Modelo de Inversión Optima en Educación y Sesgo de Habilidad (Ability Bias)

Capital Humano: Teoría y Evidencia Empírica

MAE - UCEMA

Prof. Julio Elías

Modelo simple de elección óptima de los años de educación formal

Principales supuestos

- Las personas tienen un horizonte de planeamiento infinito que empieza a la edad de años de educación mínimos obligatorios ($t = 0$).
- La personas descuentan los flujos de ingresos futuros a la tasa de interés, r.
- Las personas deciden cuándo abandonar la escuela.
- Los ingresos reales de una persona con S años de educación están dados por la función $y(S)$, y la misma es constante en el tiempo.
- Durante la etapa escolar las personas no trabajan y no hay costos directos de educación.
- El objetivo de las personas es maximizar su riqueza.

Modelo simple de elección óptima de los años de educación formal

La elección óptima de los años de educación se determina mediante la resolución del siguiente problema:

$$\underset{S}{Max}\, W(S)$$

$$CPO:$$

$$W'(S) = y'(S^*)\frac{e^{-rS^*}}{r} - y(S^*)e^{-rS^*} = 0$$

o $$\frac{y'(S^*)}{r} = y(S^*)$$ Beneficio marginal de S = Costo marginal de S

o $$r = \frac{y'(S^*)}{y(S^*)}$$ Tasa de interés = Retorno a la educación

$$si\ se\ asume\ \ln y(S_i) = a_i + b_i S_i - \frac{kS_i^2}{2}$$

Entonces $$\frac{y'(S_i)}{y(S_i)} = b_i - kS_i$$

Modelo simple de elección óptima de los años de educación formal

Bajo estas condiciones el valor presente de los ingresos reales, o la riqueza, W(S), para una persona con S años de educación está dado por:

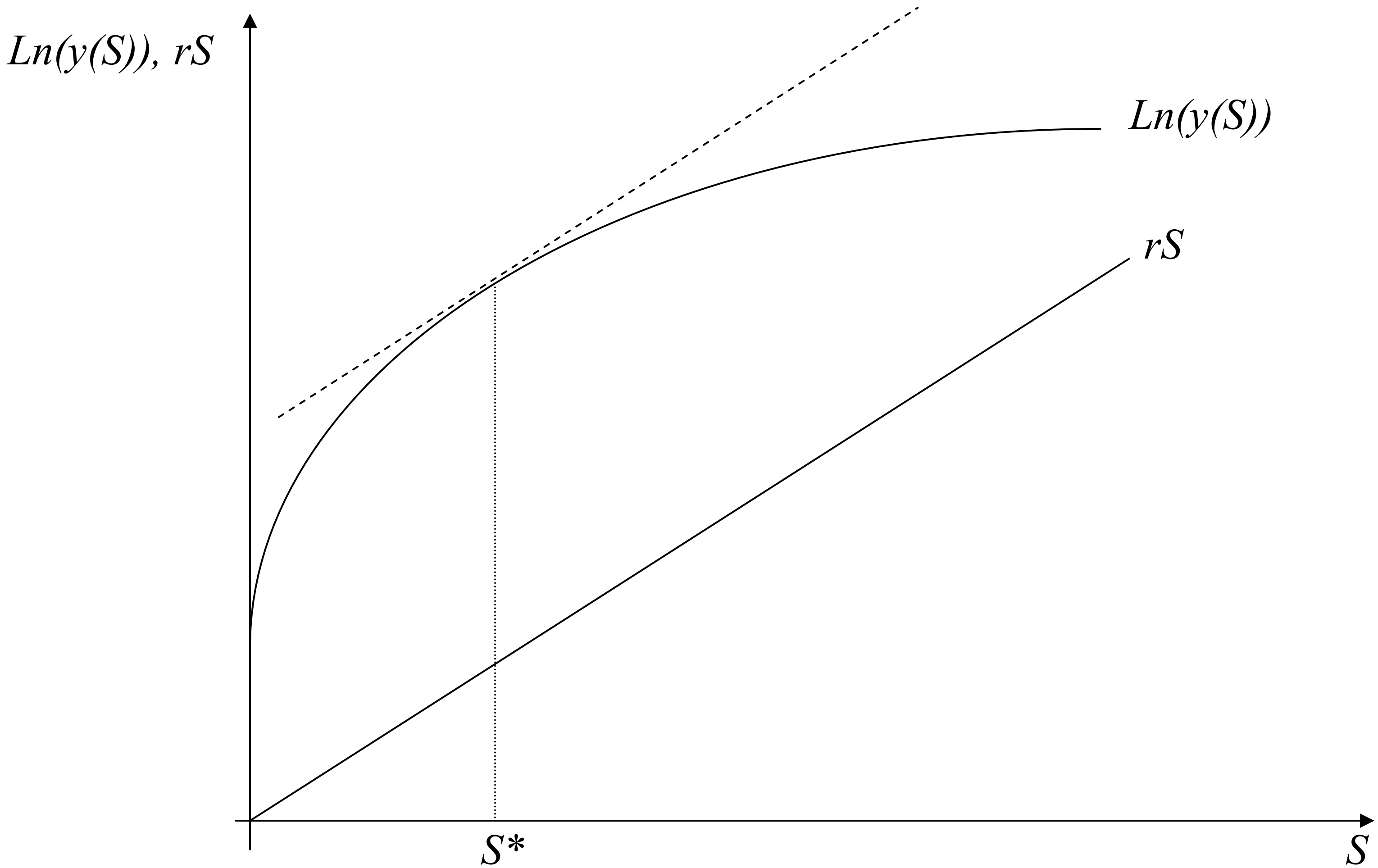
$$W(S) = \int_0^S 0e^{-rt}dt + \int_S^\infty y(s)e^{-rt}dt = y(S)\int_S^\infty e^{-rt}dt$$

$$W(S) = y(S)(-\left.\frac{e^{-rt}}{r}\right|_S^\infty) = y(S)(0-(\frac{-e^{-rS}}{r})) = y(S)\frac{e^{-rS}}{r}$$

El problema para el individuo es maximizar su riqueza, *W(S)*, eligiendo su nivel de educación.
Tomando logaritmos el problema se reduce a elegir los años de educación, S, que maximizan la diferencia entre *ln(y(S))* y *rS*, ya que:

$$\ln W(S) = \ln y(S) - rS - r$$

¿Cuándo una persona debería abandonar la escuela?



Modelo simple de elección óptima de los años de educación formal

Como asumimos una función explicita para y(S) podemos resolver de manera explicita para S*:

Como $$\ln y(S_i) = a_i + b_i S_i - \frac{kS_i^2}{2}$$

$$\frac{y'(S_i)}{y(S_i)} = b_i - kS_i$$

Utilizando las condiciones de optimalidad:

$$\frac{y'(S_i^*)}{y(S_i^*)} = b_i - kS_i^* = r_i$$

Entonces $$S_i^* = \frac{b_i - r_i}{k}$$

Modelo simple de elección óptima de los años de educación formal

El nivel de educación óptima para el individuo está dado por:

$$S_i^* = \frac{b_i - r_i}{k}$$

Principales implicancias:

1- Las personas con una mayor habilidad para transformar la educación en ingresos, b_i, invertirán más en educación.

2- Las personas que enfrentan una mayor tasa de interés, r_i, invertirán menos en educación.

