

Un modelo econométrico del ingreso monetario de los núcleos de agricultura familiar en el Departamento Figueroa, Santiago del Estero, durante el año 2012

Mariano Juan Parnás¹

Resumen

Santiago del Estero es la provincia más ruralizada del país en términos demográficos, ya que alrededor del 32% de su población reside en zonas rurales (INDEC, 2010). En cuanto a su estructura agraria, el 86% de las explotaciones de la provincia pertenecen a la agricultura familiar (Paz, de Dios y Gutiérrez, 2014). Por estas razones, resulta necesario disponer de información actualizada y de calidad con respecto al sector de la agricultura familiar en la provincia con miras a implementar políticas públicas que permitan aprovechar sus potencialidades. En este sentido, el presente artículo propone un modelo econométrico para explicar el comportamiento del ingreso monetario en el sector de la agricultura familiar en el Departamento Figueroa, Santiago del Estero, durante el año 2012, a partir de información secundaria proveniente del Registro Nacional de Agricultura Familiar. Para ello, se hace uso del software E-Views 9 y se aplica el método de mínimos cuadrados ordinarios para elaborar un modelo de regresión lineal. Allí, las variables independientes son el valor de la producción agrícola, el valor de la producción pecuaria y los ingresos monetarios extraprediales. La principal conclusión es que existe una relación lineal y positiva entre la variable dependiente, dada por los ingresos monetarios de los núcleos de agricultura familiar en Figueroa durante el año 2012, y las variables explicativas planteadas.

Palabras Clave: Agricultura Familiar, Econometría, Ingresos

Abstract

Santiago del Estero is the most ruralized province in the country in demographic terms, since around 32% of its population resides in rural areas (INDEC, 2010). Regarding its agrarian structure, 86% of the farms in the province belong to family farming (INDEC, 2002). For these reasons, it is necessary to have up-to-date and quality information regarding the family farming sector in the province with a view to implementing public policies that take advantage of its potential. In this way, this article proposes an econometric model to explain the behavior of monetary income in the sector of family farming in Figueroa county, Santiago del Estero during 2012, from secondary information from the National Registry of Family Farming. For this, the E-Views 9 software is used, applying the ordinary least squares method

¹ **Pertenencia institucional:** Instituto de Estudios para el Desarrollo Social. Facultad de Humanidades, Ciencias Sociales y de la Salud, Universidad Nacional de Santiago del Estero/CONICET.

to perform a linear regression model. There, the independent variables are the agricultural production value, the livestock production value and the monetary income external to the farm. The main conclusion is that there is a linear and positive relationship between the dependent variable, given by the monetary income of family farms in Figueroa during 2012, and the explanatory variables proposed.

Keywords: Family Farming, Econometrics, Incomes

Introducción

Luego de largas luchas en planos tanto políticos como académicos, la Agricultura Familiar (AF, en adelante) ha alcanzado reconocimiento mundial. Un hito trascendental fue la declaración del Año Internacional de la Agricultura Familiar en 2014 promovido por la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). Allí, se revela el rol de este sector para aplacar el hambre y la miseria, contribuir en la mejora de la seguridad alimentaria, cuidar el medioambiente y la biodiversidad, conservar espacios y culturas tradicionales y dinamizar las economías locales.

Dicho impulso se vio fortalecido a fines del año 2017 por la Asamblea General de las Naciones Unidas al proclamar el comienzo del Decenio de la Agricultura Familiar, el período que abarca entre 2019-2028, con el fin de visibilizar al sector e incentivar a los países para que desplieguen políticas públicas e inversiones de apoyo a la AF. En esta dirección, resulta posible vislumbrar la contribución de esta última a la economía mundial a través de las cifras proporcionadas por la FAO (2018): más del 90% (más de 500 millones) de todas las explotaciones agrícolas son gestionadas por familias, produciendo más del 80% de los alimentos por lo que resulta el sector con más empleo del planeta.

Para el caso de Argentina, existen trabajos que estiman que cerca del 66% de las explotaciones son de productores familiares y que ellas ocupan alrededor del 13,5% (23.196.642 ha.) de la superficie agraria total (Obschatko, 2007). A su vez, y en el marco de una estructura agraria dual presente en el país, existe evidencia de que dicha proporción se acentúa notablemente hacia la región noroeste argentino (NOA) (el 81% de las explotaciones son de pequeños productores); y disminuye hacia la región pampeana (solamente, el 42% son pequeños productores) (Paz, 2008 y 2011).

En ese contexto, el caso de Santiago del Estero resulta paradigmático: se trata de la provincia más ruralizada del país. Alrededor del 32% de su población reside en zonas rurales (versus, por ejemplo, el 2,5 % en la provincia de Buenos Aires) mientras que 86% de las explotaciones agrarias presentes en la provincia pertenecen a la AF (Paz, De Dios y Gutiérrez, 2014). Además, es importante remarcar que el Censo Nacional Agropecuario (CNA) del año 2002 relevó para la provincia un total de 20.948 explotaciones agropecuarias. De estas, se pueden distinguir dos tipos: las primeras 10.830 con límites definidos que ocupan un espacio de 5.393.632 hectáreas; mientras, los 10.118 restantes sin límites definidos están distribuidas

en un espacio de 7.000.000 hectáreas ², que en principio integrarían el núcleo de AF provincial.

Considerando lo anterior, resulta necesario avanzar en estudios sobre las diferentes dimensiones económicas que atraviesan a la AF en general y particularmente en Santiago del Estero, para contar con más y mejor información, condición necesaria para la elaboración de políticas públicas focalizadas. En este sentido, dentro de la academia existe un vacío en cuanto a los estudios econométricos destinados a analizar a la AF, en cambio abundan los estudios cualitativos o basados en estadística descriptiva, como los citados en los párrafos precedentes.

Es por ello que el objetivo general del presente artículo es elaborar un modelo econométrico para explicar el comportamiento de una de las dimensiones económicas presentes en el sector de la AF en el Departamento Figueroa, Santiago del Estero, durante el año 2012: el ingreso monetario. La elección del año se basa en la disponibilidad de datos sobre 13.072 Núcleos de Agricultura Familiar (NAF)³ relevados en el Registro Nacional de Agricultura Familiar (RENAF) para Santiago del Estero. Acotar la elección del estudio al Departamento Figueroa se debió a que este se constituye una zona productiva homogénea, en la que la AF posee una importante presencia. En estudios posteriores, podrán ser estudiados los demás departamentos de la provincia.

En esta dirección, la hipótesis a contratar es que los ingresos monetarios de los NAF en Figueroa durante el año 2012 se explican por el valor de la producción agrícola, por el valor de la producción pecuaria y por los ingresos monetarios extraprediales; así, existe una relación lineal y positiva entre la primera variable y las tres últimas.

