

SEGUNDO CONGRESO DE ECONOMÍA DEL NORTE GRANDE

Facultad de Ciencias Económicas – Universidad Nacional del Nordeste

“Disminución de la Población Rural. Estudio de Determinantes” 2018

Autores:

Ferrero, Lucas

lucasferrero@comunidad.unne.edu.ar

Alegre, Miguel Ignacio

miguel.alegre@outlook.com.ar

Universidad Nacional del Nordeste – Fc. Cs. Económicas

Mesa 3: Mercado de trabajo

Resumen

El presente trabajo busca encontrar algunos determinantes de la caída de la población rural en la provincia del Chaco en las últimas 3 décadas. El Chaco se encuentra entre las provincias que más ha disminuido la cantidad de habitantes rurales a nivel país. Estos años se observaron dos fenómenos que afectaron negativamente a la población rural chaqueña. El primero, ocurrido durante la década del '90, corresponde a la crisis del sector algodonero que dejó en una situación vulnerable al pequeño productor rural. En segundo lugar, a partir del 2000, la sustitución de la soja por el algodón parecería que acentuó algunos efectos negativos sobre la población. Nuestra hipótesis es que ambos fenómenos reforzaron las tendencias al éxodo rural.

Este trabajo se encuentra sujeto a revisión y constituye un primer borrador por lo que tiene limitaciones relacionadas a la construcción de las variables. La metodología seguida responde a un estudio de tipo cuantitativo, específicamente se trabajó con modelos econométricos de regresión en datos de panel. El análisis se llevó a cabo a nivel departamental sobre aquellas provincias que fueron afectadas por estos procesos, y en forma particular sobre el Chaco. Se elaboraron índices de pérdida de población rural e índices de cultivos. Se procedió a estimar el efecto de diversas variables relacionadas con el tamaño de la explotación, la concentración de la producción, la expansión de la frontera, la sustitución entre cultivos, etc.

Los resultados aún provisionales sugieren que los cambios que atravesó la estructura agraria se relacionan con mayores tasas migratorias dentro de los departamentos y con la pérdida de población rural dispersa.

Palabras claves: Soja; Algodón; Expansión de la frontera, Escala, Mecanización, Migración; Población Rural Dispersa.

Introducción

En las últimas décadas la Argentina ha experimentado profundos cambios económicos y tecnológicos. Durante los '90 se produjeron las mayores transformaciones en la organización del sector agropecuario en el país. La argentina pasaba por una fase recesiva, y la apertura de la economía, juntamente con mecanismos de liberación-desregulación (como la eliminación de la Junta Nacional de Granos, Junta Nacional de Carne, etc) convirtieron a este sector en uno de los menos regulados y posibilitaron que se acelere el proceso de transformación de las estructuras económicas del país.

Más adelante, tras la crisis del 2001, se produce la caída de la convertibilidad, que significó la devaluación y el alza en la cotización del dólar (cambiando las rentabilidades relativas entre los distintos cultivos), lo que derivó en un crecimiento extraordinario en la producción y exportación de determinados cultivos que respondieron exitosamente a dichos parámetros. Por el contrario, estas tendencias se dieron en detrimento de la ganadería, y de los cultivos tradicionales menos favorecidos a las condiciones imperantes (económicas y productivas).

El caso más claro constituye la expansión de la soja. A nivel país las hectáreas destinadas a este cultivo se han incrementado ininterrumpidamente. A inicios de los '70, se destinaron no más de 200 mil has a este cultivo, mientras que a inicios de los '80 las mismas se habían multiplicado por 10. En los primeros años de los '90 la superficie de soja era 25 veces la de los años setenta y ocupaba el 27% de la superficie nacional (5 millones de has). En la campaña 2000/01 la superficie sembrada era los 10 millones de has (más de 50 veces la de los años '70 y una participación del 40% de la superficie nacional). Marcó un máximo histórico en la campaña 15/16 superior a los 20 millones de has (100 veces la superficie de 40 años atrás). Dicha tendencia ascendente se observó más tardíamente en la provincia del Chaco, recién a partir del nuevo milenio. A inicios de los años '90 solo el 6% de la superficie provincial se destinaba a la oleaginosa. Sin embargo, en la década siguiente este cultivo marcó record de 770 mil has en la campaña 2002/03. Desde entonces pasó a ser el principal cultivo de la provincia (con superficies sembradas que oscilaron entre el 40% y el 60%) durante dicha década.

En cuanto al cultivo tradicional de la provincia, el algodón, se caracterizó por sucesivos períodos de crecimiento y estancamiento conocidos como ciclos algodoner¹. Durante los primeros años de los '70 y principios de los '90, la superficie ocupada osciló entre las 200 y 400 mil has (entre el 40% y 60% de la superficie provincial) seguida de una fuerte expansión a mitad de la década (94/95 y 97/98) con valores que superaron las 700.000 has (cerca del 70% de la superficie provincial). A partir de entonces la superficie se vio reducida a la mínima histórica de 85 mil has (2002/03) producto de variables climáticas principalmente. En los años recientes, la siembra de algodón volvió a recuperarse (2005/06 a 2014/15), sin embargo, en la campaña 2016/17 la misma alcanzó un nuevo mínimo histórico de poco menos de 74 mil has.

Estas transformaciones ocurridas en el sector agrario tuvieron consecuencias en el plano social, tales como la disminución de población rural y la migración hacia las ciudades; la concentración de la producción agropecuaria y de la propiedad de la tierra; la sustitución de cultivos tradicionales; la pérdida de fuente de empleos; entre otras (Ossola, Pérez, Mauriño, Balbiano, Alegre y Sanz, 2018). En la provincia del Chaco el proceso de expansión de la soja se

1 Se pueden identificar claramente cuatro ciclos: el primero de ellos se extiende entre las campañas 65/66 a 71/72; el segundo entre 77/78 y 81/82; el tercero de ellos entre las campañas 89/90 a 92/93; y el último entre 95/96 y 02/03 aproximadamente, (Rosati 2015).

dió al mismo tiempo que la crisis del sector algodonero (conformado por un gran número de pequeños productores), acentuado aún más las consecuencias sociales antes comentadas.

El trabajo se estructura en dos secciones: La primera en donde se presenta una breve caracterización de la dinámica poblacional provincial y regional, y de los cambios ocurridos en el sector agrario. En la segunda sección se presenta un análisis cuantitativo donde se intentan plasmar algunas relaciones entre la evolución de la población rural y los procesos que travesaron la estructura agraria. Con este objetivo hemos utilizado 2 tipos de análisis: En primer lugar, se presenta el análisis por MCO (mínimos cuadrados ordinarios), es decir, los datos fueron considerados como un pool de datos, y en segundo lugar se recurrió a un análisis propio de panel de datos, específicamente, se utilizó el método de efectos fijos.

El primer análisis consiste en la combinación de cortes transversales de modo que el mismo departamento es considerado como una observación distinta en períodos distintos de tiempo:

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_0 DT_t + \beta_k X_{itk} + v_{it}, t=1,2,\dots \quad I \dot{\circ}$$

Para utilizar este método debe suponerse que el error v_{it} (error compuesto), no se encuentra correlacionado con los regresores X_{itk} para que los estimadores β_k sean consistentes. Se denomina error compuesto debido a que $v_{it} = a_i + u_{it}$, donde a_i son factores inobservables que permanecen constantes en el tiempo (de allí su nombre de efecto fijo) y u_{it} son aquellos factores inobservables que si varían en el tiempo (error variable en el tiempo).

Por otro lado, la utilización de datos en panel tiene la ventaja de que permite seguir a cada observación (países, provincias, departamentos, etc) en el tiempo. Además, este último método tiene en cuenta que las entidades poseen características individuales propias (las que permanecen constantes en el tiempo) que podrían sesgar las estimaciones y por lo tanto requieren ser aisladas. Se parte del siguiente modelo poblacional:

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_0 DT_t + \beta_K X_{itk} + a_i + u_{it}, t=1,2,\dots \quad II \dot{\circ}$$

Posteriormente se promedia para cada i la ecuación en el tiempo y se obtiene $\bar{y}_i, \bar{x}_i, \bar{u}_i$, las que luego se restan a (II):

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_k (x_{itk} - \bar{x}_{ik}) + (u_{it} - \bar{u}_i) + (a_i - a_i), t=1,2,3.$$

Este último método permite eliminar esos factores a_i que permanecen relativamente constantes en el tiempo (ej: cultura, idioma, idiosincrasia, sexo) y que la mayoría de las veces no se pueden observar directamente, pero que se piensa están relacionados con las variables explicativas y por lo tanto podrían afectar el resultado de la estimación, (Wooldridge, 2009: 457).

