

CASTAÑARES

(Cuadernos del I.I.E)

CUADERNO N° 12

AÑO VI

Diciembre de 1998

PARTICIPACIÓN ECONÓMICA DE LA MUJER **EN SALTA (1991-1996)**

Jorge A. Paz

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONOMICAS, JURIDICAS Y SOCIALES
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS

Buenos Aires 177

4400 Salta

Argentina

ISSN 0327-9111

CASTAÑARES
(Cuadernos del I. I. E)

CUADERNO Nº 12

AÑO VI

Diciembre de 1998

PARTICIPACIÓN ECONÓMICA DE LA MUJER
EN SALTA (1991-1996)

Jorge A. Paz (*)

(*) Investigador del CONICET y Profesor Adjunto de Economía III, Facultad de Ciencias Económicas, Jurídicas y Sociales, Universidad Nacional de Salta.

CASTAÑARES

(Cuadernos del I. I. E)

Comité Editorial:

Juan Carlos Cid

Eusebio Cleto del Rey

Lidia Rosa Elías de Dip

NOTA: Los datos, ideas y opiniones vertidos en este trabajo pertenecen al autor. El Instituto de Investigaciones Económicas no se responsabiliza por ellos.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE SALTA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS, JURÍDICAS Y SOCIALES
INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Buenos Aires 177

4400 Salta

ÍNDICE GENERAL

Resumen	9
Abstract	9
Presentación	11
I- Introducción	13
II- Evolución de la participación económica	17
III- Marco analítico	21
III.1- Marco General	21
III.2- Hipótesis más específicas	23
IV- Metodología y datos	27
IV.1- Implementación empírica	27
IV.2- Datos usados	30
V- Resultados	33
V.1- Evolución de los promedios muestrales	34
V.2- Funciones de participación	36
V.3- Evaluación de impactos	38
V.4- Cambios en la estructura y en la propensión	40
V.5- Perfiles de participación	43
V.6- Trayectorias estilizadas	44
VI- Conclusiones	47
Apéndice 1: Tablas y cuadros	49
Apéndice 2: Gráficos	60
Bibliografía	65

ÍNDICE DE CUADROS Y TABLAS

Cuadro 1:	Tasas de actividad para fechas censales. Provincia de Salta, 1947-1991.	49
Cuadro 2:	Tasas de actividad. Ciudad de Salta, 1991-1996.	49
Tabla 1:	Valor medio de las variables. Ciudad de Salta, 1991-1996 (Mujeres)	50
Tabla 2:	Valor medio de las variables. Ciudad de Salta, 1991-1996 (Varones)	50
Tabla 3:	Valor medio de las variables. Gran Buenos Aires, 1991-1996 (Mujeres)	51
Tabla 4:	Valor medio de las variables. Gran Buenos Aires, 1991-1996 (Varones)	51
Tabla 5:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1991.	52
Tabla 6:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1992.	52
Tabla 7:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1993.	53
Tabla 8:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1994.	53
Tabla 9:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1995.	54
Tabla 10:	Funciones probit de participación. Ciudad de Salta, 1996.	54
Tabla 11:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1991.	55
Tabla 12:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1992.	55
Tabla 13:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1993.	56
Tabla 14:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1994.	56

Tabla 15:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1995.	57
Tabla 16:	Funciones probit de participación. Gran Buenos Aires, 1996.	57
Tabla 17:	Derivadas parciales. Ciudad de Salta, 1991-1996	58
Tabla 18:	Derivadas parciales. Gran Buenos Aires, 1991-1996	58
Tabla 19:	Cociente de derivadas parciales. Salta/Gran Buenos Aires, 1991-1996	59
Tabla 20:	Probabilidades de participación femenina predichas usando varios conjuntos de coeficientes. Ciudad de Salta, 1991-1996	59
Tabla 20:	Probabilidades de participación femenina predichas usando varios conjuntos de coeficientes. Gran Buenos Aires, 1991-1996	59

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1a:	Actividad económica masculina en Salta, 1991-1996	60
Gráfico 1b:	Actividad económica femenina en Salta, 1991-1996	60
Gráfico 2a:	Perfiles de actividad femenina. Ciudad de Salta, 1991-1996.	61
Gráfico 2b:	Perfiles de actividad femenina. Ciudad de Salta, 1992-1995.	61
Gráfico 2c:	Perfiles de actividad femenina. Gran Buenos Aires, 1991-1996.	62
Gráfico 2d:	Perfiles de actividad femenina. Gran Buenos Aires, 1992-1995.	62
Gráfico 3a:	Tasas de actividad predichas. Ciudad de Salta, 1991-1996.	63
Gráfico 3b:	Tasas de actividad predichas. Gran Buenos Aires, 1991-1996.	63
Gráfico 4a:	Trayectorias estilizadas. Ciudad de Salta, 1991-1996.	64
Gráfico 4b:	Trayectorias estilizadas. Gran Buenos Aires, 1991-1996.	64

RESUMEN

En este trabajo se analiza el fuerte aumento de la participación de las mujeres en la actividad económica, ocurrido en Salta y en otros aglomerados urbanos de la Argentina, entre 1991 y 1996.

Usando los datos de las ondas de mayo de la Encuesta Permanente de Hogares, se estiman funciones de participación para ambos sexos. Los resultados obtenidos para Salta se comparan con los del Gran Buenos Aires a fin de detectar generalidades y especificidades regionales del fenómeno analizado.

Clasificación JEL: [J16] y [J22].

ABSTRACT

This paper analyzes the strong increase of the female participation in the economic activity in Salta as well as in other urban agglomerates of Argentina between 1991-1996.

Using the data corresponding to May of the Household Survey, participation functions for both sexes are estimated. The results obtained for Salta are compared with those of the Great Buenos Aires in order to detect region generalities and specificities of the phenomenon analyzed.

JEL Classification: [J16] and [J22].

PRESENTACIÓN

Este trabajo contiene algunos resultados de los Proyectos 664 del Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta (CIUNSa) y 0429/97 del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Debo agradecer a Rosa Geldstein y a Catalina Wainerman (ambas del Centro de Estudios de Población) por los valiosos comentarios realizados a un trabajo anterior que sirvió de base para estructurar el presente.

Una primera versión de este artículo se vio beneficiada con los comentarios de Ana María Claramunt (UN Cuyo), Eusebio Cleto del Rey y Rosa Elías de Dip (ambos de la UN Salta). Eusebio Cleto del Rey y Juan Carlos Cid (UN Salta) realizaron valiosas contribuciones a la presente versión.

Este estudio recibió apoyo financiero del Consejo de Investigación de la Universidad Nacional de Salta (CIUNSa) y del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET).

Como es usual, me hago completamente responsable de los errores y de las omisiones que pudiera contener este documento.

J. A. P.

Salta, Diciembre de 1998

I.- INTRODUCCIÓN

Menos mujeres que varones participan en la actividad económica remunerada. No obstante, se observa en el largo plazo tanto una declinación de la participación masculina como un considerable aumento en la proporción de mujeres que participa en la fuerza de trabajo. Este proceso (por lo demás, verificado para la casi totalidad de los países del mundo) fue concomitante al aumento de la urbanización, del nivel educativo, del ingreso per cápita y a la caída de los niveles de fecundidad.

En el corto plazo la tasa de actividad, en particular la de mujeres casadas e individuos de ambos sexos en edades extremas, oscila en torno a su valor medio de largo plazo. Tales movimientos se deben a la sensibilidad de la oferta de trabajo de grupos específicos de población — los denominados a veces *trabajadores secundarios* o *adicionales*— ante cambios en las remuneraciones y en las oportunidades de empleo.

Buena parte de la literatura ha considerado al trabajo femenino como secundario o adicional, en especial el de las mujeres casadas¹. Dentro de este marco, las denominadas *hipótesis del trabajador adicional o agregado* e *hipótesis del trabajador desalentado*, permiten interpretar los aumentos y las disminuciones de corto plazo de la tasa de actividad femenina ante los movimientos del ciclo económico.

Sin embargo, las conclusiones acerca del comportamiento de la oferta laboral femenina se basan, en su mayoría, en estudios de corte transversal. Se muestra en ellos, por ejemplo, que la tasa de actividad femenina aumenta con el nivel educativo y que con la edad registra un

¹ Una crítica a este enfoque puede hallarse en ARRIAGADA (1994).

perfil en forma de U invertida². Que las mujeres sin cónyuge tienden a participar más que aquéllas que lo tienen y que el número de hijos pequeños condiciona su presencia en la fuerza de trabajo. Son menos las investigaciones en las que se analiza la forma en que el ciclo económico se transmite a las personas y a los hogares y que termina por modificar el nivel de participación económica de la mujer³. No se sabe, por ejemplo, si mujeres con idéntica condición de actividad y diferente propensión a la participación reaccionan de la misma forma ante cambios en la situación macroeconómica de corto plazo. Por ejemplo, ¿puede ocurrir que una inactiva soltera, sin hijos, que haya completado estudios universitarios, reaccione ante una recesión de la misma forma que otra casada, con tres hijos en edad preescolar y con estudios primarios incompletos?

El objetivo principal de este trabajo es dar respuesta a algunos de estos interrogantes. Se pretende, en primer lugar, analizar la dirección y la intensidad con que un conjunto de factores (identificados por la teoría como relevantes) influyen en la participación de la población (en especial femenina) en la actividad económica. En segundo lugar interesa evaluar, entre la población femenina, el comportamiento de grupos específicos con el fin de detectar su influencia en un proceso de fuerte expansión de la actividad económica de la mujer.

El estudio se centra en la ciudad de Salta y abarca los años comprendidos entre 1991 y 1996. Este aglomerado urbano, situado en el Noroeste Argentino, se caracteriza por detentar un bajo nivel de desarrollo relativo en el ámbito nacional y, consecuentemente, una alta

² Se han encontrado también perfiles de tipo bimodal: participación alta tanto antes como después del nacimiento de los hijos y baja en las edades extremas y durante el proceso de crianza de los niños.

³ El artículo de MAGNAC (1992) constituye, en este sentido, una propuesta interesante de conciliar el enfoque de los determinantes con el de las variaciones temporales de la tasa de actividad femenina.

proporción de mujeres inactivas⁴. Se apeló por ello a la comparación con el Gran Buenos Aires a fin de capturar diferencias y similitudes en las pautas de participación económica que puedan estar determinadas por las disparidades en los niveles de desarrollo relativo.

La exposición fue organizada de la forma siguiente. En la próxima sección se resume la evolución (tanto de largo como de corto plazo) de la participación económica en Salta y se describen brevemente algunos de los cambios operados en el mercado de trabajo en general. En la sección III se desarrolla el marco analítico que se usa luego como guía para la construcción del modelo empírico y para la interpretación de los resultados. En la sección IV se presentan la metodología y los datos usados en esta investigación. En la sección V se presentan y analizan los resultados encontrados. La sección VI resume las principales conclusiones del trabajo. El documento contiene además dos apéndices con los cuadros, tablas y gráficos elaborados para este estudio.

⁴ Se ha calculado que el ingreso por habitante en Salta es de aproximadamente cuatro mil dólares anuales, esto es, un poco menos que la mitad de la media nacional y menos de un tercio del de la Capital Federal.

II.- EVOLUCIÓN DE LA PARTICIPACIÓN ECONÓMICA

En la provincia de Salta, la tasa de actividad de los varones disminuyó monótonamente desde 1947 a 1991. La de las mujeres se mantuvo prácticamente sin cambios entre 1947 y 1960; creció moderadamente durante las dos décadas siguientes y fuertemente entre 1980 y 1991. El mayor aumento se dio en las edades centrales (Cuadro 1, Apéndice 1)⁵. Esto muestra que la irrupción de mujeres al mercado de trabajo es, al menos en esta provincia, un fenómeno reciente, ocurrido fundamentalmente durante la década de los ochenta.

Entre 1991 y 1996 la tasa de actividad masculina siguió disminuyendo, a pesar del leve aumento entre los varones de 30 a 39 años de edad (Cuadro 2 y Gráfico 1a, Apéndices 1 y 2, respectivamente). Es necesario tener presente que los datos para este período provienen de la Encuesta Permanente de Hogares y se refieren sólo a la ciudad de Salta, mientras que los comentados en el párrafo anterior se referían a la Provincia en su conjunto.

Por su parte, la evolución de la tasa de actividad femenina en la ciudad de Salta entre 1991 y 1996 puede separarse en dos subperíodos: uno de expansión (1991-1995) y otro de contracción (1995-1996). En el primero, la tasa aumentó en más de 10 puntos porcentuales, mientras que en el segundo disminuyó en casi 5 puntos porcentuales, situándose aproximadamente en el nivel alcanzado en 1993 (Cuadro 2, Apéndice 1). Para las edades centrales (entre 20 y 59 años) la expansión más fuerte se dio en el grupo de mujeres jóvenes y de edades más avanzadas (20 a 29 años y 50 a 59 años, respectivamente) (Gráfico 1b, Apéndice 2).

