



## **Población y Salud en Mesoamérica**

Revista electrónica publicada por el  
Centro Centroamericano de Población  
Universidad de Costa Rica, 2060 San José, Costa Rica  
<http://ccp.ucr.ac.cr>

---

## **Población y Salud en Mesoamérica**

### **Revista electrónica**

Volumen 2, número 1, artículo 1

Julio - diciembre, 2004

Publicado 1 de julio, 2004

<http://ccp.ucr.ac.cr/revista/>

## **Rezagados durante la crisis económica: Pobreza entre adultos mayores en Costa Rica**

*Gilbert Brenes Camacho*

© 2004 Centro Centroamericano de Población

## **Rezagados durante la crisis económica: Pobreza entre adultos mayores en Costa Rica**

*Gilbert Brenes Camacho*<sup>1</sup>

### **RESUMEN**

La crisis económica de inicios de los años ochentas impactó de muy diversas maneras a la Costa Rica del siglo XX. Las acciones gubernamentales desde 1982 tuvieron éxito en reducir la proporción de personas pobres, desde un 35% en 1985 a un 23% en el 2000. El presente artículo utiliza las encuestas de hogares entre 1981 y 2002 y los censos de población para realizar una estimación de los efectos de cohorte, edad y período, y así mostrar que la pobreza entre la población adulta mayor en Costa Rica se puede entender como un efecto de cohorte. Esta condición de pobreza de estas cohortes está asociada principalmente con su bajo nivel de escolaridad, principalmente entre los hombres. La probabilidad de haber tenido derecho a pensión por jubilación y el hecho de que los menos educados recibían un ingreso bajo al final de su vida laboral median en la relación entre la educación y la pobreza como efecto de cohorte.

### **ABSTRACT**

The economic crisis at the beginning of the eighties had an impact on the 20<sup>th</sup>-century Costa Rica in many different ways. Government programs were successful in reducing the proportion of poor people from a 35% in 1985 to a 23% in 2000. This article utilizes official household surveys corresponding to the period 1981-2002 and population census to perform an estimation of age, cohort and period effects, in order to show that poverty among the elderly can be understood as a cohort effect. Their poverty conditions are associated with their low schooling, mainly among men. The probability of having the right to a retirement pension and the fact that the people with lower educational level got low income during their late working years, mediate in the relationship between schooling and poverty as a cohort effect.

Recién terminada la guerra civil de 1948, Costa Rica experimentó cambios políticos y económicos que ayudaron a expandir las conquistas sociales de la década de los cuarentas, como la universalización del seguro social, la promoción de políticas de salud y educación o la provisión de infraestructura y servicios tanto a comunidades urbanas como a rurales. No obstante, a partir de los últimos años de la década de los setentas el incremento en los precios del petróleo tuvo un impacto negativamente fuerte en muchos países del mundo. Costa Rica no fue la excepción y durante el período 1980-1982, pasó por un proceso de crisis económica caracterizada por hiperinflación, incremento en las tasas de desempleo y subempleo, y una declaración de moratoria en los pagos de la deuda externa (Barahona Montero 1999a). Los gobiernos posteriores a 1982 fueron relativamente exitosos en promover la recuperación económica, mediante el cambio de un modelo de desarrollo basado en la sustitución de importaciones, a uno que incentivó la exportación de productos no tradicionales y el turismo

---

<sup>1</sup> Candidato a Doctor en Demografía, Universidad de Wisconsin. Máster en Estadística. Investigador del Centro Centroamericano de Población. [gbrenes@wisc.edu](mailto:gbrenes@wisc.edu)

(Barahona Montero 1999a, González Mejía 1999). Pese a la recuperación y a las políticas públicas diseñadas para combatir la pobreza, desde 1991 el porcentaje de hogares pobres no ha podido ser disminuido más allá de un 18%, manteniéndose en un promedio anual de alrededor de un 20%<sup>1</sup>. Se habla además de que dentro de esta quinta parte de la población nacional, se encuentra un grupo de “pobres duros”, es decir, de personas que sistemáticamente viven con ingresos mínimos y que no pueden salir fácilmente de su condición crónica (Proyecto Estado de la Nación-PEN 2002).

Un grupo en el que el porcentaje de pobres es relativamente alto con respecto del resto de la población, es el de los adultos mayores: 31% de las personas de 65 años y más viven en hogares con ingresos por debajo de la línea de pobreza, según la Encuesta de hogares del año 2002. El propósito del presente artículo es mostrar que, si la pobreza entre los adultos mayores está asociada con características estructurales de este grupo poblacional, su incidencia se puede representar como un efecto de cohorte. En otras palabras, un alto porcentaje de los ancianos costarricenses viviría en la pobreza no porque la vejez conlleve el ser pobre, sino porque las características que adquirieron a través de su vida -dado el momento histórico que vivieron- los hace más propensos a serlo, en comparación con otros grupos nacidos más recientemente. Para estimar separadamente los efectos de cohorte, edad y período, se utilizó una consolidación de encuestas de hogares de 1980 a 2002, cuya variable dependiente básica es la proporción de personas viviendo en hogares pobres. En el artículo se presentan variaciones en estos efectos producidas por la inclusión de ciertas variables independientes en el modelo, particularmente el nivel medio de instrucción de las cohortes. Se resalta también la importancia que tuvo la crisis económica de principios de la década del ochenta sobre la incidencia de la pobreza entre los adultos mayores y, al final del artículo, se evidencia la relación que existe entre este fenómeno, los niveles de instrucción de estas generaciones y el acceso a la seguridad social.

### ***Pobreza entre adultos mayores***

Los argumentos que relacionan la pobreza con la vejez han variado a través del tiempo. Gratton (1996) considera que el surgimiento de las políticas de Seguridad Social en los Estados Unidos tendientes a proveer ingresos a los ancianos, en el marco de las reformas del “New Deal” (1935) estuvieron contextualizadas por teorías que describían a los adultos mayores como las víctimas del proceso de industrialización, ya que estos perjudicaban el bienestar económico de los ancianos. Epstein ligaba los bajos salarios recibidos por la clase trabajadora con la imposibilidad de ahorrar lo suficiente para prepararse para el futuro (Gratton 1996). Para Hurd (1989), las transferencias públicas a los ancianos se justifican sobre la premisa de que el anciano es más vulnerable a la incertidumbre, pues es menor su probabilidad de recuperarse ante una pérdida de ingreso o el gasto por servicios médicos. No obstante, ambos autores critican el que se mantenga esta lógica en el panorama actual norteamericano, pues la evidencia ha demostrado que los ancianos son el grupo social con mayor crecimiento en sus ingresos durante la segunda mitad del siglo XX en los Estados Unidos (Gratton 1996, Hurd 1989, Preston 1984). Gratton inclusive sugiere que durante la época de las reformas sociales del “New Deal”, los ancianos estaban en una situación económica relativamente ventajosa sobre otros grupos vulnerables, y que dichas reformas fueron inspiradas en la intención de la burocracia estatal para controlar mejor estas transferencias. El sistema ha introducido nuevos beneficios pues los adultos mayores han

adquirido progresivamente mayor poder político como grupo de presión (Gratton 1996, Preston 1978).

Ginn y Arber (1991) consideran que esta perspectiva de percibir al anciano como una fuerza política egoísta y codiciosa es estereotipada y discriminatoria (la denominan "ageism"). Critican también que el envejecimiento como problema social se enfoque únicamente en la carga económica que representan, debido a su salud y a sus necesidades de cuidado, pues opinan que esto es otra variante de la visión estereotipada sobre el adulto mayor. Proponen que el estudiar a la población mayor como un solo núcleo esconde las desigualdades de ingreso, clase y género existente a lo interno de este grupo social. Con base en una encuesta británica de hogares (General Household Survey), las autoras muestran que las diferencias en el ingreso laboral así como el ingreso proveniente de las pensiones por jubilación, explican las diferencias de clase y género. En otras palabras, las personas de mayor estatus socioeconómico tienen mayor probabilidad de tener derecho a una jubilación privada, y dado que la tienen, el monto será mayor que entre las personas de estatus socioeconómico inferior que también tengan el derecho. Ginn y Arber exponen cómo las desventajas de las mujeres en el mercado laboral inciden en las desventajas entre los géneros durante la ancianidad, particularmente porque los sistemas privados de pensiones perjudican a las mujeres que tienen que asumir su rol doméstico -ya sea porque no trabajan, trabajan parcialmente o tienen períodos de inactividad económica-. Otras investigaciones analizan cómo las transiciones hacia el retiro y la viudez reducen los ingresos ajustados por necesidades y aumentan la probabilidad de pasar a ser pobres, entre los hogares de adultos mayores de los Estados Unidos (Ross et al 1987, Holden et al 1988). Holden et al (1988) también resaltan la importancia del ingreso previo a la jubilación y su traducción en montos mayores de pensión, como mediadores en reducir la probabilidad de transitar hacia la pobreza.

La evidencia producida por los institutos oficiales de estadística señala que en la mayoría de los países de América Latina, en los que se encontró información, los ancianos no sólo representan una fracción pequeña del total de pobres (calculado según el método de línea de pobreza), sino que la probabilidad de que un adulto mayor sea pobre, es menor que la probabilidad de cualquier otra persona con menos edad (Véase Figura 1 y Cuadro A1 de Anexo). Al comparar el porcentaje de pobres entre adultos de 60 años y más con el de personas de 10 a 59 años, en República Dominicana, Costa Rica, El Salvador y Honduras, la primera proporción es mayor que la segunda en la zona urbana, y en la zona rural, Costa Rica es el único país en el que la proporción de los adultos mayores es mayor que la respectiva para la población de menos edad. Según los datos, en la Costa Rica rural, la probabilidad de que un anciano sea pobre es casi un 50% mayor que la probabilidad de que una persona de 10 a 59 años sea pobre. Aunque este fenómeno parece ser común entre los países centroamericanos (incluyendo a República Dominicana), el documento que origina los datos (del Pópolo 2001) no entra a discutir sus posibles causas. Ahora bien, aún cuando en la mayoría de los países latinoamericanos, los adultos mayores se encuentran en menor riesgo de ser pobres que poblaciones más jóvenes, investigadores del subcontinente llegan a las mismas conclusiones que Ginn y Arber, en el sentido de que dentro de la población de edad avanzada, hay subgrupos con más probabilidades de sufrir los embates de la pobreza. Para México, Wong y Espinoza (2002), muestran la estrecha relación entre nivel educativo e ingresos entre los adultos mayores mexicanos, situación que resulta grave si se toma en cuenta que estos tienen un promedio de años de escolaridad considerablemente menor al de los más jóvenes (Montes de Oca 1996). "También envejecer

puede significar un deterioro económico, porque el mercado de trabajo ha institucionalizado la expulsión de la población envejecida a través de la jubilación, el retiro, recorte, despido, etc., y porque en general hay un limitado acceso a los planes de pensión...” (Montes de Oca 1996: p.34). Ham-Chande (1996) señala que los trabajadores rurales del sector informal y los desempleados, son más vulnerables por tener menos probabilidad de contar con seguro social o planes de retiro. Relacionado a este punto, en los resultados de Wong y Espinoza (2002), las personas de mayor nivel educativo perciben montos mayores por pensión.

### ***Contexto histórico 1940-2002***

Para entender cómo operan los mecanismos anteriormente indicados en el caso costarricense, es imprescindible comprender las transformaciones históricas por las que atravesó el país durante el siglo XX. Aún cuando se pueden enumerar algunas políticas previas a este período, las políticas reformistas surgieron con fuerza en la década de los cuarentas, época que los historiadores y demás académicos costarricenses coinciden en señalar como un momento de giro hacia otro estilo de desarrollo, el cual se ha denominado con el nombre de “Estado gestor” o “Estado benefactor”. Así, la creación de la Caja Costarricense del Seguro Social (CCSS, 1941), la introducción del Capítulo de Garantías Sociales en la Constitución Política (1942) y la promulgación del Código de Trabajo (1943) se constituyeron en punto de partida de una serie de políticas públicas tendientes a mejorar la situación social del costarricense (Barahona Montero 1999b). La fundación del Tribunal Supremo de Elecciones en 1947 y la abolición del ejército en 1949 ayudaron a mantener una estabilidad política poco común en el resto de los países de América Latina. La abolición del ejército sirvió además para redirigir recursos hacia la inversión en salud, educación, vivienda, electrificación y acueductos rurales, entre otros (Barahona Montero 1999b). En términos económicos, al igual que otros países latinoamericanos, Costa Rica experimentó un crecimiento acelerado, basado sobre todo en un modelo de sustitución de importaciones que ayudó a diversificar el aparato productivo. Entre 1950 y 1970, el crecimiento real del PIB tuvo una tasa anual promedio de 6,6% (Barahona Montero 1999a). La inversión extranjera en Costa Rica se vio estimulada por este modelo de desarrollo, así como también por la ayuda proveniente de los Estados Unidos como parte de su estrategia “anticomunista”, con iniciativas tales como la Alianza para el Progreso durante los años sesentas (Segura 1999).

Durante la siguiente década, la economía costarricense logró sobrevivir a las dos crisis petroleras así como a crecientes desequilibrios macroeconómicos, pero el progreso económico y social se vio interrumpido con la crisis de inicios de los ochentas. “Entre 1980 y 1982, el PIB real se redujo en 9,2%; la tasa de desempleo abierto prácticamente se duplicó, al pasar de un nivel de 4,8% a 9,4%; la inflación acumulada alcanzó una magnitud de 157,6%; los salarios reales se redujeron cerca de un 30%; y cayó de modo semejante el consumo real *per cápita*” (Barahona Montero 1999a: p.106). Los gobiernos que siguieron a la crisis socioeconómica redirigieron sus políticas sociales a sanar los efectos perjudiciales que tuvo la crisis, en particular el reducir los niveles de pobreza, pues en 1983, el 34% de los hogares tenían ingresos por debajo de la línea de pobreza (Barahona Montero 1999b). En el contexto de los Programas de Ajuste Estructural (PAEs) promovidos por el Banco Mundial, la política social del Estado costarricense comprendió acciones tales como incrementar el valor real de los salarios, promover la calidad de la educación y conformar un conjunto de subsidios, como el Programa de Compensación Social o el Bono de la Vivienda. A partir de la década de los noventas, la política social se caracterizó por “...una

focalización del gasto social entre los sectores más pobres de la sociedad...” (Barahona Montero 1999b: p.166). En términos económicos, el modelo de desarrollo basado en la sustitución de importaciones y la preponderancia de los monocultivos, se cambió por uno en el que se impulsó más la diversificación productiva dirigida especialmente al mercado externo, la promoción de inversiones extranjeras especialmente en cultivos no tradicionales y recientemente en el campo de la tecnología, reforma al sistema financiero y un programa de privatización de activos estatales que no tuvo el alcance que los gobiernos esperaban.

