

IV Reunión sobre Pobreza y Distribución del Ingreso

**Universidad Nacional de La Plata
Universidad Torcuato Di Tella
Universidad de San Andres**

Capítulo Argentino de la Red LACEA/BID/Banco Mundial sobre Desigualdad y Pobreza

Universidad Nacional de La Plata
Facultad de Ciencias Económicas
La Plata, 26 y 27 de Junio de 2003

Estimando las Decisiones de Escolarización en Argentina: Efectos de Fluctuaciones Idiosincráticas y Agregadas

Buera, Francisco (University of Chicago); Datria, Pablo (Universidad Torcuato Di Tella) y Nicolini, Juan Pablo (Universidad Torcuato Di Tella)

**Estimando las decisiones de escolarización en Argentina:
efectos de fluctuaciones idiosincráticas y agregadas.**

**Francisco Buera
University of Chicago**

**Pablo Datria
Universidad Di Tella**

y

**Juan Pablo Nicolini
Universidad Di Tella**

Versión preliminar e incompleta.

Mayo de 2003

I. Introducción

América Latina ha sido testigo de un alto nivel de estabilidad macroeconómica en la última década, relativo a décadas precedentes, en términos de inflación y disciplina fiscal. Al mismo tiempo, la gran ola de capitales extranjeros que inundó la región, impulsó el crecimiento del PBI per cápita en gran magnitud. Sin embargo, existen dudas de si este aumento del ingreso nacional fue repartido de manera equitativa entre los distintos grupos de ingresos en cada país. El World Development Report 2000 del Banco Mundial, ofrece un buen resumen de evidencia empírica e implicancias de políticas en este tema.

Las crisis temporarias han estado jugando un papel importante en la literatura reciente en el análisis de la tardía respuesta de los pobres en un escenario de crecimiento económico agregado. Este parece ser un candidato muy atractivo para explicar la persistencia en estas tasas de pobreza, a pesar de que en la última década se ha observado una substancial reducción de la inestabilidad nominal en Latinoamérica, distintas crisis se hicieron presentes en la segunda mitad de la década: la crisis financiera en México 95 y Brasil 98, que se expandieron por toda la región, acompañado por desastres naturales como EL Niño.

A pesar de estos fenómenos, existe un desafío importante en tomar a las crisis temporarias como el candidato a la explicación de este problema. Ciertamente, no importa como se observen las cuentas nacionales, es claro todas estas crisis tuvieron un efecto temporario desde una perspectiva macroeconómica. Entonces, para poder entender una prolongada persistencia en los niveles de pobreza es necesario identificar los mecanismos de propagación de shocks transitorios para entender como las distintas fluctuaciones pueden generar cambios permanentes en el flujo de ingresos de un individuo.

El objetivo de este trabajo es poder identificar empíricamente un candidato para este mecanismo de transmisión usando datos de hogares en Argentina: *las decisiones de deserción escolar originadas por restricciones al crédito*. Una combinación de argumentos teóricos y empíricos nos centran en este candidato. Primero, la heterogeneidad en la acumulación de capital humano es una fuente importante de los diferenciales de ingresos entre los individuos. Segundo, las decisiones de deserción pueden tener altos costos de reversión, ya que estas decisiones solo pueden ser echas una vez por año. También debe considerarse que la participación en el mercado laboral genera acumulación de capital humano por un proceso de aprendizaje, por ende la depreciación del mismo puede deteriorar la formación de los individuos si retornan a la actividad escolar. Claramente existen varias razones para entender a las decisiones de deserción escolar como un shock permanente. Una observación interesante es que a diferencia de otros bienes de inversión, el costo de la escolarización (el costo de oportunidad) es procíclico, sugiriendo que la tasa de escolarización debería ser contracíclica. Entonces, en un modelo estándar neoclásico, las crisis, que bajan el costo de asistir, deben reducir y no aumentar la tasa de deserción. Para poder entender teóricamente esta dinámica, necesitamos restricciones al crédito. Ciertamente, si el acceso a los mercados de créditos es limitado, los agentes pueden disponer de sus ahorros para contrarrestar shocks a sus ingresos. En este marco los hogares relativamente más pobres poseen relativamente menos riqueza para asegurarse. Por lo tanto, las restricciones al crédito se hacen activas para los hogares con peores condiciones de ingresos. Inmediatamente, este fenómeno se traduce en una menor acumulación de capital humano. Bajo estos supuestos, el componente cíclico del producto, a pesar de ser temporario, genera un impacto permanente en la distribución del ingreso.

Entender la dinámica de la acumulación de capital humano, y en particular, como los shocks agregados temporarios afectan en forma diferente a los hogares ricos y pobres, es el primer paso para entender la dinámica de la distribución del ingreso.

Las implicaciones de política económica de este problema son potencialmente muy importantes. Si los hechos recién comentados logran ser importantes en términos cuantitativos, entonces los programas destinados a reducir la desigualdad del ingreso deberían tener un comportamiento contracíclico, en el sentido que el presupuesto destinado debería ser mayor en las recesiones. Esto es particularmente importante para los países Latinoamericanos donde hay evidencia muy clara del comportamiento procíclico del gasto público referentes a estos programas.

Algo sorprendente en la literatura, es que los estudios que analizan los impactos de variables agregadas sobre las decisiones individuales referentes a la educación, no son tan extensos como

la importancia que este tema sugiere. Dellas y Sakellaris (1995) analizaron el comportamiento cíclico de la escolarización en US. Ellos encontraron que la asistencia a la universidad exhibe variaciones contracíclicas. Resultados similares fueron obtenidos por Kane (1994), aunque su estudio se concentró en los efectos de variables que reflejan el costo de acceder a la educación y en las características del hogar. Cossa (2000) estudió los determinantes de la asistencia en distintos niveles educativos para Argentina, su análisis se centró en variables de características del hogar.

La sección II presenta un modelo que formalmente muestra, teóricamente, el potencial de la esta historia para ser el mecanismo de transmisión requerido. La sección III describe los datos usados en el análisis empírico. En la sección IV se realizan estimaciones preliminares de ecuaciones probit con el objetivo de identificar el efecto diferencial sobre los pobres de los shocks temporarios.

II. Un modelo simple

Es inmediato pensar en un modelo teórico simple que permita, formalmente, identificar el potencial efecto de los mecanismos de transmisión antes comentados. Este modelo debería contemplar el problema de decisión de un individuo de cuanto quiere educarse, donde los individuos tienen inicialmente diferentes habilidades que puede ser potenciadas por la inversión en educación, obviamente, también tendríamos que considerar el efecto de shocks agregados. Estas dos cosas en conjunto determinan la productividad de un individuo en un momento del tiempo, y por ende determinan el flujo esperado de ingresos asociados a las distintas de decisiones de educación que cada individuo debe tomar. Finalmente la introducción de restricciones al crédito en el modelo, produce las diferencias, entre distintos grupos de ingresos, en las decisiones de inversión en capital humano a pesar de que el shock analizado es de carácter permanente.

Considere agentes que nacen con distintos niveles de habilidad $s_j \in [1,2]$ y viven por $T+1$ períodos. Los agentes pueden decidir alcanzar distintos niveles de educación durante los dos primeros períodos de su vida. La productividad del trabajo en el período t , es una función del nivel de educación de la siguiente forma:

$$A_t s_j$$

Si tiene cero años de educación.

$$A_t s_j^{1+\alpha}$$

Si tiene un año de educación.

$$A_t s_j^{1+\alpha+\beta}$$

Si tiene dos años de educación.

