la evidencia de encuestas concluyendo que la desigualdad aumentó a partir del 2000. Fairfield y Jorrat (2016), en la publicación con acceso a información más detallada, estiman que la concentración del ingreso se mantuvo constante entre 2003 y 2012. La literatura entrega estimaciones de la participación del 1 % más rico en un rango inusualmente alto, entre 8,7 % y 33 %⁴. Estas discrepancias ocurren por un lado debido a diferencias entre la muestra y definiciones de ingreso usadas, pero también como consecuencia de la dificultad de obtener información precisa y diseñar metodologías confiables.

Dada la inconsistencia entre la información extraída por separado de cuentas

²Se entenderá que el percentil i , o P_i corresponde al valor de la observación donde un i % de la muestra es menor, y un $(100 - i)$ % es mayor, de manera que la mediana equivale al P_{50} .

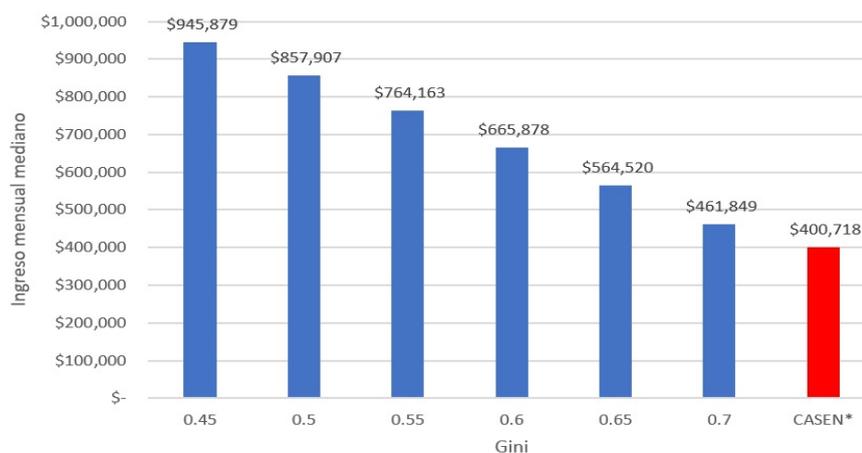
³Corresponde a la medición del ingreso de CASEN ajustado por inflación pero no a cuentas nacionales.

⁴8,7 % calculado a partir del ingreso total del hogar en CASEN 2015, y 33 % obtenido de Figueroa, Gutiérrez y López (2013) incluyendo ganancias de capital atribuidas.

nacionales, encuestas a hogares, y datos administrativos, no es posible estimar de manera congruente la forma en que el crecimiento económico se ha distribuido a la población. Este problema de incompatibilidad es casi universal, y afecta principalmente a países de menor ingreso o desarrollo estadístico. Se han realizado importantes esfuerzos para estandarizar la medición del ingreso en cuentas nacionales y en encuestas a hogares, o utilizando varias fuentes. Los más importantes son el el Sistema de Cuentas Nacionales 2008, el *Canberra Group Handbook on Household Income* y las Cuentas Nacionales Distributivas (CND o DINA, por su sigla en inglés) de Alvaredo et al. (2016); se utilizarán los tres a lo largo de este trabajo.

Lo que motiva finalmente esta investigación es profundizar en la medición del bienestar de las personas. Actualmente existe relativo consenso en hacerlo desde una perspectiva más amplia y que considere además del ingreso, consumo y riqueza, a la desigualdad vertical, horizontal y de oportunidades, al bienestar subjetivo, seguridad económica, sustentabilidad, confianza y capital social (Fitoussi y Durand, 2018). Los mismos autores destacan como uno de los avances significativos de los últimos años en la medición del bienestar a las CND, que se implementan en esta investigación. A pesar de que estas se restringen a la dimensión monetaria, tienen la virtud de generar distribuciones del ingreso comparables entre países y consistentes con los problemas conocidos de las distintas fuentes que incorporan. Los resultados que se obtengan a partir de las CND deben siempre interpretarse en un contexto que considere, al menos, a las otras dimensiones mencionadas.

Figura 1: Simulación paramétrica de la mediana del ingreso autónomo bruto 2017



Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN y Banco Central.

Los ingresos medianos para cada nivel de Gini corresponden a cálculos propios a partir del INB, depreciación del capital e impuestos indirectos que se fundamentan en el Apéndice 1. El eje X muestra los coeficientes de Gini necesarios para cada ingreso mediano. *Última columna corresponde al ingreso del capital y del trabajo dependiente e independiente bruto de la CASEN indicando que el Gini implicado por esa combinación media-mediana es superior a 0.7.

Antes de desarrollar la metodología principal, se propone un ejercicio estadístico sencillo para entender las implicancias de la brecha entre cuentas nacionales y la encuesta CASEN. Este consiste en imputar una distribución paramétrica al ingreso agregado de cuentas nacionales suponiendo un nivel dado de desigualdad y compararlo con la distribución efectivamente captada en la CASEN. Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009) hacen algo similar a escala global usando el ingreso promedio de cuentas nacionales y distintas distribuciones paramétricas. Con esta distribución es posible obtener una aproximación del ingreso mediano, de los trabajadores y del capital, que es consistente con la media de cuentas nacionales y distintos niveles de desigualdad. Dado un promedio, es necesario una mayor desigualdad (por ejemplo, Gini) para que resulte una mediana menor, dejando constante el tipo de distribución. Las Cuentas Nacionales Distributivas (DINA por su sigla en inglés) calculan la distribución de agregados macro de manera mucho más sofisticada y precisa. El presente estudio propone una adaptación de estas enfocada en los ingresos del trabajo.

La **figura 1** muestra el ingreso mediano bruto calculado a partir de distintos coeficientes de Gini y el promedio de cuentas nacionales⁵ y los compara con la mediana del ingreso del trabajo y capital efectivo de la última CASEN. Según cuentas nacionales, el ingreso nacional promedio para 8.2 millones de trabajadores y rentistas es cercano a \$1,350,000 mensual, y los componentes del INB no incluidos, impuestos indirectos y depreciación del capital, alcanzan unos \$350.000. Si la distribución del ingreso fuera *lognormal* o *Weibull*⁶, las de mejor ajuste a distribuciones empíricas (Pinkovskiy y Sala-i-Martin, 2009), se necesitaría un Gini mayor a 0.7 para que el promedio sea el de cuentas nacionales (\$1,350,000) y la mediana la de la CASEN (\$400,000). Estos niveles de desigualdad no parecen consistentes con la evidencia⁷ por lo que es razonable concluir que la encuesta CASEN subestima de manera significativa el ingreso de los tramos medios. En el Apéndice 1 se detalla la metodología que se utilizó.

En el ejercicio realizado en torno a la **figura 1** se supuso que los agregados de cuentas nacionales son más precisos que los que se obtienen a través de encuestas de consumo o ingreso. Sin embargo, aún no existe consenso y tanto los defensores de cuentas nacionales como los de las encuestas de ingreso hacen notar problemas conceptuales válidos con cada fuente (Pinkovskiy y Sala-i-Martin, 2015). Diversas cuentas de ingreso de los hogares, como la del capital y del trabajo independiente, son residuales con respecto a otros agregados, por lo que la precisión que se puede esperar de ellas es menor. Igualmente, para algunos componentes como los salarios,

⁵El ingreso comparable de cuentas nacionales equivale al INB menos la depreciación del capital e impuestos indirectos de manera que equivale al pago neto de factores capital y trabajo.

⁶Se elige la distribución Weibull por entregar medianas menores para el tramo relevante.

⁷El mayor Gini calculado por la literatura para Chile es de 0.63 (Gutiérrez, Figueroa y López, 2013).

la situación es diferente. Para la construcción de estos se utilizan múltiples fuentes, que se contrastan, complementan y actualizan en un mismo marco conceptual coherente. Para cada tipo de actividad económica, según sus características, se utilizan encuestas especializadas, registros contables y administrativos, declaraciones juradas e indicadores sectoriales que se convierten y ajustan a conceptos, definiciones, clasificadores y metodologías establecidas en el SCN 2008 (Banco Central 2017). Por otro lado, las encuestas se basan en el autorreporte y es conocido que tienen múltiples problemas de precisión, representatividad y sesgos individuales sistemáticos (Moore, Stinson y Welniak, 2000; Hurst, Li y Pugsley, 2014).

La mayor precisión de cuentas nacionales, con las controversias y acotaciones mencionadas, también es válida para el empleo por cuenta propia e informal, pero admitiendo consideraciones adicionales. Los ingresos provenientes del trabajo independiente presentan desafíos contables y estadísticos especiales que dificultan su medición ya sea en encuestas, cuentas nacionales y en registros de impuestos. Estas dificultades se relacionan con la contabilidad imperfecta de ingresos y gastos, omisión voluntaria o involuntaria al declarar e incluso la frontera difusa entre informalidad e ilegalidad (Husmanns, 2004).

Aún considerando las fortalezas descritas, una restricción elemental de los agregados macroeconómicos es que estos presentan únicamente el total de cada variable, sin informar sobre su distribución, por lo que no es posible obtener caracterizaciones poblacionales más allá del promedio. Un estadístico poblacional, la mediana, es de particular utilidad para resumir información de variables asociadas al bienestar. Desde una perspectiva estadística, no es sensible a valores extremos, por lo que es menos probable que se vea afectada por errores en la muestra. Segundo, es muy apropiada para medir el bienestar económico ya que, en general, se ve afectada positivamente por el crecimiento, y negativamente por la desigualdad (Birdsall y Meyer, 2015). Asimismo, es un valor muy utilizado en la discusión pública porque además de las buenas propiedades mencionadas, es comprendido y reconocido popularmente como un buen estadístico de resumen.

Con el objetivo de generar aproximaciones al bienestar de la población, se han hecho distintos esfuerzos para alcanzar la compatibilidad conceptual y metodológica entre encuestas y cuentas nacionales. Por ejemplo, la encuesta CASEN ajustaba, hasta 2011, cinco componentes del ingreso captado a su contraparte equivalente teórico de cuentas nacionales. Estos corresponden a sueldos y salarios, ingresos de independientes, prestaciones de seguridad social, rentas de la propiedad y alquiler imputado de la vivienda. El ajuste dejó de realizarse porque, entre otras razones, reducía la tasa de pobreza en más de 1.5 pp, para algunos años, sin contar con la suficiente certeza sobre su validez metodológica (Campos y Foster, 2013).

Este estudio se basa en la metodología de Cuentas Nacionales Distributivas desarrollada en Alvaredo et al. (2016). El objetivo del proyecto DINA es crear un marco conceptual sistemático para obtener series de ingreso homogéneas y comparables a nivel internacional, de la misma forma que los lineamientos del Sistema de Cuentas Nacionales (SCN 2008) permiten comparar de manera precisa los niveles de PIB y otros agregados macroeconómicos entre países. Otros proyectos, como la Luxembourg Income Study Database (LIS), entregan datos distributivos armonizados y sistematizados, explicando diferencias conceptuales, pero no estandarizados, de manera que la comparación entre países es más engorrosa.

Para Latinoamérica, a la fecha de escritura de este estudio solamente existe información siguiendo los lineamientos descritos y detallada por debajo del percentil 90 para Brasil (Morgan, 2017). El trabajo desarrollado sirve como base para perfeccionar la medición de los ingresos del capital y atribuir los componentes del PIB que no son directamente percibidos por los hogares siguiendo la metodología DINA de forma completa. Se opta por no profundizar en las variables excluidas de las definiciones de ingreso para no incurrir excesivamente en supuestos arbitrarios para su asignación, al no contar con información que garantice una exactitud razonable.

El resto de la investigación se organiza en ocho partes. En la sección 2 se hace una breve revisión de la literatura sobre el uso de cuentas nacionales e impuestos en la generación de estadísticas microeconómicas. Las secciones 3 y 4 entregan el marco conceptual necesario para entender las relaciones entre las diferentes definiciones de ingreso que se utilizarán. En la sección 5 se muestran una selección de estadísticos muestrales sobre los ingresos del trabajo. También se describe y cuantifica la brecha entre el ingreso medido en la encuesta CASEN y el Ingreso Nacional Bruto. Luego, la sección 6 explica la metodología utilizada para la corrección del subreporte. En la sección 7 se exponen los principales resultados, con énfasis en el ingreso mediano de las distintas categorías de trabajadores. La sección 8 está dedicada a resolver el puzle del ahorro en los hogares. Finalmente, en la última sección se concluye y se establecen las pautas para futura investigación.

2. Revisión de literatura

El primer esfuerzo internacional para coordinar y estandarizar la medición del ingreso agregado fue con el Sistema de Cuentas Nacionales (SCN) en 1953. Antes de esto, existían algunas encuestas a hogares, cuentas nacionales parciales y registros administrativos de impuestos pero ninguna de estas tres fuentes permitía un nivel adecuado de comparabilidad internacional. La armonización e integración

de las distintas formas de medir el ingreso nacional lleva décadas y continúa desarrollándose.

Reconociendo la mayor estandarización de las cuentas nacionales, Ahluwalia et al. (1978) fueron los primeros en utilizar el PIB como ancla para ajustar datos de encuestas y obtener niveles de pobreza por país para el Banco Mundial. Utilizaban la distribución obtenida de encuestas y la media del PIB, sin reconciliar de manera explícita las importantes diferencias en definiciones y métodos de las encuestas entre sí y con las estadísticas macroeconómicas.

Los trabajos de Altimir (1986 y 1987), con el objetivo de mejorar la medición del ingreso en América Latina, fueron pioneros en plantear una metodología explícita de ajuste para cinco componentes específicos del ingreso captado en encuestas a su contraparte teórica de cuentas nacionales. En años subsecuentes, Lustig y Székely (1997), Ravallion (2000), Deaton y Dreeze (2002) y otros, han abordado detalladamente distintas formas de realizar el ajuste, enumerando ventajas, limitaciones y alternativas para armonizarlo. Este es un tópico muy activo, y en la actualidad no se ha alcanzado consenso sobre la mejor forma, o la necesidad, de realizar aquellas conciliaciones. Lo anterior se debe principalmente a que los requerimientos informacionales para hacerlo de manera óptima son muy costosos de cumplir, por lo que muchas veces se debe elegir entre ajustar de manera deficiente o no hacerlo.

Varias de las dificultades mencionadas ocurren porque las encuestas de ingreso son susceptibles a múltiples errores y sesgos. En primer lugar, a fallas en el diseño muestral, del cuestionario, o del tratamiento de los datos. Un problema fundamental y difícil de resolver en la práctica, es el sesgo por no respuesta y subreporte asociado a características socioeconómicas. Asimismo, los entrevistados, en particular los trabajadores por cuenta propia, muchas veces no registran la información contable necesaria para contestar de manera adecuada. También, el falseamiento u omisión, voluntaria o involuntaria es un problema significativo. Estos sesgos suelen ser de mayor magnitud y relevancia para la parte superior de la distribución de ingresos (Ruiz y Woloszko, 2016; Lustig, 2019).

La revisión más sistemática de la relación entre el PIB y el ingreso de encuestas, al medir la pobreza, se encuentra en Deaton (2005). Él estima que en 272 encuestas de 127 países el ingreso medido es únicamente un 57 % del PIB de cada país en promedio. Además, concluye que, a pesar de que las cuentas nacionales son más precisas a nivel agregado, mientras las encuestas no estén diseñadas y protocolizadas de manera consistente, es más confiable utilizarlas sin ajuste. Los estudios más relevantes que siguen esta recomendación y estiman la distribución de ingreso en el mundo sin ajustar a cuentas nacionales son Milanovic (2002, 2005, 2012), Lakner y Milanovic

(2013), y los publicados por el Banco Mundial (Chen y Ravallion, 2001, 2008, 2012).

A pesar de los múltiples problemas metodológicos y las imprecisiones asociadas al uso de promedios de cuentas nacionales con distribuciones de encuestas, la mayoría de los estudios de desigualdad y pobreza a nivel mundial hasta hace pocos años simplemente usan el PIB per cápita como *proxy* del ingreso promedio individual de los hogares. Los más importantes son Bourguignon (2011), Pinkovskiy y Sala-i-Martin (2009), Dowrick y Akmal (2005) y Chotikapanich et al. (1997). En estimaciones más recientes, existe un relativo consenso en no ajustar a cuentas nacionales para estimar la pobreza mundial. Lakner y Milanovic (2013) y Ravallion (2012) hacen esto siguiendo distintos métodos para armonizar definiciones y corregir sesgos. Las técnicas estadísticas y correcciones metodológicas empleadas, con o sin ajuste a cuentas nacionales, en general son sencillas, obedeciendo al gran volumen de datos y fuentes utilizados.

La discusión anterior se enfoca en la medición del ingreso a escala mundial, lo que claramente impone dificultades al tratamiento más minucioso de la información. Por lo tanto, se esperaría que al estudiar un país específico sea factible reconciliar con mayor precisión las distintas definiciones, magnitudes y metodologías, favoreciendo la decisión de ajustar. Esto es lo que se hacía con la Encuesta CASEN desde 1990, a cargo de la CEPAL. Sin embargo, esta corrección fue blanco de múltiples críticas en 2011.