Marco Teórico

La AF puede definirse, en términos amplios, como:

Una forma de vida y una cuestión cultural, que tiene como principal objetivo la reproducción social de la familia en condiciones dignas, donde la gestión de la unidad productiva y las inversiones en ella realizadas es hecha por individuos que mantienen entre sí lazos de familia, la mayor parte del trabajo es aportada por los miembros de la familia, la propiedad de los medios de producción (aunque no siempre de la tierra) pertenece a la familia, y es en su interior que se realiza la transmisión de valores, prácticas y experiencias. (Foro Nacional de la Agricultura Familiar, 2006, p. 6).

En esta categoría convergen figuras sociales como el pequeño productor, el minifundista, el campesino, el chacarero, el colono, el productor familiar y también los campesinos sin tierra, los productores rurales y las comunidades de pueblos originarios.

Con respecto a la dimensión económica de la AF, esta se constituye como una unidad de producción y consumo de tamaño reducido, encontrando su medio de sustento principal en la actividad agrícola y utilizando mayormente mano de obra familiar (Shanin, 1973). Además,

² Esta estimación surge a partir de datos obtenidos por fotointerpretación digital (Mariot, 2005).

³ Los NAF son personas o grupos de personas, parientes o no, que habitan bajo un mismo techo en un régimen de tipo familiar, es decir, comparten sus gastos en alimentación u otros esenciales para vivir y que aportan o no fuerza de trabajo para el desarrollo de alguna actividad del ámbito rural.

en el corazón de la AF se encuentra la ausencia de la relación capital-trabajo (Van der Ploeg, 2015).

Por otro lado, el trabajo es principalmente no remunerado, el capital no busca producir más plusvalía y las ganancias ni siquiera pueden ser calculadas. Entre sus principios ordenadores se destacan los siguientes: en primer lugar, los agricultores familiares usan sus recursos no con miras a conseguir utilidades sino para alcanzar una vida digna (Van der Ploeg, 2015); en segundo lugar, la lucha por autonomía resulta fundamental en la condición campesina, definiendo su rol en la sociedad; y, en tercer lugar, la AF no se orienta hacia la acumulación, sino hacia el consumo. Por lo tanto, la importancia de la producción radica más en su valor de uso que en su valor de cambio (Shanin, 1973). Por último, el ingreso generado por el trabajo simplemente debe considerarse “justo” y suficiente para satisfacer las necesidades de consumo (Van der Ploeg, 2015). El objetivo principal de la producción es la emancipación.

En este último punto, se tiene una variable económica fundamental: el ingreso. En este sentido, el trabajo de Paz, De Dios y Gutiérrez (2014) es un antecedente importante, ya que exhibe las fuentes que nutren los ingresos monetarios de los NAF. Con respecto a estas fuentes, en primer lugar, se tiene la venta de productos agrícolas, forestales, artesanales y agroindustriales. En segundo lugar, la venta eventual de servicios turísticos, comerciales, de transporte y de maquinaria agrícola. En tercer lugar, la retribución al trabajo, tanto de forma estacional como permanente, dentro o fuera de la provincia. Y, por último, las transferencias derivadas de prestaciones sociales, provenientes del Estado, nacional o en jurisdicciones de menor nivel.

Mediante la utilización de herramientas derivadas de la estadística descriptiva, estos autores muestran que casi el 40% del ingreso monetario anual de los NAF proviene de esta última fuente. Luego, en orden de importancia, siguen los trabajos extraprediales y servicios, con casi 25%. La consideración conjunta de los ingresos provenientes de estas dos fuentes da lugar a la variable independiente que se denominará “ingresos monetarios extraprediales”, que contiene el 63% de los ingresos totales en el trabajo citado. Por su parte, la producción pecuaria, cuyos ingresos representan un 19% del total, ocupa el tercer lugar. El cuarto puesto pertenece a la producción agrícola, con 12%. De esta manera, los ingresos derivados de la producción agropecuaria en el predio constituyen un 31% del total, aproximadamente el 50% de los extraprediales. En esta dirección, los valores tanto de la producción agrícola como de la pecuaria se considerarán variables explicativas del modelo estimado.

Datos y metodología

A continuación, se puede visualizar la tabla de datos construida a partir de la relevación del RENAF del año 2012, ordenada de manera creciente según la variable dependiente ingreso monetario total. Las unidades de observación son 40 NAF del departamento Figueroa, Santiago del Estero. Para su selección, se ordenaron más de 13.000 unidades de observación de la provincia por departamento y dentro de Figueroa se realizó un muestreo aleatorio simple. Las variables elegidas son:

- “ingreso monetario total” (ing_total), en pesos corrientes

- “valor monetario de la producción agrícola” (val_a), en pesos corrientes
- “valor monetario de la producción pecuaria” (val_p), en pesos corrientes
- “ingresos monetarios extraprediales” (ing_sp), en pesos corrientes
- “núcleo familiar” (nf), cantidad de personas que componen el NAF

Además, en la última columna figura una variable ficticia: “disponibilidad de agua para riego”, que asume el valor 1 cuando el NAF dispone de agua para riego y 0 cuando no dispone, a utilizar en la prueba de cambio estructural.

Tabla N° 1: Tabla de datos

ING TOTAL	VAL A	VAL P	ING SP	NF	AGUA_RIEGO
1330	0	38210	500	2	0
1820	0	32500	1820	6	0
4000	0	1400	4000	6	0
4200	0	4800	4200	2	0
4228	0	1750	1728	3	0
5610	7000	800	280	4	1
6000	0	1950	6000	3	0
8130	0	1110	4800	3	0
8230	15500	5550	800	2	1
8470	7500	19900	4640	2	1
8688	0	4750	5400	6	0
9850	0	10260	9100	4	0
10700	0	12200	5000	4	0
11400	4000	2000	10800	1	0
12928	3000	900	12728	3	1
13065	18500	3150	4160	3	1
13650	0	1380	10320	12	0
14140	0	20000	14000	2	0
14678	0	10600	10678	2	0
14700	25500	29260	8400	6	1
15775	19500	4700	7745	4	1
15825	10375	12280	10020	8	1
16262	2010	6950	12630	6	0
16275	0	84150	9740	4	0
16326	3280	6220	12440	7	1
16525	11625	14810	13800	4	1
16600	1500	68000	9100	4	0
17079	18875	25800	12504	9	0
19110	25500	19800	9480	5	1
19870	3000	4000	11440	6	0
20222	8628	2340	14616	10	1
20720	7000	17450	19220	6	0
21203	19500	3250	16323	3	1

21385	14375	30910	11400	3	1
21500	16000	13550	16900	3	0
23880	8500	52600	17650	4	1
25250	25000	67100	10400	3	0
26631	20503	2050	18200	2	1
27330	0	57700	24000	5	0
31980	18500	8000	21500	4	1

Fuente: Elaboración propia con base en RENAF

Seguidamente, en la tabla N° 2, se exponen las principales estadísticas descriptivas de las variables, para resumir la información contenida en la tabla de datos.