Los adultos mayores costarricenses de principios del siglo XXI, se beneficiaron de las reformas económicas y sociales de mediados del siglo XX en algunos casos directamente y en otros indirectamente. Por ejemplo, un costarricense de 70 años en el año 2000, nacido en 1930, era un adolescente cuando se promulgaron las reformas sociales de los años cuarentas; ingresó a la fuerza de trabajo en los años en que la economía costarricense estaba creciendo aceleradamente y se encontraba en un nivel de pleno empleo. No obstante, los costarricenses nacidos en ese año no se beneficiaron tanto de la expansión del sistema educativo, como se beneficiaron sus hijos y sus nietos. Además, la universalización del seguro social durante los sesentas y setentas fue un proceso gradual, por lo que –como se va a describir más adelante- una parte de este grupo poblacional no estuvo cotizando para el Régimen de Invalidez, Vejez y Muerte del Seguro Social durante una fracción importante de su vida laboral. Retornando al campo de los beneficios, estas personas nacidas en 1930 fueron testigos de los avances en los servicios de salud que llevaron a Costa Rica a pasar de una esperanza de vida de 42 años (precisamente en 1930) a una de 78 años en el 2000 (CCP 2003). Este mejoramiento de la supervivencia promedio del costarricense (aunado a una reducción en los niveles de fecundidad), ha hecho que Costa Rica se encuentre en los inicios del proceso de envejecimiento de su población. Asimismo, estos costarricenses nacidos en 1930 presenciaron la crisis económica de principios de los ochentas, cuando tenían 50 años, una edad cercana a su jubilación. El modelo de desarrollo planteado para aliviar los efectos de la crisis no compatibilizó bien con las características típicas de esta cohorte. Así, por ejemplo, pese a las políticas de diversificación productiva, durante los sesentas y setentas, cuando esta cohorte estaba en sus edades de más alta participación económica, la actividad agrícola seguía constituyéndose como una fuente de empleo importante. No obstante, las políticas económicas posteriores a la crisis, no sólo estuvieron acompañadas de una reducción en la relevancia de la agricultura como generadora de empleo, sino también de una promoción de cultivos no tradicionales, que exigió a las empresas agrícolas poner en práctica nuevos conocimientos (González Mejía 1999).

De acuerdo con este contexto, el propósito original del presente artículo es mostrar que los ancianos son un grupo de riesgo social pues entre ellos la incidencia de la pobreza es alta. Se desea mostrar también que esta vulnerabilidad se formó al poder aprovechar los cambios que vivió el país durante la segunda mitad del siglo XX, en menor medida que las generaciones más recientes. Este proceso se puede entender como un efecto de cohorte.

### ***Fuentes de información y métodos***

El programa de Encuestas de hogares conducido por el actual INEC (Instituto Nacional de Estadística y Censos) constituye la fuente oficial para medir desempleo y pobreza en Costa Rica. El primer programa de encuestas de hogares se inició en 1966. En el presente documento, se

utilizaron las encuestas de hogares de los dos últimos programas: el que se llevó a cabo entre 1976 y 1986 (denominado Encuestas nacionales de hogares, empleo y desempleo), y el actual que se inició en 1987 (denominado Encuestas de hogares de propósitos múltiples) (Céspedes y Jiménez 1987). Desde que inició el último ciclo, el trabajo de campo se realiza una vez al año y julio es el mes de referencia. Las encuestas se encuentran en línea en el sitio de Internet del Centro Centroamericano de Población<sup>2</sup>, por lo que se utilizaron las bases de datos disponibles en dicho sitio. Dicha decisión conllevó un problema en el análisis de quién es pobre y quién no lo es dentro de la muestra, dado que la batería de preguntas utilizadas para definir pobreza es diferente entre ambos programas (Céspedes y Jiménez 1987). En el programa de 1976-1986 se recogía información acerca de los ingresos por empleo, mientras que en el programa iniciado en 1987, se obtiene también datos sobre ingresos por otros conceptos, tales como pensiones (jubilación), transferencias intrafamiliares, transferencias del Estado o dividendos de inversiones. Más aún, el actual ciclo contiene una serie más detallada de preguntas para captar ocupados, por lo que la medición de salarios o ganancias por empleo propio es también más completa.

Aunado a esta situación, la estimación de pobreza proveniente de las encuestas de hogares se produce con base en el método de la línea de pobreza sugerido por la CEPAL. Para utilizar el método, se debe calcular el valor de una canasta de bienes y servicios, equivalente a los productos que un hogar requeriría para satisfacer un nivel mínimo de consumo calórico. Si bien es cierto se siguió el mismo procedimiento en ambos programas, la canasta para el ciclo 1976-1986 está basada en una encuesta de consumo diferente que la canasta para el ciclo 1987-2002. (Céspedes y Jiménez 1987). Estas características plantean la interrogante de si ambas mediciones de pobreza son comparables. Céspedes y Jiménez (1995) concluyen que en términos estrictamente estadísticos, ambas no son comparables. Por consiguiente, la falta de comparabilidad entre los distintos programas de encuestas de hogares, y entre estos y los censos de población (de 1973, 1984 y 2000), pueden afectar los resultados que se presentan en este artículo. Una limitación adicional consiste en que los niveles de pobreza son medidos para todo el hogar, y no para cada persona. Por consiguiente, una persona con un ingreso superior al salario mínimo puede ser clasificado como pobre, si el ingreso *per cápita* de su hogar está por debajo de la línea de pobreza. El presente análisis puede estar afectado por esta característica, pues la probabilidad de que alguien sea clasificado como pobre puede depender de variables del hogar (arreglos residenciales, participación diferencial en el mercado de trabajo entre los miembros del hogar, etc.). Este tipo de variables no fue incluido por la dificultad que presenta su construcción desde el sitio de Internet de donde se extrajeron los datos. Se espera en un futuro poder incorporarlas en un análisis más detallado o con otras fuentes de datos.

Con respecto del método escogido, se decidió utilizar el de la línea de pobreza porque el INEC lo calcula anualmente y está incluido como variable en las bases de datos que se emplearon para el análisis. Esta metodología capta mejor las variaciones coyunturales del indicador a través del tiempo, pero, por consiguiente, tiene limitaciones para medir la pobreza más estructural, que está asociada con la acumulación de la riqueza a través de la vida. Esto quiere decir que una persona que en el período de referencia tenía ingresos bajos puede ser clasificada como pobre, a pesar de que sea dueña de una casa u otro tipo de activos. Un criterio alternativo para medir la pobreza es el de las Necesidades Básicas Insatisfechas (Céspedes y Jiménez 1995, PEN 2002a), pero no se cuenta con una medición de la pobreza según este criterio para cada una de las encuestas anuales.

La estrategia metodológica seguida para estudiar el fenómeno propuesto es utilizar la serie de tiempo de la proporción de personas que viven en hogares pobres, para estimar los efectos de edad, cohorte y período. Para esto, se siguió un procedimiento recomendado por Angus Deaton (1997) para analizar un conjunto de estudios transversales como series de tiempo, tomando a las cohortes como las unidades de estudio. De acuerdo con este autor (1997), un conjunto de encuestas transversales unidas como una sola base de datos, presenta la limitación de que no permite describir la dinámica a lo interno de cada cohorte. Sin embargo, la metodología propuesta permite controlar por efectos fijos no observables. Otras de las ventajas citadas son: **i)** que no se está sujeto al problema de pérdida de muestra (atrición) como los estudios longitudinales que por esta razón pierden representatividad acerca de la población de estudio; **ii)** que la forma propuesta de manejar los datos de cohorte neutraliza un poco más el error de medición porque la variable que se sigue a través del tiempo es un promedio (o cualquier otra medida de posición), lo cual hace que errores en distintas direcciones se compensen; **iii)** que los datos a nivel de cohorte permiten extender un puente entre el análisis a nivel micro (datos individuales) y a nivel macro (típicamente la metodología econométrica de series de tiempo); y **iv)** que los datos de cohorte permiten juntar información de distintas fuentes siempre que dicha información se refiera a la misma cohorte<sup>3</sup>. Aparte de la limitación de no poder describir la dinámica a lo interno de las cohortes, el método propuesto por Deaton presenta otra desventaja. Si la variable de interés está medida con estadísticos de posición (medias, medianas), los resultados de un modelo que incluya dicha variable pueden llevar a conclusiones erróneas debido a falacia ecológica (King 1997). En otras palabras, una cohorte que tiene una media **k** en cierta variable puede estar compuesta por dos subpoblaciones con valores extremos en dicha variable, pero al trabajar con agregados, la cohorte está representada por el valor **k**.

El método propuesto por Deaton (1997) supone el uso de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para estimar los efectos de cohorte, edad y período en variables tales como ingreso individual, ingreso del hogar, consumo y ahorro. Aunque sugiere la posibilidad de usar distintas variables de tendencia para capturar dichos efectos, este investigador realiza la descomposición y usa una serie de variables dicotómicas (“dummy variables”) para la cohorte, la edad y el período. No obstante, se da el problema de que la cohorte se puede entender como una combinación lineal de la edad y el período. Por esta razón, Deaton propone no sólo el excluir dos de las variables para eliminar la colinealidad perfecta entre las “dummies”, sino también una normalización para uno de los efectos, en este caso el de período (Deaton 1997). Esta normalización es tal que el efecto de tiempo (o período) captura las fluctuaciones cíclicas a través de los años. Para lograr lo propuesto, utiliza la siguiente fórmula:

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1], \quad (1)$$

donde  $d_t^*$  es la nueva “dummy” para cada año y  $d_t$  es la variable dicotómica original (igual a 1 en el momento  $t$ , y 0 en el resto), ambas en el momento  $t$ . Esta normalización logra que el efecto de período sea ortogonal a una variable de tendencia. Entonces, para encontrar los efectos de tiempo, cohorte y edad, se corre una regresión con todas las “dummies” de cohorte (excepto una), todas las “dummies” de edad (excepto una), y un conjunto de  $T-2$  “dummies” de año, donde  $T$  es el total de años (o encuestas con las que se cuenta).



Debido a que el presente modelo busca analizar la pobreza (que tiene escala nominal) y no variables como las que analizó Deaton (que tienen escala de intervalo, como ingreso o consumo), la descomposición no se efectuó con un modelo de Mínimos Cuadrados, sino más bien con una regresión logística con datos agrupados<sup>4</sup>. Se consideró que este modelo describiría mejor las proporciones de pobres que otros modelos para variables discretas, como la regresión de Poisson o la regresión binomial negativa.

Después de calcular el modelo básico con la descomposición únicamente, se le hicieron ciertas variantes. La primera de ellas fue separar el análisis por sexo. Se prefirió calcular dos modelos distintos en lugar de uno solo con la variable sexo como explicativa, porque se consideró que el comportamiento de la proporción de pobres entre hombres y mujeres era diferente, particularmente en lo que atañe al efecto de edad. También se añadió una serie de variables explicativas que ayudan a explicar la evolución de la pobreza en Costa Rica en los últimos 21 años. La variable más importante por considerar es la educación. Distintas teorías, sobre todo las centradas en el retorno a la inversión del Capital Humano, ligan el nivel de instrucción con la probabilidad de ser pobre (Thurow 1967, O'Neill 1995). En el caso del presente artículo, se desea mostrar que el nivel de instrucción medio de la población se ha incrementado y como es de esperar esto se da entre las cohortes nacidas más recientemente, por lo que este incremento en la educación media explica parcialmente el efecto de cohorte. Las otras tres variables incluidas están más relacionadas con el ciclo de vida de una persona: la tasa de participación económica - la cual equivale a la proporción de personas de 12 años y más que pertenecen a la fuerza de trabajo-, la tasa de jefatura (o proporción de jefes en cada grupo de edad) y el porcentaje de viudez. La actividad económica es un factor importante para la explicación de los diferenciales de pobreza, no sólo entre la vejez, sino también a través de todo el ciclo de vida de una persona (Thurow 1967, Céspedes y Jiménez 1987). La participación económica es baja durante la etapa más tardía de la vida (al igual que durante las etapas más tempranas). En cuanto a la tasa de jefatura, esta comienza baja durante la juventud y se incrementa a medida que los varones se casan; entre las mujeres, la tasa de jefatura reviste importancia pues las encuestas de hogares costarricenses han encontrado repetidamente que las mujeres solas jefas de hogar se encuentran entre los grupos más vulnerables en términos socioeconómicos (PEN 2002a, 2002b). La proporción de viudos y viudas se incorporó al análisis, dado que otros estudios anteriormente citados (Ross et al 1987, Holden et al 1988) han encontrado la alta asociación entre mujeres de edades avanzadas, pobreza y viudez. Se espera que la proporción de viudas explique también parte del efecto de edad y parte del efecto de cohorte sobre la pobreza. Una posibilidad analítica que originalmente se había pensado aprovechar fue el definir las cohortes no sólo por año de nacimiento, sino también por región de residencia, mas surgió el problema de cómo ubicar o diferenciar a los migrantes, pues una persona que en 1981 vivía en la Región Chorotega y en 1987 vivía en la Región Central no se le podría asignar a una cohorte específica, sin considerar en el modelo alguna medida de salida y entrada a la cohorte, no sólo por medio de migración como por medio de la mortalidad diferencial por cohorte. Las variables regionales no se incluyeron en el modelo, aunque se utilizó la región de residencia en un análisis descriptivo hacia el final del artículo para explicar mejor el fenómeno.

Es importante hacer notar que no todas las encuestas disponibles en el sitio de Internet del CCP cuentan con todas las variables que se requerían. Por este motivo, se decidió hacer el análisis no con todos los años, sino con las encuestas de cada tres años y se inició en 1981, año en el que las

consecuencias de la crisis económica no se traducen inmediatamente en incrementos en los porcentajes de pobreza ; por consiguiente, se emplearon las encuestas de 1981 y 1984 (del primer programa) y las de 1987, 1990, 1993, 1996, 1999 y 2002, para un total de 8 períodos. Entre estas, la de 1984 no contaba con la variable sobre nivel educativo, por lo que esta se imputó mediante el uso de un promedio de las encuestas de 1983 y 1985. Se usó la misma estrategia con la variable de proporción de viudez, pues las encuestas del programa 76-86 no contenían dicha información. La decisión de tomar las encuestas de cada tres años tiene otra ventaja. Deaton (1997:p.121-127) argumenta que las inferencias que se pueden hacer con el modelo tienen el supuesto de que las encuestas son independientes una de la otra. No obstante, las encuestas de hogares en Costa Rica no son estrictamente independientes una de la otra, porque cada uno de los dos programas parte de una muestra maestra, y dentro de cada segmento seleccionado por Probabilidad Proporcional al Tamaño (PPT), durante los períodos 1976-1986 y 1987-1994 se rotaba el 50% de los conglomerados. Esto quiere decir, que aproximadamente un 50% de los hogares entrevistados eran los mismos en dos encuestas consecutivas. Si se toman las encuestas de cada tres años, la probabilidad de que se entreviste a los mismos hogares es prácticamente nula, respetando de alguna manera el supuesto de independencia ó al menos disminuyendo la correlación intraclase entre encuestas. El problema surge con las últimas tres encuestas pues a partir de 1995 se rotó únicamente el 25% de las muestras. Al final se decidió seguir con esta regla de cada 3 años y no cada 4 años, pues esto último reduciría el número de encuestas disponibles para analizar, afectando también la potencia del análisis en términos de número de observaciones (en términos de número de cohortes).

