

INSTITUTO DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS
Universidad Nacional de Salta
Reunión de Discusión N° 85
Fecha: 13 de diciembre de 1994
Hora: 16,00.

DETERMINANTES DEL TRABAJO FEMENINO:

UN MODELO LOGIT DE LOS RESULTADOS CENSALES EN SALTA

Juan Carlos Cid

Este trabajo fue motivado por un taller de Microeconometría dictado en Salta por el Prof. Juan Muro Romero, de la Universidad de Alcalá de Henares. Se expresa el agradecimiento al Lic. Augusto Hozzowsky, del Instituto Nacional de Estadística y Censos, que colaboró generosamente en los programas computacionales y en la interpretación de los resultados econométricos, y a Freedy Pérez, que diseñó todos los cuadros y gráficos del Apéndice.
Como es habitual, el autor de este trabajo es el único responsable de los errores que existan.

1. INTRODUCCION

La actividad laboral femenina adquirió en Salta durante los ochenta una particular relevancia. Al comparar los resultados de los últimos censos poblacionales, surge que el total de la población femenina mayor de 14 años aumentó en poco más de una década en un 34 % , pero la económicamente activa (PEA) lo hizo en un 114 % (véase Cuadro 1 del Apéndice). Otra forma de manifestación del fenómeno es que la tasa de actividad de los varones cayó 15 puntos entre 1960 y 1980, para mantenerse casi sin cambios en la década posterior (89,6 % en 1960, 74,9 % en 1980 y 73,1 % en 1991), mientras la de las mujeres trepó notablemente en el último período (24,6 % en 1960, 24,5 % en 1980 y 39,3 % en 1991).

Ciertamente, una porción del incremento que se registra en la actividad femenina entre censos estuvo explicada por los cambios habidos en el cuestionario de 1991. Se pudo así detectar la actividad de muchas mujeres que estaban realmente insertas en el mercado laboral pero no eran captadas con el anterior diseño, incluso porque no se suelen reconocer a sí mismas como trabajadoras. Encuestas efectuadas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos en el Gran Buenos Aires y en Tucumán aplicando alternativamente los cuestionarios de 1980 y 1991 arrojaron diferencias significativas en la medición de la PEA, particularmente para el sexo femenino y para las edades extremas. Lamentablemente no existe una contrastación similar para Salta, pero en la sección segunda de este ensayo se formulan algunas hipótesis acerca del efecto de la mejora de diseño, si bien parciales.

En nuestro país existen muchos estudios empíricos en el tema de los factores determinantes en la decisión de incorporación de una persona al mercado de trabajo y, en particular, de una de sexo femenino. Generalmente las investigaciones recurrieron a los archivos de la Encuesta Permanente de Hogares. Por el contrario, nuestro trabajo se propuso explorar la rica información obtenible de los microdatos del Censo Nacional de Población y Vivienda 1991 para intentar identificar algunos de esos posibles determinantes.

Se utilizó para ello un modelo en el que la variable explicada fue la condición de actividad de la mujer y las explicativas su nivel de educación, su edad y situación conyugal, la presencia de hijos de menos de un año, el lugar de residencia, la situación de carencia (índice de necesidades básicas insatisfechas, NBI) y las tasas de desocupación por sexo.

En la siguiente sección se describen, respecto a las mujeres, las principales características de los perfiles de actividad en 1991. También se desarrollan algunas consideraciones acerca de la medición de la actividad productiva, medición que habría mejorado en este censo en comparación con anteriores. La tercera sección está dedicada a la especificación del modelo y de las variables usadas en la estimación. El énfasis está puesto especialmente en aclarar los criterios adoptados para hacer operativa cada una de las variables; el interesado en profundizar los fundamentos estadísticos del modelo logit utilizado dispone de una excelente y extensa bibliografía (una parte mínima, los textos de Maddala y Gujarati, se menciona en las referencias bibliográficas). Sigue luego un apartado en el que se presentan los resultados de la estimación, algunas conclusiones y comentarios. Diversos cuadros y gráficos referidos a la actividad económica femenina en la provincia se agruparon en un Apéndice.

2. CARACTERISTICAS DE LAS TRABAJADORAS DE SALTA

En la sección introductoria se hizo mención a que la incorporación de la mujer salteña a la actividad productiva, según el porcentaje de la PEA que resulta de los censos de población, constituiría un fenómeno de la década de los 80. Sin embargo, esa afirmación debe matizarse al observar los perfiles de actividad de los anteriores censos de 1960 y 1980 (véase el Gráfico 1 del Apéndice). Es cierto que la tasa de actividad, expresada para toda la población femenina de 14 años en adelante, poco se modificó en 20 años¹. Pero en ese lapso se verificó una importante difusión de la educación de los niveles medio y superior, cuyo efecto fue postergar la incorporación de la mujer al mercado laboral: fue así que las tasas de actividad específicas para 14-19 años y 20-24 años se redujeron abruptamente. Algo parecido ocurrió con las edades por arriba de los 60, si bien la población activa en ese caso tiene mucha menos relevancia. La compensación en la tasa global -que permaneció invariada- se produjo porque en ese lapso hubo ya aumentos de consideración en la participación de las edades centrales. Obsérvese en el Gráfico 1 que el perfil de 1980, si bien próximo en sus niveles al de 1960, tiene una forma de U invertida que lo asemeja más bien al de 1991.

¹El Censo Nacional de Población y Vivienda de 1970 no fue nunca procesado, de ahí la necesidad de analizar lo ocurrido entre 1960 y 1980 en bloque.

Con relación al efecto de la modificación de 1991 en la forma de preguntar por la actividad económica, puede hacerse una comparación -en la ciudad de Salta- con una fuente de información alternativa. En efecto, en fechas muy próximas a los dos últimos censos poblacionales se efectuaron en la capital salteña sendas ondas de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH). El sentido de los Cuadros y Gráficos 2 y 3 es cotejar esas distintas fuentes de medición de la actividad económica². Nuestra comparación se limitó a la población de 15 años en adelante, definiendo tramos decenales de edades. En octubre de 1980 (Gráfico 2 del Apéndice) se corrobora que la Encuesta y el Censo arrojan prácticamente los mismos perfiles de actividad para varones. Por el contrario, y si bien la tasa global es prácticamente la misma, la EPH saca ventaja en registrar la actividad de las mujeres en las edades centrales (30 a 39 y 40 a 49 años). En cuanto al aparente mejor registro del Censo al comienzo de la vida activa femenina, muy probablemente haya que atribuirlo al reducido tamaño de población muestral en esos tramos, lo que conlleva un alto coeficiente de variación en el caso de la EPH.

El Gráfico 3 presenta el mismo tipo de información, pero en esta oportunidad para 1991. El perfil femenino originado en el Censo continúa siendo más aplanado que el de la EPH. Pero el primero se desplazó hacia arriba más que el segundo, de manera que coinciden las mediciones para el tramo central -30 a 39 años-. Es factible extraer muy tentativamente estas conclusiones: i) la participación económica de los varones de la capital no se alteró significativamente en los 80; ii) la de las mujeres habría crecido casi en doce puntos; iii) en números gruesos, una mitad del incremento habría correspondido a un cambio real en la población y la otra mitad al efecto "diseño".

¿ Podrían extrapolarse estas aseveraciones al resto de la provincia, donde reside algo menos del 50 % de las mujeres que trabajan ?³ . Es concebible que la índole de actividades

²Los encuestadores de la EPH poseen una mayor capacitación que el personal que trabaja en un censo. Además, las definiciones de condición de actividad de la EPH no se modificaron sustancialmente en la década de los 80. La Encuesta se aplica sobre una muestra probabilística estratificada, bietápica, de aproximadamente 1,6 % de los hogares de la ciudad de Salta. El Censo de Población investigó la actividad económica, incluida en la cédula "ampliada", en un muestreo sistemático aleatorio del 20 % de los hogares capitalinos.

³Entre 1980 y 1991 la población femenina de 20 a 59 años creció en la ciudad de Salta 40 % ; en el resto de la provincia -que se habría comportado como expulsora de población- nada más que 24 %. Pero el subconjunto de las activas creció en la capital 112 % mientras que en el interior lo hizo 117 % . Resultado de este extraordinario incremento, la tasa de participación femenina entre censos trepó en el interior 75 % , descontando en parte la ventaja que le llevaba la capital provincial,

desarrolladas por ellas en el área rural haya hecho que la parte del aumento en la tasa de participación, atribuible al cambio de diseño, sea proporcionalmente mayor (es decir, que explique más de la mitad del incremento en la década de los 80).