De esta manera, la estimación mediante efectos fijos es útil ante la falta de datos en el tiempo a nivel departamental sobre los modos-condiciones de vida de la población rural, las que podrían estar relacionadas con las variables explicativas y que podrían condicionar las estimaciones.

El análisis recayó sobre 14 provincias del país perteneciente a las regiones del Centro del país, NEA y NOA, abarcando la mayoría de sus departamentos²: Buenos Aires (123), Tucumán (17 departamentos), Santiago del Estero (27 departamentos), Santa Fe (19 departamentos),

2 Se optó por excluir preferentemente del análisis aquellos departamentos en los que no se reportaban superficies sembradas de ningún tipo de cultivo durante toda la serie de datos, estos eran departamentos que al no registrar cultivos no poseían población rural dispersa. Por otro lado, las provincias incluidas son las mismas que presenta Rosati (2013a: 120) a excepción de Catamarca.

San Luis (9 departamentos), Salta (23 departamentos), Misiones (17 departamentos), La Pampa (22 departamentos), Jujuy (16 departamentos), Formosa (9), Entre Ríos (17 departamentos), Corrientes (25 departamentos), Córdoba (26 departamentos), Chaco (25 departamentos).

Como se indicó, las entidades que conforman el panel de datos fueron los departamentos (375 en total). En cuanto a la variable referida al tiempo, debido a la heterogeneidad de la información se optó por agruparla en décadas -o períodos- ('80, '90 y 2000) conforme ilustra al cuadro 1.

Las fuentes de información principalmente utilizadas fueron de carácter censal y de organismos públicos como el ministerio de agroindustria de nación. Los datos referidos a la población rural dispersa corresponden a los Censos de Población y Vivienda de 1991³, 2001 y 2010. La población dispersa de 1991 fue atribuida a (finales de) la década del '80, la de 2001 a (finales de) la década del '90 y la de 2010 a la década del 2000, es decir, que fueron asignadas a cada período por su proximidad a los mismos.

En forma similar, la información obtenida a partir del Censos Nacionales Agropecuarios fue distribuida por su proximidad a los períodos más cercanos. La información del CNA de 1988 se atribuyó a la década de los '80, la del 2002 a la década de los '90 y la del 2008 a la del último período. De esta forma, nos permite observar como, por ejemplo, un determinado "grado de aldonización" durante la década del '90 (años 1991 a 2001) se corresponde con una determinada cantidad de población rural dispersa a finales de dicho período (CNPV 2001), y con un tamaño medio de EAPs (CNA 2002).

Cuadro 1: Estructura Datos de panel utilizado

<i>Departamento</i>	<i>Decada</i>	<i>Provincia</i>	<i>Pob. Dispersa</i>	<i>EAPS</i>	<i>IA</i>	<i>I S ...</i>
25 de Mayo	1970	Chaco	-	-	(IA69 + IA70 + ...IA79)/T	
25 de Mayo	1980	Chaco	CNPV 1991	CNA 1988	(IA80 + IA81 + ...IA90)/T	
25 de Mayo	1990	Chaco	CNPV 2001	CNA 2002	(IA91 + IA81 + ...IA01)/T	
25 de Mayo	2000	Chaco	CNPV 2010	CNA2008	(IA02 + IA03 + ...IA10)/T	
:	:	:	:	:	:	

Fuente: elaboración propia en base a los datos del CNPV 1991, 2001 y 2010; CNA 1988, 2002, y 2008; y la Dirección de Estimaciones Agrícolas del Min. De Agroindustria de Nación.

Dinámica demográfica y relación con los cambios en el sector agrario.

A principios de la década del '80 casi el 40% de la población de la provincia era rural. El mismo patrón se evidenciaba en casi toda la región Nea, donde las tasas de ruralidad eran aún más elevadas, en promedio el 42% de la población era rural (a excepción de Corrientes donde

³ La población rural dispersa del año 1991 se obtuvo restando del total de población departamental la suma de individuos que vivían en localidades de 2000 o más habitantes.

la población rural era del 35%). A pesar del elevado porcentaje de población rural, Chaco era la segunda provincia del Nea más urbanizada después de Corrientes⁴. El contraste se evidencia a nivel país donde la media de población rural era mucho menor, cercana al 15%.

La lectura de los últimos censos poblacionales indica que el número de habitantes que viven en zonas rurales ha disminuido considerablemente. La provincia del Chaco destaca por la rápida disminución que ha experimentado en las últimas décadas la cantidad de habitantes rurales (Gráfico 1). Este descenso ha sido más pronunciado en la provincia del Chaco respecto la media nacional y la región Nea inclusive, especialmente durante la década de '90.

La tasa media anual crecimiento poblacional (TMCAP) para la población rural⁵ en la provincia del Chaco fue negativa para todo el período en análisis: en el período comprendido entre 1970 y 1980 la población rural disminuyó a una tasa del -0,89% por año, mientras que en el siguiente período 1980-1991 esta disminución fue del -0,36% anual. Particularmente, en la década de los '90, la caída en la población rural se aceleró y la disminución anual fue del -2,74%. Finalmente, en el último período analizado, si bien la pérdida de población se desaceleró a -2,26%, aún era elevada en comparación a los valores nacionales y regionales (NEA), (Cuadro 2).

Cuadro 2: Tasa media anual de crecimiento de la población total y rural. Chaco, Nea y País. Período 1970 a 2010.

Período	Chaco		NEA		PAIS	
	Pob. Total	Pob. Rural	Pob. Total	Pob. Rural	Pob. Total	Pob. Rural
1970-1980	2,16%	-0,89%	2,20%	-0,26%	1,81%	-0,32%
1980-1991	1,65%	-0,36%	2,09%	-0,40%	1,41%	-1,17%
1991-2001	1,60%	-2,74%	1,78%	-1,28%	1,06%	-0,87%
2001-2010	0,77%	-2,26%	0,99%	-0,90%	1,13%	-0,68%

Fuente: Elaboración propia en base a Censos de población y Vivienda 1970, 1980, 1991, 2001, 2010.

Como se mencionó, hacia finales de la década de los '90, el sector agrario provincial experimentó profundos cambios en su estructura por el avance de la frontera agrícola (y el desmonte acelerado), el avance de la soja por sobre los cultivos tradicionales, el deterioro del sector algodonero (producto de la caída de su precio, los excesos hídricos) y la introducción de la cosechadora mecánica, las tendencias a la concentración de la propiedad y la producción. Si bien, la disminución de la población rural es un fenómeno mundial y de largo plazo, resulta notable la aceleración de la pérdida poblacional cuando estos procesos tuvieron lugar. Lo que

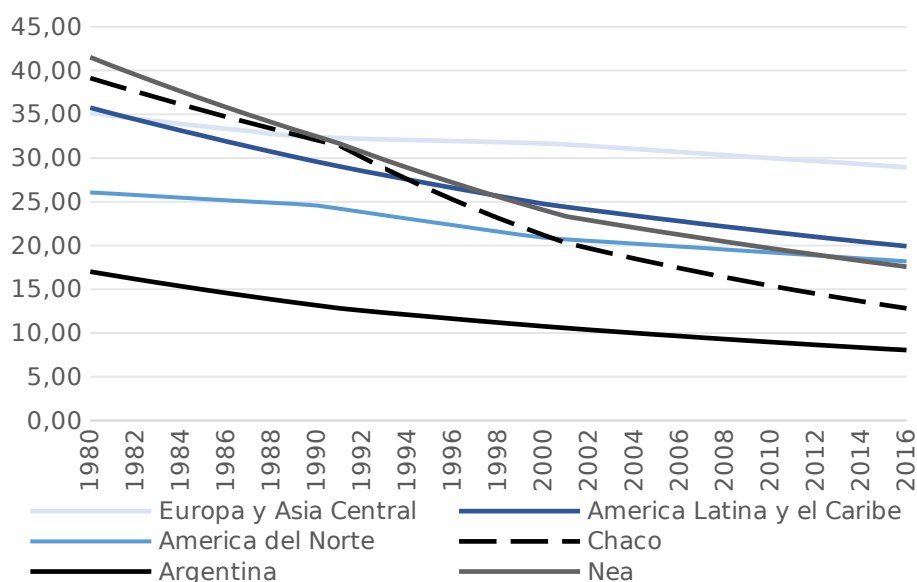
4 En esta provincia el 35% de la población era rural. En Formosa, por su parte, la proporción de habitantes rurales era cercana al 45% mientras que en misiones era del 49,5%.