### **Resultados**

Antes de mostrar las estimaciones de los efectos de edad, cohorte y período, es importante observar la evolución de la pobreza a través del tiempo, así como los grupos que presentan altos porcentajes. La Figura 2 muestra la serie de tiempo del porcentaje de hogares pobres entre 1980 y 2002. Nótese cómo la línea presenta un pico en 1982, lo cual coincide con los efectos de la crisis socioeconómica. Además, destaca también la tendencia casi horizontal desde 1994. El Cuadro 1 presenta, para el año 2002, el porcentaje de personas que habitan en hogares pobres en ciertos grupos demográficos particulares: población que habita en hogares encabezados por mujeres, menores de 12 años, hombres entre 12 y 17 años, mujeres entre 12 y 17 años, y personas de 65 a 74 años y de 75 años y más separadas por sexo. Como puede verse, entre estos grupos, son las personas mayores de 75 años, las mujeres entre 65 y 74 años, y los niños menores de 12 años los que tienen mayor probabilidad de vivir en un hogar pobre, pues sus respectivas proporciones de ser pobre superan el 30 por ciento.

La Figura 3 muestra la evolución de la proporción de pobres entre 1980 y 2002 por cohorte nombrada de acuerdo con el año de nacimiento (panel A), así como la evolución a través de la edad de la proporción de pobres también para cada cohorte (panel B). Para simplificar el gráfico, las cohortes están agrupadas en 5 categorías: nacidos antes de 1921 (80 años ó más en 2000), nacidos entre 1921 y 1935 (de 65 a 79 años en el 2000), nacidos entre 1936 y 1950 (de 50 a 64 años en 2000), nacidos entre 1951 y 1965 (de 35 a 49 años en 2000) y nacidos después de 1965 (entre 15 y 34 años en 2000). El salto producido por la crisis económica de 1981-1982 domina el gráfico y en dicho período todas las cohortes presentan una proporción de pobres de entre 55% a 65%. No obstante, también se puede apreciar como las líneas de las cohortes más viejas –

nacidas antes de 1935- se mantienen siempre por arriba de las líneas de las cohortes más recientes. Esta gráfica no expresa directamente el efecto de cohorte, que está confundido con el efecto de edad. Por ejemplo, la línea de la cohorte más joven -cuyos individuos tenían a lo más 15 años en 1981- exhibe el punto más alto en el gráfico para el año 1982, pero en el 2002 - cuando la cohorte tiene entre 15 y 36 años- muestra la segunda proporción más baja entre los grupos. Parte de este descenso se debe a que a través del ciclo de vida, a medida que las personas adquieren más experiencia o educación (o ambas), su probabilidad de habitar en hogares pobres disminuye; parte del descenso también se podría explicar porque estas personas se pudieron beneficiar de las políticas económicas y sociales de los ochentas y los noventas (impulso a la educación, diversificación productiva, etc.), en mayor medida que otras cohortes. De acuerdo con el panel B de la Figura 3 las líneas de las cohortes más jóvenes están consistentemente por debajo de las líneas correspondientes a las cohortes más viejas, al ser observadas cuando tenían la misma edad. De esta forma, cerca de un 20% de las personas nacidas después de 1965 fueron pobres cuando tenían 25 años, mientras que alrededor de un 34% de las personas nacidas entre 1951 y 1965 lo fueron a esa misma edad. Esta diferencia expresa efectos de cohorte al igual que de período, si se tiene en cuenta que un efecto de cohorte expone las características de una generación a cierta edad en un momento determinado, pues algunos de los individuos que nacieron entre 1951 y 1965 cumplieron 25 años precisamente en medio de la crisis económica del 81-82.

¿Qué características han tenido las cohortes que en 2002 se pueden considerar “de ancianos”, a través de las últimas dos décadas? El Cuadro 2 muestra un resumen de las particularidades de tres cohortes de varones y de mujeres (las de 1906-1915, las de 1916-1925 y las de 1926-1935) a través del tiempo, al igual que el indicador correspondiente a todo el país (los renglones en negrita). Se incluyeron las variables independientes por las que se tratará de explicar el comportamiento de los efectos. Cabe apreciar que el nivel medio de escolaridad de todo el país ha aumentado de 6.4 años a 7.5 años entre 1980 y 2000. No obstante, por lo anteriormente expuesto, los años de estudio de las cohortes más viejas se mantienen relativamente constantes durante el período estudiado, con promedios menores a 5 años. Las fluctuaciones que se observan se deben a los pequeños tamaños de muestra y posiblemente también a una mortalidad diferencial por nivel educativo.<sup>5</sup> Se puede observar también que la proporción de viudez tiene una tendencia aproximadamente estable a través del tiempo, particularmente entre los hombres. La mayor proporción de viudas que de viudos revela también el conocido fenómeno de la sobremortalidad masculina. La tasa de jefatura es alta entre los hombres, pero es palpable su disminución entre las cohortes más viejas. Entre las mujeres, la tasa de jefatura se incrementa entre 1980 y 2000. Entre las cohortes más viejas se observa un incremento que puede estar asociado con la viudez. En cuanto a la tasa de participación económica, como se podía esperar, la participación en actividades laborales decrece para las cohortes más viejas. Además, al igual que con la tasa de jefatura, el último cuarto del siglo XX Costa Rica presenció un aumento en la participación económica femenina.

Como se explicó en el apartado metodológico, se buscaba estimar los efectos de período (que expresa principalmente componentes cíclicos), de edad y de cohorte. Para fines ilustrativos, la Figura 4 contiene una combinación de gráficas que presentan estos cálculos, al usar la serie anual entre 1987 y 2002, y el efectuado con la información de cada tres años.<sup>6</sup> Tal y como se esperaba, el efecto de período –mostrado en el panel B- está dominado por la crisis socioeconómica del 81-82. La serie trienal no capta el incremento en los niveles de pobreza del año 1991, pues este dato

no está incluido. Se esperaba también que a partir de 1993, se observara una línea prácticamente horizontal, coincidente con el estancamiento en el porcentaje de pobres que se mostró en la Figura 2 (Barahona Montero 1999b). Por el contrario, se aprecia un leve pero sostenido incremento. Este hallazgo hace pensar que si los efectos de la composición de la población por cohorte y edad se neutralizaran, se observaría un incremento en el porcentaje de costarricenses que viven en hogares pobres. Además, la gráfica correspondiente a la serie anual ilustra claramente cómo el ciclo político económico incide en el nivel general de pobreza que se observa cada año; cabe resaltar que estas variaciones cíclicas presentan una magnitud menor durante las administraciones Figueres Olsen y Rodríguez Echeverría.

El efecto de edad se encuentra en el panel A de la Figura 4. Para observar su comportamiento, hay que tener en cuenta que la limitada disponibilidad de los datos hace que las cohortes intermedias (nacidas a mediados de siglo) dominen el cálculo del efecto; así por ejemplo, un individuo nacido en 1950 está representado en la serie por personas que tenían 31 años en 1981, 34 años en 1984, y así sucesivamente hasta personas con 52 años en 2002. En cambio, una persona nacida en 1975 no está representada en los datos desde 1981 hasta 1990 (pues la submuestra que lo representaría contaba con menos de 18 años en las encuestas respectivas). Entre los hombres, el efecto de edad sobre la pobreza tiene una disminución más marcada que entre las mujeres. No se aprecian discrepancias en las gráficas femeninas entre la serie anual y la serie de cada tres años; por el contrario, entre los hombres, el efecto de la edad es menos pronunciado en la serie anual que en la trienal (en otras palabras, la curva es más plana con la serie anual). Además, la forma del gráfico es bastante elocuente: se tiene una probabilidad alta de ser pobre entre los 18 y los 29 años, pero a partir de los 30 años (aproximadamente) la proporción de pobres disminuye. Esto se explica porque se esperaría que un individuo promedio empiece a obtener más ingresos a medida que tiene más experiencia laboral. No obstante, después de los 60 años (una edad cercana a la edad modal para jubilación) la proporción de pobres vuelve a crecer. ¿Es esto un producto de la cantidad y tipo de datos disponibles? Esta explicación es posible, pues las observaciones correspondientes a los mayores de 65 años, forman parte casi en su totalidad de las cohortes más viejas. Más adelante en el artículo se tratará de explicar este fenómeno al usar una serie de variables independientes en el modelo.

En la sección C de la Figura 4 se describe el efecto de cohorte; las cohortes están nombradas de acuerdo con el año de nacimiento. Nuevamente, no se observan discrepancias entre las series anual y de cada tres años entre las mujeres, pero entre los varones, el efecto es más fuerte (es decir, la curva es más inclinada) con la serie de cada tres años que con la serie anual. En general, la figura ilustra un comportamiento que decrece en forma prácticamente lineal, lo cual quiere decir que los miembros de una cohorte tienen, en promedio, una probabilidad más alta de ser pobres que los nacidos un año después, por lo que se podría argumentar que los altos niveles de pobreza entre los adultos mayores en Costa Rica, se pueden explicar principalmente como un efecto de cohorte, y también parcialmente como un efecto de edad, según lo que muestra la Figura 3. No obstante, la línea correspondiente al efecto de cohorte tiene una pendiente claramente mayor que la pendiente del efecto de edad posterior a los 60 años.

El Cuadro 3 presenta pruebas de hipótesis para evaluar si los efectos calculados son significativamente distintos de cero. Dado que los efectos fueron calculados con variables "dummy", no se tiene el valor de una pendiente con su respectiva prueba *t*, sino más bien una prueba *F* de comparación de modelos. De esta manera la prueba de hipótesis correspondiente al

efecto de edad es una prueba que compara el logaritmo de la verosimilitud del modelo con las variables dicotómicas de edad, contra el logaritmo de la verosimilitud del modelo sin ellas. Como puede apreciarse, los efectos tienen un impacto en la variabilidad explicada por el modelo. Recuérdese además que los datos basados en la serie de cada tres años respetan el supuesto de independencia de las observaciones entre años, por lo que los resultados de sus pruebas son estadísticamente más confiables. Seguidamente, con la incorporación de las variables independientes, se analizará cómo cambian los gráficos antes mostrados.

Las variables independientes que se incorporaron son las mismas que se resumen en el Cuadro 2, más implícitamente la variable sexo. El modelo se estimó usando los datos de cada tres años por las razones que se expusieron en el apartado metodológico. La Figura 5 presenta el efecto original de cohorte para la población masculina y para la población femenina, así como el efecto de cohorte después de controlar por las variables independientes en el siguiente orden: promedio de años de escolaridad, una interacción entre los años de escolaridad y el año 1984, porcentaje de la cohorte en la fuerza de trabajo (tasa de participación), porcentaje de jefes y porcentaje de viudos en la cohorte. Las líneas de la gráfica representan el efecto estimado con variaciones del modelo original, al que se le incorporó una nueva variable adicional a la vez. Por consiguiente, el primero es el modelo original; seguidamente se muestra el modelo original más los años medios de escolaridad; el tercero es el modelo original, con la educación y la interacción de esta con el año 1984; y así sucesivamente. En primer término, la curva descendente significa que las cohortes más viejas tienen mayor probabilidad de vivir en hogares con ingresos por debajo de la línea de pobreza. Además, como se puede apreciar en el gráfico, la educación tiene el impacto más fuerte sobre el efecto de cohorte, pero sólo al incorporar una interacción entre los años medios de educación y el año 1984 (el año más cercano posterior a la crisis del 81-82) pues no sólo la pendiente de la segunda línea es menor que la de la primera línea, sino que la curva prácticamente se coloca alrededor del cero. Todas las demás líneas se traslapan con esta tercera línea, lo cual quiere decir que el nivel medio de escolaridad es el que tiene un mayor impacto en el efecto de cohorte sobre la pobreza entre los varones. Entre las mujeres el comportamiento de la curva se torna extraño. En primera instancia, al añadir al modelo los años promedio de educación, la curva se traslada hacia el eje cero, al igual que lo que pasó entre los hombres. No obstante, al agregar la proporción de mujeres de cada cohorte participando en actividades económicas, la curva se vuelve a trasladar hacia arriba y se traslapa con la curva original. Aún más, al incorporar el porcentaje de jefatura en el análisis, la línea se coloca todavía más arriba de la posición de la curva original. Esto no implica que la educación no explique el efecto de cohorte sobre la pobreza femenina, sino que lo explica parcialmente, porque al controlar por participación económica y por jefatura de hogar entre las mujeres, se vuelve a encontrar un efecto de cohorte. En otras palabras, hay evidencia de que otra variable no tomada en cuenta en el presente análisis -dado que no estaba disponible- lograría explicar por qué las cohortes más viejas tienen más probabilidad de ser pobres que las cohortes más recientes. Estas variables podrían ser todas aquellas asociadas directamente al hogar (número de perceptores de ingresos, arreglos residenciales, etc. que como se dijo no se pudieron incluir), así como variables más históricas (historia laboral) que no se captan en las encuestas de hogares. También se puede dar dando un problema de identificación del modelo, dado que las variables independientes pueden estar fuertemente interrelacionadas<sup>7</sup>.