En lo que sigue a continuación, nuestro análisis se centrará en el archivo del Censo 1991, abstrayendo de toda consideración acerca de la evolución que pueda haber tenido la población femenina activa en el período intercensal y del efecto del cambio de diseño. Se confeccionaron los perfiles de los Gráficos 4 a 9 del Apéndice precisamente con la intención de mostrar la influencia que diversas características individuales y del hogar ejercen en la participación económica.

En primer lugar, se clasificó a las mujeres de Salta de acuerdo con la situación conyugal. Las distintas alternativas contempladas fueron: casada (incluye unidas de hecho), separada (abarca también divorciadas), viuda y soltera. El Gráfico 4 del Apéndice destaca nítidamente que la presencia de un compañero en el hogar retrae a la mujer del mercado laboral: a las casadas corresponde -en una edad central como lo es el tramo de 35 a 39 años- un porcentaje de 47,6 %. Mientras, son activas el 68,5 % de las viudas, el 77,4 % de las solteras y casi el 84 % de las separadas. El mayor nivel de participación se da, para todas las edades, en las mujeres separadas. La conclusión sería que la situación de desamparo en que queda muchas veces la mujer al destruirse el vínculo matrimonial, la fuerza a asumir responsabilidades en el sustento del hogar. Pero también estos gráficos, con análisis parcializados, pueden estar escondiendo efectos cruzados del tipo: a) las mujeres con estudios de nivel superior adquieren más independencia y tienden a separarse o divorciarse más que el resto de las mujeres; b) como también les corresponde un mejor salario, participan más del mercado laboral; c) por ende, al medir la tasa de actividad por situación conyugal, las separadas y divorciadas quedan sobre representadas.

Es interesante señalar que la presencia de hijos en el hogar podría influir de diferente manera según que la madre esté acompañada por un cónyuge o no. Los Gráficos 5 y 6 parecen evidenciar que, cuando la mujer tiene un compañero en el hogar, a mayor cantidad de hijos ella participa menos en el mercado de trabajo. Y por el contrario, si afronta las responsabilidades hogareñas sola, la existencia de esos hijos la incentiva a una mayor actividad laboral. En el primero de los gráficos mencionados, se observa que entre los 30 y los 54 años el perfil de actividad para mujeres solas con hijos se sitúa por encima del

cuya tasa "sólo" aumentó 52 % .

de las mujeres solas sin hijos; en el tramo 35-39 años la brecha llega a superar los 8 puntos porcentuales. En los perfiles del gráfico 6, las mujeres casadas o unidas con hasta un hijo registran una actividad económica permanentemente superior a las que tuvieron 2 o más hijos. La mayor brecha entre los grupos existe en el tramo 30-34, casi 25 puntos, luego va disminuyendo paulatinamente

En realidad, más importante que la cantidad de hijos que tuvo una mujer a lo largo de su vida fértil, serviría conocer cuántos de ellos conviven con la madre a la fecha del censo, de qué edad son y si hay otras mujeres en el hogar que puedan encargarse de su atención. Debido a las complicaciones que aparejaba un procesamiento de los microdatos con este enfoque abarcativo de la situación hogareña, se optó por investigar la situación de la mujer que en una fecha próxima al censo hubiera sido madre, porque muy probablemente enfrentaba problemas para participar en el mercado de trabajo (la parición reciente es una variable incluida en cada registro individual de las mujeres entre 14 y 49 años). Este fenómeno se refleja en el Gráfico 7, trazado para las edades entre 14 y 49 años. En él se clasifica a la población femenina -sin considerar situación conyugal- según que haya tenido o no hijos en el período previo a que se hizo mención. Es dable comprobar que en las edades centrales existen entre 10 y 15 puntos de brecha en la participación en desmedro de las recientes madres.

Se hizo mención ya a la importancia que reviste el nivel educativo alcanzado para explicar la incorporación de las mujeres a una actividad productiva remunerada. En el Cuadro y en el Gráfico 8 las mujeres están clasificadas en cuatro grupos: sin primario completo, con ese nivel, con secundario completo y por último, con estudios superiores completos. El promedio de participación en todo el ciclo vital de las mujeres con el nivel de educación más alto es dos veces y media el de aquéllas que no terminaron la escuela primaria. La actividad de las profesionales en edades centrales supera el 90 % .

En el Gráfico 9 se observa que también la urbanización afecta a la decisión de las mujeres de incorporarse al mercado laboral: cuanto más importante es el núcleo urbano, mayor la actividad económica femenina. Paradójicamente, la tasa global de la zona rural es 38,9 % , ella resulta superior al porcentaje en las localidades de 2.000 a 20.000 personas y también al de las ciudades del estrato entre 20.000 y 100.000. Sucede que el perfil para las mujeres que residen en un área rural es más achatado (su tasa de actividad más elevada llega a 46,2 % entre los 35 y 39 años, cuando los máximos en las localidades llegan a 47,6 y 51,4 %), pero las mujeres del ámbito rural se incorporan antes al mercado laboral (permanecen menos años en el sistema educativo) y se retiran después (al no gozar de

cobertura previsional). Por último, destaquemos que el perfil de actividad de la población de sexo femenino de la capital provincial se destaca netamente del resto. La tasa de participación supera el 60 % en mujeres entre 30 y 44 años.

3. EL MODELO Y LAS VARIABLES

La teoría económica se ocupó extensamente de la decisión de un individuo frente a la opción de participar o no en el mercado laboral y, en caso afirmativo, qué cantidad de trabajo ofrecer. En el análisis de la oferta laboral se aplicó habitualmente el enfoque de maximización condicionada, que permite explicar ambas decisiones. La educación, los años de experiencia, la edad, el acervo de riqueza, se han señalado como factores individuales que influyen en la decisión. La tasa de salario existente en la economía, los precios de los bienes de consumo, la extensión de la jornada laboral, son algunos de los elementos externos que también condicionan la conducta del potencial trabajador. Pero en el caso específico de la mujer, para la que en nuestra sociedad queda reservada la mayor carga de las tareas hogareñas, se ha señalado que se halla condicionada además por el contexto del hogar: presencia de un cónyuge, cantidad y edad de los hijos, etc. Algunas de esas influencias se discutieron en la sección anterior, al hacer referencia a los perfiles de actividad según situación conyugal, número de hijos y parición reciente.

Debido a las restricciones que nos planteó la fuente de datos utilizada, nuestra investigación se centró exclusivamente en la primera de las cuestiones, la de participación. Efectivamente, el archivo censal contiene para todas las mujeres de 14 años cumplidos o más, la información de su condición de actividad, contemplando las siguientes alternativas: activa (ocupada, desocupada), inactiva (jubilada, estudiante, otra situación) e ignorado.

Los procedimientos de estimación más utilizados cuando la variable explicada es dicotómica (la respuesta a la condición de actividad es "sí" o "no") han sido tres: modelos de probabilidad lineal (MPL), modelos logit y modelos probit. Los modelos de la primera categoría traen aparejados diversos problemas debido a la violación de los supuestos del método de mínimos cuadrados. Los modelos logit y probit, que suponen para las perturbaciones una función de densidad acumulada logística o normal y recurren al método de máxima verosimilitud, permiten zanjear esas limitaciones. Sin embargo, cabe reconocer que para

una población tan grande como la analizada aquí, un modelo MPL puede funcionar adecuadamente.

El modelo general puede formalizarse así:

$$t_i^* = \beta'x_i + u_i \quad (1)$$

donde el subíndice i denota al individuo cuya conducta se analiza, va desde 1 hasta N ; t_i^* es una variable latente, no observable en forma directa por el investigador, se la suele asociar con un índice de utilidad; x_i es el vector de las variables explicativas relevantes para el individuo i ; β es un vector de coeficientes a estimar; u_i es un término de error estocástico que responde, entre otros factores, a las preferencias específicas del individuo i hacia el trabajo.