Donde A_t es una variable aleatoria estacionaria y α, β son parámetros positivos.

Con mercados completos, los agentes deciden su nivel de educación para maximizar el valor presente esperado de su ingreso futuro. Para un agente que nace en el período t , el valor de no ir a la escuela esta dado por:

$$V_t^0(j) = E_t \left[\sum_{i=0}^T \beta^i A_{t+i} s_j \right] = s_j E_t \left[\sum_{i=0}^T \beta^i A_{t+i} \right] = s_j A_t^0$$

De la misma forma, los valores de asistir a la escuela uno y dos años son, respectivamente:

$$V_t^1(j) = E_t \left[\sum_{i=1}^T \beta^i A_{t+i} s_j^{1+\alpha} \right] = s_j^{1+\alpha} E_t \left[\sum_{i=1}^T \beta^i A_{t+i} \right] = s_j^{1+\alpha} A_t^1$$

$$V_t^2(j) = E_t \left[\sum_{i=2}^T \beta^i A_{t+i} s_j^{1+\alpha+\beta} \right] = s_j^{1+\alpha+\beta} E_t \left[\sum_{i=2}^T \beta^i A_{t+i} \right] = s_j^{1+\alpha+\beta} A_t^2$$

Donde estamos asumiendo que no hay ningún costo directo de educarse, como las matrículas¹. Claramente se cumple que:

$$A_t^0 > A_t^1 > A_t^2$$

Es inmediato mostrar que, bajo ciertas condiciones de regularidad en los parámetros α y β , el equilibrio puede describirse con dos números a y b , tal que:

$$1 < a < b < 2$$

Donde los agentes con $s_j \in [1, a]$ eligen no asistir a la escuela, los agentes con $s_j \in [a, b]$ eligen asistir por un período, mientras que los agentes con $s_j \in [b, 2]$ asisten por dos períodos.

Un hecho evidente es que los niños con padres ricos acumulan más educación en promedio que niños con padres pobres. Podemos acomodar esta característica asumiendo que la distribución acumulada de los niveles de habilidad en la población esta dada por $F(s, l)$, decreciente con l , el ingreso de la familia.

Es inmediato mostrar que shocks permanentes en el parámetro de productividad agregada A_t , no cambian los valores de equilibrio de a y b , mientras que reducciones temporarias en A_t bajan el costo de oportunidad más que las ganancias futuras, entonces se reducen los valores de a y b . Por lo tanto, el modelo predice que la asistencia a la escuela debe aumentar con shocks adversos agregados².

II.1 Restricciones al crédito.

Hasta ahora, el modelo no ha tenido oportunidad de generar un mecanismo de transmisión. Consideremos los efectos de introducir restricciones al crédito. Cuando no hay mercados completos y los hogares solo tienen una tecnología de ahorro, entonces auto-asegurarse es la única opción. En la literatura se ha mostrado que la respuesta óptima de los hogares que enfrentan estas restricciones es consumir menos en los primeros períodos y de esta forma acumular activos que pueden ser usados en el futuro frente a eventuales shocks adversos a sus ingresos. Un resultado de la literatura es que la media en estado estacionario de la distribución de la tenencia de activos decrece con el nivel de ingreso. Dado un shock al ingreso, las restricciones al crédito son más severas para los hogares pobres, ya que poseen menos activos.

La tasa real de interés subjetiva que enfrenta los hogares pobres será mayor, dado que el consumo corriente es menor. Por lo tanto, una manera de introducir restricciones al crédito es definiendo nuevos factores de descuento $\beta^1(j)$ y $\beta^2(j)$, que representan los factores de descuento de equilibrio para el agente j , si decide ir a la escuela uno o dos períodos. La discusión anterior sugiere que $\beta > \beta^1(j) > \beta^2(j)$, y que estas diferencias se hacen mayores para los hogares pobres.

Por lo tanto, los valores $V^1(j)$ y $V^2(j)$ disminuyan, y en forma más severa para familias de bajos ingresos. Este efecto introduce una asimetría entre los hogares ricos y pobres, obligando a las familias pobres a reducir su inversión en un proyecto con retornos potencialmente altos debido a

¹ Este parece ser un supuesto apropiado para Argentina, ya que la gran mayoría de los estudiantes asisten a escuelas públicas, donde no se pagan matrículas. De todos modos, el análisis teórico con costos directos a la educación es muy similar y no cambiaría las principales conclusiones.

² Notar que los incentivos a acumular capital humano suben para todos los agentes, entonces no es obvio cual es el efecto sobre la desigualdad, pero es claro que la pobreza debería reducirse en el mediano plazo.

la existencia de restricciones al crédito. Este es el mecanismo de transmisión que queremos explorar en la siguiente sección.

III Descripción de los datos.

Los datos utilizados corresponden a la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). Se realizaron dos ejercicios empíricos. El primero, se concentra en la provincia de Buenos Aires en el período 1975-2000. La disponibilidad de datos para los 70's y los 80's es muy irregular para los otros aglomerados. El segundo, es un estudio de corte transversal para 20 aglomerados en el período 1998-2000. En este último ejercicio se pueden incorporar algunas características de la dinámica del ingreso de los individuos, ya que fue posible seguir a parte de la encuesta por 2 períodos³. Tratamos de aproximar, en una forma muy cruda, el componente *permanente* y *transitorio* del ingreso.

En la figura 1 se presenta la evolución de las tasas netas de asistencias escolar para nivel secundario y terciario⁴ para el período de estudio (para GBA). Las dos series exhiben una tendencia creciente con fluctuaciones significantes. En la figura 2 y 3 podemos ver la evolución de la asistencia para los grupos de ingresos bajos y altos, para nivel secundario y terciario, respectivamente. En el caso del nivel secundario las dos series presentan tendencias similares, donde las diferencias entre las series van desapareciendo hacia el final del período considerado⁵. Por otro lado, la evolución de la asistencia al nivel terciario es muy similar para los distintos grupos de ingresos. La asistencia terciaria creció de forma importante, especialmente en los 90's, donde la asistencia terciaria creció de forma más lenta y en una forma errática, para los grupos de ingresos bajos.

Finalmente, en las figuras 4 y 5 se presenta la asistencia para individuos que pertenecen a hogares donde el jefe está empleado y desempleado (nuevamente, para el nivel secundario y terciario respectivamente). Hasta los 90's hay muy pocas observaciones para hogares con jefe desempleado, por ende las estimaciones son muy *ruidosas*. En general parece existir un efecto importante de este shock de corto plazo. Sin embargo, para el caso secundario las diferencias casi desaparecen para los últimos años de los 90's.

Las figuras 6 y 7 describen la evolución de diversas variables agregadas. No es novedad que Argentina ha tenido una experiencia intensa en términos de fluctuaciones agregadas. Para concluir, como es apuntado en varios estudios, el ingreso es un factor clave en las decisiones de asistencia escolar⁶. Sumado a esto, los shocks temporarios parecen ser importantes, sin embargo, esta afirmación debe ser calificada. Es sabido que las características de la población desempleada son representativas de la población total. Un análisis de los efectos de los shocks de empleo, en conjunto con otras fluctuaciones de corto plazo, tiene que realizarse condicionando en las características individuales. La siguiente sección presenta un estudio preliminar usando regresiones *probit* para estimar los efectos de largo plazo de las características familiares en conjunto con shocks de corto plazo y fluctuaciones agregadas⁷.