Se siguió el mismo procedimiento descrito anteriormente para analizar los efectos de edad y de período. La Figura 6 muestra los cambios en el efecto de edad o ciclo de vida para varones y

para mujeres. Las gráficas del efecto sin ninguna variable independientes tienen forma de U, acentuando la importancia que tienen las edades intermedias en disminuir la probabilidad de ser pobre. En el caso masculino, la educación vuelve a causar que la curva se traslade hacia el cero, lo cual quiere decir que parte del efecto de edad desaparece al controlar por educación. Pero, al incorporar el porcentaje de hombres que son jefes de hogar, la línea vuelve a trasladarse hacia abajo. En el caso femenino, los años medios de escolaridad nunca logran hacer desaparecer el efecto de edad, y al igual que entre los hombres, el incorporar la variable de jefatura del hogar, la gráfica se traslada hacia abajo. En general, se esperaba que una variable típica del ciclo de vida, el ser jefe de hogar, ayudara a explicar un posible efecto de edad. No obstante, sucede todo lo contrario: al controlar el efecto que tiene la proporción de jefes de hogar sobre la probabilidad de ser pobre, las gráficas muestran que a medida que se envejece hay menos probabilidad de ser pobre. Si se compara entre las Figuras 5 y 6, esto podría querer decir que, entre la población femenina para ciertas edades, el efecto perjudicial que tiene el pertenecer a una cohorte vieja se ve compensado por el efecto “protector” que tendría la edad. Así por ejemplo para una mujer, el tener 75 años implica que sus “chances”<sup>8</sup> de ser pobre disminuyen en un 85% ( $1-e^{-1.93}$ ) con respecto de una persona de 18 años, pero el haber nacido en 1927 implica que sus “chances” de ser pobre aumentarían casi 5 veces más ( $e^{1.75}$ ) con respecto de una persona nacida en 1984. En términos netos, los chances de ser pobre por tener alrededor de 75 años y haber nacido en 1927 son un 16% menores ( $e^{0.18}$ ) que los chances que tiene una mujer de ser pobre dado que tiene 18 años y nació en 1984. En cambio, de acuerdo con los resultados, para ciertas combinaciones de año de nacimiento y edad, los efectos de edad y cohorte entre la población masculina no se compensan, sino que se acentúan (hacia abajo); así por ejemplo, los “chances” de un hombre de 75 años nacido en 1927 de ser pobre son 45% más bajos que los de un varón de 18 años nacido en 1984, controlando por las diferencias en años de educación. La Figura 7 muestra las variaciones en el efecto de período surgidas al controlar por las variables independientes. Estas tienen poco peso y son muy similares entre hombres y mujeres. Dado que se dijo que el efecto de período está dominado por los ciclos económicos, era poco probable que las variables independientes seleccionadas -fundamentalmente, características de las personas- lo afectaran. Para un futuro análisis se podrían tomar variables macroeconómicas (tasa de inflación, tasa de devaluación del colón) ó políticas (variables dicotómicas que midan los distintos años de las administraciones presidenciales) para comprender aún más el comportamiento observado.

Hasta este punto, se tienen los siguientes hallazgos preliminares:

- El efecto de período está influenciado principalmente por la crisis de inicios de los ochentas y si se utiliza una serie anual, este describe el ciclo político económico.
- El porcentaje de personas que son jefes de hogar en cada cohorte y año incide sobre el efecto de edad en una dirección contraria a la que se esperaba, y esto posiblemente tenga una de dos interpretaciones: ya sea que, sobre todo entre las mujeres, se puede dar el “sesgo de variable omitida”, es decir, el hecho de que se deje fuera del análisis (por no tenerla disponible) cierta información que podría estar explicando el efecto de edad en la población femenina, o bien, que hay un problema de sobreidentificación del modelo.
- Se encuentra un claro efecto de cohorte, según el cual los miembros de cohortes más viejas tienen mayor probabilidad de ser pobres. Este efecto de cohorte se explica casi en

su totalidad por el hecho de que las cohortes más viejas tienen en promedio menos años de estudio que las cohortes más recientes, especialmente entre la población masculina.

Otros autores (por ej., Céspedes y Jiménez 1988, PEN 2002b) ya han señalado que, en términos generales para toda la población, el nivel educativo está estrechamente vinculado con la probabilidad de ser pobre. Si el efecto de cohorte puede ser explicado (aunque sea parcialmente) por las diferencias en los niveles de instrucción entre generaciones, es válido preguntarse qué características de los adultos mayores de la actualidad median en esta relación. Como ya se ha repetido anteriormente, un efecto de cohorte describe cómo cierta generación experimentó una serie de eventos en el tiempo, dada la edad común que tenían en el momento en que estos ocurrieron. Las cohortes de adultos mayores a principios del siglo XXI tuvieron la experiencia de haber sido jóvenes durante la guerra civil de 1948 y de haber atestado los cambios institucionales que caracterizaron a la Costa Rica de la segunda mitad del siglo XX. No obstante, el hecho de que hayan sido testigos de estos cambios no implica exactamente que se hayan beneficiado directamente de ellos. La evolución de las instituciones de Seguridad Social fue un factor fundamental para el logro de los altos niveles de esperanza de vida (y en general de salud) entre los costarricenses. Este hito también permitió fortalecer un sistema de jubilación que le asegurara ingresos al finalizar su vida laboral. Sin embargo, a inicios de los setentas, todavía una proporción importante de la población no estaba asegurada. De acuerdo con el censo de 1973, el 60% de los varones y de las mujeres no tenían seguro social. Según el censo de 1984, los porcentajes se redujeron a 30% para los varones y 27% para las mujeres. Tanto el censo del 2000 como la encuesta de hogares del mismo año<sup>9</sup> coinciden en que estas cifras son de 21% y 15%, respectivamente. Los Cuadros 4 y 5 muestran que las cohortes nacidas antes de 1936 tienen coberturas de aseguramiento similares a las de todo el país para los años de 1973 y 1984. En el 2000, menos del 9% de estas cohortes no están aseguradas. ¿Cómo obtuvieron su seguro social? Usando los datos de la Encuesta de hogares del año 2000, se puede notar que una buena proporción de estas generaciones (una cuarta parte de las mujeres y una quinta parte de los varones) obtiene su seguro del llamado Régimen No Contributivo (RNC) ó del denominado Seguro por Cuenta del Estado. El RNC es un sistema en el cual los ancianos en situación de pobreza, sus dependientes y personas discapacitadas tienen derecho a los servicios de salud de la Caja Costarricense del Seguro Social y adicionalmente reciben un subsidio que proviene del 20% de los recursos del Fondo de Desarrollo Social y Asignaciones Familiares y del 5% de la contribución patronal sobre los salarios pagados (Córdoba Herrera 1995, Martínez-Franzoni y Mesa-Lago 2003), así como de los beneficios generados de la Lotería electrónica (República de Costa Rica 1994). El Seguro por Cuenta del Estado es otra condición de aseguramiento dirigida a la población de indigentes que no tenga ningún otro tipo de seguro. A diferencia del RNC, sus beneficiarios no reciben ningún subsidio.

Las características intrínsecas del RNC ayudan a explicar su relación con una especie de perpetuación de la pobreza. El subsidio que se pagaba a los beneficiarios en enero del año 2003 era de 13.800<sup>00</sup> colones para los ancianos, madres solas e indigentes y de 81.200,00 colones para personas con parálisis cerebral. “Según la Ley de Protección al trabajador, la pensión del RNC debería ser no menor del 50% de la pensión mínima por vejez de IVM<sup>10</sup> [Régimen de Invalidez, Vejez y Muerte], sin embargo, en enero del 2003 la pensión del RNC era un 37% de la pensión mínima de IVM” (Martínez-Franzoni y Mesa-Lago 2003: p.31). Como se puede observar los ancianos en situación de pobreza son los que reciben este subsidio, pero es tan bajo que si constituye la principal fuente de ingresos del hogar, este va a permanecer pobre. La Encuesta de

hogares del 2000 confirma el dato pues el 54% de los costarricenses de 65 años ó más con pensión del RNC viven en hogares pobres. Es imprescindible reconocer que uno de los principales beneficios de este régimen es ofrecer la posibilidad de recibir atención médica gratuita, un servicio fundamental para los adultos mayores y para los discapacitados. Sin embargo, esto no impide afirmar que en materia estrictamente de ingresos, los hogares beneficiados se mantendrán por debajo de la línea de pobreza si este subsidio sigue como la principal fuente de ingresos. ¿Cómo se liga este hecho con la educación? Según el Cuadro 5, en el 2000 mientras la cuarta parte de los ancianos mayores de 64 años con nivel de primaria incompleta o menos tienen pensión del RNC, la proporción baja a un 6% entre los que tienen sexto grado de primaria o más. Más aún, en 1973, según el Censo, entre las personas nacidas entre 1906 y 1935 (las cuales tenían entre 65 y 94 años en el 2000), un 61% de los que tenían menos de sexto grado de primaria no contaba con seguro social, pero un 57% de los que tenían mejor nivel educativo no estaba asegurado. En 1984, estas proporciones eran equivalentes a 26% y 19%, respectivamente. Las ligeras diferencias por sexo no modifican la conclusión. En resumen, lo que se quiere argumentar es que la alta proporción de pensionados del RNC (y de asegurados por cuenta del Estado) entre los actuales ancianos de Costa Rica aparenta estar relacionada con la alta proporción de no aseguramiento de estas cohortes en el pasado, particularmente durante la década de los setentas, pues se mostró que las personas con menos educación tenían menos probabilidad de estar aseguradas en el pasado y de tener una pensión del RNC en el presente.<sup>11</sup> Desde el punto de vista metodológico, se esperaba incluir la variable de condición de aseguramiento en el análisis de estimación de los efectos de edad, cohorte y período, pero las bases de datos de encuestas anteriores a 1991 disponibles en el sitio de Internet del CCP no contaban con dicha variable.

Esta relación entre no aseguramiento en el pasado y el estar asegurado por el RNC en el presente es todavía más patente si se desagrega por regiones. Si bien es cierto, el Cuadro 6 no toma en cuenta la posible migración de personas principalmente de las áreas periféricas hacia la Región Central, en él se observa claramente que en la Región Central, la proporción de no aseguramiento era más baja que en el resto del país en 1973 y en 1984, y que la proporción de ancianos con pensión del RNC y la proporción de ancianos viviendo en hogares pobres son mayores en las regiones periféricas. Como la pregunta sobre condición de aseguramiento del censo del 2000 no separa a los pensionados del RNC del resto de pensionados, la fuente para estas estimaciones es la encuesta de hogares del 2000. Dadas las limitaciones impuestas por el tamaño de muestra, la relación entre regiones, RNC, pobreza y nivel educativo se muestra en la Figura 8, dividiendo al país en sólo dos regiones, la Región Central y el Resto del País. El gráfico es elocuente exponiendo cuán mayor es la pobreza entre los pensionados con Régimen No Contributivo, particularmente en las regiones periféricas.

Pero las pensiones del RNC no son el único factor que puede mediar en la relación entre educación y pobreza entre los adultos mayores. Para el año 2000, entre los nacidos antes de 1935, el 29% de los que contaban con pensión de IVM vivían en hogares con ingresos por debajo de la línea de pobreza. Además, entre los pensionados, el 21% de los que tenían primaria incompleta o menos eran pobres, mientras que sólo el 10% de los que tenían sexto grado de primaria ó más eran pobres. El hecho de que pensionados del régimen de IVM tengan ingresos por debajo de la línea de pobreza está asociado con los bajos ingresos que recibían cuando estaban trabajando. Como ejemplo, se puede comparar el ingreso primario promedio que recibían los miembros con seguro social directo de la cohorte masculina<sup>12</sup> nacida entre 1926 y



1935 en 1991 (o sea, entre los que estaban trabajando pero con edades cercanas a la edad de jubilación). El ingreso promedio era menor entre los menos educados (26.679<sup>oo</sup> colones) con respecto de los más educados (36.071<sup>oo</sup>). Si se observa el monto promedio de pensión recibido por la misma cohorte en 2000 (en colones constantes de 1991), se podrá apreciar cómo se mantiene la relación entre nivel de educación e ingresos: los que tenían menos de sexto grado de primaria percibían 21.354<sup>oo</sup> colones, mientras que los que tenían sexto grado ó más percibían por pensión 49.480<sup>oo</sup>. La educación por sí misma no produjo que estas cohortes tuvieran menos ingresos, sino que medió para que una proporción más alta de los que tenían menos de primaria completa tuvieran ocupaciones de baja calificación con las cuales obtenían bajos ingresos. La submuestra no es lo suficientemente grande como para hacer un análisis detallado de composición ocupacional, pero como ejemplo, entre los varones menos educados de la cohorte 1926-1935, el porcentaje de ocupados en agricultura -que en promedio recibían menores ingresos que otros grupos ocupacionales (Céspedes y Jiménez 1988)- en 1991 era mayor (58%) que entre los más educados (15%).

### *Discusión*

Mediante la estimación de los efectos de edad, cohorte y período sobre la proporción de pobres, se pudo mostrar que la proporción de pobres entre los adultos mayores se puede describir no sólo como un efecto de edad (las personas con edades más avanzadas tendrán una probabilidad mayor de ser pobres que los más jóvenes), sino principalmente como un efecto de cohorte (las cohortes más antiguas tienen una mayor probabilidad de ser pobres que las cohortes más recientes). El que la pendiente de este efecto de cohorte sea tan pronunciada como lo muestra el gráfico, revela que las cohortes más antiguas han quedado progresivamente en desventaja a medida que Costa Rica ha cambiado. El hecho de que el nivel medio de educación logre explicar el efecto de cohorte, al menos entre los hombres, no hace más que confirmar el argumento esgrimido. El Estado benefactor costarricense promovió la educación como un mecanismo de progreso durante la segunda mitad del siglo XX, y son las cohortes más recientes las que se han beneficiado más de este incentivo a la educación. Los adultos mayores costarricenses de comienzos del siglo XXI tuvieron menos oportunidades de incrementar su nivel educativo, por lo que durante los años previos a su salida de la fuerza laboral (por jubilación formal o informal), los menos educados obtenían ingresos que los arrastraron hacia la pobreza. Además, el hecho de que este efecto de cohorte se explique por una variable tan estructural como sus años medios de instrucción da evidencias de que los ancianos son el típico grupo que se puede calificar con el término de “pobreza dura”. En otras palabras, a pesar de que no se tenga información longitudinal que pudiera corroborar el argumento, los datos hacen pensar que este grupo poblacional se ha mantenido pobre a través del tiempo, en lugar de ser un grupo que entra y sale de la pobreza de acuerdo con fluctuaciones económicas, como podría ser el caso de desempleados jóvenes que antes de entrar al mercado laboral eran pobres, pero en el momento en que la economía les permite hallar un trabajo, pueden salir de su condición de pobreza. El afirmar que estos ancianos representan “núcleos de pobreza dura” no implica que los futuros ancianos de Costa Rica lo van a ser, pues la forma monotónicamente decreciente del efecto de cohorte podría hacer pensar que a medida que los adultos de edades intermedias –que sí gozaron de los beneficios de los avances económicos y sociales de la segunda mitad del siglo- sean clasificados como ancianos, la pobreza entre adultos mayores podría empezar a disminuir. Lo que la afirmación sí implica es que parte del estancamiento que se observó durante los últimos años en el indicador sobre pobreza se pueda deber a la incapacidad de ciertos grupos como los ancianos de dejar de ser

pobres cuando la coyuntura económica lo permitía, al menos temporalmente; y esta incapacidad puede estar relacionada con características adquiridas en edades tempranas y que cambian poco a través del tiempo, por lo que se podrían describir como efectos de cohorte. Los datos también parecen mostrar que estas cohortes se vieron particularmente afectadas con la crisis económica de 1981-1982 y que posiblemente la condición de pobreza de un número importante de ellos se ha arrastrado por dos décadas.