Al observar la conducta del individuo, nos limitamos a constatar que participa o no en el mercado de trabajo. Llamando t a esa variable dicotómica, se tiene:

$$t_i = 1 \quad \text{si} \quad t_i^* > 0 \quad (\text{el individuo participa}) \quad (2)$$

$$t_i = 0 \quad \text{si} \quad t_i^* \leq 0 \quad (\text{no participa}) \quad (2')$$

Interesa determinar cuál es la probabilidad de que un determinado individuo - en nuestro caso una mujer - dadas sus características (instrucción, situación conyugal, presencia de niños en el hogar, etc.) participe en la fuerza laboral. Es decir:

$$Prob(t_i=1) = Prob(\beta'x_i + u_i > 0) = Prob(u_i > -\beta'x_i)$$

En definitiva, la probabilidad de participación resulta:

$$Prob(t_i=1) = 1 - F(-\beta'x_i) \quad (3)$$

donde $F(-\beta'x_i)$ es la función de distribución acumulada del término de perturbación u_i . La función de estimación de máxima verosimilitud es:

$$L = \prod_{t_i=0} F(-\beta'x_i) \cdot \prod_{t_i=1} [1-F(-\beta'x_i)] \quad (4)$$

La forma de $F(\cdot)$ dependerá del supuesto hecho respecto a u_i . En nuestro estudio se utilizó un modelo logit, es decir que asumimos que el término de perturbación tiene una distribución logística. Los factores expresados en las productorias en (4) serán entonces:

$$F(-\beta'x_i) = \frac{e^{(-\beta'x_i)}}{1+e^{(-\beta'x_i)}} = \frac{1}{1+e^{(\beta'x_i)}}$$

$$1-F(-\beta'x_i) = \frac{e^{(\beta'x_i)}}{1+e^{(\beta'x_i)}}$$

Estimado el vector de parámetros β , puede calcularse la probabilidad de que la i -ésima observación valga uno ⁴:

$$\hat{p}_i = \frac{e^{(\beta'x_i)}}{1+e^{(\beta'x_i)}}$$

No resulta superfluo señalar que el contenido del cuestionario censal de 1991 impone determinadas restricciones al conjunto de variables explicativas utilizables en el modelo de estimación.

En primer lugar, mencionemos que la investigación se limitó a las mujeres comprendidas entre 30 y 60 años, residentes en hogares particulares y para las cuales se contaba con información completa. Si bien la definición de PEA comprende a toda la población mayor de 14 años, en el tramo entre 14 y 29 años se consideró que cabría prever la existencia de un conflicto entre la decisión de trabajar y la de capacitarse mediante educación formal, por lo que al incluirse esas observaciones, no sería claro el efecto de la variable explicativa educación. Las mujeres de 61 años y más se desecharon porque el porcentaje de las activas resulta en comparación muy pequeño y además existen otros determinantes para la decisión de participación de ese grupo de población, que no constituían motivo de análisis en el presente trabajo. La población que vive en viviendas colectivas no representa una proporción

⁴En nuestro caso se trabajó con datos agrupados y un total de 114.270 mujeres se clasificaron en 2.776 submuestras. Por ello, la probabilidad estimada corresponde al subtotal de las mujeres incluidas en cada submuestra.

relevante y se la dejó de lado porque una de las variables explicativas del modelo no era aplicable para ese grupo. Por último, casi todas las variables del archivo censal admiten una categoría ignorado o desconocido, el criterio fue no considerar los registros para los cuales no se contara con información completa en todos los campos abarcados por el análisis.

Una vez definida la población objeto del estudio, que resultó compuesta por 114.270 mujeres, analicemos las variables explicativas en el modelo ⁵.

En los perfiles de actividad femenina trazados se plantea la existencia de una relación entre el ciclo vital y la actividad laboral de las personas. La mayoría de las investigaciones han reconocido este hecho, asumiendo implícitamente que el corte transversal a determinada fecha que proporciona un relevamiento censal o una encuesta de hogares, corresponde a una población relativamente estable y es útil entonces para describir el comportamiento a través del tiempo de una hipotética cohorte. La forma parabólica de los perfiles sugiere la conveniencia de incluir a los años en un término lineal y en otro cuadrático entre los regresores. Empero, introducir en el modelo a la edad simple de la mujer como magnitud cardinal habría significado un aumento muy importante en la cantidad de poblaciones muestrales. Es por eso que se prefirió convertir a esa variable en una categorial, considerando los siguientes tramos de edad:

edades	tramo
30 a 34 años	1
35 a 39 "	2
40 a 44 "	3
45 a 49 "	4
50 a 54 "	5
55 a 60 "	6

La educación formal reviste una fundamental importancia en la decisión de participación de una persona en el mercado de trabajo. Así se lo reconoció en todas los trabajos empíricos sobre el tema, en especial en el caso de mujeres. La instruc-

⁵Ya se mencionó en nota anterior que el cuestionario ampliado se aplicó en la capital aproximadamente al 20 % de la población. En el resto de la provincia no hubo muestra, de manera que la condición de actividad se determinó para la totalidad de la población de 14 años y más. Cada registro individual del archivo tiene un peso o ponderación de acuerdo con esta situación.

ción, vía incremento del capital humano, aumenta el ingreso potencial a percibir. Pero no se trata de ese único efecto, es esperable que adicionalmente modifique el mapa de preferencias de una mujer, volviéndola más "predispuesta" hacia el trabajo pago, en desmedro de las tareas hogareñas. En nuestro caso, contábamos con información sobre máximo nivel educativo alcanzado. El criterio adoptado fue traducir las categorías ordinales a valores cardinales intervalares:

máximo nivel alcanzado	cantidad de años
nunca asistió	0 años
primario incompleto	3 "
" " completo	7 "
secundario incompleto	9 "
" " completo	12 "
terciario incompleto	14 "
" " completo	15 "
universitario incompleto	15 "
" " completo	18 "

Por los argumentos esgrimidos más arriba es razonable suponer que el signo de la variable, denominada *educ*, resulte positivo.

La situación conyugal de la potencial trabajadora se tomó en cuenta. Para ello se definió una variable dummy, *cony*, que es 0 en el caso de una mujer unida de hecho o casada y 1 en el de las separadas, divorciadas, viudas y solteras. El signo esperado para esta variable es positivo, lo que significaría que la ausencia de un compañero en el hogar aumenta la probabilidad de que la mujer tenga que salir a procurar un sustento.

La variable parentesco, definida como la posición o rol con respecto al jefe del hogar particular, sería otra alternativa para reflejar la situación de una mujer dentro del núcleo familiar. Los posibles valores son "jefa" y "no jefa", o bien "jefa", "cónyuge" y "otra situación". Se pensó empero que la relación resultante entre la condición de activa y el rol de jefa del hogar podría resultar espúrea, porque en el hogar se reconozca como cabeza precisamente a la mujer que, estando sin compañero, trabaja.

Un obvio condicionante de las posibilidades de participación laboral de la mujer es la presencia de niños en el hogar. Aunque el archivo censal ofrecía otras posibilidades quizá más interesantes, se optó por incluir una variable dummy, *pari*, nula si la mujer declara haber tenido uno o más hijos en el período de doce meses previos al censo y unitaria cuando no

tuvo hijos (como la pregunta no se formulaba a mujeres de 50 y más años, se hizo a la dummy igual a 1 en estos casos). La variable *pari* tiene un signo esperado positivo, indicando así que una parición reciente restringe las posibilidades laborales de una mujer por el conflicto que plantea con las responsabilidades maternas.

La variable dicotómica *urba* tiene por finalidad registrar el posible efecto de residir en la ciudad de Salta, el mayor conglomerado urbano de la provincia con 365.291 personas. Asume el valor 1 en esa circunstancia y es nula en caso que la mujer viva en el resto del territorio (aun en ciudades relativamente importantes como San Ramón de la Nueva Orán -50.739- y Tartagal -43.586 habitantes-).

La información censal permite categorizar a los hogares particulares en dos clases según el indicador de necesidades básicas insatisfechas. Serán carenciados aquéllos en que se verifica al menos una de cinco condiciones desfavorables, habitualmente asociadas a una situación de pobreza: tipo de vivienda inconveniente; hacinamiento; ausencia de retrete; niños que no asisten a la escuela primaria e incapacidad de subsistencia (este último indicador a su vez es compuesto, requiere que el jefe del hogar no posea más de dos años de educación elemental y, simultáneamente, que haya 4 o más miembros en el hogar por cada ocupado). El resto de los hogares se clasifican como no NBI. Nuestro criterio fue incluir en el modelo una variable dicotómica, llamada *nbi*, con valor nulo para la mujer que vive en un hogar no carenciado y 1 en el resto. Se intenta captar el efecto que, sobre la decisión de trabajar o no de la mujer, podría tener una situación de pobreza del hogar, considerándola como una *proxi* a un menor nivel de ingreso no salarial y, consecuentemente, un menor salario de reserva (reservation wage). En consecuencia, el signo esperado para la variable *nbi* fue positivo.