Tabla N° 2: Estadísticas descriptivas de las variables

	ING_TOTAL	VAL_A	VAL_P	ING_SP	NF	AGUA_RIEGO
Mean	14639.13	7866.775	17603.25	9961.550	4.400000	0.425000
Median	15237.50	3640.000	9130.000	10170.00	4.000000	0.000000
Maximum	31980.00	25500.00	84150.00	24000.00	12.000000	1.000000
Minimum	1330.000	0.000000	800.0000	280.0000	1.000000	0.000000
Std. Dev.	7372.162	8725.670	21260.29	5875.336	2.372924	0.500641
Skewness	0.132305	0.706693	1.635408	0.281778	1.251450	0.303433
Kurtosis	2.500426	2.058577	4.809966	2.566287	4.502215	1.092072
Jarque-Bera	0.532655	4.806567	23.29035	0.842836	14.20192	6.680795
Probability	0.766188	0.090421	0.000009	0.656116	0.000824	0.035423
Sum	585565.0	314671.0	704130.0	398462.0	176.0000	17.00000
Sum Sq. Dev.	2.12E+09	2.97E+09	1.76E+10	1.35E+09	219.6000	9.775000
Observations	40	40	40	40	40	40

Fuente: Elaboración propia

Asimismo, a continuación, se presenta la matriz de correlaciones de las variables (exceptuando la ficticia) y los gráficos de dispersión, los cuales permiten analizar el grado de asociación entre las variables. Así, en la primera columna de la matriz de correlaciones, se tiene el grado de asociación entre la variable dependiente (ing_total) y las demás. Ordenando de mayor a menor los coeficientes de correlación, se tiene que el mayor grado de asociación se da entre el ingreso total y el ingreso extrepredial (0,88). Luego, en orden decreciente, siguen val_a (0,53), val_p (0,28) y nf (0,13).

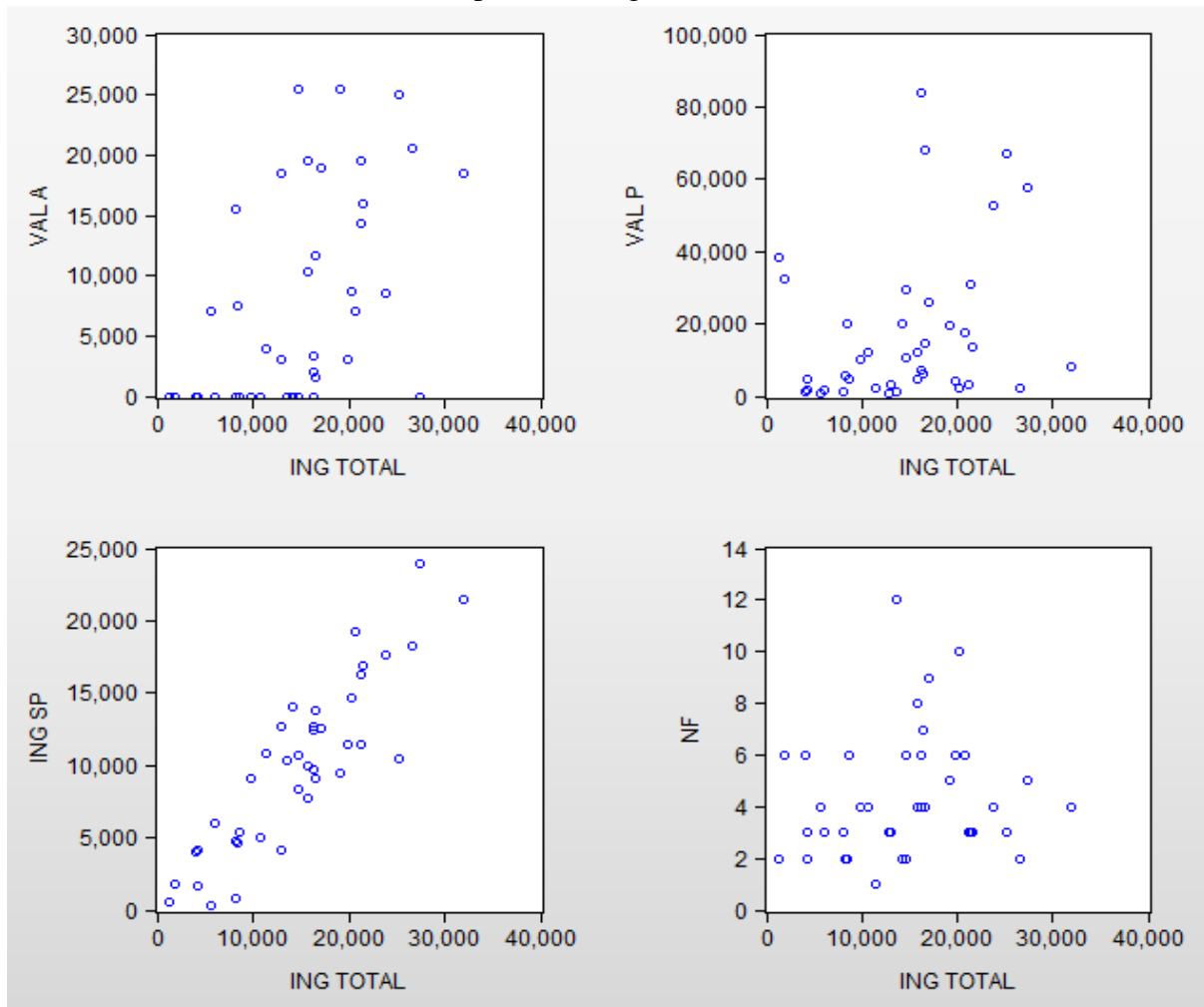
Figura N° 1: matriz de correlación

	ING_TOTAL	VAL_A	VAL_P	ING_SP	NF
ING_TOTAL	1.000000	0.528296	0.278605	0.884156	0.130879
VAL_A	0.528296	1.000000	0.031748	0.244358	-0.028788
VAL_P	0.278605	0.031748	1.000000	0.171208	-0.061785
ING_SP	0.884156	0.244358	0.171208	1.000000	0.160404
NF	0.130879	-0.028788	-0.061785	0.160404	1.000000

Fuente: Elaboración propia

La asociación entre variables también se visualiza en los gráficos de dispersión, destacándose la relación lineal percibida entre *ing_total* e *ing_sp*. De la comparación entre *ing_total* y *val_a* se tiene que, si se dejan de lado las observaciones donde el *val_a* es nulo, se observa también cierta relación lineal entre las variables. Para el caso de *ing_total* vs *val_p* la relación es menos clara y es inexistente para el último caso (*ing_total* vs *nf*).

Gráfico N° 1: Dispersión – Ingreso total vs. Demás variables



Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la metodología, en primer término, mediante la utilización del software E-Views 9, se utiliza el método de mínimos cuadrados ordinarios para realizar una regresión lineal del siguiente modelo:

$$ing\ total = \beta_0 + \beta_1 * val\ a + \beta_2 * val\ p + \beta_3 * ing\ sp + \varepsilon \quad (1)$$

En segundo lugar, se realizan las pruebas de normalidad de los errores, de homocedasticidad, no autocorrelación y de multicolinealidad. Se busca verificar el cumplimiento de los supuestos del Teorema de Gauss-Marvok sobre los estimadores ELIO.

