3. Metodología

El propósito de este estudio es evaluar el impacto de la extensión de años de escolaridad mínimos pactado en el *Acuerdo Nacional para la Modernización de la Educación Básica* (ANMEB). Dicha política pública benefició a toda la población, pero tuvo especial impacto sobre ciertos subgrupos de la población.

De acuerdo con el modelo teórico de Card [1994], dependiendo de la habilidad individual intergeneracional y del nivel de restricción que los individuos enfrentan, pueden formarse subgrupos con las combinaciones entre niveles de habilidad alto/ bajo y niveles de restricción alto/ bajo. Además de formar los subgrupos, dichas combinaciones también determinan el nivel de rendimiento y costo marginal por subgrupo. Así que dependiendo de las características de cada subgrupo, el impacto de la reforma será diferente.

Aunque la hipótesis central de este estudio es que individuos con niveles de habilidad relativamente bajos y restricción de liquidez relativamente alta hayan percibido una caída en el rendimiento a la escolaridad por la extensión de años de educación obligatorios en promedio más que la que pudieron tener los otros subgrupos (debido a heterogeneidad en los rendimientos a la escolaridad), lo cierto es que no se sabe qué niveles de rendimiento/ costo marginal y de escolaridad promedio cada subgrupo tiene. Así que la investigación busca probar mediante 4 casos —dependiendo de dichos niveles—, qué subgrupos percibieron en promedio las mayores caídas por la política pública.

3.1 Parámetros ATE y ATT

Debido a que se busca encontrar el impacto promedio de la extensión de años de escolaridad mínimo obligatorios sobre los rendimientos a la escolaridad de cada subgrupo, como en el modelo de Card [1994], la idea es aproximar el resultado a la de una evaluación experimental.

El problema de evaluación está en cómo estimar el efecto promedio de la reforma sobre este subgrupo de la población con una muestra no experimental en la que no se tienen los grupos de control y de tratamiento. Más aún, de formar los grupos tratamiento y control en base a cierto criterio, se podría generar un sesgo por selección.

Formalmente, el parámetro que se desea encontrar es la ganancia promedio condicionada a ciertas características *X*, dado que el individuo participó en la reforma a la educación o el impacto promedio del tratamiento sobre los tratados (*ATT* por sus siglas en inglés):

(13) $$ATT = E(Y^1 - Y^0 \mid X_i, D = 1)$$

donde Y^1 denota el ingreso de las personas que participaron en la reforma y Y^0 el ingreso de los individuos que no. La variable *D* =1 es un control si el individuo *i* participó en la reforma y *D* =0 lo contrario.

Para controlar por los factores observables o covariables contenidos en el vector *X*, que afectan la decisión del individuo de seguir adquiriendo más años de escolaridad, se considera que los resultados de los estados con y sin tratamiento (Y^1, Y^0) son lineales en los parámetros de control *X*:

(14) $$Y_i^1 = X_i\beta^1 + \mu_i^1 \ si\ D = 1 \qquad i = (1,2,3,\ldots n)$$
$$Y_i^0 = X_i\beta_i + \mu_i^0 \ si\ D = 0$$

donde los *Y* son las ecuaciones resultado por cada estado, β representa el impacto promedio de las corvariables *X* sobre el resultado y μ es el término de error por ecuación. Nótese que con la utilización de las ecuaciones en 14, el parámetro *ATT* a estimar es la diferencia entre β^1 y β^0:

(15) $$E[Y_i^1 - Y_i^0 \mid X_i, D_i = 1] = X_i(\beta^1 - \beta^0) + E(\mu_i^1 - \mu_i^0 \mid X_i, D_i = 1)$$

donde la diferencia entre μ^1 y μ^0 condicionado en el vector *X* y controladas por la variable participación *D* representa el término de error.

