

En Salvia, *Hacia una estética plural en la investigación social. El proceso de investigación y la aplicación de técnicas estadísticas a temas socio-laborales*. Buenos Aires (Argentina): Eudeba.

# Una aplicación de la regresión logística al análisis de desocupación.

Salvia, Agustín y Donza, Eduardo.

Cita:

Salvia, Agustín y Donza, Eduardo (1997). *Una aplicación de la regresión logística al análisis de desocupación*. En *Salvia Hacia una estética plural en la investigación social. El proceso de investigación y la aplicación de técnicas estadísticas a temas socio-laborales*. Buenos Aires (Argentina): Eudeba.

Dirección estable: <https://www.aacademica.org/agustin.salvia/129>

ARK: <https://n2t.net/ark:/13683/pnKz/FTt>

*Acta Académica es un proyecto académico sin fines de lucro enmarcado en la iniciativa de acceso abierto. Acta Académica fue creado para facilitar a investigadores de todo el mundo el compartir su producción académica. Para crear un perfil gratuitamente o acceder a otros trabajos visite: <https://www.aacademica.org>.*

## La aplicación de la Regresión Logística al análisis de desocupación

**Eduardo Donza**

**Agustín Salvia**

### 1.- Introducción

El propósito de este trabajo es avanzar en el estudio y caracterización de la desocupación que presentan los hogares del Gran Buenos Aire. Con este fin desarrollamos un ejercicio de regresión logística en donde se habrán de considerar diferentes dimensiones del problema.

Como fuente de datos secundarios utilizamos el relevamiento realizado por la Encuesta Permanente de Hogares<sup>1</sup> del INDEC en octubre de 1995.

### 2.- Planteo del problema

El interés tradicional frente a los factores que inciden en la desocupación (el cual se ve reforzado por el crecimiento significativo que experimentó la tasa de desocupación en nuestro país en 1995) plantea la necesidad de ampliar nuestros esfuerzos en el estudio de este tema. La búsqueda de resultados más satisfactorios tanto a nivel teórico metodológico como estadístico, nos impulsa a aplicar a estos estudios técnicas de análisis más abarcativas y por ende más sofisticadas (Cortés y Rubalcava, 1993; Salvia, 1993).

La aplicación de la regresión logística al estudio de la desocupación nos permite desarrollar un análisis multivariado que tiene a esta condición laboral como variable dependiente. Para avanzar en el conocimiento de esta temática resulta conveniente y enriquecedor presentar un análisis de la desocupación, el cual puede especificarse por grupos sociales significativos, al mismo tiempo que analizar las estrategias que desarrollan los hogares ante la desocupación del jefe de hogar.

En el Informe de Coyuntura N° 1 (Salvia, 1996) se puede observar que entre octubre de 1994 y octubre de 1995 se registró un saldo negativo en términos de empleo y desocupación para los jefes de hogar. La tasa de empleo cayó en más de un punto (pasó del 64,6% al 63,2%) y la tasa de desocupación aumentó casi 3 puntos porcentuales (pasó del 8,9% al 11,6%).

---

<sup>1</sup> Los Hogares Unipersonales fueron suprimidos de la base de datos debido a que por la definición de nuestra variable dependiente (Desocupados no jefes) presentan una afectación nula, ya que el único integrante es el jefe de hogar.

Esta evolución tuvo mayor impacto entre las jefas mujeres que entre los jefes varones, e incidió más negativamente en los jefes de más de 35 años que entre los menores de esa edad. Sin embargo, la participación de los jefes de hogar en el total de los desocupados registró una caída de casi un punto porcentual. Esta evolución se debió principalmente al mayor aumento relativo que registró la desocupación en el grupo de los no jefes (por mayor oferta laboral) en mayo de 1995<sup>2</sup>.

Durante el último semestre del año considerado la mayor caída en las tasas de desocupación la registraron los jefes varones y los jefes de 35 a 49 años. Es este un hecho que presenta destacada importancia debido a su directa incidencia sobre el comportamiento de otros componentes del hogar. Se pueden observar estas evoluciones en el Cuadro 1.