Luego, se evalúa la significatividad individual y conjunta de los estimadores, a través de sus respectivos contrastes.

En cuarto lugar, se realizan las pruebas de especificación, concretamente las de linealidad, variables omitidas y redundantes.

Por último, se evalúa la presencia de cambio estructural, considerando la variable ficticia “disponibilidad de agua para riego”.

Análisis

El resultado de la regresión mediante mínimos cuadrados ordinarios utilizando el software E-Views 9 se presenta en la figura N° 2.

Figura N° 2: Estimación del modelo mediante mínimos cuadrados

Dependent Variable: ING_TOTAL
 Method: Least Squares
 Date: 01/17/19 Time: 02:52
 Sample: 1 40
 Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1856.343	803.2924	2.310918	0.0267
VAL_A	0.281782	0.045233	6.229627	0.0000
VAL_P	0.046652	0.018271	2.553287	0.0151
ING_SP	0.978245	0.068149	14.35451	0.0000
R-squared	0.902988	Mean dependent var		14639.13
Adjusted R-squared	0.894903	S.D. dependent var		7372.162
S.E. of regression	2389.953	Akaike info criterion		18.49057
Sum squared resid	2.06E+08	Schwarz criterion		18.65946
Log likelihood	-365.8115	Hannan-Quinn criter.		18.55164
F-statistic	111.6957	Durbin-Watson stat		2.206941
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia

Por lo tanto, los parámetros y el modelo estimado son los siguientes:

$\beta_0 = 1856,34$; donde β_0 indica el valor de la variable dependiente (ingreso total) cuando las variables independientes son todas iguales a cero.

$\beta_1 = 0,28$; donde β_1 indica cuanto varía la variable dependiente cuando se produce un incremento igual a 1 en val_a

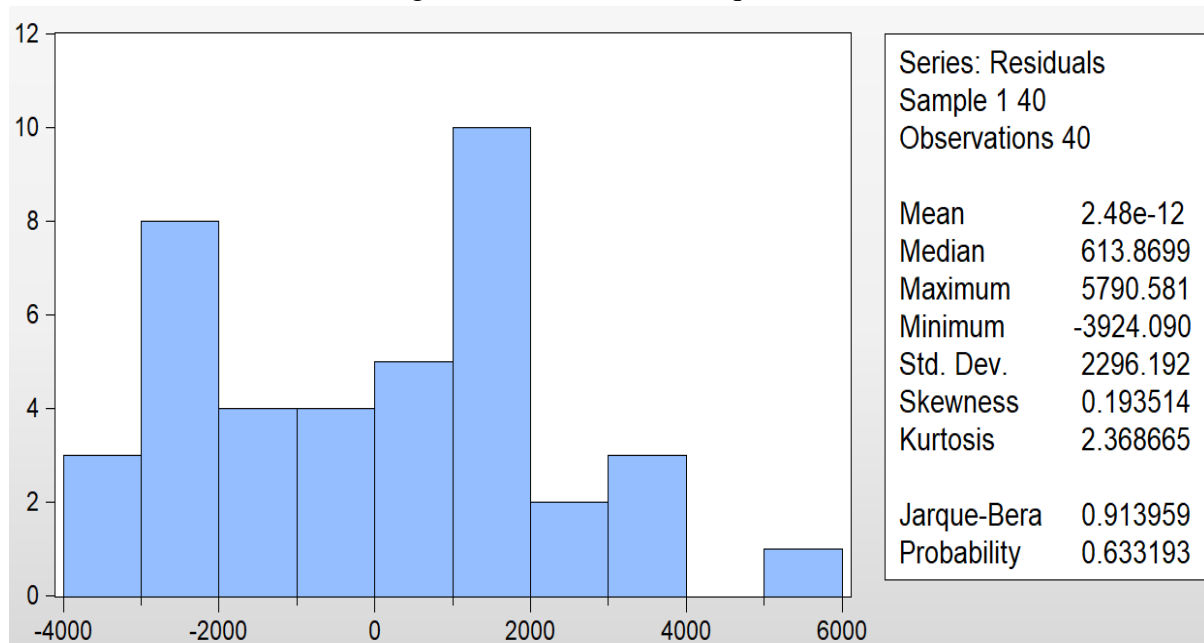
$\beta_2 = 0,05$; donde β_2 indica cuanto varía la variable dependiente cuando se produce un incremento igual a 1 en val_p

$\beta_3 = 0,98$; donde β_3 indica cuanto varía la variable dependiente cuando se produce un incremento igual a 1 en ing_{sp}

$$ing\ total = 1856,34 + 0,28 * val\ a + 0,05 * val\ p + 0,98 * ing\ sp + \varepsilon\ (2)$$

Seguidamente se realiza la prueba de Jarque-Bera, para analizar si las perturbaciones aleatorias siguen una distribución normal, ya que la violación de este supuesto redundaría en que los estimadores no sean de varianzas mínimas y tanto los contrastes de significación como las pruebas de hipótesis no sean confiables. En la prueba de Jarque-Bera la hipótesis nula indica que los residuos se distribuyen normal. En la figura N° 3 se puede observar la salida de E-Views luego de ejecutar esta prueba.

Figura N° 3: Prueba de Jarque-Bera



Fuente: Elaboración propia

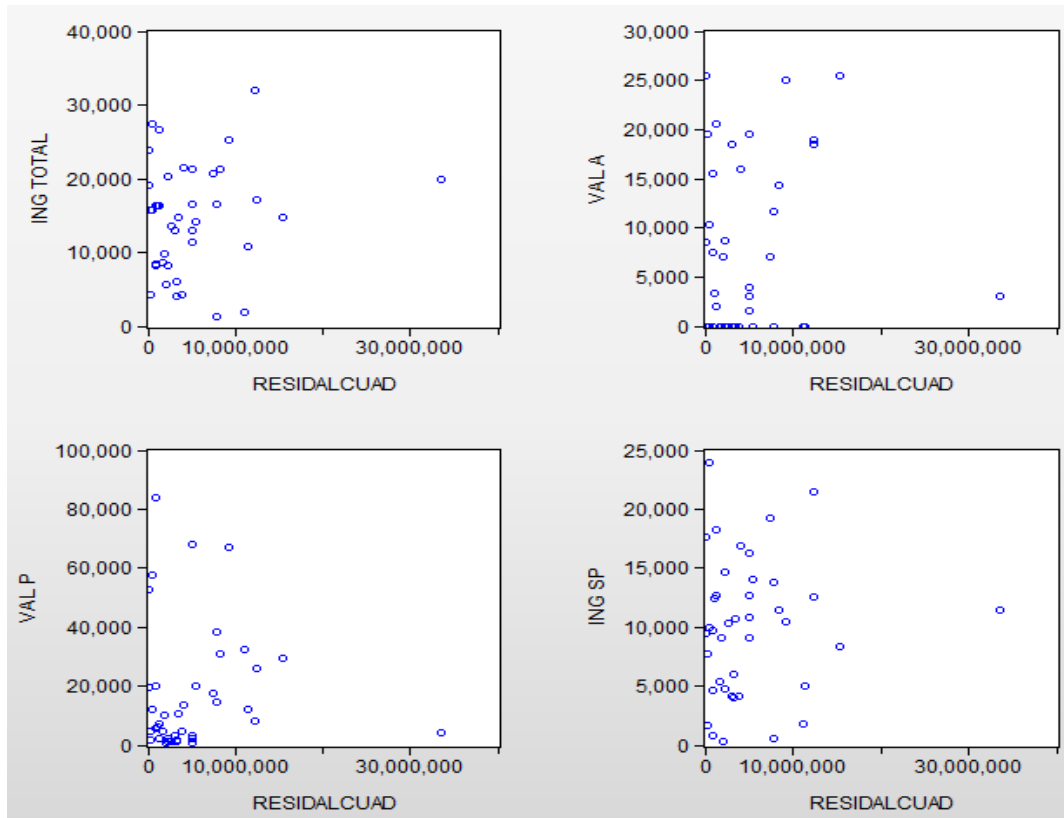
Se visualiza que el p-value de 0,63 es mayor a 0,05. Por lo tanto, no existe evidencia para rechazar la hipótesis nula. Así, se cumple el supuesto de normalidad de las perturbaciones. Este resultado es coincidente con lo observado para los coeficientes de asimetría y curtosis, iguales a 0,19 y 2,37, respectivamente, ya que el primero es cercano a 0 y el segundo a 3.

