

Pobreza, educación y discriminación. Los aborígenes en Salta (Argentina).

Cid, Juan Carlos y Paz, Jorge Augusto.

Cita:

Cid, Juan Carlos y Paz, Jorge Augusto (Diciembre, 2004). *Pobreza, educación y discriminación. Los aborígenes en Salta (Argentina)*. 39ª Reunión Anual. Asociación Argentina de Economía Política y Pontificia Universidad católica Argentina, Buenos Aires.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/jorge.paz/37>



Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons.
Para ver una copia de esta licencia, visite
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>.

Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.

Pobreza, educación y discriminación. Los aborígenes en Salta (Argentina)¹

Juan Carlos Cid
Dirección General de Estadísticas de Salta (DPE)
y Universidad Nacional de Salta (UNSa)

Jorge A. Paz
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas (CONICET)

1- Introducción

Este trabajo tiene como objetivo principal describir y caracterizar las condiciones de vida de la población aborigen de la provincia de Salta (Argentina) y mediante un examen empírico de los determinantes de la escolarización y logro educativo, analizar las causas más profundas de la exclusión educativa de este grupo, con especial énfasis en el papel jugado por la pobreza y la privación material. Para ello usamos los microdatos provenientes del operativo censal general realizado en la Argentina en noviembre de 2001.

Es un hecho bien conocido que la pobreza entre los aborígenes en América Latina es persistente y severa y que el relativamente escaso acceso a los servicios de agua, salud y electricidad genera en ellos condiciones de vida poco adecuadas (Psacharopoulos y Patrinos, 1994). Por otro lado, se sabe también que hay una fuerte correlación entre la pobreza y la asistencia escolar y entre la pobreza y el logro educativo (CEPAL, 2002; Sosa Escudero y Marchionni, 2002). Por estas evidencias uno podría esperar encontrar menores tasas de asistencia y logros educativos más bajos entre los indígenas que entre los no indígenas; ambos provocados por el mayor nivel de pobreza de los primeros.

La pregunta que surge entonces es: controlados todos los factores que diferencian a un grupo de población de otro ¿existen diferencias educativas significativas entre aborígenes y no aborígenes? Si la respuesta al interrogante es negativa, las diferencias observadas en la “*performance*” educativa entre grupos estaría explicada por ciertos condicionantes socioeconómicos (pobreza) explícitos que afectan a toda la población por igual. Si la respuesta es positiva se estaría en presencia de discriminación, entendiendo por tal trato desigual a igualdad de condiciones. Claro está que las acciones de política pública que se desprenden de una u otra respuesta difieren marcadamente entre sí.

La comunidad académica internacional ha comenzado hace ya tiempo a ocuparse de los problemas tratados en este documento. Sin ignorar ni desmerecer las contribuciones previas, trabajos tales como el de Psacharopoulos y Patrinos (1994) y más recientes como el Ferrantis, et al. (2004) marcan hitos de una década en la que el análisis empírico de este tema se ha mantenido vigente. Sin embargo, problemas tales como la identificación de los individuos indígenas y la aplicación de metodologías apropiadas para el análisis y la agregación, ha ocupado buena parte de la tarea de investigación, siendo escasos (en especial en la Argentina) los estudios publicados que tratan el tema de la discriminación.

Este trabajo se ha organizado de la siguiente manera. En la sección siguiente se presentan los datos usados para el estudio y se comentan brevemente aspectos metodológicos generales y sustantivos. En la sección 3 se analizan los resultados desde un punto de vista descriptivo tratando de proporcionar evidencias acerca de los diferenciales en las condiciones de vida entre indígenas y no indígenas. En la sección 4 se aborda el problema

¹ Los autores agradecen muy especialmente la colaboración brindada por Jorge Rodríguez y Fabiana del Popolo, ambos del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE).

de los determinantes de la asistencia escolar y del logro educativo, intentando capturar un posible trato discriminatorio en contra de la población aborígen. En la sección 5 se presentan las principales conclusiones de esta investigación.

2- Datos y metodología

En este documento se usan datos obtenidos en el operativo censal general realizado en la Argentina en noviembre de 2001, en el que se incluyó una pregunta con el objetivo de identificar, dentro de los hogares particulares, personas que se reconocieran descendientes o pertenecientes a un pueblo indígena. A partir de esta pregunta hemos definido como aborígenes o indígenas todos los miembros de los hogares con una respuesta positiva a la pregunta ya mencionada. Cabe aclarar que ésta es sólo una de las estrategias que pueden ser usadas para captar la población aborígen. Como lo muestran Peyser y Chackiel (1999) en los censos de América Latina y el Caribe aparecen otros criterios tales como la lengua hablada y la ubicación geográfica o agrupamiento en comunidades.

La información sobre las condiciones de vida ha sido tomada de la misma fuente censal y cubre diversas dimensiones de la vida social. Se analizan particularmente aspectos ligados a su ubicación geográfica, la dinámica demográfica, la salud y el trabajo. Una dimensión particularmente importante, dados los objetivos mencionados en la introducción, se refiere a la asistencia escolar y el logro educativo.

Desde el punto de vista metodológico, el trabajo está dividido en dos grandes partes: una descriptiva y otra en la que se estiman modelos de regresión cuyo objetivo principal es detectar procesos de exclusión educativa de la población aborígen basados en comportamientos discriminatorios. En la faz descriptiva se apela continuamente a las diferencias observadas en los indicadores de condiciones de vida entre dos tipos de hogares: aborígenes o indígenas y no aborígenes.

Para el análisis de los determinantes de la “*performance*” educativa se han estimado dos grandes grupos de modelos de regresión: a) un modelo de regresión logística cuando la variable dependiente es la *asistencia a un establecimiento educativo*; b) un modelo de regresión lineal clásico cuando la variable dependiente es *años de escolaridad alcanzados*. En el primer caso estamos tratando de explicar asistencia escolar y en el segundo el logro educativo. En todos los casos se ha considerado como grupo relevante a los hijos del jefe, los que fueron divididos en dos partes: los comprendidos entre los 15 y 19 años de edad y los comprendidos entre 20 y 24 años.

A- La variable dependiente

Un primer problema para definir la variable dependiente de los modelos a estimar es la restricción de emplear únicamente variables contenidas en la cédula censal. Es decir que en nuestra modelización no hemos recurrido a otra fuente que no fueran los microdatos del archivo del censo 2001 que en la Argentina no incluye preguntas de ingresos monetarios, que es la variable típicamente usada en los estudios de discriminación.

Desechados los ingresos monetarios podría pensarse en la condición de pobreza del hogar. Nuestro modelo intentaría explicar entonces la pobreza (una variable dicotómica) como función de determinadas características de los miembros del hogar: el nivel educativo del jefe, la tasa de dependencia, el número de menores, la desocupación que afecta a los activos, etc. Para medir la discriminación, a esas variables explicativas agregaríamos una dicotómica para la presencia de aborígenes en la unidad familiar.

No creemos que este enfoque sea conveniente por diversos motivos. El principal tiene que ver con que la condición de pobreza no es un atributo directamente observable (compárese con otras variables, también contenidas en el archivo censal, como la edad en años cumplidos de una persona o la cantidad de cuartos de una vivienda). En este sentido un

hogar es pobre en la medida que haya sido así categorizado en el censo, en este caso, con la metodología de las Necesidades Básicas Insatisfechas. Entonces, el mejor ajuste en la estimación econométrica de la situación de pobreza se obtendría con un modelo circular y tautológico, que la explicara en función de las variables —cantidad de miembros por cuarto, disponibilidad de retrete, asistencia de los menores a la escuela, etc.— que formaron los 5 índices simples de NBI.