En una de las críticas más reconocidas, Bravo y Valderrama (2011), reconstruyendo las bases de datos originales sin ajustes de 1990 a 2006 (no publicadas entonces), muestran que el efecto de ajustar a cuentas nacionales es reducir la pobreza en 0.6 pp y aumentar el coeficiente Gini del ingreso total por hogar en 3.4 pp. En segundo lugar, un hecho aparentemente fortuito, el cambio de base de compilación de referencia del Banco Central de Chile, del SCN 1993 al SCN 2008 en el año 2011, reveló la potencial arbitrariedad del ajuste⁸. Desde el año 2000 y hasta 2011, se usaba para la corrección por cuentas nacionales una serie empalmada que combinaba las tasas de crecimiento de las nuevas cuentas con la base del año 2000. Con el tiempo, las cuentas empalmadas llegaron a representar solo un 69% de las cuentas de año corriente. Con el cambio de las series de referencia, los factores de ajuste aumentaron de 1.09 para sueldos y salarios y 2.05 para ingresos de los independientes (cuentas empalmadas), a valores bastante más elevados, 1.31 para sueldos y salarios y 3.79 para los ingresos de los independientes (cuentas actualizadas). El aumento en 20% de los sueldos y salarios y en más de 100% del ingreso de los independientes, obedecería únicamente al cambio de metodología de una referencia externa, haciendo imposible establecer una

⁸Los principales cambios afectan a la medición de servicios financieros, seguros diferentes a la categoría seguros de vida y producción para uso propio, aumentando el PIB en 3.8% promedio para la OCDE

continuidad entre las estimaciones de desigualdad y pobreza de encuestas anteriores (CEPAL, 2013). Por esta razón, se decidió interrumpir el ajuste de la encuesta CASEN a cuentas nacionales, conservando únicamente la corrección por no respuesta.

A pesar de que generalmente las cuentas nacionales son más precisas a nivel agregado, se recomienda no realizar ajustes a datos de encuestas cuando no se tenga información adecuada del agregado equivalente. Lo mismo es válido, aún conociendo la magnitud total y compatibilidad de la definición, si se sospecha que los sesgos de la encuesta no son uniformes a lo largo de la distribución (Ravallion, 2015). Asignar proporcionalmente la diferencia de ingreso, o siguiendo algún criterio en específico, puede inflar artificialmente el ingreso de los deciles más bajos, reduciendo de manera cuestionable la proporción de pobres.

En concordancia con uno de sus principales objetivos, caracterizar la pobreza de Chile así como su evolución a lo largo del tiempo, es que se opta por no ajustar sus componentes al marco de cuentas nacionales. Sin embargo, cuando el foco es en los tramos medios y altos de la distribución, e importa más la comparabilidad internacional, se vuelve necesario implementar una metodología que se haga cargo de los sesgos y diferencias metodológicas de las encuestas a hogares.

Székely y Hilgert (1999) revisan las diferencias metodológicas y conceptuales de las encuestas de ingreso en Latinoamérica, encontrando que los salarios del empleo formal están subreportados con respecto a cuentas nacionales hasta en un 57%, con heterogeneidades importantes. En un estudio más reciente, Del Castillo (2015) encuentra un subreporte promedio de los salarios de hasta 47% respecto a cuentas nacionales para México. En esa investigación se corrige esta diferencia proponiendo un método que asigna la brecha a las tres, de nueve, categorías de empleo de mayor ingreso según el Sistema Nacional de Clasificación de Ocupaciones generando un ajuste que favorece la concentración en los ingresos altos⁹. Por otro lado, Lustig (2019) analiza los sesgos que afectan con mayor intensidad a los ingresos altos (*missing rich*) en encuestas a hogares, su magnitud, causas y métodos de corrección. Distingue entre enfoques de corrección dentro de la encuesta y aquellos que combinan datos de la encuesta con fuentes externas, en general tributarias, como el que se propondrá. Por otro lado, Atkinson (2016) reconoce que el sesgo puede no limitarse a los ingresos altos sino que extenderse hasta los ingresos bajos donde incluso podría tener mayor intensidad.

⁹En específico y de manera justificada pero finalmente arbitraria, 80% de la diferencia a los funcionarios, directivos y jefes; 15% de la diferencia a los profesionales y técnicos; y, 5% de la diferencia a los trabajadores menos calificados. A cada observación, según su categoría, se multiplica por una constante tal que se cumpla lo anterior y que el agregado coincida con cuentas nacionales. Con estas correcciones, se calcula que el subreporte en el ingreso mediano es menor al 47%

Actualmente, la metodología de medición del ingreso y desigualdad que ha alcanzado mayor difusión es la de Cuentas Nacionales Distributivas (DINA), que es desarrollada por Alvaredo, Atkinson, Chancel, Piketty, Saez y Zucman. Aun reconociendo que los conceptos de cuentas nacionales no son los más apropiados para medir el bienestar económico, se opta por utilizar el marco de referencia de SCN 2008 para maximizar la comparabilidad y consistencia de las medidas de ingreso entre países. Así, por ejemplo, se evita subestimar el ingreso de los países con mayor gasto en bienes públicos, ya que este elemento no suele estar capturado en las encuestas. Igualmente, se reconoce que globalmente los ingresos más altos están subrepresentados en las encuestas y que los registros de impuestos y cuentas nacionales son menos propensos a este problema.

3. Definiciones de ingreso

Como se expone en las secciones anteriores, algunas de las disparidades en la magnitud de distintas estimaciones para el ingreso promedio, desigualdad y otros se deben a diferencias en conceptos de ingreso. Además de diferencias conceptuales, las hay en fuentes de datos, timing de recolección y técnicas de estimación. En general, no se realizan esfuerzos importantes por compatibilizar las definiciones o magnitudes de ingreso provenientes de datos micro con cuentas nacionales. Esta sección entrega los fundamentos para la metodología que se propone combinando tres fuentes distintas de información.

El ingreso fiscal, sujeto a tributación, varía según las leyes específicas de cada país. Lo mismo ocurre con las encuestas de ingreso, en la que muchas veces de manera arbitraria se incluyen o excluyen distintas preguntas. Considerando esto y para facilitar la comprensión de las siguientes secciones, se presentarán las definiciones y relaciones entre las principales categorías de ingreso según encuestas, cuentas nacionales y registros administrativos, para el caso chileno.

3.1. Cuentas nacionales

El indicador más utilizado para medir el ingreso o producción, de un país es el Producto Interno Bruto (PIB). Sin embargo, incluso considerando el consumo como único determinante de la satisfacción personal, este concepto sirve solo como una aproximación al bienestar de los individuos y hogares. Una parte importante de los elementos que constituyen el PIB no son consumibles ni permiten acumular riqueza. Los ejemplos más significativos son la depreciación del capital y el pago neto de factores al exterior. Otros conceptos, como los impuestos indirectos y las utilidades no distribuidas por las empresas constituyen propiamente ingreso para los hogares pero es complejo, e incluso arbitrario en alguna medida, asignarles una

distribución a nivel de individuo. Muchas de las partidas necesarias para obtener medidas distributivas del bienestar consistentes con cuentas nacionales no están disponibles a la fecha para Chile¹⁰.

El propósito de las Cuentas Nacionales Distributivas es asignar a cada habitante una parte de los elementos consumibles del ingreso nacional. Los requisitos de información para lograr esto de manera ideal son costosos y suelen no estar disponibles, por lo que en la práctica se hacen versiones simplificadas. El rango de sofisticación para asignar estas partidas es grande, pero la mayoría de las veces se opta por los métodos más simples al no contar con justificaciones apropiadas para lo contrario. Ejemplos de esto es asignar una parte del gasto de gobierno constante para todos los individuos y la otra proporcional al ingreso, o las utilidades retenidas proporcionalmente a las distribuidas, entre otros. El foco del presente estudio está en los ingresos del trabajo, ya que el capital es una fuente relevante de ingreso solo para los hogares más ricos y el foco de esta investigación está en los tramos medios. Los cuatro primeros quintiles de ingreso autónomo reciben sólo \$3,000 mensuales de rentas del capital (CASEN, 2017). Además, la estructura interconectada de empresas e individuos junto con la evasión tributaria considerable¹¹ imponen inconvenientes difíciles de subsanar.

Para utilizar conceptos de cuentas nacionales en la medición del ingreso de los individuos es necesario conocer la relación del sector Hogares con los demás sectores que forman la economía nacional. Esta relación se expondrá en una breve síntesis.

Según la Cuenta de Generación del Ingreso (SCN 2008), el INB desde la perspectiva del ingreso es igual a las remuneraciones de los asalariados, el ingreso mixto bruto, el excedente bruto de explotación y los impuestos indirectos netos sobre la producción (IVA, derechos de importación, subsidios y otros) que son recibidos por personas y empresas nacionales. Luego, en la Cuenta de Asignación del Ingreso Primario, se registra cómo la producción es distribuida a los hogares y los otros sectores de la economía¹². En la misma cuenta, se agregan las Rentas de la Propiedad, por cobrar y por pagar, de manera que únicamente reasignan una parte del ingreso entre los distintos sectores para obtener el saldo de ingresos primarios. En la Cuenta de Distribución Secundaria del Ingreso se incorpora el Impuesto Sobre la Renta, las Contribuciones y Prestaciones Sociales y las Transferencias. La última partida es la Cuenta de Redistribución del Ingreso en Especie, donde registran las Transferencias Sociales en Especie. Finalmente, en la Cuenta de Utilización del Ingreso, se informan los usos en Consumo Individual,

¹⁰El Banco Central no publica estimaciones de la depreciación del capital así como otras cuentas que se expondrán más adelante.

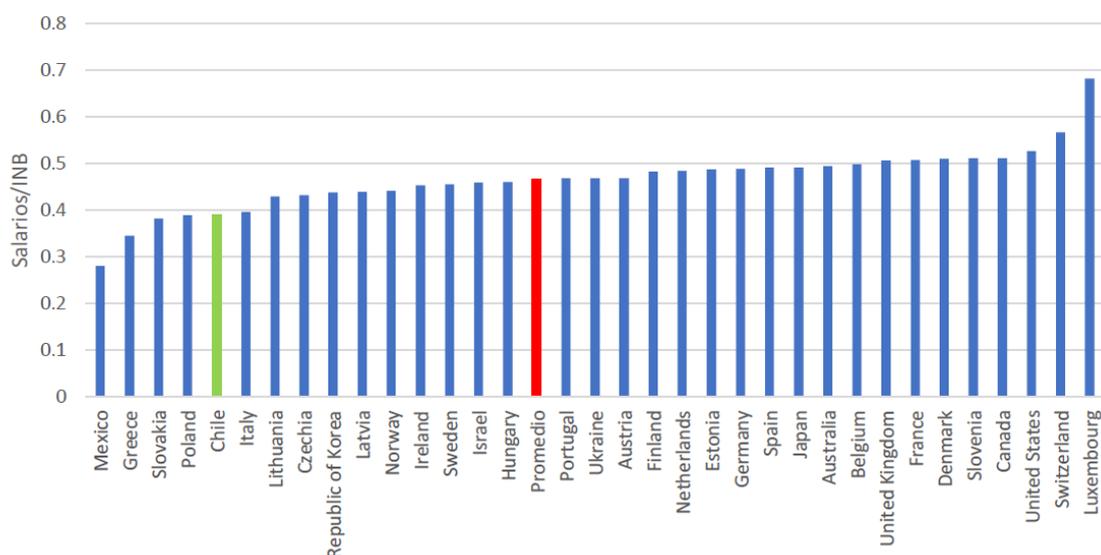
¹¹La evasión del impuesto global complementario alcanzaría más de un 45 % según Jorrat y Fairfield (2016).

¹²Los sectores corresponden a Hogares, Instituciones Privadas Sin Fines de Lucro (IPSFL), Empresas No Financieras (ENF), Sociedades Financieras (SF), Gobierno (G) y el resto del mundo (no incluido en el INB).

Consumo Colectivo y Ahorro de cada sector. En la presente investigación se utilizarán elementos de las tres cuentas mencionadas.

Dentro de la Cuenta de Generación del Ingreso, las remuneraciones de los asalariados se definen como la compensación total, en efectivo y en especie pagadas por un empleador a un asalariado, a cambio del trabajo realizado por este último durante el ejercicio contable. Incluye bonos, subsidios de vivienda, además del impuesto a la renta y contribuciones a la seguridad social que el empleador haga en nombre del asalariado. Mientras que se excluyen algunos bienes y servicios que reciben los asalariados pero que están obligados a emplearlos en el trabajo que realizan. La información de salarios se obtiene, para cada sector productivo, de registros administrativos y estadísticas de empleo y costo de la mano de obra. Se utilizan, en particular: la declaración anual de impuesto a la renta, la declaración jurada sobre las remuneraciones a los asalariados pagadas por los empleadores y el Informe de Ingresos y Gastos Fiscales de la Tesorería General de la República. Lo anterior se complementa con estadísticas de empleo que incluyen la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) y el Índice de Costo de la Mano de Obra (ICMO), ambos provenientes del INE (Banco Central de Chile, 2017). De esta manera se integran múltiples fuentes, reduciendo la probabilidad de que persistan errores.

Figura 2: Participación de los salarios en el INB en la OCDE, promedio 2006-2017



Fuente: Elaboración propia a partir de UNstat database.

En la **figura 2** se muestra la participación de los salarios en el INB según cuentas nacionales para la OCDE. Chile es el quinto menor de 35 con un 39%, 8 puntos porcentuales menos que el promedio del grupo. Esto es indicativo de que la participación del trabajo respecto al capital en el producto es baja. Sin embargo, el

indicador mostrado en la figura no corresponde al *share* del trabajo en la producción. Para obtenerlo, al INB se le debe restar la depreciación e impuestos indirectos netos de subsidios quedando el Ingreso Nacional Neto a costo de factores. Este equivale a la remuneración de los asalariados (atribuible al trabajo), al excedente neto de explotación (atribuible al capital) y al ingreso mixto neto (atribuible al capital y trabajo). Considerando esto, se espera que la participación de los salarios en el INB sea mayor en países de mayor desarrollo económico por la menor tasa de informalidad y consecuentemente menor ingreso mixto. Aún así, la participación del trabajo en Chile es baja. Ver Guerreiro (2019) para valores de participación del trabajo comparables entre países según distintas metodologías. Ahí se estima que la participación en Chile es de 0.55 mientras que la mediana para el mundo es de 0.70¹³.

Respecto a los ingresos del capital para las actividades con producción de mercado, los niveles de excedente bruto de explotación se obtienen de manera residual entre la producción, el consumo intermedio, las remuneraciones y los impuestos y subvenciones. Las estimaciones de esta variable obtenidas en las cuentas de producción se complementan con información de la declaración anual de impuesto a la renta. En Chile no se registra este excedente separado del ingreso mixto para cada sector. Esto implica que al momento de cuantificar el ingreso mixto y excedente bruto, es más probable cometer errores ya que no se miden de manera directa.

3.2. Encuestas a hogares

La Encuesta CASEN adopta los mejores estándares internacionales de obtención de estadísticas de ingreso establecidos en el Handbook on Household Income Statistics (Canberra Group, 2011). En este manual, se define el ingreso de los hogares como todas las entradas, monetarias y en especie, que reciben los hogares en intervalos anuales o más frecuentes, excluyendo pagos irregulares y de una sola vez¹⁴. Estos ingresos deben estar disponibles para el consumo presente y no reducir la riqueza neta ni deteriorar la posición patrimonial.

Siguiendo estas recomendaciones, en la encuesta CASEN, se cubre el ingreso del trabajo, de la propiedad, de la autoprovisión de bienes domésticos y transferencias diversas. Así, los ingresos del trabajo son aquellos que obtienen las personas en su ocupación por concepto de sueldos y salarios (monetarios y en especies), ganancias provenientes del trabajo independiente y la autoprovisión de bienes producidos por el hogar. Para el ingreso autónomo se le suman a lo anterior

¹³Corresponde al cálculo LS4 de Guerreiro (2019) que incluye imputación del mismo *share* del resto de la economía para el ingreso mixto.

¹⁴Por ejemplo: herencias y ganancias de los juegos de azar.

las rentas, intereses, jubilaciones, pensiones, montepíos y transferencias corrientes entre privados. El ingreso monetario también incorpora subsidios estatales, y el ingreso total incluye el valor del arriendo imputado por la vivienda. Para los ingresos del capital y trabajo, dependiente e independiente, se registran siempre luego de descontar el impuesto sobre la renta, contribuciones de salud, previsión y retenciones de honorarios (Ministerio de Desarrollo Social, 2017).

En particular, los ingresos del trabajo dependiente incluyen hasta 10 preguntas sobre ingresos monetarios extra (horas extra, bonos, propinas, etc.), junto con hasta 13 preguntas sobre ingresos en especie (vivienda, transporte, alimentos, etc.). Con el trabajo independiente la situación es similar pero se incluyen solamente 6 preguntas exhaustivas. Dado lo anterior, es razonable suponer que la subestimación del nivel agregado de salarios no se deba a la exclusión en el cuestionario de partidas de ingreso obtenidas por las personas. La única notable excepción es la omisión de preguntas sobre la tercera ocupación en adelante, que afecta en especial a los trabajadores de menor ingreso. De todas maneras la magnitud agregada de los ingresos provenientes de la tercera ocupación o superior es razonable que sea pequeña.

3.3. Registros tributarios

El ingreso fiscal, según la ley chilena sobre impuesto a la renta, consiste en todos los beneficios, utilidades e incrementos de patrimonio que se perciban o devenguen, cualquiera que sea su naturaleza, origen o denominación. Incorpora ingresos del trabajo y del patrimonio, incluyendo ganancias del capital que no constituyen ingreso para las encuestas ni en cuentas nacionales. A pesar de lo estipulado en términos generales por la ley, en la práctica no constituyen ingreso tributable la rentas provenientes del arriendo de viviendas DFL-2, además para lo efectos del cobro se descuentan las cotizaciones legales por salud, previsión y el Ahorro Previsional Voluntario (APV). La composición del ingreso, sin considerar las partidas exentas, no afecta el pago total de impuesto ya que el sistema tributario chileno era completamente integrado hasta 2016 y semi-integrado para algunos tipos de empresas desde 2017¹⁵.