De acuerdo con la función 15, el sesgo por selección podría ser el término de error $E[\mu_i^1 - \mu_i^0 \mid X_i, D_i = 1]$ al ser diferente de cero (Wooldridge [2002]). Dicho sesgo emerge por utilizar una muestra no experimental o por formar con ella, bajo ciertos criterios, los grupos control y tratamiento.

El problema de no tener una muestra experimental es que no se tiene información del ingreso que obtendrían las personas si hubieran decidido no seguir estudiando pese a la reforma —$E[\ Y^0 \mid X,\ D = 1]$ — y el ingreso que obtendrían las personas si hubieran adquirido más años de escolaridad si no existiera ésta —$E[\ Y^0 \mid X,\ D = 0]$[1]. Con el fin de enfrentar el problema se supone que las características o la información observable son el único determinante de que el individuo decida participar o no.

Esto implica asumir que los ingresos promedio con o sin participación en la reforma son iguales —$E[Y_i^0 \mid X_i, D_i = 1] = E[Y_i^0 \mid X_i, D_i = 0]$— o dicho de diferente manera, de observar suficiente información (contenida en *X*) que determine la participación (*D*), entonces el resultado podría ser independiente de éste (véase Wooldridge [2002]). Este supuesto se conoce como ignorabilidad del tratamiento, pues se da por hecho que las decisiones que toman los individuos están plenamente identificadas por el vector de características observadas *X*. Esto implica que *i)* la asignación al tratamiento es aleatorio ya que los ingresos (Y^1,Y^0) no están correlacionados con la participación *D* y *ii)* que el término de error en 15 desaparezca.

Sin embargo, el supuesto de exogeneidad en la participación al tratamiento podría parecer improbable especialmente si depende de características latentes determinantes de la participación no contenidas en *X*, por lo que el impacto del programa no podría atribuírsele sólo a éste (Ravallion [2005]).

---

[1] Ravallion [2005] se refiere a estos resultados como los estados contrafactuales.

Existe un parámetro relacionado al *ATT*. Dicho parámetro mide el efecto promedio del tratamiento (*ATE* o average treatment effect) y de no existir sesgo por selección — $E[\mu_i^1 - \mu_i^0 \mid X_i, D_i = 1]$=0— *ATE* y *ATT* serían idénticos.

$$ATT = E[Y_i^1 - Y_i^0 \mid X_i, D_i = 1] + [E(\mu_i^1 - \mu_i^0 \mid X_i, D_i = 1) = 0] = E[Y_i^1 - Y_i^0 \mid X_i] = ATE \quad (16)$$

Esto es natural dado que el supuesto de exogeneidad en el tratamiento provoca la independencia de la variable *D* en relación a los estados con y sin tratamiento (Y^1,Y^0).
Para estimar el parámetro *ATT* y *ATE* a partir de las ecuaciones en 14, se construye una regresión tipo switching[2] en donde se pondera cada resultado dependiendo la participación del individuo:

$$E[Y \mid X, D] = E[Y_i^0 \mid X] + D \cdot E[Y_i^1 - Y_i^0 \mid X] + E[\mu_i^0 \mid X] + D \cdot E[\mu_i^1 - \mu_i^0 \mid X] \quad (17)$$

donde $E[Y^0|X]$ es el intercepto, $E[Y^1\text{-}Y^0|X]$ es el parámetro *ATE* o *ATT*, $E[\mu^0|X]$ es el término de error y $E[\mu^1\text{-}\mu^0|X]$ es cero siempre y cuando la participación al tratamiento sea aleatorio e independiente de *Y*.

Si los términos de error μ son distintos de cero y existe dependencia con el vector de variables X, entonces la función anterior debe extenderse. En particular, se deben introducir interacciones entre la variable *D* y ciertas variables contenidas en *X* sin sus medias para garantizar que el estimador $E[Y^1\text{-}Y^0|X]$ sea *ATE* o *ATT* [3].