⁵ Para la totalidad del país se aprecia una evolución similar. El crecimiento de la tasa de actividad femenina entre 1960 y 1970, está muy bien documentado y analizado en RECCHINI DE LATTES (1980).

Si se califica el desempeño macroeconómico de la provincia de Salta entre 1991 y 1996 por la evolución del producto global, puede verse que el crecimiento económico provincial fue menor que el promedio nacional. Por su parte, los indicadores del mercado laboral asociados al ciclo permiten separar el período en dos partes: una fase expansiva comprendida entre los años 1991 y 1993 (en la cual aumentaron los salarios reales) y luego, entre 1993 y 1996, una fase recesiva (cuyo primer síntoma fue el fuerte crecimiento del desempleo ocurrido en 1993) que se consolidó entre 1994 y 1995 (período en el que disminuyeron los salarios reales y el desempleo siguió aumentando).

Como se dijo antes, las fluctuaciones de corto plazo de la tasa de actividad están relacionadas con los movimientos ondulatorios de la actividad económica. La denominada aquí fase expansiva de la economía coincidió con un crecimiento de la tasa de actividad de mujeres en edades no centrales. Durante la fase recesiva del ciclo (1993-1996) cayeron fuertemente la actividad de varones (en especial la de aquéllos entre 20-29 y 40-49 años) y la de mujeres en edades comprendidas entre los 40 y 49 años de edad. Esto último atenuó la expansión observada en los otros grupos de edad.

La evolución de las remuneraciones constituye uno de los puntos centrales para explicar los movimientos de la tasa de participación de la mujer en la actividad económica. Por ejemplo STREB (1997) muestra que el aumento de la participación femenina en el Gran Buenos Aires entre 1980 y 1995, coincidió con una reducción de la brecha salarial entre varones y mujeres. Los datos correspondientes a la ciudad de Salta son consistentes con esta hipótesis: el salario real masculino aumentó en un 20 por ciento entre 1991 y 1996, mientras que el femenino lo hizo en un

26 por ciento. No obstante, tal evidencia resulta insuficiente para extraer conclusiones medianamente consistente y robustas.

Desde el punto de vista de la participación lo que interesa no es el nivel y evolución del salario real sino del salario esperado por los inactivos (SUSMEL, 1997). Dicho salario surge de corregir el salario real por la probabilidad de conseguir un empleo remunerado (BERNDT, 1990). En la ciudad de Salta el salario esperado masculino para la población de 20 a 59 años de edad, aumentó en un 10 por ciento entre 1991 y 1996, mientras que el femenino lo hizo en un 17 por ciento. Debido a esta circunstancia, la brecha salarial esperada⁶ mejoró levemente, pasando del 28 por ciento en 1991 al 24 por ciento en 1996.

A partir de la evolución de los ingresos esperados por los inactivos es posible plantear diversas hipótesis relacionadas con la oferta de trabajo. Por ejemplo, un *aumento en el salario esperado*, al encarecer el ocio puede impulsar a una mayor participación en la actividad económica (predominio del efecto sustitución), o bien, si se considera que las decisiones se toman en una familia, puede inducir a algunos de sus miembros a participar menos, pues los otros pueden estar percibiendo ahora ingresos más elevados (predominio del efecto ingreso). Por otra parte, una *reducción del salario esperado* puede inducir a una mayor participación, pues la población debe compensar la caída de los ingresos para preservar el nivel de consumo del hogar (predominio del efecto ingreso); o bien puede inducir a una menor participación, pues los inactivos ven ahora desventajosa su incorporación a la fuerza laboral (predominio del efecto sustitución)⁷.

⁶ Definida de la siguiente forma: $\{[1-(Y_m/Y_v)]*100\}$; donde Y_m y Y_v , representan los ingresos de mujeres y varones respectivamente.

⁷ En KILLINGWORTH y HECKMAN (1991) pueden encontrarse estimaciones de estos efectos.

Si se analiza el comportamiento del salario esperado femenino para la ciudad de Salta y se lo relaciona con la evolución de la tasa de actividad, puede señalarse que: a) entre 1991 y 1992 aumentaron tanto el salario esperado como la actividad (predominio del efecto sustitución); b) entre 1992 y 1995: el salario esperado disminuyó (reforzado por la caída del salario masculino entre 1994 y 1995) y la actividad siguió aumentando (predominio del efecto ingreso); entre 1995-1996: aumentó el salario esperado y la actividad cayó (aunque en un sentido algo diferente al del período anterior, sigue el predominio del efecto ingreso). Los resultados correspondientes al período intermedio (1992-1995) concuerdan con los hallados por PESSINO y GILL (1997) para el Gran Buenos Aires.

III- MARCO ANALÍTICO

El análisis del mercado de trabajo desde la perspectiva de la oferta requiere distinguir dos situaciones: Primero está la decisión misma de formar parte de la fuerza de trabajo. Segundo, una vez decidida la participación, el número de horas que se dedicará a la actividad productiva. Si bien los modelos microeconómicos tradicionales se ocuparon más del último tipo de decisiones, muchos conceptos derivados de ellos son aplicables al primero de los problemas mencionados y que es el que interesa a los fines del presente estudio.

III.1- Marco general

En el caso de la mujer (y, en especial, de la mujer casada), la decisión de inserción en la fuerza de trabajo supone la resolución de un conflicto de roles: por un lado está su *rol productivo*, como trabajadora y proveedora de ingresos para el hogar; por otro, su *rol reproductivo*, como ama de casa, proveedora de las mercancías domésticas para el consumo del hogar. Estos roles compiten entre sí dado que ambos suponen el uso del tiempo de que dispone la mujer para ejercerlos (CEPAL, 1985)⁸. Lo anterior significa que para la mujer, la decisión de participación económica incluye la decisión acerca de cómo distribuir su tiempo entre el trabajo para el mercado y el trabajo doméstico. La teoría económica establece que la distribución del tiempo obedece al principio de maximización de utilidad y que, sobre esta base, el individuo (o el hogar)

⁸ En el caso de los jóvenes el conflicto de roles se manifiesta en la demanda de tiempo para el trabajo versus la demanda de tiempo para el estudio (LLOYD y NIEMI, 1976).

alcanza una situación de equilibrio que sólo se modificará si hay cambios en las variables que afectan la situación original.

Un concepto central para analizar la decisión de participación es el de *salario de reserva*, es decir aquella remuneración por encima de la cual una persona considera ventajosa su incorporación a la fuerza laboral. Tal concepto debe complementarse con el de *salario potencial*, esto es, la remuneración que un individuo podría obtener en el mercado de trabajo dadas sus características individuales (fundamentalmente su dotación de capital humano).

¿Cómo interactúan ambos tipos de salarios? Considérese primero el caso de un inactivo que, en una situación inicial, tiene un salario de reserva idéntico al potencial. Si por alguna razón su salario potencial aumenta y se sitúa por encima del de reserva, este individuo ingresará a la fuerza de trabajo. Considérese ahora el caso de un activo. Si por alguna razón, su salario de reserva aumenta y se sitúa por encima de su salario potencial, abandonará la fuerza de trabajo.

¿Qué factores determinan el nivel del salario potencial y el nivel del salario reserva? El primero viene determinado, entre otras cosas, por la dotación de capital humano del individuo, mientras que el segundo depende del valor que éste asigna a sus actividades no remuneradas y de los ingresos no laborales que obtiene. De lo anterior se sigue que, permaneciendo todo lo demás constante, un nivel educativo más alto o una experiencia laboral mayor, tenderán a impulsar la participación económica vía salario potencial. A la vez, un aumento en la demanda de tiempo requerido por las actividades domésticas o de los ingresos no laborales tenderá a reducir la participación vía salario de reserva.

Dado que el salario potencial puede ser definido como el producto entre la remuneración percibida por los ocupados y la probabilidad de

conseguir un empleo, es por estas vías que las fluctuaciones económicas afectarán su nivel. Por ejemplo, en los periodos de recesión el salario potencial tiende a disminuir y, por ende, se reduce el costo de la inactividad.

Para entender cómo el salario de reserva se ve afectado por las fluctuaciones económicas es necesario situar al individuo en el hogar. Las variables son las mismas que las que afectan el salario potencial, pero se manifiestan a través de los miembros del hogar con que convive el sujeto analizado. Puede ocurrir, por ejemplo, que en una recesión, la pérdida del empleo del jefe de hogar reduzca el salario de reserva de los trabajadores adicionales o secundarios, impulsándolos a buscar un trabajo con el fin de mantener los niveles de ingreso y consumo⁹.

III.2- Hipótesis más específicas

Las consideraciones realizadas en el acápite anterior constituyen el marco analítico general del presente trabajo. Resta aún por establecer cómo dicho marco se ensambla con las variables usadas en el estudio de los determinantes de la participación, y marcar qué se espera encontrar cuando se siga el comportamiento de dichos determinantes a lo largo del periodo analizado.

En este trabajo se han seleccionado ocho variables independientes que reflejan algunas de las posibles vías a través de las cuales el salario potencial o el de reserva (o ambos) inciden en la probabilidad de que una mujer (y, en algunos casos, de que un varón) se incorpore a la vida

⁹ Esta es una cuestión bastante antigua en la literatura sobre economía laboral (entre otros, SELLIER y TIANO, 1962) y que se ha retomado recientemente (PESSINO y GILL, 1997).

activa. Dado el marco analítico previamente esbozado, se describen a continuación los comportamientos esperados de cada una de las variables independientes seleccionadas. Algunas de ellas son consideradas en conjunto por su estrecha interdependencia.

Edad. Tanto para mujeres como para varones se espera un comportamiento en forma de U invertida. Esto significa que la probabilidad de participación económica es baja en los dos extremos del ciclo de vida.

La edad incide tanto en el salario potencial como en el de reserva. Por ejemplo, las mujeres más jóvenes, al carecer de experiencia, tienen escasos incentivos para ingresar al mercado laboral, lo que sumado al alto salario de reserva (proveniente de la demanda de tiempo para realizar actividades tales como el estudio), tiende a deprimir la probabilidad de participación económica. Por su parte, el valor del ocio de mujeres y varones de edad más avanzada es más alto (lo que eleva su salario de reserva) debido a la existencia de mecanismos de seguridad social. A la vez, los ingresos potenciales tienden a ser cada vez menores por obsolescencia del capital humano acumulado.

Educación. El nivel educativo también afecta el salario potencial y el de reserva. Una mayor educación está estrictamente asociada con una mayor productividad tanto en las actividades generadoras de ingresos como en las actividades domésticas (BECKER, 1965). Los mayores salarios potenciales —relacionados con niveles educativos superiores— y la menor demanda de tiempo para la producción de mercancías domésticas, se combinan alentando una más alta participación en el mercado laboral.

Situación familiar. Las variables representativas de la situación familiar (*condición de jefatura de hogar, presencia de cónyuge,*

presencia de niños en edad preescolar) influyen, fundamentalmente, en el salario de reserva¹⁰.

Si se supone que el ingreso de las mujeres jefas constituye la principal fuente de ingresos del hogar, su salario de reserva será menor que el de las no jefas, con lo cual, a idénticos salarios potenciales, las jefas de hogar tenderán a participar más que las no jefas¹¹.

Por su parte, la presencia de cónyuge actúa a través de los ingresos no laborales a los que puede acceder una mujer, aumentando su salario de reserva, de la misma forma que la crianza de niños, actividad plenamente reconocida como tiempo-intensiva.

Condicionantes del mercado laboral. Las variables *número de desocupados en el hogar y otros ingresos descontados los del individuo* son usadas para capturar el impacto de las condiciones de demanda del mercado laboral sobre la actividad económica. Ambas se traducen en *necesidad de ingresos adicionales*, modificando por ello el salario de reserva. En este sentido, la pérdida del empleo de un trabajador dentro del hogar o la disminución de sus ingresos, tenderán a disminuir el salario de reserva de la mujer y a alentar su participación económica. Esto siempre y cuando sea el efecto ingreso (hipótesis del trabajador adicional) el que predomine sobre el efecto sustitución (efecto del trabajador desalentado)¹².

Estrato del ingreso familiar. El estrato del ingreso total familiar se ha incluido a fin de capturar las diferencias en la probabilidad de participación de mujeres (o varones) de distintos estratos sociales. Se

¹⁰ Se dice "fundamentalmente" dado que cierta literatura sobre discriminación menciona como posible causa de ésta algunas de las variables mencionadas.

¹¹ La correlación entre condición de jefatura de hogar y provisión de ingresos no es estricta. En los estudios sobre el tema (por ejemplo en GELDSTEIN, 1997) se dice que hay muchas mujeres que son principales proveedoras y que aparecen en las encuestas de hogares como cónyuges del jefe.