**Cuadro 1**  
**Evolución de tasas de actividad, empleo y desocupación de jefes de hogar**  
**Gran Buenos Aires, Octubre 1994, Mayo 1995 y Octubre 1995**

Indicadores	Tasas			Diferencias (en puntos porcentuales)		
	Oct. 1994	Mayo 1995	Oct. 1995	O/94-M/95	M/95-O/95	O/94-O/95
<b>Jefes de Hogar</b>						
<b>Actividad</b>	70,9	72,0	71,4	1,1	-0,6	0,5
<b>Empleo</b>	64,6	62,4	63,2	-2,2	0,8	-1,4
<b>Desocupación</b>	8,9	13,3	11,6	4,4	-1,7	2,7
Jefe Varón	8,6	12,5	11,1	3,9	-1,4	2,5
Jefe Mujer	10,9	15,4	15,0	4,5	-0,4	4,1
Jefes de 20-34	7,2	10,4	10,1	3,2	-0,3	2,9
Jefes de 35-49	6,8	11,6	10,1	4,8	-1,5	3,3
% en total de desocupados	33,0	30,2	32,4	-2,8	2,2	-0,6

*Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EPH-INDEC.*

El análisis de la evolución reciente de la distribución de los ingresos por quintiles de hogares (según ingreso por equivalente adulto)<sup>3</sup> pone de manifiesto el impacto

<sup>2</sup> En la coyuntura de mayo a octubre de ese año los jefes de hogar registraron, además de una caída de la desocupación, cierto aumento -importante en términos absolutos- en su tasa de empleo (pasó del 62,3% al 63,2%). Este aumento explica, en parte, el descenso que tuvo la tasa de desocupación. A la vez que también se hizo presente el efecto desaliento, el cual se evidencia en la caída que registró la tasa de actividad general de este grupo.

<sup>3</sup> Para asegurar la comparabilidad en el tiempo de las diferencias entre estratos de ingresos en distintas dimensiones sociales, se requiere mantener la composición de los grupos que se comparan. La alternativa aquí desarrollada consistió en asimilar los estratos de ingresos por quintiles en que se ubican los hogares en la distribución creciente de sus ingresos por equivalente adulto. El equivalente adulto es un coeficiente que representa la cantidad de personas que forman el hogar de acuerdo con su edad y sexo en términos de sus diferentes

desigual que tiene la crisis económica y la situación ocupacional sobre el nivel de ingresos y las condiciones de vida de los distintos estratos sociales.

En efecto, los Cuadros 2 y 3 muestran cómo la caída de los ingresos por hogar y por equivalente adulto fue constante para los cuatro primeros quintiles de hogares a lo largo de los dos períodos considerados. Mientras que el comportamiento del 5° quintil de más altos ingresos durante el segundo semestre de 1995 fue marcadamente diferente al resto. Al respecto se observa que la caída más marcada en términos de ingresos por componente equivalente tuvo lugar en el 1° quintil (14,2%), y que los ingresos del resto de los quintiles experimentaron bajas no inferiores al 6%. Por el contrario, el último quintil presentó, después de la baja del primer semestre de 1995 (del 6,5%), una destacada recuperación de su promedio de ingresos durante el segundo semestre (del 6,9%); alcanzando en octubre de 1995 un saldo de equilibrio con respecto al mismo mes del año anterior.

Como resultado de este proceso, el último quintil incrementó de manera constante - incluyendo mayo de 1994- su participación en el total de ingresos. Este quintil ha logrado concentrar el 46,2% de los ingresos en octubre de 1995. En cambio, la participación del 1° quintil de más bajos ingresos en igual fecha fue del 6,4%.

**Cuadro 2**  
**Evolución de los ingresos por hogar según quintiles de hogares**  
**Gran Buenos Aires, Octubre 1994, Mayo 1995 y Octubre 1995**  
**-En pesos de Octubre de 1995-**

Indicador	Promedio de Ingresos (en Pesos de Oct. de 1995)			Distribución %		
	Oct. 1994	Mayo 1995	Oct. 1995	Oct. 1994	Mayo 1995	Oct. 1995
Quintiles de hogares						
1° Quintil	388	360	344	6,8	6,8	6,4
2° Quintil	654	619	587	11,5	11,7	10,9
3° Quintil	915	847	852	16,1	16,0	15,9
4° Quintil	1290	1179	1101	22,7	22,2	20,5
5° Quintil	2442	2302	2480	42,9	43,4	46,2
Totales	1153	1070	1091	100%	100%	100%

*Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EPH-INDEC.*

---

requerimientos nutricionales de consumo. Este coeficiente toma como valor uno (1) equivalente la necesidad nutricional de un adulto varón de 30 a 59 años. El número de componentes de cada hogar fue ajustado a este valor.