El acceso a la educación ofrece la ventaja de ser una característica directamente mensurable en los archivos censales. Además, en nuestro país constituye todavía un medio importante de movilidad social, por lo que puede concebirse como una de las herramientas más poderosas para cerrar las brechas entre aborígenes y no aborígenes que se planteaban en el apartado anterior. En definitiva, adoptando este enfoque estaremos midiendo la discriminación que, en caso de existir, influye durante el proceso en que los individuos integran su capital humano y adquieren la mayor parte de los conocimientos y habilidades que les posibilitarán percibir determinados ingresos futuros. Siguiendo la bibliografía sobre el tema y ya que no contamos con información de los ingresos corrientes, que se obtienen primordialmente en el mercado laboral, intentaremos medir la discriminación premercado y no la postmercado.

Por último, la integración cultural de las comunidades aborígenes mediante la difusión de experiencias basadas en los principios de la interculturalidad y bilingüismo son objetivos declarados de las autoridades políticas y los organismos internacionales. Si el problema es abordado desde su faz positiva, el acceso a la educación y a los avances tecnológicos pueden operar como mecanismos eficaces de integración en la diversidad. En su faz negativa, una medición de los condicionantes del acceso y del rendimiento educativo puede ser útil para conocer el estado actual de la exclusión de los bienes simbólicos de este grupo de la sociedad.

B- Las variables explicativas

Según nuestro esquema teórico, el ambiente educativo del hogar es determinante para la asistencia y el rendimiento educativo de los hijos. Como un indicador de las condiciones más o menos favorables para su educación elegimos la escolaridad de los progenitores. Para medirla, comparamos los años de educación del jefe con los de su cónyuge o pareja, en caso de estar presente en el hogar, y adoptamos el mayor valor de los dos. Esta variable explicativa tiene en nuestros modelos un coeficiente con un valor esperado mayor que cero.

La residencia en un área urbana brinda más oportunidades para asistir a un establecimiento escolar, porque seguramente existen en ella —en comparación con el ámbito rural— una mayor oferta educativa, mejores medios de transporte, etc. En los modelos a estimar se incluyó una variable dicotómica con valor 1 para la población de localidades de más de 2 mil habitantes. El signo esperado del coeficiente de esta variable es positivo.

La teoría sostiene que la elección respecto al número de hijos en una pareja plantea una disyuntiva entre cantidad y calidad. La presencia de menores en el hogar tendría en consecuencia una influencia negativa en la asistencia y en la cantidad de años cursados por los grupos etarios analizados. Por eso introdujimos en nuestros modelos al número de menores de hasta 14 años presentes en el hogar como una variable explicativa cuantitativa, esperándose un signo negativo para la estimación de su coeficiente.

La condición de pobreza medida con la metodología NBI —una variable dicotómica— se introduce también como un regresor, con un coeficiente pronosticado de signo negativo. Alternativamente puede usarse el Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH). El INDEC desarrolló esta medición mejorada de la pobreza en base a los datos censales, integrando 2 índices simples referidos a la privación patrimonial y de recursos corrientes, respectivamente. Los hogares con privación patrimonial son en el IPMH los que carecen de inodoro con descarga de agua o que habitan en una vivienda con pisos o techos de materiales inadecuados. Para reflejar la privación de recursos corrientes se utilizó un indicador denominado Capacidad Económica de los Hogares, que aproxima al nivel de

ingresos del hogar a partir de la relación existente entre los años de educación de los perceptores de ingresos y la cantidad de miembros del hogar. Todos los hogares particulares quedan agrupados así en cuatro categorías mutuamente excluyentes: i) los no pobres; ii) los pobres sólo con privación de recursos corrientes (coyunturales); iii) los pobres por privación material exclusivamente (estructurales); iv) los pobres con una privación convergente (extremos).

En una variante de la estimación de nuestros modelos, a cada una de las tres situaciones de pobreza del IPMH se le hizo corresponder una variable *dummy*, dejando a la población no pobre como control. El signo esperado de los coeficientes es negativo en todos los casos. Además, es de esperar que el valor absoluto del coeficiente resulte mayor en la dicotómica de los hogares carenciados de la última categoría (donde imperan privaciones estructurales tanto como corrientes). También muy probablemente el efecto adverso sobre la educación será mayor en los hogares con privación estructural que en los que carecen de recursos corrientes.

Otras variables tenidas en cuenta en nuestras estimaciones han sido la edad, el sexo y la condición de actividad. La primera de las mencionadas juega un papel diferente según cuál sea la variable dependiente. Si se trata de la asistencia a un establecimiento, el signo esperado del coeficiente de la edad es negativo, porque en el grupo de individuos con edades comprendidas en un tramo de 5 años se va produciendo una deserción paulatina. En cambio, cuando la variable explicada es el número de años aprobados, la relación es directa porque a medida que aumenta la edad, aumenta la probabilidad de alcanzar más años cursados en el sistema educativo. Para el sexo establecimos una dicotómica que vale uno en los varones. Esta variable estaría relacionada con la condición de actividad (medida con una *dummy* igual a 1 en activos), debido a que los varones se incorporan al mercado laboral más precozmente y en mayor proporción que las mujeres. Como esto compite con la continuación del proceso educativo, el signo esperado de los coeficientes es negativo para ambas variables.

Por último, en las regresiones donde la variable dependiente fue el número aprobado de años se incluyó como explicativa a la condición de asistencia, dicotómica cuyo coeficiente tiene un valor esperado mayor que cero.

Con el fin de detectar la posible discriminación, en las regresiones se incorporó una variable dicotómica que asumió el valor 1 si la persona era miembro de un hogar con aborígenes.

3- Descripción y caracterización de la población aborigen en Salta

Esta sección tiene como propósito principal caracterizar las condiciones de vida de la población indígena poniendo el acento en determinadas dimensiones de la vida social. La elección de estas dimensiones obedece tanto a la tradición marcada por estudios previos como a la disponibilidad de información provista por el censo. La caracterización se logra evaluando los diferenciales entre los hogares no aborígenes y los hogares aborígenes.

A- Localización geográfica

De los 241.407 hogares particulares que conforman nuestra base de datos, hubo 6,4% con alguna persona que se reconocía como indígena². Las jurisdicciones con mayor incidencia de respuestas positivas fueron Iruya (73,7%), Santa Victoria (39,8%), Los Andes (37,5%), Rivadavia (33,3%) y La Poma (27,5%)³. En cuanto a las principales etnias hubo también diferencias entre departamentos: mientras que en Rivadavia predominaron los wichís,

² La proporción de las unidades familiares con aborígenes trepa hasta 6,8% si se calcula en relación a los casos conocidos. Fue exclusivamente con ellos que trabajamos en este documento.

³ Ver Figura 1 (Apéndice) para localizar los departamentos de la provincia de Salta.

chorotes y tobas, en los restantes mencionados las mayores frecuencias correspondieron a la comunidad kolla.

El ordenamiento de los departamentos de acuerdo a la cantidad absoluta de hogares con indígenas, permite apreciar que General San Martín, Orán y Capital, con frecuencias inferiores a 8% de sus hogares con respuesta positiva, figuran a la cabeza del *ranking* en razón de su mayor volumen poblacional y concentran más de 60% del total de familias aborígenes.

Las familias aborígenes constituyen una población eminentemente rural. Adoptando la convención de considerar población urbana a la residente en localidades de más de 2.000 habitantes, vemos que más de la mitad de los hogares indígenas pertenece al ámbito rural, mientras que la proporción es inferior a 15% en los hogares no aborígenes.

B- Composición por edades

Los hogares con miembros de una etnia indígena tienen un mayor tamaño promedio. En las familias de aborígenes es más elevada la frecuencia de menores de edad, de modo que supera en más de 8 puntos porcentuales a la que se registra en los hogares sin aborígenes. Inversamente, en los hogares aborígenes es inferior en casi 6 puntos porcentuales la proporción del grupo entre 30 y 64 años, que corresponde al grueso de la población en edad potencialmente activa.