La siguiente prueba que se presenta es la de homocedasticidad, la cual busca corroborar si la varianza del término de perturbación del modelo de regresión lineal es constante para todas las observaciones (Baronio y Vianco, 2012, p. 779). La violación de este supuesto deriva en que los estimadores no son ELIO, de allí su importancia. En este sentido, previamente a ejecutar las pruebas correspondientes, se presenta el gráfico N°2 con la dispersión entre los errores al cuadrado y las variables del modelo.

Sin considerar el valor outlier, se observan diferentes situaciones en cada caso. Tanto para *ing_total* como para *ing_sp* no se visualiza ningún patrón particular, por lo que en principio se podría afirmar que no existe heterocedasticidad en estos casos. Por otro lado, si en *val_a* eliminamos además del valor outlier aquellos puntos donde el error al cuadrado es igual a

cero, tampoco se visualiza claramente un patrón que indique ausencia de homocedasticidad. Por último, en val_p existe una concentración de puntos en torno al origen y se presenta la duda con respecto a la forma en que se distribuye la nube de puntos, por lo que la prueba formal resultará esclarecedora.

Gráfico N° 2: Dispersión – Errores al cuadrado vs. Demás variables



Fuente: Elaboración propia

Figura N° 4: Prueba de White - Heterocedasticidad

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.741155	Prob. F(9,30)	0.6689	
Obs*R-squared	7.276053	Prob. Chi-Square(9)	0.6084	
Scaled explained SS	4.033183	Prob. Chi-Square(9)	0.9092	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 01/18/19 Time: 03:37				
Sample: 1 40				
Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1369596.	3804081.	0.360033	0.7213
VAL_A^2	0.003977	0.020242	0.196445	0.8456
VAL_A*VAL_P	0.007620	0.006332	1.203421	0.2382
VAL_A*ING_SP	-0.011262	0.031231	-0.360603	0.7209
VAL_A	-160.3903	502.5922	-0.319126	0.7518
VAL_P^2	-0.002024	0.002303	-0.878969	0.3864
VAL_P*ING_SP	-0.020508	0.013421	-1.528068	0.1370
VAL_P	311.3060	196.0341	1.588019	0.1228
ING_SP^2	0.017486	0.034082	0.513050	0.6117
ING_SP	216.0228	595.3803	0.362832	0.7193
R-squared	0.181901	Mean dependent var	5140686.	
Adjusted R-squared	-0.063528	S.D. dependent var	6090701.	
S.E. of regression	6281188.	Akaike info criterion	34.35633	
Sum squared resid	1.18E+15	Schwarz criterion	34.77855	
Log likelihood	-677.1267	Hannan-Quinn criter.	34.50900	
F-statistic	0.741155	Durbin-Watson stat	2.487692	
Prob(F-statistic)	0.668858			

Fuente: Elaboración propia

En la figura N° 4 se tiene el contraste de White. Como se mencionaba en el párrafo anterior, la hipótesis nula indica presencia de homocedasticidad. Al observar la salida de E-Views, se tiene que los p-value son mayores a 0,05, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula. Es decir, no se viola el supuesto de varianzas constantes de las perturbaciones, por lo que los estimadores no dejan de ser ELIO.

En la misma línea, en la figura N° 5 se tienen las pruebas de Breusch-Pagan y la de Harvey, donde también las hipótesis nulas indican que la varianza de las perturbaciones es constante. Se visualiza, en ambos casos, que los p-valores son mayores a 0,05 y se llega al mismo resultado que en el caso de la prueba de White: no se viola el supuesto de homocedasticidad.

Figura N° 5: Prueba de Breusch-Pagan-Godfrey y Prueba de Harvey - Heterocedasticidad

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey					Heteroskedasticity Test: Harvey				
F-statistic	0.141161	Prob. F(3,36)	0.9347	F-statistic	0.225575	Prob. F(3,36)	0.8780		
Obs*R-squared	0.465064	Prob. Chi-Square(3)	0.9265	Obs*R-squared	0.738042	Prob. Chi-Square(3)	0.8642		
Scaled explained SS	0.257789	Prob. Chi-Square(3)	0.9678	Scaled explained SS	0.392823	Prob. Chi-Square(3)	0.9417		
Test Equation: Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 01/18/19 Time: 03:38 Sample: 1 40 Included observations: 40					Test Equation: Dependent Variable: LRESID2 Method: Least Squares Date: 01/18/19 Time: 03:42 Sample: 1 40 Included observations: 40				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4145840.	2118328.	1.957128	0.0581	C	14.99308	0.568869	26.35595	0.0000
VAL_A	60.08415	119.2810	0.503719	0.6175	VAL_A	-1.34E-05	3.20E-05	-0.417560	0.6787
VAL_P	4.309334	48.18278	0.089437	0.9292	VAL_P	-8.23E-06	1.29E-05	-0.636355	0.5286
ING_SP	44.80417	179.7126	0.249310	0.8045	ING_SP	-4.85E-06	4.83E-05	-0.100423	0.9206
R-squared	0.011627	Mean dependent var	5140686.	R-squared	0.018451	Mean dependent var	14.69463		
Adjusted R-squared	-0.070738	S.D. dependent var	6090701.	Adjusted R-squared	-0.063345	S.D. dependent var	1.641311		
S.E. of regression	6302442.	Akaike info criterion	34.24541	S.E. of regression	1.692497	Akaike info criterion	3.984926		
Sum squared resid	1.43E+15	Schwarz criterion	34.41430	Sum squared resid	103.1236	Schwarz criterion	4.153814		
Log likelihood	-680.9082	Hannan-Quinn criter.	34.30648	Log likelihood	-75.69852	Hannan-Quinn criter.	4.045991		
F-statistic	0.141161	Durbin-Watson stat	2.355262	F-statistic	0.225575	Durbin-Watson stat	2.459354		
Prob(F-statistic)	0.934655			Prob(F-statistic)	0.877984				

Fuente: Elaboración propia

Luego de haber analizado la normalidad y la homocedasticidad del término de perturbación, resulta necesario comprobar la hipótesis de no autocorrelación de este. En este sentido, “el término de perturbación engloba todos aquellos factores determinantes de la variable endógena que no están regidos en la parte sistemática del modelo (...) Si estos factores están correlacionados en el tiempo o en el espacio, entonces no se satisface la hipótesis” (Baronio y Vianco, 2012, p. 778).