5 La tasa media anual de crecimiento poblacional (TMACP) ha sido calculada mediante la

siguiente fórmula $TMAC = \left[\left(\frac{P_f}{P_i} \right)^{\frac{1}{t}} \right] - 1$

nos permite suponer la vinculación de la misma con las transformaciones por las que ha atravesado el sector agrario provincial.

Gráfico 1: Evolución de Población Rural (%): 1980-2016. América, Europa y Asia Central, Argentina, Nea y Chaco.



Fuente: Elaboración propia en base a los datos de World Bank Atlas of Sustainable Development Goals 2018.

En el plano nacional no es sino hasta la década del '70 y más fuerte en la década del '80 que se dan estas grandes transformaciones en el agro argentino. La soja se convirtió en el cultivo dominante de la región pampeana desplazando a la ganadería y al girasol. Como consecuencia (y al igual que ocurrirá en el Chaco) se produjo una gran competencia por las tierras que se evidenció en el incremento en los arrendamientos y en el aumento de los precios de las mismas, lo que obligó a la incorporación de tierras marginales y al avance sobre tierras del norte del país.

En el caso provincial, entre inicios de 1990 y durante los 2000 se expande fuertemente la superficie agrícola⁶. Si bien, en un primer momento (gran parte de los años noventa) la expansión estuvo motorizada por el auge en el sector algodonero hasta la crisis de 1998, desde entonces el incremento de la superficie sembrada fue sostenida por el cultivo de soja. Un sencillo ejercicio nos permite demostrar este hecho: El coeficiente de correlación $\rho(\text{Algodón, Sup. Total})$ fue de 0,81 entre 1900-1998, mientras que para la soja, $\rho(\text{Soja, Sup. Total})$ fue de 0,36 para idéntico período. Mientras que entre 1998-2010 el coeficiente de correlación entre algodón y superficie provincial fue prácticamente nulo 0,004, y el de la soja de 0,80.

⁶ Este dato debe tomarse como precaución debido a que aproximamos la frontera agrícola a través de las has sembradas totales.

En las demás provincias que integran la región del Nea, a diferencia de lo que sucedió en el Chaco desde la segunda mitad de los años '90, la evolución de la frontera agrícola no estuvo estrechamente relacionada a la expansión del cultivo de soja. En *Corrientes* la expansión de la soja no fue significativa en términos absolutos. A mediados de los '70 la superficie destinada a este cultivo fue cercana a las 50 mil has (máximo histórico), durante los '90 la cantidad máxima sembrada fue de 15 mil has (campana 89/90), mientras que en pleno auge del nuevo modelo agrícola durante los 2000 no superó las 31 mil has (19% de la superficie provincial). *Formosa*, por su parte, durante la campana 2006/07 alcanzó el máximo con 22 mil has (equivalente al 25% de la siembra total en dicha campana). Al igual que el caso de Corrientes, en la década previa el total de has destinadas a la oleaginosa no llegó a superar las 2 mil has en la mejor campana. Por último, *Misiones* al contrario disminuyó la superficie destinada a este cultivo. Durante la década del '70 (campana 1973/74) alcanzó las 44 mil has (14% de la superficie agrícola provincial) mientras que desde el nuevo milenio no llegó a superar las 5000 has (2% de la superficie total). El gráfico 2 expone lo comentado anteriormente: se observa el quiebre en la tendencia poblacional en desde 1990 y la rápida incorporación de tierras a la producción provincial, no así para el resto de las provincias.

La modalidad de expansión de la producción de soja en una primera etapa ocurrió bajo la forma de sustitución de los cultivos regionales. Se utilizaron tierras que antes se habían destinado al monocultivo algodónero. Posteriormente, la siembra de soja se expandió mediante la incorporación de tierras no explotadas con anterioridad, y en este proceso se avanzó sobre el bosque chaqueño, (Adamoli, Ginzburg, y Torella, 2011), (Rosati, 2013a).

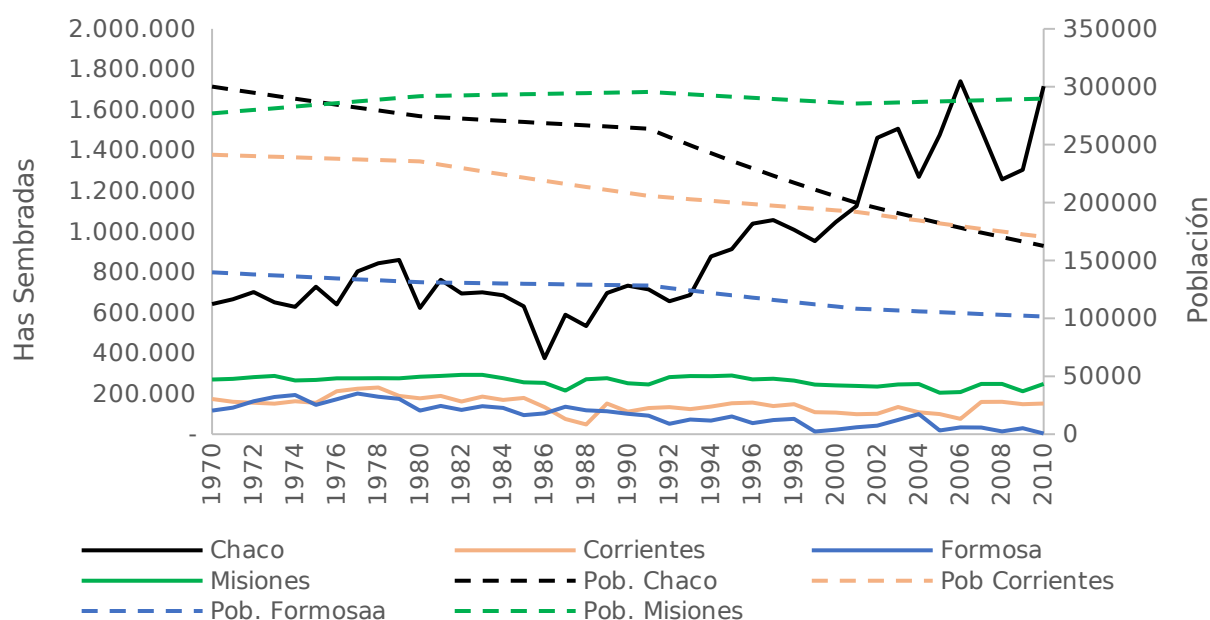
La sustitución de cultivos genera efectos negativos en la población a través de la distinta relación de mano de obra que emplea la producción de cada cultivo (intensidad del factor trabajo). El algodón históricamente fue considerado un "cultivo social" que empleó una gran cantidad de obreros, especialmente en la etapa de cosecha, mientras que la soja es menos intensiva en este factor productivo y con un perfil más técnico que requiere de operarios calificados, por lo que aquellos trabajadores algodóneros no pueden incorporarse a esta producción⁷, (Paolasso, Krapovickas, 2013: 1392).