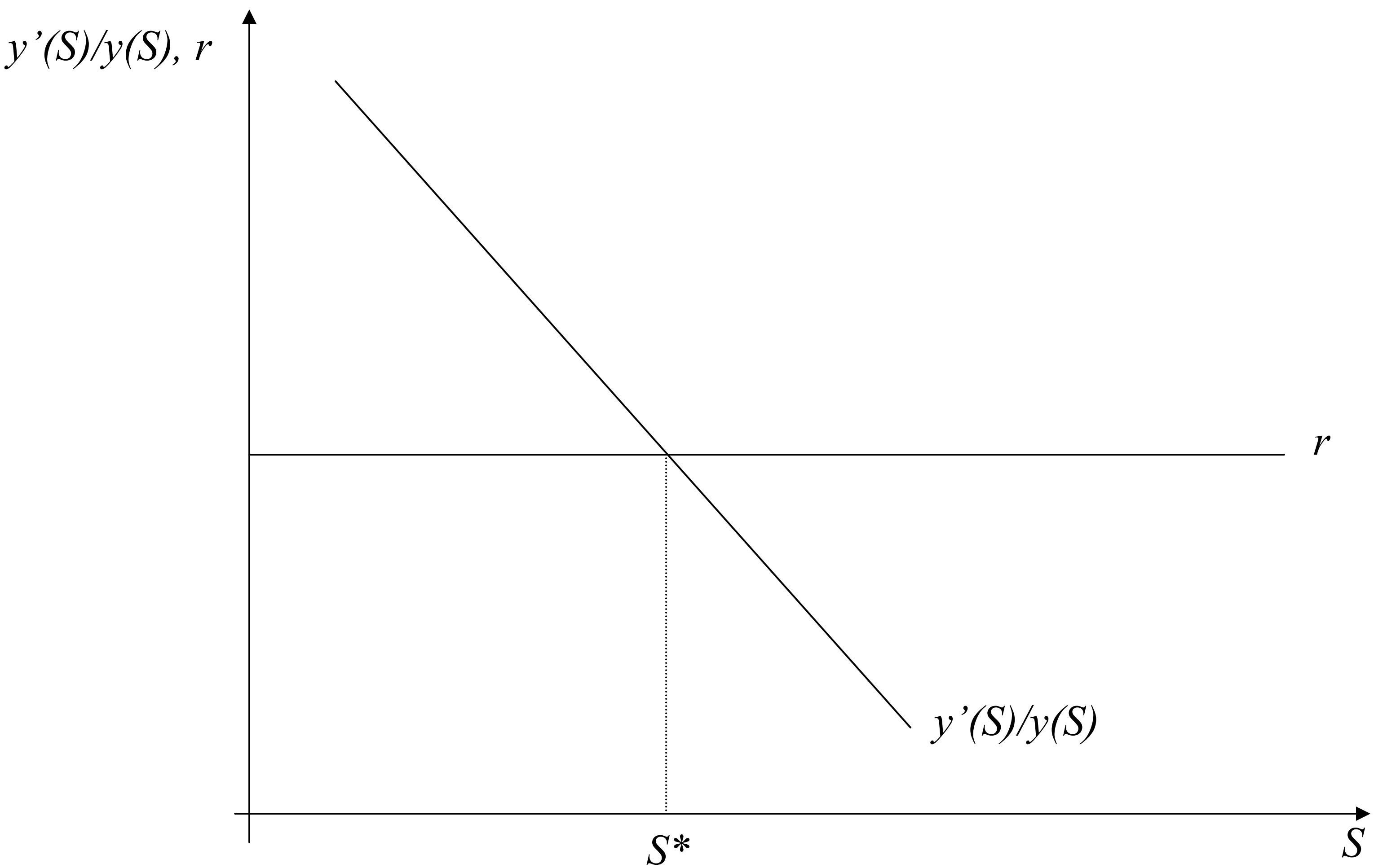
3- En el nivel de equilibrio de educación del individuo, el retorno marginal a la educación es $\beta_i = b_i - kS_i^* = b_i - k\,\frac{b_i - r_i}{k} = r_i$

4- El retorno promedio a la educación está dado por:

$$\overline{\beta} = E[\beta_i] = E[b_i - kS_i^*] = E[b_i] - kE[S_i^*] = \overline{b} - k\overline{S^*} = \overline{r}$$

Este es el aumento esperado en el ingreso medio si una muestra aleatoria de la población adquiere una unidad más de educación. Como veremos, este parámetro no es necesariamente el retorno relevante para evaluar una política educativa en particular.

Nivel de equilibrio de la inversión en educación



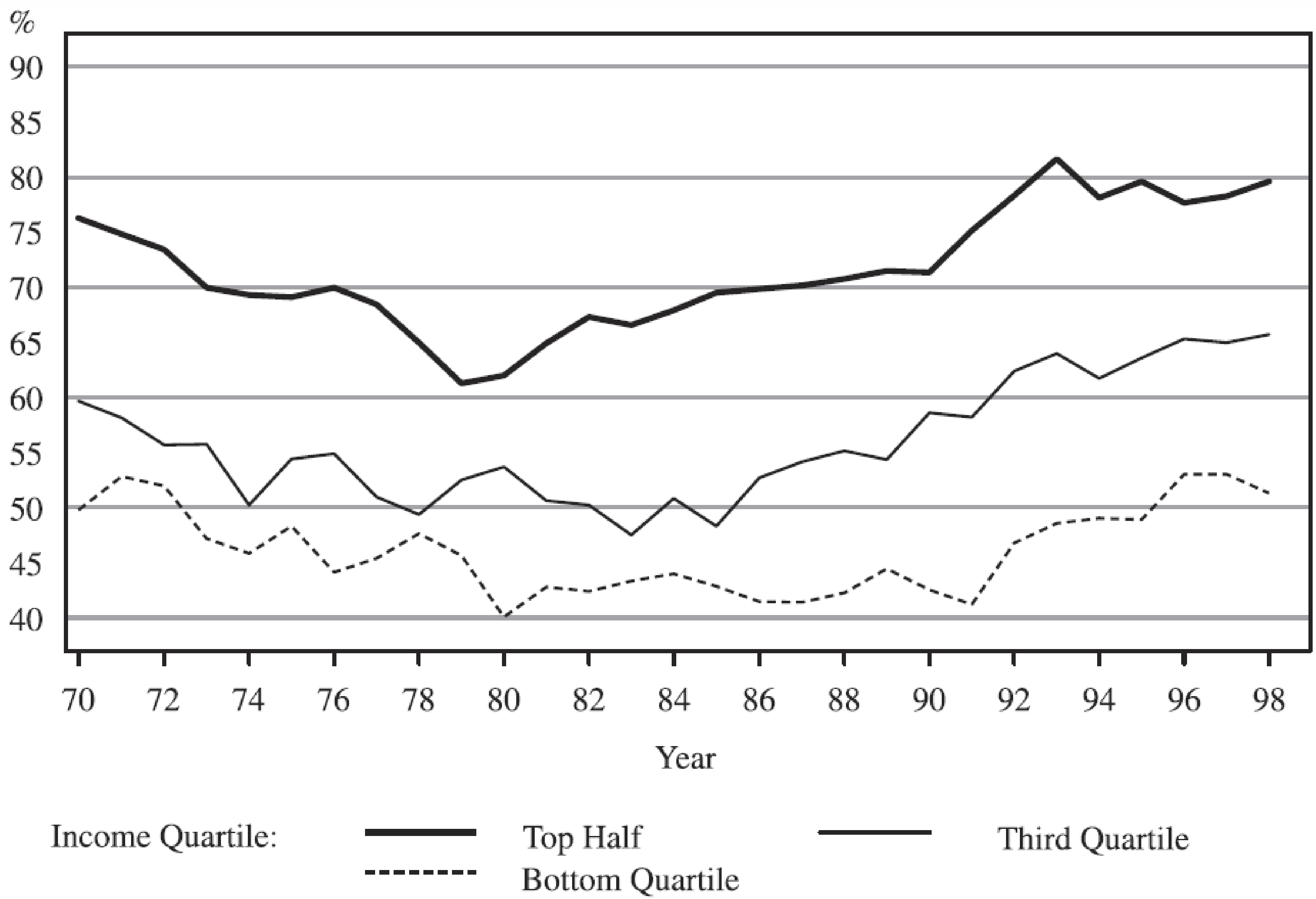


Fig. 1. *College Participation by 18 to 24 year Old Male High School Completers by Parental Family Income Quartiles*

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

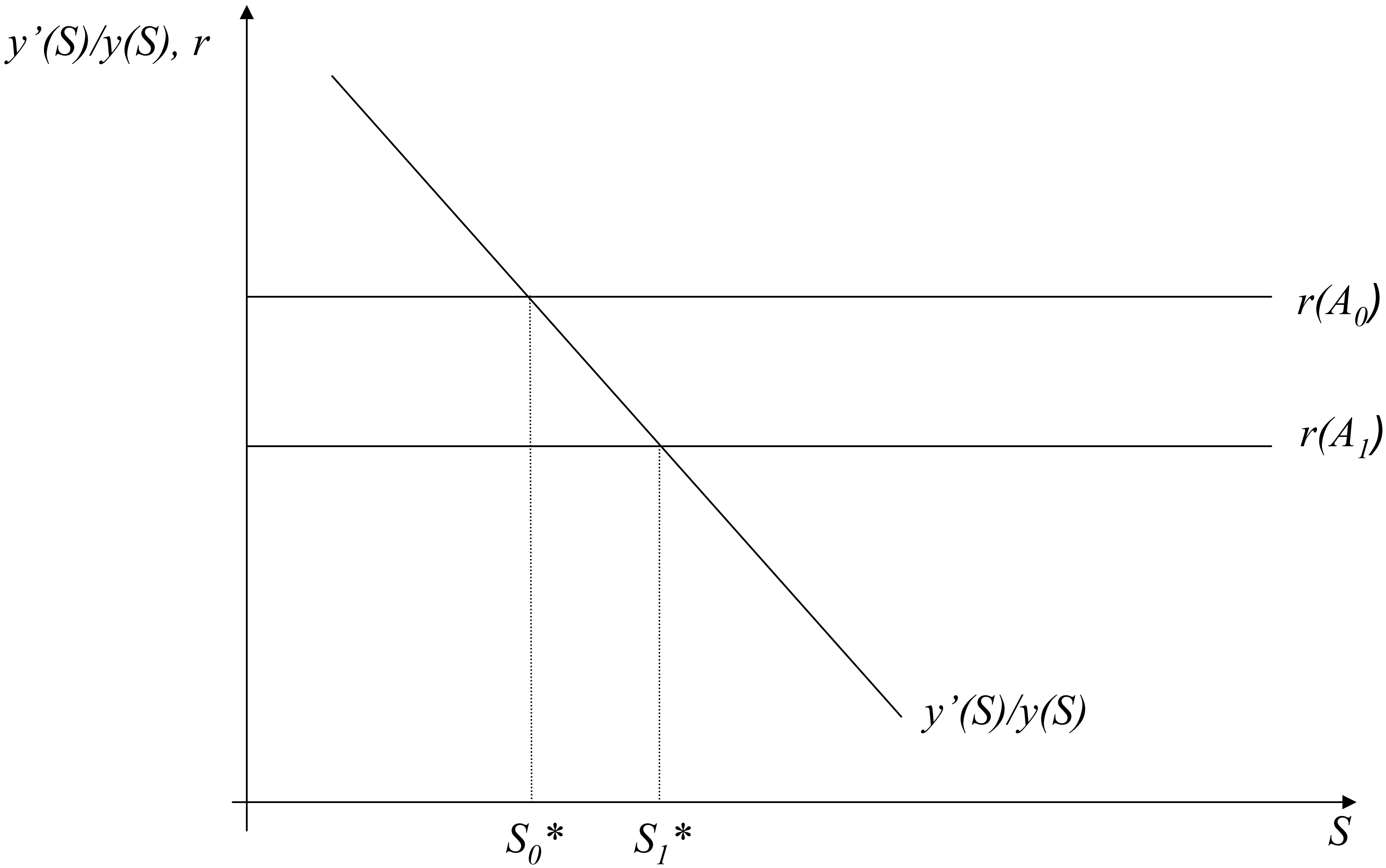
La relación entre ingresos de la familia y educación de los hijos