**Cuadro 3**  
**Evolución de los ingresos por equivalente adulto según quintiles de hogares**  
**Gran Buenos Aires, Octubre 1994, Mayo 1995 y Octubre 1995**  
**-En pesos de Octubre de 1995-**

Indicador	Promedio de Ingresos (en Pesos de Oct. de 1995)			Diferencias (en puntos porcentuales)		
	Oct. 1994	Mayo 1995	Oct. 1995	O/94-M/95	M/95-O/95	O/94-O/95
Quintiles de hogares						
1° Quintil	113	104	97	-7,9	-6,7	-14,2
2° Quintil	228	215	204	-5,7	-5,1	-10,5
3° Quintil	342	327	310	-4,4	-5,2	-9,4
4° Quintil	528	509	497	-3,6	-2,4	-5,9
5° Quintil	1256	1174	1255	-6,5	6,9	-0,1
Totales	434	406	411	-6,5	1,2	-5,3

*Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EPH-INDEC.*

El análisis de la distribución de ingresos por quintil de hogares ratifica el impacto negativo que tuvo la reciente coyuntura económica recesiva sobre las economías familiares. Asimismo, se muestra cómo este impacto no tuvo alcances equitativos entre los distintos estratos sociales. Por una parte, los cuatro primeros quintiles registraron bajas constantes en sus ingresos a lo largo del período. Sólo el 5° quintil logró remontar -durante el segundo semestre de 1995- los efectos recesivos de la crisis económica abierta a principios de 1995. Cabe señalar que esta particular evolución es la que explica la relativa recuperación que se observa durante el último período a nivel de los datos agregados. El último quintil ha logrado concentrar más del 46% de los ingresos totales.

En este marco nos interesa analizar la influencia que tiene el estado de ocupación del jefe de hogar en la presencia de desocupados entre el resto de los componentes del hogar. Es decir, cómo reaccionan el resto de los integrantes del hogar frente a la desocupación del jefe.

Al mismo tiempo, teniendo conocimiento de las estrategias diferenciales de los hogares según su nivel de ingreso, y viéndose esto reforzado por la dinámica en la distribución de los ingresos, consideramos pertinente someter esta relación al control del nivel de ingresos al que pertenece el hogar. Para controlar algunos efectos sociodemográficos consideramos pertinente la presencia de la variable edad del jefe, ya que expresa posibilidades diferenciales de acceso al mercado laboral y nos acerca a una clasificación de los hogares según la etapa del ciclo vital al que pertenecen.

La línea de análisis que desarrollamos es de tipo sincrónico-comparativo de la influencia de los atributos en la onda estudiada.

### 3.- Metodología

#### 3.1.- Modelo explicativo

Ante la necesidad impuesta por el procedimiento de expresar la variable dependiente en forma dicotómica hemos considerado teóricamente significativa la existencia o no como mínimo de un desocupado en el hogar que no sea el jefe. Se construyó la variable Desocupados no jefes (DESO2), con categorías Sin Desocupado (0) y Con Desocupado (1).

Las variables explicativas expresan el estado ocupacional del jefe del hogar, la edad del jefe del hogar y el nivel de ingresos del hogar. El modelo propuesto habrá de medir el efecto específico y directo de cada una de estas variables sobre la probabilidad de que haya en el hogar al menos un Desocupado no Jefe. Las variables son las siguientes<sup>4</sup>:

- Condición de actividad del jefe de hogar (JESTADO): variable que clasifica a los hogares según la condición de actividad de su jefe, con las siguientes categorías: 1. Ocupado, 2. Desocupado y 3. Inactivo. Categoría "dummy": Inactivo.
- Quintil de ingreso según equivalente adulto (QIEAAJ): identifica el quintil en el que se encuentra el hogar según su total de ingresos normalizados por el valor en equivalente adulto de los integrantes del hogar, con el fin de controlar el ingreso de los hogares según un supuesto consumo. Categoría "dummy": Quinto Quintil.
- Edad del jefe de hogar (EDAJEF3): se clasifica a los jefes de hogar según la edad en tres intervalos, con la intención de identificar al "núcleo duro" de desocupación y al mismo tiempo dejar abierta la posibilidad de realizar una clasificación demográfica-reproductiva del hogar al que pertenecen. Los intervalos son: 1. Menores de 42 Años, 2. De 42 a 58 Años y 3. Mayores de 58 Años. Categoría "dummy": Menores de 42 Años.