3.4. Estructura tributaria y de seguridad social

El principal impuesto directo en Chile es el impuesto a la renta, el cual se descompone en tres gravámenes diferentes: una tasa plana sobre las utilidades de las empresas (Impuesto de Primera Categoría); un impuesto sobre el trabajo dependiente retenido mensualmente y pagado por el empleador, Impuesto de Segunda Categoría (ISC) y un impuesto general que grava sobre todo el ingreso

¹⁵A partir de enero de 2017 las empresas que cumplan ciertas condiciones, entre ellas las sociedades anónimas, están obligadas a acogerse al régimen de tributación semi-integrado donde la tasa marginal máxima es 44.5%.

imponible generado por las personas naturales, Impuesto Global Complementario (IGC). Pueden existir pequeñas diferencias en el impuesto pagado según el régimen adoptado y la fuente de los ingresos. En el caso de IGC o ISC, estas se deben solamente al efecto de la inflación ya que el ISC es pagado mes a mes por el empleador y el IGC se paga anualmente¹⁶. Asimismo, como ya se mencionó más arriba, también existe una diferencia entre el régimen de renta atribuida y el semi-integrado al gravar los ingresos provenientes del capital combinados con otras fuentes.

Además de los impuestos directos, los trabajadores dependientes están sujetos a descuentos legales de cargo propio o del empleador. Estos consisten en un 10% del salario para ahorro obligatorio en las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP), un 7% para seguro de salud público o privado, un 0.6% para seguro de censantía con cargo al empleador, cerca de 2.5% para seguro contra accidentes del trabajo y seguro de invalidez o sobrevivencia, también con cargo al empleador, y finalmente una comisión variable cercana al 1% a las AFP. Por simplicidad, se llamará seguridad social a todos los descuentos mencionados, a pesar de que la OCDE considera solo al 7% de salud como tal. Se asumirá que todos los trabajadores dependientes con contrato pagan estos descuentos, aunque existen situaciones particulares que los eximen de contribuir algunos componentes así como empleadores que las evaden.

4. Relaciones entre fuentes

Con el objetivo de incorporar las distintas fuentes en un marco conceptual coherente y así aprovechar las ventajas de cada una, es necesario establecer equivalencias entre las distintas partidas. Se utilizará el ingreso medido en la Encuesta CASEN como punto de referencia, ya que a partir de estos datos se realizarán las modificaciones propuestas.

Para obtener el ingreso tributable neto, al ingreso autónomo de la encuesta se le deben agregar las ganancias de capital y restar las compensaciones en especie y el arriendo de inmuebles DFL-2¹⁷. En la encuesta, se registra el ingreso neto de cotizaciones y previsión, las cuales no pagan impuesto a la renta. Adicionalmente, la encuesta no registra el pago efectivo de impuestos, por lo que para obtener el ingreso bruto se deben hacer supuestos sobre evasión y cumplimiento tributario.

Reconstruir el INB u otros conceptos de cuentas nacionales, a partir de los componentes capturados en encuestas requiere hacer algunos supuestos y en

¹⁶El ISC pagado mensualmente sirve como crédito fiscal para el IGC por pagar a fin de año en caso de que el contribuyente tenga más de una fuente de ingreso.

¹⁷Esta última partida no está disponible en la encuesta.

ocasiones no es posible alcanzar la compatibilidad completa. Esto se debe a que permanecen algunas diferencias en alcance, brechas en la colección de datos o problemas de calidad, como el subreporte en caso de encuestas y la medición indirecta o residual en caso de cuentas nacionales (Canberra Group, 2011). El grado de comparabilidad entre encuestas y cuentas nacionales varía según el componente. Es alto para salarios, seguridad social e impuestos al ingreso del trabajo. Es medio o bajo para los ingresos del autoempleo, de la propiedad, de transferencias y arriendo imputado¹⁸ (Eurostat, 2018).

Antes de retomar el foco en los ingresos del trabajo, se entrega la construcción del INB a partir de conceptos y magnitudes medidos en la CASEN¹⁹. De esta forma es posible distinguir entre diferencias en los elementos medidos por cada fuente y las atribuibles a la suma de los sesgos. Teniendo en cuenta lo anterior, el INB equivale a la suma del ingreso disponible bruto de cada sector, es decir, ingresos primarios más las cuentas de redistribución. Así, a las cuentas efectivamente medidas en la CASEN, se deben sumar aquellos elementos de la cuenta hogares que no son medidos así como las partidas que son retenidas o gastadas finalmente por otro sector. En primer lugar, al ingreso medido en CASEN se le agrega el impuesto sobre la renta y contribuciones a la seguridad social y otras partidas de ingreso no medidas en la encuesta, como los servicios de intermediación financiera medidos indirectamente (SIFMI²⁰) y otros, para obtener el ingreso disponible bruto de los hogares. El ahorro bruto de las empresas junto con los impuestos que pagan forman el ingreso de las empresas que no es capturado en la encuestas. Finalmente, los ingresos del gobierno, además de los impuestos antes mencionados, corresponden a su excedente bruto de explotación e impuestos indirectos netos. Los detalles y magnitudes correspondientes para los años 2006 a 2017 se encuentran en el **cuadro 13** de los apéndices.

Cabe destacar que los arriendos de propiedades no residenciales como maquinaria, terrenos y edificios no entran en la frontera de producción de las cuentas nacionales por lo que no se registran en la cuenta de generación del ingreso, a pesar de pagar impuesto sobre la renta y estar en la CASEN. Estos arriendos, en cambio, son consideradas transferencias entre agentes y se anotan en la cuenta de distribución secundaria del ingreso.

¹⁸Que la comparabilidad sea alta significa que los conceptos coinciden en ambas fuentes o que requieren ajustes menores. Que sea baja implica que hay elementos medidos en una fuente que no están en la otra, y viceversa. Además, no existe medición de los elementos que no coinciden de manera que no es posible depurar los conceptos hasta que sean completamente homologables.

¹⁹Para hacer esto, se contó con comentarios del Departamento de Estadística de la CEPAL.

²⁰El valor agregado bruto de otros servicios se calcula como el cargo por el servicio menos insumos intermedios. En servicios financieros se registra de la misma forma pero agregando rentas de la propiedad recibidas, menos pagadas, para contabilizar el costo de oportunidad de los recursos que no se cobra explícitamente.

4.1. Salarios

Alcanzar la compatibilidad conceptual en esta categoría de ingreso requiere solo consideraciones menores. Según el SCN 2008, la remuneración de los asalariados incluye a los sueldos y los salarios por pagar en dinero o en especie y las contribuciones a los sistemas de seguridad social sean pagadas por el empleador o el empleado, registrados brutos de impuesto a la renta u otros descuentos. Las variables necesarias para construir los salarios se encuentran directamente accesibles en la CASEN y en cuentas nacionales. La única excepción es la carga tributaria y de seguridad social que no se pregunta directamente en la CASEN.

4.2. Construcción del ingreso de los independientes

La construcción del ingreso de los independientes a partir de conceptos de cuentas nacionales, y su homologación a conceptos medidos en la CASEN es de mayor complejidad por distintas razones. En primer lugar, en contraste con los salarios, no existe un componente individual en cuentas nacionales que corresponda exactamente a este ítem. Otra dificultad es que, a diferencia de las otras cuentas del SCN, existen disparidades no menores en el tratamiento y categorización de algunas partidas que conforman este ingreso. Finalmente, aún si existiera un marco conceptual único, muchas veces no es factible medir de manera individual algunos de los componentes necesarios para construir este ingreso (OCDE, 2013).

Reconociendo potenciales diferencias, la convención es usar la suma del ingreso mixto bruto o neto (B3b o B3n²¹) más la renta de las cuasi-sociedades (D.422) que son recibidos por el sector hogares. Un componente necesario, el ingreso de las empresas no incorporadas o cuasi-sociedades se incluye en dos posibles categorías del SCN, ingreso mixto neto, o retiros del ingreso de las cuasi-sociedades. Conocer en cuál de las dos categorías se contabiliza el ingreso de las cuasi-sociedades, requiere acceder a notas metodológicas del país en cuestión. Sin embargo, al utilizarse ambas cuentas conjunto no es problemático desconocer la ubicación de este componente.

En Chile, debido al costo de medir cada subcategoría por separado, se opta por entregar información con menor detalle. En primer lugar, no se entregan estimaciones oficiales de la depreciación a nivel agregado, por lo que tampoco está disponible para el ingreso mixto, reportándose solo el ingreso mixto bruto (B3b). Además, y esto constituye una deficiencia importante, el ingreso mixto bruto se reporta en conjunto con el excedente bruto de explotación (B2b). De todas formas, sí se entrega información del excedente bruto/ingreso mixto del sector hogares y además el excedente bruto del sector de propiedad de vivienda. Igualmente, el elemento D.422 no se contabiliza separado de la renta de las sociedades (D.42).

²¹Para cada partida se entregan los códigos correspondientes del SCN 2008.

De esta forma, para construir la segunda parte del ingreso de los independientes, la renta de las cuasi-sociedades, es necesario asignar una fracción de la rentas distribuidas a los hogares. La CEPAL asignaba, en la corrección implementada hasta 2011, el 90.7% de la renta distribuida total a los trabajadores independientes para todos los años, sin reportar una justificación²². Se puede suponer que esta es la principal razón por la que encontraban magnitudes de ajuste moderadas para los ingresos del capital y valores poco razonables para el ingreso de los independientes.

A pesar de la dificultad de mantener un adecuado registro contable para los trabajadores independientes, no es plausible que reporten menos de un tercio del ingreso que perciben. En cambio, sí hay abundante evidencia de que los ingresos del capital están subreportados en las encuestas en magnitudes incluso mayores. Tomando en cuenta esto, se impuso, de manera más creíble pero también arbitraria, que el 20% de la renta distribuida de cuentas nacionales corresponde a cuasisociedades.

Considerando estas limitaciones se elaboró el equivalente de cuentas nacionales para el ingreso de los independientes. No está libre de imprecisiones o arbitrariedades, pero de todas maneras es una mejora respecto a la metodología antigua de corrección de la CASEN desarrollada por la CEPAL. El ingreso mixto de los hogares se obtiene restando el excedente bruto del sector de propiedad vivienda a la partida excedente bruto/ingreso mixto del sector hogares. A lo anterior se le agrega una fracción de la renta distribuida de las sociedades (D.42) para aproximar el componente necesario, D.422. Se elige el 20%, un 27% menos que la misma relación para EE.UU. en 2016, en el escenario central siguiendo un criterio conservador, para evitar sobreestimar el ingreso de trabajadores independientes. Eligiendo porcentajes mayores se obtiene un cociente entre el total de cuentas nacionales y el total de CASEN superior a 2, lo que no es realista. Se reconoce que la elección anterior es arbitraria y tiene un impacto considerable en los ingresos por cuenta propia. Si se elige incluir un 90% de la renta distribuida en los ingresos independientes, resultan ratios entre los agregados cercanos a 4, como los calculados por la CEPAL²³. En el **cuadro 7** se muestra la evolución de los ratios calculados, o factores de ajuste, del ingreso de los independientes considerando distintas fracciones de D.44. Según la proporción de este componente que se impute, el factor de ajuste puede tomar valores entre 1 y 3.9.

Se realizó un esfuerzo por construir un agregado equivalente para este concepto de ingreso, pero se reconoce que persisten importantes imprecisiones. Por la misma

²²La única referencia que se encontró es que correspondía a un “coeficiente histórico” en una platilla Excel de uso interno de la CEPAL.

²³Ver sección de Revisión de la literatura.

razón, se optó por presentar resultados del empleo dependiente e independiente por separado excepto en una ocasión, para resaltar que la precisión de los primeros es mucho mayor y utilizar a los segundos solo como referencia. Urge integrar de manera más clara, completa y desagregada los elementos de cuentas nacionales necesarios para medir de manera adecuada el sector independiente. La investigación del sector independiente e informal desde la perspectiva micro y macroeconómica es un tópico aparte y que, además, está muy poco avanzado en Chile.

4.3. Ingresos del capital

Los ingresos del capital medidos en la CASEN llevados a conceptos de cuentas nacionales corresponden a los intereses recibidos por los hogares (D.41) netos de SIFMI y la renta distribuida de las sociedades correspondiente a dividendos (D.421). Entre ambos elementos de cuentas nacionales, equivalentes al ingreso del capital medido en la encuesta, se alcanza un máximo de 15 % del INB en los años analizados.

El Banco Central no mide regularmente los SIFMI de los depósitos de los hogares, pero sí los SIFMI de toda la economía. Para aproximar la proporción de los SIFMI que corresponde al componente necesario, se utilizó el promedio de los años para los cuáles se cuenta con información para esta cuenta elaborada por la CEPAL entre 2008 y 2013 (29.8 %), se aproximó a un 30 %. Los SIFMI contruidos forman menos de un 4 % de los ingresos del capital por lo que ajustarlos de otra manera no altera mayormente los resultados.

Los arriendos de maquinaria y propiedades no residenciales no se registran como ingresos de la propiedad en cuentas nacionales. Sin embargo, como la brecha para ingresos del capital es superior al 300 %, se optó por incluir en los ingresos del capital de la encuesta todos los elementos relacionados. En el apéndice de datos, se entregan todas las series utilizadas, su fuente y la relaciones entre las variables utilizadas para el ajuste a cuentas nacionales.

5. Estadística descriptiva

En esta sección se describen las fuentes mencionadas entregando estadística descriptiva relevante de la encuesta CASEN, las cuentas nacionales usadas y de los datos reportados por el Servicio de Impuestos Internos. Adicionalmente, siguiendo los lineamientos entregados en la sección anterior, se descompone cuantitativamente la brecha entre los ingresos captados en la CASEN y aquellos de cuentas nacionales.

En el **cuadro 1** se reportan diversos estadísticos de interés para los ingresos del empleo dependiente e independiente y el ingreso imponible neto según la encuesta

Cuadro 1: Ingresos líquidos mensuales promedio según encuesta CASEN (C) y SII (I).

2017	Promedio	P50	P90	N	Share 1 %
Salarios de los dependientes (C)	\$ 589,397	\$ 400,000	\$ 1,101,667	5,793,314	8.85 %
Salarios totales (C)	\$ 564,112	\$ 378,333	\$ 1,027,500	6,011,892	9 %
Ingresos de los independientes (C)	\$ 493,262	\$ 285,623	\$ 1,000,000	1,803,263	16.54 %
Ingresos independientes totales (C)	\$ 477,361	\$ 274,923	\$ 1,000,000	2,282,220	16.67 %
Ingreso imponible neto(C)	\$ 529,451	\$ 335,000	\$ 1,000,500	9,339,690	11.28 %
Ingreso imponible neto (I)	\$ 564,169	\$ 299.118*	\$ 1,286,763	9,941,065	13.11 %

Fuente: Elaboración propia a partir de encuestas CASEN y SII para última fila. *Calculada a partir de interpolación de Pareto generalizada con datos tabulados desde el P75. P50 y P90 denotan los percentiles correspondiente de manera que P50 equivale a la mediana. N corresponde al número de individuos representados por la CASEN usando el factor de expansión estándar (regional). La diferencia del número de individuos en la primera columna y la segunda, o la tercera y cuarta, se debe a que existen personas que reciben salarios a pesar de ser independientes en su ocupación principal y viceversa.

CASEN y el SII. Revisando las últimas dos filas destaca que el promedio de ingreso imponible neto medido en la CASEN es solo un 6 % menor que su contraparte del SII. Sin embargo, la brecha para el percentil 90 crece hasta 29 %²⁴. Igualmente, el share del 1 % más rico es casi un 2 % superior en términos absolutos, y un 16 % en términos relativos según registros administrativos reflejando el fenómeno de los *missing-rich*. Teniendo en cuenta que la base de impuestos internos incluye 600.000 individuos más, la brecha del *share* de los más ricos sería mayor si se compara por igual número de personas.

Por otro lado, el ingreso imponible mediano (P50) es un 12 % menor según el SII²⁵. Considerando todo esto, la información del **cuadro 1** permite concluir que los ingresos capturados por los tramos superiores están subreportados en la encuesta CASEN. De la misma manera, la medición del ingreso es aparentemente más precisa para los tramos medios y bajos de ingreso en la encuesta. Una razón para esto es que aproximadamente desde el percentil 75 hacia abajo se cae en el tramo exento de impuesto por lo que los incentivos para reportar correctamente o fiscalizar son más débiles.

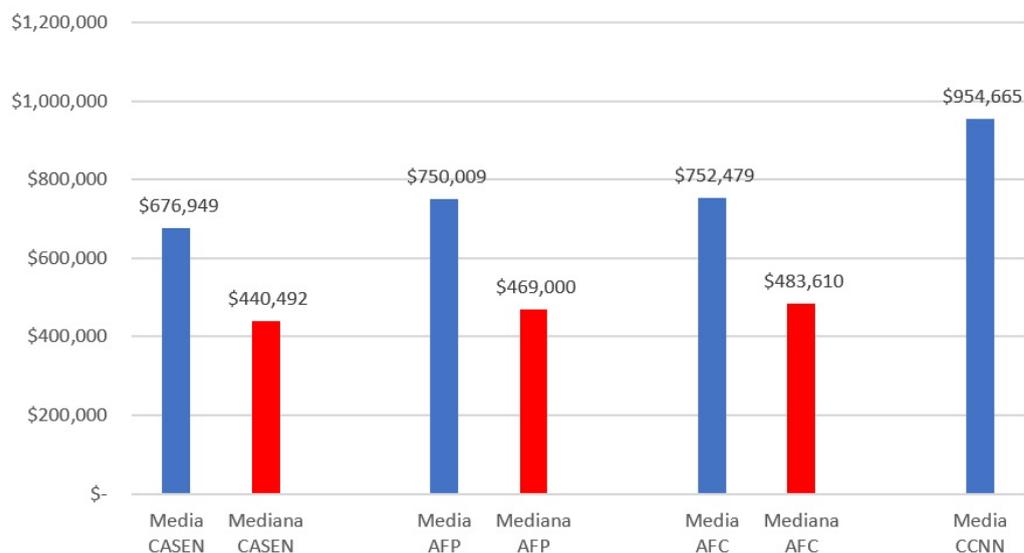
La información presentada en el **cuadro 1** hace notorias algunas diferencias entre los ingresos del trabajo dependiente e independiente. Los trabajadores dependientes constituyen una categoría mucho más homogénea que los independientes, reflejándose en una concentración del 1 % de 9 % o casi la mitad

²⁴Considerando la mayor muestra del SII, comparando por ranking el subreporte es aun mayor.