- La figura 1 muestra para los Estados Unidos series de tiempo agregadas de tasas de participación en la universidad para hombres entre 18 y 24 años clasificados de acuerdo al ingreso de sus padres.
- La figura muestra que existen diferencias sustanciales entre las tasas de participación por nivel de ingreso familiar. Este pattern se repite en muchos países.
- Existen dos interpretaciones posibles, no necesariamente excluyentes, de esta evidencia.
  - Restricciones de crédito afectan el acceso a la educación a las personas con ingreso familiar bajo.
  - Mayores recursos de la familia durante los años de formación del niño están asociados con una mayor calidad de la educación y un mejor ambiente que alimentan el desarrollo de habilidades cognitivas.

Enfoque “Igualitario”

- El enfoque igualitario asume que todas las personas poseen capacidades similares.
- Diferencias en niveles de inversión e ingresos surgen principalmente por diferencias en factores que afectan a la oferta, como ser suerte, riqueza familiar, subsidios, etc.
- Eliminando estas diferencias se eliminarían las diferencias en oportunidades y como consecuencia las diferencias en niveles de ingreso e inversión en capital humano.
- “The difference between the most dissimilar characters, between a philosopher and a common street porter, for example, seems to arise not so much from nature, as from habit, custom, and education.” Adam Smith.
- Generalmente la principal fuente de diferencias en oportunidades proviene de diferencias en la disponibilidad de fondos.

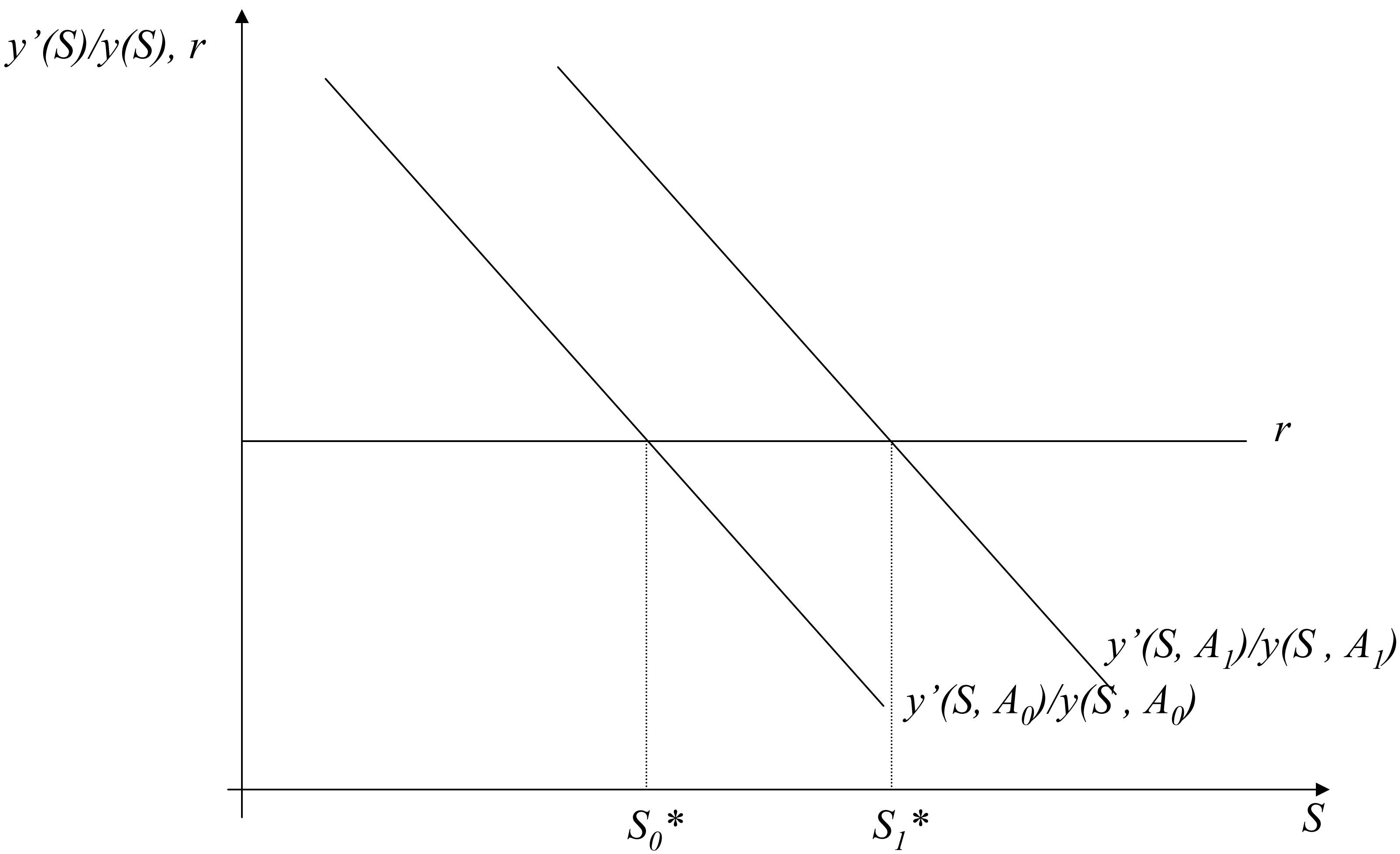
Niveles de equilibrio de la inversión en educación
Diferencias en “oportunidades”