3.2 El Modelo

En esta investigación se asume que la adquisición de más años de escolaridad por el acuerdo fueron completamente aleatorios así que no tendría por qué haber términos de error

[2] De acuerdo con Wooldridge [2002] y Ravallion [2005] la regresión se contruye a partir de la lógica siguiente. El estado sin tratamiento obtiene un resultado Y^0 y con tratamiento Y^1:
$E[Y|X, D]=(1\text{-}D)(Y^0+\mu^0) +D(Y^1 + \mu^1)$

[3] De acuerdo con Wooldridge [2002], el que el término de error µ condicionado en X sea una función de este mismo podría ser beneficioso pues podría calcularse el ATE para cada cambio en X.

positivos. Sin embargo, la función a estimar se extiende si las características observables están correlacionados con el término de error.

Debido a que la hipótesis central de la investigación es que la extensión de años de escolaridad mínimos obligatorios (de primaria a secundaria) tuvo mayor impacto promedio en términos de rendimiento a la escolaridad sobre el subgrupo de la población con niveles de restricción de liquidez relativamente alto con un nivel de habilidad relativamente bajo, se deberán encontrar los rendimientos también de los otros subgrupos para encontrar si ésta es verdadera.

El modelo a estimar es básicamente una minceriana donde el logaritmo del ingreso Y es explicado por la educación del hijo S, por la participación de éste en la reforma D, por un nivel de restricción de liquidez L, nivel de habilidad H de éste, de una serie de variables contextuales contenidas en el vector X y de una serie de interacciones entre las variables S, D, L y H:

$$(18) \quad \ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 D + \beta_3 L + \beta_4 H + \beta_5 X + \beta_6 SD + \beta_7 SL + \beta_8 SH + \beta_9 DL + \beta_{10} DH + \beta_{11} LH + \beta_{12} SDL + \beta_{13} SDH + \beta_{14} SLH + \beta_{15} DLH + \beta_{16} SDLH + \varepsilon$$

donde la variable S está en tiempo contínuo y las variables D, L y H son variables dummy[4]. La variable dicotómica D fue construida a partir de la identificación de la edad del individuo en la encuesta. Dado el año de comienzo de la reforma (1992), los individuos beneficiados D=1 son aquellos que en el año 2004 estaban en el rango de edad 15-24. Las variable L toma el valor de 1 si el individuo no tiene problemas de restricción de líquidez y 0 lo contrario. Por su parte, H toma también el valor de 1 si el individuo tiene niveles de habilidad relativamente altos y 0 lo contrario.

De acuerdo con el modelo anterior y siguiendo la metodología para obtener el parámetro *ATE* o *ATT*, la hipótesis central se prueba mediante tres casos:

[4] De hecho tanto la variable de tratamiento D como la variable H (habilidad) o L (Restricción de Líquidez) son variables Proxy, pues no se cuenta con información estadística sobre la participación en la reforma, habilidad o restricción de líquidez. Aunque estas variables provean hasta cierto punto algún sesgo en las coeficientes, el no incluirlas como en la función de ingresos minceriana, podría traer mucho más daño a las estimaciones pues las variables quedan relegadas en el término de error. En el capítulo de Estadística Descriptiva se detallará como fue construída cada una de estas variables.