¹² Una justificación teórica sobre este tema puede hallarse en CHISARI (1981 y 1982).

puede esperar que los individuos de estratos sociales más altos tengan mayores probabilidades de acceder a puestos de trabajo más motivadores y estimulantes —independientemente del nivel de remuneraciones de tales puestos— y, por ende, tasas de participación más altas. El caso contrario ocurriría con los individuos pertenecientes a familias con bajo nivel de ingresos. En este caso la necesidad impele a la participación de manera tal que ante un mejoramiento en la situación familiar, la persona abandonaría el trabajo o la búsqueda de empleo.

De lo antedicho se desprenden dos de las hipótesis teóricas a las cuales se pretende dar sustento empírico:

a) La participación económica es sensible a los cambios en la edad, la educación y en las otras variables consideradas relevantes, independientemente de los motivos que generen dichos cambios;

b) Las condiciones generales del mercado de trabajo a las que se enfrentan los hogares tienden, a su vez, a modificar la intensidad con que reacciona la participación económica ante cambios en las variables independientes consideradas.

IV- METODOLOGÍA Y DATOS

IV.1- Implementación empírica

Como se dijo antes, el objetivo principal del presente trabajo es cuantificar y analizar la dirección e intensidad con que operan algunos de los determinantes de la participación económica de la población.

La decisión de participación admite una solución binaria para cada individuo: participa o no lo hace. Esto es, la decisión de participación puede definirse como una variable dummy con dos valores posibles: $Y_i = \{1, 0\}$, según que el individuo decida participar o no participar en la actividad económica, respectivamente.

En el marco analítico se postuló que la decisión de participación depende de un conjunto de factores (individuales, familiares y exógenos tanto al individuo como a la familia) que pueden ser reunidos en un vector x que explique la decisión de participación, de manera tal que:

$$\Pr(Y = 1) = F(\beta' x). \quad [1a]$$

$$\Pr(Y = 0) = 1 - F(\beta' x). \quad [1b]$$

El conjunto de parámetros β refleja el impacto que los cambios en x ejercen sobre la probabilidad de participación en la fuerza de trabajo.

El problema consiste en definir un modelo adecuado para el lado derecho de [1a] o [1b].

Una posibilidad consiste en usar el modelo de regresión lineal. No obstante, dicho modelo presenta una serie de problemas que no lo hacen completamente adecuado para realizar el análisis que interesa en este estudio. En primer lugar no hay nada que restrinja a situar los resultados en el rango de valores admisibles (0,1). Se puede demostrar también que,

en dicho modelo, el término de perturbación es heteroscedástico, con lo cual la estimación de los parámetros por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) genera estimadores no eficientes. Por último, pero no por ello menos importante, el término de perturbación no es normal lo que hace que los métodos de estimación no lineales sean más eficientes que MCO.

Se precisa entonces un modelo que genere predicciones consistentes con el marco analítico formulado previamente. Una posibilidad consiste en definir una función índice para lo cual se supone que existe una variable no observada y^* definida por:

$$y^* = \beta'x + \varepsilon. \quad [2]$$

En lugar de y^* lo que se observa es una variable dummy, y , definida por:

$$y=1 \quad \text{si} \quad y^*>0. \quad [3a]$$

$$y=0 \quad \text{si} \quad y^*=0. \quad [3b]$$

De [2] y [3a] puede obtenerse la probabilidad de que $y = 1$:

$$\Pr(y^*>0) = \Pr(\beta'x + \varepsilon > 0) = F(\varepsilon > \beta'x). \quad [4]$$

Si la distribución es simétrica (como la normal), entonces:

$$\Pr(y^*>0) = F(\varepsilon < \beta'x) = F(\beta'x), \quad [5]$$

donde $F(\cdot)$ es la función de distribución acumulada del término de perturbación.

Así, y es una variable binaria con probabilidades dadas por [5]. La función de verosimilitud es:

$$L = \prod_{y_i=0} [1 - F(\beta'x_i)] \prod_{y_i=1} F(\beta'x_i). \quad [6]$$

Por su parte la forma de $F(\cdot)$ dependerá del supuesto acerca de la distribución del término de perturbación. En este trabajo se usó el

modelo probit, para el que se supone que dicho término sigue una distribución normal con media cero y varianza σ^2 :

$$\Pr(Y=1) = \int_{-\infty}^{\beta'x} \phi(t) dt = \Phi(\beta'x). \quad [7]$$

Para medir los efectos marginales de cada una de las variables independientes sobre la probabilidad de participación, se calcularon las siguientes derivadas parciales:

$$\frac{\partial E[y]}{\partial x} = \phi(\beta'x) \beta. \quad [8]$$

Una vez estimado el vector de parámetros β es posible también calcular la probabilidad de que la i -ésima observación valga uno (o bien, que el i -ésimo individuo participe de la vida activa). Para ello se tomaron los promedios muestrales para cada uno de los años considerados, los que figuran en las Tablas 1 a 4 (Apéndice 1).

La idea de construir trayectorias estilizadas ha sido tomada del trabajo de WAINERMAN (1979), el que estudia la participación femenina en la Argentina en 1970. Esta autora usa tabulaciones cruzadas pues la naturaleza de sus datos (censales) le permite comparar grupos bastantes desagregados sin las restricciones que impone el número de casos. En el presente trabajo se ha usado el vector de parámetros β estimado en las funciones de participación para predecir el comportamiento de casos denominados puros y entre los cuales, seguramente, se sitúan las trayectorias reales (u observadas). En este caso las x responden a las especificaciones impuestas para evaluar las trayectorias y que se definen en el acápite V.5-. La ventaja de esta metodología es que muestra, sin contaminación, el efecto de variables teóricas altamente relevantes.

IV.2- Datos usados

Se ha trabajado con datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), onda mayo del período 1991-1996. Las muestras usadas incluyen la población entre 15 y 64 años de edad. A los datos correspondientes a cada individuo (mujer o varón) se incorporaron otros referentes al hogar en el que habitan.

En la siguiente tabla se muestra la definición y una breve descripción de cada una de las variables usadas en el análisis:

Variable	Definición
Conac	Condición de actividad; =1 si el individuo es activo (=0 si es inactivo)
Educa	Años de educación formal (calculado como el promedio de la categoría educacional).
Edad	Años cumplidos.
Edad2	Edad al cuadrado.
Jefe	=1 si el individuo es jefe de hogar (=0 en caso contrario).
Cónyuge	=1 si el individuo tiene cónyuge (=0 en caso contrario).
Men5	Cantidad de menores de 5 años en el hogar (1, 2, 3, etc.).
Deshog	Cantidad de desocupados en el hogar (se excluye al individuo si éste es desocupado).
V97	Ingresos no laborales (en pesos a precios de 1997).
Est1	=1 si el individuo vive en un hogar que está clasificado en los deciles de ingreso total familiar 1 a 3 (Grupo excluido: decil 10).
Est2	=1 si el individuo vive en un hogar que está clasificado en los deciles de ingreso total familiar 4 a 9 (Grupo excluido: decil 10).

La variable dependiente fue en todos los casos la condición de actividad (Conac), definida de forma dicotómica con valor 1 para los activos (ocupados y desocupados) y 0 para los inactivos. Las variables independientes se describen a continuación haciendo uso del concepto de factores determinantes, los que facilitan el análisis posterior.

Grupo de factores. En este trabajo se distinguieron tres clases de factores: los individuales, los familiares y los correspondientes al mercado de trabajo.

Variables de situación individual. Se consideraron la edad (Edad) y el nivel educativo (Educa). Para la primera se tomó la edad en años cumplidos a la fecha de la encuesta y para la segunda, los años de escolaridad formal¹³. Se agregó como tercera variable la edad al cuadrado (Edad2) a fin de capturar el efecto de U invertida que presenta la relación entre la edad y la participación económica.

Variables de situación familiar. Se consideraron la presencia de cónyuge (Cony), la posición del individuo en la estructura del hogar (Jefe) y la presencia de niños en edad preescolar (Men5). La primera y la segunda se definieron como variables dicotómicas, mientras que la tercera como una variable de intervalo. La presencia de cónyuge asumió el valor 1 para los individuos casados y unidos y 0 para los solteros viudos y divorciados. La posición de la persona en la estructura del hogar asumió el valor 1 para los jefes de hogar y 0 para otra condición (cónyuge, hijo/a, nieto/a, etc.). La presencia de menores sólo incorporó a los menores de 5 años asumiendo que a esta edad se produce la incorporación del niño al sistema educativo formal. Esta variable se trató en términos discretos, asignando a cada mujer o a cada varón el número de niños menores existentes en el hogar al momento de la encuesta.

Variables representativas de las condiciones del mercado laboral. Se consideraron los ingresos familiares (V97), la condición de ocupación de los miembros del hogar (Deshog) y el estrato socioeconómico de la

¹³ Como la EPH informa sobre el máximo nivel educativo alcanzado, hubo que transformar esta variable en años de escolaridad formal. Ello se hizo según el criterio siguiente: Analfabeto=0 años, Primario Incompleto=3, Primario Completo=7, Secundario Incompleto=9, Secundario Completo=12, Terciario/Universitario Incompletos=13, Terciario/Universitario Completos=17.

familia (Est1 y Est2). Para el primero se excluyeron los ingresos generados por el individuo analizado, a fin de captar su comportamiento frente al mercado laboral ante variaciones en lo que vendría a representar el ingreso no laboral. La condición de ocupación de los miembros del hogar se definió como la cantidad de desocupados en el hogar, excluyendo al individuo objeto del estudio. El estrato socioeconómico de la familia se definió con dos variables dicotómicas: Est1, con valor 1 para aquéllos que habitan en hogares comprendidos en los deciles de ingresos familiares 1 a 3; y EST2 para las mujeres que habitan en hogares comprendidos en los deciles de ingresos familiares 4 a 9. El grupo excluido en este caso fue el de individuos que habitaban en hogares comprendidos en el decil 10.

V- RESULTADOS

Los resultados obtenidos se presentan de acuerdo al siguiente orden. Primero se describe brevemente la evolución en el tiempo de los promedios muestrales (acápite V.1). Luego de analizar las funciones de participación estimadas (acápite V.2), se evalúa el impacto de cada variable sobre la probabilidad de participación (acápite V.3). En el acápite V.4 se examinan algunas de las fuentes de aumento de la participación económica femenina. En el acápite V.5 se estudian los cambios en los perfiles de participación según la edad de las mujeres. Por último, en el acápite V.6, se siguen las trayectorias estilizadas de la participación femenina.

En cada uno de los acápites se comparan los resultados obtenidos para Salta con los del aglomerado urbano Gran Buenos Aires (GBA). La comparación permite poner de relieve los aspectos comunes del aumento de la participación económica de la mujer en Salta con el ocurrido en uno de los aglomerados cuantitativamente más importantes de la Argentina. Permite también destacar las características específicas de los factores que lo impulsaron.

Además de las comparaciones entre aglomerados, en algunos casos se apeló a la comparación con los varones. Si bien las funciones de participación se estimaron para ambos sexos, no debe dejarse de lado que el objetivo principal de este trabajo es analizar la expansión ocurrida en la participación de las mujeres, por lo cual las estimaciones de las funciones masculinas son meramente auxiliares.

V.1- Evolución de los promedios muestrales (Tablas 1 a 4, Apéndice 1)

La tasa de actividad (tanto femenina como masculina) del GBA es mayor que la de Salta. También fue mayor en el GBA el aumento registrado en el período, por lo cual se amplió la brecha existente entre ambos aglomerados urbanos.

A continuación, los comentarios se dividen en dos partes. En la primera, se analiza la evolución de las medias muestrales de la población femenina en edad de trabajar (PFET). En la segunda se incorporan consideraciones acerca de las medias muestrales de la población masculina en edad de trabajar (PMET). Esto último se realiza con el objeto de resaltar las diferencias de género encontradas.

Del primero de los análisis surgen como importantes las siguientes consideraciones:

a) Las diferencias en el nivel educativo de la PFET entre Salta y el GBA no son importantes. Sí se aprecian diferencias marcadas en la edad de dicha población: la del GBA presenta en promedio casi cuatro años más que la de Salta.

b) No se observan diferencias importantes en el porcentaje de mujeres jefas de hogar. Lo que conviene resaltar es el crecimiento de dicho porcentaje (entre 3 y 4 puntos porcentuales) observado en Salta entre 1991 y 1996.

c) El porcentaje de mujeres con cónyuge del GBA supera en casi 10 puntos porcentuales al de Salta. Esto puede estar relacionado con la mayor edad promedio de las mujeres del GBA.

d) La cantidad de niños en edad preescolar es marcadamente mayor en Salta. Tiene que ver con esto los mayores niveles de

fecundidad que se registran no sólo en Salta sino en todas las provincias del Noroeste Argentino en relación con el promedio nacional.

d) Tanto en Salta como en el GBA, el número de desocupados en el hogar aumentó monótonamente desde 1991 a 1996 con un crecimiento particularmente notorio entre 1994 y 1995.

e) Los ingresos no laborales siguieron, en el período bajo análisis, un comportamiento similar en Salta y en el GBA: Aumentaron entre 1991-1994 y disminuyeron entre ese año y 1996. Pudo tener que ver en esto el efecto de la desocupación sobre los niveles de ingresos familiares.