Además del efecto negativo que genera la expansión de la soja vía sustitución, se agrega un segundo efecto mediante la concentración de la producción (y de la tierra). La producción de soja requiere de grandes extensiones de tierra para que sea rentable. El incremento de la demanda de tierras elevó de esta forma el precio de los arrendamientos, y muchos productores encontraron rentable dar en alquiler las mismas o venderlas. En el caso provincial, se dio una situación particular. Para el momento en que la soja se expandía ampliamente el sector algodónero se encontraba en una situación crítica. El auge de los años previos había sido sostenido mediante capitalización (compra de cosechadoras mecánicas⁸) vía endeudamiento. Los factores climáticos de 1998 dejaron al sector ante la imposibilidad de afrontar los pagos de dichas maquinarias. Muchos productores quebrados debieron abandonar sus tierras, (Valenzuela, Mari y Scavo, 2011)

7 Una aproximación a la demanda de mano de obra puede observarse en Heredia, Alegre, Balbiano, Mauriño, Ossola, y Perez (2017: 25). Los autores en base a los censos nacionales 2001 y 2010 aproximan la demanda de mano de obra por hectárea distinguiendo entre departamentos sojeros y no sojeros. Mientras que en los departamentos sojeros la demanda de mano de obra para 2010 fue de 1 por cada 100 has, en los departamentos no sojeros fue de 8 por cada 100 has.

8 Si bien no es tratado aquí, la mecanización de la cosecha algodónera vino a sustituir una gran cantidad de braceros empleados para la recolección del algodón. Muchos de ellos desprovisto de su fuente de trabajo debieron abandonar el campo y migrar a la ciudad. Algunas estimaciones de la cantidad de mano de obra sustituida por el efecto mecanización puede encontrarse en los trabajos de Diaz Röner (2001), Forclaz, Mazza, & Giménez (2002), García (2007) y Rosati (2015).

Gráfico 2: Evolución Población Rural (Abs.) y Frontera Agrícola Provincial: 1970-2010.



Fuente: Elaboración propia en base a los datos de los Censos de Población de 1970, 1980, 1991, 2001 y 2010, y de la Dirección de Estimaciones Agrícolas del Min. De Agroindustria de Nación. Las líneas punteadas representan la población rural estimada por año y las líneas continuas representan las has sembradas por campaña.

De la evidencia empírica se observa una fuerte relación negativa entre el número de empresas privadas en el sector agrícola y la cantidad de población que vive a campo abierto (dispersa). Según datos de la OEDE, durante los últimos 5 años previos al censo de 2001⁹, las provincias en análisis experimentaron una brusca disminución en el número de empresas privadas del sector. En el caso provincial, hacia 1996 había 3550 empresas instaladas mientras que en 2001 el número de ellas se había reducido a 2769 (una disminución de 781 explotaciones). En paralelo, el número de habitantes dispersos se redujo en 68234 personas. Tanto la caída en la cantidad de habitantes rurales y de empresas agrícolas en Chaco fueron las mayores disminuciones en toda la región NEA.

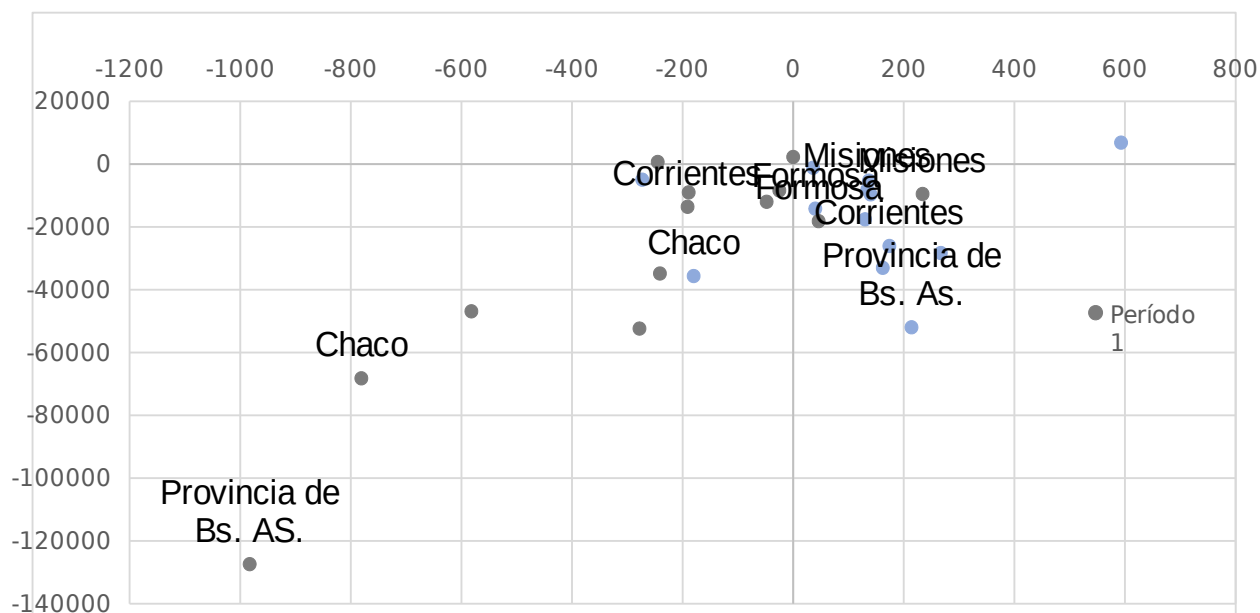
Entre 2006 y 2010, por otro lado, la mayoría de las provincias en análisis incrementaron el número de explotaciones a excepción de Chaco y La Pampa. En correspondencia, la caída del número de habitantes fue menor que las ocurridas en el período anterior. En el caso de la

⁹ La serie de la OEDE empieza en 1996 razón por la cual se tomó una ventana de 5 años para ambos períodos.

provincia, la caída en el número de explotaciones fue de 180 empresas y de pobladores rurales dispersos de 35659. Nuevamente la performance provincial fue la peor en toda la región NEA.

La relación entre ambas variables parece constituir un fuerte indicador de la evolución del número de pobladores rurales. Esto se explica porque el nuevo modelo agrícola es funcional a las grandes escalas, es decir, a unidades de gran capital con capacidad de absorber las mejoras tecnológicas (capitalización), lo que propició la concentración de la producción. Esto sumado a incremento en la demanda de tierras (y en consecuencia del precio de arrendamientos) provocó la disminución del número de explotaciones más sensibles a estas variables, Heredia et al (2017).

Gráfico 3: Relación entre la evolución de la población rural dispersa y número de explotaciones agropecuarias privadas.



Fuente: Elaboración propia en base a OEDE y Censos de Población y Viviendas 1991, 2001 y 2010. En el eje de ordenadas se expone la variación absoluta de población rural dispersa entre censos (puntos negros corresponden al período 1991-2001, puntos azules al período 2001-2010). En el eje de abscisas se representa la variación absoluta en el número de empresas privadas del sector agrícola para los últimos 5 años previos a cada censo (período 1 expone la evolución del número de empresas entre 1996-2001, y el período 2 entre 2006-2010).

A partir de las relaciones comentadas en este apartado, en la siguiente sección se explora dichos factores como posibles determinantes de la disminución de la población rural dispersa. Si bien es un trabajo que se encuentra en proceso de elaboración, hacia el final comentamos algunos resultados obtenidos.