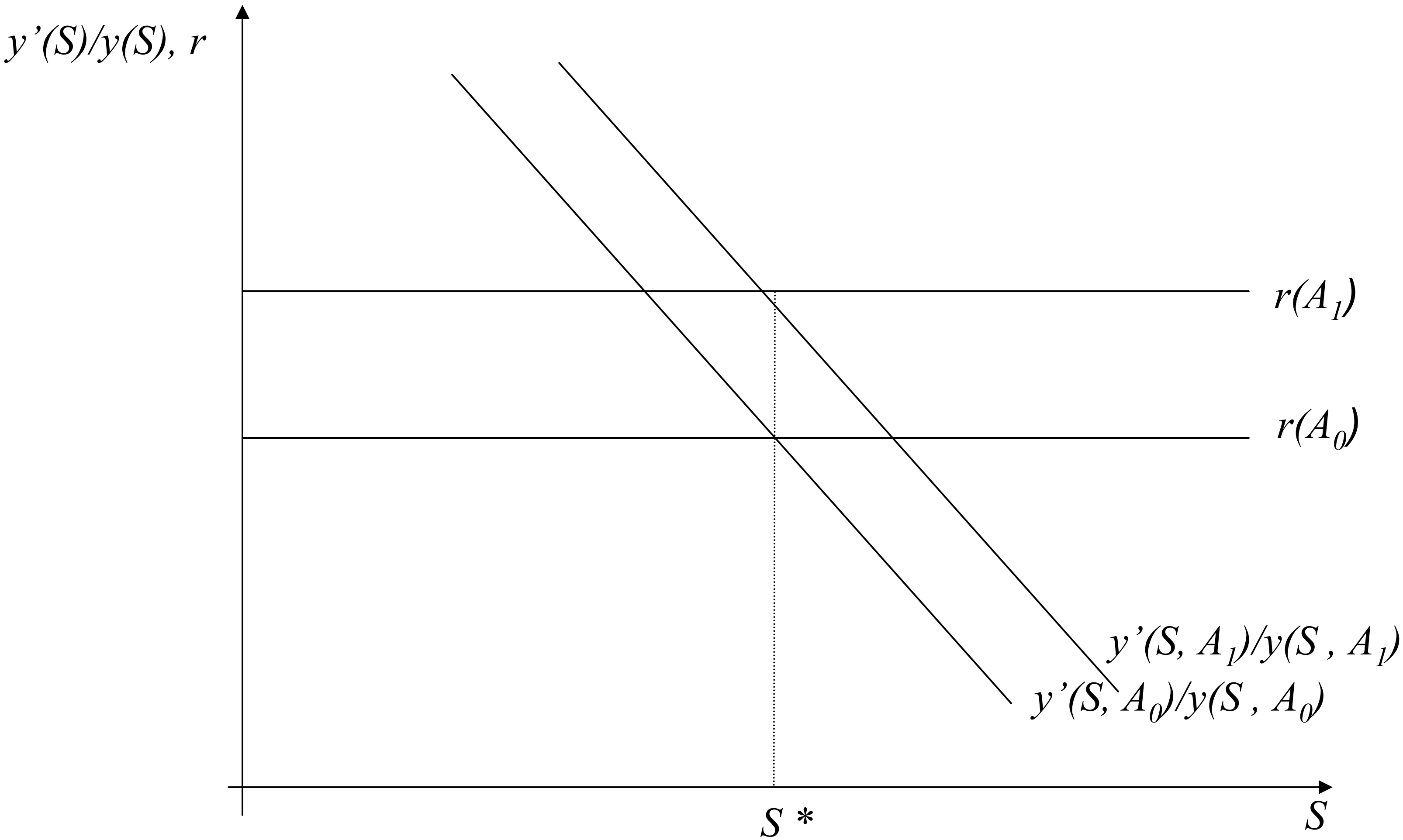
Enfoque de “Elite”

- El enfoque elite asume que las condiciones de oferta son similares pero que las condiciones de la demanda varía entre las personas.
- La desigualdad en inversión en capital humano e ingresos se debe a diferencias en capacidades para beneficiarse del capital humano.

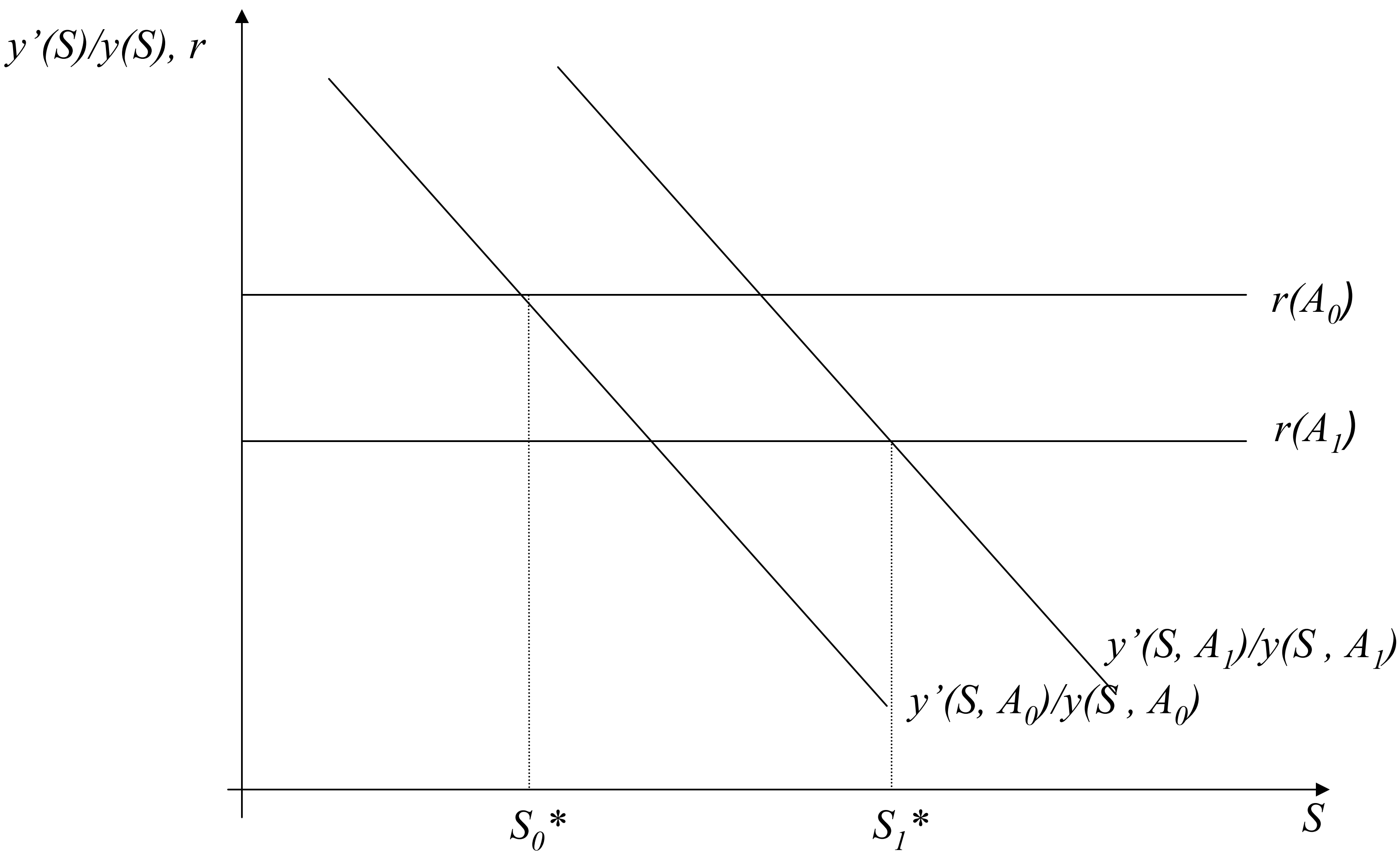
Niveles de equilibrio de la inversión en educación
Diferencias en "habilidades"



Niveles de equilibrio de la inversión en educación
Diferencias en “habilidades” y en “oportunidades”
Correlación negativa entre habilidad y “oportunidad”



Niveles de equilibrio de la inversión en educación
Diferencias en “habilidades” y en “oportunidades”
Correlación positiva entre habilidad y “oportunidad”



Algunas aplicaciones
Igualdad de Oportunidades

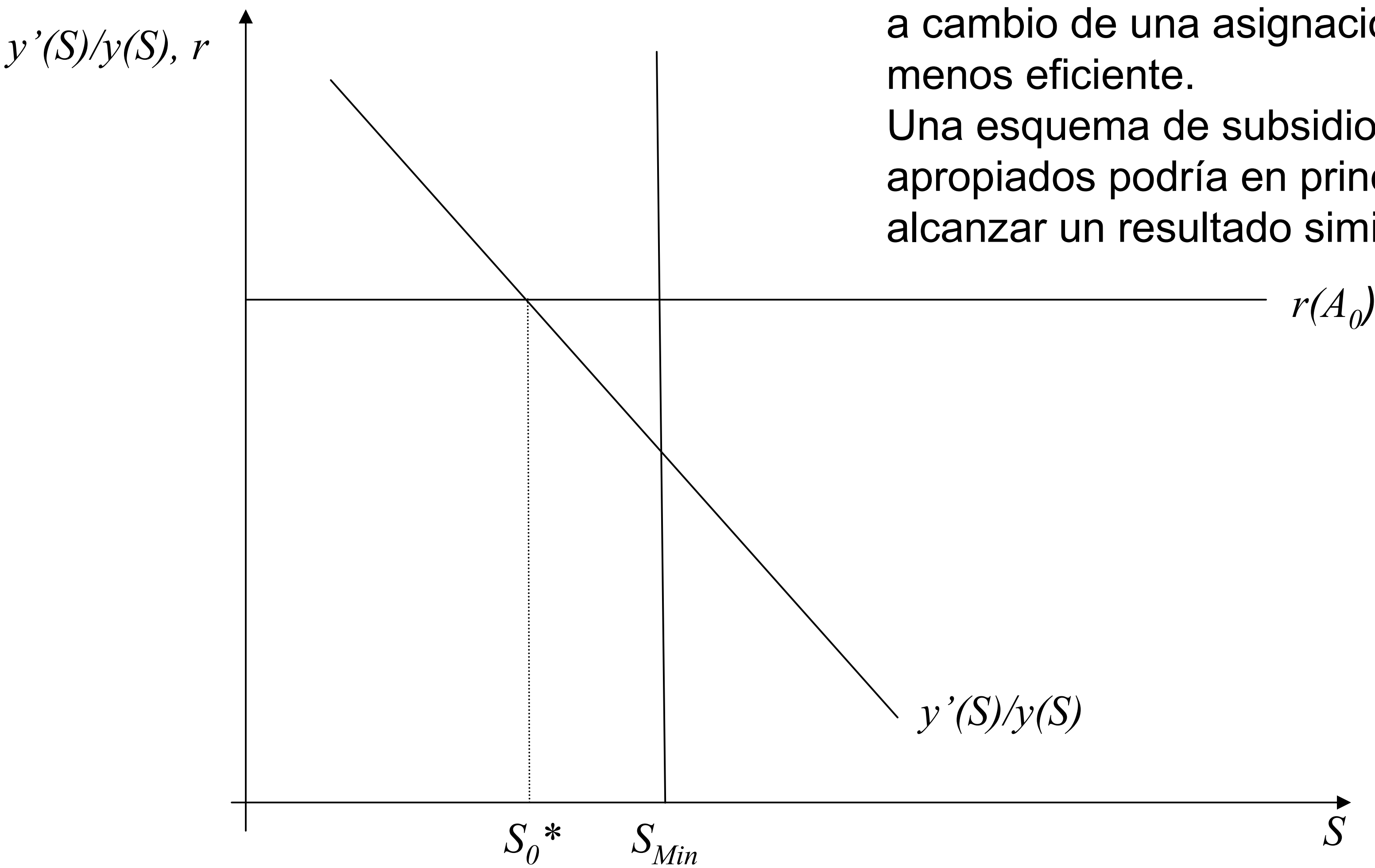
- Uno de los objetivos de la mayoría de los países es el de alcanzar "igualdad de oportunidades".
- De acuerdo a nuestro enfoque, "igualdad de oportunidades" implica que todas las curvas de ofertas sean iguales, siendo las oportunidades más desiguales cuanto mayor sea su dispersión.
- Una definición completa debería incluir también la eliminación del nepotismo y la discriminación, que también afectaría la dispersión en las curvas de demanda.
- Por ejemplo, si las curvas de ofertas son idénticas y se logra eliminar la discriminación y el nepotismo, los ingresos y la inversión en capital humano diferirán únicamente debido a diferencias en capacidades.
- Ofertas idénticas pueden alcanzarse mediante la educación pública, becas para los inversores, especialmente para los pobres.