Como ya se adelantó, para completar el análisis descriptivo se procederá a comparar la situación de mujeres y varones en edad de trabajar. De tal comparación surgen las siguientes consideraciones generales.

a) El nivel educativo y la edad no difieren marcadamente entre sexos considerando por separado cada uno de los aglomerados urbanos. De la comparación entre ambos surgen consideraciones análogas a la marcada para la PFET (por ejemplo, la mayor edad promedio de los varones del GBA).

b) El porcentaje de varones jefes de hogar es marcadamente mayor que el de mujeres jefas de hogar. No hay diferencias en cambio en el porcentaje de personas con cónyuge. Tanto en Salta como en el GBA entre 1994 y 1996 disminuyó el porcentaje de varones jefes de hogar. Esto podría estar mostrando los cambios en los roles de mujeres y varones en la estructura familiar provocados por el aumento del desempleo ocurrido entre esos años.

c) Los ingresos no laborales masculinos son ostensiblemente menores que los femeninos. Se observan también diferencias en lo que atañe al comportamiento de esta variable en el tiempo. Para los varones

se aprecia un aumento entre 1991 y 1992 y un decrecimiento entre esa fecha y 1996. Esto puede ser interpretado de la siguiente manera: ante el aumento del desempleo masculino, trabajadores secundarios salen a buscar empleo; aquéllos que lo encuentran trabajan en puestos con remuneraciones más bajas que las que percibía el trabajador principal ahora desempleado.

Algunos de los aspectos abordados en este acápite (por ejemplo la mayor edad de las mujeres del GBA) permiten interpretar de manera gruesa las diferentes tasas de participación femenina entre uno y otro aglomerado. Por su parte, la evolución en el tiempo (por ejemplo el aumento en la importancia de las mujeres jefas de hogar) facilita la comprensión del curso seguido por la tasa de actividad femenina en el período bajo análisis.

Por lo expresado hasta aquí, se desprende como principal conclusión que, entre 1991 y 1996, la evolución de las variables que influyen en la decisión de mujeres y varones de formar parte de la fuerza laboral fue similar en Salta y en el GBA. Por otra parte, el nivel de dichas variables configura, en el GBA, un marco más favorable a la participación femenina.

V.2- Funciones de participación (Tablas 5 a 16, Apéndice 1)

El ajuste global de los modelos fue satisfactorio para el conjunto de estimaciones realizadas: El estadístico LR (*likelihood ratio*) fue altamente significativo en todos los casos¹⁴.

¹⁴ El test LR en los modelos probit o logit es similar a la dócima F en el análisis de regresión lineal. Contrasta la hipótesis de que todos los coeficientes estimados son iguales a cero. Para ampliaciones sobre este tema puede consultarse GREEN (1993) y MADDALA (1991).

La relación entre educación y participación económica femenina es positiva y altamente significativa: las mujeres más educadas tienen una probabilidad de participación mayor que las menos educadas.

El resultado que se obtiene para los varones es ambiguo. Tanto en Salta como en el Gran Buenos Aires, la relación entre ambas variables es débil; y en algunos casos, cuando adquiere significación, la relación es inversa: los varones menos educados tienen una probabilidad de participación mayor que los más educados.

La edad y la edad al cuadrado son altamente significativas tanto para mujeres como para varones. En todos los casos se aprecia un perfil con forma de U invertida: alta probabilidad en las edades centrales y baja en las extremas (jóvenes y personas de edad avanzada). Los jóvenes participan menos, fundamentalmente por su permanencia en el sistema educativo, mientras que la baja participación de aquéllos de edad más avanzada se explica por la existencia de mecanismos de seguridad social.

La participación de las mujeres se encuentra inversamente relacionada con todas las variables que suponen un salario de reserva más alto: no jefas de hogar y presencia de cónyuge. Para los varones la presencia de cónyuge actúa en un sentido inverso: los casados participan más que los solteros. Por su parte, la jefatura de hogar alienta la participación independientemente del sexo.

La presencia de niños en edad preescolar no afecta la probabilidad de participación femenina en Salta pero sí en el GBA. En este último aglomerado urbano se aprecia que la mayor cantidad de niños en edad preescolar reduce la probabilidad de participación de las mujeres y alienta la de los varones. Este resultado es compatible con las prescripciones teóricas tratadas con cierto detalle en la sección III.

Los mayores ingresos familiares (excluidos los del individuo objeto de análisis) tienden a disminuir la probabilidad de participación independientemente del sexo. Se cumple también para mujeres y varones que la pertenencia a estratos sociales bajos y medios se asocia con probabilidades de participación menores.

Una variable con fuerte relevancia teórica para el corto plazo es el número de desocupados en el hogar. El signo obtenido para esta variable (positivo en todos los casos) sugiere prevalencia del efecto trabajador adicional. Esto se cumple tanto para mujeres como para varones. Cabe destacar, no obstante, que la significación estadística es baja en algunos años y para las mujeres salteñas no es significativa ni en 1991 ni en 1996.

V.3- Evaluación de impactos (Tablas 17 a 19, Apéndice 1)

A diferencia de la sección anterior donde se analizaron solamente los signos y la significación estadística de los coeficientes estimados, en ésta, y mediante el cálculo de derivadas parciales, se evalúa el impacto que cada una de las variables independientes consideradas tiene sobre la probabilidad de participación de las mujeres en el mercado laboral.

Tanto en Salta como en el GBA, el impacto de la educación sobre la probabilidad de participación se mantuvo relativamente estable a lo largo del período analizado¹⁵. Un año adicional de educación formal aumenta la probabilidad de participación femenina en un rango que desde el 2 al 3,5 por ciento. Cierta estabilidad se aprecia también para la

¹⁵ La excepción a esta regla se observa en los años 1992 y 1994 en la ciudad de Salta. También en el GBA en 1992 la sensibilidad de la participación ante el aumento en el nivel educativo disminuye marcadamente.

edad aunque el impacto de un año más de edad aumenta la probabilidad de participación en un rango que del 9 al 11 por ciento¹⁶.

El efecto de la condición de jefatura de hogar mostró un rango de variabilidad muy alto. Por ejemplo el que una mujer sea jefa de hogar hacía aumentar en un 63 por ciento la probabilidad de participación en 1991 y tan sólo en un 14 por ciento en 1994. También en el GBA se encontró alta variabilidad aunque para años diferentes.

El impacto (negativo) de la presencia de cónyuge, por el contrario, se mantuvo más o menos estable. El que una mujer tuviese cónyuge hacía disminuir su probabilidad de participación entre un 25 y un 30 por ciento en Salta y entre un 30 y un 40 por ciento en el GBA.

Considerando ambos aglomerados urbanos se infiere que el pertenecer al estrato de ingresos familiares bajos reduce la probabilidad de participación en 70 por ciento aproximadamente, mientras que el pertenecer a estratos medios lo hace en un 40 por ciento. Por su parte, por cada cien pesos de aumento en los ingresos del hogar, la probabilidad de participación se reduce en un rango que oscila entre un 2 y un 4 por ciento. Esta sensibilidad es notoriamente más baja en el GBA.

El impacto más fuerte del número de desocupados en el hogar se dio en el GBA en el año 1994, en el cual un desocupado más en el hogar aumentaba en un 17 por ciento la probabilidad de que una mujer se incorpore a la fuerza de trabajo. El valor más bajo se observó en Salta en 1995, año para el cual un desocupado más en el hogar aumentaba la probabilidad de participación femenina en un 6 por ciento.

¹⁶ Debe recordarse en este punto que la relación entre la edad y la participación económica no es lineal sino parabólica: la participación aumenta hasta la edad de máxima tasa de actividad y a partir de allí disminuye monótonamente.

En la Tabla 19 (Apéndice 1) se observa que para la mayoría de los años y de las variables analizadas, el impacto de cada una de ellas sobre la probabilidad de participación de la mujer es más fuerte en Salta, que es el aglomerado con menor participación femenina en la fuerza de trabajo. Además de algunos valores aislados, la excepción a esta regla la constituye el impacto que la presencia de cónyuge y el número de desocupados en el hogar provoca sobre la probabilidad de participación: ambas fueron siempre mayores en el GBA.

Las mayores diferencias entre los aglomerados estudiados se observan en el año 1996 en especial para las variables condición de jefatura, ingresos del hogar y estrato social del grupo familiar.

Cabe acotar que en el GBA se aprecia el efecto negativo que sobre la probabilidad de participación ejerce la presencia de niños en edad preescolar. Un menor más en el hogar reduce la probabilidad de participación entre un 4 (año 1996) y un 10 (año 1993) por ciento.

V.4- Cambios en la estructura y en la propensión (Tablas 20 y 21, Apéndice 1 y Gráficos 3a y 3b, Apéndice 2)

Este acápite tiene por objeto descomponer el cambio total de la participación femenina en dos partes: a) el debido a la composición de la población en edad de trabajar (motivados ya sea por factores individuales, familiares o del mercado de trabajo); y b) el debido a la actitud de las mujeres frente al mercado laboral. La literatura denomina al primero cambio en las variables y al segundo cambio en los coeficientes¹⁷.

¹⁷ O cambio en la propensión a la participación (WAINERMAN, 1979).

En este caso el ejercicio consiste en analizar qué hubiera sucedido con la probabilidad de participación si las condiciones individuales, familiares y del mercado de trabajo (lo que aquí se denomina estructura de la población femenina en edad de trabajar) hubiesen sido las mismas que las observadas al comienzo del período. Una de las formas de abordar este problema es centrar la atención en una de las filas (por ejemplo la primera) de la Tabla 20 (o de la Tabla 21 para el GBA).

En Salta, de no haberse modificado la estructura de la población femenina en edad de trabajar (PFET) la tasa de actividad habría pasado del 40 al 42 por ciento (un aumento de aproximadamente 2 puntos porcentuales). El aumento registrado fue de 5 puntos porcentuales. Esto implica que un 40 por ciento del cambio total ocurrido entre 1991 y 1996 se debió a un cambio en la propensión a la participación y un 60 por ciento a cambios en la estructura de la PFET.

La influencia del cambio en los coeficientes fue similar en el GBA. De no haberse modificado la estructura de la PFET, la tasa de actividad femenina del GBA habría pasado del 39 al 43 por ciento: un aumento de 4 puntos porcentuales. El aumento registrado fue de 9 puntos porcentuales, de lo que se desprende que un 44 por ciento del cambio total del período quedaría explicado por un aumento en la propensión a la participación.

Si el período que se analiza es 1991-1995, el cambio en los coeficientes adquiere una relevancia mayor. Por ejemplo en Salta se aprecia que entre ambas fechas la tasa de actividad femenina habría pasado del 40 al 48 por ciento de no haberse modificado la estructura de la PFET. Este aumento de 8 puntos porcentuales explica la casi totalidad de los 8,9 puntos efectivamente observado. Dicho de otra manera, esta expansión fue debida casi completamente a un cambio en los

coeficientes, también denominado cambio en la propensión a la participación.

La situación marcada en el párrafo precedente es similar a la observada para el GBA. De los 17 puntos porcentuales de aumento registrados entre 1991 y 1995, 15 quedan explicados por un cambio en los coeficientes y tan sólo 2 por un cambio en los valores medios de las variables. Esto es, el cambio en la propensión a la participación explica casi el 90 por ciento del cambio total registrado entre 1991 y 1995.

Entre 1995 y 1996 se observa (tanto en Salta como en el GBA) una fuerte disminución en la propensión a la participación. Entre esos años el cambio en los promedios de las variables hicieron que la tasa de actividad no cayera más de lo que efectivamente lo hizo. Dicho de otra forma, los valores medios de las variables (el aumento en los años de escolaridad formal, en el porcentaje de mujeres jefas de hogar, la disminución del porcentaje de mujeres con cónyuge, del número de hijos en edad preescolar, y de los ingresos del hogar) actuaron conteniendo el drenaje de mujeres que habrían transitado de la actividad a la inactividad.

Una conclusión interesante surge al analizar los cambios de la tasa de actividad durante los dos picos de desempleo registrados en el período: el de 1992-1993 y el de 1994-1995. En ambos casos son los coeficientes los que explican la totalidad del cambio ocurrido en la probabilidad de participación. La excepción ocurre en el GBA entre 1994-1995 (el cambio en los coeficientes explica sólo un 30 por ciento del cambio total).