Análisis Empírico

Modelización

Las variables utilizadas en las regresiones fueron calculadas como indican las siguientes ecuaciones:

$$\text{Indice de Cultivo}_{ij} = \sum \frac{\frac{\text{has sembradas del cultivo}_{it}}{\text{Total superficie sembradas departamental}_{it}} * 1}{T} \quad 1$$

$$\text{Expansi3n de la frontera}_{ij} = \text{M3x} . \text{has sembradas}_j - \text{M3x} . \text{has sembradas}_{j-1} \quad 2$$

$$\text{Frontera}_{ij} = \text{M3x} \{ \text{has sembradas}_j, \text{has sembradas}_{j-1}, \dots \} \quad 3$$

$$\text{Tama3o medio de las EAPs}_{ij} = \frac{\text{Superficie de las EAPs}_{ij}}{\text{N3mero de EAPs}_{ij}} \quad 4$$

$$\text{Binaria Sustituci3n Algod3n, Soja}_j = 1 \text{ si } \begin{cases} \alpha_1 < 0 \text{ para } E(\text{Algod3n}) = \alpha_0 + \alpha_1 t \\ \alpha_1 > 0 \text{ para } E(\text{soja}) = \alpha_0 + \alpha_1 t \end{cases} \text{ en cada } j \quad 5$$

$$\text{Intensidad de sustituci3n}_{ij} = \frac{\sum (\text{Algod3n} - \overline{\text{Algod3n}}) \sum (\text{Soja} - \overline{\text{Soja}})}{\sum (\text{Soja} - \overline{\text{Soja}})^2} \quad 6$$

De esta forma, el modelo a estimar es el siguiente:

$$\text{Pob. Dispersa}_{ij} = \beta_0 + \delta_0 DT_j + \beta_1 * IA_{ij} + \beta_2 * IS_{ij} + \beta_3 * \text{tama3o medio}_{ij} + \beta_3 * \text{n3mero eaps}_{ij} + \beta_4 * \text{expansi3n frontera}_{ij}$$

Donde J : 1, 2, 3., corresponde a los per3odos 1980-1990, 1991-2001 y 2001-2010 respectivamente; i : 1, 2, ..., 375., corresponde a los departamentos; t : a las campa3as (a3os) contenidas en cada per3odo. Por otro lado, T hace referencia a la cantidad de campa3as (totales) incluidas en cada per3odo j para el c3lculo de los promedios de cultivo sembrados y DT representa las dummies de tiempo.

Los *3ndices de cultivo* para cada per3odo resultan un promedio simple de la proporci3n de has cultivadas por campa3a de cada especie respecto el total de hect3reas sembradas en el departamento. Se elaboraron 6 3ndices de cultivos: 3ndice de soja (IS), 3ndice de algod3n (IA), 3ndice de arroz (IAR), 3ndice de ma3z (IM), 3ndice de girasol (IG), 3ndice de trigo (IT).

Estos 3ndices pueden tomar valores entre 0 y 1. Valores cercanos a 0 implican que no se sembr3 pr3cticamente el cultivo en cuesti3n en el departamento durante toda la d3cada y valores cercanos a 1 indican que se destin3 la totalidad de la superficie sembrada del departamento a la siembra de ese cultivo. Debido a que los 3ndices de los cultivos se calculan de igual forma, y todas las especies compiten por la misma superficie, se tiende a cumplir que $0 \leq IA + IS + IG + IM + IT + IAR \leq 1$.

Por su parte, para el c3lculo de la *expansi3n de la frontera* durante cada per3odo se ha supuesto que esta es la diferencia entre el m3ximo de has sembradas de un per3odo (considerando todos los cultivos) respecto el m3ximo sembrado en el per3odo anterior. Por lo tanto, puede asumir valores mayores a cero (expansi3n de la frontera) o iguales a cero (no expansi3n). En el caso de la variable *frontera*, a diferencia de la anterior, representa las has

máximas sembradas hasta entonces en cada departamento, y no la variación absoluta. Esta variable se encuentra expresadas en miles (has/1000).

Para la variable sustitución se ha considerado, siguiendo un criterio parecido al de Rosati (2013a) de considerar como regiones de sustitución a aquellas áreas que durante el mismo período han tenido una tendencia decreciente en la cantidad de has sembradas de algodón, pero una tendencia positiva en la siembra de la soja (es decir, la pendiente de la regresión de la superficie sembrada de algodón en el tiempo es negativa mientras que para la soja es positiva)¹⁰. A partir de esto, se elaboró la variable *binaria de sustitución* que asume valores iguales a 1 en aquellos períodos en los que operó sustitución y de 0 en el resto de los casos.

La variable *tamaño medio* de las explotaciones sigue el criterio tradicional de dividir la superficie sembrada en cada departamento (correspondientes a las explotaciones con límites definidos) por el número total de explotaciones agropecuarias en el mismo.

Por último, se incorporó una variable que intenta representar la intensidad de sustitución representada en la ecuación 6 mediante la beta (α_1) de la regresión entre algodón (variable dependiente) y soja (variable independiente) para cada departamento y período. Es decir, $\widehat{Algodón}_{t,ij} = \alpha_0 + \alpha_1 * Soja_{t,ij} + u$. De esta forma, cuanto más negativa sea α_1 , suponemos que mayor es la sustitución entre la soja y el algodón. En esta oportunidad no tuvimos en cuenta la significancia de las betas estimadas por lo que lo dejamos para futuros avances.

La ecuación (1) se elaboró para cada uno de los 6 cultivos, con el objeto de representar la importancia de los mismos en cada período. Por ejemplo, un índice de algodónización de 0.6 indica que, en promedio, durante la década se sembró el 60% de la superficie departamental con algodón. Igual interpretación debe hacerse para los restantes cultivos.

La razón de incorporar estas variables al análisis es reflejar como responden los movimientos poblacionales a un cambio en la estructura agraria representada a través de la composición de sus cultivos. Se espera que a mayor índice de sojización menor sea la capacidad del departamento de contener población rural dispersa. En sentido contrario, se espera que a mayor índice de algodónización mayor sea la capacidad de mantener población. [cual sería la relación con el resto de los cultivos]. En el caso del resto de los cultivos incorporados, se introdujo como variables de control, es decir, para no asociar todo el efecto a la soja o algodón.

La hipótesis que subyace en el párrafo anterior se deriva del hecho de que el algodón fue un cultivo social, que empleó históricamente grandes cantidades de personas y nucleó una variedad de actores (familias productoras, trabajadores rurales, acopiadores, desmotadoras, etc.). Por lo tanto, para la variable se espera una relación positiva. Es decir, a mayor índice de algodón, mayor población rural dispersa en el departamento en cuestión. Y lo contrario, “más soja” es sinónimo de menos población, de “campos vacíos”, por lo que se espera que la relación sea negativa.

10 El autor elabora un índice de sustitución por campaña. Considera como regiones de sustitución aquellos lugares donde la soja se expande y el algodón se contrae, la soja se expande más rápido que el algodón, o la soja se contrae más lento que el algodón. (Rosati, 2013b: 212). En nuestro análisis hemos probado otras variantes de medir regiones de sustitución además de la comentada como: 1) Es una región de sustitución si cumple que la tendencia de las has sembradas de algodón en el tiempo es negativa, la de la soja positiva, y la covarianza entre ambas es negativa (agrega relación negativa entre el algodón y la soja, y no solo la caída del algodón y el auge de la soja); 2) Otra alternativa contemplada, si la primera diferencia en el grado de algodón es negativa, y la de la soja es positiva ($IA_j - IA_{j-1} < 0$ y $IS_j - IS_{j-1} > 0$). Sin embargo, estas no arrojaron en el análisis diferencias estadísticas significativas respecto la utilizada.

En cuanto a las ecuaciones (2) y (3) se intentó cuantificar la expansión de la frontera agrícola. Si bien es una aproximación incompleta debido a que no considera la porción de tierra destinado a la ganadería, si guarda relación con el proceso de expansión de la frontera. Como se indicó, la ecuación (2) representa la cantidad de has que se agregaron a la producción en un período respecto al anterior. En incremento en la superficie agrícola tiene efecto negativo sobre la población al restar superficie antes utilizada como medios de vida a través del desmonte y la deforestación.

El grado de concentración de la producción está representado a través de la ecuación (4). A mayor tamaño de explotación (menor número de eaps por departamento) se esperaría menor población dispersa. Alternativamente, en el análisis se incluyó el número de explotaciones agropecuarias. En este caso, un mayor número de establecimientos debería estar relacionado positivamente con el número de individuos.

Finalmente, la variable *binaria sustitución de cultivo* de soja por algodón es una variable que intenta reflejar el efecto de la sustitución de un cultivo sobre otro. Como se comentó anteriormente, el cultivo de algodón es más intensivo en mano de obra mientras que la soja no. Aquellas regiones de sustitución debería tener más población dispersa, pues al ser regiones intensivas en mano de obra, se supone viven una mayor cantidad de personas. En el caso de la variable *intensidad de sustitución*, es de esperar que en aquellas donde la relación entre las has sembradas de soja y algodón se relacionan negativamente (regiones de sustitución) disminuya más rápidamente la población rural dispersa.