A través del contraste de Durbin-Watson, se evalúa la ausencia de autocorrelación de los errores, mediante el establecimiento de una hipótesis nula que afirma inexistencia de autocorrelación. Así, cuando se estimaron los parámetros del modelo y se obtuvo la figura N° 2, el software E-Views automáticamente calculó el estadístico requerido. Su valor es igual a 2,2 y se lo compara con los valores de la figura N° 6.

Figura N° 6: Valores críticos del estadístico Durbin-Watson



Fuente: Baronio y Vianco, 2012, p. 794

Dado que se tienen 40 observaciones y 3 variables explicativas, de acuerdo con la tabla de Durbin-Watson, d_u asume un valor igual a 1,456 y d_L asume un valor igual a 1,149, siendo $4-d_u$ igual a 2,545 y $4-d_L$ igual a 2,851. Por lo tanto, el estadístico cae en la zona de no autocorrelación, ya que 2,2 es mayor a 1,456 y menos a 2,545. Es decir, resulta imposible rechazar la hipótesis nula de inexistencia de autocorrelación. Al no violarse este supuesto, no puede afirmarse que los estimadores no sean ELIO.

Antes de pasar a las pruebas de significatividad, resulta relevante estudiar la multicolinealidad, es decir, la correlación entre las variables explicativas en la muestra. Un alto grado de colinealidad entre estas últimas no implica que los estimadores dejen de ser lineales, insesgados y óptimos cuando se realiza la regresión mediante mínimos cuadrados ordinarios, sino que la varianza de los estimadores se torna más grande y los coeficientes estimados pierden precisión. (Baronio y Vianco, 2012).

Para analizar el fenómeno de la multicolinealidad, en primer lugar, se considera la matriz de correlaciones presentada en la Figura N° 1, donde se observan los siguientes coeficientes de correlación entre las variables explicativas:

- Coef. de corr. entre val_a y val_p= 0,32
- Coef. de corr. entre val_a e ing_sp= 0,24
- Coef. de corr. entre ing_sp y val_p= 0,17

Ya que ninguno de los coeficientes anteriores se encuentra en el intervalo [0,72;0,99], el nivel de correlación entre las variables independientes no resulta elevado, por lo que se tiene un indicio de que la multicolinealidad no es elevada. Además, se observa que los valores de los coeficientes se encuentran lejos del límite inferior del intervalo.

En segundo lugar, se examinan los factores de inflación de la varianza (VIF), presentando seguidamente, en la figura N° 7, la correspondiente salida de E-Views. La existencia de problemas de multicolinealidad se da cuando los VIF son mayores a 10, fenómeno que no se observa en este caso.

Figura N° 7: factores de inflación de la varianza

Variance Inflation Factors
Date: 01/23/19 Time: 14:10
Sample: 1 40
Included observations: 40

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	645278.7	4.518858	NA
VAL_A	0.002046	1.950325	1.063621
VAL_P	0.000334	1.754768	1.030312
ING_SP	0.004644	4.322039	1.094635

Fuente: Elaboración propia

En tercer lugar, se obtienen los siguientes valores propios:

$$\lambda_1 = 0,72$$

$$\lambda_2 = 0,97$$

$$\lambda_3 = 1,31$$

Se calcula el siguiente índice de condición:

$$\sqrt{\frac{\lambda_{MAX}}{\lambda_{min}}} = \sqrt{\frac{1,31}{0,72}} = 1,35$$

Dado que 1,35 es menor a 30, entonces no se presenta un problema de multicolinealidad, coincidentemente a lo indicado bajo los dos criterios anteriores. Por lo tanto, no solamente se cumplen los supuestos necesarios para que los parámetros sean ELIO, sino que no se presentan problemas de multicolinealidad

El siguiente paso consiste en evaluar la capacidad explicativa del modelo y la significatividad de los parámetros estimados. Nuevamente, la figura N° 2 incluye tanto los estimadores como los p-value de contrastes respectivos. Se evaluará el coeficiente de determinación R^2 (y el corregido) y se realizará tanto el contraste F de significatividad conjunta como en t de significatividad individual.

El coeficiente de determinación expresa la bondad de ajuste. En otras palabras, “mide el porcentaje de la variación de la variable endógena Y, que queda explicada en la regresión por la variación conjunta de las variables exógenas, X” (Baronio y Vianco, 2012, p. 665). En el modelo estudiado en el presente trabajo, R^2 es igual a 0,90 y el R^2 ajustado es igual a 0,89, lo que indica una bondad de ajuste muy buena.

Con respecto a la significatividad conjunta, se busca rechazar la hipótesis nula de $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ en la prueba F y así corroborar que existe una relación significativa entre la variable dependiente y el conjunto de variables independientes tomadas juntas. Así, dado que en el modelo estimado el p-value para el estadístico F es 0,00, se rechaza la hipótesis nula y, por lo tanto, se puede afirmar que las variables explicativas, conjuntamente, tienen un efecto significativamente distinto de cero a la hora de explicar la variable dependiente.

El último paso de esta etapa consiste en evaluar la significatividad individual de las variables independientes, buscando rechazar la hipótesis nula de que el efecto marginal de un cambio en cada variable dependiente sobre el valor medio de la variable independiente es nulo, o sea $\beta_i = 0$ en la prueba t. Así, los p-value para las tres variables exógenas estudiadas son los siguientes:

Para val_a: 0,00

Para val_p: 0,015

Para ing_sp: 0,00

Dado que todos estos guarismos son menores a 0,05, es posible afirmar que β_1, β_2 y β_3 son significativamente distintos de cero, por lo que las variables val_a, val_p e ing_sp son significativas.

A continuación, se realizan diferentes contrastes para evaluar la correcta especificación del modelo estimado. En dicha dirección, por un lado, se evalúa la linealidad de este último, a través de la prueba RESET de Ramsey. Por otro lado, se ejecutan los respectivos contrastes para detectar si existe alguna redundante u omitida.

En la figura N° 8, se expone la salida de E-Views luego de ejecutar la prueba RESET de Ramsey. Esta consiste en introducir en el modelo de regresión términos sucesivos de la variable endógena, considerando que una función puede aproximarse por polinomios de orden adecuado y analizar, posteriormente, si los coeficientes de las potencias incluidas se anulan. En el presente ejemplo, incluir una función de los valores ajustados en la regresión ampliada resulta suficiente.