Este resultado es importante pues sugiere que los episodios de hiperdesempleo no estuvieron comprometidos de manera directa con el aumento de la tasa de actividad femenina. Más bien podría arriesgarse la hipótesis de que la mayor propensión a la participación femenina fue la

que contribuyó al crecimiento del desempleo. Al menos en aquellos años y exceptuando el ocurrido en el GBA entre 1994 y 1995.

V.5- Perfiles de participación (Gráficos 2a a 2d, Apéndice 2)

Se evalúa a continuación la evolución del perfil edad-participación femenina. El análisis se realiza mediante el uso de gráficos pues éstos permiten poner de manifiesto claramente los cambios ocurridos en el período.

Entre 1991 y 1996 se observa en Salta un aumento claro de la participación de mujeres menores de 45 años y un descenso de aquéllas entre 45 y 64 años. Para el GBA, en cambio, la expansión de la actividad económica afecta a todas las mujeres mayores de 20 años siendo tal aumento mayor para las comprendidas en las edades centrales.

En el período intermedio (1992-1995) se van perfilando los cambios que configuran los perfiles analizados en el párrafo precedente.

Por ejemplo, entre 1992 y 1993 en Salta ingresan al mercado laboral mujeres mayores de 34 años, desplazando levemente la curva de participación. Entre 1993 y 1994 se produce un rejuvenecimiento de la PEA femenina. Entran al mercado laboral (podría decirse *masivamente*) mujeres mayores de 24 años y menores de 50 y salen aquéllas entre 50 y 64 años. Este proceso de rejuvenecimiento supone una disminución de la edad de máxima participación. Entre 1994 y 1995 entran al mercado laboral las mujeres entre 45 y 64 años de edad. Son éstas, por su parte, las que abandonan el mercado laboral entre 1995 y 1996.

El balance del período 1991-1996 muestra que la expansión observada se debió al ingreso de mujeres menores de 44 años. Se produjo

asimismo una disminución clara de la edad de máxima participación. Las mujeres de edades más avanzadas entraron y salieron del mercado laboral probablemente como respuesta a la desocupación de los jefes de hogar varones registrada en el período.

Si se exceptúa lo sucedido en Salta en 1994 y 1996, en el GBA se observan movimientos similares. Por ejemplo, la entrada de mujeres mayores de 34 años entre 1992 y 1993 y la salida de éstas entre 1993 y 1994. Si bien la expansión ocurrida entre 1994 y 1995 es fuerte para todos los grupos de edad, es todavía mayor para los grupos de edades centrales. Es éste el efecto marcado al principio al analizar el cambio ocurrido entre 1991 y 1996.

V.6- Trayectorias estilizadas (Gráficos 4a y 4b, Apéndice 2)

Con los resultados de las estimaciones es posible trazar trayectorias de participación femenina a lo largo del período considerado, a fin de comparar comportamientos de grupos de mujeres que constituyen casos relativamente puros a juzgar por el nivel del salario de reserva y el nivel del salario potencial.

Trayectoria [A]: Mujeres con salario potencial alto y salario de reserva bajo. Se trata de mujeres en edad central, que han completado estudios superiores, que no tienen cónyuge ni hijos y cuyos ingresos no laborales son bajos. Esta situación es la más favorable a la participación económica.

Trayectoria [B]: Mujeres con salario potencial bajo y salario de reserva bajo. Esta trayectoria describe el caso de mujeres jóvenes (entre 20 y 29 años de edad), que no han completado estudios primarios, que no

son casadas ni tienen hijos en edad preescolar y cuyos ingresos no laborales son bajos.

Trayectoria [C]: Mujeres con salario potencial alto y salario de reserva alto. Se trata de mujeres en edad central, que han completado estudios superiores, son casadas, tienen 3 niños en edad preescolar y cuentan con ingresos no laborales altos.

Trayectoria [D]: Mujer con salario potencial bajo y salario de reserva alto. Esta trayectoria describe el caso de mujeres jóvenes (entre 20 y 29 años de edad), que no han completado estudios primarios, son casadas, tienen 3 niños en edad preescolar y cuentan con ingresos no laborales altos. Esta situación es la menos favorable a la participación económica.

Encontramos en estos resultados las mayores diferencias entre los dos aglomerados urbanos analizados: Si se considera el período 1992-1996 se observa que en Salta aumentaron la participación en el mercado las mujeres con *salario potencial alto*, independientemente del salario de reserva. En el GBA fueron las mujeres con *salario de reserva alto*, independientemente del potencial, las que aumentaron su participación en la fuerza laboral.

Resultados similares se encuentran para otros períodos. Por ejemplo, la expansión ocurrida entre 1991 y 1992: Mientras que en Salta fueron las mujeres con *salario potencial bajo* las que aumentaron su participación, en el GBA lo hicieron aquéllas con *salario de reserva bajo*.

Lo anterior quiere decir que si bien en ambos aglomerados la actividad económica femenina aumentó considerablemente en el período en estudio, el perfil de aquéllas que impulsaron el aumento fue diferente en ambos casos. Mientras que en Salta fueron los factores individuales

(ligados más al salario potencial) los que actuaron con mayor fuerza en la explicación del aumento, en el GBA, fueron los factores familiares (ligados más bien al salario de reserva), los que permiten explicar el aumento de la participación de las mujeres.

VI.- CONCLUSIONES

Entre 1991 y 1996 la tasa de actividad femenina en Salta pasó del 40 al 46 por ciento, alcanzando un valor récord (55 por ciento) en 1995. En este trabajo se estudió este fenómeno poniendo énfasis en los factores individuales, familiares y del mercado de trabajo que determinan la probabilidad de que una mujer forme parte de la fuerza laboral. El estudio comparó los resultados encontrados para Salta con los del aglomerado urbano cuantitativamente más importante de la Argentina: el Gran Buenos Aires. De esta manera se pudieron obtener conclusiones sobre la generalidad del fenómeno y sus aspectos locales más específicos.

Los hallazgos más importantes de esta investigación pueden ser resumidos en cuatro grandes puntos:

Primero. Entre 1991 y 1996, la evolución de las variables que influyen en la decisión de mujeres y varones de formar parte de la fuerza laboral fue similar en Salta y en el GBA. El nivel de dichas variables proporciona en el GBA un marco más favorable a la participación femenina.

Segundo. La expansión de la tasa de actividad femenina entre 1991 y 1995 —tanto en Salta como en el GBA— fue provocada por una mayor propensión a la participación. Esto implica que de no haberse modificado la composición de la población en edad de trabajar observada en 1991, la tasa de actividad de los años subsiguientes habría sido general y marcadamente mayor. Dicho de otra manera, mujeres con idéntico nivel educativo, edad, condiciones familiares y situación general del mercado de trabajo eran a mediados de los noventa más propensas a participar de lo que eran a principios de la década.

Tercero. La situación general del mercado laboral (aumento de la tasa de desempleo y disminución de las remuneraciones) se expresó, en los dos mercados laborales estudiados, por cambios en los coeficientes y no por cambios en las variables. Al eliminar (aunque más no sea parcialmente) la posibilidad de adjudicar el aumento del desempleo la responsabilidad de la mayor actividad femenina, cabe pensar que fue este último fenómeno el que contribuyó en buena medida a generar el primero.

Cuarto. Si bien la tasa de actividad femenina aumentó tanto en Salta como en el GBA, el perfil de las mujeres que impulsaron esos cambios fue diferente en uno y otro aglomerado. Ejemplo. Mientras que en Salta la expansión ocurrida entre 1992 y 1996 se verificó fundamentalmente para mujeres con alto salario potencial, independientemente del salario de reserva, en el GBA fueron las mujeres con alto salario de reserva, independientemente del potencial, las que aumentaron su participación en la fuerza laboral.

Apéndice 1: Tablas y Cuadros

CUADRO 1
Tasas de actividad para fechas censales
Provincia de Salta, 1947-1991

Fecha	De 15 a 64 años		De 20 a 59 años	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
1947	91,1	24,3	97,1	24,4
1960	89,6	24,6	97,0	25,2
1970	83,7	27,3	95,6	30,4
1980	74,9	24,5	89,6	29,4
1991	73,1	39,1	89,4	48,3

Nota: Las tasas de 1991 contienen el denominado "efecto diseño". Según una estimación realizada por CID (1994) el 50 por ciento de dicho aumento correspondería a una expansión de la tasa de actividad, con lo cual este valor arrojaría 31,8 por ciento para todas las mujeres y 38,8 para las comprendidas entre los 20 y los 59 años.

Fuente: MYCHASZULA, GELDSTEIN Y GRUSHKA (1989) y CEN91.

CUADRO 2
Tasas de actividad
Ciudad de Salta, 1991-1996

Fecha	De 15 a 64 años		De 20 a 59 años	
	Varones	Mujeres	Varones	Mujeres
1991	73,4	40,4	86,7	49,4
1992	66,2	48,9	88,4	52,4
1993	66,0	48,3	88,1	54,3
1994	64,9	49,8	87,7	57,3
1995	67,0	54,9	86,6	59,8
1996	72,3	46,1	88,5	55,0

Nota: Los datos corresponden a la primera onda (meses de mayo o abril de cada año).

Fuente: EPH, Tabulados inéditos.

TABLA 1
Valor medio de las variables
Ciudad de Salta, 1991-1996 (Mujeres)

Variable	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Conac	0,40	0,42	0,44	0,45	0,46	0,43
Educa	9,26	9,00	9,52	9,66	9,71	9,88
Edad	32,91	33,13	33,50	34,75	33,22	32,72
Edad2	1254,71	1269,63	1292,21	1398,70	1274,57	1236,76
Jefe	0,09	0,10	0,11	0,15	0,13	0,12
Cony	0,56	0,55	0,56	0,53	0,53	0,50
Men5	0,69	0,63	0,61	0,56	0,59	0,61
Deshog	0,11	0,13	0,17	0,17	0,34	0,36
v97	621,60	750,46	771,41	778,56	693,09	688,42
Est1	0,25	0,26	0,29	0,25	0,29	0,25
Est2	0,64	0,63	0,59	0,63	0,65	0,64
N	1272	1379	1378	1438	802	745

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

Nota: Las tasas de actividad registradas en este cuadro no coinciden con las del Cuadro 2. Ello obedece a que la conformación de las bases de datos para las estimaciones supuso un proceso de depuración de observaciones anómalas o inexistentes para algunas de las variables consideradas en este trabajo.

TABLA 2
Valor medio de las variables
Ciudad de Salta, 1991-1996 (Varones)

Variable	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Conac	0,77	0,77	0,77	0,72	0,77	0,74
Educa	9,29	9,15	9,54	9,55	9,45	9,47
Edad	33,07	32,38	32,73	34,49	31,97	32,07
Edad2	1265,33	1207,73	1237,14	1392,85	1178,70	1211,72
Jefe	0,56	0,52	0,52	0,54	0,48	0,46
Cony	0,56	0,55	0,56	0,54	0,54	0,51
Men5	0,59	0,59	0,60	0,48	0,55	0,52
Deshog	0,11	0,12	0,17	0,18	0,34	0,34
V97	451,80	598,69	541,31	529,18	503,64	471,64
Est1	0,23	0,22	0,29	0,23	0,29	0,25
Est2	0,65	0,66	0,59	0,67	0,65	0,66
N	1100	1068	1097	1205	654	643

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

Nota: Las tasas de actividad registradas en este cuadro no coinciden con las del Cuadro 2. Ello obedece a que la conformación de las bases de datos para las estimaciones supuso un proceso de depuración de observaciones anómalas o inexistentes para algunas de las variables consideradas en este trabajo.