³ En la EPH cada familia, y cada integrante, tiene un código asignado que permite identificarla en la encuesta del período siguiente. Cada año es renovado el 25% de la muestra, por lo tanto cada familia aparece cuatro períodos. Entonces si tomamos una familia en la primera encuesta de 1998 y vemos la variación de ciertas variables respecto de la primera encuesta de 1999, y luego hacemos lo mismo pero viendo variaciones para familias que están en la primera encuesta de 1999 y en la primera encuesta de 2000, estamos seguros que ningún individuo se repite, y por ende los datos son de corte transversal y no de panel.

⁴ Incluye carreras terciarias y universitarias.

⁵ En 1997 se produjo una importante reforma escolar en Argentina, con un importante programa de becas.

⁶ Este es un resultado empírico. La interpretación de este fenómeno no es tan obvia (mirar Cameron & Heckman (1998)).

⁷ Una nueva advertencia debe ser comentada. La población desempleada puede diferir en otras características no observables. Además, al comparar las estimaciones de los efectos de diversas variables sobre las decisiones de asistencia al nivel secundario y terciario, existen problemas de selección dinámica que obligan a mirar los resultados con precaución. En futuras versiones de este trabajo se incorporarán estos problemas.

IV Resultados de las regresiones.

IV.1 Buenos Aires 1975-2000

En esta sección se usaron datos de corte transversal, en forma repetida, para hogares de Buenos Aires. Nuestro propósito es identificar los efectos de shocks agregados e idiosincráticos en las decisiones de asistencia, luego de controlar por las características individuales y familiares, y por factores de “largo plazo”.

La tabla 1 presenta los resultados para la probabilidad de asistencia al nivel secundario. Los efectos marginales de las diversas variables son presentados. Incluimos un amplio conjunto de controles de características familiares: ingreso familiar, educación de los padres⁸ y variables demográficas generales. Los resultados encontrados coinciden con otros estudios para Argentina (mirar Cossa (2000)). Mientras que nos concentramos en los efectos de variables individuales, fueron incluidos efectos por año y también un término de tendencia lineal.

La ecuación 1 mira el efecto del desempleo del jefe de hogar. El coeficiente sugiere que el desempleo del jefe genera una baja de 6 puntos porcentuales en la probabilidad de asistir. Este número debería ser comparado con el coeficiente de la variable ingreso. Un aumento de \$1000 en el ingreso del jefe (más del doble del salario mínimo), aumenta en 6 puntos porcentuales la probabilidad de asistir. Esto sugiere que aparte del efecto de largo plazo capturado en la medida de ingreso familiar, hay efectos sensibles de fluctuaciones “transitorias” en los recursos familiares⁹.

En la ecuación 2, podemos ver si los efectos de los shocks de empleo varían con el nivel de ingreso. De esta forma, permitimos que el coeficiente del desempleo del jefe varíe para gente por debajo del ingreso mediano y por encima de este. El coeficiente es solo significativo para el grupo de bajo ingreso¹⁰. El efecto de los shocks de empleo es más severo para los individuos de bajos ingresos. Una historia posible es que los agentes de baja riqueza están menos diversificados, teniendo que absorber las fluctuaciones de su ingreso usando su capital humano como stock de reserva. Por otro lado, los agentes de alta riqueza poseen más activos físicos, que los utilizan para ajustar ante eventuales shocks adversos.

Las ecuaciones 3 y 4 miran el efecto de las fluctuaciones agregadas medidas por el salario promedio del sector manufacturado, cambios en la tasa de desempleo y cambios en el PBI. Los efectos de los cambios en salarios y en el PBI, sugieren que la asistencia escolar es contracíclica, consistente con la idea que los movimientos en el costo de oportunidad de la asistencia escolar son importantes. Las fluctuaciones en el desempleo agregado afectan negativamente la asistencia al nivel secundario. Solo las fluctuaciones en el desempleo agregado tienen un efecto importante, un aumento del uno por ciento en la tasa de desempleo produce un aumento de 1.5 puntos porcentuales en la probabilidad de asistir.

Cuando miramos como los shocks agregados afectan los distintos grupos de ingresos, los resultados sugieren que los individuos de bajos ingresos son los más afectados. Los cambios en el producto afectan de forma simétrica a los distintos agentes, mientras que las fluctuaciones en la tasa de desempleo afectan en mayor magnitud a los individuos de bajos ingresos. Los resultados son consistentes con la discusión de los efectos diferenciales de los shocks de empleo para los distintos grupos de ingresos.

Finalmente, en la ecuación 5 permitimos que el coeficiente referente al desempleo del jefe difiera entre los períodos 1975-1996 y 1997-2000. El coeficiente es solo significativo para el primer sub-período. Esto afirma la hipótesis que la reforma que fue discutida en la nota al pie 4 afecta el grado de exposición de los estudiantes secundarios a los distintos shocks (esto no es así para los estudiantes del nivel terciario, mirar la ecuación 5 en la tabla 2).

En la tabla 2 son presentados los resultados para la probabilidad de asistir al nivel terciario. Se analizan especificaciones similares a las propuestas para el nivel secundario.

⁸ Intentamos usando información de los dos padres y restringiendo a información sobre el jefe familiar, en conjunto con características generales familiares. Los resultados de shocks agregados y shocks de empleo no fueron significativos.

⁹ El desempleo mediano pasa 7 meses desempleado (mirar Galiani & Hopenhayn (2000)).

¹⁰ Parte de esto es provocado por el hecho que hay mucho menos gente desempleada en el grupo de altos ingresos, permitiendo menos variación para disminuir el coeficiente. Pero un test de la restricción de que los dos parámetros sean iguales es fácilmente rechazado.

El efecto de los shocks de empleo es mayor. En este caso, el desempleo del jefe genera una baja de 8 puntos porcentuales en la probabilidad de asistir. La ecuación 4 muestra el efecto de las fluctuaciones agregadas. Solo los cambios en los salarios para el grupo de ingresos altos es significativo.

IV.2 Centros Urbanos 1998-2000

Como fue mencionado en la descripción de los datos, se realiza un ejercicio similar para 21 centros urbanos en el período 1998-2000. En esta base de datos podemos seguir a los hogares por 2 años. De esta forma, tratamos de identificar el componente transitorio y permanente del ingreso¹¹.

La tabla 3 reporta las estimaciones de los efectos parciales para la asistencia secundaria. Como fue mencionado, la diferencia es que estamos incluyendo el cambio en el ingreso individual (dabsifpc). A pesar que el cambio en el ingreso tiene el signo esperado, no es significativo. Cuando interactuamos esta variable con una dummy para los quintiles de ingreso, solo los segundos hogares más pobres parecen ser afectados por innovaciones en el nivel de ingresos. En la tabla 4 realizamos el mismo ejercicio para la asistencia al nivel terciario. Ahora el efecto del ingreso es positivo y significativo. No se encuentran un comportamiento claro cuando interactuamos con los quintiles de ingreso.

V Conclusiones.

Serán escritas en una versión más completa.

¹¹ De ninguna forma afirmamos que se hace en forma exitosa. Esta es una primer y preliminar aproximación en este tema.

Bibliografía.

[1] Cameron, Stephen and Heckman, J. James. "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males". *Journal of Political Economy*. 75 (1998).

[2] Cossa, Ricardo. "Determinants of Schooling Attainment in Argentina: An Empirical Analysis with Extensions to Policy Evaluation". Ph.D. Dissertation, University of Chicago, 2000.