3.2.1 Caso 1

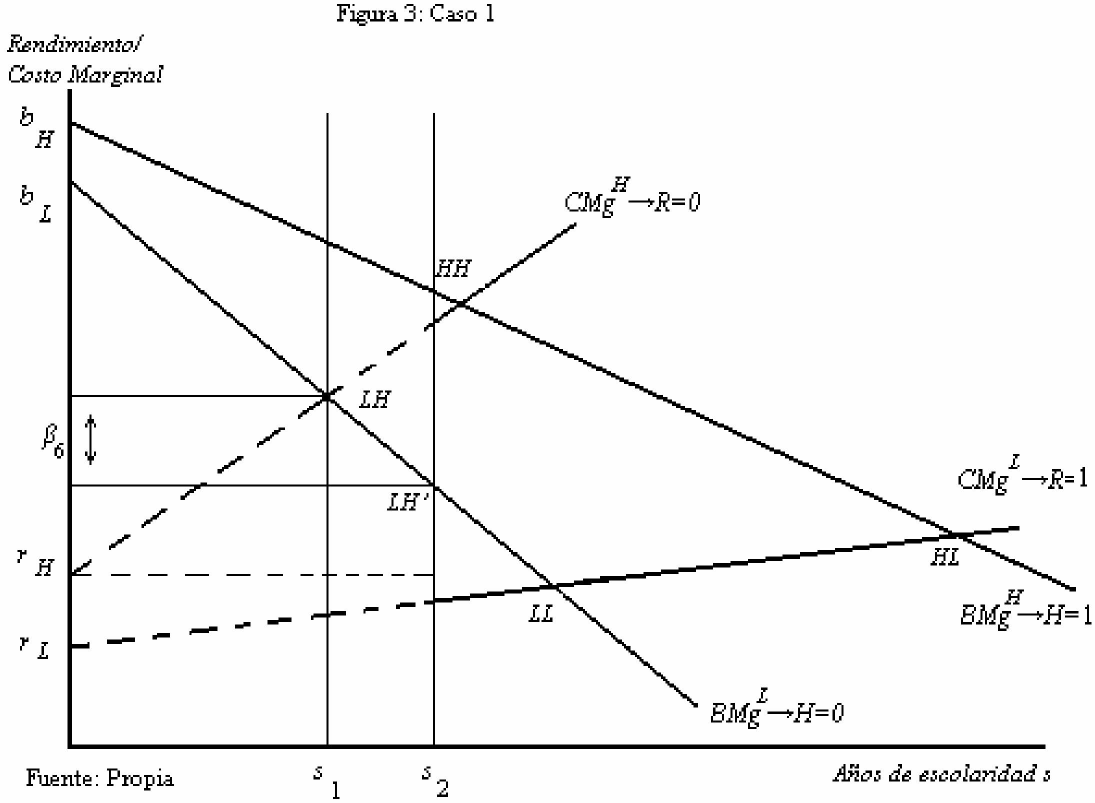
Se busca contrastar la hipótesis nula de que la diferencia en el rendimiento a la escolaridad del subgrupo de la población con niveles de habilidad relativamente bajo y restricción de liquidez alto cayó por haber adquirido más años de escolaridad debido a la reforma contra la alternativa de que este grupo de individuos no se beneficio por ésta:

(19) $$H_0^1 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D = 1] = \beta_6 < 0$$

$$H_a^1 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D = 1] = \beta_6 = 0$$

Esto significa que la hipótesis nula establece que los demás parámetros son iguales a cero o dicho de otra manera, los otros parámetros no cambian porque no hubo impacto sobre los otros subgrupos.

Figura 3: Caso 1



Fuente: Propia

Siguiendo el análisis gráfico del modelo de Card [1994] introducido en la sección anterior, este caso surge debido a que el nivel de escolaridad mínimo obligatorio previo (primaria) es el que este subgrupo adquiere[5]. De extenderse este mínimo a secundaria (s_2), este sería el único subgrupo de la población en beneficiarse pues los otros subgrupos seguirían demandando con o sin reforma los mismos años de escolaridad. Es decir, la reforma no altera los incentivos de los otros subgrupos. La caída en el rendimiento es cuando de *LH* pasa *LH'* por la reforma.