TABLA 3
Valor medio de las variables
Gran Buenos Aires, 1991-1996 (Mujeres)

Variable	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Conac	0,41	0,42	0,50	0,46	0,52	0,48
Educa	8,80	8,78	9,03	9,17	9,27	9,46
Edad	37,20	36,82	35,70	36,74	36,43	36,64
Edad2	1585,52	1548,97	1461,66	1553,63	1528,12	1547,69
Jefe	0,12	0,12	0,08	0,11	0,12	0,12
Cony	0,63	0,64	0,64	0,62	0,59	0,59
Men5	0,38	0,41	0,37	0,34	0,34	0,38
Deshog	0,10	0,09	0,17	0,16	0,31	0,28
v97	749,79	951,93	1184,47	1189,01	1017,16	985,34
Est1	0,21	0,17	0,20	0,21	0,22	0,20
Est2	0,68	0,71	0,68	0,67	0,66	0,68
N	2280	2206	2757	3201	3215	3198

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

TABLA 4
Valor medio de las variables
Gran Buenos Aires, 1991-1996 (Varones)

Variable	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Conac	0,83	0,83	0,87	0,84	0,86	0,83
Educa	8,67	8,75	9,08	9,04	9,05	9,25
Edad	36,17	35,96	34,25	35,57	35,51	35,34
Edad2	1508,49	1488,50	1353,38	1466,51	1459,28	1450,88
Jefe	0,65	0,66	0,59	0,62	0,61	0,59
Cony	0,64	0,65	0,60	0,61	0,60	0,58
Men5	0,39	0,41	0,37	0,32	0,34	0,38
Deshog	0,09	0,10	0,17	0,17	0,33	0,26
v97	496,06	619,91	809,49	782,84	665,70	673,03
Est1	0,18	0,15	0,16	0,16	0,20	0,18
Est2	0,70	0,71	0,70	0,70	0,67	0,69
N	2063	1938	2519	2994	2969	2988

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

TABLA 5
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1991

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-5,2288 ^a	7,3385	-3,5202 ^a	7,6033
Educa	0,0558 ^b	2,1929	0,0899 ^a	6,9998
Edad	0,3784 ^a	9,6840	0,2435 ^a	10,8952
Edad2	-0,0047 ^a	8,2816	-0,0029 ^a	9,8738
Jefe	1,3275 ^a	3,0150	1,5650 ^a	7,1072
Cony	0,9450 ^a	2,9321	-0,6301 ^a	5,6619
Men5	0,3764 ^a	3,5940	0,0016 ^c	0,0343
Deshog	-0,0821 ^c	0,4542	0,1226 ^c	1,0518
v97	-0,0008 ^a	4,9417	-0,0009 ^a	7,1771
Est1	-1,3220 ^a	3,4688	-1,8121 ^a	7,1726
Est2	-0,9673 ^a	3,1579	-1,1499 ^a	5,7650
LL	-214,6848		-855,7454	
LR	766,6231 ^a		490,351 ^a	
Pseudo-R ²	0,6410		0,2865	

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

Nota: ^a Significativo al 1%; ^b Significativo al 5%; ^c No significativo. (*) Se ignora el signo.

TABLA 6
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1992

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-5,4943 ^a	9,4672	-2,4373 ^a	6,2838
Educa	-0,0444 ^b	2,1604	0,0131 ^c	1,2132
Edad	0,3899 ^a	11,1276	0,2108 ^a	10,8832
Edad2	-0,0050 ^a	9,9949	-0,0026 ^a	10,2898
Jefe	1,6707 ^a	4,6576	1,0843 ^a	6,4708
Cony	0,6462 ^a	2,7561	-0,6712 ^a	6,7148
Men5	0,2408 ^a	2,6635	0,0543 ^c	1,1951
Deshog	0,5121 ^a	2,9339	0,2658 ^a	2,9673
v97	-0,0000 ^c	0,4487	-0,0004 ^a	5,9570
Est1	-0,7910 ^a	2,8054	-1,6250 ^a	7,8429
Est2	-0,1576 ^c	0,6645	-1,0297 ^a	6,1012
LL	-246,6250		-746,9805	
LR	653,6282 ^a		379,5339 ^a	
Pseudo-R ²	0,5699		0,2026	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 7
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1993

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-2,8199 ^a	4,4212	-2,1715 ^a	5,2322
Educa	-0,0621 ^b	2,4511	0,0497 ^a	4,2047
Edad	0,3770 ^a	11,2707	0,2136 ^a	10,2525
Edad2	-0,0049 ^a	10,5384	-0,0026 ^a	9,5168
Jefe	1,1228 ^a	3,7058	1,2278 ^a	6,7965
Cony	0,2690 ^c	1,2315	-0,7246 ^a	6,8987
Men5	0,2200 ^a	2,7798	0,0998 ^b	2,1554
Deshog	0,1050 ^c	0,7550	0,1924 ^b	2,3550
v97	-0,0010 ^a	5,6596	-0,0008 ^a	7,8318
Est1	-2,6457 ^a	6,1693	-2,3311 ^a	9,8060
Est2	-1,4205 ^a	4,2843	-1,2861 ^a	6,8566
LL	-255,1112		-708,3501	
LR	669,7753 ^a		475,4574 ^a	
Pseudo-R ²	0,5676		0,2513	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 8
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1994

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,4576 ^a	7,1109	-4,0022 ^a	9,9462
Educa	-0,0240 ^c	1,3342	0,0246 ^b	2,2981
Edad	0,3250 ^a	14,0440	0,3006 ^a	14,9857
Edad2	-0,0043 ^a	14,4809	-0,0039 ^a	14,9922
Jefe	0,1598 ^c	0,9333	0,3089 ^b	2,4274
Cony	0,2331 ^c	1,614	-0,5994 ^a	6,2030
Men5	0,2190 ^a	3,0084	0,0740 ^c	1,5916
Deshog	0,0358 ^c	0,3518	0,1538 ^b	2,0004
v97	-0,0005 ^a	4,7848	-0,0004 ^a	4,8081
Est1	-1,1931 ^a	4,2213	-1,2154 ^a	5,4887
Est2	-0,6900 ^a	2,9465	-0,8593 ^a	4,7766
LL	-454,7518		-790,1806	
LR	514,9567 ^a		396,1733 ^a	
Pseudo-R ²	0,3615		0,2004	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 9
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1995

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,3626 ^a	4,8486	-3,2381 ^a	6,4268
Educa	0,0213 ^c	0,7823	0,0761 ^a	4,7880
Edad	0,3023 ^a	8,1308	0,2338 ^a	8,5720
Edad2	-0,0040 ^a	7,8716	-0,0028 ^a	7,8460
Jefe	0,7150 ^b	2,4539	0,7373 ^a	3,9659
Cony	0,8858 ^a	3,1092	-0,7361 ^a	5,5127
Men5	0,0751 ^c	0,7132	-0,0542 ^c	0,9001
Deshog	0,1522 ^c	1,3471	0,1373 ^c	1,8228
v97	-0,0009 ^a	4,6162	-0,0007 ^a	5,9213
Est1	-1,3130 ^a	3,6487	-1,3700 ^a	6,1362
Est2	-0,7080 ^b	2,5250	-0,8543 ^a	4,6849
LL	-179,1257		-422,9418	
LR	350,9187 ^a		260,4869 ^a	
Pseudo-R ²	0,4948		0,2354	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 10
Funciones probit de participación
Ciudad de Salta, 1996

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-2,0364 ^b	2,2632	-2,5698 ^a	4,3780
Educa	-0,0139 ^c	0,4810	0,0538 ^a	3,4856
Edad	0,2855 ^a	6,9234	0,2496 ^a	8,4539
Edad2	-0,0034 ^a	5,9808	-0,0032 ^a	8,0356
Jefe	0,8756 ^b	2,1733	0,9888 ^a	4,9012
Cony	0,6869 ^c	0,2897	-0,6239 ^a	4,4718
Men5	-0,0933 ^c	0,8292	0,0313 ^c	0,5219
Deshog	0,0468 ^c	0,4710	0,1072 ^c	1,4195
v97	-0,0012 ^a	4,2575	-0,0007 ^a	5,2151
Est1	-2,1429 ^a	3,5300	-2,3241 ^a	6,6551
Est2	-1,4717 ^a	2,9793	-1,7104 ^a	5,9304
LL	-172,2701		-386,2006	
LR	396,1917 ^a		247,7226 ^a	
Pseudo-R ²	0,5349		0,2428	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 11
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1991

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,0515 ^a	8,1226	-1,5819 ^a	5,2426
Educa	0,0362 ^a	2,6885	0,0659 ^a	7,7596
Edad	0,2941 ^a	14,9059	0,1609 ^a	10,4437
Edad2	-0,0039 ^a	16,2609	-0,0021 ^a	10,8785
Jefe	0,2394 ^c	1,4383	0,1637 ^c	1,3683
Cony	0,3591 ^b	2,2849	-0,6888 ^a	7,4577
Men5	0,0856 ^c	1,1019	-0,2062 ^a	4,3916
Deshog	0,2691 ^b	2,1075	0,3044 ^a	3,6321
v97	-0,0005 ^a	6,5719	-0,0005 ^a	9,1401
Est1	-1,5043 ^a	7,8456	-1,7559 ^a	11,3447
Est2	-0,7753 ^a	4,7163	-1,0647 ^a	8,5313
LL	-593,3861		-1261,1760	
LR	691,9610 ^a		562,0708 ^a	
Pseudo-R ²	0,3683		0,1822	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 12
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1992

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,2180 ^a	7,8061	-1,7674 ^a	5,7007
Educa	0,0070 ^c	0,4653	0,0440 ^a	5,2253
Edad	0,3000 ^a	14,3002	0,1904 ^a	12,0323
Edad2	-0,0039 ^a	15,3156	-0,0025 ^a	12,6394
Jefe	0,5181 ^a	2,9386	0,2531 ^b	2,0355
Cony	0,0954 ^c	0,5698	-0,8614 ^a	9,3693
Men5	0,3351 ^a	3,8324	-0,1758 ^a	3,9245
Deshog	0,2186 ^c	1,6752	0,1961 ^b	2,0817
v97	-0,0002 ^a	4,3831	-0,0004 ^a	9,2432
Est1	-1,5396 ^a	7,0402	-1,6937 ^a	10,2509
Est2	-0,7090 ^a	3,9091	-1,0066 ^a	7,7805
LL	-535,0497		-1239,2490	
LR	666,5856 ^a		528,9034 ^a	
Pseudo-R ²	0,3838		0,1759	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 13
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1993

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,4388 ^a	8,7980	-1,7670 ^a	6,5955
Educa	0,0338 ^b	2,1316	0,0632 ^a	7,9312
Edad	0,2748 ^a	13,1959	0,1672 ^a	12,1801
Edad2	-0,0034 ^a	12,5535	-0,0021 ^a	12,0662
Jefe	0,8017 ^a	4,0283	0,9841 ^a	7,0360
Cony	0,2979 ^c	1,6425	-0,7788 ^a	9,5833
Men5	0,1991 ^c	2,4547	-0,2075 ^a	4,7615
Deshog	0,1864 ^c	2,0384	0,2182 ^a	3,7053
v97	-0,0002 ^a	4,6447	-0,0003 ^a	9,3548
Est1	-0,9768 ^a	4,8862	-1,4168 ^a	10,1667
Est2	-0,3021 ^c	1,8517	-0,9331 ^a	8,2155
LL	-559,7193		-1559,4640	
LR	783,1033 ^a		703,0048 ^a	
Pseudo-R ²	0,4116		0,1839	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 14
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1994

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-2,6176 ^a	7,8293	-2,6654 ^a	11,3346
Educa	0,0224 ^c	1,9099	0,0594 ^a	8,2813
Edad	0,2761 ^a	16,9143	0,1903 ^a	15,1960
Edad2	-0,0037 ^a	18,4689	-0,0025 ^a	15,7871
Jefe	0,2471 ^c	1,6734	0,3585 ^a	3,4475
Cony	0,4589 ^a	3,6425	-0,6798 ^a	9,0445
Men5	0,0859 ^c	1,2911	-0,2096 ^a	5,2276
Deshog	0,2551 ^a	3,3846	0,3629 ^a	6,4927
v97	-0,0003 ^a	7,6985	-0,0002 ^a	8,6360
Est1	-1,2917 ^a	7,0263	-0,9676 ^a	8,3398
Est2	-0,7098 ^a	4,7223	-0,5021 ^a	5,3648
LL	-862,089		-1858,8780	
LR	871,6467 ^a		701,3066 ^a	
Pseudo-R ²	0,3358		0,1587	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 15
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1995

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-3,5398 ^a	9,4884	-1,9863 ^a	7,7609
Educa	0,0248 ^c	1,9496	0,0599 ^a	7,9769
Edad	0,3277 ^a	17,7421	0,1861 ^a	14,9942
Edad2	-0,0043 ^a	18,7936	-0,0024 ^a	15,5891
Jefe	0,0616 ^c	0,3882	0,0511 ^c	0,5081
Cony	0,3159 ^b	2,3091	-0,7245 ^a	9,9061
Men5	0,1483 ^b	2,2817	-0,1464 ^a	3,9193
Deshog	0,1757 ^a	2,9501	0,2155 ^a	5,3481
v97	-0,0004 ^a	7,1813	-0,0004 ^a	10,5612
Est1	-0,8370 ^a	4,1072	-1,1531 ^a	8,3274
Est2	-0,5270 ^a	3,1943	-0,7791 ^a	6,9292
LL	-769,9776		-1876,5360	
LR	873,1983 ^a		696,5806 ^c	
Pseudo-R ²	0,3618		0,1565	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 16
Funciones probit de participación
Gran Buenos Aires, 1996

Variables	Varones		Mujeres	
	Coefficiente	Est. z (*)	Coefficiente	Est. z (*)
Ordenada	-4,2253 ^a	12,8256	-3,3114 ^a	13,4768
Educa	0,0184 ^c	1,5221	0,0552 ^a	7,6117
Edad	0,3281 ^a	19,4843	0,2128 ^a	16,7441
Edad2	-0,0043 ^a	20,3742	-0,0027 ^a	16,9827
Jefe	0,5420 ^a	4,0087	0,2885 ^a	2,9425
Cony	0,3162 ^a	2,5839	-0,8029 ^a	11,2034
Men5	0,1625 ^a	2,7294	-0,0930 ^a	2,6807
Deshog	0,2801 ^a	4,3662	0,2677 ^a	6,4018
v97	-0,0001 ^a	4,5914	-0,0001 ^a	5,2989
Est1	-0,6781 ^a	4,1446	-0,5464 ^a	4,6780
Est2	-0,3901 ^a	2,8929	-0,3750 ^a	3,9089
LL	-857,9259		-1869,551	
LR	970,2546 ^a		689,9131 ^a	
Pseudo-R ²	0,3612		0,1558	

Fuente y Nota: Ídem Tabla 5.

