

EVIDENCIA SOBRE LA RELACIÓN ENTRE COMPOSICIÓN FAMILIAR Y VULNERABILIDAD SOCIOECONÓMICA



AUTORES: JUAN PABLO LIRA Y EMILIA GARCÍA
DIRECTORA DE ESTUDIOS: MAGDALENA VERGARA

Diciembre, 2023

I. PROBLEMA SOCIAL

La importancia de la familia en el bienestar psicosocial y económico de las personas ha sido reconocida de forma amplia en la literatura y evidencia disponible. Sin embargo, hoy la familia y su institucionalidad se encuentra sumida en una crisis, que se demuestra rápidamente al ver la acelerada depreciación de instituciones como el matrimonio, o bien, el pronunciado incremento de hogares monoparentales. Aun así, existen otras dimensiones menos visibles que también ponen de manifiesto esta crisis. Específicamente, una línea de investigación ha demostrado que los cambios en la estructura y composición familiar afectarían el bienestar económico y psicosocial de quienes la integran. Factores como la institucionalidad conyugal, la monoparentalidad y el involucramiento parental explicarían cada vez más la pobreza de los hogares, el rendimiento académico de los hijos y la propensión a caer en conductas de riesgo.

II. RESUMEN EJECUTIVO

- El presente estudio busca ver la relación entre el tipo de composición familiar y tres dimensiones de bienestar: (i) económico, (ii) conductas de riesgo y (iii) trayectoria escolar mediante análisis con modelos de regresión lineal y no lineal.
- Los resultados muestran que cuando en una familia se ausenta uno de los padres, suelen reproducirse con mayor frecuencia condiciones de vulnerabilidad como pobreza, trayectorias escolares deficientes, o incluso, una mayor propensión hacia el consumo problemático de alcohol y drogas en menores.

- Entre los principales hallazgos encontramos que el tipo de composición familiar incide en el bienestar económico de las familias. Las familias monoparentales son 1,5 veces más propensas a ser pobres que las familias biparentales. Esta probabilidad aumenta considerablemente cuando el jefe de hogar es mujer. En efecto, las familias monoparentales lideradas por mujeres tienen 2 veces más probabilidades de ser pobres que las familias biparentales.
- De igual forma, las parejas que cohabitan presentan una mayor probabilidad de encontrarse por debajo de la línea de la pobreza con respecto a las parejas casadas.
- Familias monoparentales, suelen asociarse a menores ingresos autónomos, en especial cuando la jefa de hogar es mujer. Mientras familias monoparentales con jefatura masculina ven reducidos en un 3% sus ingresos autónomos con respecto a familias biparentales, aquellas lideradas por mujeres perciben una caída del orden del 41%.
- Respecto de las conductas de riesgo, niños y adolescentes que pertenecen a una familia donde uno de los padres se ha ausentado en forma prolongada tienen 1,4 veces más probabilidades de presentar conductas de riesgo como consumo de alcohol y drogas con respecto a quienes viven con ambos padres.
- Además, los resultados indican que el grado de involucramiento parental guarda estrecha relación con una menor probabilidad de incidir en conductas riesgosas así como en tener trayectorias escolares completas. Aquellos menores que pertenecen a una familia en la que los padres no se involucran en saber qué es lo que hace su hijo dentro y fuera del colegio, presentan una probabilidad 4,5 veces mayor de incidir en conductas riesgosas. Además tienen una probabilidad hasta 7 veces mayor de presentar un alto riesgo de abandono escolar con respecto a padres altamente involucrados.
- Por su parte, el tipo de composición familiar tiene también un efecto significativo en la probabilidad de que el menor presente un alto riesgo de deserción escolar. En efecto, la probabilidad de abandono escolar es casi 2 veces mayor para estudiantes que viven sólo con su padre o madre en comparación a quienes viven con ambos.
- Por último, se encuentra que menores pertenecientes a familias monoparentales suelen tener asociado un peor desempeño escolar, medido por el puntaje SIMCE en lectura y matemática. En efecto, estructuras familiares donde se ausenta uno de los padres, tienen asociada una reducción en los puntajes SIMCE de 5 puntos en ambas pruebas.

III. REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Las estructuras y composiciones familiares se han venido modificando fuertemente en el último siglo y sobre todo en las últimas décadas. Si en 1950 la cohabitación y las familias monoparentales eran la excepción en el panorama social, a medida que disminuyeron las tasas de matrimonio, aumentó la maternidad fuera del matrimonio y hoy parece ser la regla general.

Del mismo modo, desde su inicio, la academia, al ser la familia una de las instituciones más relevantes para el ser humano, ha estudiado la influencia que tiene, muchas veces, en la transmisión de desigualdades entre generaciones (Becker, 1981; Knight, 1995), así como en el fomento de la igualdad de ingresos entre miembros de ella (específicamente entre hermanos) (Griliches, 1979). De ese modo, una gran cantidad de literatura ha observado los efectos que tiene la estructura familiar y el comportamiento parental y doméstico en el bienestar general y en los resultados socioeconómicos y académicos de los hijos¹.

Específicamente, se ha estudiado los efectos del divorcio de los padres en los niños. Elliot y Richards (1991) examinan el comportamiento y el rendimiento educativo de los niños² antes y después del divorcio de sus padres. Los resultados sugieren que los niños cuyos padres se divorciaron cuando tenían entre siete y dieciséis años obtuvieron peores resultados académicos y mayores conductas de riesgo que aquellos niños cuyos padres permanecieron casados. Adicionalmente, se comparó a niños que vivían únicamente con sus madres con niños que sus madres se habían vuelto a casar y se encontró que tener un padrastro tenía un efecto perjudicial en las conductas posteriores, pero no así en los resultados académicos. En la misma línea, Ermisch y Francesconi (2001) analizan las consecuencias en un niño de entre 0 y 5 años que vive en una familia monoparental. Los resultados son consistentes con Elliot y Richards (1991) y se agudizan en las edades mencionadas. A saber, la estructura familiar en la primera infancia tiene las asociaciones más fuertes con niveles educativos bajos y mayores conductas de riesgo.

Con respecto al bienestar económico de las familias, Thomas y Sawhill (2005) estudian su relación con la composición y el arreglo familiar en Estados Unidos. Observan que las familias biparentales (casadas o unidas de hecho) se encuentran en una mejor situación socioeconómica que aquellas familias monopa-

¹ Por ejemplo, en McLanahan, S., & Sandefur, G. (1994), se demuestra que los niños cuyos padres viven separados tienen el doble de probabilidades de abandonar la escuela que aquellos de familias biparentales, una vez y media más de probabilidades de estar inactivos laboralmente en la edad adulta temprana, y el doble de probabilidades de convertirse ellos mismos en padres solteros. Asimismo, muestran cómo el divorcio de padres –que trae consigo caída en los ingresos y en la participación de los padres en la vida de los hijos– disminuye el bienestar de los niños.