Las variables *desvar* y *desmuj* expresan las tasas porcentuales de desocupación de varones y mujeres en la zona (para el cómputo de las tasas dividimos la provincia en 12 zonas, cada una abarcando uno o más departamentos). Se introdujeron entre el conjunto de las explicativas porque se consideró de interés determinar la posible influencia de las condiciones de demanda de trabajo imperantes en el medio. Al respecto existen en la teoría de la oferta del factor trabajo dos hipótesis contrapuestas, de acuerdo a la posible existencia de un efecto ingreso o uno sustitución. Según la primera de ellas, cuando el jefe de hogar -habitual procurador del sustento- queda desocupado o ve reducido su ingreso, otros miembros del hogar deciden participar de la fuerza laboral. Es éste un efecto renta porque el objetivo del trabajador adicional es contribuir a mantener el nivel del ingreso familiar. Para el enfoque contrapuesto, la

hipótesis del trabajador desalentado, a medida que cae la demanda y crece el desempleo, la búsqueda de trabajo se torna tan poco atractiva y con escasas posibilidades de éxito, que muchos de los desocupados deciden salirse de la fuerza laboral. Hay un efecto sustitución porque -con la recesión- el tiempo libre se vuelve menos costoso que antes para el inactivo. En una situación concreta podrían coexistir ambos fenómenos. Pero se ha sugerido que el impacto del trabajador adicional afecta sólo a una parte de la población: aquellos hogares cuyo sostén principal perdió el empleo. En cambio, durante una recesión la caída en el salario esperado afecta prácticamente a todos los hogares. De cualquier manera, se trata de una cuestión empírica y en nuestro modelo el signo de estos coeficientes podría ser positivo o negativo.

4. RESULTADOS

La estimación del modelo por máxima verosimilitud se ejecutó con procesos computacionales existentes en el paquete SAS (procedimiento catmod). Los parámetros estimados y sus respectivos errores fueron éstos:

Variable		Coefficiente	Error estándar
<i>constante</i>		-0,3747	0,0431
<i>tramo</i>	30-34 años	+0,1571	0,0135
	35-39	+0,2872	0,0133
	40-44	+0,3084	0,0140
	45-49	+0,1896	0,0154
	50-54	-0,1986	0,0157
<i>cony</i>		+0,5426	0,0075
<i>pari</i>		+0,1736	0,0131
<i>educ</i>		+0,1103	0,0017
<i>urba</i>		+0,2363	0,0086
<i>nbi</i>		+0,0278	0,0080
<i>desvar</i>		+0,1496	0,0077
<i>desmuj</i>		-0,2425	0,0067

Todos los parámetros estimados en el modelo logit tuvieron los signos esperados y resultaron significativos al 1 % ⁶. Los coeficientes de las tasas de desempleo por sexo no contradicen la hipótesis de que las mujeres deciden aumentar su participación en el mercado laboral cuando observan una desocupación alta en los varones de su hogar (concepción del trabajador adicional), fenómeno que podría coexistir con su desaliento y retiro del mercado ante condiciones de demanda adversas para su sexo (hipótesis del trabajador desalentado). Constituye ésta una interpretación muy tentativa de los signos opuestos que obtuvimos para los parámetros de las tasas de desocupación. Porque las tasas podrían no resultar enteramente exógenas en el modelo, sino determinadas en parte por la urbanización.

El estadístico de razón de verosimilitud es un test de bondad de ajuste que compara el modelo especificado con un modelo restringido con todos sus parámetros nulos. En nuestra estimación valió 8.605, con 2.763 grados de libertad y como tiene una distribución χ^2 , superó ampliamente el valor crítico de rechazo de la hipótesis nula.

El modelo propuesto para explicar el comportamiento laboral de la población femenina de Salta evidencia un razonable poder explicativo. En el gráfico 10 del Apéndice se dibujaron los perfiles estimados por el modelo para algunos subgrupos de mujeres, contrastándolos con los perfiles reales. A diferencia de los anteriores gráficos, con perfiles construidos para distintas alternativas de una variable categorial (por ejemplo, la situación conyugal de la mujer), ahora se describe -e intenta pronosticar- la conducta de un grupo específico de la población femenina que reúne simultáneamente determinadas características. Las casadas que no parieron en el año anterior al censo, que viven en hogares no NBI de la ciudad de Salta, con 7 años de educación formal, integran el grupo "a". Su perfil se contrasta con el siguiente grupo, el "e", cuyas mujeres tienen las mismas condiciones, excepto que completaron la escuela secundaria. El gráfico 10a muestra entonces que el perfil observado se desplaza hacia arriba al aumentar la educación **para todo lo demás constante**. Por su parte, el modelo pronostica adecuadamente dicho desplazamiento. El gráfico 10b se construyó para mostrar el efecto del cambio en la situación conyugal de la mujer. Es decir que a partir del grupo "e" tomado como base, nuevamente se dejan todos los demás regreso-

⁶El programa de SAS no estima los parámetros de las variables dummy en la forma habitual en econometría. Esto ocurre así porque establece para todos los parámetros de variables categoriales la restricción de sumar cero. De modo que una categorial con dos valores como es una dummy, toma los valores 1, -1 (y no 1, 0) y el parámetro estimado refleja el cambio de la función en más o en menos con relación a la situación que existiría de no tener en cuenta a esa dummy.

res invariados, excepto que ahora se considera a las mujeres solas (solteras, separadas y viudas). Este grupo, que llamamos "i", registra en el último censo una mayor participación económica, coincidentemente con el par de perfiles pronosticados por el modelo.