Resultados

Estimación por MCO combinados

En un primer lugar se procedió a estimar los efectos de las variables mencionadas mediante regresión lineal múltiple agrupadas en un pool de datos de modo que no se tuvo en cuenta la posibilidad de efectos en el tiempo ni diferencias entre las entidades. La interpretación de los estimadores son los usuales. Debajo de cada beta se presentan los errores estándares.

El procedimiento consistió en incorporar luego de cada regresión una variable adicional para observar como variaban los parámetros respecto la regresión anterior, hasta llegar al modelo completo (última columna). Se controló por los índices de los demás cultivos calculados conforme la ecuación 1. Por simplicidad se omitió exponer las betas de estas variables (columna 8). En la columna 9 se exponen los resultados habiendo incorporado la dummie Chaco (1 si es la provincia del Chaco) y su interacción con las demás variables. También por simplicidad se omitió su presentación en el cuadro y se incorporó un apartado en la que se comentan los resultados.

Las binarias representativas de las décadas '90 y 2000 no arrojan el signo negativo esperado que indica que con el paso del tiempo la población dispersa es cada vez menor (solamente las primeras dos columnas si arrojan el signo correcto). Posiblemente la utilización de pool de datos no sea el más adecuado para el análisis, como se evidencia en la regresión mediante efectos fijos, las dummies si tienen el signo correcto.

Del cuadro I (anexo), nos interesa observar los estimadores del grado de algodón y soja departamentales. Las betas estimadas del *IA* y del *IS* pierden efecto a medida que incorporamos las demás variables, lo que nos indica la presencia de sesgo por variables omitidas. Sin embargo, en el caso del grado de algodón obtenemos el resultado esperado. Una elevada proporción de la superficie destinada a la siembra de algodón se corresponde con más

población rural. Debido a que la variable asume valores entre 0 y 1, por ejemplo, un departamento que en promedio sembró durante algún período el 0.5 (50%) de su superficie con algodón, tendría 1200 habitantes más que un departamento que no haya sembrado nada de este cultivo (utilizando el coeficiente más chico del cuadro I, en la columna 8)¹¹. En el caso de la soja, el signo de la beta es positivo, lo que es contrario a nuestra hipótesis, aunque su efecto es menor que el del algodón.

La comparación entre las betas de *IA* y *IS* indica que una mayor cantidad de habitantes rurales viven entre los departamentos que destinan una mayor cantidad de su superficie al algodón. En cuanto al resto de los cultivos (no expuesto en el cuadro), los mismo se relacionan negativamente con la población dispersa y en su mayoría no son significativos estadísticamente: El índice de trigo es significativo a un NC de 99% y el coeficiente estimado es de -2273, y el índice de girasol al 95% y su beta es de 3475 (columna 8).

En cuanto a las variables que indican el grado de concentración de la propiedad/producción, los signos de sus estimadores son los esperados y significativos en niveles convencionales. A mayor número de explotaciones agropecuarias (independientemente del tamaño de la explotación, y del resto de las variables), mayor el número de pobladores rurales dispersos. Por cada explotación se estima 6 habitantes rurales. Por otro lado, a mayor tamaño de las explotaciones (mayor superficie por eaps, manteniendo constante el número de explotaciones y el resto de las variables) menor es la población. Se debe prestar atención al coeficiente debido a que a medida que introducimos variables, el efecto va disminuyendo (sesgo), aunque continúa siendo negativo.

La variable binaria sustitución arroja una beta positiva cercana a 2000. Este resultado indica que en aquellas regiones donde se sustituyó soja por algodón había en promedio una mayor cantidad de habitantes rurales. Por su parte, la variable que indica la intensidad de sustitución es significativa y de signo esperado. Un aumento en la superficie sembrada con soja sumado a la disminución de la superficie destinada al algodón se relaciona con menor población dispersa.

La expansión de la frontera tiene el signo esperado y resulta significativa en todos los casos. Aquellos departamentos con mayor cantidad de has sembradas tienen menor población dispersa.

Resultados para la provincia del Chaco

Cuando se incorpora la dummie para la provincia del Chaco y la interacción con el resto de las variables (última columna del cuadro I) que se encuentra representada en la ecuación (a), se obtiene que el efecto del algodón y el de la soja no es distinto al obtenido para todas las provincias (errores estándares muy grandes).

$$\begin{aligned}
 \text{Dispersa} = & (\beta_{11} + \delta_1) * IA_{13782-2695} + (\beta_{12} + \delta_2) * IS_{1207-3430} + (\beta_{13} + \delta_3) * Tama\hat{n} \text{ a)} \\
 & (1122)(2706) \quad (560)(2517) \quad (0.09)(1 \\
 & (\beta_{15} + \delta_5) * front_{-7.17+13.08} + (\beta_{16} + \delta_6) * \text{Binaria sust}_{12731-1814} + (\beta_{17} + \delta_7) * \text{Inte} \\
 & (1.14)(5.25) \quad (657)(880) \quad (6 \\
 & + \dots
 \end{aligned}$$

11 El rango de la variable *IA* va desde 0 a 0.85. O'Higgins y Presidencia de la Plaza (Chaco) durante los '80 sembraron más del 80% de su superficie con algodón.

Las variables que si son significativamente distintas son el número de explotaciones y la frontera agropecuaria. Por cada explotación la cantidad de población rural es de 6,4+1,4. También resulta significativa la frontera, aunque con signo contrario al esperado. Esto podría indicar que, en la provincia, las regiones hacia las cuales se expandió la frontera tenían una mayor cantidad de población rural dispersa. La variable binaria sustitución también resulta significativa al 0.05 de significancia e indicaría que la sustitución ocurrió en departamentos con menor población dispersa que el promedio del resto de las provincias.

El resto de las variables no resultan significativas y distintas de las estimadas para el conjunto de la provincia (intensidad de sustitución, tamaño de explotación, ind. resto de cultivos)

Estimación en primeras diferencias

También se realizó una estimación en primeras diferencias (aunque no se presentó para la provincia del Chaco como en el caso anterior). Este método, al igual que efectos fijos permite eliminar los factores inobservables en el tiempo de la siguiente forma:

$$y_{it} - y_{it-1} = \delta_0 + \beta_1 (x_{it} - x_{it-1}) + (u_{it} - u_{it-1}) + (a_i - a_i) = \delta_0 + \beta_1 \Delta x_i + \Delta u_i$$

El modelo al cual se llegó tiene de la siguiente forma:

$$\Delta y_{it} = \alpha_0 + \alpha_3 d_{2000} + \beta_k X_{itk} + u_{it}, \text{ para } t = 2, 3, \dots$$

Donde d_{2000} es la variable dummie igual a 1 si la década es 2000, por lo que se asume como período base para las primeras diferencias los '90 (el costo de usar primeras diferencias es que se pierde el primer período, la década de los '80).

Los resultados se expresan en el cuadro II. Los mismos parecen corroborar el análisis obtenido por MCO, no obstante, la interpretación es algo diferente. En el análisis anterior más algodón (que otros departamentos) y menos soja (que otros departamentos) era sinónimo de más pobladores rurales. Aquí se observan las primeras diferencias de las variables, es decir, cómo evolucionan las variables en el tiempo y su efecto en la evolución de la población. Por ejemplo, si la primera diferencia del IA en promedio es positiva, indica que el índice de algodón ha aumentado entre períodos. Luego se esperaría que, si la variación de la población en promedio es positiva, de acuerdo a nuestra hipótesis, deberíamos obtener un beta positivo sinónimo mayor población dispersa.

La evidencia indica que los departamentos que en promedio incrementaron la superficie destinado al algodón también incrementaron su población rural dispersa, y en la medida que la disminuyeron, experimentaron pérdidas de este tipo de población. Por otro lado, el signo es el opuesto para la soja (aunque no es estadísticamente distinto de cero), lo que nos da cierto indicio de expulsión, aunque no es concluyente. Desafortunadamente los errores estándares son demasiado grandes.