Figura N° 8: Prueba RESET de Ramsey – Linealidad

Ramsey RESET Test				Unrestricted Test Equation:				
Equation: EQ01				Dependent Variable: ING_TOTAL				
Specification: ING_TOTAL C VAL_A VAL_P ING_SP				Method: Least Squares				
Omitted Variables: Squares of fitted values				Date: 01/24/19 Time: 05:00				
				Sample: 1 40				
				Included observations: 40				
	Value	df	Probability	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
t-statistic	0.325295	35	0.7469	C	1530.873	1289.493	1.187190	0.2431
F-statistic	0.105817	(1, 35)	0.7469	VAL_A	0.302860	0.079352	3.816670	0.0005
Likelihood ratio	0.120751	1	0.7282	VAL_P	0.050304	0.021642	2.324370	0.0260
F-test summary:				ING_SP	1.055111	0.246168	4.286144	0.0001
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	FITTED^2	-2.56E-06	7.86E-06	-0.325295	0.7469
Test SSR	619805.6	1	619805.6	R-squared	0.903280	Mean dependent var	14639.13	
Restricted SSR	2.06E+08	36	5711873.	Adjusted R-squared	0.892226	S.D. dependent var	7372.162	
Unrestricted SSR	2.05E+08	35	5857361.	S.E. of regression	2420.199	Akaike info criterion	18.53756	
LR test summary:				Sum squared resid	2.05E+08	Schwarz criterion	18.74867	
	Value	df		Log likelihood	-365.7511	Hannan-Quinn criter.	18.61389	
Restricted LogL	-365.8115	36		F-statistic	81.71745	Durbin-Watson stat	2.207411	
Unrestricted LogL	-365.7511	35		Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia

La hipótesis nula de la prueba de Ramsey indica linealidad del modelo, por lo que se busca aceptarla. Así, se visualiza que los p-value son mayores a 0,05, por lo que no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, lo que significa que se corrobora la linealidad del modelo.

Se continúa evaluando la especificación de la parte sistemática del modelo mediante un contraste de variables relevantes omitidas. En este caso, se analiza si se debiese haber incluido como variable explicativa la cantidad de personas que componen el NAF (nf), ya que intuitivamente podría pensarse que el ingreso monetario total de un NAF se encuentra influenciado por los aportes individuales de sus integrantes, donde su número es entonces relevante. De esta manera, el modelo se especificaría de la siguiente forma:

$$ing\ total = \beta_0 + \beta_1 * val\ a + \beta_2 * val\ p + \beta_3 * ing\ sp + \beta_4 * nf + \varepsilon \quad (3)$$

Para evaluar si se ha cometido el error de omitir a la variable nf en (1), en el software E-Views se ejecuta la prueba correspondiente, donde la hipótesis nula indica que nf es una variable irrelevante. Por ende, es correcta su omisión del modelo. Por lo tanto, se busca no rechazar la hipótesis nula.

Así, en la figura N° 9, se tiene la respectiva salida de E-Views, donde se observa que los p-value son mayores a 0,05, por lo que no existe evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula. En otras palabras, el modelo (1) estuvo correctamente especificado y la variable nf fue correctamente omitida, por lo que (3) debería descartarse. En la misma dirección, la figura N° 10 también presenta la estimación del modelo incluyendo la variable nf, donde se visualiza que el coeficiente estimado a través de mínimos cuadrados no resulta significativo, con un p-value para el contraste t igual a 0,65, lo que refuerza la idea de que nf fue correctamente omitida.

Figura N°9: Contraste de variable omitida – NF

Omitted Variables Test				Unrestricted Test Equation:				
Null hypothesis: NF are jointly significant				Dependent Variable: ING_TOTAL				
Equation: EQ01				Method: Least Squares				
Specification: ING_TOTAL C VAL_A VAL_P ING_SP				Date: 01/25/19 Time: 15:11				
Omitted Variables: NF				Sample: 1 40				
				Included observations: 40				
	Value	df	Probability	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
t-statistic	0.461321	35	0.6474	C	1552.637	1045.521	1.485036	0.1465
F-statistic	0.212817	(1, 35)	0.6474	VAL_A	0.283312	0.045855	6.178370	0.0000
Likelihood ratio	0.242483	1	0.6224	VAL_P	0.047446	0.018555	2.557123	0.0150
F-test summary:				ING_SP	0.972226	0.070131	13.86309	0.0000
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	NF	76.73838	166.3448	0.461321	0.6474
Test SSR	1242760.	1	1242760.	R-squared	0.903574	Mean dependent var	14639.13	
Restricted SSR	2.06E+08	36	5711873.	Adjusted R-squared	0.892554	S.D. dependent var	7372.162	
Unrestricted SSR	2.04E+08	35	5839562.	S.E. of regression	2416.519	Akaike info criterion	18.53451	
LR test summary:				Sum squared resid	2.04E+08	Schwarz criterion	18.74562	
	Value	df		Log likelihood	-365.6902	Hannan-Quinn criter.	18.61084	
Restricted LogL	-365.8115	36		F-statistic	81.99319	Durbin-Watson stat	2.209844	
Unrestricted LogL	-365.6902	35		Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia

Para finalizar la etapa de análisis de especificación del modelo, resta evaluar si alguna de variables incluidas resulta irrelevante. La candidata, por su reducida correlación con la variable dependiente (0,28) de acuerdo con la figura N° 1, es el valor monetario de la producción pecuaria (val_p). Así, el modelo se especificaría de la siguiente forma:

$$ing\ total = \beta_0 + \beta_1 * val\ a + \beta_2 * val\ p + \varepsilon \quad (4)$$

Para evaluar si se ha cometido el error de incluir a la variable val_p en (1), en el software E-Views se ejecuta la prueba correspondiente, donde la hipótesis nula indica que val_p no es una variable redundante. Por ende, es correcta su inclusión del modelo. Por lo tanto, se busca rechazar la hipótesis nula.

Así, en la figura N° 10 se tiene la respectiva salida de E-Views, donde se observa que los p-value son menores a 0,05, por lo que se rechaza la hipótesis nula. En otras palabras, el modelo (1) estuvo correctamente especificado y la variable val_p fue correctamente incluida, por lo que (4) debería descartarse. Este resultado era esperable, debido a que en la figura N° 2 se había observado que el coeficiente estimado para val_p era estadísticamente significativo. Asimismo, en la figura N° 10 se visualiza que los coeficientes de determinación son menores para el modelo (4), en comparación al (1).