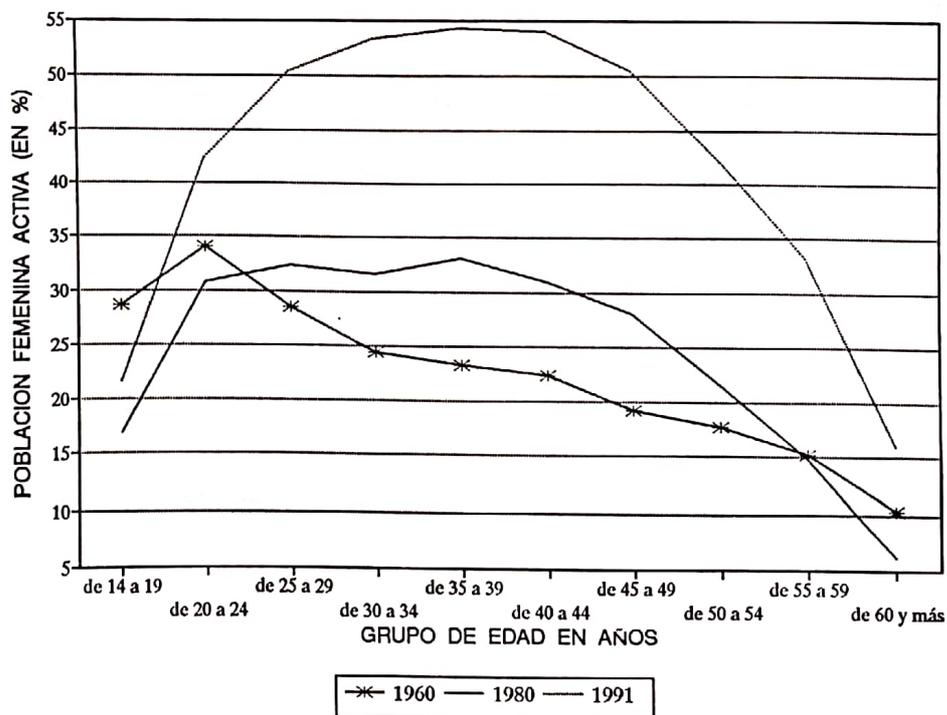
APENDICE

PROVINCIA DE SALTA, 1960-1980-1991

CUADRO 1. CANTIDAD DE MUJERES, TOTAL, ECONOMICAMENTE ACTIVAS Y TASA DE ACTIVIDAD SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	AÑO 1960			AÑO 1980			AÑO 1991		
	TOTAL	ACTIVAS	TASA (%)	TOTAL	ACTIVAS	TASA (%)	TOTAL	ACTIVAS	TASA (%)
Total	120.751	29.762	24,6	209.235	51.268	24,5	281.132	109.925	39,3
de 14 a 19 años	24.426	7.007	28,7	38.883	6.578	16,9	54.138	11.616	21,6
de 20 a 24	17.047	5.806	34,1	27.811	8.569	30,8	35.251	14.833	42,3
de 25 a 29	15.580	4.444	28,5	25.626	8.288	32,3	31.237	15.661	50,4
de 30 a 34	13.725	3.351	24,4	22.508	7.130	31,7	28.568	15.172	53,4
de 35 a 39	11.253	2.630	23,4	18.894	6.253	33,1	26.888	14.532	54,3
de 40 a 44	8.981	2.013	22,4	15.994	4.950	30,9	22.865	12.278	54,0
de 45 a 49	8.007	1.543	19,3	14.098	3.954	28,0	18.672	9.374	50,4
de 50 a 54	6.405	1.136	17,7	12.547	2.710	21,6	15.803	6.649	42,3
de 55 a 59	5.077	771	15,2	9.406	1.396	14,8	13.073	4.322	33,2
de 60 años y más	10.250	1.061	10,4	23.468	1.440	6,1	34.637	5.488	16,0

GRAFICO 1: PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA FEMENINA PROVINCIA DE SALTA, 1960-1980-1991



FUENTE : CENSOS NACIONALES DE POBLACION Y VIVIENDA 1960, 1980 y 1991

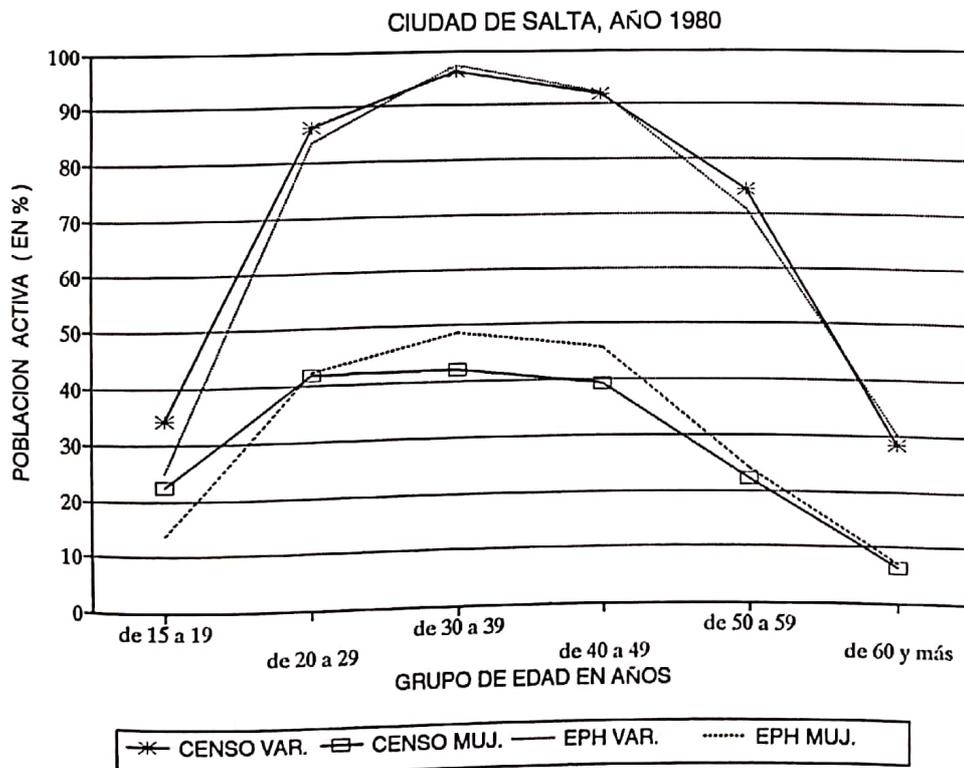
CUADRO 2a. CANTIDAD DE VARONES, TOTAL, ECONOMICAMENTE ACTIVOS Y TASA DE ACTIVIDAD, POR FUENTE Y SEGUN GRUPO DE EDAD

Grupo de edad	Censo 1980			E.P.H. 1980		
	Total	Activo	Tasa (%)	Total	Activo	Tasa (%)
Total	76.839	56.540	73,6	58.649	40.888	69,7
De 15 a 19 años	11.993	4.111	34,3	9.339	2.348	25,1
De 20 a 29 "	19.733	17.021	86,3	14.058	11.753	83,6
De 30 a 39 "	16.331	15.678	96,0	10.330	10.048	97,3
De 40 a 49 "	11.707	10.732	91,7	9.032	8.313	92,0
De 50 a 59 "	9.008	6.700	74,4	8.882	6.296	70,9
De 60 años y más	8.067	2.298	28,5	7.008	2.130	30,4

CUADRO 2b. CANTIDAD DE MUJERES, TOTAL, ECONOMICAMENTE ACTIVAS Y TASA DE ACTIVIDAD, POR FUENTE Y SEGUN GRUPO DE EDAD

Grupo de edad	Censo 1980			E.P.H. 1980		
	Total	Activa	Tasa (%)	Total	Activa	Tasa (%)
Total	90.493	29.180	32,2	71.886	23.513	32,7
De 15 a 19 años	14.102	3.187	22,6	11.460	1.581	13,8
De 20 a 29 "	23.789	9.993	42,0	18.153	7.700	42,4
De 30 a 39 "	18.635	7.855	42,2	13.006	6.335	48,7
De 40 a 49 "	13.349	5.245	39,3	11.027	5.046	45,8
De 50 a 59 "	10.035	2.240	22,3	9.147	2.210	24,2
De 60 años y más	10.583	660	6,2	9.093	641	7,0

GRAFICO 2 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA POR FUENTE SEGUN SEXO



FUENTE : CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1980 Y ENCUESTA PERMANENTE DE HOGARES, OCTUBRE 1980

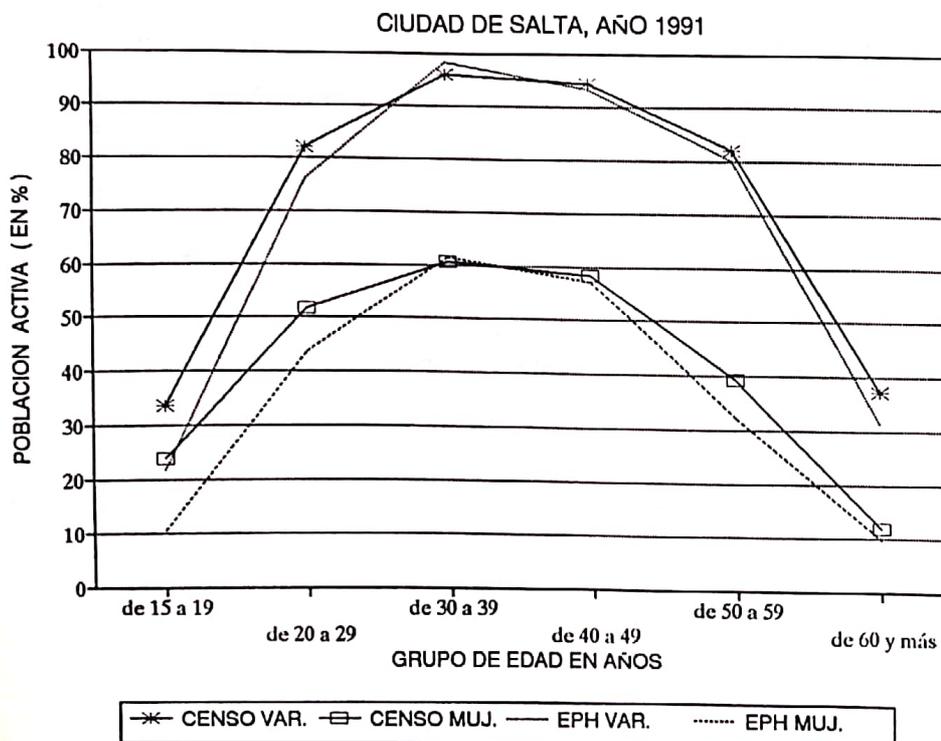
CUADRO 3a. CANTIDAD DE VARONES, TOTAL, ECONOMICAMENTE ACTIVOS Y TASA DE ACTIVIDAD, POR FUENTE SEGUN GRUPO DE EDAD