[3] Dellas, Harris, and Sakellaris, Plutarchos. "On the Cyclicalities of Schooling: Theory and Evidence".

[4] Galiani, S. and H. Hopenhayn. "Duration and Risk of Unemployment in Argentina" University of Berkeley Working Paper (2000)

[5] Kane, Thomas. "College Entry by Blacks since 1970: The Role of College Costs, Family Background, and the Return to Education". *Journal of Political Economy*. 102 (1994).

Figure 1: Evolution of High-school and College Net Enrollment Rates (NER) , 1975-2000

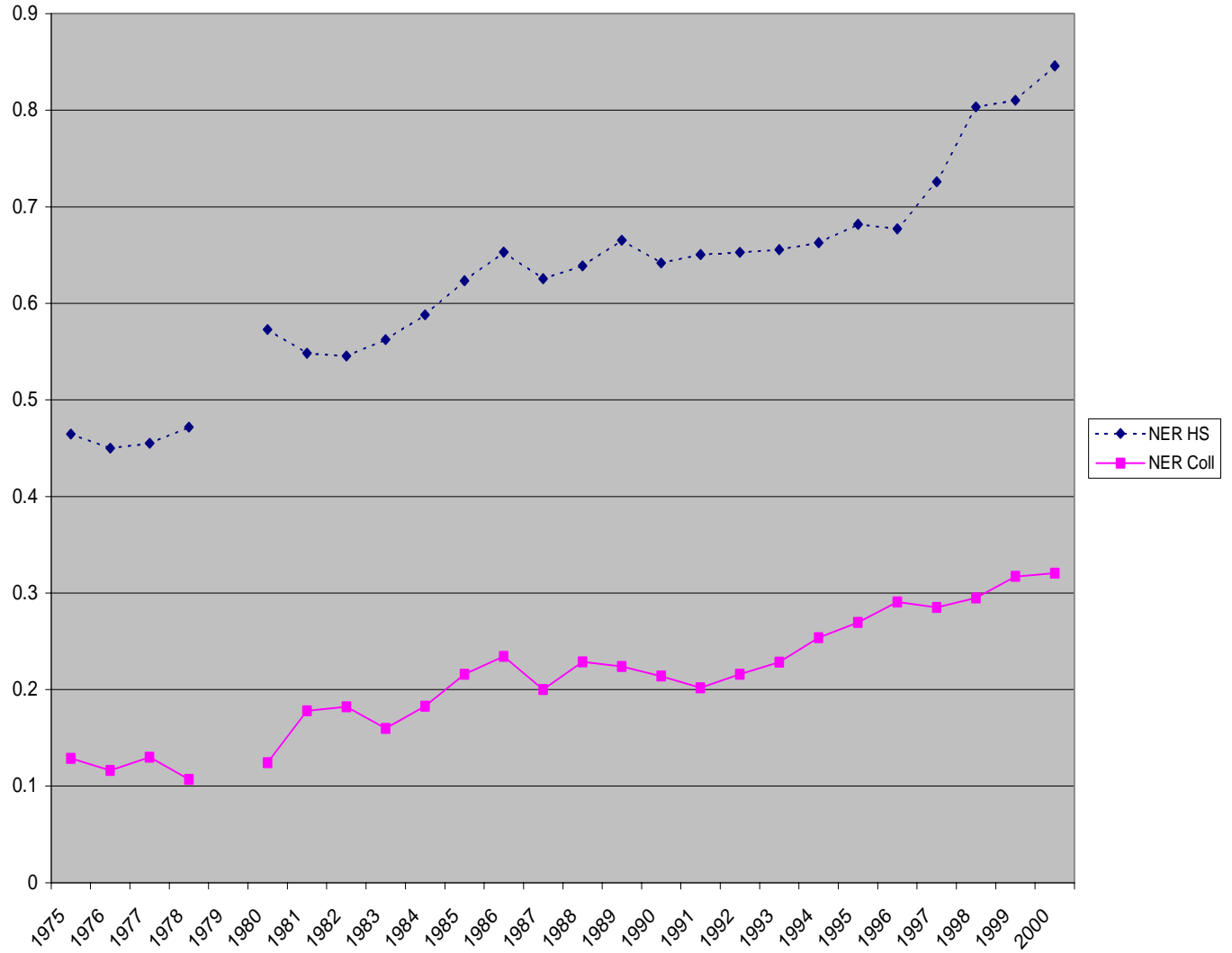


Figure 2: High-school Enrollment Conditional on Parental Income

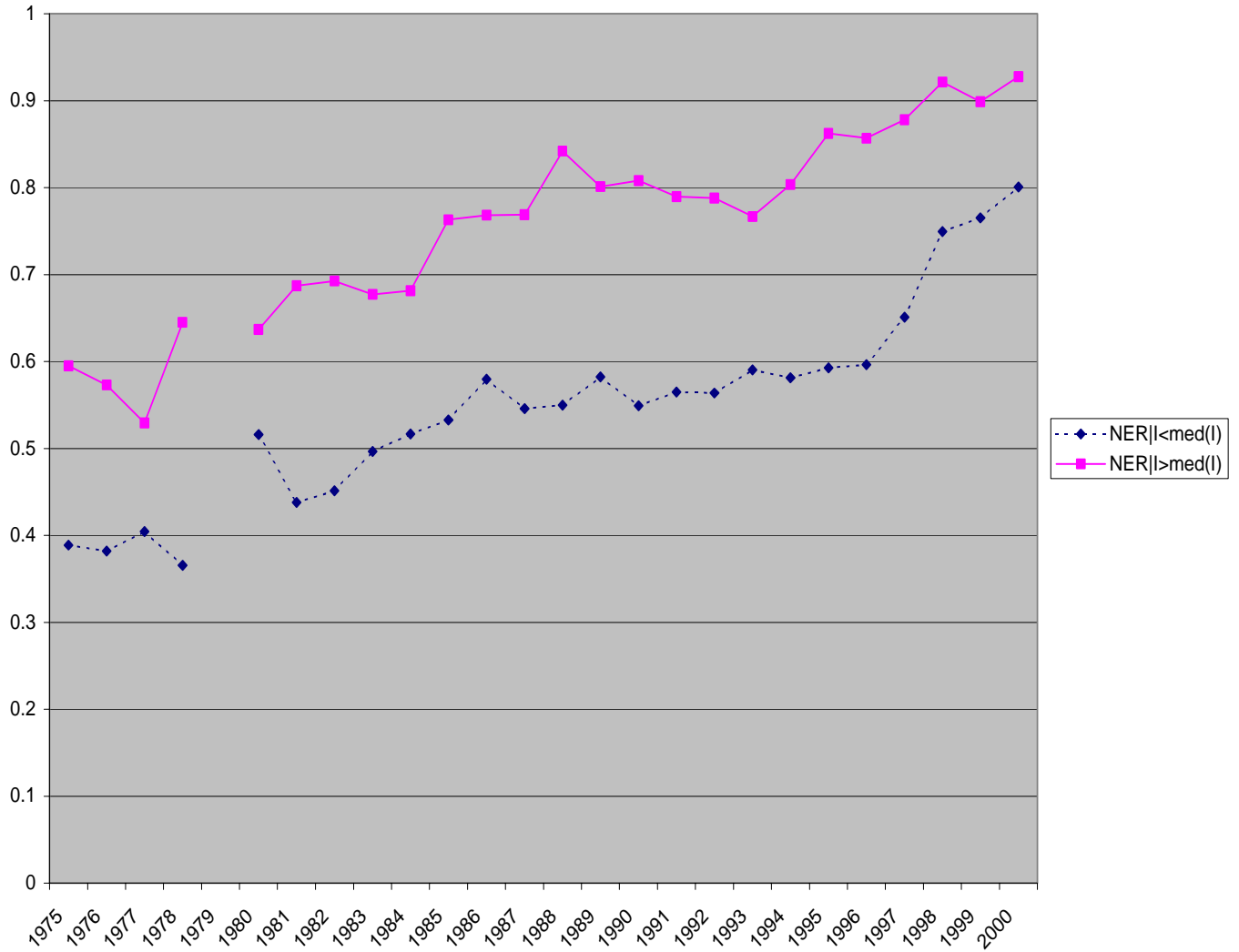


Figure 3: College Enrollment Conditional on Parental Income

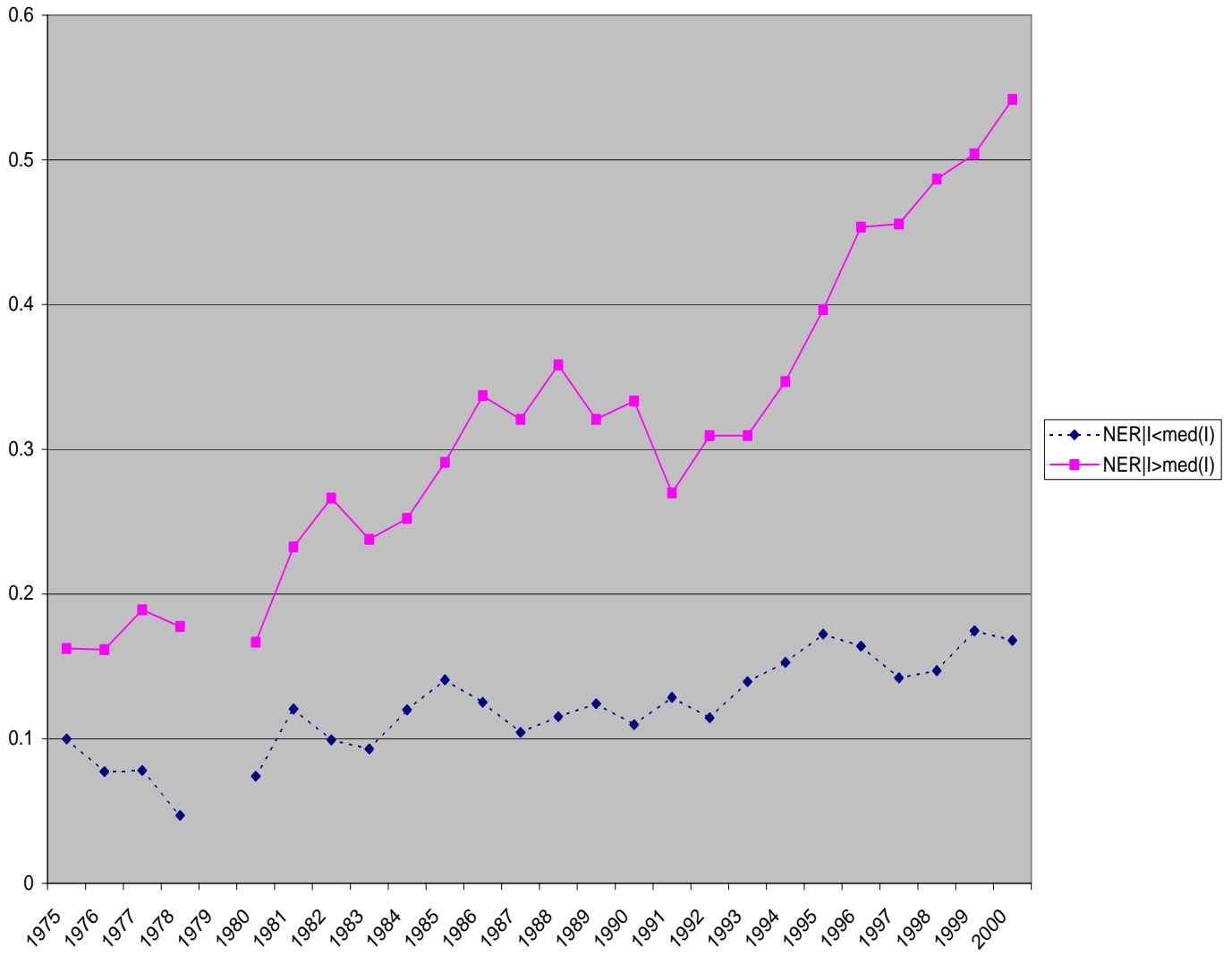


Figure 4: High-school enrollment for households with Head Unemployed (hu=1) and Without (hu=0), 1975-2000