² Se utiliza la Encuesta Nacional de Desarrollo Infantil del Reino Unido (National Child Development Survey) que estudia longitudinalmente a 17.415 personas nacidas en Inglaterra, Escocia y Gales de 17.205 mujeres durante la semana del 3 al 9 de marzo de 1958.

rentales. Lo anterior tiene sentido si consideramos que las familias biparentales pueden beneficiarse por economías de escala y porque, en la mayoría de los casos, se perciben dos ingresos. Aun así, el estudio muestra que las parejas que cohabitan, a pesar de estar mejor económicamente que las familias monoparentales, están considerablemente peor que aquellas parejas casadas. Lo anterior no necesariamente indica causalidad, de hecho, diversa literatura sugiere que efectivamente hay causalidad³, pero también la hay que demuestra selectividad de características⁴, por lo que sería apresurado sugerir que el matrimonio es una solución a la pobreza de los hogares. Aquella vulnerabilidad económica en los hogares monoparentales se agudiza cuando estos son liderados por una mujer y, según un estudio del Foro Federal Interinstitucional sobre Estadísticas de la Infancia y la Familia (2023) de Estados Unidos, los niños que viven en ese contexto tienen más probabilidades de crecer en pobreza.

Asimismo, el involucramiento parental también afecta a la hora de evaluar el rendimiento educativo, la deserción escolar y las conductas de riesgo. En esa línea, varios son los estudios que respaldan esta hipótesis y que muestran una relación directa entre mayor involucramiento parental y mejores resultados conductuales y académicos (Zellman y Waterman, 1998; González, 2002; Wang y Sheikh-Khalil, 2014). Ya en 1990, Rumberger et al., identificaron tres diferencias principales entre las familias de los que abandonaron la escuela y familias que se mantienen. A saber, la deserción escolar es más probable cuando las familias son más permisivas y, por lo tanto, los hijos toman sus propias decisiones. Los padres de niños que han desertado tienden a utilizar sanciones y emociones negativas frente al mal desempeño académico de sus hijos, mientras que los padres de niños que no desertan utilizan reacciones emocionales positivas. Por último, los padres de hijos que han desertado reportan haberse involucrado poco en la vida escolar de sus hijos (esto es, menos tiempo dedicado a realizar tareas escolares, no promover que asistan y participen en clases, entre otros), a diferencia de los padres que sus hijos no desertaron.

En ese sentido, la mayoría de la evidencia disponible indica que la estructura familiar, sea esta biparental o monoparental, y el nivel de involucramiento parental, sobre todo durante la primera infancia, es tremendamente importante para el desarrollo de los hijos y la mayoría de las veces la monoparentalidad y el bajo involucramiento parental afecta negativamente en las circunstancias económicas, educativas y conductuales de los hijos.

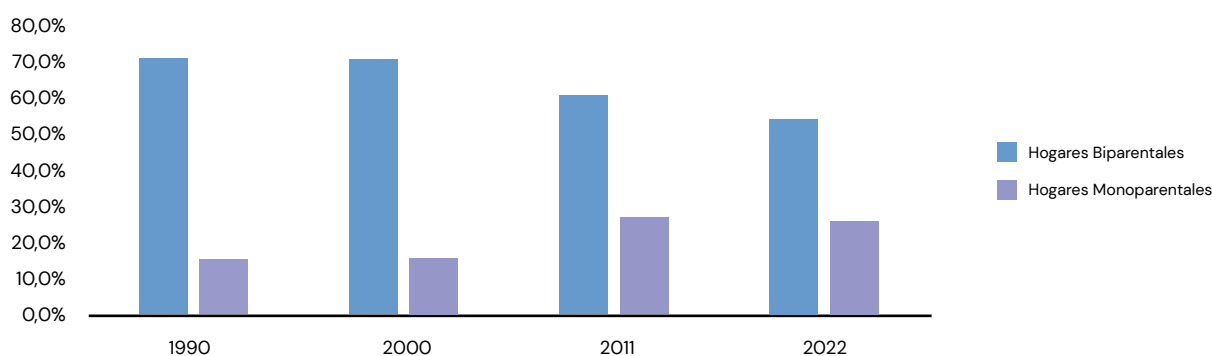
³ Véase, Qian, Z., Lichter, D. T. & Mellott, L. M., 2005. Out-of wedlock childbearing, marital prospects and mate selection. *Social Forces*, 84(1), 474-491

⁴ Véase, Manning, W. D., & Brown, S. (2006). Children's Economic Well-Being in Married and Cohabiting Parent Families. *Journal of Marriage and Family*, 68(2), 345-362. <https://www.jstor.org/stable/3838905>

IV. CONTEXTO: CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA FAMILIAR EN CHILE

Los acaecidos cambios que ha experimentado la familia chilena en las últimas décadas se han traducido, entre otras cosas, en una modificación de su estructura y composición. A saber, la proporción de familias monoparentales —entendida formalmente como una composición familiar donde uno o más hijos sólo viven con la presencia de la madre o el padre— ha ido ganando terreno. En efecto, hace 30 años la composición familiar de tipo monoparental representaba al 15,6% del total de hogares, mientras que hoy esta proporción se estima en un 26,3%. En tanto, el porcentaje de familias con estructura biparental —entendida también como una composición familiar, pero donde el jefe de hogar cuenta con un cónyuge o conviviente— ha experimentado una reducción de casi 15 puntos porcentuales, alcanzando su mínimo histórico.

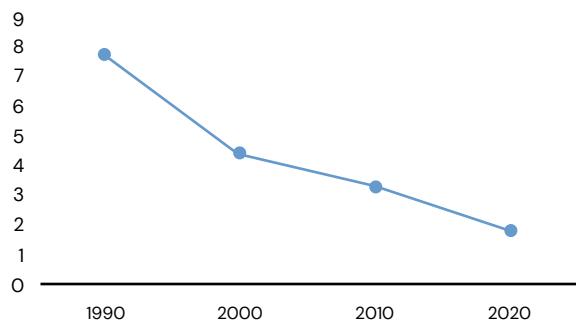
Evolución estructura de hogar



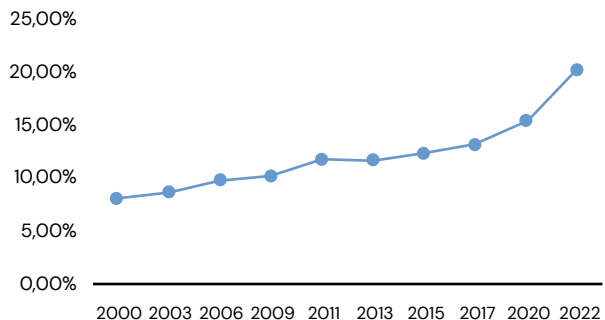
Fuente: Elaboración propia a partir de encuestas Casen (1990–2022)

Ahora bien, los cambios en la familia no se circunscriben exclusivamente al tipo de estructura familiar, sino que también al tipo de vínculo a partir del cual se constituyen. Un ejemplo de ello es lo que la academia ha llamado la *desinstitucionalización del matrimonio*. Sin duda, el matrimonio —tradicionalmente entendido como la institución normalizadora de la familia— ha sido paulatinamente desplazado por otro tipo de arreglos familiares como la cohabitación. Basta observar la acelerada caída que ha experimentado la tasa de nupcialidad en los últimos treinta años, donde el número de matrimonios celebrados por cada mil habitantes disminuyó en, aproximadamente, un 75%. En tanto, al observar la evolución de preferencias en cuanto a la convivencia o cohabitación como alternativa al matrimonio, se aprecia una clara tendencia al alza en el porcentaje de personas que optaron por convivir con su pareja sin haberse casado. De hecho, en los últimos 20 años se ha duplicado la proporción de convivientes, alcanzando su máximo histórico.