Se evidenció también que parte de la relación entre educación y pobreza entre los adultos mayores se puede explicar por el acceso diferencial que tuvieron a uno de los grandes hitos de la historia social costarricense: el derecho a una pensión por jubilación. El censo de 1973 ya mostraba cómo más de la mitad de los actuales adultos mayores de Costa Rica no estaba asegurado. En 1984, esta proporción bajó pero aún así se mantuvo relativamente alta, pues una cuarta parte no contaba con ningún tipo de seguro social. A pesar de que los datos no lo hacen explícito, es razonable inferir que una proporción importante de las personas que no estaban aseguradas no tenían derecho a una jubilación del Régimen de Invalidez, Vejez y Muerte, (o cualquier otro de los regímenes paralelos como el de Hacienda o el del Magisterio) por lo que una de sus fuentes de ingreso pasó a ser la pensión del Régimen No Contributivo, financiada con los dineros de inversión social del Estado costarricense. Adicionalmente, se mostró cómo es en las regiones periféricas donde se observaba una mayor proporción de no aseguramiento en 1973 y 1984, así como una mayor proporción de pensionados del RNC, y que parte de estas diferencias regionales se pueden explicar porque la Región Central tenía y tiene aún adultos mayores con un promedio más elevado de años de educación. Es importante destacar esta relación entre no aseguramiento y RNC ya que pese a los esfuerzos del Estado costarricense, más de un 15% de las generaciones próximas a jubilarse (los nacidos entre 1936 y 1945) no está asegurado (como se mostró en el Cuadro 4). Parece entonces imprescindible trabajar en pronósticos que indiquen cuán vulnerables serían estas generaciones, dadas sus características.

Desde el punto de vista metodológico, el análisis de cohortes propuesto por Deaton resulta útil para visualizar la evolución de un fenómeno a través del tiempo, cuando no se tiene información longitudinal. Sin embargo, otros científicos sociales han propuesto otros métodos de descomposición en efectos de edad, cohorte y período (O'Brien et al 2003, Yang y Land 2003) que podrían ser más valiosos para tomar en cuenta efectos de rezago en el tiempo (por ejemplo, cómo afecta el que una proporción alta de una cohorte haya trabajado en ocupaciones de baja calificación, sobre la probabilidad de ser pobre 10 ó 20 años después) o variables macroeconómicas que afectan en forma similar a las cohortes (por ejemplo, políticas salariales, inflación, devaluación del valor del colón).

## Notas:

---

<sup>1</sup> En la semana anterior a la presentación del artículo en la Conferencia "Población del Istmo Centroamericano", el Gobierno de Costa Rica anunció que el porcentaje de hogares pobres había disminuido cerca del 18%, una diferencia estadísticamente significativa con respecto del año anterior (La Nación, 7 noviembre 2003).

<sup>2</sup> <http://encuestas.ccp.ucr.ac.cr/>

<sup>3</sup> Por ejemplo, información sobre egresos hospitalarios provista por la Caja Costarricense del Seguro Social se puede combinar con la información de la Encuesta de hogares, siempre y cuando se definan las mismas cohortes.

<sup>4</sup> Comando `blogit` en STATA.

<sup>5</sup> Llama la atención que al comparar los niveles medios de educación entre 1980 y 2000, los promedios del 2000 son

menores. Esto implicaría que entre los miembros de dichas cohortes, los que tuvieron una mortalidad más alta fueron los más educados. No obstante, no se cuenta con datos para poder justificar esta interpretación. Las variaciones también se pueden deber a los reducidos tamaños de muestra para dichas subpoblaciones.

<sup>6</sup> Como ya se explicó, en los análisis posteriores se prefirió usar la serie trienal para mantener el supuesto de independencia de las observaciones entre encuestas

<sup>7</sup> El problema de sobreidentificación del modelo se puede dar al agregarle dos variables independientes que, entre las mujeres, están altamente correlacionadas entre sí, y a la vez ambas tienen correlaciones altas con el efecto de cohorte sobre la probabilidad de ser pobre. El efecto de cohorte está estimado con coeficientes de regresión, y estos son sensibles a una alta correlación de su respectiva variable con otras variables independientes; en otras palabras un problema de alta multicolinealidad, que no afecta los errores estándar porque el tamaño de muestra es bastante grande. En el Cuadro A2 del Anexo se puede observar que, entre los hombres, aparte de los efectos de edad, cohorte y período, sólo la educación tiene un coeficiente estadísticamente significativo sobre la probabilidad de ser pobre. En cambio, entre las mujeres, tanto la educación como la tasa de jefatura tienen coeficientes significativos. La interrelación entre pobreza, jefatura del hogar y educación a través del tiempo y el ciclo de vida merece un análisis más detallado que el que se pretende en este artículo, dados los objetivos planteados.

<sup>8</sup> Entiéndase “chances” como una traducción del vocablo inglés “odds”, el cual en correcto castellano se denominaría “momios”.

<sup>9</sup> Este segmento del artículo utiliza la Encuesta de hogares del 2000 en lugar de la del 2002, para poder tener cierto punto de comparación temporal con respecto del Censo del 2000.

<sup>10</sup> Régimen de Invalidez, Vejez y Muerte de la CCSS

<sup>11</sup> El argumento se sustenta sobre el supuesto de que la mayoría de los que eran asegurados directos en 1973 y 1984 tuvieron derecho a una pensión del Régimen Contributivo, la cual es sustancialmente mayor.

<sup>12</sup> Se escogió las cohortes masculinas debido a que entre las cohortes femeninas nacidas en ese mismo período tenían una baja participación en actividades económicas.

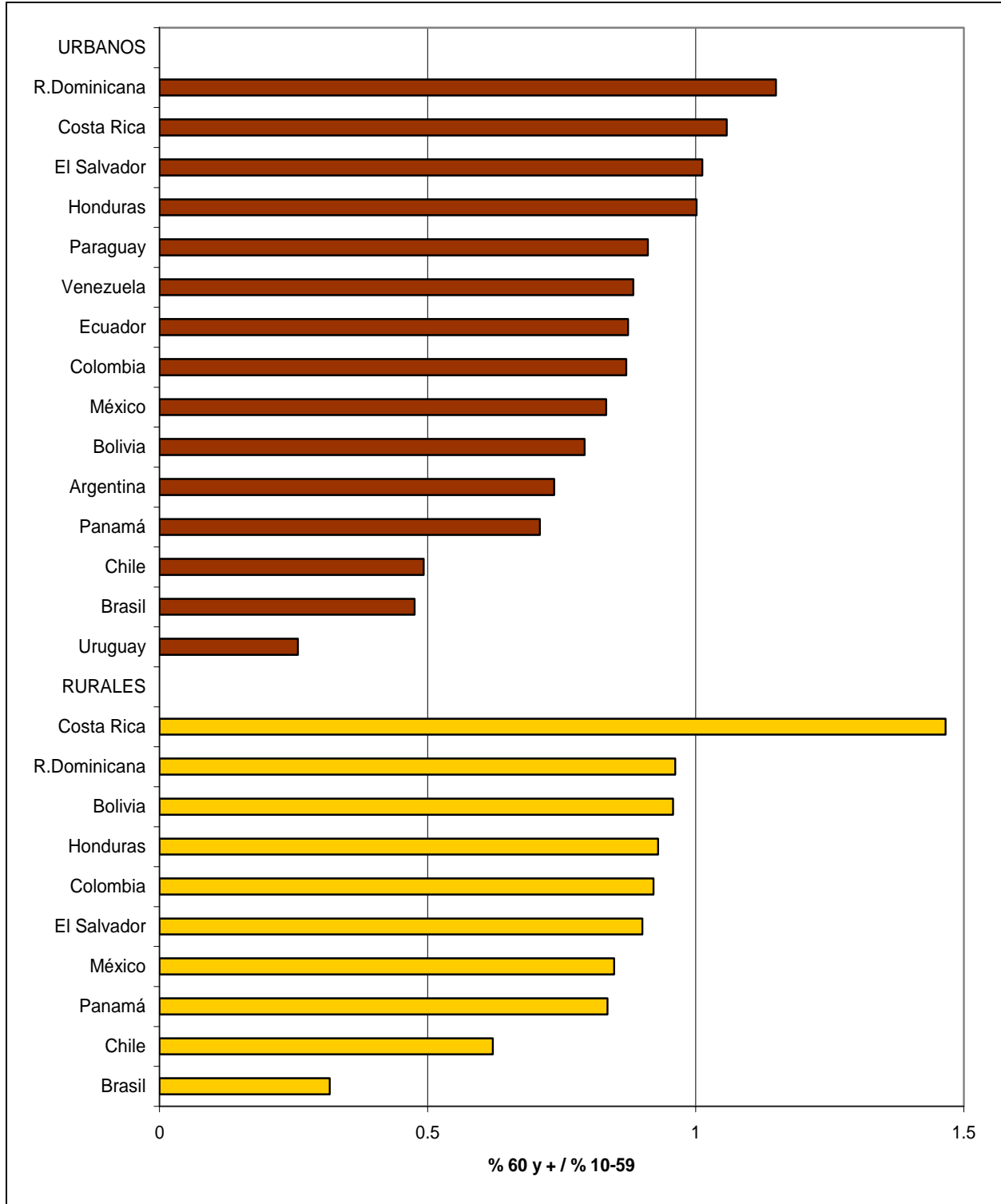
## BIBLIOGRAFIA

- Barahona Montero M. 1999a. El desarrollo económico. En: Quesada Camacho JR, D Masís Iverson, M Barahona Montero, T Meza Ocampo, R Cuevas Molina y JR Segura. 1999. Costa Rica contemporánea: raíces del estado de la nación. San José, CR: EUCR. 1ª ed..
- Barahona Montero M. 1999b. El desarrollo social. En: Quesada Camacho JR, D Masís Iverson, M Barahona Montero, T Meza Ocampo, R Cuevas Molina y JR Segura. 1999. Costa Rica contemporánea: raíces del estado de la nación. San José, CR: EUCR. 1ª ed.
- Caja Costarricense del Seguro Social CCSS. 2002. *Anuario Estadístico 2000*. En: <http://www.info.ccss.sa.cr/actuarial/anrnc98.htm>.
- Centro Centroamericano de Población CCP. 2003. Esperanza de vida al nacer, a los 20 y a los 65 años de edad. Costa Rica 1930-2002. En: <http://ccp.ucr.ac.cr/observa/CRindicadores/evida.htm>
- Céspedes VH y R Jiménez. 1987. *Evolución de la pobreza en Costa Rica*. San José, CR: Academia de Centroamérica. Serie Estudios No.5.
- Céspedes VH y R Jiménez. 1995. *La pobreza en Costa Rica: Concepto, medición y evolución*. San José, CR: Academia de Centroamérica.
- Córdoba Herrera A. 1995. *Regímenes de pensiones de capitalización individual*. Comisión Nacional de Valores, División y Promoción de Desarrollo, Departamento de Proyectos.
- Deaton A. 1997. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore, MD: The Johns Hopkins University Press.
- del Pópolo F. 2001. *Características sociodemográficas y socioeconómicas de las personas de edad en América Latina*. Serie Población y desarrollo No.19.

- Ginn J y S Arber. 1991. "Gender, class and income inequalities in later life". *The British Journal of Sociology* 42(3):369-396
- González Mejía H. 1999. "Balance de las reformas económicas para el sector agropecuario 1983-1997 y perspectivas". En: Conejo Fernández C, H Mora Jiménez y JR Vargas (comp.). 1999. *Costa Rica hacia el siglo XXI: Balance de las reformas económicas 1983-1998*. Heredia, CR: EFUNA. 1ª ed.
- Gratton B. 1996. "The Poverty of Impoverishment Theory: The economic well-being of the elderly, 1890-1950". *The Journal of Economic History* 56(1):39-61
- Ham Chande R. 1996. "Las Reformas a la seguridad social: De la solidaridad intergeneracional a la privatización de las pensiones". *Demos* 9:36-37
- Holden KC, RV Burkhauser y DJ Feaster. 1988. "The timing of falls into poverty after retirement and widowhood". *Demography* 25(3):405-414
- Hurd MD. 1989. "The economic status of the elderly". *Science* 244(4905):659-664.
- King G. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Martínez Franzoni J y C Mesa Lago. 2003. *Las reformas inconclusas: Pensiones y salud en Costa Rica. Avances-Problemas-Recomendaciones*. San José, CR: Fundación Friedrich Ebert.
- Montes de Oca V. 1996. "La Tercera Edad: Situaciones sociales de los viejos". *Demos* 9:34-35
- O'Brien RM, K Hudson y J Stockard. 2003. *A multi-level estimation of age, period, and cohort effects*. Paper presented at the 2003 Annual Meeting of the American Sociological Association, August 16-19, 2003, Atlanta, Georgia
- O'Neill D. 1995. "Education and income growth: Implications for cross-country inequality". *The Journal of Political Economy* 103(6):1289-1301
- Preston SH. 1984. "Children and the Elderly: Divergent Paths for America's Dependents (in Presidential Address)". *Demography* 21(4):435-457.
- Proyecto Estado de la Nación PEN. 2002a. Estado de la Nación en desarrollo humano Sostenible: sétimo informe 2000. San José, CR: Proyecto Estado de la Nación.
- Proyecto Estado de la Nación en desarrollo humano sostenible PEN. 2002b. Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible: Octavo informe 2001. San José, CR: Proyecto Estado de la Nación.
- República de Costa Rica. Poder Legislativo. 1999. *Ley No. 7983. Ley de Protección al trabajador*. Agosto 1999.
- Ross CM, S Danziger y E Smolensky. 1987. "Interpreting changes in the economic status of the elderly, 1949-1979". *Contemporary Policy Issues* 5(2):98-112
- Segura JR. 1999. Costa Rica y su contexto internacional. En: Quesada Camacho JR, D Masís Iverson, M Barahona Montero, T Meza Ocampo, R Cuevas Molina y JR Segura. 1999. *Costa Rica contemporánea: raíces del estado de la nación*. San José, CR: EUCR. 1ª ed.
- Thurow LC. 1967. The causes of poverty. *The Quarterly Journal of Economics* 81(1):39-57
- Wong R y M Espinoza. 2002. "Bienestar económico de la población de edad media y avanzada en México: Primeros resultados del Estudio nacional de salud y envejecimiento en México". Ponencia presentada en la *Reunión de Expertos en Redes Sociales de Apoyo a las Personas Adultas Mayores: el Rol del Estado, la Familia y la Comunidad*. CELADE, Santiago de Chile, 9-12 Diciembre 2002.