Esta característica demográfica tiene obvios efectos sobre las posibilidades de participación en la actividad económica. Hemos construido un indicador de tasa de dependencia dividiendo, en cada hogar, la suma de las cantidades de menores hasta 18 años y de adultos de 65 y más, por el número de miembros comprendidos entre 19 y 64 años. En los hogares donde el cálculo del indicador es matemáticamente posible⁴, se comprueba que 29,3% de las unidades familiares aborígenes tienen una tasa entre 0 y 0,5 mientras que la frecuencia acumulada hasta ese valor es 39,4% en los hogares sin presencia de aborígenes. Hasta el valor 1 de la tasa de dependencia demográfica, se acumula 52,5% de los hogares aborígenes pero 66,2% en los hogares del otro grupo.

C- Perfil reproductivo y mortalidad prematura

Hemos considerado también el comportamiento reproductivo de casi 263 mil mujeres con edades comprendidas entre 15 y 49 años de edad. De ellas, 87,6% pertenecían a hogares particulares sin indígenas y 6,4% a hogares con aborígenes. El primer hecho a destacar es la procreación temprana. En el Gráfico 1 (Apéndice) puede verse que solamente 14,8% de las mujeres de 15 a 19 años de edad que integran hogares sin aborígenes había tenido ya su primer hijo, pero la proporción trepaba a 31,1% en hogares indígenas. Esto indica que las aborígenes inician su vida reproductiva más jóvenes. La diferencia se mantiene en el resto de las edades: en el tramo de 20 a 24 años, ya tuvieron hijos 71,6% de las aborígenes y nada más que 52,2% de las no aborígenes.

Además de iniciar más precozmente su ciclo reproductivo, las mujeres de hogares con aborígenes tienen mayor número de hijos (Gráfico 2). Hacia el final de su vida fértil, las mujeres de hogares indígenas tenían un promedio de 5,5 hijos nacidos vivos contra 3,9 en los hogares sin aborígenes. Finalmente, la paridez media, indicador demográfico que resume el promedio de hijos tenidos por todas las mujeres en edad reproductiva, es 2,79 en mujeres aborígenes contra 2,06 en las que no lo son.

Se observaron también fuertes disparidades en lo atinente a la mortalidad en la niñez y a la mortalidad infantil. La estimación de la probabilidad de muerte entre el nacimiento y el momento de cumplir los tres años de edad oscila entre 54,9 y 59,5 por mil para el grupo de aborígenes y entre 31,1 y 33,3 por mil para los nacidos en familias no aborígenes. Es decir

⁴ El índice no se pudo calcular en los hogares sin integrantes en el tramo intermedio, atribuible a la presencia de hogares con únicamente uno o dos miembros ancianos.

que la brecha supera los 20 puntos por mil. Por su parte, la estimación de la mortalidad infantil indica que esta va desde 43,1 hasta 52,6 por mil para hijos de aborígenes y desde 26,8 hasta 30,3 por mil para nacidos en hogares sin aborígenes⁵.

D- Educación

Los jefes de hogares aborígenes tienen menos años de educación formal que los de los hogares no aborígenes. Los que nunca asistieron a un establecimiento educativo o concurren pero no completaron el nivel primario, ascienden a 58,5% en los hogares aborígenes y 27,5% en las familias sin miembros indígenas. En el otro extremo, con estudios completos de nivel secundario y más, tenemos a 10,8% de los jefes aborígenes y casi el triple —28,0%— cuando se trata de los hogares no aborígenes.

Como puede verse en el Gráfico 3, la frecuencia acumulada de aborígenes en edades centrales según educación formal se sitúa siempre por encima de la de no aborígenes. En el comienzo, con instrucción formal nula, existe 22,2% en el primer grupo y sólo 5,1% en el segundo. Hasta 7 años de instrucción se acumulan 80 de cada 100 personas de 30 a 64 años de hogares con indígenas, pero solamente 50 del mismo grupo etario pertenecientes a hogares no aborígenes. Con estudios superiores a un secundario completo hay 17,9% de no aborígenes pero sólo 6,8% de aborígenes.

Si bien los indicadores que estuvimos analizando se relacionan con la historia educativa de los que tenían la responsabilidad de allegar recursos materiales al hogar, se observa que la brecha educativa entre los aborígenes y el resto de la sociedad tiende a no cerrarse. Efectivamente, la escolaridad en el tramo de 18 a 22 años de edad es un indicador de la proporción de población que está accediendo a la educación de nivel superior. Según los datos examinados, el logro era alcanzado por 22,1 de cada cien miembros de hogares indígenas, mientras que la proporción llegaba a casi el doble en personas de familias sin aborígenes.

Para medir el rendimiento alcanzado por los que acceden a la educación, calculamos la tasa de sobreedad: proporción de personas de 15 a 19 años de edad que cursan un nivel educativo inferior al que les correspondería de acuerdo a su edad. Se repite la diferencia en las tasas de asistencia ya observada antes en el otro grupo. Pero el indicador del avance en el proceso educativo muestra además que casi 53 de cada 100 adolescentes aborígenes que sí asistían se hallaba cursando el nivel primario del sistema tradicional o el ciclo EGB del nuevo sistema, instancias que —con 15 años cumplidos— ya tendrían que haber superado. La situación comparativamente no era tan grave, si bien estaba lejos de resultar ideal, en los jóvenes de hogares no indígenas, donde el retraso en los estudios afectaría a poco menos de 30 por ciento de los casos.

E- Participación económica y empleo

Ya mencionamos antes que por tratarse de una población relativamente joven, los hogares aborígenes tienden a mostrar unos valores más críticos de cierta tasa de dependencia que habíamos definido teóricamente, de acuerdo con la composición por edades de los hogares y relacionando menores y ancianos con personas en edad activa. Aquella era una característica demográfica. Ahora quisiéramos agregar que la participación en el mercado laboral de la población que queda comprendida en las edades potencialmente activas es menor que en los hogares no aborígenes.

⁵ Respecto a la mortalidad, se pueden aplicar métodos demográficos de estimación de su incidencia en los primeros años de vida, basándose en la información sobre hijos nacidos vivos que han fallecido. En este trabajo se aplicó la variante Coale-Trussell del método de Brass. Esta técnica permite calcular —con la información básica contenida en el formulario censal— la probabilidad de morir antes de alcanzar ciertas edades exactas. Cabe aclarar que las estimaciones de mortalidad corresponden, según el modelo de estimación adoptado, a una fecha comprendida entre fines de 1995 y el primer semestre de 1996

Hemos analizado para ejemplificar a mujeres entre 30 y 39 años y entre 40 y 49 años de edad. La tasa de actividad es claramente más elevada en los hogares del segundo grupo. Una de las causas de esta diferencia de comportamiento reside precisamente en que las mujeres indígenas tienen más hijos. Entonces deben dedicar una gran parte del tiempo a su atención y cuidado. Otro motivo sería que su menor nivel educativo genera un costo de oportunidad de permanecer en el hogar más bajo para ellas.

Con mucha población de menores y con una menor participación en el mercado laboral de los que están en la edad activa, la consecuencia obvia es que la relación entre los ocupados y el total de miembros del hogar es comparativamente más baja en los hogares aborígenes. Un tercer factor que influye pero en menor proporción es la diferencia en el éxito que tienen los activos en conseguir efectivamente un trabajo: la tasa de desocupación censal es 33,2% en activos aborígenes y 29,1% en no aborígenes.

En el Gráfico 4 (Apéndice) se representan las frecuencias acumuladas de la relación entre ocupados y miembros del hogar para los dos grupos de hogares que vinimos analizando. El percentil 40 corresponde al valor 0,10 en hogares indígenas y 0,20 en no indígenas, las medianas son 0,17 y 0,25 respectivamente y el percentil 75 es 0,33 en el primer grupo y 0,50 en el segundo. Los promedios del indicador en cada grupo de unidades familiares son 0,238 y 0,312 respectivamente.