Matrimonios por cada 1000 habitantes



Porcentaje mayores de 15 años que cohabitan



Fuente: Elaboración propia a partir del Anuario de Estadísticas Vitales del INE y encuestas CASEN (2000-2022)

Ante esto, se vuelve necesario analizar y visibilizar —a partir de la evidencia— la relación que pueda existir entre el tipo de estructura familiar e indicadores de bienestar tanto individuales como colectivos, a modo de incentivar la reflexión y, sucesivamente, la formulación de políticas que tengan por propósito mejorar las condiciones de bienestar de la familia chilena.

V. DATOS Y METODOLOGÍA

V.I Dimensiones de estudio y bases de datos

Las tres dimensiones a tratar en este estudio —y las variables que de ellas se desprenden— responden, en primera instancia, a una selección de factores que inciden en el bienestar individual y colectivo de las familias ampliamente documentados en la literatura. Así también, el estudio tiene por propósito actualizar el análisis del Centro de Políticas Públicas UC publicado en 2011 por docentes del Instituto de Sociología UC titulado “Familia, pobreza y bienestar un análisis empírico de las relaciones entre estructura familiar y bienestar”. En consecuencia, el análisis se estructura a partir de tres dimensiones: (i) bienestar económico, (ii) conductas de riesgo y (iii) trayectoria escolar.

Los datos provienen de distintas fuentes, dependiendo de la dimensión a estudiar. En lo que respecta a la relación familia y bienestar económico, se utiliza la última versión de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN, 2022), que ofrece el Ministerio de Desarrollo Social y Familia. En cuanto

a la dimensión de trayectoria escolar, se utilizan las bases que ofrece el Ministerio de Educación sobre el rendimiento escolar en la prueba SIMCE para cuartos básicos y la respectiva encuesta a los padres (SIMCE, 2018). Así también, se utiliza en esta dimensión la última versión del Estudio Nacional de Drogas en Población Escolar (ENPE, 2021) que ofrece el Ministerio del Interior y Seguridad Pública. Por último, para la dimensión que analiza la relación entre estructura familiar y propensión de conductas de riesgo, también se hace uso del ENPE (Ministerio del Interior, 2021).

V.II Modelos de estimación

En el estudio, se emplea una metodología cuantitativa para analizar de forma empírica la relación entre estructura familiar y las dimensiones de bienestar recién descritas. El análisis empírico se sustenta en la creación de modelos de regresión lineales y no lineales (modelo *logit*) a partir de los datos disponibles en las bases. En las estimaciones que emplean modelos no lineales *logit*, se muestran los resultados y coeficientes a partir del *odds ratio* (razón de odds o de probabilidad). Este coeficiente se interpreta como una razón que identifica cuántas veces más (o menos) probable es que ocurra un evento en el grupo de tratamiento con respecto a que ocurra ese mismo evento en el grupo de control.

Cabe mencionar que los modelos empleados en este estudio no tienen por finalidad demostrar causalidad entre variable de estudio (composición familiar) y las distintas variables dependientes, tomando en consideración posibles limitantes de la estimación como la existencia de variables omitidas (no observables) o problemas de *endogeneidad*. No obstante, los modelos sí pretenden aseverar que exista una asociación estadísticamente significativa entre la composición familiar y las variables dependientes de cada dimensión de bienestar.

En cuanto a la muestra, esta varía según la base de datos empleada. Para la dimensión que asocia composición familiar con bienestar económico, se utiliza como unidad de análisis los hogares con estructura biparental y monoparental con uno o más núcleos. Luego, para las dimensiones de “conductas de riesgo” y “trayectoria escolar”, el análisis se realiza a nivel de individuo, discriminando según tipo de estructura familiar. En todos los análisis se utilizan los factores de expansión disponibles en las bases, a modo de obtener una estimación para la población nacional.

V.III Creación de variables

En primera instancia, la variable de estudio “*Monoparental*” se construye conforme a los datos que dispone cada base. Para la estimación de la relación entre familia y dimensión económica, la variable de monopa-

rentalidad es construida a partir de los datos de CASEN y responde a la definición del Observatorio Social del Ministerio de Desarrollo Social y Familia (MIDESO): “un hogar monoparental es aquel constituido por un jefe o jefa de hogar, con hijos, siempre y cuando se encuentre solo, sin cónyuge o unión de hecho”. Es decir, aquel hogar en donde los hijos viven solamente con el padre o la madre y no con ambos. Siguiendo la definición de MIDESO, se identifican como hogares biparentales aquellos núcleos familiares constituidos por un jefe o jefa de hogar, con o sin hijos, pero con la presencia de cónyuge o unión de hecho.

Cabe mencionar que este análisis no distingue entre estructuras monoparentales o biparentales del tipo nuclear o extendidas⁵. A modo de simplificar el análisis, se agrupan familias nucleares y extendidas según su categoría *mono* o *biparental*. Esta variable de tipo *dummy* toma el valor de 0 cuando el hogar es biparental y 1 cuando el hogar es monoparental. Así también se crea una variable categórica para distinguir entre hogares monoparentales con jefatura femenina de aquellos con jefatura masculina.

Para las dimensiones de “conductas de riesgo” y “trayectoria escolar” la variable de *monoparentalidad* se construye buscando imitar la definición recién descrita elaborada por MIDESO, identificando cuando el menor declara vivir sólo con su madre, o bien, sólo con su padre, sin que este se encuentre casado o en unión de hecho. La *biparentalidad*, en tanto, se desagrega en dos grupos de control. Por un lado, se utiliza como grupo de control a familias biparentales en donde el menor cuenta con la presencia de ambos padres en el hogar. Mientras que, en forma aislada, se utiliza también como grupo de control a familias biparentales en donde el menor vive con el padre o la madre junto a sus respectivas parejas.

Por otro lado, se incorpora también en este estudio el efecto del estado civil sobre las distintas variables dependientes o variables de bienestar familiar. Para este fin, se utiliza la variable *estado civil* autoreportada por los entrevistados y presente en todas las bases, salvo en la del SIMCE. Al igual que en el trabajo de Herrera et al., (2011) la variable agrupa los estados en tres categorías: casados, convivientes (o en unión de hecho) y solteros, separados o divorciados.

En cuanto a las variables dependientes de los modelos, se construye en primera instancia la variable “pobreza”. Esa corresponde a una variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando el hogar se encuentra por debajo de la línea de la pobreza (incluye pobres y pobres extremos), definida por el MIDESO (2022), y 0 cuando el hogar se encuentra por encima de la línea de la pobreza.

⁵ Conforme al Ministerio de Desarrollo Social y Familia, la tipología de estructura del hogar distingue entre composiciones nucleares o extendidas según exista o no presencia de parientes del jefe de hogar. De habitar en el hogar el núcleo familiar, se cataloga de estructura nuclear, mientras que de habitar junto al núcleo de algún pariente, se cataloga como *extendida*.