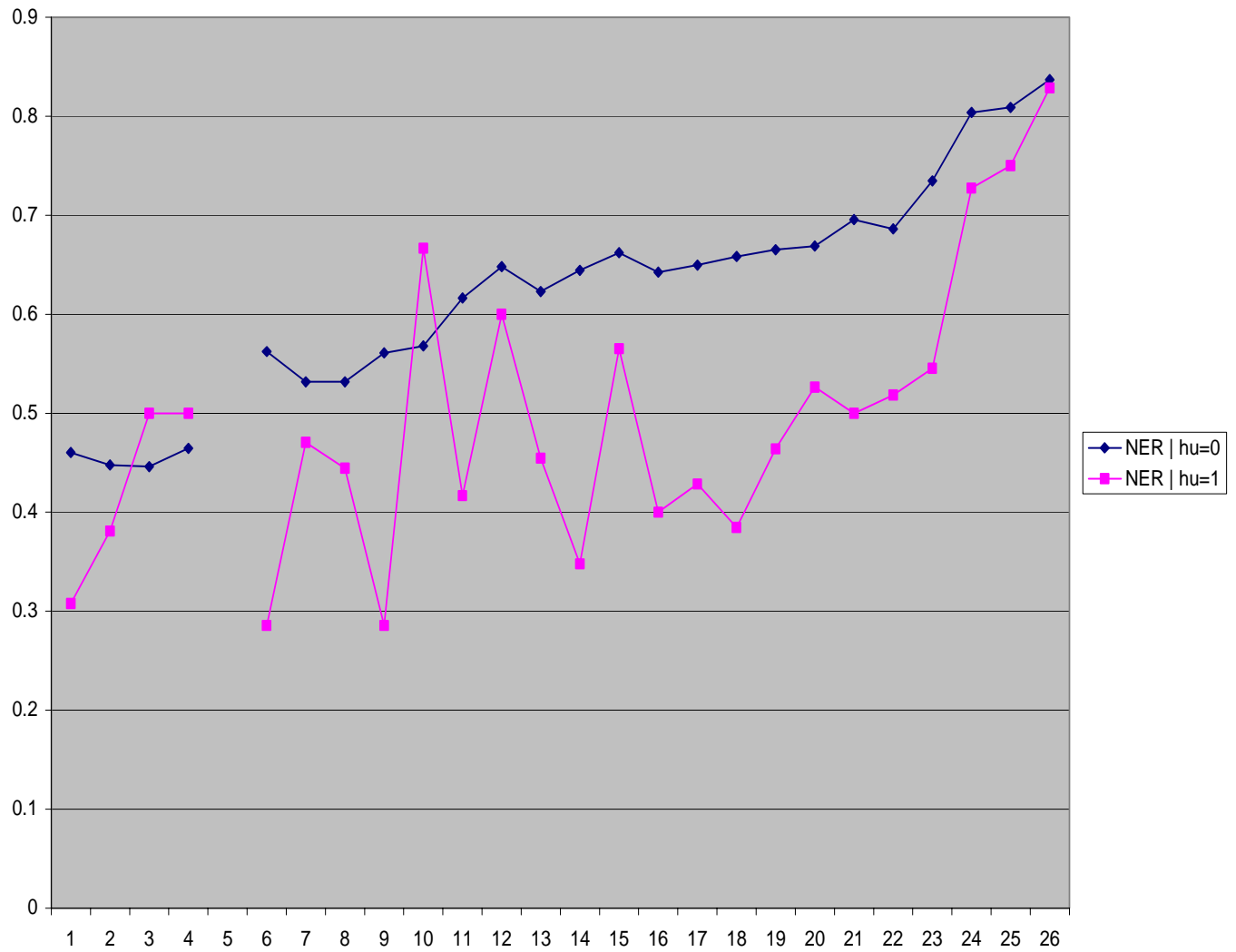


Figure 5: College Enrollment for Household with head unemployed (hu=1) and without (hu=0), 1975-2000