F- Cobertura en salud y seguridad social

Otra dimensión de la situación de postergación que caracteriza a la población aborígen provincial es la ausencia de cobertura de obra social. De acuerdo a la clasificación de la composición de los hogares seguida hasta aquí, computamos la cantidad absoluta y la proporción de personas afiliadas a una obra social o plan médico. Mientras que en el promedio provincial aproximadamente 40% de los habitantes disponen de alguna cobertura de seguro de salud, entre los integrantes de hogares con presencia de indígenas este indicador se reduce a menos de uno de cada cinco casos.

Por otro lado, se clasificó a los casi 275 mil ocupados según el tipo de hogar al que pertenecían y se computó cuántos de ellos realizaban aportes al sistema previsional, si se desempeñaban como cuentapropistas, o bien tenían descuentos con el mismo destino, si eran ocupados en relación de dependencia. La proporción de ocupados con descuento o aporte indica una mejor calidad de trabajo o al menos, un mayor grado de formalidad en el mismo. Solamente 28% de los indígenas con un empleo realizaba aportes al sistema de seguridad social, mientras que la proporción era superior en 17 puntos porcentuales en los ocupados no aborígenes.

G- Pobreza

La incidencia de la pobreza por necesidades básicas insatisfechas (NBI), que afecta en general a 27,5% de los hogares particulares en la provincia, discrimina significativamente entre los hogares indígenas y el resto. Mientras 25,2% de las unidades familiares sin integrantes aborígenes registra la presencia de al menos uno de los indicadores NBI, la proporción trepa a 57,4% en aquéllas que sí cuentan con aborígenes⁶.

Además, los hogares aborígenes son más intensamente pobres, si se concibe a la intensidad como la superposición de varios indicadores simples de carencia. Sobre 8.814 hogares aborígenes pobres, 11,9% tienen 3 o más carencias simultáneamente. Por el

⁶ Como es habitual, los hogares NBI son aquéllos en los cuales se presenta al menos uno de los cinco indicadores de privación: i) Más de 3 personas por cuarto; ii) Vivienda de tipo inconveniente como pieza de inquilinato, casilla precaria, etc.; iii) Ausencia de retrete; iv) Niños en edad escolar que no asisten a la escuela y v) Jefe con bajo nivel educativo combinado con 4 o más miembros por ocupado.

contrario, del cien por ciento de los hogares NBI no aborígenes, que totalizan 53.141, solamente 3,5% presentan 3 o más carencias simultáneas.

Conclusiones del análisis descriptivo

Resumiendo lo visto en esta sección, hemos hallado que los hogares que en el último censo tenían algún integrante descendiente o perteneciente a un pueblo indígena se diferencian en los siguientes aspectos: se trata de hogares predominantemente rurales, con reducido acceso a los bienes materiales y tasas de natalidad y mortalidad más elevadas. Sus miembros se caracterizan además por el menor nivel educativo, tasas de escolarización más bajas y dificultades para progresar en el proceso de enseñanza. En ellos, la elevada proporción de personas de corta edad y la menor participación en el mercado laboral de los adultos en edad potencialmente activa se combinan para producir tasas de dependencia (miembros por ocupado) más críticas. Por último, los integrantes de los hogares aborígenes registran una precaria inserción en el mercado laboral y una limitada cobertura previsional y de salud.

4- Determinantes de la asistencia escolar y el logro educativo

Las tablas con los resultados de nuestras regresiones se muestran en el Apéndice. En la Tabla 2 figuran los resultados de la estimación de la función que explica la asistencia a un establecimiento educativo para el primer grupo etario, que comprendió 81.209 adolescentes de 15 a 19 años. Tanto en la variante de medir la pobreza con el índice de Necesidades Básicas Insatisfechas como en la de utilizar las tres variables ficticias para la clasificación de hogares pobres surgida del Índice de Privación Material, todos los coeficientes tienen el signo esperado y son significativos a los niveles usuales.

La Tabla 3 contiene las estimaciones obtenidas en la regresión lineal que estima los años de educación alcanzados por el mismo grupo etario. Se conservan los signos de los coeficientes y el único que pierde significación estadística es el de la condición de activo. Como se esperaba, es positivo y significativamente diferente de cero el de la variable que se agregó en este modelo, la situación de asistencia a un establecimiento a la fecha del censo. La estimación para el coeficiente del atributo aborígen indica una disminución (o retraso) de algo menos de dos tercios de año de escolarización con respecto a la población de control.

Los coeficientes estimados al aplicar los modelos logísticos al grupo de 20 a 24 años de edad, que comprendía 53.028 jóvenes, se consignaron en la Tabla 4. El coeficiente de la condición de aborígen es significativo al 10% en la regresión logística en la que la pobreza se mide con NBI, pero no es estadísticamente distinto de cero en el modelo con las *dummies* derivadas del IPMH.

En las regresiones de la función de años de escolaridad de este grupo se obtienen coeficientes significativos al 1% en todas las variables (véase Tabla 5). El retraso o menor nivel de estudios por el hecho de ser aborígen, controlando las demás variables explicativas, alcanzaría a alrededor de un año.

En la sección 2 se mencionó la posible interacción entre la condición de actividad y el sexo. Otra interacción que se nos ocurre factible es la que se establecería entre el atributo de aborígen y el nivel educativo de los padres. Nuestra hipótesis es que, aparte de que el primero juegue en desmedro de las posibilidades educativas de los jóvenes y la segunda variable a favor, en el caso de jefes aborígenes con estudios relativamente importantes existiría un plus adicional de estímulo a la formación de los hijos. La explicación es que esos progenitores, que lograron acceder a un nivel educativo no muy frecuente en su etnia, valorarían comparativamente más que un jefe no aborígen la movilidad social que tiende a asegurarles dicha formación. De resultar correcta nuestra teoría, lógicamente que el coeficiente del término de interacción entre ese par de variables debe ser positivo. En cambio, no tenemos una teoría para explicar la interacción que puede existir entre actividad

y sexo, ni un pronóstico del sentido en que se ejercería su influencia sobre la respectiva variable dependiente.

Al testear estas hipótesis, lo hicimos específicamente en los modelos cuyas estimaciones no habían brindado coeficientes estadísticamente significativos para las variables con una posible interacción. En la Tabla 6 presentamos los resultados de la regresión logística que explica la asistencia de las personas de 20 a 24 años. La nueva versión del modelo que habíamos denominado 3.2 (con dicotómicas para el indicador IPMH), ahora con los dos términos de interacción entre aborigen y nivel educativo y entre actividad y sexo, muestra el relevante efecto negativo de la condición de aborigen. El coeficiente, que en la versión previa no era estadísticamente significativo, ahora lo es a nivel de 1% e indica una caída de 22% en la probabilidad de asistir a un establecimiento educativo si se es indígena, manteniendo todos los demás atributos sin cambios. Más importante aun nos parece destacar que el término de interacción entre la educación de los padres y la condición de aborigen arroja —como esperábamos según nuestra hipótesis— un coeficiente de signo positivo y significativo al 5%. El sexo pierde importancia en esta estimación de la función, pero sí es negativo y significativo el coeficiente del término de interacción de esa variable con la condición de actividad. Como esta última por sí sola sigue siendo significativa, la interpretación es que la probabilidad de asistir no varía en principio entre varones y mujeres, disminuye si la persona (de cualquier sexo) es activa pero disminuye aun más si el activo es un varón. Suponemos que eso se explica por el mayor compromiso laboral que adquieren los varones, mientras que en las mujeres el desempeño laboral podría estar orientado a ocupaciones con menor carga horaria y que no impidan, tanto como en el caso de los varones, seguir concurriendo a un establecimiento educativo.