Para la dimensión de conductas de riesgo en menores, siguiendo la metodología del trabajo de Herrera et al., (2011) la variable “conducta de riesgo” es una variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando se cumple alguna y 0 cuando no cumple ninguna de las siguientes condiciones: consumo problemático de alcohol (reconoce que ha consumido alcohol 4 o más veces en los últimos 30 días), consumo de marihuana (reconoce que ha consumido 10 o más veces en los últimos 12 meses), e iniciación en cocaína/ pasta base (reconoce que ha consumido al menos una vez en últimos 12 meses).

Luego, la variable “riesgo de deserción escolar” se construye a partir del trabajo que realiza el Ministerio de Educación sobre la identificación de factores de riesgo asociados a la deserción escolar. Entre los factores de riesgo identificados por el MINEDUC (2021) se encuentran: baja asistencia, desempeño escolar deficiente, pobreza, baja motivación intrínseca-expectativas, conductas de riesgo (consumo de sustancias), involucramiento parental y relación con el establecimiento y los docentes. A partir de la información disponible en las encuestas y sus bases respectivas, se seleccionaron 3 factores de riesgo como condición necesaria para que el menor presente *alto riesgo* de deserción escolar. Estas condiciones son: presenta rendimiento académico deficiente (riesgo de repitencia con promedio menor a 5,4 en la escala de 1 a 7), sus expectativas de terminar sus estudios son bajas (considera poco o nada probable que termine la enseñanza media) y presenta conductas de riesgo (consume en forma periódica alcohol o drogas ilícitas).

Adicionalmente, los modelos de regresión mediante los cuales se realizan las estimaciones para las dimensiones de “conductas de riesgo” y “deserción escolar” cuentan con una segunda variable de estudio que determina el *grado de involucramiento* de los padres con respecto al comportamiento cotidiano del niño, tanto dentro como fuera del establecimiento educacional. De esta manera, se construye una variable categórica que toma el valor de 1 cuando el involucramiento del padre es alto, esto es, sabe *siempre* qué es lo que hace su hijo después del colegio y está *muy* atento a lo que hace al interior del colegio. Toma el valor de 2 cuando sabe *a veces* qué es lo que hace su hijo después del colegio y está algo atento a lo que hace al interior del colegio. Y toma el valor de 3 cuando sabe *nunca o casi nunca* qué es lo que hace su hijo después del colegio y está poco o nada atento a lo que hace al interior del colegio.

VI. RESULTADOS

VI.I Composición familiar y bienestar económico

i. Composición familiar y diferencias en el ingreso del hogar

En primera instancia, se analiza la asociación que pueda existir entre tipos de composición familiar y bienestar económico, utilizando como variable dependiente los ingresos generados por el hogar de forma autónoma⁶. Tal como se muestra en la Tabla 1, al estimar el efecto que tiene el tipo de estructura familiar sobre los ingresos autónomos (modelo 1), se observa una correlación negativa y estadísticamente significativa. Al controlar por variables como sexo del jefe de hogar, edad, zona, escolaridad y experiencia laboral, se observa que el hecho de tener una composición familiar del tipo monoparental tiene un efecto negativo de 28 puntos porcentuales sobre los ingresos autónomos. Esta tendencia por parte de hogares monoparentales de percibir menores ingresos se condice con los resultados de encuestas CASEN de años anteriores, así como con indicadores de encuestas —que también levantan información sobre ingresos del hogar— como la Encuesta Suplementaria de Ingresos del Instituto Nacional de Estadísticas.

En tanto, al estimar el efecto de la composición familiar sobre los ingresos autónomos del hogar, distinguiendo a su vez por el sexo del jefe de hogar (modelo 2), se observa que mientras familias monoparentales con jefatura masculina ven reducidos en un 3% sus ingresos autónomos con respecto a familias biparentales, aquellas lideradas por mujeres perciben una caída considerablemente mayor, del orden del 41%. Está bastante documentado que la maternidad —y la carga horaria que significan las labores de cuidado— representa uno de los principales factores que inciden en la penalización salarial sobre las mujeres⁷. Si a esto se le añade la mayor ausencia de cuidadores secundarios —labor que se suele atribuir primordialmente al padre—, la desventaja de hogares monoparentales liderados por madres solteras en materia salarial se agudiza.

⁶ Nota: los ingresos autónomos del hogar se calculan a partir de la suma de los ingresos provenientes del trabajo junto a otras fuentes de ingreso adicionales, sin considerar transferencias del Estado.

⁷ Claudia Goldin, en su amplio y reconocido trabajo sobre brechas de género —que en 2023 le mereció el Nobel de economía— muestra que un factor principal en la reproducción de brechas salariales de género es la maternidad y sus costos de oportunidad asociados. Véase Goldin et, al. (2021) [Career & Family: Women's Century-Long Journey toward Equity](#).

Tabla N°1: Efecto de la estructura familiar en el cambio porcentual del ingreso autónomo del hogar.

Variable dependiente: Logaritmo natural ingresos autónomos del hogar		
Variable de estudio	Modelo 1 Coeficiente (β)	Modelo 2 Coeficiente (β)
<i>Biparental (variable de referencia)</i>	-	-
Monoparental	-0,28084***	-
Monoparental con jefatura masculina	-	-0,031782***
Monoparental con jefatura femenina	-	-0,41299***
Variables de control		
Sexo jefe de hogar (mujer)	-0,115833***	-
Zona (rural)	-0,214821***	-0,210765***
Edad jefe de hogar	0,002125***	0,001815***
Años de escolaridad de jefe de hogar	0,104938***	0,108120***
Número de menores en el hogar	0,003322***	0,015898***
Experiencia laboral jefe de hogar	-0,000075***	0,000033***
Constante	12,82747***	12,6243***

Elaboración propia a partir de encuesta Casen, 2022.

Nota: Unidad de análisis: Hogares con estructura biparental y monoparental.

Muestra no expandida: 53.533. Muestra expandida: 5.400.733.

*** estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

Al estimar luego la asociación entre ingresos y estado civil del jefe de hogar, observamos que el matrimonio como estructura familiar se asocia a mejores condiciones económicas, al menos en lo que a ingresos se refiere. Así, utilizando como variable de referencia a parejas que se encuentran casadas y controlando por un conjunto de variables, se estima que aquellas parejas que cohabitan perciben un 6% menos de ingresos, mientras que hogares constituidos por personas solteras, divorciadas o separadas perciben casi la mitad del ingreso promedio de una familia unida en matrimonio. Ciertamente, está bastante documentado que el matrimonio suele constituir mejores condiciones económicas para las familias, pues aumenta la probabilidad de que el hogar cuente con una doble fuente de ingresos —lo que puede explicar en gran medida la diferencia entre parejas casadas y aquellas solteras, separadas o divorciadas—, pero también, suele generar las condiciones para que se establezcan mecanismos más solidarios en la administración de las finanzas familiares, lo que a su vez, reproduce hábitos que pueden ser beneficiosos para sortear adversidades económicas.⁸

⁸ Rindfuss & VandenHeuvel, (1990) utilizan datos longitudinales para analizar la relación que existe entre estructura familiar —

Tabla N°2: Efecto del estado civil en el cambio porcentual del ingreso autónomo del hogar.