3.2.2 Caso 2

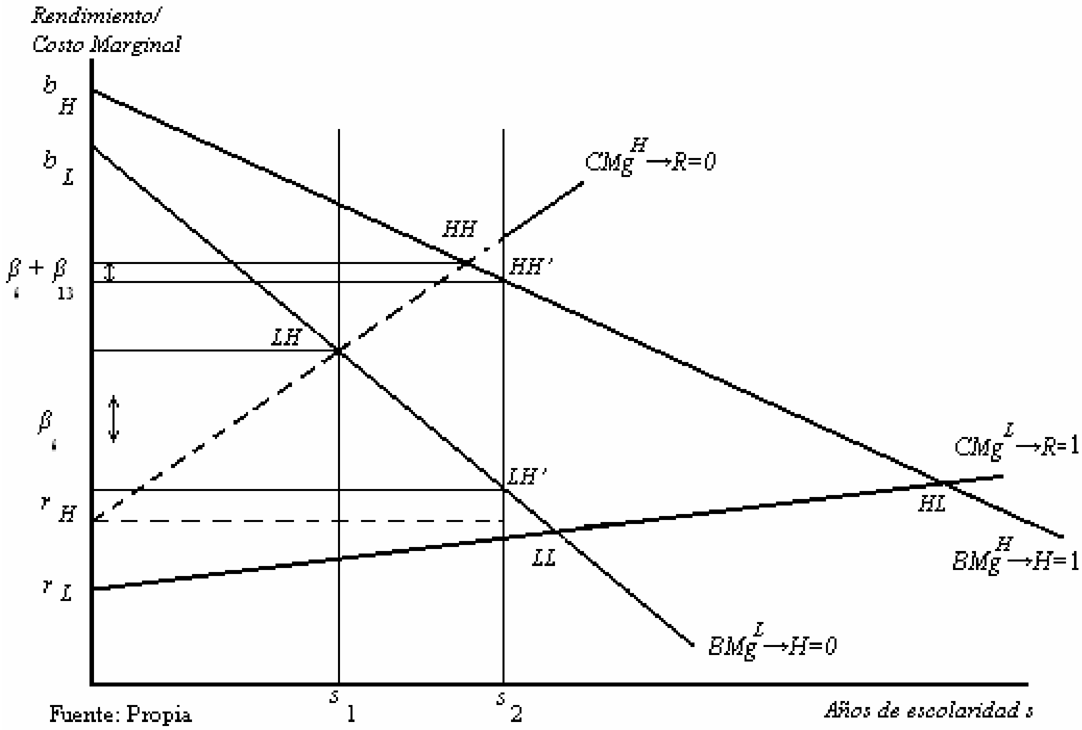
En caso de que el nivel mínimo obligatorio s_2 haya afectado tanto al grupo *LH* como al grupo de individuos con restricciones de liquidez alta y habilidad baja (*HH*), entonces se debe encontrar evidencia del impacto sobre el primer subgrupo ($\beta_6<0$ o H_0^1) y además el impacto sobre el segundo subgrupo:

(20)
$$H_0^2 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D=1] = \beta_6 + \beta_{13} < 0$$
$$H_a^2 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D=1] = \beta_6 + \beta_{13} = 0$$

Gráficamente, se prueba el impacto sobre el primer subgrupo *LH* y sobre el subgrupo *HH*. Se espera una caída en el rendimiento del subgrupo *HH* menor al del subgrupo *LH* pues estos últimos enfrentan mayores dificultades por la habilidad innata por cada año de escolaridad adicional (BMg^L decrece más rápido que BMg^H). Es decir, el beneficio marginal es menor para el subgrupo *LH*.

[5] En este estudio se supone que los niveles promedio de escolaridad del quintil más bajo de la distribución del ingreso adquiere los niveles de escolaridad mínimo obligatorios entre otras razones porque el costo marginal es creciente.