Algunas aplicaciones
Selección Objetiva

- Algunas veces se confunde con igualdad de oportunidad políticas que racionan la entrada a escuelas públicas altamente subsidiadas pero no por “favoritismo”, sino a través de estándares “objetivos”, como ser exámenes de ingreso, notas previas, etc.
- Selección objetiva es una ilusión dentro del enfoque “igualitario” ya que si las diferencias en capacidades no son importantes, entonces la selección nunca puede ser objetiva.
- Esto explica porque existe una presión continúa sobre las universidades públicas en los Estados Unidos, y también en la Argentina, a admitir esencialmente a todos los candidatos que cumplan con los requisitos mínimos.
- Más aún, una política de selección objetiva tiende a aumentar la desigualdad ya que aumenta la correlación positiva entre las condiciones de oferta y de demanda.

Algunas aplicaciones
Educación Obligatoria

El truncamiento de la distribución de inversión en educación reducirá la desigualdad de ingresos.
Una menor desigualdad se obtiene a cambio de una asignación menos eficiente.
Una esquema de subsidios apropiados podría en principio alcanzar un resultado similar.



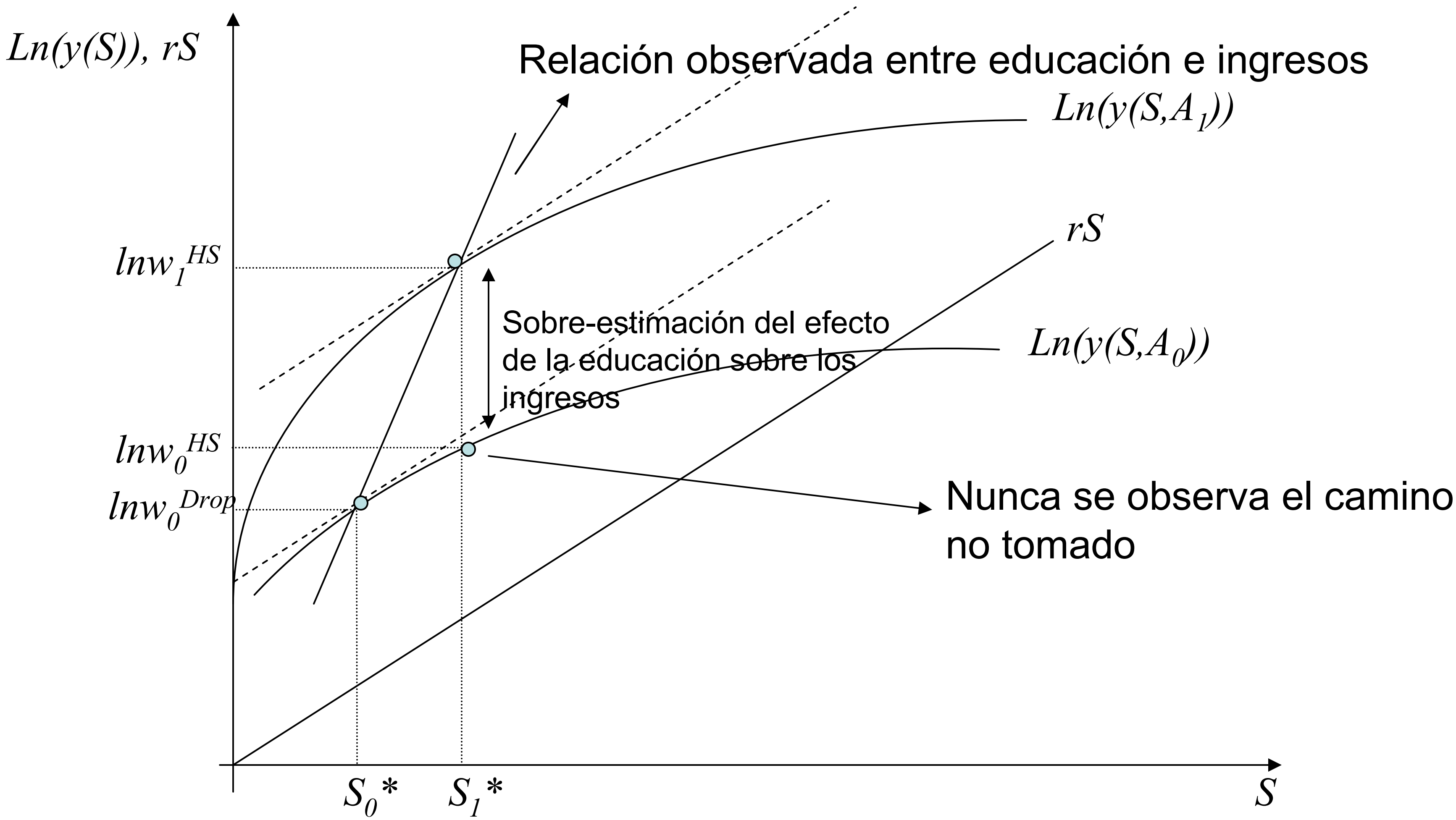
Algunas aplicaciones
Igualdad y Eficiencia

- Si se ignora la tolerancia al riesgo de las personas, el criterio para una asignación eficiente de la inversión total en capital humano es que el retorno social sea el mismo para todas las personas.
- Si todas las curvas de ofertas son infinitamente elásticas, una política de igualdad de oportunidades no sólo reduce la desigualdad de ingresos sino que también aumenta la eficiencia de la inversión en capital humano.
- Por otro lado, la educación mínima obligatoria reduce la desigualdad de ingreso pero reduce la eficiencia.
- Selección “objetiva” puede mejorar la eficiencia de la inversión en capital humano pero al mismo tiempo puede aumentar la desigualdad.
- Si la diferencia en “habilidades” domina a las diferencias en “oportunidades” la igualdad y la eficiencia pueden llegar a ser objetivos contrapuestos.

Ability Bias en estimaciones del retorno a la educación

Estamos interesados en estimar el efecto de la educación sobre los ingresos, esto es:

$$\beta_i = \Delta lnw_i / \Delta S_i = (lnw_i^{HS} - lnw_i^{Drop})/(HS - Drop)$$



Estimando el retorno a la educación

- Asuma la siguiente función generadora de ingresos:

$lny_i = a + b\, S_i + u_i$

En donde yi es una medida de ingresos o salarios, S es una medida de educación, usualmente en unidades de años de educación o ciclo completado, u es un perturbación que representa todas las otras fuerzas no observadas que afectan los ingresos, e i es un índice que identifica a un individuo en particular de la muestra.