²⁵La mediana o P50 para datos administrativos se calcula utilizando interpolación generalizada de Pareto con datos tabulados a partir del P75 por lo que es menos precisa.

que los independientes. De la misma forma, el percentil 90 de ambos es muy similar pero la mediana de los trabajadores dependientes es un 40 % mayor. Esto ocurre porque, además de las diferencias en capital humano que generan desigualdad en ambos tipos, existen diferencias considerables en el uso y propiedad de capital físico para los trabajadores independientes. Dentro del grupo existen trabajadores informales de baja calificación junto con patrones, empleadores y empresarios de distinto tamaño que pueden alcanzar ingresos mucho más altos.

Figura 3: Salario mensual promedio y mediano según CASEN, AFP, AFC y CCNN 2017



Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SP y Banco Central. El promedio de CCNN corresponde al componente D.1 (remuneraciones) dividido en el número de receptores de salarios en la encuesta CASEN. La mediana de los afiliados a las AFP y AFC es calculada con la muestra que corresponde al 4 % del universo mientras que el promedio se obtiene directamente de las estadísticas calculadas por la SP para evitar el sesgo ocasionado por los datos truncados en el máximo imponible.

También es útil considerar la distribución del ingreso que es entregada por los registros oficiales. La **figura 3** muestra los salarios promedio y medianos de noviembre 2017 según registros del sistema de pensiones (AFP), del seguro de cesantía (AFC) y la CASEN, junto con el promedio de cuentas nacionales mensualizado. La diferencia de 27 % entre el promedio de cuentas nacionales y los dos registros se debe en pequeña medida a los ingresos no tributables y bonos de fin de año no registrados, pero fundamentalmente a la evasión de los descuentos legales. La brecha es aproximadamente un 3 % menor considerando el ingreso en especies que no paga impuestos (2 %) y las bonificaciones salariales de fin de año (<1 %) ²⁶. Por otro lado, existen 6 millones de trabajadores que reciben salarios en la CASEN mientras que solo hay 5.3 millones en los registros de las AFP y 4.6 en

²⁶Calculadas por simplicidad como la diferencia entre el sueldo promedio de diciembre y el de noviembre dividido en doce. Esta variable no se incluye en la CASEN.

los de las AFC. Esto significa que 700,000 trabajadores evaden completamente el pago de contribuciones y que el resto no necesariamente paga por el total de sus ingresos. La diferencia de 11 % para el promedio y 10 % para la mediana entre los ingresos de la CASEN y de las AFP o AFC se debe a que el efecto de la subdeclaración en la encuesta supera al de la evasión. Es necesario realizar un estudio más acabado de los fenómenos que se mencionan para cuantificar la evasión de las contribuciones que los empleadores deberían pagar en nombre de sus empleados pero, evaluando los datos expuestos es de esperar que sea importante

Cuadro 2: Ingreso per cápita nominal mensual según cuentas nacionales y Encuesta CASEN

	2006	2009	2011	2013	2015	2017
1. Ingreso total del hogar CASEN	\$185,609	\$226,351	\$254,549	\$324,769	\$371,638	\$433,577
2. Subtotal CASEN y complementos*	\$329,935	\$407,943	\$479,009	\$566,054	\$662,850	\$743,372
3. INB	\$381,558	\$456,637	\$570,134	\$641,966	\$741,037	\$813,582
1. : 3. (Ratio EH a CN)	0.49	0.50	0.45	0.51	0.50	0.53
(3. - 2.) : 1. (Brecha comparable EH a CN)	27.8 %	21.5 %	35.8 %	23.4 %	21.0 %	16.2 %

Fuente: Banco Central de Chile y Encuestas CASEN respectivas. INB corresponde al Ingreso Nacional Bruto anual dividido en doce. *En el Apéndice 2 se detallan los componentes y magnitudes de esta línea.

En el **cuadro 2** se muestra la brecha total entre el INB y CASEN (cuarta línea) y entre su equivalente teórico construido a partir de la encuesta (quinta línea). Los datos mostrados corresponden a cantidades nominales, per cápita y mensualizadas dividiendo por doce. La primera fila corresponde a los ingresos del trabajo, de la propiedad, de la autoprovisión de bienes domésticos, transferencias diversas y arriendo imputado, siempre netos de impuestos y contribuciones, medidos en la CASEN. El equivalente teórico, que se muestra en la segunda fila, incluye aquellos elementos que, por sus definiciones, no se miden en la encuesta y que sí están incluidos en el INB desde la perspectiva del ingreso. Estos son el impuesto sobre la renta (D.5), las contribuciones sociales pagadas por los hogares al gobierno y a las sociedades financieras²⁷, el ahorro bruto de las empresas financieras y no financieras (B.8), los impuestos netos de subvenciones (D.2 menos D.3), la renta de la propiedad atribuida a los titulares de pólizas de seguros de los hogares (D.44), el consumo de las IPSFL, el ingreso por SIFMI²⁸ de los hogares, la depreciación de los activos del gobierno. Finalmente, se aplica una corrección por las diferencias en el nivel de precios del año respecto al del mes en que se levanta la encuesta. Si no existieran errores de medición ni diferencias en definiciones que no es posible reconciliar, las filas 2 y 3 entregarían los mismos valores.

²⁷Corresponde a las contribuciones por ahorro previsional y otros descuentos pagados a las AFP.

²⁸Según se explicó en la sección anterior, este ingreso proviene por ejemplo del ingreso por intereses imputados asociados al servicio de una cuenta bancaria.

Considerando lo anterior, el subreporte promedio de los componentes medidos en la encuesta oscila entre 16 y 28% exhibiendo una tendencia decreciente. Esto incluye algunos componentes que están sobreestimados, como el arriendo imputado de la vivienda propia. No se debe interpretar los porcentajes de la última fila como el sesgo de las magnitudes medidas en la CASEN. A pesar de que se considera que las cuentas nacionales son más precisas, ambas formas de medición están expuestas a sesgos. Este ejercicio es una propuesta preliminar para entender mejor la relación de los ingresos de la encuesta con el INB pero no forma parte del núcleo de esta investigación. En el Apéndice 2 se encuentran todos los elementos de la descomposición y sus valores.

6. Metodología

A continuación, se propone una metodología inspirada en la de Cuentas Nacionales Distributivas (Alvaredo et al, 2016) adaptada para reflejar con mayor precisión los ingresos medios y del trabajo. El foco no está en los súper-ricos por lo que los indicadores de desigualdad se informan solo como referencia. La metodología consiste fundamentalmente en cinco pasos. En primer lugar, utilizando datos tabulados de impuestos internos, se forman fractiles²⁹ sintéticos de ingresos tributables netos mediante interpolación generalizada de Pareto descrita en Blanchet, Fournier y Piketty (2017). En segundo lugar, se construye el ingreso imponible neto de la encuesta, incluyendo imputaciones para el capital. Luego, se corrige el subreporte y la no respuesta, o *missing-rich*, en la parte superior de la distribución de la encuesta CASEN con los datos sintéticos generados siguiendo a Blanchet, Flores y Morgan (2018). En cuarto lugar, se calculan los ingresos brutos de impuestos considerando la estructura de tasas y determinantes de evasión de la encuesta, obteniendo una recaudación teórica muy similar a la efectiva. Finalmente, se ajustan proporcionalmente las distintas corrientes de ingreso hasta alcanzar la magnitud medida en cuentas nacionales.

Se utiliza la encuesta CASEN como referencia central a los ajustes realizados. Sin embargo, también es posible usar datos tributarios como base e incorporarles correcciones, presumiblemente para la parte inferior de la distribución de ingreso y los trabajadores informales. En países donde los datos administrativos de impuestos son accesibles y precisos, como Francia y Estados Unidos, entre otros, es natural utilizar estos registros como punto de partida. Por otro lado, cuando las bases tributarias son tabuladas, la evasión es alta o el sector informal de la economía es significativo, es recomendable usar las encuestas de ingreso como

²⁹Término que corresponde a la generalización de los conceptos quintil, decil, percentil, etc. Se expresan con base 100, como los percentiles, pero admiten decimales.

referencia inicial. Según la elección, se debe corregir el tramo de ingresos altos o el de medios y bajos. Los datos disponibles para Chile favorecen la elección de encuestas como base principal.

La metodología de corrección de los datos de la encuesta a utilizar depende fundamentalmente de si existe o no un intervalo donde ambas fuentes se consideran precisas. Si los resultados de la encuesta son confiables hasta un límite de ingreso mucho menor que el límite inferior desde donde los datos tributarios son confiables, se recomienda usar un ajuste que extrapola la distribución de ingreso en el tramo donde se conoce que ninguna fuente es confiable. Esta situación se da cuando los registros tributarios entregan información únicamente para contribuyentes de muy alto ingreso, sobre el percentil 99, como es el caso de China (Piketty, Yang y Zucman, 2019). Alternativamente, cuando existe superposición en el rango de ingreso donde ambas fuentes son adecuadas, se propone una metodología que es superior a la previa ya que la distribución final es basada en datos para todos los tramos.

En Chile se publica información tributaria tabulada razonablemente precisa a partir del percentil 75 de ingreso. Bajo este ingreso, la evasión y el subreporte de ingresos al SII hace que en la encuesta CASEN existan más individuos por arriba del ingreso imponible que en las bases administrativas (Candia y Engel, 2018). Así, se tiene que la encuestas son la fuente más confiable hasta algún percentil determinado y que para los percentiles superiores es más preciso usar datos tributarios, a pesar de que están disponibles para ingresos menores. Por estas razones, se opta por utilizar el segundo método donde la distribución final es basada en datos, y no en parámetros estimados, para todos los tramos.

Paso 1. Se genera una distribución completa sintética de ingresos imponibles. Para esto, el Servicio de Impuestos Internos hace pública la información sobre el ingreso bruto promedio, número de individuos y recaudación para cada uno de los siete u ocho tramos de ingreso³⁰

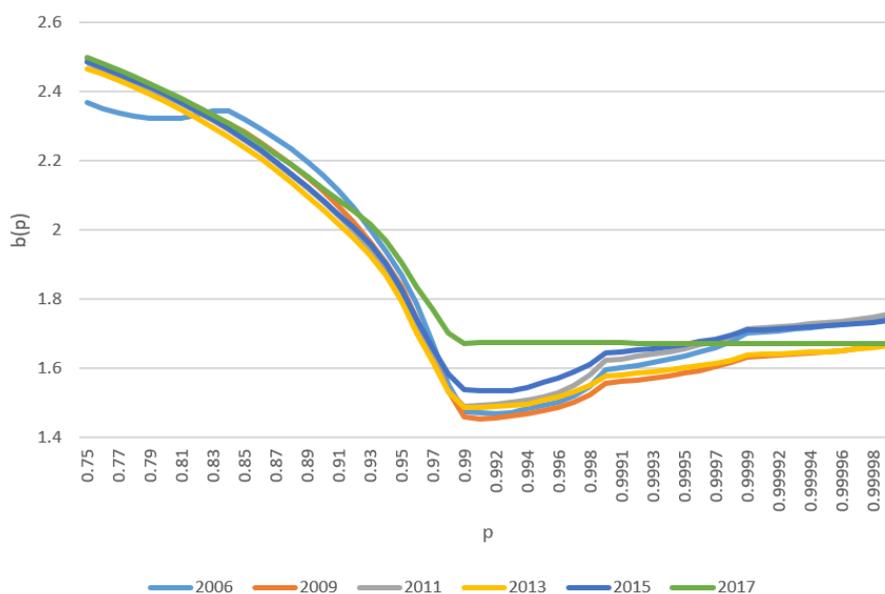
Utilizando el ingreso anual bruto y el impuesto pagado por cada tramo en promedio se construye el ingreso neto de cada tramo. Los límites de cada intervalo de ingreso neto se infieren de manera sencilla a partir de la estructura tributaria.

A partir de los datos tabulados para el ingreso neto se construyen 127 fractiles sintéticos de ingreso; 99 para los primeros 99 percentiles; 9 para cada décima de percentil entre el 99 y 99,9; 9 para cada centésima de percentil entre el 99,9 y el 99,99 y 10 para los últimos milésimos de percentil. Permitiendo que el coeficiente de Pareto varíe entre cada fractil, se obtienen distribuciones continuas, suaves y realistas para la parte superior de la curva (Blanchet, Fournier y Piketty, 2017).

³⁰Los siete tramos corresponden aproximadamente a los separados por los percentiles 75 (tramo exento), 90, 96, 98, 99 y 99.5.

Esta interpolación supera a la simple ya que “la forma y grosor de la cola” se ajusta mejor a datos empíricos, en especial para países con alta desigualdad, lo que se refleja en un menor error relativo medio que los otros tres métodos de interpolación más usados³¹. En general, la densidad real de la parte superior de la distribución es mayor que la que se estima a partir de una interpolación de Pareto simple.

Figura 4: Coeficientes generalizados de Pareto obtenidos del ingreso imponible neto



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del SII. $b(p)$ corresponde al ratio entre el ingreso promedio de los ingresos que están sobre el percentil p y el ingreso correspondiente a ese percentil.

En la **figura 4** se muestran los coeficientes generalizados de Pareto $b(p)$ obtenidos para cada percentil, a partir de datos tabulados del SII, para los años que cuentan con una CASEN a partir de 2006. Este coeficiente corresponde al ratio entre el ingreso promedio de los ingresos que están sobre el percentil p y el ingreso correspondiente a ese percentil. Para ilustrar, si el percentil 90 recibe \$10,000,000 y si, desde ese punto $b(p) = 2, \forall p > 90$, el ingreso promedio del 10 % superior de los individuos es \$20,000,000. Informalmente, $b(p)$ es una medida de la velocidad con que crece el ingreso en ese punto de la distribución por lo que se puede interpretar el coeficiente promedio, a partir de un percentil, como una medida local de desigualdad.

Lo primero que se puede destacar es que la curva graficada en la **figura 4** no es constante por lo que se hubiera perdido precisión al utilizar la interpolación simple desde un percentil arbitrario. Lo segundo es que, a diferencia de lo que ocurre con datos tributarios brutos³², el coeficiente estimado decrece rápidamente entre el

³¹En wid.world se encuentra públicamente disponible el código para implementar esta interpolación.

³²Con ingresos brutos, el coeficiente de Pareto $b(p)$ es creciente en el ingreso, reflejando que la distribución empírica es más desigual que una distribución de Pareto estándar.

percentil 75 y 99 para luego crecer de forma moderada. Esto es consistente con que el efecto progresivo del sistema tributario chileno domina sobre la concentración creciente del ingreso hasta el percentil 99. A partir de ahí, incluso los ingresos netos se vuelven más concentrados en la punta de la distribución.

Paso 2. Utilizando la encuesta CASEN, se construye el ingreso imponible neto, comparable con el de la base sintética generada en el **paso 1**³³. Para corregir, en una primera instancia, el cuantioso subreporte de los ingresos del capital³⁴, se adopta una estrategia sencilla similar a la utilizada por la CEPAL en el ajuste hasta 2011. En este ajuste, se agregaba, considerando los años desde 1990 al 2006, entre 2,8 y 12,9 % del ingreso autónomo al quintil superior de ingreso (Bravo y Valderrama, 2011). Esta imputación tenía el problema de ser discontinua, agregando cero al percentil 79 y aumentando en torno al 5 % el ingreso del percentil 80 en adelante.

Basándose en esta estrategia de imputación, se propone alternativamente una donde la proporción es creciente de manera lineal en el ingreso de tal forma que el ajuste sea continuo incluso en el punto donde comienza. La corrección agrega ingresos del capital proporcionales al ingreso total e independientes del ingreso del capital que declaren. Se elige imputar al individuo más rico una fracción k del ratio entre el capital equivalente de cuentas nacionales y el ingreso autónomo total medido en la encuesta, cercano al 25 % para los años estudiados. El capital imputado se hace decrecer linealmente hasta llegar a cero en los percentiles 80 e inferiores. De esta forma se genera un ajuste continuo en el ingreso y además consistente con que la participación del capital suele ir creciendo con el ingreso. Las personas bajo el percentil 80 poseen ingresos del capital solo si lo declaran. Luego de esta corrección, los ingresos del capital agregados siguen siendo considerablemente menores que en cuentas nacionales, y los ingresos altos mayores en la base de impuestos.

Omitir este paso produce que la corrección por *missing-rich* incorpore más individuos de salarios altos en la parte superior de la distribución, en desmedro de individuos con ingresos de capital elevados. El **cuadro 6**, en la sección de resultados, y la discusión que lo acompaña aclara este argumento.