En la Tabla 7 puede analizarse el efecto de los términos de interacción y las restantes variables sobre los años de escolaridad alcanzados por personas del tramo de edades de 15 a 19. El modelo 2.1 en su estimación previa había arrojado un coeficiente no significativo para la dicotómica que mide la actividad. En el nuevo cálculo todos los coeficientes son significativos al 1%. Llamativamente, la condición de actividad tiene un efecto positivo, si bien de magnitud reducida, sobre los años aprobados. Ser varón conlleva un retraso en el proceso de aprendizaje y la condición de varón activo implica una pérdida adicional. Nos interesa destacar que cada año de educación de los progenitores suma aproximadamente un décimo de año más de estudios en el hijo, pero esa derivada parcial se duplica si el progenitor es aborigen. Por último, el coeficiente negativo de la dicotómica que señala la condición de aborigen duplicó también su valor absoluto.

En los modelos que hemos estimado hasta aquí suponíamos que la relación de las variables dependientes con la escolaridad de los padres y con el número de menores presentes en el hogar era lineal. Sin embargo, esos dos regresores podrían ingresar en forma no lineal en las respectivas funciones.

Para evaluar esa posibilidad, reemplazamos las dos variables cuantitativas por conjuntos de *dummies*. Lógicamente, los coeficientes de las variables ficticias que corresponden a la educación de los progenitores debieran ser de signo positivo y crecientes (hemos tomado a los casos de cero años de escolaridad como población de control). Por su parte, las variables dicotómicas para la presencia de menores —habiendo considerado a los hogares sin menores como grupo de control— debieran caracterizarse por coeficientes de signo negativo y valor absoluto creciente a medida que aumenta el número de aquéllos.

El experimento lo aplicamos solamente al grupo de 15 a 19 años, en las dos variantes del modelo de regresión lineal, que explica los años de educación alcanzados. Consideramos el caso más sencillo, donde no se definieron términos de interacción. Los resultados de esa estimación se presentan en la Tabla 8. Todos los coeficientes de las variables explicativas son significativos. Los de las nuevas variables dicotómicas tienen una variación monótona de acuerdo a lo pronosticado.

En el Gráfico 5 se representaron las estimaciones de los coeficientes de las *dummies* de años de escolaridad de los progenitores para la regresión con la dicotómica NBI. Si bien se

pueden aproximar razonablemente con una línea recta, se evidencia una sucesión de arcos de parábola, con saltos a los 7 y a los 12 años, que corresponden a haber completado la educación primaria y la secundaria del sistema tradicional. El último punto graficado, que mostraría un nuevo aumento de la pendiente, en realidad responde a que definimos la última variable dicotómica para un tramo abierto: 15 años de educación de los padres y más.

También en los coeficientes de las dicotómicas para la cantidad de menores en el hogar, que por claridad interpretativa se representan en valor absoluto, se observa más de un punto de inflexión (Gráfico 6). Los “costos” en términos de la educación de los adolescentes son crecientes hasta 3 menores y luego comienzan a decrecer. Nuevamente, el brusco aumento de la pendiente que se produce para 8 menores se explicaría en parte porque en esa dicotómica quedaron incorporadas todas las observaciones de hogares con 8 y también con mayor número de menores.

Como conclusión de lo visto en esta sección, podemos afirmar que los microdatos del censo realizado en el año 2001 en la provincia de Salta ofrecen evidencia de que los adolescentes y los jóvenes de los hogares aborígenes enfrentan dificultades para asistir a un establecimiento educacional y, en el caso de que asistan, para tener éxito en el proceso de aprendizaje. Entre las causas de esta situación que pudieron ser identificadas se cuentan la residencia en zonas rurales y la presencia de progenitores con escasa o nula instrucción. Además, pertenecen a familias pobres y con muchos hijos en crianza, lo que seguramente atenta contra la asignación, para finalidades educativas, de los escasos recursos materiales disponibles en el hogar.

Sin embargo, los condicionantes enumerados afectan a toda la población salteña, sin hacer distinciones de etnia. Lo relevante del problema que estuvimos analizando es que a todo esto se suma el *handicap* de que son aborígenes.

Las estimaciones de la brecha por discriminación étnica que obtuvimos —con coeficientes significativos al 1%— indicaron una disminución de algo más de 25% en la probabilidad de asistencia escolar para adolescentes entre 15 y 19 años. En el grupo de 20 a 24 años la caída en la probabilidad por el hecho de ser aborigen no superó el 10% y los coeficientes tuvieron escasa significación estadística. Pero al introducir ciertos efectos de interacción en el modelo, la disminución de la probabilidad de asistencia pasó a más de 20% y la estimación resultó significativa.

En los modelos que explicaban los años de educación, las brechas imputables al atributo aborigen fueron desde poco más de medio año de estudios hasta más de un año entero en el grupo de 15 a 19 años de edad (según se incluyera o no el efecto de interacción). Nuestra estimación cuantificó la diferencia en un año aproximadamente en los jóvenes en edades comprendidas entre 20 y 24, en el modelo estimado sin considerar la interacción entre la educación de los padres y la condición de aborigen.

No estará de más recordar que, al igual que ocurre con las estimaciones de discriminación salarial por género, las nuestras de la discriminación educativa por el hecho de ser indígena pueden estar incluyendo otros factores difíciles o directamente imposibles de ser medidos en un relevamiento de estas características.

Para terminar, la educación de los padres desempeña un importante papel: cuando ellos tienen más años de escolaridad, aumenta para los hijos la probabilidad de progresar en el proceso educativo. Y este efecto favorable se ve incrementado en los hogares aborígenes.

5- Conclusiones

Los resultados encontrados en este estudio pueden resumirse de la siguiente manera:

Los hogares que en el censo de noviembre de 2001 tenían algún integrante descendiente o perteneciente a un pueblo indígena (6,4% del total de la provincia de Salta) se diferencian

del resto en los siguientes aspectos: se trata de hogares predominantemente rurales, con reducido acceso a los bienes materiales y tasas de natalidad y mortalidad más elevadas.

Sus miembros se caracterizan además por un menor nivel educativo, tasas de escolarización más bajas y las dificultades para progresar en el proceso de enseñanza. En ellos, la elevada proporción de personas de corta edad y la menor participación en el mercado laboral de los adultos en edad potencialmente activa se combinan para producir tasas de dependencia (miembros por ocupado) más críticas. Además, los aborígenes registran una precaria inserción en el mercado laboral y una limitada cobertura previsional y de salud.

El examen empírico de los determinantes de la asistencia escolar y del logro educativo da cuenta de cierta discriminación en contra de los integrantes de hogares indígenas, ya que sus adolescentes y jóvenes enfrentan mayores dificultades que el resto para asistir a un establecimiento educacional y, entre los que asisten, no tienen éxito en el proceso de aprendizaje. Esta discriminación es previa al ingreso al mercado laboral y puede traducirse en mayor pobreza y desigualdad en el largo plazo.

La residencia en zonas rurales y la presencia de progenitores con baja o nula instrucción figuran entre los factores más importantes para explicar la menor asistencia a la escuela y el logro educativo. Los hogares con miembros indígenas son, además, pobres y con muchos hijos en crianza, lo que dificulta aún más la asignación, para finalidades educativas, de los escasos recursos materiales disponibles en el hogar.

Si bien en el trabajo no se hizo mención a la situación de la provincia de Salta en el contexto nacional, puede decirse que buena parte de los condicionantes enumerados afectan a toda la población salteña, independientemente de su origen étnico. Lo relevante del problema que estuvimos analizando es que a todo esto se suma el *handicap* de que son aborígenes.