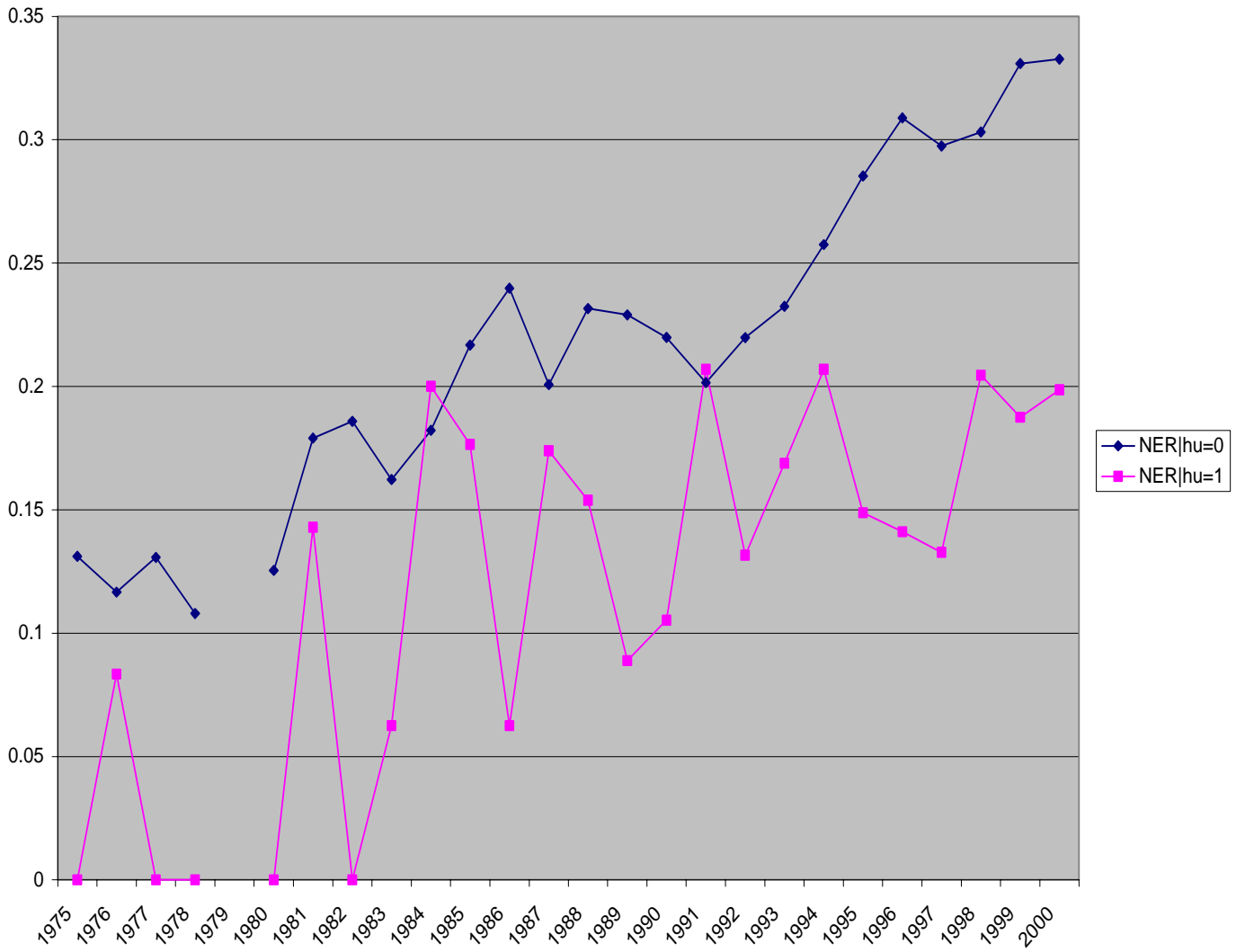


Figure 6: GDP Growth, 1975-2000

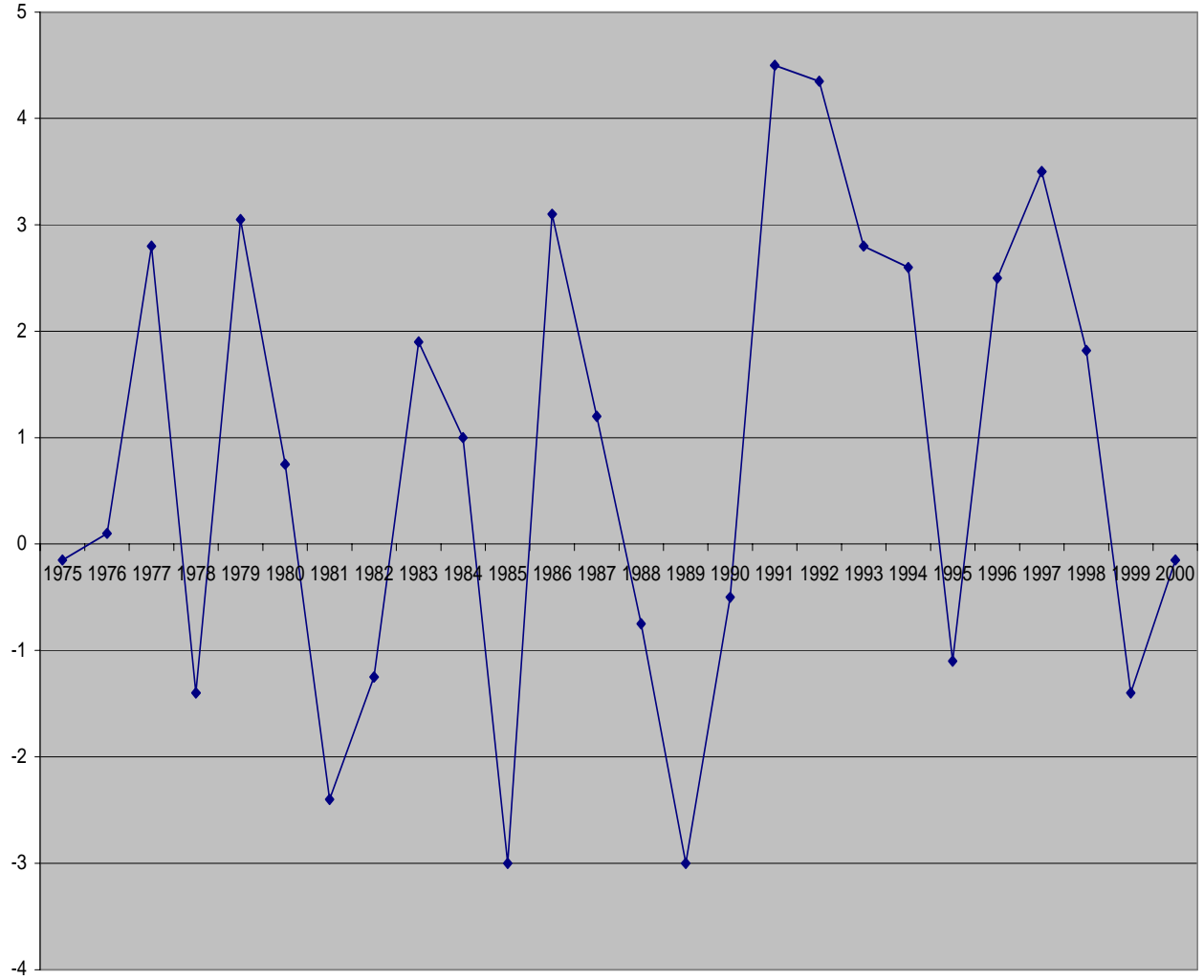


Figure 7: Unemployment Rate, 1975-2000

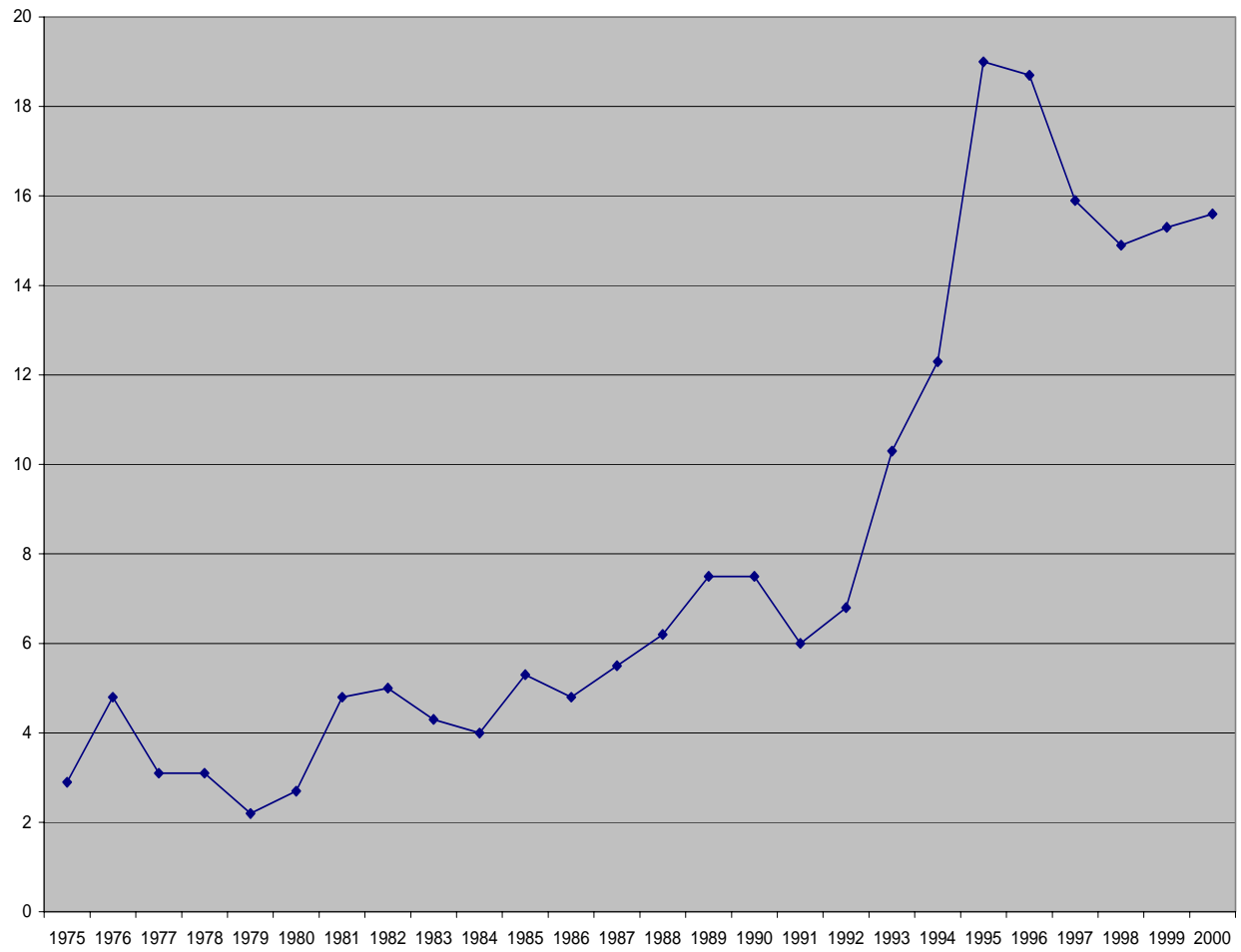


Table 1: Probit of High-School Enrollment on Family Background, Unemployment Shocks and Agregate Shocks

| | High-school Enrollment (conditional on Elementary graduation) | | | | |
|----------------------|---|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 1 | 3 | 2 | 4 | 5 |
| | (time effect) | (time effect) | (linear trend) | (linear trend) | (linear trend) |
| ithr | 0.058 (0.004)* | 0.058 (0.004)* | 0.06 (0.018)* | 0.057 (0.017)* | 0.058 (0.004)* |
| headedu | 0.082 (0.003)* | 0.081 (0.003)* | 0.08 (0.007)* | 0.08 (0.007)* | 0.082 (0.003)* |
| age | -0.084 (0.003)* | -0.083 (0.003)* | -0.083 (0.003)* | 0.083 (0.003)* | 0.084 (0.003)* |
| sexo | 0.052 (0.006)* | 0.053 (0.006)* | 0.053 (0.006)* | 0.053 (0.006)* | 0.052 (0.006)* |
| size | -0.038 (0.001)* | 0.037 (0.001)* | -0.038 (0.004)* | -0.037 (0.004)* | -0.038 (0.001)* |