Paso 3. Siguiendo la metodología propuesta en Blanchet, Flores y Morgan (2018), se utiliza una variable común construida, el ingreso tributable neto, para ajustar por el subreporte y la no respuesta de los más ricos o *missing-rich*. Se asume que los datos tributarios entregan un límite inferior creíble para el número de individuos que se encuentran sobre un determinado nivel de ingreso³⁵. Se elige

³³El ingreso imponible corresponde al ingreso del trabajo dependiente e independiente excluyendo en especies, dividendos, acciones, retiros y arriendo de propiedades. No es posible separar el arriendo de propiedades DFL-2 exento de impuestos.

³⁴Se reporta entre 3 y 5 veces menos ingresos de capital en la encuesta que su equivalente de cuentas nacionales

³⁵Por supuesto que la evasión implica que el número real es mucho mayor. Fairfield y Jorrot (2016) la estiman en 46 % para el impuesto global complementario.

el percentil 95 como límite de confianza para la encuesta en el escenario central. A partir de ese nivel de ingreso se asume que el número de individuos correspondientes a cada observación está subreportado. Como resultado, se obtienen nuevos pesos poblacionales consistentes con los ingresos del registro administrativo a partir del percentil seleccionado³⁶. La literatura sobre concentración del ingreso y la riqueza para los súper-ricos sugiere que el fenómeno de los *missing-rich* en encuestas es relevante solo a partir del percentil 90 (Ruiz y Woloszko, 2016).

Se hace notar que el problema de los *missing-rich* consiste en *la omisión de individuos* que deberían estar representados, así como al subreporte del ingreso *mayor que en el resto de la distribución*. Al corregir la representatividad de los súper-ricos se asume que estas personas que no contestaron la CASEN necesariamente declararon impuestos, lo que es razonable. No se asume, pues sería muy poco realista, que los datos del SII incluyen todos los ingresos tributables. La subdeclaración de impuestos se corrige, junto con los sesgos de la encuesta, en el ajuste proporcional a cuentas nacionales del **paso 5**³⁷.

Una de las virtudes de este algoritmo de calibración es que permite encontrar de manera endógena el punto a partir del cuál se utiliza la distribución de impuestos en desmedro de la encuesta. Los autores de hecho estiman que el punto de fusión o (*merging point*) es cercano al percentil 80 para la CASEN. Corregir la encuesta desde el percentil 80 es lo más correcto cuando se usan sólo estas dos fuentes, y no cuentas nacionales. Sin embargo, como en una etapa posterior se ajusta por cuentas nacionales, el objetivo es únicamente corregir el sesgo *adicional*, no todo el sesgo. Por esta razón se selecciona un escenario intermedio, el percentil 95, como punto de fusión.

El método minimiza una ponderación de las distorsiones de la muestra original y los desvíos respecto a niveles del registro administrativo manteniendo la representatividad de la encuesta para variables seleccionadas. Se elige mantener la proporción y número de cotizantes, trabajadores dependientes y trabajadores independientes.

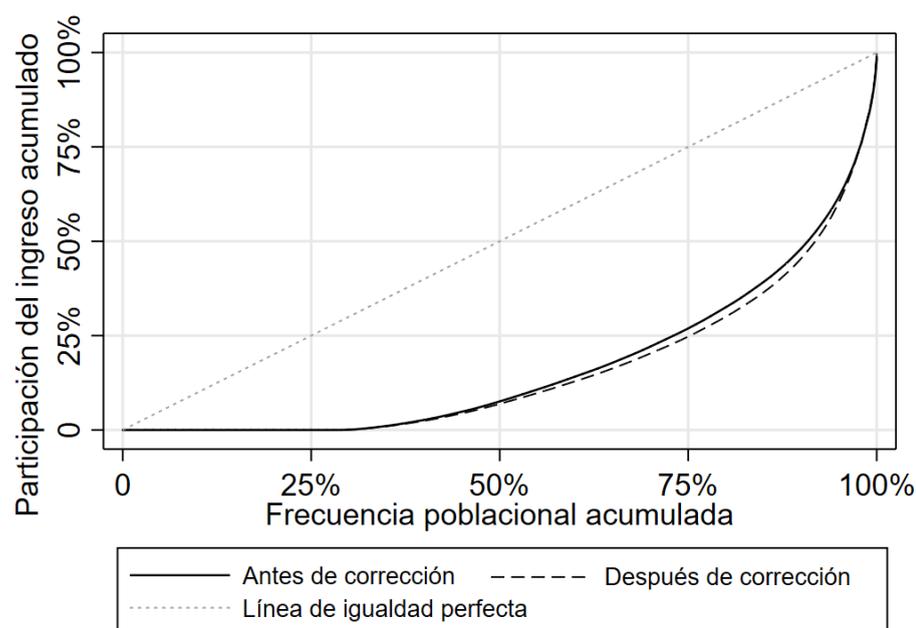
Al realizar este procedimiento se agregan observaciones en la parte superior de la distribución. Se eligió reescalar los pesos poblacionales para mantener la representatividad del número de individuos totales y en cada categoría de ingreso. Esto no es relevante para calcular participaciones de ingreso, coeficientes Gini y otros análisis distributivos³⁸. Sin embargo, sí será importante para calcular las

³⁶Se decidió no utilizar el ajuste multiplicativo de los ingresos ya que es mayor a 1.5 para menos de 5 observaciones, el promedio es 0.9999 y la desviación estándar menor a 0.005 por lo que se consideró innecesario.

³⁷En este trabajo no se calcula por separado la evasión de impuestos ya que no un objetivo central y se requiere hacer varios supuestos adicionales.

³⁸No afecta el ingreso mediano, el Gini ni las participaciones de cada fractil.

Figura 5: Curva de Lorenz original y corregida del ingreso imponible CASEN 2017



Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN y SIL.

magnitudes agregadas necesarias para el ajuste a cuentas nacionales. Considerando el posterior ajuste a cuentas nacionales, reescalar la población no es neutro en términos distributivos pero es correcto para no generar una población mayor que la efectiva³⁹.

Para ilustrar el efecto de este paso en la distribución de ingreso se muestra, en la **figura 5**, la curva de Lorenz del ingreso total imponible neto antes y después de corregir la representatividad para el año 2017. El reemplazo de observaciones en la parte superior desplaza toda la curva de Lorenz hacia la derecha aumentando la concentración en la parte superior. De esta forma, el Gini del ingreso tributable neto de las personas aumenta de 0.49 a 0.53 al incluir el capital imputado y luego a 0.56 corrigiendo por *missing-rich*⁴⁰. El efecto para la mediana del ingreso y para percentiles inferiores es mucho menor o virtualmente nulo.

Con el propósito de separar los efectos del ajuste a cuentas nacionales del que se obtiene corrigiendo por los *missing-rich*, se mostrarán resultados omitiendo este paso. Los efectos no son totalmente separables ya que la reasignación de pesos descrita afecta principalmente a la parte superior de la función de distribución, pero también desplaza la curva entera. En la sección de resultados, los valores que hayan sido obtenidos aplicando este paso se denotarán por BFM en referencia a los

³⁹El efecto de esto es pequeño ya que el método considera que la población original sea similar a la corregida.

⁴⁰El Gini que se reporta es ligeramente mayor al de 0.47 de los datos originales de la CASEN por dos razones. Una es que el ingreso imponible no incluye subsidios y la otra es que utiliza al individuo como unidad de observación en vez del hogar.

autores Blanchet, Flores y Morgan.

Paso 4. Habiendo generado el ingreso neto de impuestos, corregido por subreporte y no respuesta de los hogares de mayor ingreso, lo siguiente es obtener los salarios y otros ingresos brutos de impuestos comparables con cuentas nacionales. Para esto, se simula el inverso de la estructura tributaria basándose en un procedimiento utilizado por el Ministerio de Desarrollo Social. Se utilizan variables reportadas en la propia encuesta para establecer la evasión de impuestos y de contribuciones previsionales.

Según la construcción de las preguntas en el cuestionario de la encuesta, cada variable reportada es neta de impuestos y contribuciones. Se asume que los asalariados con contrato pagan de manera completa el impuesto a la renta. De la misma manera, se supone que los trabajadores independientes pagan impuesto solo si dan boleta. Las contribuciones de seguridad social se imputan solo para aquellos que responden estar inscritos en una AFP u otra previsión.

Se anualizan los ingresos multiplicando por doce los reportados. Finalmente, y considerando lo expuesto en el párrafo anterior, se aplica el inverso de la estructura impositiva del impuesto global complementario. Esto requiere asumir que cada corriente neta de impuestos es reportada aplicándosele la tasa media, y que el impuesto se cobra una sola vez sobre todos los componentes del ingreso.

Paso 5. Finalmente, a los agregados calculados para cada variable se los compara con su contraparte respectiva de cuentas nacionales. La brecha entre estos dos agregados corresponde a subreporte de la encuesta. Según lo estándar, se asume que, luego de la corrección BFM, el subreporte total es proporcional al ingreso. Esto implica que la corrección consiste simplemente en multiplicar por el cociente entre ambos agregados.

Ajustar por cuentas nacionales después de hacerlo por *missing rich* tiene la ventaja de que también se corrige la subdeclaración al SII, lo que es especialmente relevante para el capital. Respecto del 400 % de subreporte de los datos originales, aproximadamente un 200 % se corrige con el capital imputado en el **paso 3**, un 40 % al rebalancear los pesos de la encuesta y resto con el ajuste final a cuentas nacionales. Esta multiplicación asume que lo que resta de sesgo es proporcional en toda la distribución (de cada componente). Así, se reconoce que existe evasión de impuestos para todos los ingresos pero particularmente para el capital.

Existen diferentes supuestos alternativos para la distribución de la brecha. Un ejemplo considerado y utilizado por otros autores es realizar el ajuste imponiendo que se mantenga la tasa de pobreza de la muestra original para no “eliminar estadísticamente a gente en situación de pobreza”. Una razón para no hacer esto es pragmática: sería arbitrario, como el antiguo ajuste al capital, generar un ajuste

discontinuo en torno a un punto en particular. Pero también hay una razón más convincente: en la última sección de este trabajo se muestra que los ingresos de los dos quintiles más bajos podrían estar incluso más subestimados que los tramos medios y medios altos de ingreso.

Por último, para evaluar la calidad de la simulación, se comparan distintos indicadores contruidos con los correspondientes registros oficiales de seguridad social⁴¹ y el Servicio de Impuestos Internos. Las magnitudes obtenidas para las imposiciones totales y la recaudación fiscal total son muy cercanas a las reales. Como referencia, el coeficiente de Gini obtenido para 2017 es 0.6 considerando el ingreso bruto y las correcciones por capital imputado, *missing-rich* y cuentas nacionales.

Se entrega un apéndice de datos con todas las variables agregadas utilizadas, su fuente y construcción. El código, también disponible, permite cambiar los parámetros de ajuste y actualiza automáticamente los gráficos y tablas presentados, en un archivo Excel. De esta forma es posible verificar la dependencia de los resultados a los supuestos que se usaron.

7. Resultados

En esta sección se discuten los principales resultados y se ofrece un análisis de robustez. En primer lugar se discutirán los factores de ajuste a cuentas nacionales, mostrados en el **cuadro 3**. Luego, se entregan los valores calculados para el P50 y P90 de los ingresos de los trabajadores entre 2006 y 2017 (**figuras 6 a 9**). En el **cuadro 5** resume los principales resultados para todos los trabajadores activos en 2017. Finalmente, en el **cuadro 6** se hace un análisis de sensibilidad de los resultados variando dos parámetros relevantes. Los resultados y conclusiones se centran en el ingreso mediano de cada componente por lo que las mediciones de ingresos altos y desigualdad se muestran solo como referencia y con el propósito de entender los efectos de la metodología en puntos relevantes de la distribución.

La brecha con cuentas nacionales para los salarios se descompone en un 28% proporcional en todos los tramos y otro 13% que corresponde a los *missing-rich*, mientras que estos valores son 49% y 10% para los independientes. Esto se traduce en un ingreso bruto mediano de los trabajadores dependientes de \$600,000 y \$570,000 para todos los trabajadores activos, en el escenario principal. En el análisis de sensibilidad propuesto, se tiene que el ingreso mediano bruto de los trabajadores está entre \$540.000 y \$600,000, es decir, se tiene a lo menos un 30% de subreporte de los datos originales de la encuesta (con impuestos y

⁴¹Obtenidos de la OCDE.

contribuciones imputados). En todo el texto se referirá al subreporte como el factor de ajuste menos uno para establecer una relación clara entre estos dos valores.

Los factores de ajuste mostrados en el **cuadro 3** corresponden al cociente entre el agregado comparable de cuentas nacionales y el total de la encuesta CASEN. Para comprender los efectos de cada paso de la metodología descrita, se exponen las razones entre agregados antes de corregir para los ingresos altos y después de la corrección BFM⁴². Una parte importante de la brecha entre la encuesta y cuentas nacionales se debe a que la probabilidad de participación es muy baja para los hogares más ricos así como a su subreporte. Ambos fenómenos se corrigen al aplicar el **paso 3**. El resto del subreporte se corrige proporcionalmente según el **paso 5**. El subreporte de los ingresos del trabajo es de al menos un 27% y toma valores de hasta 85% para los independientes.

Cuadro 3: Factores de ajuste a cuentas nacionales antes y después de corrección BFM.

	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Salarios	1.27	1.45	1.42	1.43	1.45	1.41
Salarios BFM	1.21	1.30	1.25	1.29	1.28	1.29
Independientes	1.46	1.35	1.42	1.85	1.82	1.63
Independientes BFM	1.46	1.26	1.41	1.67	1.60	1.46

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, Banco Central y SII.

Un primer resultado importante, es que las remuneraciones de los asalariados están subestimadas en torno al 40% en la CASEN. Este número debe ser interpretado en conjunto con la evasión tributaria y de seguridad social que se reporta en el **cuadro 4**. Para todos los años, excepto 2006, se simuló una carga tributaria ligeramente mayor a la real por lo que el subreporte podría ser algo superior⁴³. De todas maneras, el sesgo de la encuesta es bastante elevado.

Cuadro 4: Ratio simulaciones realizadas a registros.

	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Recaudación IGC BFM	1.20	0.97	0.92	0.84	0.84	0.91
Evasión ss BFM	0.30	0.23	0.32	0.35	0.37	0.35

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, Banco Central y SII.

Si se simulara una carga tributaria o de seguridad social mayor, el factor de ajuste sería menor. Esto implica que los factores de ajuste brutos, a pesar de ser las estimaciones más razonables, están sujetos a más error que los ingresos brutos en sí mismos. El único efecto de imputar una carga impositiva más alta es mayor

⁴²Corresponde a las iniciales de los autores de la metodología según se detalla en la sección 6.

⁴³Si se simula una carga tributaria mayor, el ingreso bruto antes de corregir por cuentas nacionales crece.

desigualdad en los ingresos brutos luego de la corrección BFM y menor desigualdad en los ingresos netos corregidos. Como ambas modificaciones van en la misma dirección para los ingresos brutos, no es problemático contar con una pequeña incertidumbre sobre la separación exacta.

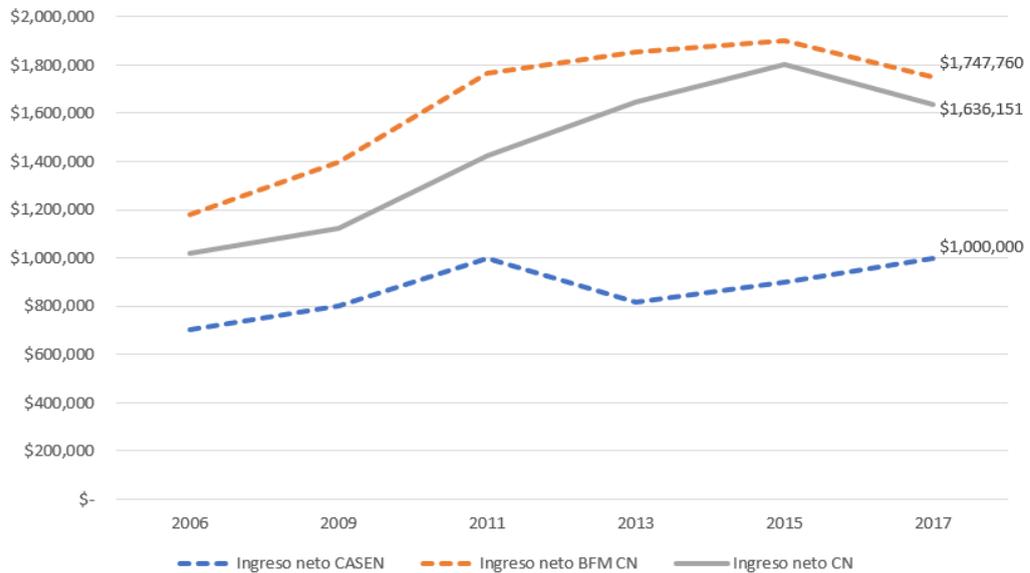
El factor de ajuste del ingreso de los independientes es aun mayor. Se alcanza más de 80 % de subreporte total estimado en algunos años y el promedio es de 60 %. Estos valores van en línea con los argumentos teóricos, asociados a la contabilidad imperfecta, que se entregaron. No obstante, las magnitudes encontradas son más razonables que las construidas por la CEPAL, que superaban el 300 % de subreporte para algunos años. Fairfield y Jorrat (2016) encuentran un ratio de 1.5 (50 % de subdeclaración) para datos tributarios con respecto a cuentas nacionales en 2009.