Apéndice de Tablas Figuras y Gráficos

Tabla 1: Análisis descriptivo. Provincia de Salta, noviembre de 2001

Variable/categorías	Total	Hogar aborigen	Hogar no aborigen
Hogares por departamento (proporción)			
General San Martín	0,13	0,29	0,11
Orán	0,11	0,17	0,11
Capital	0,45	0,16	0,48
Rivadavia	0,02	0,12	0,02
Iruya	0,01	0,07	0,00
Santa Victoria	0,01	0,06	0,01
Resto provincia	0,27	0,13	0,28
Tamaño del hogar (número de miembros)	4,4	5,0	4,4
Composición por edad (proporción)			
14 o menos	0,36	0,44	0,35
15-19	0,26	0,26	0,26
30-54	0,32	0,26	0,32
55 y más	0,06	0,04	0,06
Paridez media (hijos por mujer)	2,11	2,79	2,06
Mortalidad prematura (rangos por mil)			
q_0	32,3 a 35,7	43,1 a 52,6	26,8 a 30,3
${}_3q_0$	34,0 a 36,4	54,9 a 59,5	31,1 a 33,3
Asistencia escolar 18 a 22 años (tasa)	0,39	0,22	0,40
Sobreedad (tasa)	0,31	0,53	0,29
Cobertura salud (tasa)	0,40	0,19	0,42
Ocupados con aportes (tasa)	0,44	0,28	0,45
Hogares pobres (criterio NBI)	0,28	0,57	0,25
Intensidad de la pobreza			
Con 1 indicador	0,74	0,58	0,77
Con 2 indicadores	0,21	0,30	0,20
3 y más indicadores	0,05	0,12	0,03
Hogares pobres (IPMH)			
Total	0,66	0,88	0,60
Coyunturales	0,13	0,05	0,13
Estructurales	0,22	0,22	0,22
Extremos	0,28	0,60	0,25
Personas pobres (IPMH)			
Total	0,67	0,90	0,65
Coyunturales	0,15	0,06	0,16
Estructurales	0,18	0,16	0,18
Extremos	0,34	0,68	0,31

Notas: (i) Para detalles sobre el cómputo de indicadores ver texto; (ii) La fila "total" para el IPMH es la suma de las tres filas siguientes: coyunturales, estructurales y extremos; (iii) la tasa de sobreedad fue calculada para jóvenes entre 15 y 19 años de edad.

Fuente: Cálculos propios basados en el Censo General de Población.

Tabla 2: Determinantes de la asistencia a un establecimiento educativo en jóvenes de 15 a 19 años (regresión logística)

Variable	Coeficientes estimados	
	Modelo 1.1 (con NBI)	Modelo 1.2 (con IPMH)
ABORIGEN	-0,307 *	-0,313 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	-1,420 *	-1,410 *
EDAD	-0,489 *	-0,496 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,131 *	0,123 *
CANTIDAD DE MENORES	-0,094 *	-0,099 *
POBREZA NBI	-0,393 *	-
POBREZA COYUNTURAL	-	-0,062 **
POBREZA ESTRUCTURAL	-	-0,446 *
POBREZA EXTREMA	-	-0,565 *
SEXO	-0,216 *	-0,211 *
ÁMBITO URBANO	0,452 *	0,378 *
Constante	8,938 *	9,351 *
-2 Log likelihood	71.796,0	71.581,8
Nagelkerke R ²	0,352	0,355
Número de casos	81.209	81.209

Niveles de significación: * significativo al 1%; ** significativo al 5%

Tabla 3: Determinantes de los años es escolaridad de jóvenes de 15 a 19 años (regresión lineal)

Variable	Coeficientes estimados	
	Modelo 2.1 (con NBI)	Modelo 2.2 (con IPMH)
ABORIGEN	-0,601 *	-0,618 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	-0,025 ^{n.s.}	-0,022 ^{n.s.}
ASISTENCIA ACTUAL	1,539 *	1,537 *
EDAD	0,636 *	0,632 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,109 *	0,104 *
CANTIDAD DE MENORES	-0,081 *	-0,090 *
POBREZA NBI	-0,477 *	-
POBREZA COYUNTURAL	-	-0,020
POBREZA ESTRUCTURAL	-	-0,295 *
POBREZA EXTREMA	-	-0,495 *
SEXO	-0,390 *	-0,386 *
ÁMBITO URBANO	0,407 *	0,353 *
Constante	-3,764 *	-3,518 *
R ² ajustado	0,391	0,391
F	5.790,9	4.734,7

Niveles de significación: * significativo al 1%; ^{n.s.} no significativo

Tabla 4: Determinantes de la asistencia a un establecimiento educativo en jóvenes de 20 a 24 años (regresión logística)

Variable	Coeficientes estimados	
	Modelo 3.1 (con NBI)	Modelo 3.2 (con IPMH)
ABORIGEN	-0,093 ***	-0,082 n.s.
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	-1,111 *	-1,109 *
EDAD	-0,182 *	-0,189 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,132 *	0,117 *
CANTIDAD DE MENORES	-0,204 *	-0,195 *
POBREZA NBI	-0,156 *	-
POBREZA COYUNTURAL	-	-0,140 *
POBREZA ESTRUCTURAL	-	-0,398 *
POBREZA EXTREMA	-	-0,426 *
SEXO	-0,289 *	-0,279 *
ÁMBITO URBANO	0,681 *	0,598 *
Constante	2,698 *	3,183 *
-2 Log likelihood	56.866,8	56.665,2
Nagelkerke R ²	0,254	0,259
Número de casos	53.028	53.028

Niveles de significación: * significativo al 1%; *** significativo al 10%; n.s. no significativo

Tabla 5: Determinantes de los años de escolaridad en jóvenes de 20 a 24 años (regresión lineal)

Variable	Coeficientes estimados	
	Modelo 4.1 (con NBI)	Modelo 4.2 (con IPMH)
ABORIGEN	-1,008 *	-0,999 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	0,182 *	0,172 *
ASISTENCIA ACTUAL	1,295 *	1,238 *
EDAD	0,235 *	0,219 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,226 *	0,199 *
CANTIDAD DE MENORES	-0,216 *	-0,210 *
POBREZA NBI	-0,827 *	-
POBREZA COYUNTURAL	-	-0,308 *
POBREZA ESTRUCTURAL	-	-0,774 *
POBREZA EXTREMA	-	-1,337 *
SEXO	-0,957 *	-0,931 *
ÁMBITO URBANO	1,060 *	0,906 *
Constante	3,114 *	4,157 *
R ² ajustado	0,375	0,385
F	3.534,2	3.014,0

Niveles de significación: * significativo al 1%

Tabla 6: Determinantes de la asistencia a un establecimiento educativo en jóvenes de 20 a 24 años (regresión logística incluyendo términos de interacción)

Variable	Coefficientes estimados Modelo 3.2 (con IPMH)
ABORIGEN	-0,251 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	-0,891 *
EDAD	-0,189 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,115 *
EDUCACIÓN PROGENITORES / ABORIGEN	0,026 **
CANTIDAD DE MENORES	-0,192 *
POBREZA COYUNTURAL	-0,154 *
POBREZA ESTRUCTURAL	-0,395 *
POBREZA EXTREMA	-0,436 *
SEXO	-0,033 ^{n.s.}
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD / SEXO	-0,447 *
ÁMBITO URBANO	0,585 *
Constante	3,102 *
-2 Log likelihood	56.545,2
Nagelkerke R ²	0,261
Número de casos	53.028

Niveles de significación: * significativo al 1%; ** significativo al 5%; ^{n.s.} no significativo

Tabla 7: Determinantes de los años de escolaridad en jóvenes de 15 a 19 años (regresión lineal con términos de interacción)

Variable	Coefficientes estimados Modelo 2.1 (con NBI)
ABORIGEN	-1,228 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	0,192 *
ASISTENCIA ACTUAL	1,521 *
EDAD	0,634 *
EDUCACIÓN DE PROGENITORES	0,102 *
EDUCACIÓN PROGENITORES / ABORIGEN	0,114 *
CANTIDAD DE MENORES	-0,084 *
POBREZA NBI	-0,466 *
SEXO	-0,295 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD / SEXO	-0,386 *
ÁMBITO URBANO	0,373 *
Constante	-3,675 *
R ² ajustado	0,395
F	4.820,6

Niveles de significación: * significativo al 1%

Tabla 8: Determinantes de los años de escolaridad en jóvenes de 15 a 19 años (regresión lineal usando *dummies*)