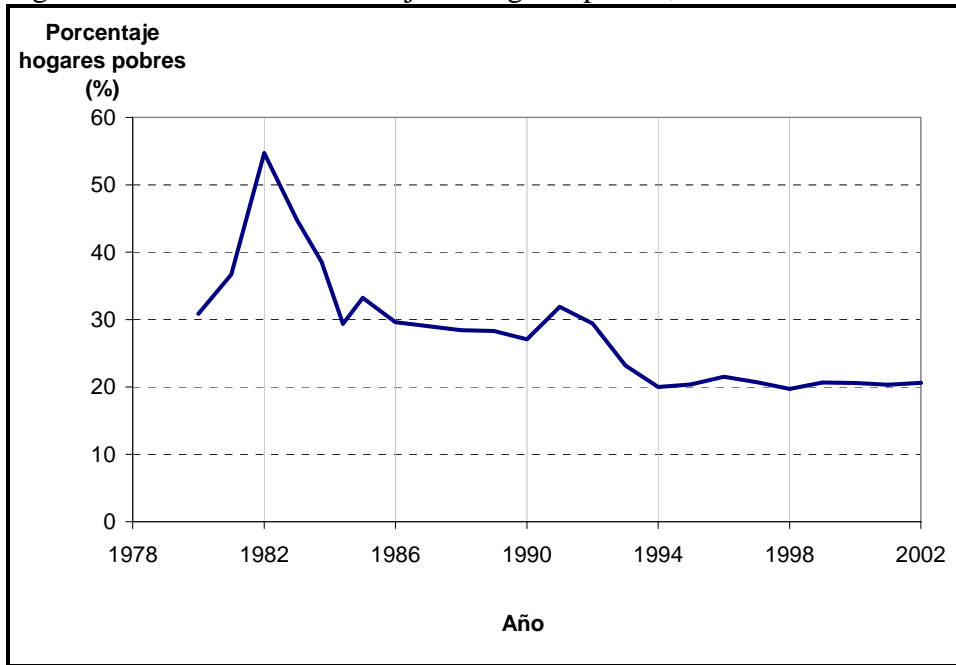
Yang Y y KC Land. 2003. *Age-Period-Cohort analysis of repeated cross-section surveys: Towards and integrated methodology*. Ponencia presentada en la reunión anual 2003 de American Sociological Association, August 16-19, 2003, Atlanta, Georgia.

Figura 1. América Latina: Razón del porcentaje de pobres entre la población de 60 años y más, dividido por el porcentaje de pobres entre la población de 60 años y más (Circa 2000), por país y zona de residencia.



Fuente: Elaboración propia con datos de Del Pópulo (2001).

Figura 2. Costa Rica: Porcentaje de hogares pobres, 1980-2002



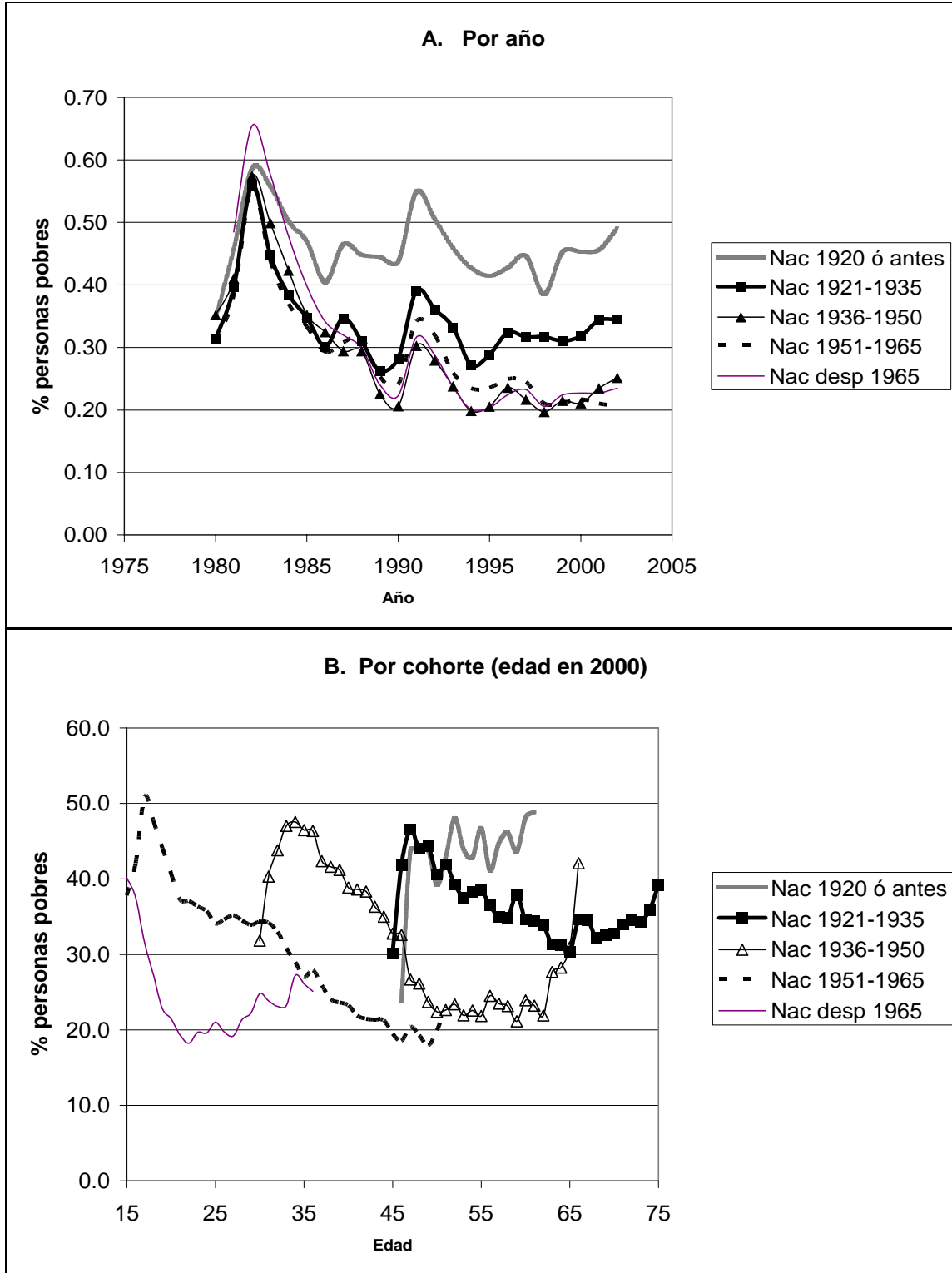
Fuente: Elaboración propia con las Encuestas de Hogares 1976-2002

Cuadro 1. Costa Rica: Porcentaje de personas que habitan en hogares pobres, por grupos en riesgo, 2002

Grupos demográficos	Tamaño de muestra	de Población estimada	% de personas en hogares pobres
<b>Total</b>	<b>44,138</b>	<b>3,997,883</b>	<b>23,5</b>
Hombres	22,088	1,983,715	23,0
Mujeres	22,050	2,014,168	24,0
Personas en hogares con jefa femenina	9,366	898,692	28,2
Menores de 12 años	3,167	937,056	31,2
Hombres entre 12 y 17 años	3,167	273,143	30,1
Mujeres entre 12 y 17 años	2,905	256,407	26,0
Hombres de 65 a 74 años	727	66,999	26,1
Mujeres de 65 a 74 años	782	76,341	31,6
Hombres de 75 años y más	492	43,297	36,0
Mujeres de 75 años y más	514	51,852	31,9

Fuente: Elaboración propia con Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2002

Figura 3. Costa Rica: Proporción de personas pobres, por cohorte y edad, y por año y edad, 1980-2002.



Fuente: Elaboración propia con Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2002

Nota: Las gráficas no son equivalentes pues el agrupamiento de las cohortes.



Cuadro 2. Costa Rica: Características de las cohortes masculinas nacidas antes de 1936 (personas de 65 años ó más en 2000), según año, 1980, 1982, 1985, 1990, 1995 y 2000. (En letra negrita los valores para el total del país).

Características de las cohortes	Hombres						Mujeres					
	1980	1982	1985	1990	1995	2000	1980	1982	1985	1990	1995	2000
<b>Porcentaje de pobres</b>	<b>28,4</b>	<b>53,0</b>	<b>34,7</b>	<b>25,7</b>	<b>25,0</b>	<b>26,6</b>	<b>29,4</b>	<b>55,7</b>	<b>35,4</b>	<b>25,1</b>	<b>26,6</b>	<b>30,3</b>
1906-1915	29,5	51,5	47,8	36,7	37,8	43,5	32,0	56,4	41,2	31,3	27,5	31,3
1916-1925	26,9	53,4	37,3	27,1	28,9	30,1	27,4	54,4	36,9	26,4	31,4	34,6
1926-1935	28,8	53,1	29,7	20,9	19,9	23,5	29,8	56,1	33,1	22,0	23,7	27,9
<b>Nivel medio de escolaridad</b>	<b>6,4</b>	<b>6,6</b>	<b>7,0*</b>	<b>7,0</b>	<b>7,3</b>	<b>7,5</b>	<b>6,4</b>	<b>6,5</b>	<b>7,1*</b>	<b>7,0</b>	<b>7,3</b>	<b>7,6</b>
1906-1915	3,3	3,6	3,5*	2,8	3,4	2,7	3,6	3,5	3,9*	3,2	3,8	3,8
1916-1925	4,5	3,8	4,2*	3,5	4,2	2,9	3,9	3,9	4,2*	3,5	3,7	3,7
1926-1935	5,0	4,7	5,3*	4,7	3,4	4,5	4,5	4,3	4,8*	4,1	4,3	4,2
<b>Porcentaje jefes de hogar**</b>	<b>63,6</b>	<b>61,4</b>	<b>62,0</b>	<b>64,4</b>	<b>65,5</b>	<b>63,2</b>	<b>13,0</b>	<b>14,2</b>	<b>13,7</b>	<b>13,7</b>	<b>15,6</b>	<b>17,6</b>
1906-1915	86,0	85,1	81,9	82,1	80,5	65,9	35,8	35,5	30,5	39,6	38,9	34,5
1916-1925	92,0	90,1	90,2	89,9	83,3	78,2	27,3	31,7	30,5	32,9	37,4	39,2
1926-1935	93,3	91,8	90,8	89,6	89,6	87,1	19,6	23,7	25,6	31,2	33,9	40,5
<b>Porcentaje de viudez</b>			<b>* 1,7</b>	<b>2,0</b>	<b>2,5</b>	<b>2,6</b>			<b>* 5,7</b>	<b>5,8</b>	<b>6,9</b>	<b>6,1</b>
1906-1915			* 12,7	7,7	36,4	43,2			* 38,4	38,0	79,7	66,8
1916-1925			* 5,3	4,8	20,9	20,4			* 21,0	17,9	45,5	47,3
1926-1935			* 1,9	1,4	4,6	8,8			* 3,4	6,3	20,8	31,2
<b>Tasa bruta participación**</b>	<b>83,6</b>	<b>83,0</b>	<b>81,9</b>	<b>82,0</b>	<b>82,0</b>	<b>79,3</b>	<b>27,0</b>	<b>29,0</b>	<b>28,2</b>	<b>33,7</b>	<b>35,0</b>	<b>37,8</b>
1906-1915	46,0	39,0	33,1	25,4	16,4	6,1	5,3	5,7	2,5	2,4	1,2	0,0
1916-1925	79,5	70,7	65,0	48,4	28,8	13,2	10,6	3,7	9,4	0,0	5,8	3,2
1926-1935	95,0	90,6	89,1	73,1	58,8	36,4	19,8	2,7	18,9	2,1	9,3	6,1

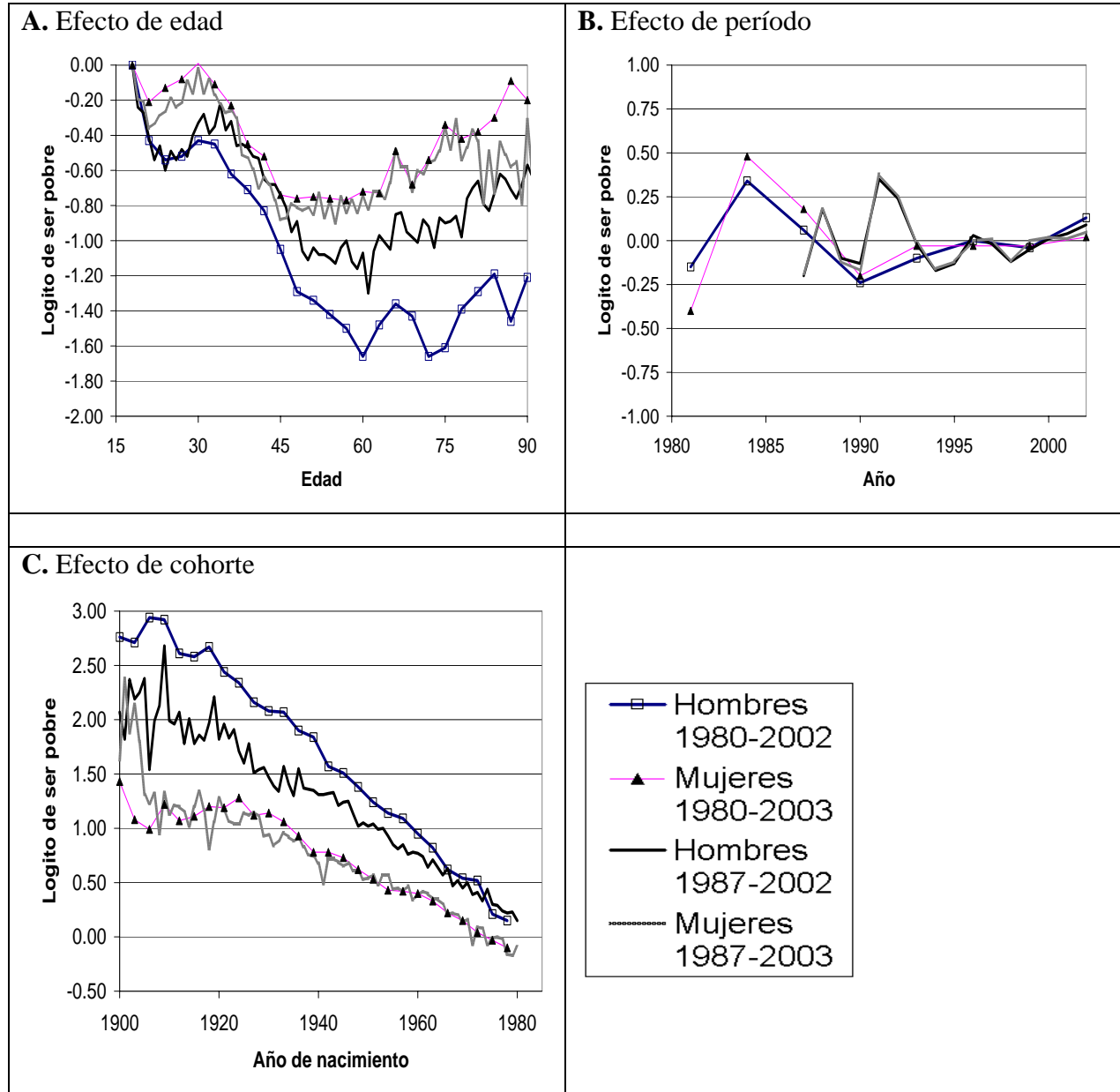
Fuente: Elaboración propia con base en Encuestas de hogares 1980, 1982, 1985, 1990, 1995 y 2000

Nota: \* Con base en el censo de población 1984

\*\* Población de 18 años ó más

\*\*\* Población de 12 años ó más

Figura 4. Costa Rica: Efectos de edad, cohorte y período en la probabilidad de vivir en un hogar pobre, por sexo, según período de referencia (trienal 1980-2002 y anual 1987-2002).