Nuevamente, la expansión de la frontera está relacionado negativamente con el número de pobladores rurales, aunque no parece ser muy significativo. Tampoco resulta significativo el tamaño medio de la explotación (escala) que arroja un resultado positivo, es decir, que en aquellos departamentos en que incrementó la concentración de la producción, se estima mayor población dispersa.

Por su parte, la variable representativa de la intensidad sustitución de soja por algodón tiene signo positivo (aunque tampoco es significativo estadísticamente). La primera diferencia de la variable sustitución si es positiva implica que el efecto sustitución ha disminuido mientras que si es negativo la sustitución ha sido mayor. Teniendo en cuenta esto, la beta obtenida es mayor a cero, lo que indica que a menor sustitución (primeras diferencias positivas), mayor población rural.

En cuanto a las primeras diferencias del resto de los cultivos no resultaron estadísticamente distintos de cero. La significancia conjunta de los mismos indicó que no eran relevantes en el modelo.

En general, los resultados no son muy satisfactorios debido a la poca significancia del modelo. La desventaja de utilizar primeras diferencias es la pérdida de períodos (se pierde el período base) y la variabilidad de las observaciones. Posiblemente este sea el caso de los resultados hallados.

Estimación por efectos fijos

Por otro lado, se estimaron los parámetros utilizando efectos fijos (cuadro III del anexo). Los resultados son distintos respecto a los obtenidos por MCO combinado. En primer lugar, las dummies de tiempo tienen el signo y cuantía esperados. Se asume que el período base fueron los '80. La dummy correspondiente a la década del 2000 (1 si es '2000) es negativa y de mayor valor absoluto respecto la dummy de la década '90 (1 si es '90), por lo que se observa que sistemáticamente la población rural dispersa viene disminuyendo.

En el caso del algodón, el resultado no es muy distinto del obtenido mediante MCO combinado (columna 8 del cuadro I). Nuevamente a mayor porcentaje de superficie implantada de algodón, mayor población rural tiene el departamento. En cuanto a la soja, por otro lado, el efecto si es negativo y significativo en niveles convencionales la mayoría de las veces luego de haber controlado los efectos inobservables.

En cuanto al número de explotaciones, nuevamente existe una relación positiva (aunque menor que el hallado en la primera parte). Se estima que hay 2 campesinos por eaps. La otra variable vinculada a la concentración, el tamaño medio, no es relevante en el modelo (y tiene signo contrario al esperado).

La variable que representa la expansión de la frontera también es significativa y con signos acorde al esperado. A mayor has sembradas totales, menor es la población dispersa. Por cada mil has se pierden alrededor de 3 habitantes rurales.

Finalmente, las variables de sustitución, la binaria no parece ser significativa económicamente (ni estadísticamente), es decir, que entre las regiones de sustituciones y aquellas que no lo son la diferencia de población es mínima. Por otro lado, la variable de intensidad de sustitución si es importante. Como indica la ecuación 6, cuando la soja aumento y el algodón también (no opera sustitución) la población predicha es mayor, pero si varían en sentido contrario (opera sustitución), menor es la población dispersa estimada.

Resultados para la provincia del Chaco

En la columna nueve del cuadro III se ha introducido la dummy que asume valor uno cuando se trata de la provincia del Chaco. En general, los resultados no difieren respecto del modelo más restringido (aquel en el que no se incluye las binarias e interacciones para la

provincia). Sin embargo, parecería ser que en la provincia tiene mayor relevancia el número de explotaciones (similar resultado que el obtenido por MCO combinados) y la intensidad de sustitución de soja por algodón. En promedio, por cada eaps en la provincia hay 2 habitantes rurales más que el resto de las provincias (a un nivel de significancia del 0.05) y el efecto de sustitución ya no es relevante para el resto de las provincias (elevado error estandar) pero si para el Chaco.

$$\begin{aligned}
 Dispersa = & \frac{(\beta_{11} + \delta_1) * IA - 2239 - 2004}{(736)(2270)} + \frac{(\beta_{12} + \delta_2) * IS - 759 - 1327}{(397)(2234)} + \frac{(\beta_{13} + \delta_3) * Tamaño}{(0.1269)(1.09)} \\
 & \frac{(\beta_{15} + \delta_5) * front - 3.33 + 0.004}{(1.14)(8.58)} + \frac{(\beta_{16} + \delta_6) * Binaria sust - 454. + 164.7}{(268.1)(574.4)} + \frac{(\beta_{17} + \delta_7) * Intensidad}{(45.2)(67)} \\
 & + \dots
 \end{aligned}$$

Conclusiones

Hemos realizado una serie de ejercicios en busca de algunos determinantes de la pérdida de población rural. Si bien queda mucho por mejorar en el trabajo, podemos encontrar una serie de relaciones interesantes: Parece fuerte la relación positiva entre el algodón y la población dispersa. Aquellos departamentos con mayor superficie destinada a este cultivo poseen mayor cantidad de habitantes rurales. Este resultado lo hemos obtenido por los tres métodos (análisis MCO combinado, primeras diferencias y efectos fijos). En cuanto a la soja, no podemos confirmar en forma concluyente que opere como factor de expulsión poblacional (la relación fue débilmente significativa en 2 de las 3 estimaciones realizadas).

El número de explotaciones también guarda una fuerte relación con el número de pobladores rurales, resultado que parece lógico. A mayor cantidad de unidades económica, se espera una mayor cantidad de habitantes. La variable que hemos elegido para representar la expansión de la frontera agropecuaria también guarda relación negativa con la población dispersa. Este resultado apunta en el sentido de que la expansión de la frontera genera efectos sociales negativos sobre la población.

Estos resultados guardan estrecha relación con la literatura que indica que los cambios ocurridos en la estructura agraria tienen efectos sociales sobre dinámica poblacional.

En cuanto al resto de las variables, no se han obtenido resultados satisfactorios por lo que queda pendiente verificar las posibles fallas en el diseño de las variables que permitan obtener resultados con menor sesgo y mayor consistencia. Queda pendiente para futuros trabajos indagar en el cambio tecnológico que no ha sido abordado en el trabajo, y en la escala de explotación que no ha arrojado resultados satisfactorios.

Anexo

Cuadro I: Regresión Pool de Datos

Dependie nte: Pob Dispersa	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ind. Algodón	8929*** (1207)	8400*** (1198)	5128*** (768)	3733*** (772)	3925*** (767)	3313*** (788)	2717*** (765)	2388*** (780)	3782*** (1122)
Ind. Soja	3283*** (692)	2561*** (710)	-591 (541)	1653*** (553)	1685*** (552)	1414*** (545)	1423*** (546)	1142** (581)	1208** (560)
1990	-1396*** (428)	-1231*** (421)	129 (284)	289 (268)	261 (267)	208 (265)	264 (267)	173 (276)	295 (272)
2000	-2329*** (460)	-1956*** (461)	383 (310)	346 (292)	293 (294)	358 (291)	418 (292)	227 (306)	267 (307)
Tamaño medio		-1,336*** (0,19)	- 0,5287** *	-0,362*** (0,1)	- 0,2692** *	- 0,2966** *	-0,29*** (0,0968)	-0,3156** (0,1436)	- 0,3164** *
Número eaps			5,968*** (0,274)	6,689*** (0,259)	6,717*** (0,26)	6,688*** (0,26)	6,728*** (0,251)	6,6*** (0,184)	6,469*** (0,279)
frontera				-9,064*** (1,04)	-9,093*** (1,04)	-8,888*** (1,036)	-9,008*** (1,034)	-7,312*** (0,953)	-7,184*** (1,141)
Pob. departamental					2,836*** (0,911)	2,886*** (0,917)	2,914*** (0,919)	2,355*** (0,755)	2,341** (0,971)
Binaria Sustitución						1822,69* ** (496,25)	2036,94* ** (489,11)	1916,31* ** (532,52)	2731,94* ** (657,66)
Sustitución Algodón-Soja							231,82**	230,49** *	110,45

							(105,72)	(76,46)	(150,10)
Ind. Otros Cultivos								SI	SI
Chaco: binaria +									SI
Sustitución									
Constante	5918***	6618***	1396***	1369***	1104***	1104***	1046***	1769***	1733***
	(308)	(337)	(264)	(236)	(240)	(237)	(237)	(333)	(339)
R2	0,081634	0,114782	0,556319	0,59442	0,599543	0,603732	0,606935	0,614359	0,622103
N: 1125 ; Prob>F: 0.000									

Fuente: elaboración propia en base a CNPV 1991, 2001 y 2010; CNA 1988, 2002 y 2008; y de la Dirección de Estimaciones Agrícolas del Min. De Agroindustria de Nación. p<.1*; p<.05**; p<.01***

Cuadro II: Primeras diferencias.