El estimador de mínimos cuadrados de b, b sombrero, estará dado por:

$$\hat{b} = \frac{\operatorname{cov}(S_i, \ln y_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = \frac{\operatorname{cov}(S_i, a + bS_i + u_i)}{\operatorname{var}(S_i)}$$

$$\hat{b} = \frac{\operatorname{cov}(S_i, a) + \operatorname{cov}(S_i, bS_i) + \operatorname{cov}(S_i, u_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = \frac{0 + b \operatorname{cov}(S_i, S_i) + \operatorname{cov}(S_i, u_i)}{\operatorname{var}(S_i)}$$

$$\hat{b} = \frac{b \operatorname{var}(S_i) + \operatorname{cov}(S_i, u_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = b + \frac{\operatorname{cov}(S_i, u_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = b$$

El supuesto clave es que cov(S,u)=0. Sin embargo, en general la educación está positivamente correlacionada con factores positivos, no observados, que afectan al ingreso y negativamente correlacionada con factores negativos.

Un caso simple de ability bias: Modelo de Selección

- Asuma la siguiente función generadora de ingresos:

$lny_i = a + b\, S_i + u_i$

En donde $u_i = A_i + e_i$

y $S_i = \lambda\, A_i + V_i$

Esto implica que la verdadera relación es:

$lny_i = a + b\, S_i + A_i + e_i$

Bajo estos supuestos el estimador OLS de b está dado por*:*

$$\hat{b} = b + \frac{\operatorname{cov}(S_i, A_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = b + \frac{\lambda \operatorname{var}(A_i)}{\operatorname{var}(S_i)}$$

La magnitud del sesgo dependerá de la magnitud de la selección *λ, de* *var(A)* y de *Var(S)*

Un caso simple de ability bias: Matching

- Con el objetivo de reducir la "no observabilidad" (i.e. reducir var(A)) se suele comparar hermanos, gemelos. Veamos cuáles son las implicancias.

$$\hat{b} = b + \frac{\operatorname{cov}(S_i, A_i)}{\operatorname{var}(S_i)} = b + \frac{\lambda \operatorname{var}(A_i)}{\lambda^2 \operatorname{var}(A_i) + \operatorname{var}(V_i)}$$

Suponga que $A_i = A_{fi} + e_{Ai}\ V_i = V_{fi} + e_{Vi}$

Entonces, en el cross section:

$var(A_i) = var(A_{fi}) + var(e_{Ai})$

$var(V_i) = var(V_{fi}) + var(e_{Vi})$

Dentro de la familia:

$var(A_i) = var(e_{Ai})$

$var(V_i) = var(e_{Vi})$

La magnitud del sesgo será mayor si:

$$\frac{\operatorname{var}(e_{Vi})}{\operatorname{var}(V_{fi})} < \frac{\operatorname{var}(e_{Ai})}{\operatorname{var}(A_{fi})}$$

Es decir, que el sesgo empeora en el caso que la familia es más importante en la determinación del nivel de educación que de la habilidad.

Para reducir el "ability bias" tenemos que mirar a la magnitud relativa $var(A)/var(V)$. Cuando miramos a familias, reducimos las dos varianzas.

OLS, IV and Evidence On Credit Constrained Schooling

- A large body of literature devoted to the estimation of 'causal' effects of schooling has found that in many applications instrumental variable estimates of the return to schooling exceed OLS estimates (Griliches, 1977; Card, 1999, 2001).
- Researchers have used compulsory schooling laws, distance to the nearest college or tuition as their instruments to estimate the return to schooling.
- Since IV can be interpreted as estimating the return for those induced to change their schooling status by the selected instrument, finding higher returns for changers suggests that they are credit constrained persons who face higher marginal costs of schooling.

Basado en Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

Instrumentos no válidos

- Suponga que tenemos un variable instrumental Z con las siguientes propiedades*: Cov(Z,e) = 0, Cov(Z,S) ≠ 0* pero *Cov(Z,A) ≠ 0,* o sea que *Z* no es un instrumento válido. Entonces

$$\hat{b}_{IV} = b + \frac{\operatorname{cov}(Z_i, A_i)}{\operatorname{cov}(Z, S_i)}$$

Es decir que $\hat{b}_{IV} > \hat{b}_{OLS}$ si

$$\frac{\operatorname{cov}(Z_i, A_i)}{\operatorname{cov}(Z, S_i)} > \frac{\operatorname{cov}(S_i, A_i)}{\operatorname{var}(S_i)}$$

Si *Cov(Z,S) > 0*

$$\rho_{ZA} > \rho_{SA}\rho_{SZ}$$

Si *Cov(Z,S) < 0*

$$\rho_{ZA} < \rho_{SA}\rho_{SZ}$$

Table 1

Sample correlations for Instrument (Z), schooling (S) and AFQT (A)
(White Males, NLSY79)

Instrument	$\rho_{Z,S}$	$\rho_{Z,A}$	$\rho_{S,A}$	$\rho_{S,A} * \rho_{S,Z}$	$\rho_{Z,A} > \rho_{S,A}\rho_{S,Z}$ if $\rho_{S,Z} > 0$ or $\rho_{Z,A} < \rho_{S,A}\rho_{S,Z}$ if $\rho_{S,Z} < 0$
number of siblings	−0.2155	−0.1286	0.4233	−0.0912	Yes
	(0.0181)	(0.0211)	(0.0162)	(0.0091)	
mother education	0.4334	0.3151	0.4233	0.1835	Yes
	(0.0218)	(0.0173)	(0.0162)	(0.0128)	
father education	0.4470	0.3142	0.4233	0.1892	Yes
	(0.0194)	(0.0193)	(0.0162)	(0.0126)	
distance to college	−0.0456	−0.0522	0.4233	−0.0193	Yes
	(0.0241)	(0.0263)	(0.0162)	(0.0100)	
avg. 4-yr college tuition	0.0071	0.0276	0.4233	0.0030	Yes
	(0.0179)	(0.0213)	(0.0162)	(0.0076)	
avg. local blue collar wage	−0.0291	0.0258	0.4233	−0.0123	No
	(0.0186)	(0.0226)	(0.0162)	(0.0080)	
local unemployment rate	−0.0651	−0.0403	0.4233	−0.0276	Yes
	(0.0198)	(0.0191)	(0.0162)	(0.0083)	
birth quarter Jan–Mar	0.0162	0.0001	0.4233	0.0069	No
	(0.0175)	(0.0204)	(0.0162)	(0.0073)	
birth quarter Apr–June	0.0256	−0.0079	0.4233	0.0108	No
	(0.0205)	(0.0193)	(0.0162)	(0.0085)	
birth quarter July–Sept	−0.0269	−0.0058	0.4233	−0.0114	No
	(0.0157)	(0.0209)	(0.0162)	(0.0067)	
birth quarter Oct–Dec	−0.0145	0.0140	0.4233	−0.0061	No
	(0.0210)	(0.0222)	(0.0162)	(0.0089)	

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

Instrumentos no válidos

- De acuerdo a la tabla 1, la literatura está plagada de malos instrumentos: o los mismos están correlacionados con S y con A o no están correlacionados con S.
- La condición requerida para que $\hat{b}_{IV} > \hat{b}_{OLS}$ se cumple para la mayoría de los instrumentos, lo que sugiere que esta evidencia puede ser consecuencia de la utilización de malos instrumentos, y nos es informativa sobre restricciones al crédito.

Ventaja comparativa y sesgo de selección negativo

- Suponga ahora que los instrumentos son válidos. Pero que el retorno a la educación, b, varía entre individuos. En un modelo simple de selección con dos tipos de habilidades (una útil en el sector 1 y otra en el sector 0) y sin costos directos (C = 0), se obtiene que las personas con los mayores retornos a la educación se seleccionarán para ir a la escuela (S=1), mientras que aquellos con retorno bajo no. Esto implica que el retorno promedio de la educación para aquellos que asisten a la escuela

$$E[b / S = 1] = E[lnw_1 - lnw_0 / S = 1]$$

es mayor que el retorno para aquellos que se encuentran en el margen.