Grupo de edad	Censo 1991			E.P.H. 1991		
	Total	Activo	Tasa (%)	Total	Activo	Tasa (%)
Total	110.817	81.994	74,0	102.658	72.529	70,7
De 15 a 19 años	17.554	5.912	33,7	15.977	3.490	21,8
De 20 a 29 "	27.248	22.357	82,1	25.273	19.230	76,1
De 30 a 39 "	23.017	22.062	95,9	20.542	20.152	98,1
De 40 a 49 "	18.046	17.030	94,4	17.808	16.572	93,1
De 50 a 59 "	11.924	9.780	82,0	12.016	9.619	80,1
De 60 años y más	13.028	4.853	37,3	11.042	3.466	31,4

CUADRO 3b. CANTIDAD DE MUJERES, TOTAL, ECONOMICAMENTE ACTIVAS Y TASA DE ACTIVIDAD, POR FUENTE SEGUN GRUPO DE EDAD

Grupo de edad	Censo 1991			E.P.H. 1991		
	Total	Activa	Tasa (%)	Total	Activa	Tasa (%)
Total	128.187	56.231	43,9	119.813	45.892	38,3
De 15 a 19 años	19.866	4.755	23,9	17.802	1.891	10,6
De 20 a 29 "	31.243	16.163	51,7	27.352	11.916	43,6
De 30 a 39 "	26.365	16.019	60,8	23.012	14.178	61,6
De 40 a 49 "	20.224	11.803	58,4	19.765	11.322	57,3
De 50 a 59 "	14.093	5.528	39,2	15.284	4.953	32,4
De 60 años y más	16.396	1.963	12,0	16.598	1.632	9,8

GRAFICO 3: PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA POR FUENTE SEGUN SEXO

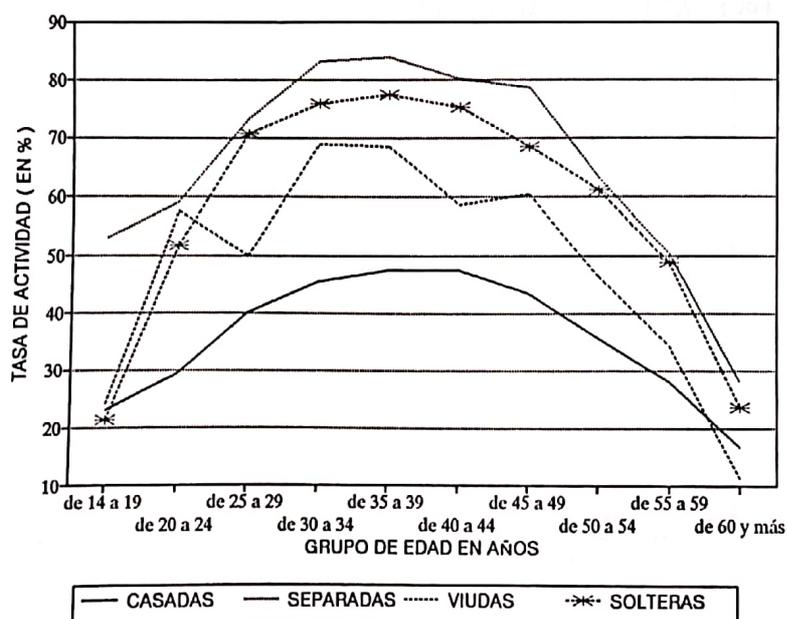


FUENTE: CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991 Y ENCUESTA PERMANENTE DE HOGARES, JUNIO 1991

CUADRO 4. TASA DE ACTIVIDAD FEMENINA POR SITUACION CONYUGAL SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	TOTAL	SITUACION CONYUGAL			
		CASADAS	SEPARADAS	VIUDAS	SOLTERAS
TOTAL	39,3	38,2	66,0	23,6	40,7
de 14 a 19 años	21,6	23,0	53,2	24,2	21,3
de 20 a 24	42,3	29,4	59,2	57,7	51,8
de 25 a 29	50,4	40,2	73,4	50,0	70,8
de 30 a 34	53,4	45,5	83,2	69,0	76,0
de 35 a 39	54,3	47,6	83,9	68,5	77,4
de 40 a 44	54,0	47,5	80,1	58,7	75,4
de 45 a 49	50,4	43,5	78,7	60,5	68,5
de 50 a 54	42,3	35,8	63,2	46,5	61,2
de 55 a 59	33,2	27,9	50,4	34,4	49,0
de 60 años y más	16,0	16,8	28,0	11,3	23,6

GRAFICO 4 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA FEMENINA POR SITUACION CONYUGAL
PROVINCIA DE SALTA, 1991



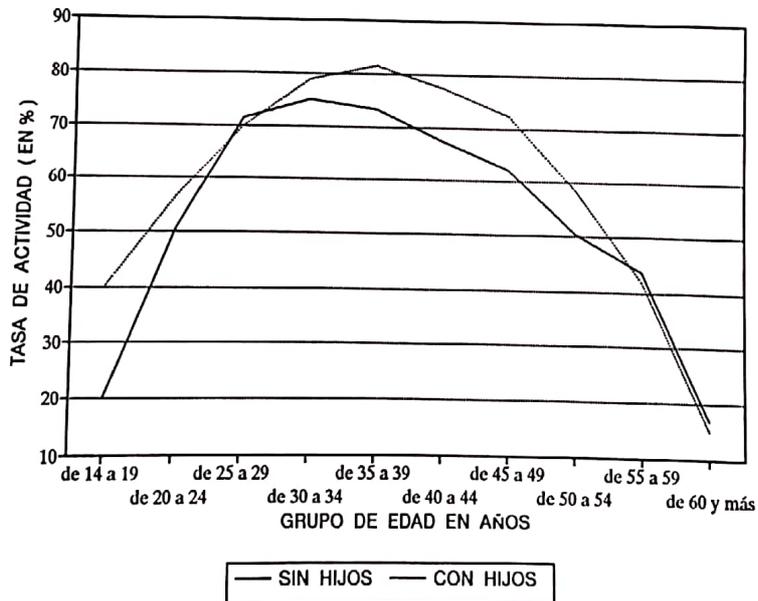
FUENTE: CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

PROVINCIA DE SALTA, 1991

CUADRO 5. TASA DE ACTIVIDAD DE MUJERES SIN CONYUGE
POR FECUNDIDAD SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	TOTAL	SIN CONYUGE	
		SIN HIJOS	CON HIJOS
TOTAL	40,6	35,1	49,0
de 14 a 19 años	21,5	20,2	40,4
de 20 a 24 "	52,0	50,4	56,5
de 25 a 29 "	70,8	71,5	69,9
de 30 a 34 "	77,3	75,1	78,9
de 35 a 39 "	78,8	73,4	81,5
de 40 a 44 "	74,5	67,5	77,6
de 45 a 49 "	69,9	62,3	72,4
de 50 a 54 "	56,9	50,5	58,7
de 55 a 59 "	42,3	43,7	41,9
de 65 años y más	15,4	16,7	15,1

GRAFICO 5 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA DE
MUJERES SIN CONYUGE POR FECUNDIDAD
PROVINCIA DE SALTA, 1991



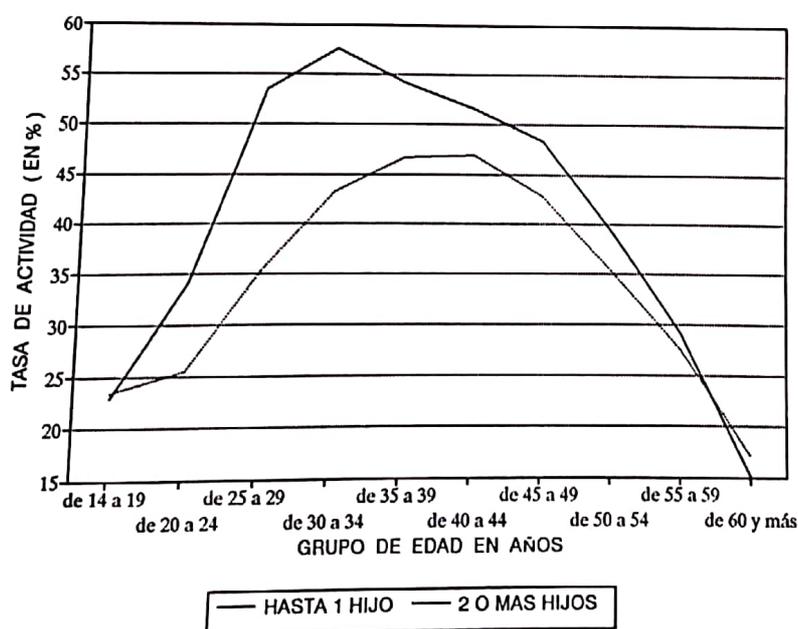
FUENTE : CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