Para obtener estimaciones consistentes de ingresos y salarios brutos a partir de las variables netas reportadas en la CASEN es indispensable imputar de manera adecuada el impuesto a la renta y las contribuciones de seguridad social. Con este propósito se comparó la recaudación efectiva con respecto a la simulada para descuentos previsionales e impuestos. En el **cuadro 4** se muestra que la recaudación del IGC simulada es hasta un 19 % mayor que la real. Adicionalmente a aquellos que declararon no cotizar, la evasión proporcional (Evasión ss BFM), es decir cotizar solo algunos meses o por una parte del salario cada mes, alcanzó hasta 37 %. La evasión total debe incluir también a los individuos que declararon no cotizar en la encuesta⁴⁴. Se ajustó el valor de las cotizaciones para que correspondan al total, pero no se ajustó el pago de impuestos para no subestimar el ingreso bruto de los percentiles superiores.

A continuación, se entregan una serie de tablas y gráficos con las magnitudes estimadas para el percentil 50 y 90 del ingreso de los trabajadores dependientes e independientes. Se eligieron estos percentiles por ser puntos de referencia usuales para la mitad y el extremo de la distribución, pero es factible computar los resultados para cualquier otro. Para la categorización de cada trabajador se consideró el reporte de la ocupación principal de cada encuestado, de manera que las categorías sean excluyentes. Se debe considerar que cada trabajador puede obtener ingresos por cuenta propia a pesar de ser dependiente en su ocupación principal y viceversa. Los resultados no cambian significativamente si se utiliza alternativamente la categorización no excluyente. Todos los resultados están en pesos nominales de cada año por lo que debe descontarse la inflación para obtener ingresos reales.

⁴⁴El número reportado en el cuadro 4 para la evasión de seguridad social no intenta medir la evasión real. Equivale a la proporción de las contribuciones simuladas originalmente que deben restarse luego de las otras correcciones para que la simulación corresponda al registro oficial.

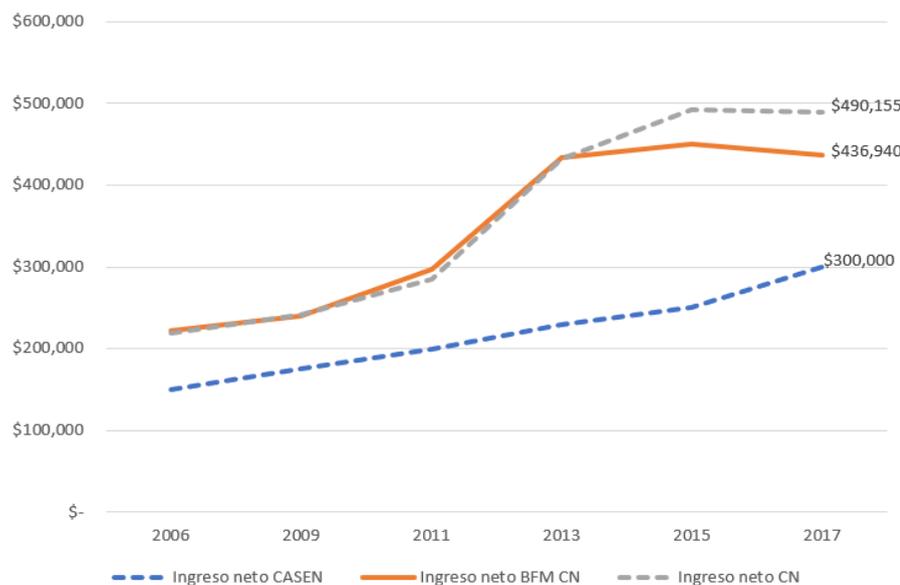
Figura 6: Ingreso del percentil 90 de los trabajadores independientes



Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SII y Banco Central.

En primer lugar, las **figuras 6 y 7** muestran la evolución de tres definiciones de ingreso neto de los independientes. Se presentan variables netas de seguridad social ya que la evasión es alta por lo que las variables brutas son casi idénticas pero sujetas innecesariamente a un error adicional.

Figura 7: Ingreso mediano de los trabajadores independientes



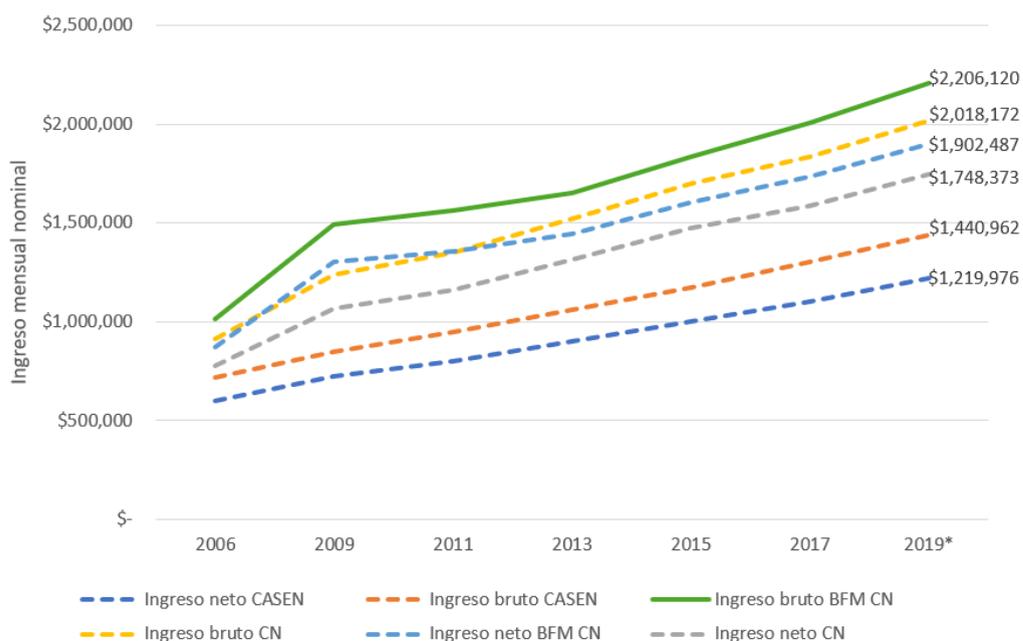
Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SII y Banco Central.

Ya se mencionó que el ingreso de los independientes se caracteriza por ser menos igualitario que los salarios. Esto se debe a que es una categoría heterogénea

que incluye a trabajadores informales, pero también a profesionales y negocios no incorporados de ganancias muy diversas. Además, este se ve afectado con mayor fuerza por el ciclo económico al carecer de mecanismos estabilizadores como el contrato de trabajo. Luego de las correcciones, el ingreso promedio disminuyó levemente entre 2015 y 2017. Este fenómeno se produce porque el factor de ajuste se redujo de 1.82 a 1.63. El agregado de cuentas nacionales equivalente creció menos que el número de trabajadores independientes (11 % contra 13 %). En 2017 el ajuste promedio fue de 63 % pero con la corrección BFM se distribuye heterogéneamente, llegando hasta el 75 % para el percentil 90.

Una hipótesis para explicar la disminución entre 2015 y 2017 es que el mayor número de independientes reportados corresponde a personas que iniciaron una actividad de baja remuneración. Esto es consistente con que la participación del 1 % de los independientes más ricos creció de 14.6 % a 16.7 % entre estos años. Se insiste en que los ingresos reportados por los independientes son menos precisos por su naturaleza y además, la información que se utilizó para realizar la corrección es menor calidad. Escapa al objetivo de este trabajo entregar una mejor justificación para estos fenómenos que afectan las estimaciones sobre el empleo independiente.

Figura 8: Ingreso laboral del percentil 90 de los trabajadores dependientes

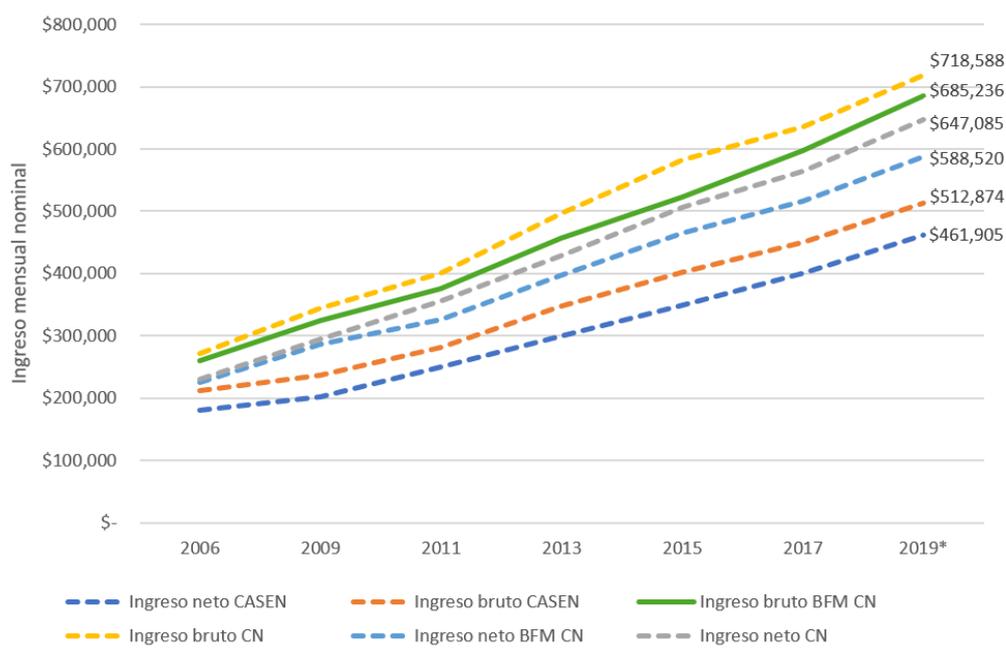


Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SII y Banco Central.

Las figuras 8 y 9 muestran los resultados principales para el trabajo dependiente. En ellos es posible imputar con mayor precisión impuestos y seguridad social además de ser más confiable el ajuste a cuentas nacionales. Se tiene que el ajuste para el percentil 90 es mayor que para la mediana cuando se

realiza la corrección BFM. En 2017 el ajuste fue de un total de 54% respecto al ingreso bruto CASEN para el percentil 90 y de 32% para la mediana, que alcanzó \$598,000. Como referencia, el Gini que se obtiene de los ingresos autónomos usando las series corregidas es de 0,6, y la concentración del 1% más rico es del 19%.

Figura 9: Ingreso laboral mediano de los trabajadores dependientes



Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SII y Banco Central.

En estos gráficos, además, es posible visualizar el efecto de cada uno de los ajustes. A modo de ejemplo, en 2017 la mediana del ingreso de los trabajadores formales sería de \$635,000 si la brecha con respecto a cuentas nacionales se distribuyera de manera proporcional. Considerando la omisión de los ricos la mediana bruta estaría cerca de los \$600,000 y sería de unos \$515,000 en términos líquidos descontando el pago parcial de contribuciones a la seguridad social. Este último valor es un 28% mayor que los \$400,000 pesos líquidos originales de la encuesta, que suele reproducirse como el ingreso mediano de los trabajadores en Chile.

Para los valores de 2019 se proyectó utilizando la tasa de crecimiento promedio de 2013-2017 de cada variable, admitiendo que existe mayor margen de error. Los resultados efectivos, debiesen ser algo menores dada la desaceleración en el PIB⁴⁵. Este efecto puede verse compensado para los tramos medios y bajos por la tendencia hacia la reducción de la desigualdad. Así, la mediana bruta del salario proyectada para 2019 resultó ser \$685,000, considerando todas las correcciones. Se enfatiza que

⁴⁵De todas maneras las remuneraciones totales (D.1) crecieron 9% entre 2017 y 2018 y 7% por trabajador, lo que es más que la tasa de crecimiento utilizada.

estas magnitudes deben usarse como referencia aproximada.

Cuadro 5: Ingreso laboral de los trabajadores dependientes e independientes activos 2017

	Media	Mediana	P90	N
Ingreso neto CASEN	\$ 579,357	\$ 370,167	\$ 1,090,000	7,599,447
Ingreso bruto CASEN	\$ 664,149	\$ 408,615	\$ 1,252,511	7,596,055
Ingreso neto BFM CN	\$ 886,833	\$ 511,861	\$ 1,768,609	7,597,704
Ingreso bruto BFM CN	\$ 967,029	\$ 568,414	\$ 2,004,139	7,597,704
Ingreso neto CN	\$ 884,302	\$ 544,119	\$ 1,633,849	7,596,055
Ingreso bruto CN	\$ 966,826	\$ 593,956	\$ 1,828,474	7,596,055

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, SII y Banco Central. N corresponde al número de trabajadores activos.

Se eligió presentar los resultados del trabajo independiente por separado para resaltar que sus valores están sujetos a una incertidumbre mayor. Sin embargo, es útil igualmente describir a los trabajadores en un solo grupo. Con este propósito, se muestran en el **cuadro 5** distintas medidas del ingreso de los trabajadores. En conjunto, los ingresos netos promedio de los trabajadores están subreportados en un 53 % con respecto a cuentas nacionales. Esto se traduce en que el ingreso mediano bruto de los trabajadores, luego de la corrección por *missing-rich* y cuentas nacionales, es un 39 % mayor que en la CASEN original. De esta forma, la mediana del ingreso bruto calculada alcanza los \$568,000 o \$593,000 sin considerar la corrección por ingresos altos.

Las **figuras 6 a 9** y el **cuadro 5** ilustran el escenario que se considera más probable. De todas formas, se reconoce la variabilidad de los resultados ante los parámetros seleccionados, por lo que se propone un análisis de sensibilidad de los supuestos para el año 2017. En particular, es difícil alcanzar un grado de certeza demasiado alto respecto a los ingresos del capital debido a que la CASEN los subestima hasta en 400 % respecto a cuentas nacionales. Por eso, se consideraron distintas combinaciones del percentil desde el que se corrige con datos tributarios y la magnitud del capital imputado, p y k respectivamente. Las definiciones de ingreso usadas en el **cuadro 6** son las mismas que en las figuras y el cuadro mencionados.

Del análisis propuesto se puede observar que el efecto conjunto de los parámetros p y k es de hasta un 13 % sobre los salarios, y 24 % en el ingreso de los independientes evaluando los casos extremos. En el escenario más conservador, la mediana bruta del ingreso asalariado es de \$555,000, todavía un 23 % mayor que el ingreso bruto capturado en la encuesta. En el punto más alto, la mediana alcanza los \$625,000, es decir solo un 2 % menor que sin el ajuste BFM. En el **cuadro 6** se

Cuadro 6: Análisis de sensibilidad de los resultados del ingreso bruto para 2017

		Dependientes p50	Dependientes p90	Independientes p50	Independientes p90	Trabajadores p50	Trabajadores p90
CASEN ¹		\$ 450,345	\$ 1,302,293	\$ 300,000	\$ 1,007,393	\$ 408,384	\$ 1,250,000
p=0.9	k=0.5	\$ 554,309	\$ 2,115,156	\$ 391,217	\$ 1,956,086	\$ 545,222	\$ 2,115,156
	k=0.9	\$ 576,258	\$ 1,998,850	\$ 424,454	\$ 1,899,253	\$ 565,938	\$ 2,013,136
	k=1.2	\$ 593,877	\$ 1,986,959	\$ 454,087	\$ 1,793,945	\$ 591,412	\$ 1,986,959
p=0.95	k=0.5	\$ 572,958	\$ 2,067,182	\$ 403,846	\$ 1,807,754	\$ 538,699	\$ 2,070,588
	k=0.9	\$ 598,330	\$ 2,004,139	\$ 436,940	\$ 1,747,760	\$ 568,414	\$2,004,139
	k=1.2	\$ 622,183	\$ 1,934,057	\$ 469,971	\$ 1,753,167	\$ 583,296	\$ 1,925,604
p=0.99	k=0.5	\$ 609,872	\$ 1,830,973	\$ 442,080	\$ 1,649,148	\$ 568,853	\$ 1,801,112
	k=0.9	\$ 620,223	\$ 1,827,207	\$ 466,094	\$ 1,737,037	\$ 580,633	\$ 1,808,245
	k=1.2	\$ 626,638	\$ 1,835,134	\$ 486,573	\$ 1,724,638	\$ 587,760	\$ 1,815,095
Sin ajuste BFM ²		\$ 635,098	\$ 1,836,554	\$ 490,155	\$ 1,645,928	\$ 596,513	\$ 1,828,436

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, Banco Central y SII. El parámetro p corresponde al percentil desde el que se aplica la corrección BFM y, k a la proporción del capital imputado al quintil de mayor ingreso. Para una descripción más detallada revisar la sección de metodología. 1: Estimaciones CASEN presentadas en primera fila incluyen impuestos y contribuciones imputadas al igual que todas las filas. 2: Última fila muestra las estimaciones sin corregir por *missing-rich* y ajustando por cuentas nacionales.

destaca la combinación de parámetros central que además fue utilizada en los gráficos. Se elige por considerarse un límite inferior creíble para el ingreso mediano de cada tipo de trabajador.

Se tiene que para la mediana estimada del ingreso de ambos tipos de trabajadores existe una relación monótona respecto a los parámetros p y k . Es creciente con respecto a p debido a que la corrección BFM aumenta el peso de menos observaciones de alto ingreso, provocando que la brecha y el consecuente ajuste a cuentas nacionales sea mayor. También es creciente respecto a k porque, cuando es mayor, la corrección BFM aumenta más el peso de los individuos con ingresos del capital en desmedro de aquellos con salario alto. Así, antes de corregir por cuentas nacionales se tiene una masa salarial menor y el factor de ajuste resulta mayor.