| hu* | -0.056 (0.013)* | | -0.053 (0.016)* | | |
| dw | | | -0.018 (0.134) | | |
| dgdp | | | -0.61 (0.228)* | | |
| dur | | | -1.51 (0.28)* | | |
| hul | | -0.064 (0.014)* | | -0.057 (0.017)* | |
| huh | | 0.026 (0.038) | | 0.009 (0.041) | |
| dwl | | | | 0.032 (.171) | |
| dwh | | | | -0.116 (0.068) | |
| dgdpl | | | | -0.695 (0.266)* | |
| dgdph | | | | -0.413 (0.174)* | |
| durl | | | | -1.739 (0.316)* | |
| durh | | | | -0.804 (0.389)* | |
| hu75_96 | | | | | -0.077 (0.017)* |
| hu97_00 | | | | | -0.012 (0.022) |
| N | 23406 | 23406 | 23406 | 23406 | 23406 |
| Log likelihoo | -10919.05 | -10917.17 | -11045.4 | -11038.49 | -10916.56 |
| Pseudo R2 | 0.1916 | 0.128 | 0.1823 | 0.1828 | 0.1918 |

Note - The derivative of the probability fo enrollment with respect to the corresponding X is reported (dP/dX). Standard errors are reported in parenthesis. When including aggregate variables, equations 3 and 4, cluster standar errors were used.