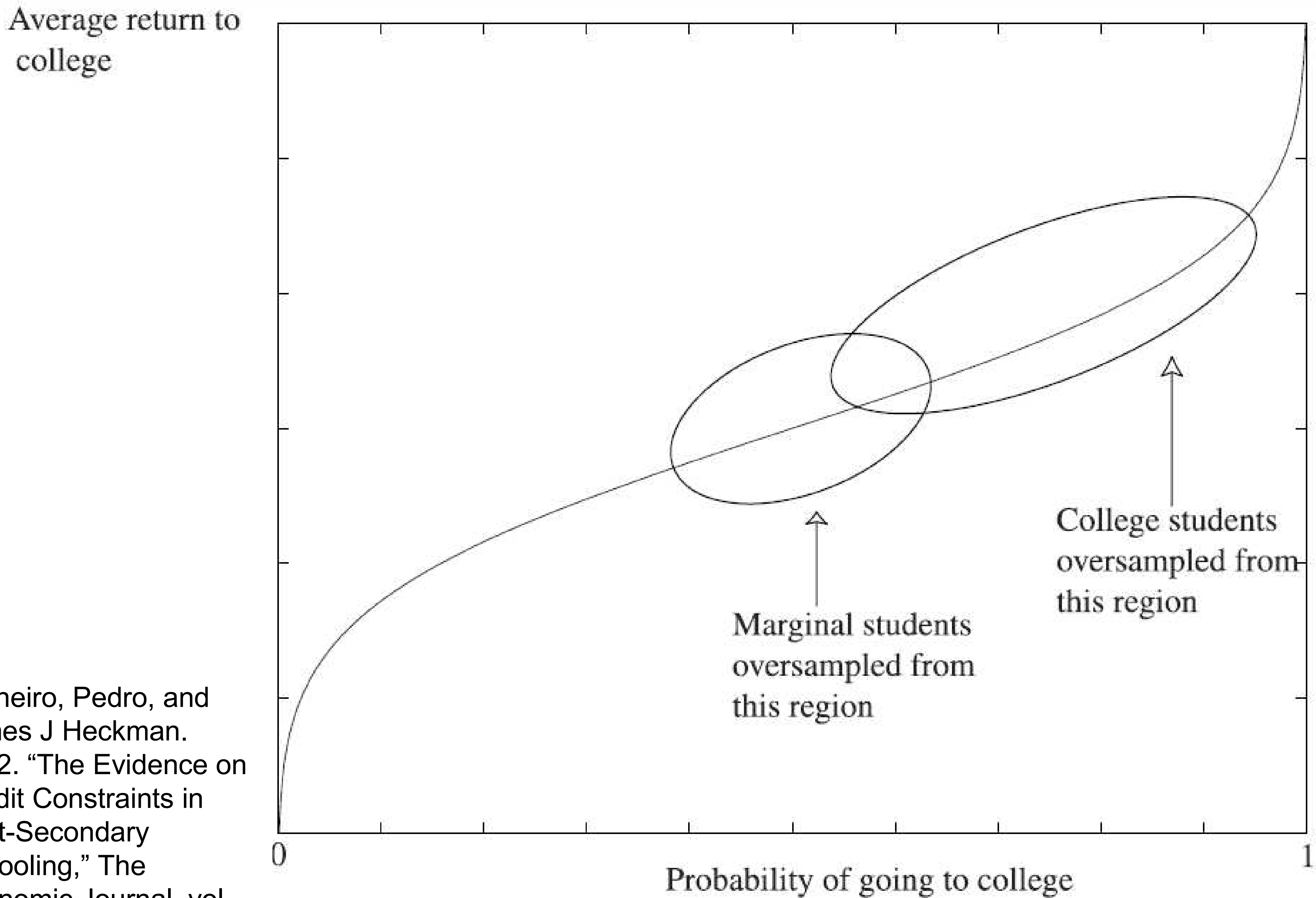


Fig. 2. *No Credit Constraints*
(correlation between costs and returns negative or sufficiently weakly positive)

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. “The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling,” The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

Ventaja comparativa y sesgo de selección negativo

- Si el costo de asistir a la escuela es distinto de cero y está positivamente correlacionado con los retornos, la forma de la curva de la figura 2 no surge necesariamente. Si las personas con retorno alto también enfrentan costos altos, entonces el marginal tiene un mayor retorno que la persona promedio que va a la escuela (ver figura 3). Esto puede suceder debido a restricciones al crédito.

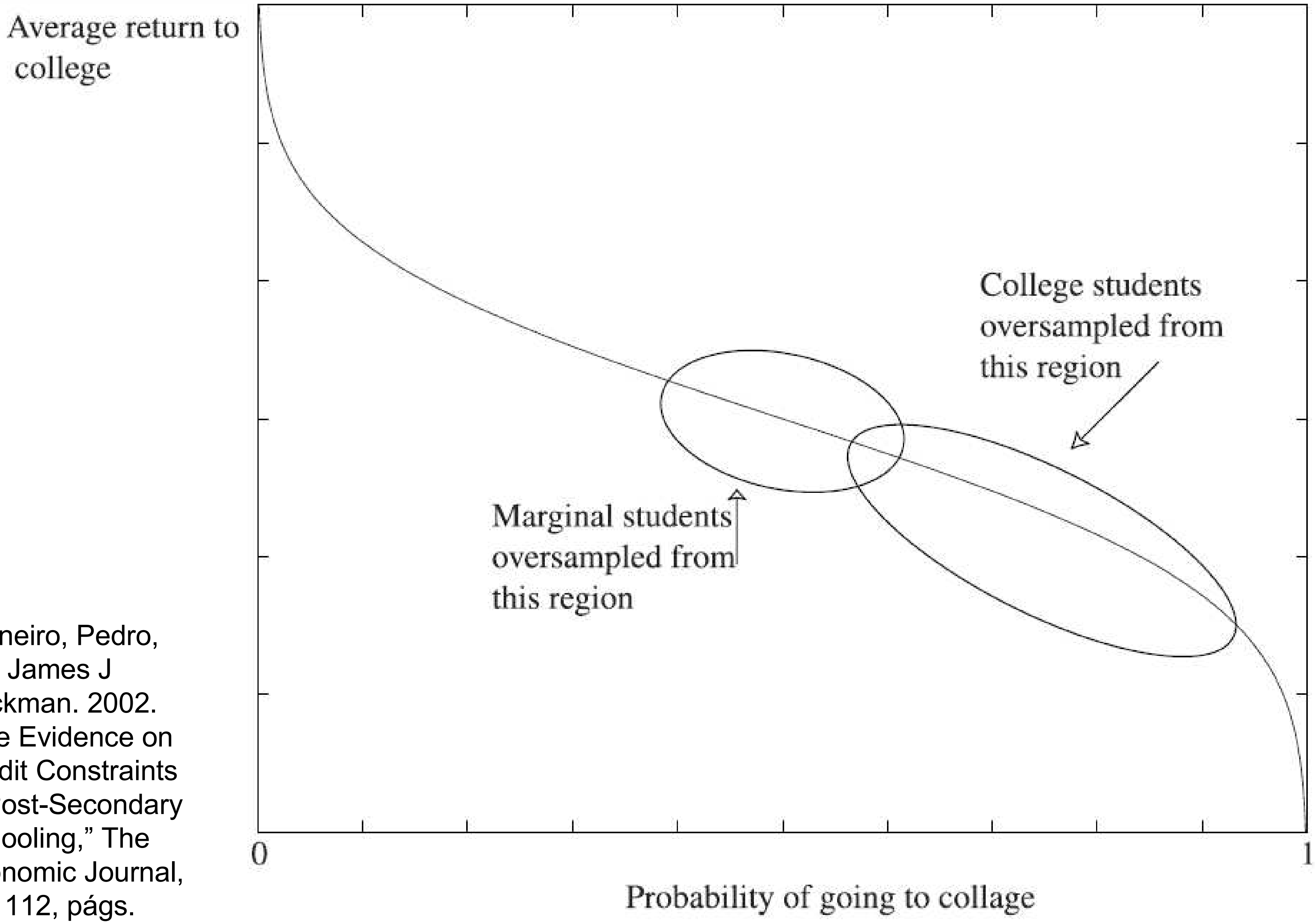


Fig. 3. *Credit Constrained Model*
(correlation between costs and returns strongly positive)

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. “The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling,” The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

Ventaja comparativa y sesgo de selección negativo

- Sin embargo, aún en el caso que los instrumentos sean válidos OLS no identifica

$$E[b / S = 1] = E[\, lnw_1 - lnw_0 / S = 1]$$

Sino que identifica

$$E[lnw / S = 1] - E[lnw / S = 0] = E[b / S = 1] + E[U_0 /S=1] - E[U_0 /S=0]$$

En un modelo sin variabilidad en los retornos a la educación, $E[b / S = 1] = E[b]$ es la misma constante para todos, y por lo tanto es posible que si U_0 es habilidad, el segundo término en paréntesis sea positivo.

En el caso que existan ventajas comparativas, el término en paréntesis podría llegar a ser negativo. Las personas que van a la escuela podrían ser los peores en la distribución de w_0. En este caso el estimador de OLS puede llegar a ser menor que el de IV.

Ventaja comparativa y sesgo de selección negativo

- Simétricamente, si existe racionamiento de crédito, el estimador de OLS del retorno a la educación puede exceder al estimador de IV si el sorting es positivo y lo suficientemente fuerte (i.e. $E[U_0/S=1] - E[U_0/S=0] > 0$).
- Por lo tanto, el test sobre la existencia de restricciones al crédito pierde validez.
- La falacia del test surge a partir del supuesto que el estimador de OLS es por lo menos tan grande como el retorno promedio para los que asisten a la escuela. Sin embargo, no hay nada que garantice esta condición.