	Coeficiente	Coeficiente
ABORIGEN	-0.563 *	-0.562 *
CONDICIÓN DE ACTIVIDAD	-0.032 **	-0.030 ***
ASISTENCIA ACTUAL	1.533 *	1.527 *
EDAD	0.633 *	0.629 *
EDUC01	0.224 *	0.233 *
EDUC02	0.507 *	0.505 *
EDUC03	0.541 *	0.670 *
EDUC04	0.690 *	0.809 *
EDUC05	0.750 *	0.874 *
EDUC06	0.858 *	0.974 *
EDUC07	1.132 *	1.239 *
EDUC08	1.269 *	1.354 *
EDUC09	1.345 *	1.414 *
EDUC10	1.375 *	1.430 *
EDUC11	1.461 *	1.494 *
EDUC12	1.638 *	1.636 *
EDUC13	1.753 *	1.731 *
EDUC14	1.747 *	1.712 *
EDUC15	1.870 *	1.814 *
MENOR1	-0.099 *	-0.091 *
MENOR2	-0.155 *	-0.140 *
MENOR3	-0.322 *	-0.309 *
MENOR4	-0.404 *	-0.408 *
MENOR5	-0.496 *	-0.513 *
MENOR6	-0.547 *	-0.589 *
MENOR7	-0.535 *	-0.606 *
MENOR8	-0.627 *	-0.730 *
POBREZA NBI	-0.442 *	-
POBREZA COYUNTURAL	-	-0.101 *
POBREZA ESTRUCTURAL	-	-0.376 *
POBREZA EXTREMA	-	-0.547 *
SEXO	-0.388 *	-0.384 *
ÁMBITO URBANO	0.386 *	0.325 *
Constante	-3.972 *	-3.770 *
R2 ajustado	0.393	0.394
F	1,752.1	1,652.1
Número de casos	81,209	81,209

Niveles de significación: *significativo al 1%; **significativo al 5%; ***significativo al 10%.

FIGURA 1: Provincia de Salta y Departamentos de la provincia.



GRÁFICO 1. Porcentajes de mujeres que ya tuvieron hijos por tramo de edad según composición del hogar. Salta, 2001

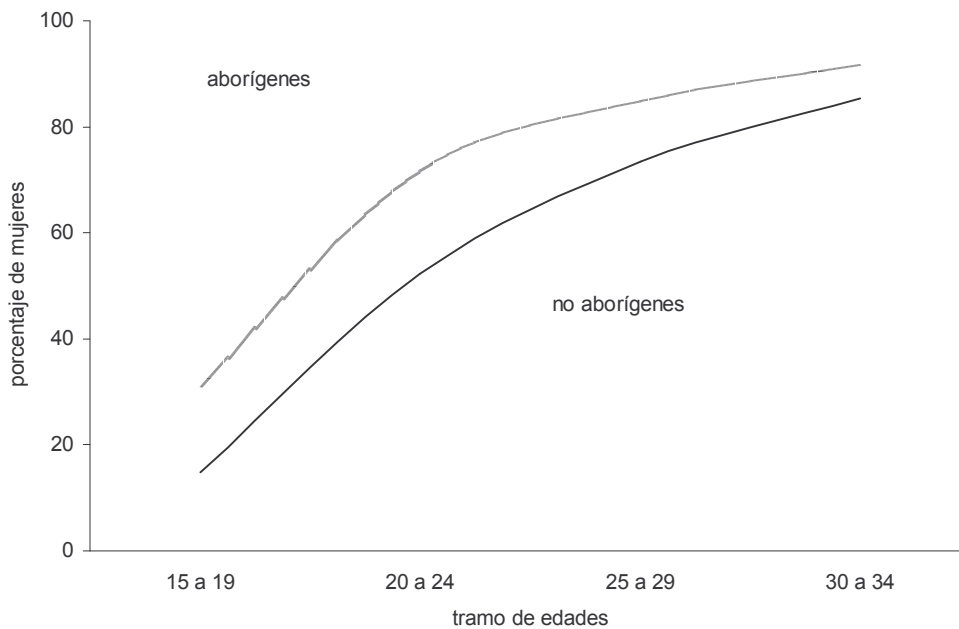


GRÁFICO 2: Cantidad de hijos nacidos vivos por mujer, por tramo de edad de ésta según composición étnica. Salta, 2001.

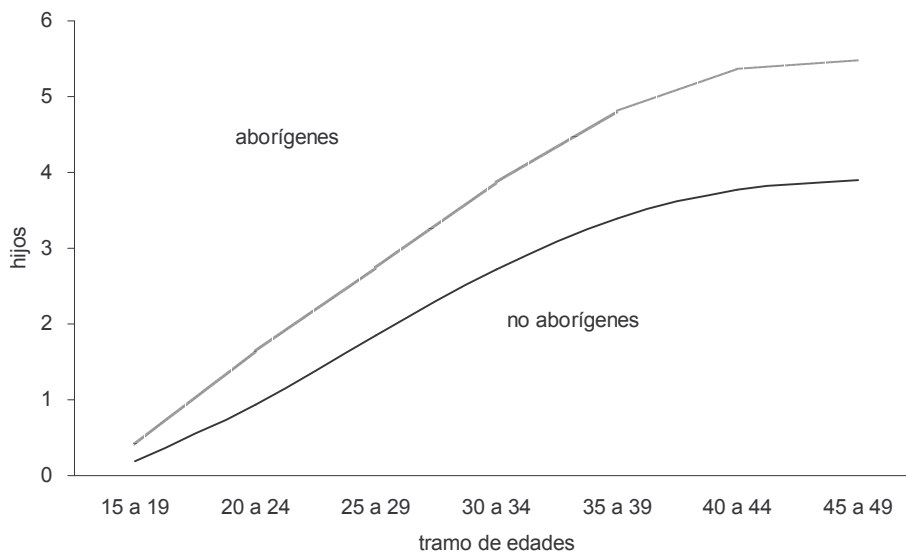
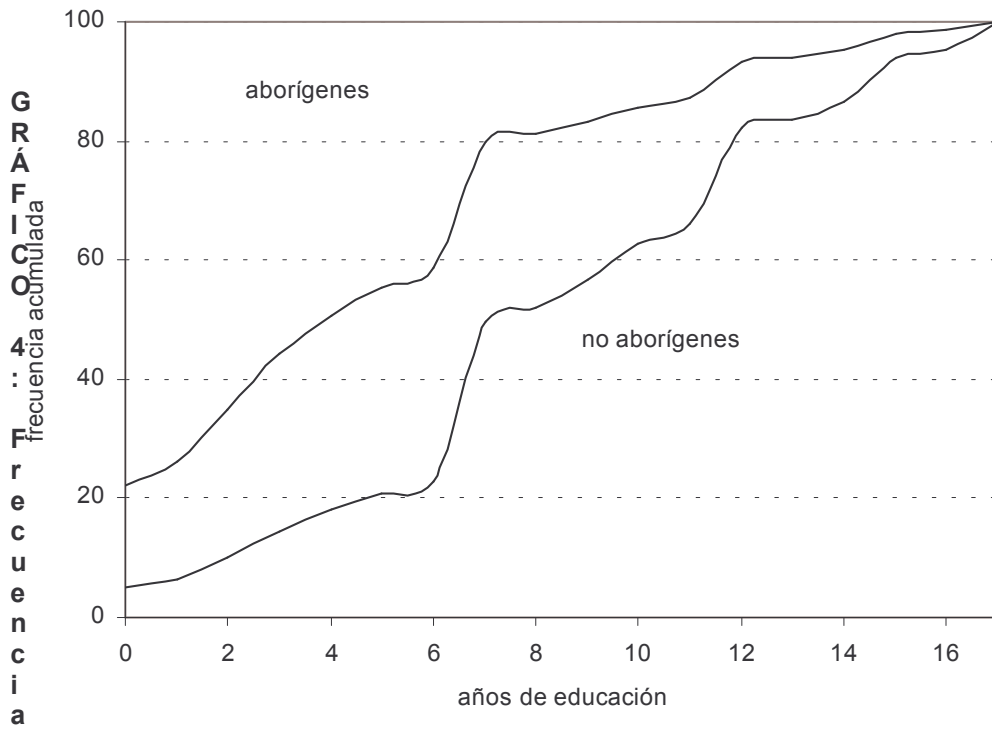