TABLA 17
Derivadas parciales
Ciudad de Salta, 1991-1996

Variables	Años					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Educa	0,0359	0,0055	0,0220	0,0110	0,0349	0,0234
Edad	0,0973	0,0879	0,0946	0,1340	0,1073	0,1086
Edad2	-0,0012	-0,0011	-0,0012	-0,0017	-0,0013	-0,0014
Jefe	0,6251	0,4522	0,5435	0,1377	0,3383	0,4300
Cony	-0,2517	-0,2799	-0,3208	-0,2672	-0,3378	-0,2713
Men5			0,0442			
Deshog		0,1108	0,0852	0,0686	0,0630	
v97	-0,0004	-0,0002	-0,0004	-0,0002	-0,0003	-0,0003
Est1	-0,7238	-0,6776	-1,0320	-0,5418	-0,6287	-1,0108
Est2	-0,4593	-0,4294	-0,5694	-0,3831	-0,3920	-0,7439

Fuente: Elaboración propia con datos de EPH.

TABLA 18
Derivadas parciales
Gran Buenos Aires, 1991-1996

Variables	Años					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Educa	0,0269	0,0187	0,0314	0,0274	0,0314	0,0266
Edad	0,0658	0,0808	0,0831	0,0879	0,0975	0,1025
Edad2	-0,0009	-0,0011	-0,0010	-0,0011	-0,0013	-0,0013
Jefe		0,1074	0,4894	0,1656		0,1389
Cony	-0,2815	-0,3655	-0,3873	-0,3141	-0,3795	-0,3866
Men5	-0,0843	-0,0746	-0,1032	-0,0968	-0,0767	-0,0448
Deshog	0,1244	0,0832	0,1085	0,1677	0,1129	0,1289
v97	-0,0002	-0,0002	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0001
Est1	-0,7177	-0,7186	-0,7045	-0,4471	-0,6040	-0,2631
Est2	-0,4352	-0,4271	-0,4640	-0,2320	-0,4081	-0,1806

Fuente: Elaboración propia con datos de EPH.

TABLA 19
Cociente de derivadas parciales
Salta/Gran Buenos Aires, 1991-1996

Variables	Años					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
Educa	1,3325	0,2923	0,7001	0,3999	1,1139	0,8797
Edad	1,4786	1,0879	1,1375	1,5241	1,1008	1,0594
Edad2	1,3603	1,0225	1,1022	1,5315	1,0103	1,0712
Jefe		4,2098	1,1107	0,8313		3,0950
Cony	0,8938	0,7658	0,8282	0,8508	0,8901	0,7018
Men5			-0,4282			
Deshog			0,7850	0,4089	0,5582	
v97	1,6878	1,0074	2,7080	2,0529	1,6096	5,4033
Est1	1,0084	0,9429	1,4647	1,2120	1,0409	3,8411
Est2	1,0553	1,0053	1,2270	1,6513	0,9607	4,1195

Fuente: Tablas 17 y 18.

TABLA 20
Probabilidades de participación femenina predichas
usando varios conjuntos de coeficientes.
Ciudad de Salta, 1991-1996

Variables de:	Coeficientes de:					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1991	40,1	43,4	48,1	45,4	48,0	41,9
1992	35,8	42,0	44,1	43,6	45,0	38,6
1993	37,0	42,1	44,0	44,2	46,2	39,1
1994	42,1	45,5	48,8	44,6	49,7	42,0
1995	40,0	44,1	46,5	45,0	48,9	39,4
1996	44,4	48,0	52,0	48,5	52,6	45,1

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

TABLA 21
Probabilidades de participación femenina predichas
usando varios conjuntos de coeficientes.
Gran Buenos Aires, 1991-1996

Variables de:	Coeficientes de:					
	1991	1992	1993	1994	1995	1996
1991	39,4	43,4	49,2	42,0	51,1	42,9
1992	36,8	42,1	51,5	45,7	50,3	44,4
1993	33,2	38,8	50,6	45,7	48,3	44,4
1994	33,4	38,7	52,0	45,8	48,1	44,4
1995	39,4	43,7	56,5	50,5	53,2	48,3
1996	39,8	44,0	56,6	50,3	53,5	48,1

Fuente: Estimaciones propias con datos de EPH.

Apéndice 2: Gráficos

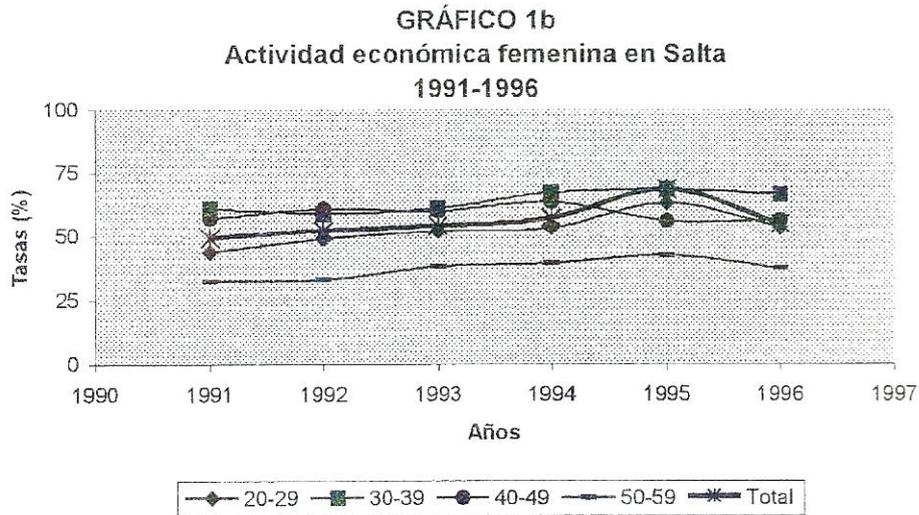
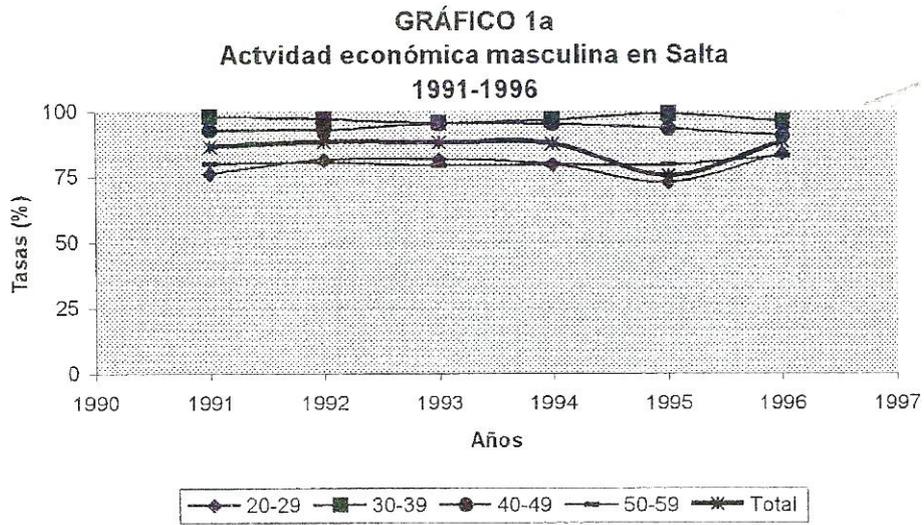