Variable dependiente: Logaritmo natural ingresos autónomos del hogar	
Variable de estudio	Coefficiente (β)
Casados (<i>variable de referencia</i>)	
Convivientes	-0,05707***
Solteros, divorciados y separados	-0,48194***
Variables de control	
Sexo jefe de hogar (mujer)	-0,1129895***
Zona (rural)	-0,207481***
Edad jefe de hogar	0,0066544***
Años de escolaridad de jefe de hogar	0,1016031***
Número de menores en el hogar	0,0077413***
Experiencia laboral jefe de hogar	-0,0001101***
Constante	12,79912***

Elaboración propia a partir de encuesta Casen, 2022.

Nota: Unidad de análisis: Hogares con estado civil casados, convivientes, solteros, divorciados y separados.

Muestra no expandida: 63.670. Muestra expandida: 6.344.966.

*** estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

ii. Composición familiar y diferencias en la probabilidad de ser pobre

Por otro lado, se incluye también como variable de estudio para la dimensión de bienestar económico la incidencia en pobreza por ingresos de las familias. Así, en la tabla 3 se muestran los resultados de la asociación entre composición familiar y pobreza por ingresos. Como se observa en el primer modelo, las familias monoparentales son 1,5 veces más propensas a ser pobres que las familias biparentales. En tanto, al distinguir según el sexo del jefe de hogar (modelo 2), observamos que esa mayor propensión a ser pobres en hogares monoparentales es captada completamente por familias con jefatura femenina. Así, mientras hogares monoparentales con jefatura masculina son incluso menos pobres que hogares biparentales, aquellos con jefatura femenina tienen 2 veces más probabilidades de ser pobres que estos últimos.

particularmente cohabitantes y matrimonios— e indicadores como participación laboral e independencia financiera. Entre sus conclusiones, destacan que las finanzas familiares suelen ser menos solidarias en estructuras de cohabitación con respecto a parejas casadas, lo que representaría una desventaja en el sorteo de adversidades económicas.

Tabla N°3: Efecto de la estructura familiar en la probabilidad de ser pobre.

Variable dependiente: Encontrarse en situación de pobreza por ingresos				
Variable de estudio	Modelo 1		Modelo 2	
	Coeficiente (β)	Razón de Odds	Coeficiente (β)	Razón de Odds
<i>Biparental (variable de referencia)</i>	-	-	-	-
Monoparental	0,420742***	1,523***	-	-
Monoparental con jefatura masculina	-	-	-0,08016***	0,922***
Monoparental con jefatura femenina	-	-	0,59801***	1.818***
Variables de control				
Sexo jefe de hogar (mujer)	0,21871***	1,244***	-	-
Zona (rural)	0,39826***	1,489***	0,391220***	1,478***
Edad jefe de hogar	0,00763***	1,007***	0,00683***	1,006***
Años de escolaridad de jefe de hogar	-0,20526***	0,814***	-0,20568***	0,814***
Número de menores en el hogar	0,408663***	1,504***	0,40173***	1,494***
Experiencia laboral jefe de hogar (exponencial)	-0,00069***	0,999***	-0,00069***	0,999***
Constante	-1,364499***	0,255***	-0,98569***	0,373***

Elaboración propia a partir de encuesta Casen, 2022.

Nota: Unidad de análisis: Hogares con estructura biparental y monoparental.

Muestra no expandida: 55.533. Muestra expandida: 5.400.733.

***estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

Por otro lado, la tabla 4 muestra los resultados para la asociación entre pobreza y estado civil del jefe de hogar. Al usar como base de referencia a parejas casadas, se observa que tanto las parejas en unión de hecho como quienes se encuentran solteros, divorciados o separados cuentan con una mayor probabilidad de estar por debajo de la línea de la pobreza. Los resultados, en línea con los hallazgos de Herrera et al., (2011), dan cuenta de que el matrimonio como institución doméstica, contribuye al bienestar económico de los integrantes de la familia. En línea con esto —y como se mencionó con anterioridad—, la evidencia disponible indica que las parejas que se encuentran casadas suelen constituir familias en donde la complementariedad de ingresos reproduce economías de escala, se establecen mecanismos más solidarios en la administración de las finanzas familiares y suelen contar con mayores redes de apoyo y soporte familiar, lo que reduce, en consecuencia, la probabilidad de estas familias de caer en la pobreza⁹.

Por su parte —y al igual que en el modelo anterior—, el número de menores que habitan en el hogar muestra una relación positiva y estadísticamente significativa respecto a la probabilidad de que esa familia se

⁹ Amato & Maynard (2007) concluyen que el matrimonio como arreglo familiar facilita la producción de redes de apoyo, las que a su vez, ayudan a las familias a sobrellevar contextos económicos adversos.

encuentre por debajo de la línea de la pobreza. Es decir, a mayor número de menores de edad en el hogar, mayor probabilidad de que la familia se encuentre en situación de pobreza. En su trabajo, Herrera et al., (2011) también encuentran que, en presencia de hijos menores de 18 años, la probabilidad de que esa familia sea pobre aumenta aproximadamente 1,5 veces. Los autores sostienen que este hallazgo puede guardar estrecha relación con la salida de la mujer de la fuerza laboral ante la necesidad de realizar labores de cuidado.

Tabla 4: Efecto del estado civil en la probabilidad de ser pobre.

Variable dependiente: Encontrarse en situación de pobreza por ingresos		
Variable de estudio	Coefficiente (β)	Razón de Odds
Casados (<i>variable de referencia</i>)	-	-
Convivientes	0,11284***	1,159***
Solteros, divorciados y separados	0,46260***	1,589***
Variables de control		
Sexo jefe de hogar (mujer)	0,26088***	1,268***
Zona (rural)	0,32771***	1,298***
Edad jefe de hogar	0,00192***	1,001***
Años de escolaridad de jefe de hogar	-0,19412***	0,823***
Número de menores en el hogar	0,41532***	1,509***
Experiencia laboral jefe de hogar	-0,00055***	0,999***
Constante	-1,39269***	0,240***

Elaboración propia a partir de encuesta Casen, 2022.

Nota: Unidad de análisis: Hogares con estado civil casados, convivientes, solteros, divorciados y separados.

Muestra no expandida: 63.670. Muestra expandida: 6.344.966.

*** estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

VI.II Composición familiar y conductas de riesgo en menores

En segunda instancia, se analiza la asociación entre composición familiar y la incidencia de conductas de riesgo en menores. Para este análisis, siguiendo a Herrera et al., (2011), se consideran como conductas de riesgo el consumo regular de alcohol, o bien, el consumo regular y ocasional de drogas ilícitas como marihuana, cocaína o pasta base.

La tabla 5 muestra los resultados de la estimación que asocia el tipo de composición familiar con la presencia de menores que consumen regularmente alcohol y/o drogas ilícitas, controlando por grado de involucramiento parental, sexo y edad del menor. Al usar como base de referencia a familias biparentales en las que el menor vive tanto con el padre como con la madre, se aprecia que menores que pertenecen a familias monoparentales tienen 1,4 veces más posibilidades de presentar conductas riesgosas (modelo 1). Al usar, por otro lado, como grupo de control a familias biparentales incluyendo las composiciones madre-pareja y padre-pareja, se observa nuevamente que menores de familias monoparentales cuentan con una mayor probabilidad de incidir en conductas riesgosas respecto a familias biparentales, aunque esta es menor que cuando se utiliza como variable de referencia a familias biparentales compuestas por padre y madre. Aparentemente, el arreglo familiar en que tanto el padre como la madre se encuentran presentes en el hogar propicia mejores condiciones para la prevención de estas conductas.