Name of variables: ith, total income of the head; headedu: education level of the head; age, age of the individual; hu, dummy for head being unemployed; dw, change in the manufacture sector wages (% points); dgdp, change in the GDP (% points); dur, change in the unemployment rate (% points); hul, dummy for the head being unemployed and the income of the household being lower than the median; similarly for the other variables.
hu75_96, coefficient for head unemployed estimated with sample 1975-1996, similarly hu97_00.

* Significant at the 5 percent level.

Table 2: Probit of College Enrollment on Family Background, Unemployment Shocks and Agregate Shocks

| | College Enrollment (conditional on high-school graduation) | | | | |
|-----------------------|--|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| | (time effect) | (time effect) | (linear trend) | (linear trend) | (linear trend) |
| ithr | 0.039 (0.004)* | 0.039 (0.004)* | 0.038 (0.011)* | 0.038 (0.01)* | 0.039 (0.004)* |
| headedu | 0.079 (0.004)* | 0.078 (0.004)* | 0.08 (0.007)* | 0.078 (0.006)* | 0.079 (0.004)* |
| age | -0.045 (0.005)* | -0.045 (0.005)* | -0.045 (0.006)* | -0.045 (0.006)* | -0.045 (0.005)* |
| sexo | 0.017 (0.011) | 0.017 (0.011) | 0.016 (0.016) | 0.016 (0.017) | 0.017 (0.011) |
| size | -0.016 (0.0014)* | -0.015 (0.004)* | -0.016 (0.004)* | -0.016 (0.005)* | -0.016 (0.004)* |
| hu* | -0.084 (0.025)* | | -0.082 (0.016)* | | |
| dw | | | -0.356 (0.163)* | | |
| dgdp | | | -0.055 (0.17) | | |
| dur | | | -0.3 (0.27) | | |
| hul | | -0.114 (0.029)* | | -0.112 (0.022)* | |
| huh | | -0.017 (0.043) | | -0.016 (0.053) | |
| dwl | | | | -0.365 (0.241) | |
| dwh | | | | -0.356 (0.17)* | |
| dgdp1 | | | | -0.216 (0.275) | |
| dgdp2 | | | | 0.03 (0.208) | |
| durl | | | | -0.101 (0.429) | |
| durh | | | | -0.452 (0.329) | |
| hu75_96 | | | | | -0.067 (0.033)* |
| hu97_00 | | | | | -0.104 (0.036)* |
| N | 9919 | 9919 | 9919 | 9919 | 9919 |
| Log likelihood | -6244.57 | -6242.76 | -6270.39 | -6267.2 | -6244.29 |
| Pseudo R2 | 0.0821 | 0.0824 | 0.0783 | 0.0788 | 0.0822 |

Note - The derivative of the probability of enrollment with respect to the corresponding X is reported (dP/dX). Standard errors are reported in parenthesis. When including aggregate variables, equations 3 and 4, cluster standard errors were used.

Name of variables: ith, total income of the head; headedu: education level of the head; age, age of the individual; hu, dummy for head being unemployed; dw, change in the manufacture sector wages (% points); dgdp, change in the GDP (% points); dur, change in the unemployment rate (% points); hul, dummy for the head being unemployed and the income of the household being lower than the median; similarly for the other variables. hu75_96, coefficient for head unemployed estimated with sample 1975-1996, similarly hu97_00.

* Significant at the 5 percent level.

Table 3 **Probit of High Scholl Enrollment**
Period 98-00

| | 1 | 2 |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
| lfpc_1 | .0003174* (.000045) | .0003265* (.0000468) |
| hu | -.0239976 (.0167835) | -.0226566 (.0160797) |
| hlastgrade | .0073902* (.0012269) | .0070485* (.0012192) |
| age | -.0310465* (.0036898) | -.029559* (.0038037) |
| sex | .0328373* (.0071078) | .0311576* (.0069213) |
| size | -.0004324 (.0033226) | -.0003401 (.0031579) |
| numbro | -.0078561* (.0040155) | -.0073986* (.0038355) |
| htunemployed | .0004365 (.0013484) | .0004104 (.0012902) |
| hjobper | -.0034638 (.0098726) | -.0037158 (.0093057) |
| diq1 | | .0000797 (.0000891) |
| diq2 | | .000056 (.0001139) |
| diq3 | | -.000037 (.0000772) |
| diq4 | | .0002915* (.0001159) |
| diq5 | | -.0000222 (.0002577) |
| dabsifpc | .0000685 (.0000551) | |
| N | 3118 | 3118 |
| Log likelihood | | |
| Pseudo R2 | 0.2209 | 0.2235 |

Note - The derivative of the probability fo enrollment with respect to the corresponding X is reported (dP/dX).
Standard errors are reported in parenthesis.

Name of variables: lfpc_1, total parental income in the previous year; hlastgrade: last grade of the head; age, age of the individ
hu, dummy for head being unemployed; dabsifpc, change in income (pesos);
diqx, interaction between the change in income and a dummy for the income quintil.
numbro, number of siblings; uper, time being unemployed by the head; hjobper, dummy for the stability of the
hjobper=1 if the head answer that the job is stable.

* Significant at the 5 percent level.

Table 4 **Probit of College Enrollment**
Period 98-00

| | 1 | 2 |
|-----------------------|-------------------------|--------------------------|
| ifpc_1 | .0005002* (.0000934) | .0005018* (.0000969) |
| hu | .033913 (.0639008) | .0526529 (.0622252) |
| hlastgrade | .0277961* (.004122) | .0270218* (.0041409) |
| age | -.0174193 (.0124968) | -.0178931 (.0125016) |
| sex | .1381752* (.0277807) | .1381929* (.0278784) |
| size | -.0062467 (.0150206) | -.0074938 (.0150242) |
| numbro | -.0438504* (.019363) | -.0423313* (.0193993) |
| htunemployed | -.0035179 (.0052198) | -.0040091 (.0052075) |
| hjobper | -.0537783 (.04927) | -.0543397 (.0492479) |
| diq1 | | .0000928 (.0002075) |
| diq2 | | .0009386* (.0004196) |
| diq3 | | .0010708 (.0003359) |
| diq4 | | .0000982 (.0002545) |
| diq5 | | .0003218 (.0001759) |
| dabsifpc | .0003442* (.0001122) | |
| N | 1295 | 1295 |
| Log likelihood | | |
| Pseudo R2 | 0.1364 | 0.1422 |

Note - The derivative of the probability of enrollment with respect to the corresponding X is reported (dP/dX). Standard errors are reported in parenthesis.

Name of variables: ifpc_1, total parental income in the previous year; hlastgrade: last grade of the head; hu, dummy for head being unemployed; dabsifpc, change in income (pesos); diqx, interaction between the change in income and a dummy for the income quintil. numbro, number of siblings; uper, time being unemployed by the head; hjobper, dummy hjobper=1 if the head answer that the job is stable.

* Significant at the 5 percent level.