GRÁFICO 2a
Perfiles de Actividad Femenina
Ciudad de Salta, 1991-1996

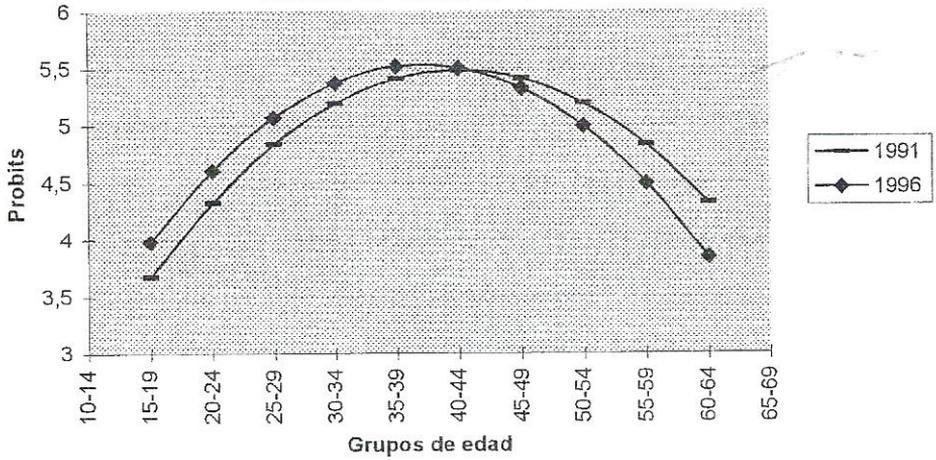


GRÁFICO 2b
Perfiles de Actividad Femenina
Ciudad de Salta, 1992-1995

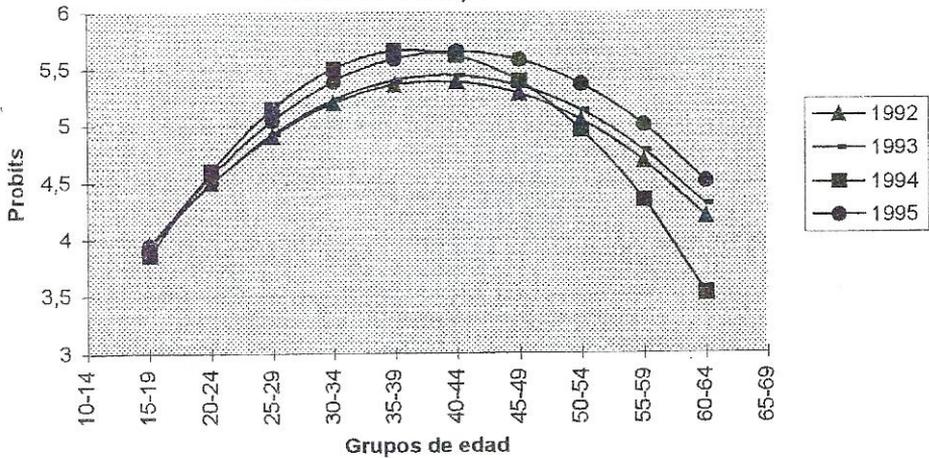


GRÁFICO 2c
Perfiles de Actividad Femenina
Gran Buenos Aires, 1991-1996

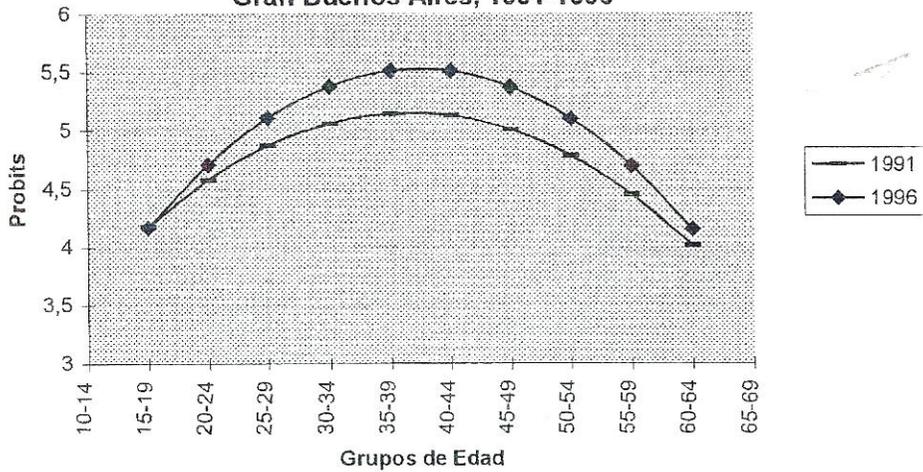


GRÁFICO 2d
Perfiles de Actividad Femenina
Gran Buenos Aires, 1992-1995

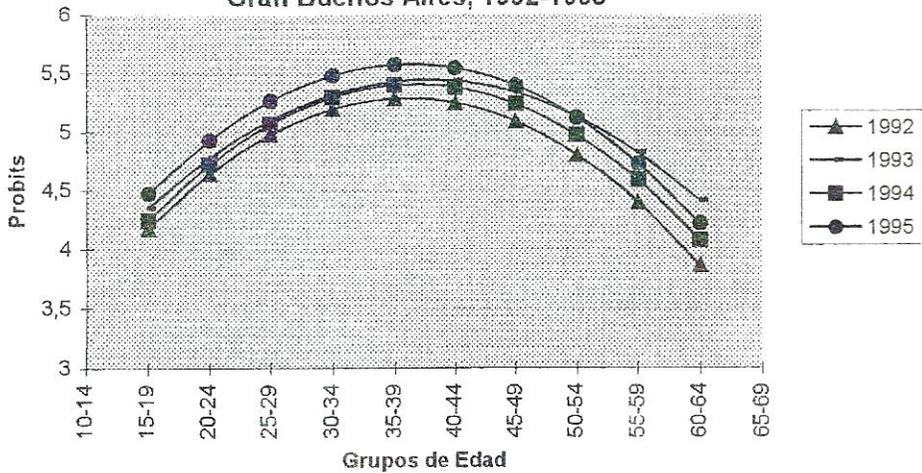


GRÁFICO 3a
Tasas de actividad predichas.
Ciudad de Salta, 1991-1996

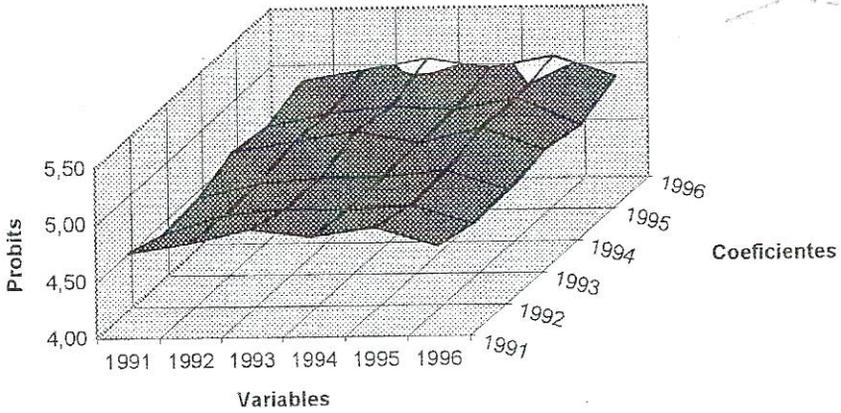


GRÁFICO 3b
Tasas de actividad predichas.
Gran Buenos Aires, 1991-1996

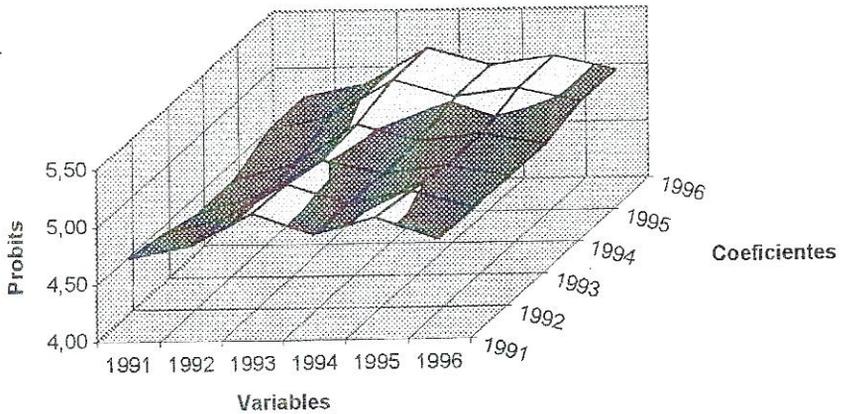
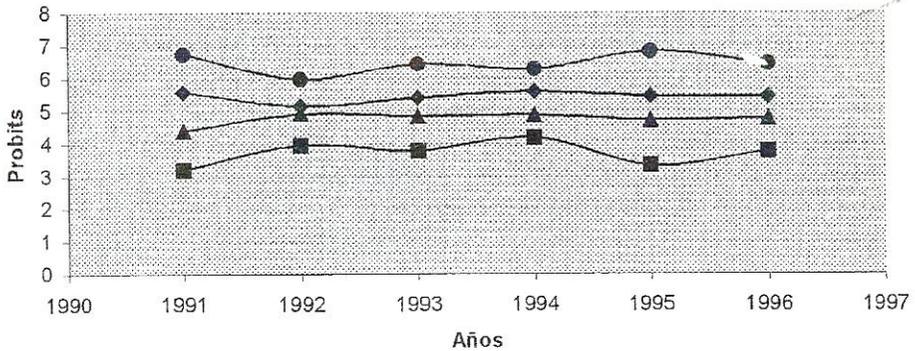
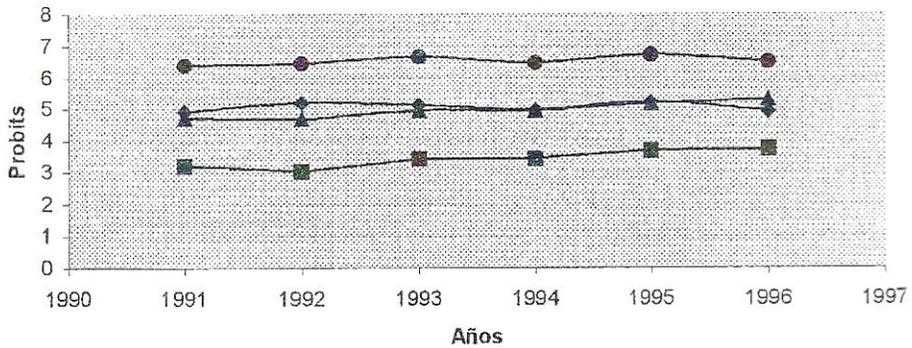


GRÁFICO 4a
Trayectorias estilizadas.
Ciudad de Salta, 1991-1996



—●— [A] —▲— [B] —◆— [C] —■— [D]

GRÁFICO 4b
Trayectorias estilizadas.
Gran Buenos Aires, 1991-1996



—●— [A] —◆— [B] —▲— [C] —■— [D]

BIBLIOGRAFÍA

- ARRIAGADA, I. (1994): "Transformaciones del trabajo femenino urbano". *Revista de la CEPAL*, 53: 91-110.
- BECCARIA, L. Y N. LÓPEZ (1997): "Notas sobre el comportamiento del mercado de trabajo urbano." En BECCARIA, L. Y N. LÓPEZ (Compiladores): *Sin trabajo. Las características del desempleo y sus efectos en la sociedad Argentina*. UNICEF/LOSADA, Buenos Aires: 17-46.
- BECKER, G. (1965): "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal*, 75: 493-517.
- BERNDT, E. (1990): *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, New York.
- CID, J. (1994): *Determinantes del trabajo femenino: un modelo logit de los resultados censales en Salta*. Reunión de Discusión N° 85. Mimeo, Instituto de Investigaciones Económicas, Universidad Nacional de Salta, Salta.
- CLARAMUNT, A. (1996): "La participación laboral de las cónyuges en el corto plazo en el Gran Mendoza." *Actas*, Jornadas de Ciencias Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Cuyo: 327-350.
- COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA (CEPAL, 1985): *Análisis estadístico de la situación de la mujer en países de América Latina a través de la Encuesta de Hogares*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe, LC/R. 418.
- CHISARI, O. (1981): "La tasa de desempleo como argumento de la función de oferta de trabajo." *Económica*, XXVII (3): 163-174.

- CHISARI, O. (1982): "Efectos de la tasa de desempleo sobre la oferta de trabajo de las familias." *Económica*, XXVIII (1-2): 131-133.
- FIELDS, J. (1976): "A comparison of intercity differences in the labor force participation rates of married woman in 1970 with 1940, 1950, and 1960." *The Journal of Human Resource*, XI (4): 568-577.
- GELDSTEIN, R. (1997): *Mujeres jefas de hogar. Familia, pobreza y género*. Cuadernos del UNICEF, Buenos Aires.
- GREEN, W. (1993): *Econometric Analysis* (Second Edition). Macmillan Publishing Company, New York.
- KILLINGSWORTH, M. y HECKMAN, J. (1991): "La oferta de trabajo de las mujeres: una panorámica." En ASHENFELTER, O. Y R. LAYARD (Compiladores): *Manual de Economía del Trabajo*, Volumen 1, Capítulo 2: 155-278. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social de España, Madrid.
- LLOYD, C. AND B. NIEMI (1979): *Recent changes in the intensive responsiveness of labor female participation to the business cycle*. Mimeo, Montreal.
- MADDALA, G. (1991): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MAGNAC, TH. (1992): "Female Labor Market Participation and Wages in Colombia." In PSACHAROPOULOS, G. AND TZANNATOS, A. (ED.): *Case Studies on Women's Employment and Pay in Latin American*. The World Bank, Washington, D.C.: 169-195.
- MYCHASZULA, S.; R. GELDSTEIN, Y C. GRUSHKA (1989): *Datos para el estudio de la participación de la población en la actividad económica. Argentina, 1947-1980*. CENEP, Información documental y Estadística N° 4. Buenos Aires.

- PESSINO, C. AND I. GILL (1997): *Determinants of Labor Supply in Argentina: The Importance of Cyclical Fluctuations in Labor Force Participation*. CEMA, Documento de Trabajo N° 118, Buenos Aires.
- RECCHINI DE LATTES, Z. (1980): *La participación femenina desde la segunda posguerra hasta 1970*. Cuadernos del CENEP, N° 11. Buenos Aires.
- SELLIER, F. Y A. TIANO (1962): *Economie du Travail*. Presses Universitaires de France, Paris.
- STREB, M. (1997): "La decisión de Sophie: trabajo en el mercado o trabajo en el hogar." *Anales de la AAEP*, Tomo 4: 51-71.
- SUSMEL, N. (1997): "La decisión de Sophie: trabajo en el mercado o trabajo en el hogar. Comentario." XXXII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política. Mimeo, Bahía Blanca.
- WAINERMAN, C. (1979): "Educación, familia y participación económica femenina en la Argentina." *Desarrollo Económico*, 18 (72): 511-537.

CASTAÑARES (Cuadernos del I. I. E.)

Los números publicados con anterioridad son los siguientes:

- 1- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A., ROJAS, C. L. y GUZMÁN, M. M.: Costos de la Prevención del Mal de Chagas: Control del Vector – Cuaderno N° 1, Año I, Mayo de 1993.
- 2- ANTONELLI, Eduardo: Matriz de Insumo-Producto de la Provincia de Salta – Cuaderno N° 2, Año I, Diciembre de 1993.
- *3- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1976-1983 – Cuaderno N° 3, Año II, Julio de 1994.
- *4- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: Beneficios Brutos de la Prevención del Mal de Chagas – Cuaderno N° 4, Año III, Mayo de 1995.
- 5- ANTONELLI, Eduardo y LORENTE, María Dolores: La Política Económica en Salta en el Período 1984-1987 – Cuaderno N° 5, Año III, Septiembre de 1995.
- 6- DEL REY, E. C., BASOMBRÍO, M. A. y ROJAS, C. L.: La Prevención del Mal de Chagas: Rendimiento Económico – Cuaderno N° 6, Año III, Diciembre de 1995.
- 7- ANTONELLI, Eduardo y LORENTE, María Dolores: Análisis del la Deuda Pública de Salta entre 1980 y 1995 y Recálculo de su Nivel en 1991 – Cuaderno N° 7, Año IV, Mayo de 1996.
- 8- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1988-1991 – Cuaderno N° 8, Año IV, Agosto de 1996.
- 9- ANTONELLI, Eduardo: La Política Económica en Salta en el Período 1992-1995 – Cuaderno N° 9, Año V, Mayo de 1997.
- 10- PAZ, Jorge: Tres Ensayos sobre el Descenso de la Mortalidad – Cuaderno N° 10, Año VI, Junio de 1998.
- 11- ANTONELLI, Eduardo y LORENTE, María Dolores: Estimación de la Balanza Comercial de Salta – Cuaderno N° 11, Año VI, Julio de 1998.

* Agotados. Sin embargo, el (los) autor(es) puede(n) proveer una copia (que no tendrá la forma de Cuaderno), si le es solicitada.