Por otro lado, al distinguir por sexo (modelo 2), observamos que menores que viven con el padre cuentan con una mayor razón de probabilidad, mientras que quienes viven sólo con la madre presentan una menor probabilidad de incidir en conductas riesgosas. Esto va en línea con evidencia que concluye que menores pertenecientes a familias monoparentales lideradas por padres solteros suelen presentar mayores tasas de consumo de alcohol y drogas, lo que podría explicarse al rol que cumple la madre en los mecanismos de soporte y prevención, comúnmente ausentes en hogares liderados por padres solteros.

En la estimación del estudio, se incluye también una variable de involucramiento parental. Los hallazgos, similares a los de Herrera et al., (2011), dan cuenta de que el hecho de tener padres involucrados en la educación y formación de menores guarda estrecha relación con una menor probabilidad de incidir en conductas riesgosas. En concreto, aquellos menores que pertenecen a una familia en la que los padres se muestran menos involucrados en saber qué es lo que hace su hijo dentro y fuera del colegio, presentan una probabilidad 4,5 veces mayor de incidir en conductas riesgosas. Esto es relevante considerando que, según los datos, las familias monoparentales son las que muestran una mayor proporción de padres con bajos niveles de involucramiento. No así en familias en las que el menor vive con el padre y la madre, donde suele haber una mayor propensión por parte de estos a saber dónde y qué es lo que hacen sus hijos, tanto al interior como fuera del establecimiento educacional.

Tabla N°5: Efecto de la estructura familiar en la probabilidad de incidir en conductas riesgosas.

Variable dependiente: menor que reporta conductas de riesgo		
Variable de estudio	Modelo 1 Razón de Odds	Modelo 2 Razón de Odds
<i>Vive con ambos padres (variable de referencia)</i>	-	-
Vive con uno de sus padres (monoparental)	1,423***	-
Vive sólo con su madre (monoparental femenino)	-	1.349***
Vive sólo con su padre (monoparental masculino)	-	1.821***
Involucramiento parental alto (referencia)	-	-
Involucramiento medio	3,834***	3.810***
Involucramiento bajo	4,519***	4.474***
Sexo (mujer)	1,239***	1.244***
Edad	1,270***	1.269***
Constante	0,001***	0.001***

Elaboración propia a partir de ENPE, 2021.

Nota: Unidad de análisis: Individuos, población escolar 8° básico – IV° medio.

Muestra no expandida: 14.832. Muestra expandida: 230.558.

*** estadísticamente significativo al nivel $p < 0,01$

Por otro lado, la tabla 6 muestra los resultados para la asociación entre el estado civil del jefe de hogar y la incidencia de menores en conductas riesgosas. La estimación muestra que menores pertenecientes a familias donde el padre o la madre se encuentra soltero, divorciado o separado, cuentan con una mayor probabilidad de incidir en conductas riesgosas como el consumo de drogas o alcohol. Para el caso de parejas convivientes, aunque el coeficiente se muestra negativo y cercano a cero, no se logra significancia estadística en la estimación. Por su parte, el grado de involucramiento parental sigue siendo el factor de mayor incidencia en la prevención de conductas riesgosas.

Tabla N°6: Efecto del estado civil de los padres en la probabilidad de incidir en conductas riesgosas.

Variable dependiente: menor que reporta conductas de riesgo		
Variable de estudio	Coefficiente (β)	Razón de Odds
<i>Casados (variable de referencia)</i>	-	-
<i>Convivientes</i>	-0,011018	0,989
<i>Solteros, divorciados y separados</i>	0,37040***	1,448***
Involucramiento parental alto (referencia)	-	-
Involucramiento medio	1,32455***	3.766***
Involucramiento bajo	1,44239***	4.230***
Sexo (mujer)	0,13136***	1,115***
Edad	0,17566***	1,192***
Constante	-5.4261***	0,0044***

Elaboración propia a partir de ENPE, 2021.

Nota: Unidad de análisis: Individuos, población escolar 8° básico - IV° medio.

Muestra no expandida: 16.479. Muestra expandida: 253.179.

*** Coeficientes son estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

VI.III Composición familiar y trayectoria escolar

i. Composición familiar y riesgo de deserción escolar

En lo que refiere a la dimensión de trayectorias escolares, el primer análisis trata la asociación entre composición familiar y el riesgo de deserción escolar de los menores. La tabla 7 muestra los resultados para la primera estimación. Estos dan cuenta de que existe una asociación estadísticamente significativa entre el tipo de composición familiar y un mayor riesgo de abandono escolar. Familias en las que el menor vive sólo con el padre o la madre presentan una probabilidad de mostrar un alto riesgo de deserción 1,9 veces mayor respecto a quienes viven con ambos padres. Al usar, por otro lado, como grupo de control a familias biparentales incluyendo arreglos del tipo madre-pareja y padre-pareja, se observa nuevamente que menores de familias monoparentales cuentan con una mayor probabilidad de presentar un alto riesgo de abandono escolar respecto a familias biparentales. Sin embargo, este efecto sigue siendo menor respecto al modelo que utiliza como variable de referencia a familias biparentales compuestas por padre y madre que cohabitan.

Por otro lado, el involucramiento parental es, nuevamente, el factor que más incide en la prevención de la deserción escolar. Familias en que los menores reportan un mayor grado de involucramiento por parte de sus padres, tienen una probabilidad hasta 7 veces mayor de presentar un alto riesgo de abandono con respecto a padres altamente involucrados. .

Tabla N°7: Efecto de la estructura familiar en la probabilidad de presentar alto riesgo de deserción escolar.

Variable dependiente: menor que reporta alto riesgo de deserción escolar		
Variable de estudio	Modelo 1 Razón de Odds	Modelo 2 Razón de Odds
<i>Biparental: Vive con ambos padres (variable de referencia)</i>	-	-
Vive con uno de sus padres (monoparental)	1.877***	
Vive sólo con su madre (monoparental femenino)		1.724***
Vive sólo con su padre (monoparental masculino)		2.571***
Involucramiento parental alto (referencia)	-	-
Involucramiento medio	4.372***	4.312***
Involucramiento bajo	7.111***	7.352***
Sexo (mujer)	0.786***	0.792***
Edad	1.022***	1.020***
Constante	0.003***	0.003***

Elaboración propia a partir de encuesta ENPE, 2021.

Nota: Unidad de análisis: Individuos, población escolar 8° básico - IV° medio.

Muestra no expandida: 14.832. Muestra expandida: 230.558.

***estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

Al analizar, por otro lado, la asociación entre el estado civil de los padres y la propensión a abandonar tempranamente los estudios se observa que, usando como referencia a padres casados, los menores que pertenecen a familias donde el padre y la madre se encuentran cohabitando muestran una mayor probabilidad de presentar alto riesgo de deserción. De igual manera, la probabilidad de abandono escolar es mayor cuando los padres se encuentran solteros, separados o divorciados, respecto al escenario en que el vínculo conyugal de los padres es el matrimonio. Los modelos muestran nuevamente que aquellos arreglos familiares distintos al matrimonio suelen estar asociados a una mayor probabilidad de que se reproduzcan condiciones desfavorables para el bienestar de los hijos. En tanto, el grado de involucramiento parental sigue siendo la variable con el coeficiente de mayor magnitud, lo que confirma la relevancia de contar con padres comprometidos e involucrados en el proceso de formación tanto personal como educativa del menor.