GRÁFICO 3: Frecuencia acumulada de la población de 30 a 64 años de edad por años de educación según composición del hogar. Salta, 2001



acumulada de la relación ocupados/cantidad de miembros según composición del hogar. Salta, 2001

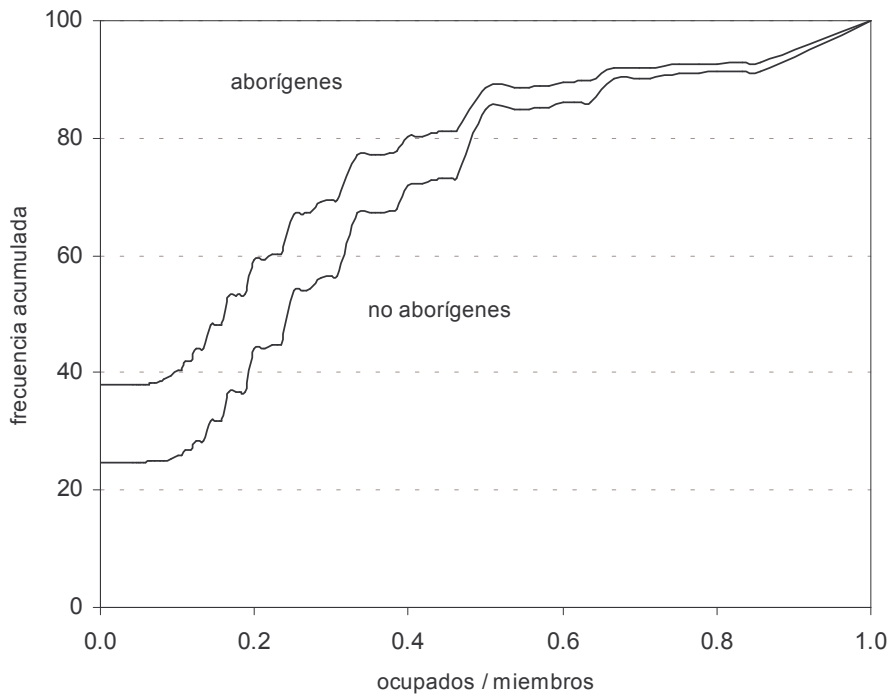


GRÁFICO 5: Coeficientes estimados para las variables dicotómicas en educación de los padres

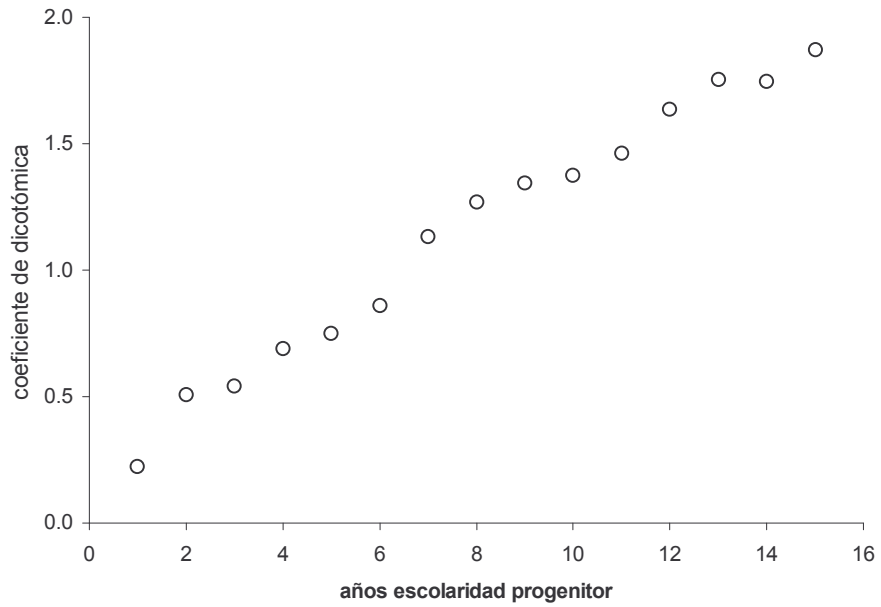
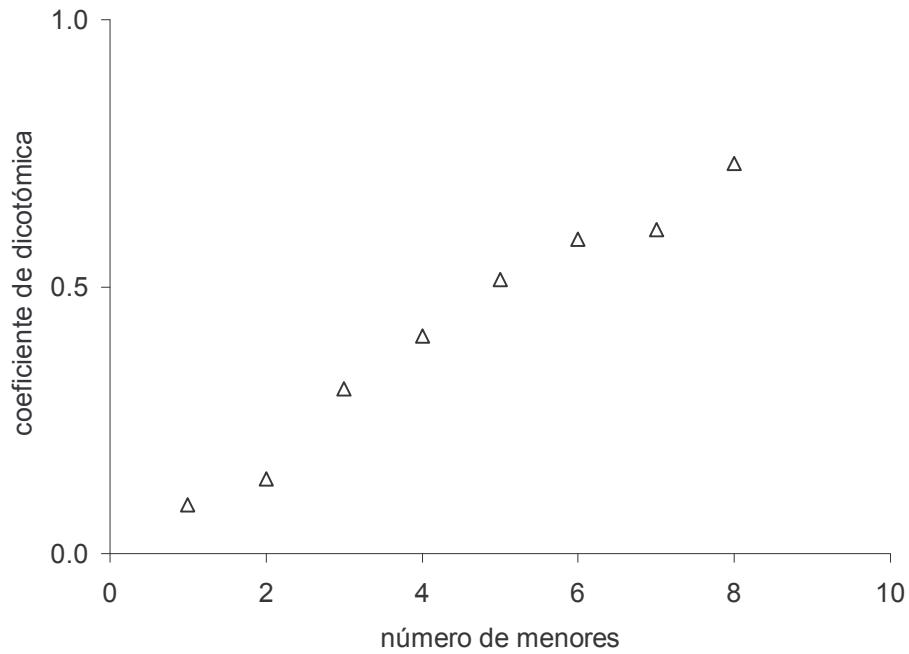


GRÁFICO 6: Coeficientes estimados, en valor absoluto, para las variables dicotómicas en cantidad de menores



Referencias

- Bello, A. y Rangel, M. (2002): "La equidad y la exclusión de los pueblos indígenas y afrodescendientes en América Latina y el Caribe" *Revista de la CEPAL*, 76: 39-54.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2002): *Panorama Social 2001-2002*. CEPAL, Santiago de Chile.
- Ferranti, D.; Perry, G.; Ferreira, F. y Walton, M. (2004): *Inequality in Latin America. Breaking with History?* World Bank Latin America Studies, The World Bank, Washington, D. C.
- Peyser, A. y Chackiel, J. (1999): "La identificación de poblaciones indígenas en los censos de América Latina" En CELADE: *América Latina: Aspectos conceptuales de los censos del 2000 (Seminario Censos 2000: diseño conceptual y temas a investigar en América latina)*, Serie Manuales de la CEPAL: 353-363, Santiago de Chile.
- Psacharapoulos, G. y Patrinos, H. (1994): *Indigenous People and Poverty in Latin America*. Human Resources Development and Operations Policy, The World Bank, HROWP 22.
- Sosa Escudero, W. y Marchionni, M. (2000): "Household Structure, Gender, and Economic Determinants of School Attendance in Argentina". En World Bank: *Argentina: Poor People in a Rich Country*, Vol II, Washington D. C.