El efecto de los parámetros sobre el percentil 90 de ambos tipos ingreso es algo menos regular. Igualmente, se aprecia que la tendencia es a ser decreciente en k y p . El argumento para k es similar al anterior. Cuando k es menor, se encuentra que los *missing-rich* corregidos tienen un *share* de ingreso laboral mayor que si k es grande. Con p mayor, simplemente se ajusta un menor número de individuos de la parte superior por lo que el efecto se diluye para el percentil 90.

Como robustez adicional, se consideró además un escenario de desigualdad más extrema que el analizado. Los resultados centrales para 2017 indican que aun con un Gini de 0.6 y *share* del 1% de 19% resulta un ingreso mediano de los trabajadores de \$570,000, un 39% más que en la encuesta original. Suponiendo un

caso de desigualdad mayor: Gini de 0.65 y *share* del 1 % igual a 27 %, el ingreso mediano es \$500,000, todavía un 23 % mayor que en la encuesta. Estas medidas de desigualdad serían las más altas de la literatura para Chile usando la misma definición de ingreso. Al incluir ganancias del capital y utilidades no distribuidas del capital sí se calculan coeficientes de Gini y *shares* del 1 % mayores.

Cuadro 7: Factores de ajuste del ingreso independiente para distintas fracciones de D.44

%D.44	2006	2009	2011	2013	2015	2017
0 %	1.15	1.00	1.01	1.33	1.30	1.19
20 %	1.46	1.34	1.42	1.85	1.82	1.63
40 %	1.77	1.69	1.83	2.38	2.34	2.08
60 %	2.08	2.03	2.24	2.91	2.86	2.52
80 %	2.39	2.38	2.65	3.44	3.38	2.97
100 %	2.70	2.72	3.06	3.96	3.90	3.42

Fuente: Cálculos propios a partir de Banco Central y CASEN.

D.44 corresponde a la renta de las sociedades (D.441) y cuasisociedades (D.442)

Finalmente, el **cuadro 7** contiene los factores de ajuste del ingreso de los independientes que resultan de incluir distintas fracciones de la renta distribuida de las sociedades (D.44) en su agregado comparable de cuentas nacionales. Queda claro que todos los valores encontrados para los trabajadores independientes dependen crucialmente de esta fracción. Ver **Sección 4.2.** para detalles de la construcción del agregado comparable de cuentas nacionales para los independientes.

8. Extensión: Puzzle del ahorro en los hogares

Los sesgos en la medición de ingresos en las encuestas, como los tratados en esta investigación, dan origen a una serie de inconsistencias, ya sea al comparar con otras referencias o con lo que se esperaría según la teoría económica. Un ejemplo muy significativo de esto es la aparente paradoja del ahorro negativo en los hogares de menor ingreso.

Este puzzle es identificado ya por Butelmann y Gallego (2000), quienes calculan tasas de ahorro agregado de los hogares altamente negativas (-21.8 %) y que alcanzan -26000 %⁴⁶ para algunos individuos de la muestra. En esta sección, al igual que en el estudio mencionado, se utilizan datos de la principal encuesta de gasto en Chile, la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), conducida por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Según sus autores “el objetivo principal de la EPF es identificar

⁴⁶Los casos extremos individuales no son tan problemáticos, ya que corresponden a individuos cuyo ingreso disminuyó casi a cero y aproximadamente mantuvieron su consumo.

la estructura y características del gasto en consumo final de los hogares urbanos de las capitales regionales y sus zonas conurbadas más importantes” (INE, 2018). Por otro lado, un objetivo secundario consiste en identificar la estructura del ingreso disponible de los mismos hogares. Este instrumento se utiliza como insumo principal para la canasta de bienes y servicios del IPC. A pesar de utilizarse para estadísticas oficiales del INE, el Banco Central, la OCDE y el Ministerio de Salud, entre otros, no está exenta de problemas. Un síntoma de estos problemas, que se desarrollará a continuación, es el puzle del ahorro en los hogares.

El puzle consiste en que con los datos originales de ingreso y gasto se obtienen tasas de ahorro negativas para los tres quintiles más pobres de ingreso por hogar. Esto en principio no es paradójico, dado el potencial acceso a créditos, pero las condiciones necesarias para que ocurra de manera agregada y sostenida en el tiempo parecen poco probables.

Cuadro 8: Tasas de ahorro del hogar por quintil de ingreso per cápita considerando missing-rich

	Ingreso CASEN corregido	Ingreso EPF	Gasto EPF	Tasa de ahorro EPF	Tasa de ahorro corregida
Q1	\$ 448,579	\$ 358,181	\$ 595,114	-66 %	-35 %
Q2	\$ 766,182	\$ 610,100	\$ 743,260	-22 %	1 %
Q3	\$ 1,088,223	\$ 854,635	\$ 876,521	-3 %	18 %
Q4	\$ 1,620,544	\$ 1,218,902	\$ 1,200,649	1 %	24 %
Q5	\$ 5,020,317*	\$ 2,925,463	\$ 2,194,080	25 %	55 %

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN, Banco Central y SII. Ingresos y gastos corresponden al total por hogar a pesar de que los quintiles están ordenados por ingreso per cápita. *Q5 incluye ingresos del capital imputados y corregidos a cuentas nacionales.

Para que esta situación sea un reflejo de la realidad, y no consecuencia de errores de la encuesta, son necesarias dos condiciones. La primera y más obvia es que los hogares endeudados efectivamente tengan acceso a crédito, es decir que una institución o entidad les preste recursos. La segunda, para garantizar la solvencia de los préstamos es que, para el mismo hogar cada peso de desahorro sea compensado, considerando una tasa de interés, por ahorro futuro. Para que se cumpla la condición de solvencia y que un quintil entero esté fuertemente endeudado en promedio se requiere movilidad social intrageneracional. Es decir, que además de la predicción estándar de la teoría del ciclo de vida, se necesita que los hogares originalmente de bajos ingresos paguen su deuda cuando pasen a un segmento de mayor ingreso. Así, los hogares se endeudarían cuando son jóvenes y de menor ingreso para luego ahorrar y pagar la deuda cuando envejecen y además suban de quintil.

El **cuadro 8** ilustra la paradoja descrita, además de entregar información de ingreso corregido de la encuesta CASEN. En la quinta columna se muestra la tasa de ahorro por quintil de ingreso per cápita de los hogares con los datos originales

de la EPF (período 2016-2017). Sorprendentemente alcanza -66% para el primer quintil. Esto implicaría que en promedio esos hogares consumen 1.7 veces su ingreso, lo que parece poco factible a nivel agregado.

Se propone utilizar el nivel de gasto de la EPF con el ingreso corregido con la metodología de este estudio con el propósito de resolver el puzle del ahorro. Si se compara el ingreso corregido de la CASEN con el gasto de la EPF, se obtienen tasas de ahorro más razonables. El supuesto bajo este cálculo es que el consumo medido en la EPF no está subestimado mientras que el ingreso sí lo está. Aunque las encuestas de gastos también están afectadas por sesgos a la baja estos suelen ser menores que para las encuestas de ingreso. Ravallion (2003) encuentra un ratio promedio para 90 países de 0.93 de encuestas de gasto respecto a cuentas nacionales, y de solo 0.67 para encuestas de ingreso. Meyer y Sullivan (2003), examinando la calidad de la información sobre consumo e ingreso, concluyen que los deciles de menores ingresos subreportan considerablemente más el ingreso que sus gastos.

Cuadro 9: Edad del jefe del hogar por quintil de ingreso per cápita

Edad jefe del hogar	
Q1	34.7
Q2	43.7
Q3	43.8
Q4	42.7
Q5	40.5

Fuente: Elaboración propia usando CASEN ajustada según la metodología propuesta. Pueden existir variaciones respecto a la encuesta original.

Para llevar a cabo la comparación entre ambas encuestas, en primer lugar se seleccionaron en la CASEN las 61 comunas que forman la muestra de la EPF. Estas comunas corresponden a capitales regionales y sus alrededores por lo que su ingreso medio es mayor que el nacional. Se hicieron coincidir los conceptos de ingreso del hogar en ambas bases. Además, según lo estándar, se corrigió por la inflación del año entre las dos encuestas y por diferencias en el tamaño del hogar. Los hogares de la CASEN tienen un 7% más de integrantes en promedio, atribuibles a diferencias en el diseño muestral.

Al calcular la tasa de ahorro con los ingresos corregidos, se obtienen valores negativos solo para el quintil de menores ingresos. El desahorro estimado de 35% para este quintil se explica por tres razones. En primer lugar, los individuos de menores ingresos realizan más trabajos no registrados por lo que es plausible que su ingreso esté más subreportado que la corrección hecha. En segundo lugar, el diseño de la encuesta no clasifica el descuento previsional obligatorio como ingreso ni como

ahorro. Incluyendo estas cotizaciones en el total de ahorro se obtendrían tasas de ahorro algo mayores. Finalmente, como lo muestra el **cuadro 9**, el promedio de edad del jefe del hogar es casi 8 años menor que el de los otros quintiles. Así, siguiendo la teoría del ciclo de vida, es razonable que el ingreso y la tasa de ahorro crezca con el paso del tiempo, posibilitando temporalmente una tasa negativa de ahorro para esos hogares. De esta forma, algunos hogares endeudados pagarían sus deudas anteriores en un momento donde pertenecen a un quintil de ingreso mayor.

De manera complementaria es posible calcular con estos datos el coeficiente de Gini del ingreso de los hogares, para el país entero⁴⁷, alcanzando 0.554 puntos. Se obtiene una mayor desigualdad, 8 puntos porcentuales sobre los datos originales, debido a la incorporación de nuevas observaciones de ingresos altos y a la corrección por cuentas nacionales, en especial para el capital. Estos valores están en línea con otros encontrados, por ejemplo Engel y Candia (2018) encuentran un Gini del ingreso disponible de 0.57 a 0.52 según si se incluyen o no utilidades retenidas del capital. El Gini calculado se reporta con el único propósito de conocer distintos efectos de la metodología sobre indicadores estándar. El tratamiento de los datos tiene énfasis en la precisión y confianza para los tramos medios y, con el mismo objetivo, favorece una mayor concentración en los tramos altos. Para estudiar la desigualdad se requieren fuentes de información más precisas y un tratamiento más fino de los ingresos del capital, por naturaleza complejos de medir.

9. Comentarios finales

Este trabajo es el primero en Chile que combina registros administrativos, cuentas nacionales y encuestas, en un marco teórico consistente, para obtener estimaciones de los salarios e ingresos independientes en tramos medios. Aprovechando las ventajas y corrigiendo las limitaciones de cada fuente es posible obtener mejores estimaciones que lo que sería posible con cada una de ellas por separado.

La metodología propuesta incorpora el hecho conocido de que el subreporte es especialmente relevante en los ingresos altos, a pesar de estar presente en toda la distribución. La simulación de la estructura tributaria entrega magnitudes parecidas a las reales. Se corrige por evasión de contribuciones a la seguridad social, de manera que las simuladas coincidan con el agregado efectivo. De esta manera, los resultados adquieren mayor confiabilidad. Igualmente, se propone un análisis de sensibilidad para considerar desviaciones respecto del escenario central.

Se encuentra que la brecha promedio desde 2006, entre la encuesta CASEN y cuentas nacionales es mayor para el ingreso de los independientes que los

⁴⁷Esto corresponde al territorio nacional completo, no a las 61 comunas muestrales de la EPF usadas en el cuadro 8.

asalariados, 59 % y 41 % respectivamente. Un 14 % de esta brecha se explica por el fenómeno de los *missing-rich* para los salarios, y un 11 % para los trabajadores por cuenta propia. Considerando esto, en el escenario principal para 2017, la remuneración bruta mediana del trabajo de los empleados formales fue aproximadamente \$600,000 y \$440,000 para los independientes, traducándose en una mediana conjunta de \$570,000. En todos los escenarios analizados, el salario nominal mediano creció anualmente entre 7 y 8 % desde 2006, un 2 % más que el percentil 90 y que el PIB per cápita.

De la misma manera que se reconocen las carencias de las encuestas para los *top income*, es preciso incorporar a la discusión pública y al diseño de políticas las conclusiones del presente estudio sobre los tramos medios. Un 40 % más de ingreso, incluso un 20 % impacta de manera significativa el estándar de vida para las familias de ingreso medio y bajo.

A pesar de los avances desarrollados, las series de datos entregadas deben entenderse como prototipos sobre los cuales es posible y deseable incorporar mejoras, lo que también es válido para las mismas cuentas nacionales y otras fuentes de información. Se reconoce que los resultados propuestos dependen, en mayor o menor medida, de algunos parámetros relativamente arbitrarios. Se distinguen al menos cuatro dimensiones en las que es posible mejorar la metodología utilizada. Primero, mejoraría sustancialmente la precisión para el trabajo independiente si se contara con datos de fuente primaria para el ingreso mixto separado del excedente de explotación de los hogares así como para la renta de las cuasi-sociedades. Segundo, la imputación usada para los ingresos del capital es poco realista y únicamente es funcional al estudio de los ingresos cercanos a la mediana. Tercero, el punto a partir del cuál se mezclan los datos de la encuestas con los de impuestos (*merging point*) puede ser determinado endógenamente considerando los dos tipos de sesgos según se discutió en la sección de metodología. Finalmente, la simulación de la estructura tributaria también puede ser ajustada o, idealmente imputada de manera directa haciendo pareo de individuos entre la encuesta utilizada y los datos tributarios considerando además explícitamente la evasión de impuestos.

Adicionalmente, es un desafío para futura investigación imputar una distribución a los componentes no incorporados del INB, como impuestos directos e ingresos de capital retenidos, para mejorar la comparabilidad con otros países. Se debe continuar perfeccionando la generación y uso de datos de ingresos en la CASEN, impuestos internos y cuentas nacionales.

Referencias

- [1] Altimir, O. (1986). Estimaciones de la distribución del ingreso en la Argentina, 1953-1980. *Desarrollo económico*, 521-566.
- [2] Altimir, O. (1987). Income distribution statistics in Latin America and their reliability. *Review of income and wealth*, 33(2), 111-155.
- [3] Altimir, O. (2013). Indicadores de desigualdad de mediano plazo en América Latina.
- [4] Atkinson, A. B. (2017). *Monitoring global poverty: Report of the commission on global poverty*. World Bank, Washington.
- [5] Alvaredo, F., Atkinson, A., Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., Zucman, G. (2016). *Distributional National Accounts (DINA) guidelines: Concepts and methods used in WID*. world. WID. world Working Paper, 2.
- [6] Atria, J., Flores, I., Sanhueza, C., Mayer, R. (2018). *Top incomes in Chile: A historical perspective of income inequality (1964-2015)*. URL: <http://ignacioflores.com/pdf/top-incomes-chile.pdf>.
- [7] Bandourian, R., McDonald, J., Turley, R. S. (2002). A comparison of parametric models of income distribution across countries and over time.
- [8] Birdsall, N. and Meyer, C.J. (2015), *The Median is the Message: A Good Enough Measure of Material Wellbeing and Shared Development Progress*. *Glob Policy*, 6: 343-357
- [9] Bhalla, S. S. (2002). *Imagine there's no country: Poverty, inequality, and growth in the era of globalization*. Peterson Institute.
- [10] Blanchet, T., Flores, I., Morgan, M. (2018). *The Weight of the Rich: Improving Surveys Using Tax Data*. WID.world Working Paper, 12.
- [11] Blanchet, T., Fournier, J., Piketty, T. (2017). *Generalized Pareto curves: theory and applications*.
- [12] Bourguignon, F. (2011). Non-anonymous growth incidence curves, income mobility and social welfare dominance. *The Journal of Economic Inequality*, 9(4), 605-627.
- [13] Bourguignon, F. (2015). Appraising income inequality databases in Latin America. *The Journal of Economic Inequality*, 13(4), 557-578.
- [14] Bravo, D., Valderrama Torres, J. A. (2011). The impact of income adjustments in the Casen Survey on the measurement of inequality in Chile. *Estudios de Economía*, 38(1), 43-65.

- [15] Butelmann, A., Gallego Yáñez, F. (2000). Ahorro de los hogares en Chile: evidencia microeconómica. *Economía chilena*, vol. 3, no. 1.
- [16] Campos, J. A., Foster, W. (2013). MEDICIÓN DE LA POBREZA. *Estudios Públicos*, 130, 53-94.
- [17] Canberra Group. (2011). Expert group on household Income statistics: Final report and recommendations. Canberra Group.
- [18] Candia, B., Engel, E. (2018). Taxes, Transfers and Income Distribution in Chile: Incorporating Undistributed Profits (No. 82). Tulane University, Department of Economics.
- [19] Chen, S., Ravallion, M. (2012). An update to the World Bank's estimates of consumption poverty in the developing world. Washington, DC: World Bank.
- [20] Chotikapanich, D., Valenzuela, R., Rao, D. P. (1997). Global and regional inequality in the distribution of income: estimation with limited and incomplete data. *Empirical Economics*, 22(4), 533-546.
- [21] CEPAL. (2013). LA MEDICIÓN DE LOS INGRESOS EN LA ENCUESTA CASEN 2013. CEPAL, Naciones Unidas.
- [22] Deaton, A. (2005). Measuring poverty in a growing world (or measuring growth in a poor world). *Review of Economics and statistics*, 87(1), 1-19.
- [23] Del Castillo, M. (2015). La magnitud de la desigualdad en el ingreso y la riqueza en México: una propuesta de cálculo.
- [24] Dowrick, S., Akmal, M. (2005). Contradictory trends in global income inequality: A tale of two biases. *Review of Income and Wealth*, 51(2), 201-229.
- [25] European Commission, International Monetary Fund, Organisation for Economic Co-operation and Development, United Nations, and World Bank. (2009). System of national accounts 2008.
- [26] Eurostat. (2017). Final report of the expert group on quality of life indicators.
- [27] Fairfield, T., Jorratt De Luis, M. (2016). Top Income Shares, Business Profits, and Effective Tax Rates in Contemporary Chile. *Review of Income and Wealth*, 62, S120-S144.
- [28] Feres, J. C. (1998). La medición de los ingresos en la Encuesta CASEN, 1996. En: Segundo Taller Regional sobre Medición del Ingreso en las Encuestas de Hogares-LC/R. 1886-1998-p. 431-458.
- [29] Fernández, I. (2013). Use of tax micro-data for the compilation of the Chilean National Accounts. *IFC Bulletin*, (37), 165.