PROVINCIA DE SALTA, 1991

CUADRO 6. TASA DE ACTIVIDAD DE MUJERES CON CONYUGE
POR FECUNDIDAD SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	TOTAL	CON CONYUGE	
		HASTA 1 HIJO	2 O MAS HIJOS
TOTAL	38,2	40,6	37,5
de 14 a 19 años	23,0	22,9	23,4
de 20 a 24 "	29,4	34,1	25,5
de 25 a 29 "	40,2	53,5	35,3
de 30 a 34 "	45,5	57,6	43,2
de 35 a 39 "	47,5	54,1	46,7
de 40 a 44 "	47,5	51,6	47,0
de 45 a 49 "	43,5	48,4	42,8
de 50 a 54 "	35,8	39,3	35,3
de 55 a 59 "	27,9	29,2	27,7
de 65 años y más	16,8	15,1	17,1

GRAFICO 6 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA DE MUJERES
CON CONYUGE POR FECUNDIDAD
PROVINCIA DE SALTA, 1991



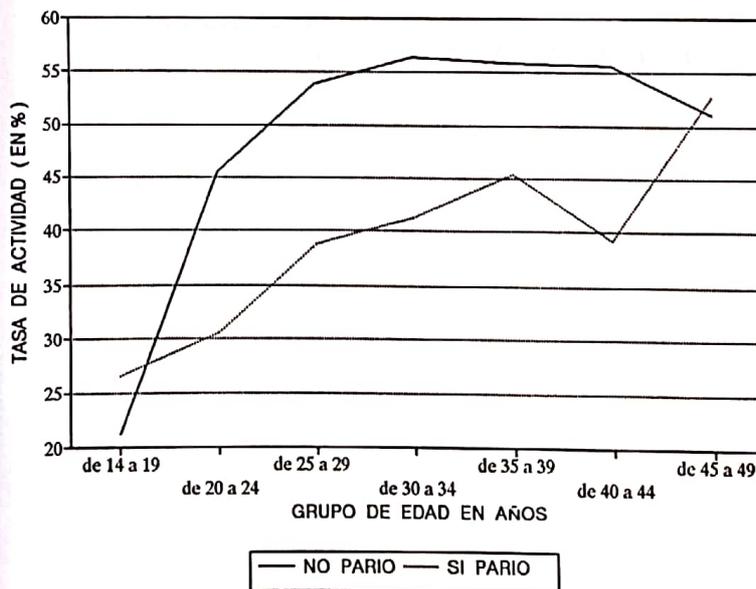
FUENTE : CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

PROVINCIA DE SALTA, 1991

CUADRO 7. TASA DE ACTIVIDAD FEMENINA POR PARICION EN EL ULTIMO AÑO SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	TOTAL	MUJERES EN EDAD FERTIL PARICION DEL ULTIMO AÑO	
		NO PARIO	SI PARIO
TOTAL	43,0	43,9	36,2
de 14 a 19 años	21,4	21,1	26,6
de 20 a 24 "	42,8	45,6	30,5
de 25 a 29 "	50,8	54,0	38,8
de 30 a 34 "	54,0	56,4	41,3
de 35 a 39 "	54,8	55,9	45,4
de 40 a 44 "	54,9	55,6	39,2
de 45 a 49 "	51,1	51,1	52,8

GRAFICO 7 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA FEMENINA POR PARICION EN EL ULTIMO AÑO
PROVINCIA DE SALTA, 1991

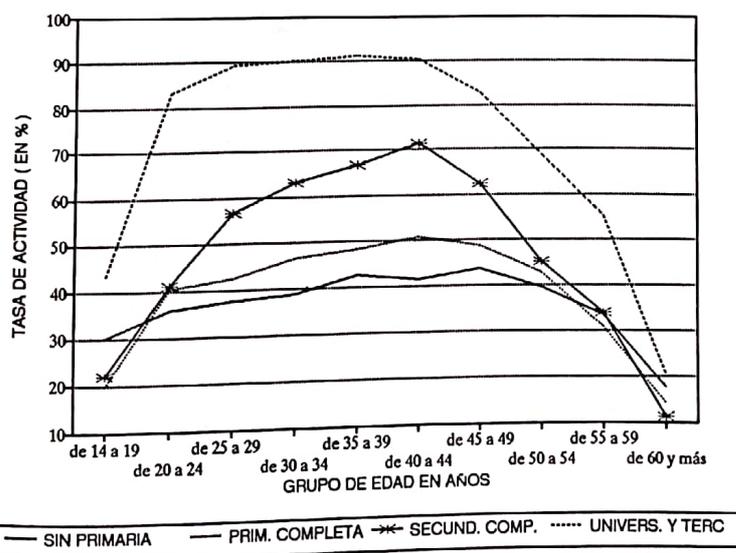


FUENTE : CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

CUADRO 8. TASA DE ACTIVIDAD FEMENINA POR NIVEL EDUCATIVO SEGUN GRUPO DE EDAD

GRUPO DE EDAD	TOTAL	N I V E L E D U C A T I V O			
		SIN PRIM. COMPLETO	PRIMARIO COMPLETO	SECUNDARIO COMPLETO	UNIVERSIT. Y TERC. COMP.
TOTAL	39,3	32,9	34,8	48,4	84,0
de 14 a 19 años	21,6	30,2	19,8	22,0	43,1
de 20 a 24 "	42,3	35,8	40,3	41,2	83,4
de 25 a 29 "	50,4	37,6	42,4	56,8	89,3
de 30 a 34 "	53,4	38,7	46,4	63,1	90,2
de 35 a 39 "	54,3	42,6	48,2	66,7	91,2
de 40 a 44 "	54,0	41,4	50,7	71,3	90,3
de 45 a 49 "	50,4	43,6	48,6	62,4	82,9
de 50 a 54 "	42,3	39,4	42,7	45,0	68,8
de 55 a 59 "	33,2	33,4	30,9	34,0	55,2
de 60 años y más	16,0	17,6	14,2	11,3	20,4