Figura 4: Caso 2



3.2.3 Caso 3

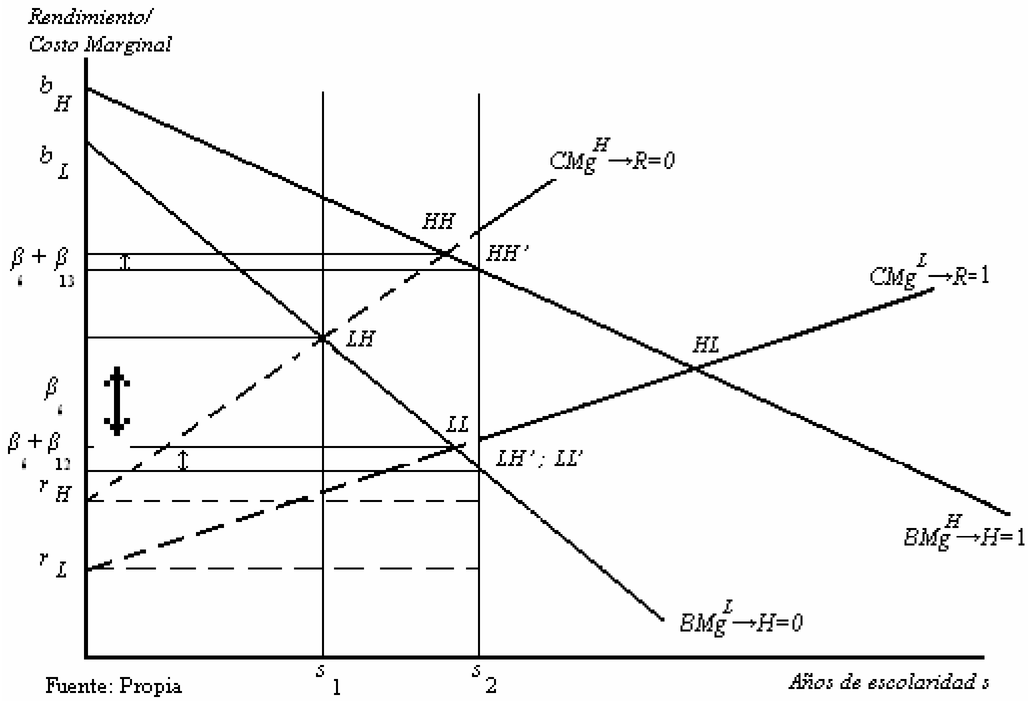
Este caso 3 sucede debido a que el nivel de escolaridad mínimo de secundaria afectó tanto a los subgrupos *LH* y *HH*, así como al subgrupo de la población con niveles de habilidad bajos y restricción de liquidez bajo (*LL*). Los costos y beneficios marginales de estos tres subgrupos fueron afectados por la legislación de tal manera que los incentivos y la adquisición de años de escolaridad aumentó por lo que en los tres subgrupos existe una caída en el rendimiento a la escolaridad. La hipótesis nula a probar será la hipótesis nula 1 (H_0^1), 2 (H_0^2) y además la siguiente:

(21) $$H_0^3 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D=1] = \beta_6 + \beta_{12} < 0$$

$$H_a^3 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D=1] = \beta_6 + \beta_{12} = 0$$

Nótese como el parámetro que aparece en la hipótesis nula 2 (β_{13}) no está pues todo es en relación al subgrupo de la población *LH*. En la figura 5 se muestra este caso.

Figura 5: Caso 3



Fuente: Propia

Aunque menos plausible un 4 caso sería el que el 4 subgrupo (*HL*) también haya adquirido más años de escolaridad por la reforma. Eso implicaría una caída muy fuerte en el rendimiento a la escolaridad del primer y tercer subgrupo pues el beneficio marginal decrece rápidamente para estos subgrupos. Sin embargo, si este caso se presenta la hipótesis nula a probar son $H_0^1, H_0^2, H_0^3 \ y \ H_0^4$:

(22)
$$H_0^4 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D = 1] = \beta_6 + \beta_{12} + \beta_{13} + \beta_{16} < 0$$

$$H_a^4 : E[\frac{\partial \ln Y_1}{\partial s} - \frac{\ln Y_0}{\partial s} \mid D = 1] = \beta_6 + \beta_{12} + \beta_{13} + \beta_{16} = 0$$