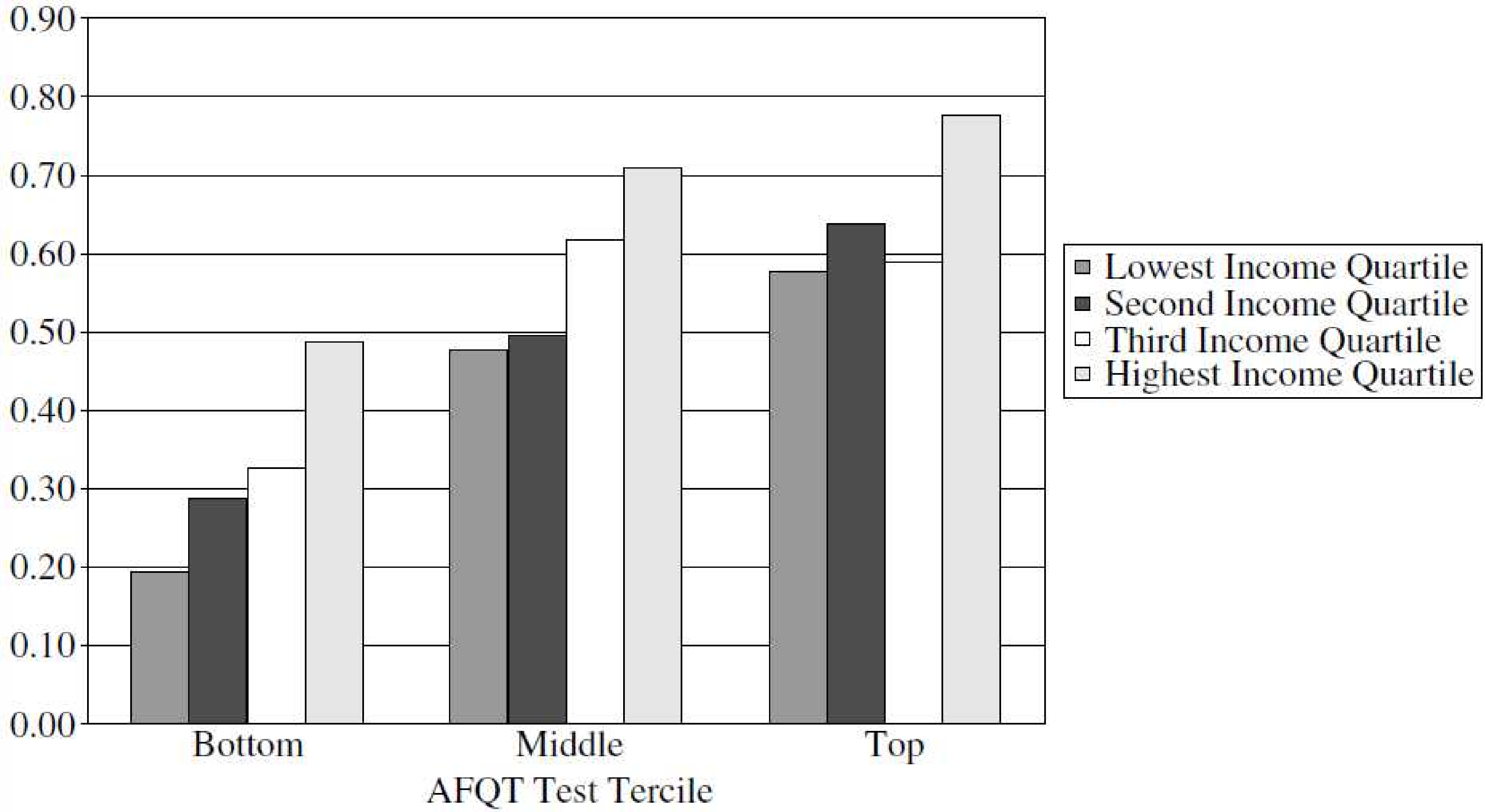


Fig. 4. *NLSY79 White Males – College Enrollment*
We correct for the effect of schooling at test date on AFQT

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

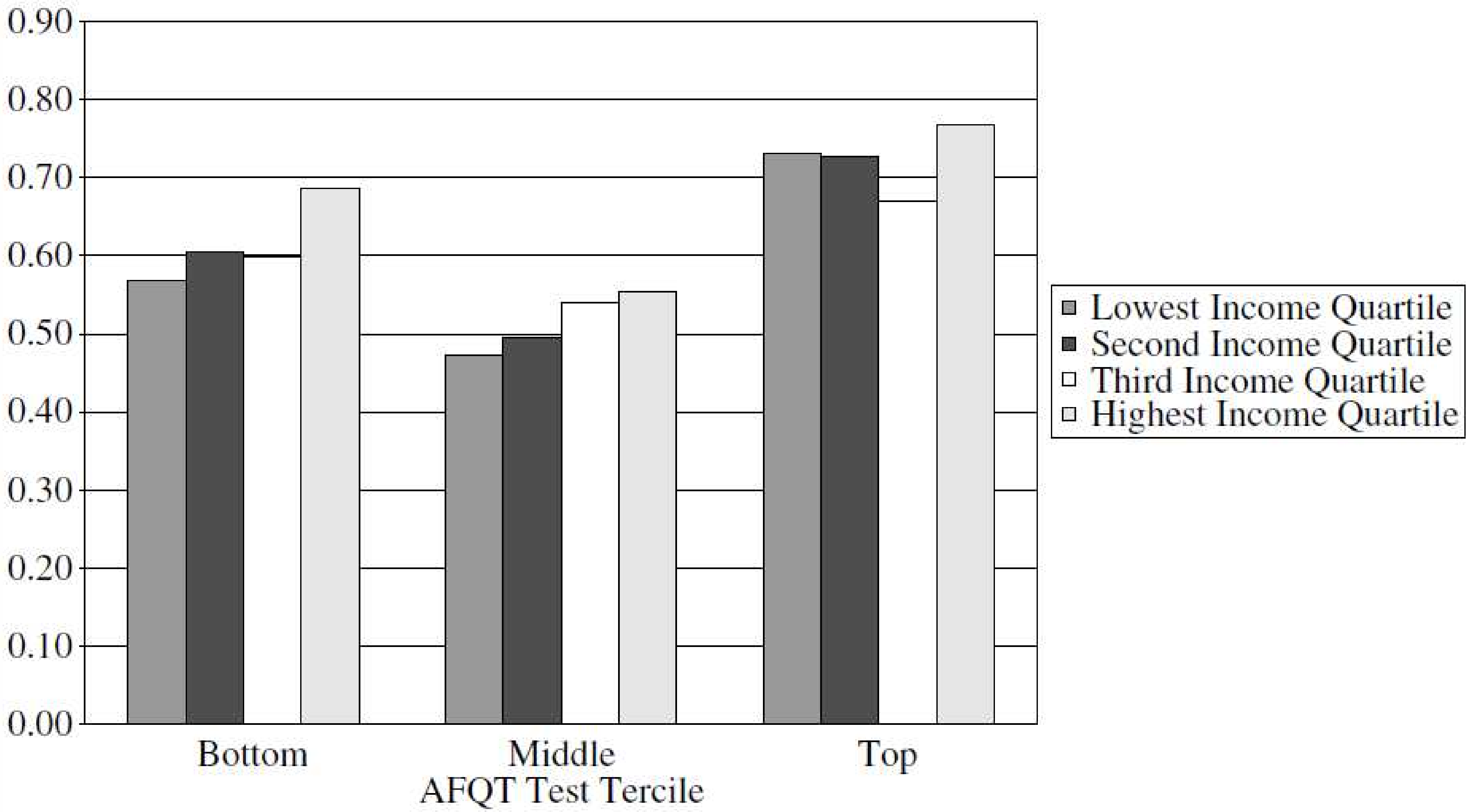


Fig. 5. *NLSY79 White Males – Residuals of College Enrollment*
We correct for the effect of schooling at test date on AFQT; College Enrollment is residualised on: south, broken home, urban, number of siblings, mother's education, father's education

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.

Table 5.

Percentage of Population Constrained by Race and Gender NLSY79

	Whites		Blacks		Hispanics		
	Males	Female	Males	Female	Males	Female	Overall
Enrollment in College	0.0515	0.0449	−0.0047	0.0543	0.0433	−0.0789	0.0419
Complete 4-year College	−0.0621	0.0579	−0.0612	−0.0106	0.0910	0.0908	−0.0438
Complete 2-year College	0.0901	0.0436	−0.0684	−0.0514	0.2285	0.0680	0.0774
Proportion Not Delaying College Entry	0.0872	−0.0197	−0.1125	−0.1128	0.1253	−0.0053	0.0594
Enrollment in 4-years vs. 2-year College	0.0646	0.0491	0.1088	0.0024	0.1229	−0.0915	0.0587

Notes: Percentage of people constrained = (gap to highest income quartile) * (% of people in cell). We assume that the agents in the highest income quartile are not constrained, regardless of what AFQT tertile they are in, estimate the percentage of people constrained in each cell using the above formula. To get the overall column, we sum the percentages across the cells and weigh the cells by the proportion of the population in that cell. These proportions are calculated using 1990 Census data. A negative number means that the adjustment more than eliminates the gap.

Carneiro, Pedro, and James J Heckman. 2002. “The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling,” The Economic Journal, vol. 112, págs. 705-734, October.