#### 3.2.- Procedimiento de regresión logística

Es pertinente destacar que el análisis estadístico basado en la técnica de regresión logística resulta posible cuando el modelo teórico considerado ha definido una variable dependiente dicotómica Y (en nuestro caso la variable DESO2), a la vez que resulta especialmente adecuado cuando se tienen N variables independientes X

---

<sup>4</sup> Por ser variables de nivel de medición no métrico, junto a la descripción de la variable se expresa la categoría considerada como "dummy" de comparación en el análisis de regresión logística.

(estén estas definidas en escala métrica, ordinal o nominal) (Aldrich y Forrest, 1984). Es importante asimismo señalar que este procedimiento agrega un efecto o variable independiente como factor aleatorio no observable (U) llamado error estocástico. Tal efecto da cuenta del componente de la variable dependiente que no logran explicar las variables independientes consideradas (Cortés y Rubalcava, 1993). En este caso, el procedimiento de regresión logística fue aplicado utilizando el Paquete Estadístico para Ciencias Sociales (SPSSWIN, versión 5.0.1).

Los siguientes son los coeficientes y estimadores estadísticos que brinda el procedimiento.

- 1) El coeficiente Ji-cuadrado de Máxima Verosimilitud (-2 LL) es el valor que asume el modelo considerando las variables explicativas incluidas en el mismo. Su disminución da cuenta de una mejora en la capacidad explicativa del modelo.
- 2) La "Ji-cuadrada del Modelo" se refiere a la diferencia entre el valor sin efecto explicativo (Constante) y el -2 LL. La P. es su significancia tomando en cuenta sus grados de libertad. Su aumento indica una mejora en la capacidad explicativa.
- 3) El cuadro que muestra el "Overall" del modelo permite tener una idea complementaria de la "calidad" del modelo. En los renglones se clasifican los valores observados según las categorías de la variable dependiente y en las columnas se asignan los casos a una u otra categoría según la probabilidad estimada a partir de la ecuación de regresión. El Overall final muestra la probabilidad general que presenta la ecuación para poder predecir las variaciones de la variable dependiente.
- 4) Los coeficientes B miden el impacto de cada variable independiente sobre el logit de la variable dependiente, controlando el efecto de las restantes variables que puedan integrar el modelo (impacto neto). En modelos no lineales el efecto neto de estas variables sobre la variable explicada no es constante sino que varía según los valores que hayan alcanzado las otras variables. Por otra parte, el error estándar (ES) refiere a la bondad del coeficiente B.
- 5) El Wald sirve para medir si los coeficientes de regresión (B) son significativos. Para este caso, cuanto más grande es el Wald, más significativo resulta el coeficiente. Asimismo, la Significancia da cuenta también de este hecho. Pero en este caso, un valor pequeño en la Sig. lleva a rechazar la hipótesis de que un efecto sea estadísticamente igual a cero.
- 6) Finalmente, el término Exp (B) es el factor por el cual varía la razón de momio de la variable a explicar cuando hay un cambio unitario en el valor de una variable independiente controlando las restantes.

El análisis se realiza a partir de los coeficientes obtenidos al aplicar al modelo propuesto el procedimiento de regresión logística sobre los datos de la ondas de Octubre de 1995 de la Encuesta Permanente de Hogares. La opción utilizada es la de la presentación de un modelo definido (Method: Enter), es decir que no fue solicitado el agregado o desagregado de variables con un criterio estadístico determinado.

#### 4.- Análisis de los datos

El procedimiento empleado mide la fuerza y significancia estadística de cada variable independiente con respecto a la probabilidad de pasar de una situación de "sin desocupados no jefes" en el hogar a una de "con desocupados no jefes".

El modelo presenta una moderada proporción de explicación. El cociente "-2LL (Modelo) / -2LL (Constante)" expresa  $2402.1/2627.4 = 0.91$ . Este valor podría haber disminuido con el agregado de otras variables independientes, con los inconvenientes de la complejización del análisis y la pérdida de parsimonia del modelo.

Paralelamente la "Ji-cuadrado del Modelo" expresa 225.32, con significancia de 0.00. Es decir que el efecto introducido por las variables independientes<sup>5</sup> existe y es distinto de cero.