Dependiente:		
Δ Pob.		
Dispersa	(1)	(2)
Δ Algodón	1968***	1861***
	(500)	(509)
Δ Soja	-360	-488
	(421)	(458)
Δ Número Eaps	1,6098**	1,5735**
	*	*
	(0,2538)	(0,257)
Δ Tamaño Eaps	0,1110*	0,0996
	(0,0592)	(0,0621)
Δ Sustitución	71,5271	69,4405
	(49,90)	(49,7124)
Δ Frontera	-1,7459*	-1,8394*
	(0,9768)	(0,9598)

Δ población total	-4,3599 (2,9938)	-4,2967 (2,9546)
Δ. Otros. Cultivos d2000	390*** (115)	SI 421*** (119)
Constante	-710*** (94)	-737*** (101)
R2	0,152859	0,156928
N: 750 ; Prob>F: 0.000.		

Fuente: elaboración propia en base a CNPV 1991, 2001 y 2010; CNA 1988, 2002 y 2008; y de la Dirección de Estimaciones Agrícolas del Min. De Agroindustria de Nación. p<.1*; p<.05**; p<.01***

Cuadro III: Regresión en datos de panel.

Dependiente: Pob Dispersa	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Ind. Algodón	2951** * (591)	2936** * (593)	2928** * (588)	3265*** (561)	3314*** (559)	3320*** (560)	2948*** (557)	2674*** (587)	2239*** (736)
Ind. Soja	1667** * (376)	1666** * (376)	1286** * (386)	-708* (373)	-791** (373)	-781** (375)	-660* (370)	-858** (397)	-759* (397)
1990	1030** * (97)	1026** * (98)	-974** (97)	711*** (97)	667*** (98)	666*** (99)	-621*** (98)	-633*** (101)	530*** (102)
2000	- 1326**	- 1320**	- 1254**	- 939***	- 841***	- 844***	-802***	-818***	- 778***

	*	*	*						
	(128)	(129)	(129)	(128)	(132)	(133)	(131)	(135)	(135)
Tamaño Medio		-0,0419	-0,0410	0,1996*	0,19	0,1918	0,1943	0,1860	0,1751
		(0,1248)	(0,1237)	(0,1209)	(0,1204)	(0,1206)	(0,1189)	(0,1271)	(0,1269)
			-	-	-	-	-	-	-
Frontera			3,144**	3,066**	3,098**	3,039**	-	3,334**	*
			4,39***	*	*	*	3,117***	*	
			(1,15)	(1,105)	(1,10)	(1,106)	(1,091)	(1,093)	(1,088)
Número Eaps			1,713*	1,703*			1,836**		
			**	**	1,70***	*	1,812***	1,71***	
			(0,194)	(0,194)	(0,194)	(0,194)	(0,194)	(0,198)	
Pob. departamental				-	5,334**	-	-	5,419**	*
				5,34***	*	5,38***	5,343***	*	
				(1,968)	(1,97)	(1,942)	(1,952)	(1,915)	
Binaria Sustitución						-65,266	159,345	129,52	454,64
						(218,025)			*
Sustitución Algodón-Soja							(220,161)	(223,661)	(268,115)
							142,94*	142,462	
							**	***	37,4074
							(30,28)	(30,431)	(45,20)
Ind. Otros Cultivos								SI	SI
Chaco: Binaria + Interac.									SI
Constante	6699**	6719**	7069**	5256***	5617***	5622***	5468***	5740***	5785***
	*	*	*						
	(83)	(102)	(137)	(244)	(276)	(277)	(275)	(312)	(310)
R2	0,3566	0,3567	0,3690	0,4286	0,4342	0,4343	0,45089	0,45358	0,4833
	49	46	86	81	91	6	7	5	77
Grupos: 375 ; N: 1125 ; Prob>F: 0.000									

Fuente: elaboración propia en base a CNPV 1991, 2001 y 2010; CNA 1988, 2002 y 2008; y de la Dirección de Estimaciones Agrícolas del Min. De Agroindustria de Nación. p<.1*; p<.05**; p<.01***

Bibliografía

Adamoli, J., Ginzburg, R., y Torrella, S. (2011): *Escenarios productivos y ambientales del Chaco Argentino: 1977-2010*. Buenos Aires, Argentina: Universidad de Buenos Aires.

Diaz Rönner, L., (2001). Desregulación y transformación productiva en el agro argentino. Un análisis sobre cinco productos agroindustriales. *Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo*, 5.

Forclaz, M., Mazza, S., y Giménez, L., (2002). La mecanización de la cosecha y su impacto sobre el empleo de mano de obra en el cultivo del algodón en la provincia del Chaco. *Comunicaciones científicas de la Universidad Nacional del Nordeste*. Recuperado de: <http://www.unne.edu.ar/unnevieja/Web/cyt/cyt/2002/05-Agrarias/A-029.pdf>

García, I., (2007). Los cambios en el proceso de producción del algodón en el Chaco en las últimas décadas y sus consecuencias en las condiciones de vida de minifundistas y trabajadores vinculados. *Revista de estudios regionales y mercado de trabajo*, 3, 111-134.

Heredia, M., Alegre, M., Balbiano, R., Mauriño, M., Ossola, I., y Perez, M. (2016). Sojización del Chaco. Estado del conocimiento. Resistencia, Chaco.

Heredia, M., Alegre, M., Balbiano, R., Mauriño, M., Ossola, I., Perez, M., y Sanz, F. (2017): *Impactos sociales de la soja. Provincia del Chaco*. Resistencia, Chaco.

Ossola, I., Perez, M., Mauriño, M., Balbiano, R., Alegre, M. y Sanz, F. (2018): Impactos sociales de la soja en la provincia del Chaco. *Realidad Económica*, 317, 78-117. ISSN 0325-1926.

Paolasso, P., y Krapovickas, J., (2013). Avance de la frontera agropecuaria y transformaciones demográficas en el Chaco Seco Argentino durante la primera década del siglo XXI. En Formiga, A & Hernández, C (Comp.), *XII Jornadas de Población*. (p1366-1399). Bahía Blanca, Argentina: Universidad Nacional del Sur.

Germán Rosati:

- (2013a). Patrones espaciales de expansión de la frontera agrícola: La soja en Argentina (1987-1988 / 2009-2010). En Gras, C., y Hernández, V. (Eds), *El agro como negocio. Producción, sociedad, y territorios en la globalización*. (p97-122) Buenos Aires, Argentina: Editorial Biblos.

- (2013b). Crisis del algodón, cambio tecnológico, y expansión de la frontera en el Chaco (1988-2009). Impactos de la demanda de fuerza de trabajo en la cosecha algodonera. En Gras, C., y Hernández, V. (Eds), *El agro como negocio. Producción, sociedad, y territorios en la globalización*. (p195-214) Buenos Aires, Argentina: Editorial Biblos.

- (2015): Dos dimensiones de las lógicas de funcionamiento de un mercado de fuerza de trabajo agropecuario: niveles y formas de remuneración en la cosecha de algodón, (Chaco 1990-2013). *Población & Sociedad*, 22 (2), 2015, pp. 61-99.

Valenzuela, C., Mari O., y Scavo Á. (2011). Persistencias y Transformaciones del sector algodonero tradicional en la provincia del Chaco en la Argentina. *Revista Universitaria de Geográfica*, 20, 117-150.

Wooldridge, J (2009): *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*. 4ta Edición. ISBN-13: 978-607-481-312-8