Tabla N°8: Efecto del estado civil de los padres en la probabilidad de presentar alto riesgo de deserción escolar.

Variable dependiente: menor que reporta alto riesgo de deserción escolar		
Variable de estudio	Coefficiente (β)	Razón de Odds
Casados (<i>variable de referencia</i>)	-	-
Convivientes	0,510276***	1.665***
Solteros, divorciados y separados	0,558361***	1.747***
Involucramiento parental alto (<i>variable de referencia</i>)	-	-
Involucramiento medio	1,22621***	3.408***
Involucramiento bajo	1,7389***	5.691***
Sexo (mujer)	-0,35316***	0.702***
Edad	0,03097**	1.031***
Constante	-5.42614***	.0044 ***

Elaboración propia a partir de encuesta ENPE, 2021.

Nota: Unidad de análisis: Individuos, población escolar 8° básico - IV° medio.

Muestra no expandida: 16.479. Muestra expandida: 253.179.

*** estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

ii. Composición familiar y rendimiento en prueba SIMCE

Por último, se incluyó también en la dimensión de trayectoria escolar la variable de rendimiento SIMCE. La estimación muestra que existe una correlación negativa y estadísticamente significativa entre el tipo de composición familiar y el puntaje obtenido en las pruebas de matemática y lectura en 4to básico. Al controlar por edad y escolaridad del padre y de la madre, se observa que menores que viven solamente con la madre presentan un puntaje promedio inferior respecto a quienes declaran vivir con ambos padres. En tanto, menores que viven únicamente con el padre también muestran un puntaje promedio inferior en ambas pruebas. Por otro lado, las estimaciones muestran que el nivel de escolaridad de los padres tiene un efecto aún más significativo en términos de magnitud sobre el puntaje del estudiante. Cuando el padre o la madre declaran haber cursado solamente la educación básica, el efecto sobre el rendimiento en ambas pruebas cae en forma significativa. Por su parte, la edad del apoderado (mayoritariamente madres) no parece incidir en forma significativa en el rendimiento del estudiante.

Tabla N°9: Efecto de la composición familiar en el puntaje Simce de 4to básico.

Variable dependiente: Puntajes SIMCE 4to básico, en pruebas de matemática y lectura		
Variable de estudio	Puntaje Matemática Coeficiente (β)	Puntaje Lectura Coeficiente (β)
<i>Biparental: Vive con ambos padres (variable de referencia)</i>	-	-
Vive sólo con su madre (monoparental femenino)	- 4,7707***	- 4,287***
Vive sólo con su padre (monoparental masculino)	- 8,8954***	- 11,338***
Escolaridad de la madre: educación superior (<i>referencia</i>)	-	-
<i>Educación media</i>	- 6,9136***	-7,6978***
<i>Educación básica</i>	- 18,3784***	-18,0404***
Escolaridad del padre: educación superior (<i>referencia</i>)	-	-
<i>Educación media</i>	- 7,8612***	-8,2961***
<i>Educación básica</i>	- 15,615***	-17,0128***
Edad del apoderado	0,05073***	0,06469***
Constante	269.909***	281,588***

Elaboración propia a partir de datos SIMCE y encuesta a padres (2018).

Nota: Unidad de análisis: Individuos, población escolar 4to básico.

Muestra: 130.850

***estadísticamente significativos al nivel $p < 0,01$

VII. CONCLUSIONES

Los cambios que ha experimentado la familia en las últimas décadas se han traducido en una acelerada reconfiguración de su composición. La relevancia de estudiar con detención estos cambios radica, por cierto, en la estrecha relación que guardan con el bienestar social, la cual ha sido ampliamente documentada desde el mundo académico.

Como vimos en este estudio, la creciente conformación de familias monoparentales, así como la paulatina depreciación del matrimonio son fenómenos a los que suelen aparejarse mayores condiciones de vulnerabilidad. Familias en las que suele ausentarse de forma prolongada uno de los padres, o bien, que se estructuran a partir de vínculos extraconyugales —como la cohabitación— cuentan con una mayor probabilidad de que se reproduzcan trayectorias de pobreza, trayectorias escolares deficientes, o incluso, una mayor propensión hacia el consumo problemático de sustancias en menores. Tan relevante como el tipo de composición, lo es el grado de involucramiento de los padres para con sus hijos. Los resultados dan cuenta que, en familias donde existe una menor disposición por parte de los padres a involucrarse en los quehaceres cotidianos de los hijos, suelen reproducirse con mayor frecuencia condiciones desfavorables para estos últimos.

Dicho de otro modo, este estudio, como muchos otros, refuerzan el hecho de que las estructuras familiares más vulnerables son aquellas monoparentales, encabezadas principalmente por mujeres y, por su parte, cuando existe poco involucramiento por parte de los padres, los hijos tienen peor rendimiento académico y mayores probabilidades de caer en conductas de riesgo. Estos factores –situación de conyugalidad, composición familiar e involucramiento parental– sin duda exacerban los riesgos de pobreza, conductas de riesgo y exclusión social.

Dado lo anterior, generar políticas públicas y estatales que busquen responder este problema es un deber de cualquier Estado que manifieste y reconozca a la familia como núcleo fundamental de la sociedad. A pesar de que en la realidad existen distintas manifestaciones de familia –analizadas en este estudio–, se vuelve sumamente relevante constatar que, a raíz de esta estrecha relación entre familia, su composición y diversas dimensiones de bienestar, sí existe cierta idoneidad y composición a la cual aspirar y promover. Los resultados recién expuestos ponen de manifiesto la importancia de la composición familiar en el bienestar de sus integrantes lo que, en consecuencia, vuelve imperante el atribuirle al tipo de composición familiar la relevancia que merece en el debate público por las consecuencias que esta genera.

Hacer frente a la estrecha relación que existe entre composición familiar y vulnerabilidad social admite dos tipos de respuesta a nivel de política familiar. Por un lado, se vuelve necesario identificar y caracterizar a aquellas familias que –dado cierto tipo de composición familiar– se encuentran desaventajadas, a modo de formular políticas públicas que busquen dar respuesta a la lucha contra la pobreza y la exclusión social. Tal sería el caso, por ejemplo, de miles de familias monoparentales compuestas por padres –principalmente mujeres– que ejercen su parentalidad en circunstancias adversas y sin redes de apoyo. Considerar a estos como sujetos de política pública y asistirlos debe ser, sin duda, prioridad entre los tomadores de decisiones.

Por otro lado, tan importante como la formulación de políticas que asistan a estas familias, lo es el fortalecimiento o la institucionalización de la familia. Dada la acelerada depreciación del matrimonio y la mayor inestabilidad en relaciones parentales, urge pensar en mecanismos que apunten a fortalecer la conformación de núcleos familiares estables en el tiempo –específicamente la biparentalidad–, tomando en consideración la directa relación que guarda este tipo de composición familiar con las condiciones de bienestar. Evaluar mecanismos que incentiven los arreglos matrimoniales –y no los castiguen–, así como idear políticas públicas de todo orden con un enfoque profamilia. Es un error mirar este desafío de modo parcelado y aislado del resto de los problemas sociales. Al ser las familias chilenas las que sostienen las comunidades y, en última instancia, a la sociedad toda, son las familias las que deben estar al centro de cada política pública, lo cual se traduce en idear políticas de transporte, vivienda, educación, seguridad, económicas, entre muchas otras, con la familia como elemento central y común de todas ellas.