La capacidad de predicción general medida por el "Overall" es buena, 84.8 % . Presentando el inconveniente de una predicción casi nula en la categoría Con Desocupados No Jefes de la variable dependiente.

Un análisis de los coeficientes B (impacto neto de cada variable independiente sobre el modelo propuesto) nos permite observar la fuerte determinación que genera la variable quintil de ingresos del hogar y la menor determinación de la edad del jefe. Con gran significancia de este coeficiente, "Wald", en la variable Quintil de Ingreso al que pertenece el hogar (120.9), disminuyendo para la Edad del Jefe (44.2) y el Estado Ocupacional del Jefe (6.6). Rechazándose en todos los casos la hipótesis nula de que el efecto de las variables independientes es igual a cero con una confianza superior al 95 %.

Por lo anterior podemos enunciar que el nivel de ingresos del hogar tiene una fuerte incidencia en la existencia o no de desocupados no jefes, haciéndolo de un modo menor la edad del jefe de hogar.

---

<sup>5</sup> Se ha sometido al análisis un modelo determinado (Method: Enter) por lo tanto no existe un criterio estadístico de selección de variables independientes. Un caso de eliminación regresiva puede verse en A. Salvia (1995).



Es posible hacer un examen pormenorizado a través de la razón de momios, Exp (B), que en las variables de nivel de medición métrico expresa cuánto aumenta la razón de probabilidad de cambiar de categoría en la variable dependiente cuando se le agrega una unidad en la variable independiente, en forma similar para las variables no métricas expresa la misma probabilidad pero con respecto al paso de la categoría "dummy" a la categoría estudiada. Los valores de este coeficiente se resumen en el Cuadro 4.

**Cuadro 4**  
**Factor de la razón de momios (Exp (B)) de hogares con**  
**algún desocupado no jefe según variables independientes**  
**Gran Buenos Aires, Octubre 1995**

<b>Variables y categorías</b>	<b>Exp (B)</b>
Estado del Jefe: Inactivo *	1
Ocupado	1.6
Desocupado	1.6
Edad Jefe: Menores de 42 años *	1
De 42 a 58 años	2.2
Mayores de 58 años	1.2 **
Quintil de ingreso: 5º. *	1
4º.	1.9
3º.	4.2
2º.	5.5
1º.	7.2
* Categoría de comparación "dummy"	
** Estos valores fueron obtenidos con un nivel de confianza inferior al 95 %	

*Fuente: Elaboración propia con base en datos de la EPH-INDEC.*

Podemos ver que los hogares con jefe ocupado o desocupado tienen igual probabilidad de contar con un desocupado no jefe, siendo esta 1.6 veces la que existiría si el jefe fuera inactivo, controlando la edad del jefe y el nivel de ingresos del hogar.

En comparación con los hogares con jefes menores de 42 años y controlando la condición de actividad del jefe y el ingreso del hogar, los hogares con jefes de 42 a 58 años ven duplicada (2.2) su probabilidad de poseer desocupados entre el resto de sus miembros; los hogares cuyo jefe es mayor de 58 años la aumentan levemente (1.2) pero con bajo nivel de confianza.

Se observa claramente cómo la probabilidad de existencia de al menos un desocupado no jefe en el hogar aumenta al disminuir el quintil de ingreso al que pertenece el hogar. Los hogares más pobres tienen una probabilidad siete veces mayor de presencia de un desocupado no jefe que los hogares de mayores ingresos, disminuyendo progresivamente esta probabilidad al aumentar el nivel de ingreso, al restar el efecto de la condición ocupacional del jefe y su edad.

## 5.- Conclusiones

La débil relación existente entre la condición de actividad del jefe y la existencia de un desocupado entre el resto de los integrantes presenta la particularidad de que tanto hogares con jefes ocupados o desocupados tienen igual determinación respecto a los jefes inactivos. Este dato rompe con la hipótesis tradicional de que la generación de desocupados secundarios se debe a la desocupación del jefe de hogar. Este original hecho tiene varias interpretaciones o combinaciones de ellas. Por un lado, puede deberse a una homogeneización de los hogares de modo que gran parte de ellos tengan desocupados. O a un efecto desaliento en los jefes de hogar que, al no encontrar trabajo por un período prolongado, dan un paso a la inactividad (ver Cuadro 1, donde la tasa de actividad sube 0.5 puntos pero la de empleo baja 1.4). Por otra parte, podríamos presentar la hipótesis, reforzada por el hecho de que en los períodos de crisis los comportamientos sociales suelen ser muy heterodoxos, de la formación de grupos no homogéneos según estado ocupacional del jefe de hogar. La relativamente baja presencia de desocupados no jefes en hogares con jefes inactivos tiene explicación similar a la propuesta para los jefes mayores de 58 años.