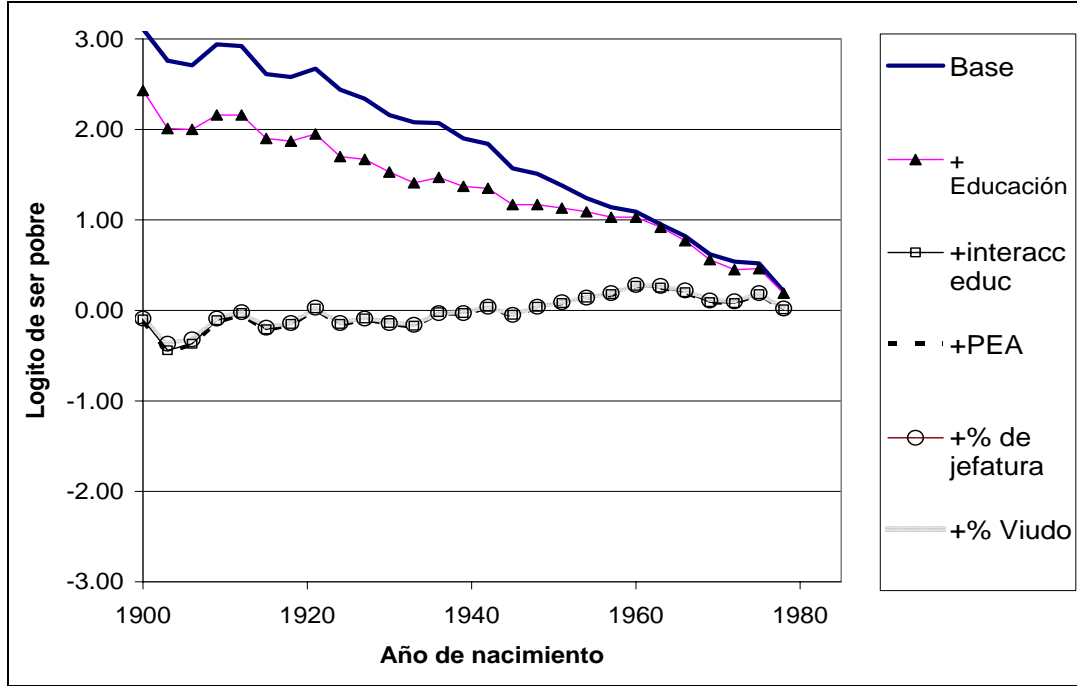
Cuadro 3. Costa Rica: Pruebas de hipótesis para los efectos de edad, cohorte y período del porcentaje de personas pobres, a partir de regresiones logísticas con datos de períodos anuales y con datos de períodos trienales, 1978-2002.

Efecto	Períodos anuales		Períodos de cada tres años	
	Estadístico prueba F *	de p-value	Estadístico prueba F *	de p-value
<i>Hombres</i>				
Edad	511,23	0,000	315,75	0,000
Cohorte	273,07	0,000	91,18	0,000
Período	458,13	0,000	270,12	0,000
<i>Mujeres</i>				
Edad	539,72	0,000	297,28	0,000
Cohorte	251,71	0,000	90,83	0,000
Período	556,23	0,000	298,46	0,000

Nota: \* La hipótesis nula de la prueba F es el modelo excluyendo las variables dicotómicas correspondientes al efecto que se está contrastando.

Figura 5. Costa Rica: Efecto de cohorte sobre la probabilidad de vivir en un hogar pobre, por sexo, controlado por una serie de variables independientes, 1980-2002. (medido en cambios en los logitos de ser pobre).

Hombres



Mujeres

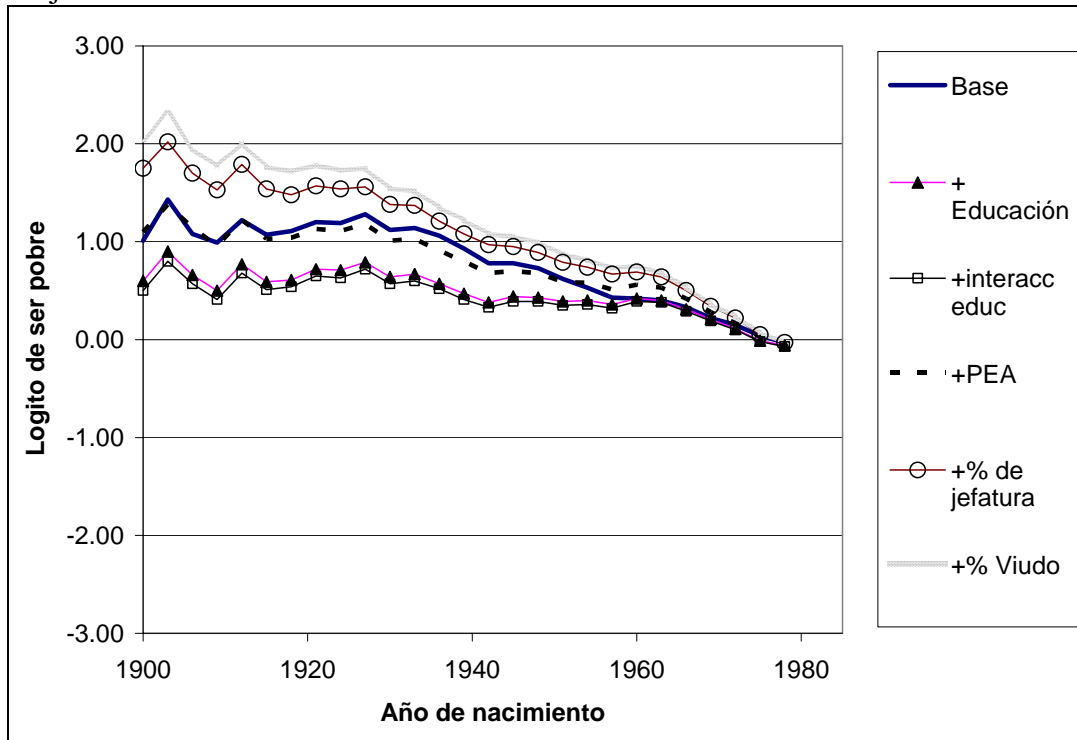
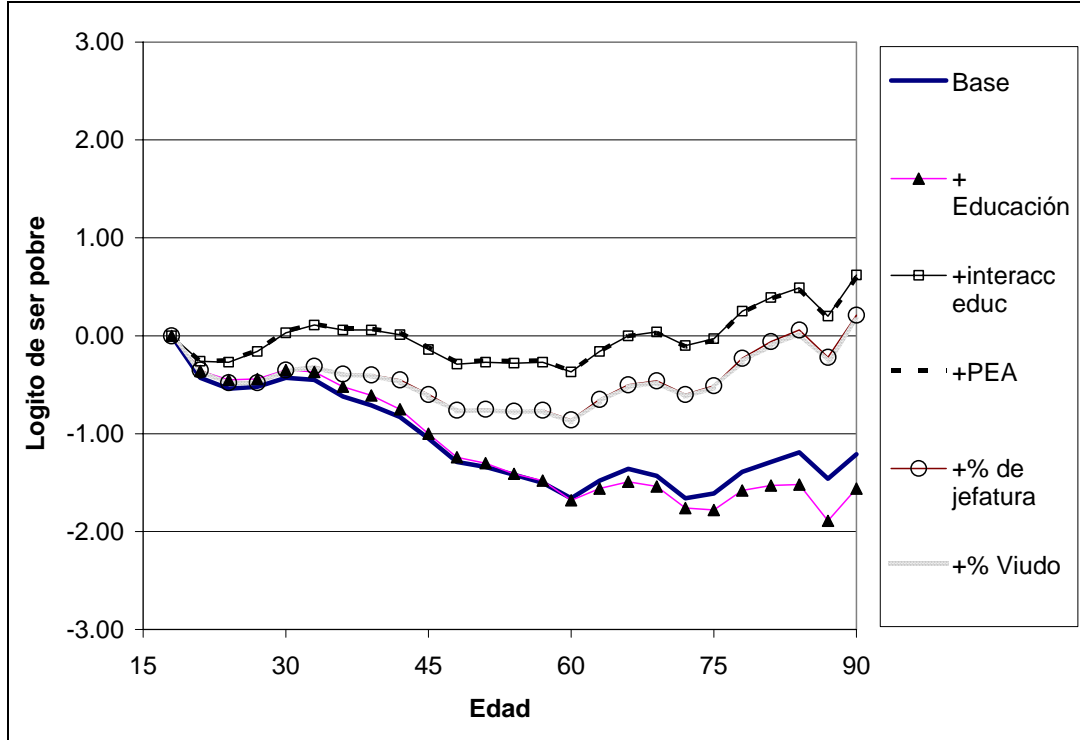


Figura 6. Costa Rica: Efecto de edad sobre la probabilidad de vivir en un hogar pobre, por sexo, controlado por una serie de variables independientes, 1980-2002. (medido en cambios en los logitos de ser pobre).

Hombres



Mujeres

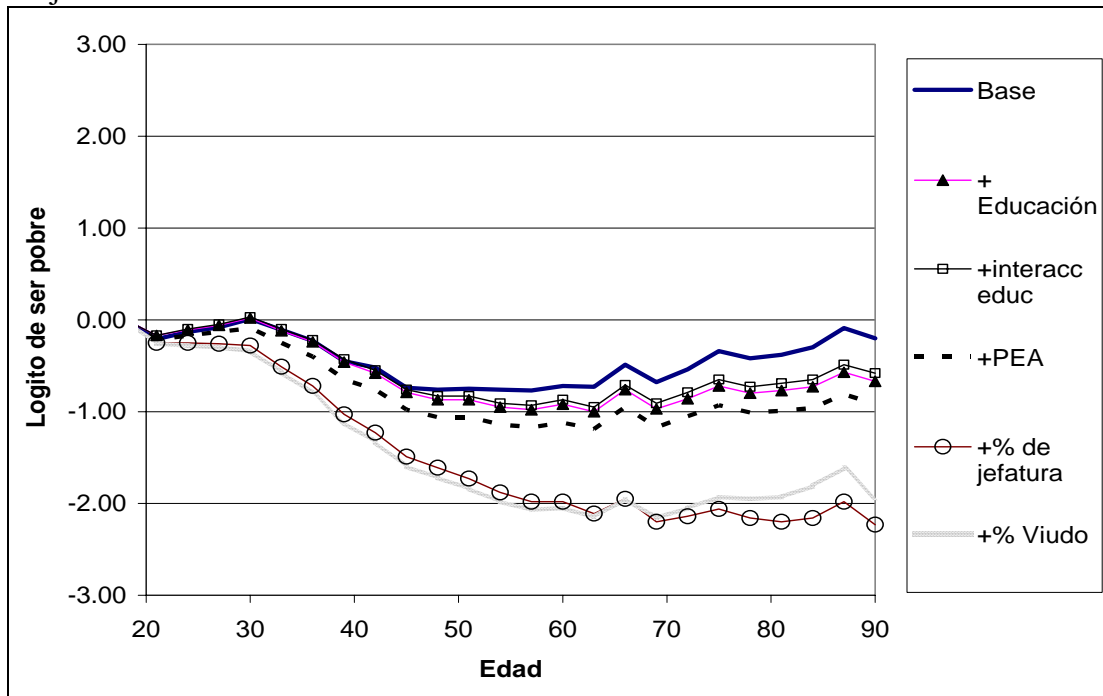
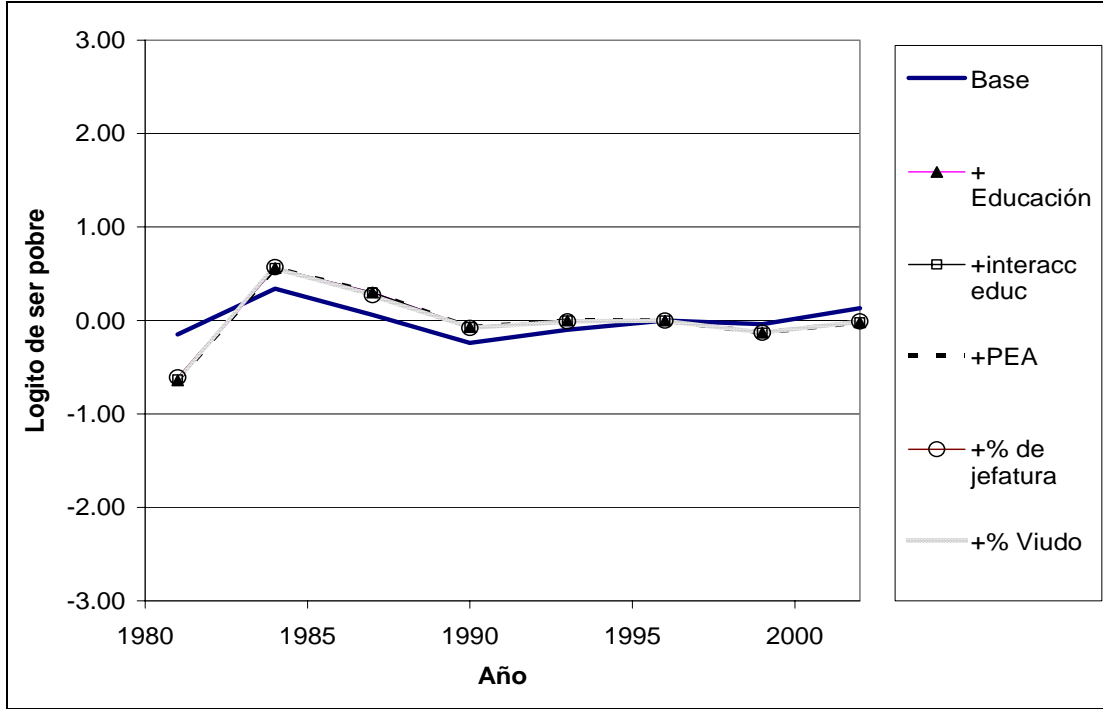
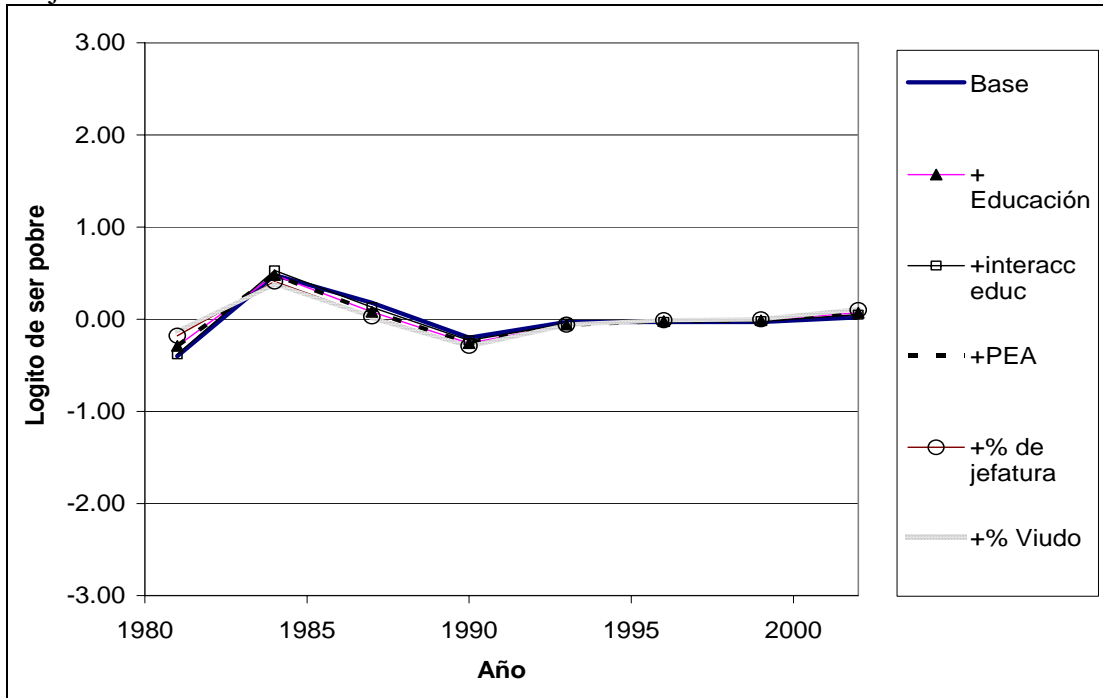