GRAFICO 8 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA FEMENINA POR NIVEL EDUCACIONAL
PROVINCIA DE SALTA, 1991

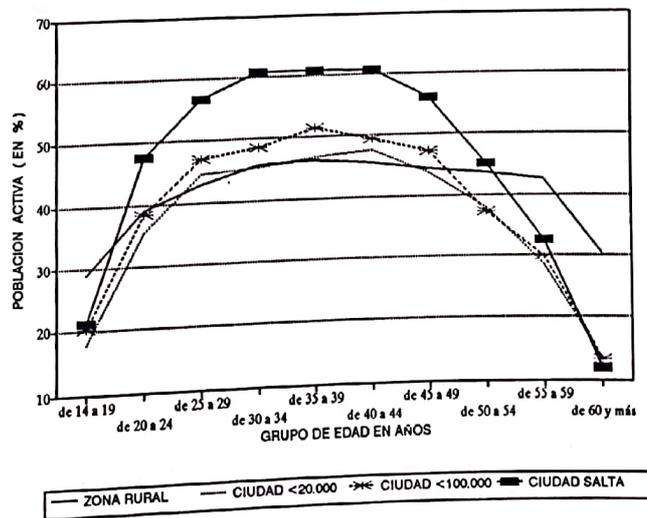


FUENTE : CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

CUADRO 9. TASA DE ACTIVIDAD FEMENINA POR LUGAR DE RESIDENCIA SEGUN GRUPO DE EDAD

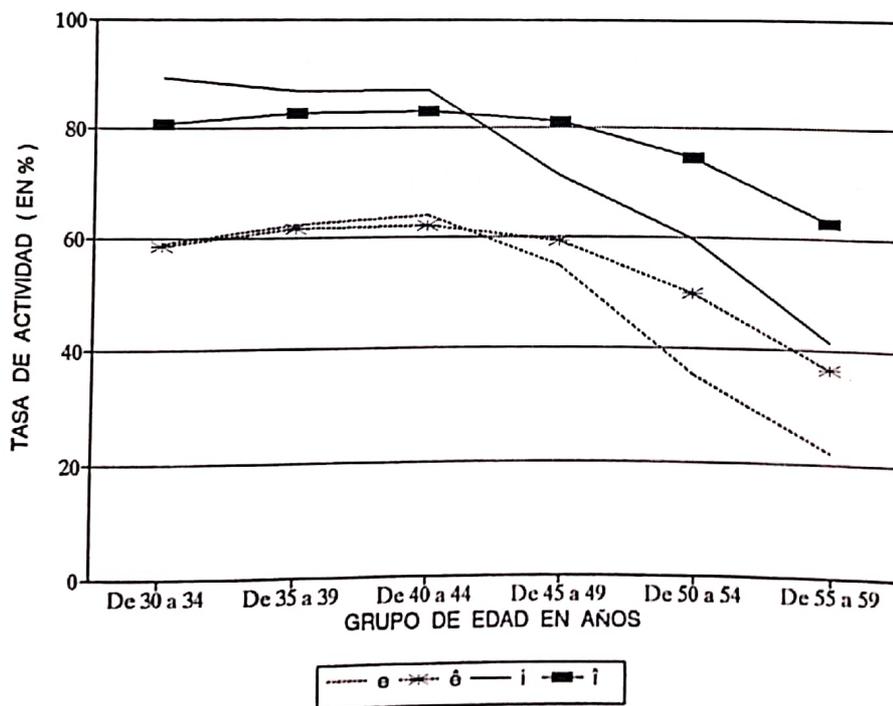
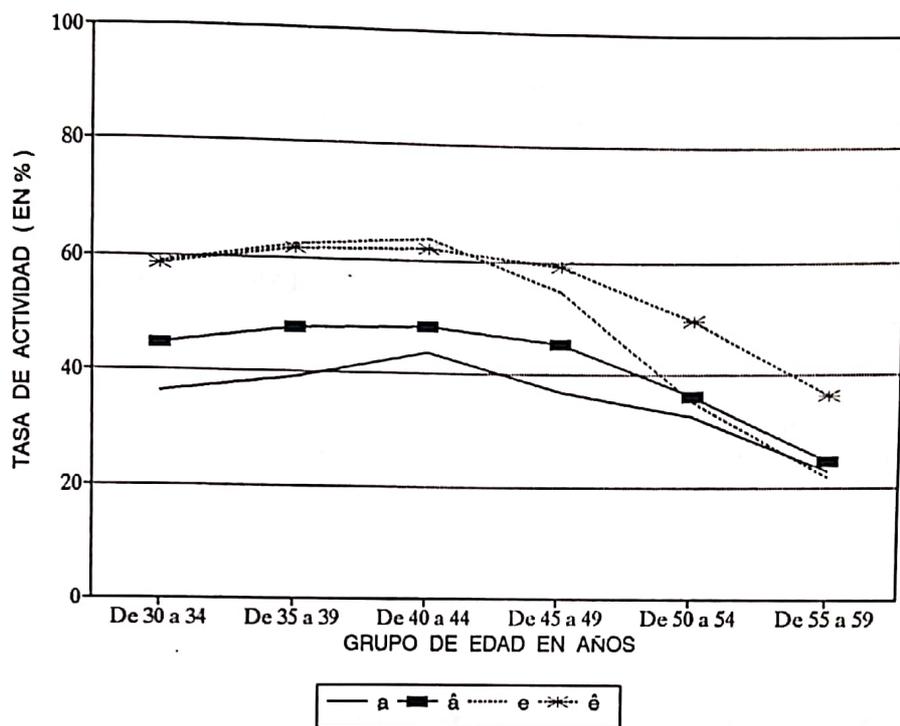
GRUPO DE EDAD	TOTAL	LUGAR DE RESIDENCIA			
		ZONA RURAL	2.000 A 20.000 HAB.	20.001 A 100.000 HAB.	MAS DE 100.000 HAB.
TOTAL	39,3	38,9	33,7	36,3	42,8
de 14 a 19 años	21,6	28,9	17,8	20,1	21,2
de 20 a 24 "	42,3	39,0	35,4	38,4	47,6
de 25 a 29 "	50,4	42,8	44,5	47,0	56,5
de 30 a 34 "	53,4	45,8	45,4	48,5	60,8
de 35 a 39 "	54,3	46,2	46,8	51,4	60,8
de 40 a 44 "	54,0	45,5	47,6	49,5	60,7
de 45 a 49 "	50,4	44,4	43,7	47,2	55,9
de 50 a 54 "	42,3	43,7	37,9	37,3	45,1
de 55 a 59 "	33,2	42,6	28,5	29,9	32,6
de 60 años y más	16,0	30,5	13,3	13,4	12,0

GRAFICO 9 : PERFILES DE ACTIVIDAD ECONOMICA FEMENINA POR LUGAR DE RESIDENCIA PROVINCIA DE SALTA, 1991



FUENTE: CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA 1991

GRAFICO 10: PERFILES DE ACTIVIDAD OBSERVADOS Y PRONOSTICADOS PARA DIFERENTES SUBMUESTRAS SEGUN GRUPO DE EDAD



Nota : Los grupos de población se definen :

a : Mujeres casadas que no parieron en el último año, residentes en un hogar no NBI de la ciudad de Salta, con educación primaria completa.

e : Mujeres con las mismas características que el grupo anterior, excepto que completaron el nivel secundario.

i : Mujeres con las mismas características que el grupo e, a excepción de que su situación conyugal es soltera, viuda o separada.

REFERENCIAS Y BIBLIOGRAFIA

CENSOS NACIONALES DE POBLACION Y VIVIENDA 1980 Y 1991, *Tabulados especiales (realizados a partir de los archivos de microdatos)*, Dirección General de Estadísticas y Censos de Salta - Instituto Nacional de Estadística y Censos.

ENCUESTA PERMANENTE DE HOGARES, *Tabulados inéditos, ondas octubre 1980 y junio 1991*, Dirección General de Estadísticas y Censos de Salta - Instituto Nacional de Estadística y Censos.

GIUSTI, Alejandro; GOMEZ ROJAS, Gabriela; R. GAUNA, Cecilia y CUCCA, Marcelo (1994), *Las tasas de actividad en el censo de 1991: apariencia y realidad*, 2° Congreso Nacional de Estudios del Trabajo.

GUJARATI, Damodar (1993), *Econometría*, McGraw-Hill.

MADDALA, G (1983), *Limited dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge Univ. Press.

PAZ, Jorge, *Perfiles de actividad femenina*, Reunión de discusión N° 80, Instituto de Investigaciones Económicas, UNSa.

SAS INSTITUTE (1988), *SAS/STAT User's Guide. Release 6.03 Edition*, Sas Institute Inc.

Universidad Nacional de Salta
Facultad de Ciencias Económicas
Jurídicas y Sociales
Instituto de Investigaciones Económicas
Buenos Aires 177
4400 Salta. Rep. Argentina

REUNIONES DE DISCUSION

<u>N°</u>	<u>Fecha</u>	<u>Autor</u>	<u>Título</u>
76	24/11/93	Eduardo Antonelli	"Equilibrio y Brechas Económicas"
77	1°/12/93	Eusebio C. del Rey	"Cálculo del Stock de Salvados del Mal de Chagas"
78	16/ 2/94	Eduardo Antonelli	"La Política Económica en Salta en el Período 1976-1983"
79	13/ 4/94	Eusebio C. del Rey	"Mal de Chagas: Estimación de las Tasas de Infestación"
80	27/ 5/94	Jorge A. Paz	"Perfiles de Actividad Femenina"
81	27/ 7/94	Eduardo Antonelli	"Equilibrios y Desequilibrios Económicos"
82	24/ 8/94	Daniel F. Sotelsek	"Presentación del Proyecto de Texto: Economía, Crecimiento Económico y Medio Ambiente"
83	22/ 9/94	Eduardo Antonelli	"Inflación y (nueva) Evidencia Empírica"
84	6/12/94	Eduardo Antonelli	"Una Modelización de la Convertibilidad"
85	13/12/94	Juan C. Cid	"Determinantes del trabajo femenino: un modelo logit de los resultados censales en Salta"