VIII. BIBLIOGRAFÍA

- Amato, P. R. (2005). The Impact of Family Formation Change on the Cognitive, Social, and Emotional Well-Being of the Next Generation. *The Future of Children*, 15(2), 75-96. <https://doi.org/10.1353/foc.2005.0012>
- Amato, P. R., & Maynard, R. A. (2007). Decreasing Nonmarital Births and Strengthening Marriage to Reduce Poverty. *The Future of Children*, 17(2), 117-141. <https://doi.org/10.1353/foc.2007.0012>
- Azócar, I. (2007). *Conformaciones familiares y resultados educacionales de los niños* [Tesis para optar al grado de magíster en políticas públicas, Universidad de Chile]. <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/142714>
- Becker, G. S. (1998). *A treatise on the family* (Enl. ed., 1. paperback ed., 4. print). Harvard Univ. Press.
- Beyer, H. (1998). ¿Desempleo juvenil o un problema de deserción escolar? *Estudios Públicos*, 71. <https://www.estudiospublicos.cl/index.php/cep/article/view/1012>
- Brown, S. L. (2004). Family Structure and Child Well-Being: The Significance of Parental Cohabitation. *Journal of Marriage and Family*, 66(2), 351-367. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2004.00025.x>
- Brown, S. L., & Rinelli, L. N. (2010). Family Structure, Family Processes, and Adolescent Smoking and Drinking: FAMILY STRUCTURE, FAMILY PROCESSES, AND ADOLESCENT SMOKING AND DRINKING. *Journal of Research on Adolescence*, 20(2), 259-273. <https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00636.x>
- Cancian, M., & Haskins, R. (2014). Changes in Family Composition: Implications for Income, Poverty, and Public Policy. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 654(1), 31-47. <https://doi.org/10.1177/0002716214525322>
- Contreras, D., Kluttig, M., Espinoza, P., Ugarte, A., & Rubio, M. C. (2012). *Actitudes Familiares y Lectura: Determinantes del Rendimiento de los Estudiantes en PISA 2009*. (p. 77). Centro de Microdatos, Universidad de Chile. <https://bibliotecadigital.mineduc.cl/handle/20.500.12365/18300?show=full>
- Cookston, J. T. (1999). Parental supervision and family structure: Effects on adolescent problem behaviors. *Journal of Divorce & Remarriage*, 32(1-2), 107-122. https://doi.org/10.1300/J087v32n01_07

- Díaz, R., Palma, A., & Melis, F. (2005). *Adolescentes y jóvenes que abandonan sus estudios antes de finalizar la enseñanza media: Principales tendencias*. Departamento de Estudios, División Social, MIDEPLAN.
- Elliott, B. J., & Richards, M. P. M. (1991). Children and divorce: Educational performance and behaviour before and after parental separation. *International Journal of Law, Policy and the Family*, 5(3), 258-276. <https://doi.org/10.1093/lawfam/5.3.258>
- Ermisch, J. F., & Francesconi, M. (2001). Family structure and children's achievements. *Journal of Population Economics*, 14(2), 249-270. <https://doi.org/10.1007/s001480000028>
- Espinoza D, Ó., Castillo G, D., González F, L. E., & Loyola C, J. (2014). Factores familiares asociados a la deserción escolar en los niños y niñas mapuche: Un estudio de caso. *Estudios Pedagógicos (Valdivia)*, 40(1), 97-112. <https://doi.org/10.4067/S0718-07052014000100006>
- Federal Interagency Forum on Child and Family Statistics, "America's Children in Brief: Key National Indicators of Well-Being, 2023" (Washington, DC: U.S. Government Printing Office, 2023)
- Goldin C. (2021). *Career & Family: Women's Century-Long Journey toward Equity*. Princeton NJ: Princeton University Press.
- Gonzalez, A. R. (2002). Parental Involvement: Its Contribution to High School Students' Motivation. *The Clearing House*, 75(3), 132-134. <http://www.jstor.org/stable/30189721>
- Griliches, Z. (1979). Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey. *Journal of Political Economy*, 87(5), S37-S64. <http://www.jstor.org/stable/1829908>
- Herrera, S., Salinas, V., & Valenzuela, E. (2011). Familia, pobreza y bienestar en Chile: Un análisis empírico de las relaciones entre estructura familiar y bienestar. *Centro de Políticas Públicas UC*, 44.
- Knight, F. H. (1997). *The ethics of competition*. Transaction Publishers.
- Lawrence, K. C., & Adebowale, T. A. (2023). Adolescence dropout risk predictors: Family structure, mental health, and self-esteem. *Journal of Community Psychology*, 51(1), 120-136. <https://doi.org/10.1002/jcop.22884>
- Manning, W. D. (2015). Cohabitation and Child Wellbeing. *The Future of Children*, 25(2), 51-66. <https://doi.org/10.1353/foc.2015.0012>

- McLanahan, S. (1985). Family Structure and the Reproduction of Poverty. *American Journal of Sociology*, 90(4), 873-901. <https://doi.org/10.1086/228148>
- McLanahan, S., & Sandefur, G. D. (1994). *Growing up with a single parent: What hurts, what helps*. Harvard University Press.
- Nikolakopoulos, K. M., & Nikolakopoulou, N. M. (2008). Family structure and risk behaviors in Greek adolescents: A short report. *International Journal of Adolescent Medicine and Health*, 20(3). <https://doi.org/10.1515/IJAMH.2008.20.3.271>
- Ossa Geisse, M. I. (2017). *El efecto de tener una familia monoparental en la deserción escolar: Evidencia para Chile* [Magíster en Economía]. <https://doi.org/10.7764/tesisUC/ECO/21268>
- Rindfuss, R & VandenHeuvel, A (1990). Cohabitation: A Precursor to Marriage or an Alternative to Being Single? 703–726. <https://www.jstor.org/stable/1972963>
- Rumberger, R. W., Ghatak, R., Poulos, G., Ritter, P. L., & Dornbusch, S. M. (1990). Family Influences on Dropout Behavior in One California High School. *Sociology of Education*, 63(4), 283. <https://doi.org/10.2307/2112876>
- Thomas, A., & Sawhill, I. V. (2005). For Love and Money? The Impact of Family Structure on Family Income. *The Future of Children*, 15(2), 57-74. <https://doi.org/10.1353/foc.2005.0020>
- Wang, M., & Sheikh-Khalil, S. (2014). Does Parental Involvement Matter for Student Achievement and Mental Health in High School? *Child Development*, 85(2), 610-625. <https://doi.org/10.1111/cdev.12153>
- Zellman, G. L., & Waterman, J. M. (1998). Understanding the Impact of Parent School Involvement on Children's Educational Outcomes. *The Journal of Educational Research*, 91(6), 370-380. <https://doi.org/10.1080/00220679809597566>

Investigadores a cargo: Juan Pablo Lira y Emilia García
Directora de Estudios: Magdalena Vergara