Figura 7. Costa Rica: Efecto de período sobre la probabilidad de vivir en un hogar pobre, por sexo, controlado por una serie de variables independientes, 1980-2002. (medido en cambios en los logitos de ser pobre).

Hombres



Mujeres



Cuadro 4 Costa Rica: Características de las cohortes masculinas nacidas antes de 1956 (personas de 45 años o más en 2000), según año, 1973, 1984, 1990, 1995 y 2000.

Características de las cohortes	<u>Hombres</u>				<u>Mujeres</u>			
	Censos			Encuesta hogares	Censos			Encuesta hogares
	1973	1984	2000	2000	1973	1984	2000	2000
<b>Porcentaje de...</b>								
<b>No asegurados</b>								
1926-1935	59,5	26,4	8,1	6,8	59,0	20,7	6,5	4,3
1936-1945	51,2	27,5	17,7	16,3	52,3	22,8	9,0	7,8
1946-1955	60,1	27,8	22,3	22,6	62,1	22,5	13,1	13,6
<b>Asegurados directos *</b>								
1906-1935	39,8	41,1		54,3	9,2	13,9		28,9
1936-1945	48,6	51,5		45,4	17,3	21,5		25,0
1946-1955	38,6	55,5		47,3	16,9	24,6		25,6
<b>Familiar de aseg</b>								
1906-1935	0,7	5,4	7,7	8,0	0,7	49,7	34,7	37,3
1936-1945	0,1	1,4	5,3	7,4	0,1	48,2	45,6	49,2
1946-1955	1,3	1,4	2,3	2,7	1,3	46,9	45,6	45,7
<b>Pens. por cta del Estado</b>								
1906-1935				5,0				5,4
1936-1945				4,5				6,7
1946-1955				3,8				7,2
<b>Pensionados RNC</b>								
1906-1935				16,2				20,7
1936-1945				3,2				6,7
1946-1955				0,9				1,4

Fuente: Elaboración propia con base en censos de 1973, 1984 y 2000, y Encuesta de hogares 2000

**Nota:** \* En el censo 2000 no se puede ubicar fácilmente a los "asegurados directos"; en la Encuesta de hogares, la proporción se estimó sumando los asegurados por salario más pensionados por Régimen Contributivo de IVM

Cuadro 5. Costa Rica: Porcentajes de personas en categorías de condición de aseguramiento, por sexo y nivel de instrucción, 1973-2000.

Categorías de condición de aseguramiento	Total		Hombres		Mujeres	
	Primaria incompleta o menos	Primaria completa o más	Primaria incompleta o menos	Primaria completa o más	Primaria incompleta o menos	Primaria completa o más
Porcentaje de...						
No asegurados						
1973	61,4	56,8	62,3	56,6	60,6	57,0
1984	25,8	18,5	29,2	20,5	22,6	16,4
Censo 2000	7,5	6,9	8,6	7,2	6,6	6,6
EH 2000	5,8	5,6	7,9	6,3	3,8	5,0
RNC						
EH 2000	24,6	5,9	21,6	4,7	27,4	6,9
Por cuenta del Estado						
Censo 2000	25,4	7,6	23,1	6,7	27,5	8,5
EH 2000	6,8	2,2	6,3	1,9	7,1	2,4

Fuente: Elaboración propia con base en censos 1973, 1984 y 2000, y Encuesta de hogares 2000

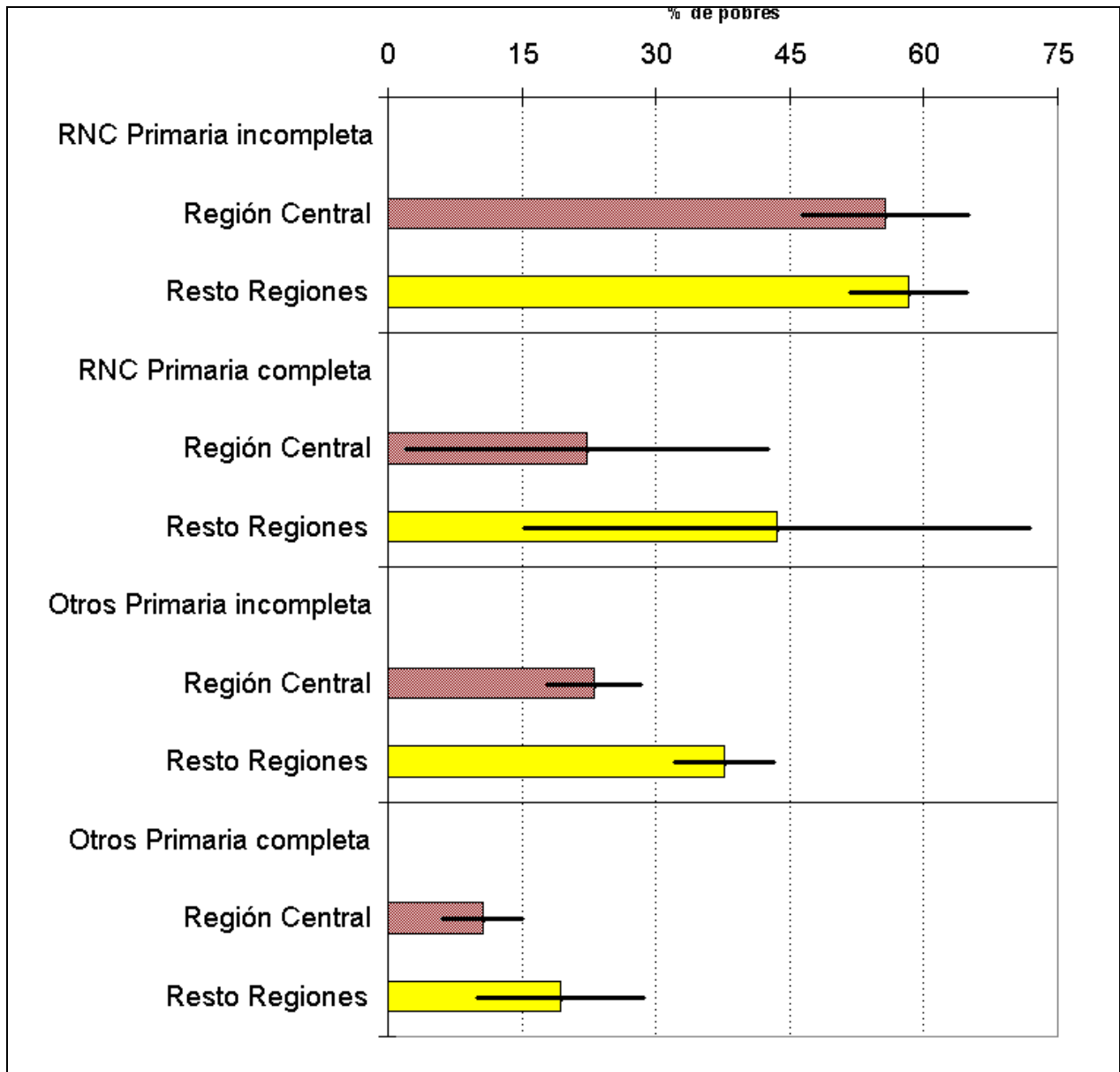


Cuadro 6. Costa Rica: Proporción de personas nacidas entre 1906 y 1935 que no estaban aseguradas en 1973, 1984 y 2000, y proporción con pensión del Régimen No Contributivo (RNC), según región y sexo.

Región	% No asegurados			% RNC
	1973	<u>Censo</u> 1984	2000	<u>Enc. Hogares</u> 2000
<i>Total</i>				
Región central	51,1	21,9	6,6	13,2
Chorotega	77,5	27,7	9,5	37,3
Pacífico Central	67,2	23,3	7,0	25,4
Brunca	92,8	25,1	6,8	34,9
Huetar Atlántica	57,1	25,6	10,0	19,7
Huetar Norte	76,9	37,4	11,0	26,0
<i>Hombres</i>				
Región central	50,7	24,4	6,9	10,0
Chorotega	77,2	30,9	11,1	34,4
Pacífico Central	66,9	26,0	8,2	19,0
Brunca	92,4	28,0	8,2	34,3
Huetar Atlántica	54,7	28,4	11,5	17,6
Huetar Norte	76,8	40,6	12,7	25,3
<i>Mujeres</i>				
Región central	51,4	19,7	6,3	15,6
Chorotega	77,7	20,5	7,7	40,3
Pacífico Central	67,7	20,3	5,8	32,3
Brunca	93,4	21,3	5,2	35,7
Huetar Atlántica	60,4	21,9	8,2	22,6
Huetar Norte	77,0	33,4	9,0	26,8

Fuente: Elaboración propia con base en censos 1973, 1984 y 2000, y Encuesta de hogares 2000

Figura 8. Costa Rica: Proporción de personas de 65 años ó más viviendo en hogares pobres, por región, nivel de instrucción y derecho a Régimen No Contributivo, 2000 (Intervalos al 95% de confianza).



*Intervalos al 95% de confianza*

**Fuente:**

Elaboración propia con base en la Encuesta de hogares del 2000.

## ANEXOS.

Cuadro A1. América Latina: Porcentaje de pobres, por país, según zona de residencia y grandes grupos de edad (Circa 2000).

País	Urbanos		Rurales	
	10-59	60 y +	10-59	60 y +
Bolivia	49,7	39,4	77,7	74,4
El Salvador	41,4	41,9	66,4	59,8
Honduras	69,8	69,9	82,7	76,9
Paraguay	42,5	38,7		
Brasil	28,8	13,7	54,8	17,4
Colombia	42,4	36,9	57,1	52,6
Costa Rica	17,2	18,2	21,9	32,1
Ecuador	53,9	47,1		
México	43,7	36,4	60,4	51,2
Panamá	21	14,9	45,5	38
R.Dominicana	32,1	36,9	36,4	35
Venezuela <sup>a</sup>	44,7	39,5		
Argentina <sup>b</sup>	15,9	11,7		
Chile	19,9	9,8	26,7	16,6
Uruguay	9,3	2,4		

Fuente: Del Pópolo (2001)

Nota: <sup>a</sup> Total Nacional. <sup>b</sup> Corresponde al Gran Buenos Aires

Cuadro A2. Diagnósticos de las regresiones logísticas para estimación de efecto de cohorte, según modelo.

Medidas de diagnóstico	Modelo base	Modelo con educación e interacción	Modelo con todas las variables
<b>Hombres</b>			
<b>Log de verosimilitud</b>	-37.882,9	-37.873,4	-37.872,8
<i>Wald test (Chi<sup>2</sup>)</i>			
Efecto de edad	315,75 *	240,67 *	143,87 *
Efecto de cohorte	91,18 *	57,50 *	57,10 *
Efecto de período	270,12 *	166,03 *	164,91 *
Educación		15,70 *	15,25 *
Interacción con 1984 y + % participación económica		3,40	2,80 0,01
% jefes de hogar			1,23
% viudez			0,02
<b>Mujeres</b>			
<b>Log de verosimilitud</b>	-41.102,4	-41.097,1	-41.088,5
<i>Wald test (Chi<sup>2</sup>)</i>			
Efecto de edad	297,28 *	278,60 *	241,78 *
Efecto de cohorte	90,83 *	78,44 *	70,41 *
Efecto de período	298,46 *	210,75 *	150,84 *
Educación		10,71 *	10,69 *
Interacción con 1984 y + % participación económica		0,01	0,04 0,10
% jefes de hogar			16,13 *
% viudez			2,97

Nota: \* p<0,01