El ajuste y la capacidad de predicción que presenta el modelo nos permite enunciar la existencia de una considerable relación entre el nivel de ingresos de los hogares y la presencia en ellos de un desocupado no jefe. De modo que los hogares de los quintiles de ingreso más bajos son los que cuentan con una mayor presencia de al menos un desocupado no jefe, tendencia que disminuye visiblemente al aumentar el nivel de ingresos. Lo que nos expresa claramente el carácter diferencial del desempleo con respecto a la globalidad de la población y los determinantes socio-económicos que lo ocasionan y sustentan, generándose una polarización social del problema de la desocupación. Esto se ve corroborado por las tasas de desocupación específicas de los hogares del quinto quintil (Salvia, 1996), en las que los jefes de hogar presentan una disminución en su indicador de desocupación, pero al mismo tiempo aumenta la tasa de desocupación de cónyuge e hijos, lo cual se explica por la disminución de los niveles salariales.

La relación entre la edad del jefe de hogar y la presencia de desocupados entre el resto de los miembros es digna de tener en cuenta. Los hogares con jefes menores de 42 años presentan menor posibilidad de tener desocupados no jefes, debido tal vez a la edad más apropiada de inserción del cónyuge en el mercado laboral y/o a la existencia de hijos menores que disminuyen la potencialidad de expulsión de miembros al mercado de trabajo. La peor situación la viven los hogares de jefes de 42 a 58 años, con cónyuges que posiblemente sólo realizaron tareas de amas de casa y que la baja de los ingresos del hogar obliga a acudir a un mercado laboral que no les es propicio, al mismo tiempo que los hijos son potenciales proveedores de fuerza de trabajo que encuentran la imposibilidad de un primer empleo debido a su falta de experiencia. Los jefes de hogar mayores de 58 años tienen una menor probabilidad de poseer desocupados en su hogar; la posibilidad de que tanto él como su cónyuge se encuentren jubilados y sin hijos viviendo en el hogar o con hijos mayores ya insertos en el mercado laboral puede ser una explicación de esto.

Sintetizando, podemos afirmar que la baja generalizada de los niveles de ingresos y el pico de desocupación tendieron a generar un efecto de "psicosis" en el cual los integrantes de los hogares buscaron trabajo independientemente de la condición de actividad del jefe (jefe ocupado o desocupado). Se encuentran en peor situación los hogares cuyos cónyuges no entraron con anterioridad al mercado laboral y los que poseen hijos jóvenes sin experiencia. Es significativamente más grave la situación de los hogares de menores ingresos (debajo del 4º quintil).

De esta forma, el procedimiento de regresión logística utilizado permite un análisis integrador de múltiples dimensiones. Esto nos ha permitido descartar tradicionales interpretaciones de las causas de la desocupación.

## 6.- Bibliografía

Aldrich, J. y N. Forrest: "Linear Probability, Logit and Probit Models. Sage Publications", serie: Quantitative Applications, N° 45, California, 1984.

Cortés F. y R. M. Rubricava: "Consideraciones sobre el uso de la estadística en las Ciencias Sociales: Estar a la moda o pensar un poco" en Menéndez, I. y P. González Casanova (comps) Matemáticas y Ciencias Sociales, Porrúa, México, 1993.

Salvia, A.: "La adopción del retiro voluntario por trabajadores de una empresa pública minera (una decisión ajustado a condiciones sociales de existencia)" en Estudios del Trabajo, N° 6, ASET, Buenos Aires, agosto-diciembre 1993.

Salvia, A.: "Crisis, cambio estructural y utilización intensiva de fuerza de trabajo en hogares de tipo familiar. Estudio de caso: la Cuenca de Río Turbio" en Revista Sociedad, N° 7, Buenos Aires, octubre 1995.

Salvia, A.: Informe de Coyuntura, N° 1, Instituto de Investigación Gino Germani, FCS, UBA, Buenos Aires, 1996.