- [30] Ffrench-Davis, R., Vivanco, D. (2016). Depreciación del capital físico, inversión neta y producto interno neto. Santiago, Corporación de Estudios para Latinoamérica (CIEPLAN)/Universidad de Talca, Santiago, noviembre.
- [31] Fitoussi, J., Durand, M. (2018). Beyond GDP Measuring What Counts for Economic and Social Performance: Measuring What Counts for Economic and Social Performance. OECD Publishing.
- [32] Greenaway-McGrevy, R. (2011). Is GDP Or GDI a Better Measure of Output?: A Statistical Approach. BEA
- [33] Guerreiro, M. (2019). The labor share of income around the world: Evidence from a panel dataset. In Labor Income Share in Asia (pp. 39-79). Springer, Singapore.
- [34] Haughton, J., Khandker, S. R. (2009). Handbook on poverty+ inequality. World Bank Publications.
- [35] Hurst, E., Li, G., Pugsley, B. (2014). Are household surveys like tax forms? Evidence from income underreporting of the self-employed. Review of economics and statistics, 96(1), 19-33.
- [36] Hussmanns, R. (2004). Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment. Policy Integration Department, Bureau of Statistics, International Labour Office.
- [37] Instituto Nacional de Estadística. (2019). Síntesis de resultados Encuesta Suplementaria de Ingreso.
- [38] Irarrázaval, I., Hairel, E., Sokolowski, S. W., Salamon, L. M. (2006). Estudio comparativo del sector sin fines de lucro Chile. Santiago de Chile, Ed. Printer SA, 62.
- [39] Jiménez, J. P. (2015). Desigualdad, concentración del ingreso y tributación sobre las altas rentas en América Latina. CEPAL.
- [40] Krause, M. (2014). Parametric Lorenz Curves and the Modality of the Income Density Function. Review of Income and Wealth, 60(4), 905-929.
- [41] Lakner, C., Milanovic, B. (2013). Global income distribution: from the fall of the Berlin Wall to the Great Recession. The World Bank.
- [42] Larrañaga, O., Rodríguez, M. E. (2014). Desigualdad de ingresos y pobreza en Chile: 1990 a 2013. Santiago, Chile: Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo-Chile, Área Pobreza y Desigualdad.
- [43] Lequiller, F. and D. Blades (2007), Understanding National Accounts, OECD Publishing, Paris,

- [44] Lopez, R., Figueroa, E. (2015). Fundamental accrued capital gains and the measurement of top incomes: An application to Chile. University of Chile, Department of Economics.
- [45] Lubrano, M. (2017). Lorenz curves, the Gini coefficient and parametric distributions. *The Econometrics of Inequality and Poverty*.
- [46] Lustig, N. (2019). The missing rich in household surveys: Causes and correction approaches (No. 75). Tulane University, Department of Economics.
- [47] Martinez-Aguilar, S., Fuchs, A., Ortiz-Juarez, E., Del Carmen, G. (2017). The impact of fiscal policy on inequality and poverty in Chile. The World Bank.
- [48] McDonald, J. B. (1984). Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income. *Econometrica*, 52(3), 647-665.
- [49] Meyer, B. D., Mok, W. K., Sullivan, J. X. (2009). The under-reporting of transfers in household surveys: its nature and consequences (No. w15181). National Bureau of Economic Research.
- [50] Milanovic, B. (2002). Can we discern the effect of globalization on income distribution? Evidence from household budget surveys. The World Bank.
- [51] Milanovic, B. (2005). Can we discern the effect of globalization on income distribution? Evidence from household surveys. *The World Bank Economic Review*, 19(1), 21-44.
- [52] Milanovic, B. (2006). *Global income inequality: What it is and why it matters*. The World Bank.
- [53] Milanovic, B. (2012). *Global income inequality by the numbers: in history and now-an overview*. The World Bank.
- [54] Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2017). *Manual del investigador: Guía práctica para el uso y análisis de información*.
- [55] Moore, J. C., Stinson, L. L., Welniak, E. J. (2000). Income measurement error in surveys: A review. *JOURNAL OF OFFICIAL STATISTICS-STOCKHOLM-*, 16(4), 331-362.
- [56] Morgan, M. (2017). *Extreme and persistent inequality: New evidence for Brazil Combining National accounts, surveys and fiscal data, 2001-2015*.
- [57] Piketty, T., Yang, L., Zucman, G. (2019). Capital accumulation, private property, and rising inequality in China, 1978–2015. *American Economic Review*, 109(7), 2469-96.
- [58] Pinkovskiy, M., Sala-i-Martin, X. (2009). Parametric estimations of the world distribution of income (No. w15433). National Bureau of Economic Research.

- [59] Pinkovskiy, M., Sala-i-Martin, X. (2015). Lights, Camera,... Income! Illuminating the National Accounts-Household Surveys Debate.
- [60] Pizzolitto, G. (2005). Poverty and inequality in Chile: Methodological issues and a literature review. Documentos de Trabajo del CEDLAS.
- [61] Ravallion, M. (2016). Toward better global poverty measures. *The Journal of Economic Inequality*, 14(2), 227-248.
- [62] Ravallion, M. (2000). Should poverty measures be anchored to the national accounts?. *Economic and Political Weekly*, 3245-3252.
- [63] Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World development*, 29(11), 1803-1815.
- [64] Ravallion, M. (2003). The debate on globalization, poverty and inequality: why measurement matters. *International Affairs*, 79(4), 739-753.
- [65] Ravallion, M. (2001). Measuring Aggregate Welfare in Developing Countries: How Well Do National Accounts and Surveys Agree?. *World Bank Policy Research Working Paper*, (2665).
- [66] Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: looking beyond averages. *World development*, 29(11), 1803-1815.
- [67] Ravallion, M., Chen, S., Sangraula, P. (2008). Dollar a day revisited. *The World Bank*.
- [68] Ravallion, M. (2012). Benchmarking global poverty reduction. *The World Bank*.
- [69] Repetto, A. (2001). Incentivos al ahorro personal: lecciones de la economía del comportamiento. *Banco Central de Chile*.
- [70] Ruiz, N. and N. Woloszko (2016), "What do household surveys suggest about the top 1% incomes and inequality in OECD countries?", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1265, OECD Publishing, Paris.
- [71] Sala-i-Martin, X. (2002). The world distribution of income (estimated from individual country distributions) (No. w8933). *National Bureau of Economic Research*.
- [72] Stiglitz, J. E., Sen, A., Fitoussi, J. P. (2017). Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress.
- [73] Székely, M., Hilgert, M. (1999). What's behind the inequality we measure? An investigation using Latin American data. *An Investigation Using Latin American Data* (December 1999). *IDB-OCE Working Paper*, (409).
- [74] SP. (2019). Historia provisional de afiliados activos, pensionados y fallecidos.

- [75] UNECE. (2011). Canberra Group handbook on household income statistics.
- [76] UNU-WIDER. (2018). World Income Inequality Database (WIID): User Guide and Data Sources.
- [77] Villatoro, S. (2015). Ajuste de los ingresos de las encuestas a las Cuentas Nacionales: una revisión de la literatura.

10. Apéndices

10.1. Estimación paramétrica del ingreso mediano

En esta sección se detallan los fundamentos teóricos utilizados para elaborar la **figura 1**. En esta se combina un promedio de cuentas nacionales, una medida de dispersión y una función paramétrica para obtener estadísticos de interés como la mediana.

Las distribuciones verdaderas o empíricas del ingreso de un país poseen distintos grados de ajuste a funciones de distribución de probabilidad conocidas. Para los propósitos de este ejercicio se utilizan únicamente distribuciones de dos parámetros, siendo las más utilizadas en general.

En investigaciones pasadas, se encontró que la distribución Weibull es la de mejor ajuste para datos de países pertenecientes a la OCDE (Bandourian et. al 2002). Considerando una muestra más amplia, de 191 países, se encuentra que la lognormal es generalmente más precisa (Pinkovskiy Sala-i-Martin, 2009). Un beneficio adicional es que existen expresiones analíticas de estas distribuciones para todos los estadísticos de interés lo que clarifica el análisis.

Cuadro 10: Función de densidad y estadísticos para distribuciones Weibull y Lognormal

	Weibull	Lognormal
Función de densidad	$k\alpha(kx)^{\alpha-1}(e^{-kx})^\alpha$	$(x\sigma\sqrt{2\pi})^{-1}exp(-(\ln(x) - \mu)^2/2\sigma^2)$
Media	$\Gamma(1 + 1/\alpha)$	$e^{\mu+\sigma^2/2}$
Mediana	$log(2)^{1/\alpha}/k$	e^μ
Gini	$1 - 2^{-1/\alpha}$	$2\Phi(\sigma/\sqrt{2} - 1)$

Fuente: Elaboración propia en base a Lubrano (2017).

El **cuadro 10** muestra la función de densidad, media, mediana y Gini en términos de los parámetros k , α , σ y μ , y de Γ y Φ que corresponden a la función gamma y normal estándar acumulada respectivamente. Estas dos distribuciones tienen la propiedad de ser cerradas para la multiplicación, es decir, $X \sim f(x) \rightarrow cX \sim f(x)$ lo cuál es atractivo si se pretende realizar un ajuste proporcional. El Gini (para cualquier distribución) también es insensible a escala.

Con la información de la tabla anterior, si se conocen dos de estos estadísticos es posible despejar todos los parámetros de la distribución y consecuentemente obtener el estadístico faltante a partir de estos. La mediana calculada de esta manera cumple con ser monótonamente creciente en la media y monótonamente decreciente en el Gini, ambas buenas propiedades. Es deseable relizar medidas de bondad de ajuste para encontrar la distribución más apropiada para para el ingreso de la población.

Cuadro 11: Mediana paramétrica mensual a partir de INB por trabajador 2017

Gini	Mediana1	Mediana2
0.45	\$ 893,515	\$ 980,653
0.5	\$ 810,413	\$ 885,336
0.55	\$ 721,858	\$ 779,589
0.6	\$ 629,014	\$ 665,474
0.65	\$ 533,267	\$ 545,873
0.7	\$ 436,281	\$ 424,657

Fuente: Cálculos propios a partir de Banco Central y Ffrench-Davis y Vivanco (2017) y cuadro 8. Ingreso promedio mensual utilizado corresponde a INB menos impuestos indirectos y depreciación del capital. Se dividió en 12 para obtener datos mensuales. Mediana1 supone una distribución Weibull y Mediana2 una distribución lognormal.

En el **cuadro 11** se muestra la mediana calculada para distintos valores del Gini, dejando fija la media. Para la media, se utiliza en Ingreso Nacional Bruto descontando impuestos indirectos y un 12.3 % del INB por concepto de depreciación del capital. El valor para la depreciación se obtiene del cuadro 4 de Ffrench-Davis y Vivanco (2017), promediando la depreciación calculada para el intervalo 2011-2015 con precios de 2008. El ingreso total se divide por el número de perceptores de ingreso del capital y trabajo. Es decir todos los cálculos consideran que la población son los individuos con ingreso autónomo mayor estricto a cero⁴⁸.

La justificación para los descuentos realizados al ingreso medio es que la mayoría de las definiciones micro de ingreso no incluyen aquél que se utiliza para financiar la depreciación del capital. Por ejemplo, según el Sistema de Cuentas Nacionales (SNA 2008), el ingreso se define como el máximo monto que un hogar u otra entidad es capaz de consumir en bienes y servicios sin reducir su stock de activos o aumentar sus pasivos financieros y no financieros. Es razonable asumir que una fracción muy pequeña del ingreso reportado en encuestas (incluyendo retiros de utilidades y otros) se utiliza para posteriormente cubrir el deterioro del capital.

⁴⁸Las distribuciones elegidas están definidas para valores positivos y la probabilidad definida para $x = 0$ es idénticamente cero. Para incluir valores iguales a cero se requiere usar distribuciones censuradas lo que complica innecesariamente el análisis.

10.2. Tablas adicionales

En esta sección se muestran cuadros complementarios. El **cuadro 12** replica al **cuadro 8** pero sin incluir la corrección BFM por *missing-rich*. Se obtienen tasas de ahorro mayores para los quintiles de menor ingreso y menores para los de mayor ingreso, sin alterarse significativamente las conclusiones de la sección 8.

El **cuadro 13** mostrado en la página siguiente entrega las magnitudes per cápita que permiten construir el INB per cápita a partir de datos medidos en la encuesta CASEN. Los resultados se usaron para el **cuadro 2** de la sección 5.

Cuadro 12: Tasas de ahorro por quintil de ingreso per cápita

	Ingreso CASEN corregido	Ingreso EPF	Gasto EPF	Tasa de ahorro EPF	Tasa de ahorro corregida
Q1	\$ 479,113	\$ 358,181	\$ 595,114	-66 %	-27 %
Q2	\$ 817,789	\$ 610,100	\$ 743,260	-22 %	7 %
Q3	\$ 1,152,969	\$ 854,635	\$ 876,521	-3 %	22 %
Q4	\$ 1,650,434	\$ 1,218,902	\$ 1,200,649	1 %	26 %
Q5	\$ 4,561,597	\$ 2,925,463	\$ 2,194,080	25 %	51 %

Cuadro 13: Descomposición de la brecha del ingreso per cápita mensual entre CASEN y cuentas nacionales

	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Ingreso total hogar (trabajo, propiedad de activos, subsidios, arriendo)	\$ 185,609	\$ 226,351	\$ 254,549	\$ 324,769	\$ 371,638	\$ 433,577
(-) Subsidios totales hogar	\$ 2,320	\$ 6,183	\$ 6,166	\$ 8,182	\$ 10,046	\$ 12,144
(-) Arriendo imputado	\$ 27,721	\$ 35,477	\$ 41,001	\$ 53,829	\$ 62,537	\$ 76,607
(=) Ingreso autonomo (dep, indep y capital)	\$ 155,568	\$ 184,690	\$ 207,382	\$ 262,759	\$ 299,054	\$ 344,825
Excedente bruto sector vivienda	\$ 17,549	\$ 21,848	\$ 26,082	\$ 31,075	\$ 36,796	* \$ 44,130
Impuestos sobre la renta hogares (D.5)	\$ 4,993	\$ 6,703	\$ 8,707	\$ 10,971	\$ 14,673	\$ 13,666
Impuestos sobre la renta SF (D.5)	\$ 1,557	\$ 1,171	\$ 3,083	\$ 3,367	\$ 3,701	\$ 7,732
Impuestos sobre la renta ENF (D.5)	\$ 27,304	\$ 11,197	\$ 32,419	\$ 27,639	\$ 31,571	\$ 30,053
Contribuciones sociales (H a SF) (D.61)	\$ 22,074	\$ 27,449	\$ 34,676	\$ 42,170	\$ 50,616	\$ 57,098
Contribuciones sociales (H a G) (D.61)	\$ 7,133	\$ 8,672	\$ 10,100	\$ 12,301	\$ 13,973	\$ 15,892
Impuestos netos de subvenciones (D.2-D.3)	\$ 43,618	\$ 48,700	\$ 62,136	\$ 71,265	\$ 83,632	\$ 92,089
Ahorro bruto SF (B.8)	\$ 5,862	\$ 2,730	\$ 13,134	\$ 14,835	\$ 17,500	\$ 9,858
Ahorro bruto ENF (B.8)	\$ 26,004	\$ 69,833	\$ 55,890	\$ 58,458	\$ 75,991	\$ 84,886
Renta de la propiedad atribuida a los titulares de pólizas de seguros (D.44)	\$ 10,871	\$ 13,665	\$ 15,985	\$ 19,917	\$ 24,255	\$ 26,586
Excedente bruto de explotación gobierno (depreciación, B.2b/B.3b)	\$ 4,067	\$ 5,290	\$ 6,004	\$ 7,118	\$ 8,654	\$ 9,496
Consumo IPSFL	*\$ 2,875	\$ 3,440	\$ 4,295	\$ 4,836	\$ 5,583	*\$ 6,129
Corrección IPC Noviembre-total año	\$ -1,219	\$ 183	\$ -3,731	\$ -3,835	\$ -6,379	\$ -2,793
SIFMI hogares	\$ 1,680	\$ 2,372	\$ 2,845	\$ 3,179	\$ 3,230	\$ 3,724
Subtotal CASEN y complementos	\$ 329,935	\$ 407,943	\$ 479,009	\$ 566,054	\$ 662,850	\$ 743,372
INB pc nominal mensual	\$ 381,558	\$ 456,637	\$ 570,134	\$ 641,966	\$ 741,037	\$ 813,582
Subreporte total CASEN	\$ 51,623	\$ 48,695	\$ 91,126	\$ 75,912	\$ 78,187	\$ 70,210
Subreporte total CASEN/Ingreso total CASEN	27.8 %	21.5 %	35.8 %	23.4 %	21.0 %	16.2 %

Fuente: Elaboración propia a partir de Banco Central, MDS y partidas complementarias. *Estimaciones a partir de datos anteriores

Todas las variables están en pesos nominales per cápita