Figura N°10: Contraste de variable redundante – VAL_P

Redundant Variables Test				Restricted Test Equation:				
Null hypothesis: VAL_P are jointly insignificant				Dependent Variable: ING_TOTAL				
Equation: EQ01				Method: Least Squares				
Specification: ING_TOTAL C VAL_A VAL_P ING_SP				Date: 01/25/19 Time: 15:14				
Redundant Variables: VAL_P				Sample: 1 40				
				Included observations: 40				
	Value	df	Probability	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
t-statistic	2.553287	36	0.0151	C	2394.847	830.9140	2.882184	0.0065
F-statistic	6.519276	(1, 36)	0.0151	VAL_A	0.280563	0.048486	5.786427	0.0000
Likelihood ratio	6.657543	1	0.0099	ING_SP	1.007590	0.072009	13.99259	0.0000
F-test summary:								
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	R-squared	0.885420	Mean dependent var	14639.13	
Test SSR	37237275	1	37237275	Adjusted R-squared	0.879226	S.D. dependent var	7372.162	
Restricted SSR	2.43E+08	37	6563911.	S.E. of regression	2562.013	Akaike info criterion	18.60701	
Unrestricted SSR	2.06E+08	36	5711873.	Sum squared resid	2.43E+08	Schwarz criterion	18.73368	
LR test summary:								
	Value	df		Log likelihood	-369.1403	Hannan-Quinn criter.	18.65281	
Restricted LogL	-369.1403	37		F-statistic	142.9588	Durbin-Watson stat	2.274674	
Unrestricted LogL	-365.8115	36		Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia

La última etapa del presente análisis consiste en examinar la presencia o ausencia de cambio estructural. Para ello se construye un nuevo modelo, incluyendo la variable ficticia “disponibilidad de agua para riego” (agua_riego), cuyos valores para cada NAF pueden observarse en la tabla de datos. Esta se selecciona para realizar esta prueba, debido a que priori cabría esperar que el ingreso de los NAF posea un comportamiento diferente según se disponga o no de agua para riego, debido al incremento de eficiencia en las actividades agropecuarias donde se disponga de este insumo. En este sentido, del modelo se especifica de la siguiente forma:

$$ing\ total = \beta_0 + \beta_1 * agua\ riego + \beta_2 * val\ a + \beta_3 * val\ a * agua\ riego + \beta_4 * val\ p + \beta_5 * val\ p * agua\ riego + \beta_6 * ing\ sp + \beta_7 * ing\ sp * agua\ riego + p\ e \quad (5)$$

El coeficiente β_1 recoge la diferencia en los ingresos totales autónomos de los NAF, de acuerdo a la disponibilidad o no de agua para riego. Mientras que β_3 , β_5 y β_7 recoge el efecto de la variable ficticia sobre las variables explicativas. Así, para contrastar la hipótesis de un posible cambio estructural, se estima mediante mínimos cuadrados ordinarios el modelo (5), obteniendo mediante E-Views la salida que puede visualizarse en la Figura N°11.

En esta última se examina la prueba de significatividad individual para cada parámetro, donde los p-valores del estadístico t para $\beta_1, \beta_3, \beta_5$ y β_7 son todos mayores a 0,05. Por lo tanto, es posible afirmar que estos coeficientes no son significativamente distintos de cero, por lo que se rechaza la presencia de cambio estructural considerando la variable agua_riego tanto en el intercepto como en todas las variables explicativas.

Figura N°11: Cambio Estructural

Dependent Variable: ING_TOTAL
 Method: Least Squares
 Date: 02/01/19 Time: 17:44
 Sample: 1 40
 Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1715.288	1042.592	1.645215	0.1097
AGUA_RIEGO	685.5271	2043.317	0.335497	0.7394
VAL_A	0.260008	0.083460	3.115364	0.0039
VAL_A*AGUA_RIEGO	0.004414	0.121245	0.036409	0.9712
VAL_P	0.056745	0.022386	2.534811	0.0163
VAL_P*AGUA_RIEGO	-0.036056	0.050445	-0.714751	0.4799
ING_SP	0.963496	0.099151	9.717447	0.0000
ING_SP*AGUA_RIEGO	0.034580	0.144324	0.239600	0.8122
R-squared	0.905381	Mean dependent var	14639.13	
Adjusted R-squared	0.884683	S.D. dependent var	7372.162	
S.E. of regression	2503.465	Akaike info criterion	18.66560	
Sum squared resid	2.01E+08	Schwarz criterion	19.00337	
Log likelihood	-365.3119	Hannan-Quinn criter.	18.78773	
F-statistic	43.74258	Durbin-Watson stat	2.174120	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fuente: Elaboración propia

Conclusiones

La principal conclusión del presente artículo se deriva de verificar la hipótesis planteada en la introducción. En este sentido, se tiene que los ingresos monetarios de los NAF en Figueroa durante el año 2012 se explican por el valor de la producción agrícola, por el valor de la producción pecuaria y por los ingresos monetarios extraprediales, existiendo una relación lineal y positiva entre la primera variable y las tres últimas, de acuerdo con el siguiente modelo estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios:

$$ing\ total = 1856,34 + 0,28 * val\ a + 0,05 * val\ p + 0,98 * ing\ sp + \varepsilon\ (2)$$

Siguiendo el análisis planteado precedentemente, se verificaron los supuestos del teorema Gauss-Markov, por lo que los coeficientes estimados son ELIO. Además, se realizaron las correspondientes pruebas de significatividad individual y conjunta, los test de especificación y se examinó la posible presencia de cambio estructural, obteniendo resultados satisfactorios en todos los casos.

Referencias Bibliográficas

Baronio, A. y Vianco, A. (2012). *Manual de Econometría. 2º parte*. Ed. 2012. Disponible en línea <http://www.econometricos.com.ar/teoria/manual-de-econometria-2da-parte/>

Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) (2010). Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Disponible en línea: <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Nivel4-Tema-2-41-135>

Foro Nacional de Agricultura Familiar (FONAF) (2006). *Documento base del FONAF para implementar las políticas públicas del sector de la Agricultura Familiar*. Buenos Aires.

Mariot, V. (2005). Bases para el ordenamiento del uso de la tierra. En N. Gianuzzo y M. Ludueña (eds.), *Santiago del Estero, una mirada ambiental* (pp. 411-430). Córdoba, Argentina: Brujas.

Obschatko, E. (2007). *Los pequeños productores en la República Argentina. Importancia en la producción agropecuaria y en el empleo en base al Censo Nacional Agropecuario 2002*. Buenos Aires: Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura.

Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) (2018). *El trabajo de la FAO en la Agricultura Familiar. Prepararse para el Decenio Internacional de la Agricultura Familiar (2019-2028) para alcanzar los ODS*.

Organización de Cooperación y Desarrollo Económico (2016). *Sistema de Cuentas Nacionales 2008*, Nueva York.

Paz, R. (2008). Mitos y realidades sobre la agricultura familiar en Argentina. *Problemas del Desarrollo, Revista Latinoamericana de Economía*, 39 (153), 57-82.

Paz, R. (2011). Agricultura familiar y procesos de transformación en el agro argentino: una contribución al debate sobre el futuro del campesinado. *Revista Europea de Estudios Latinoamericanos y del Caribe*, 91, 65-85.

Paz, R., De Dios, R. y Gutiérrez, M. (2014). *La Agricultura Familiar en Santiago del Estero: Cuantificación y análisis a partir de los datos del Registro Nacional de la Agricultura Familiar*, San Miguel de Tucumán: Magna.

Shanin, T. (1973). The nature and logic of the peasant economy 1: A Generalisation. *The Journal of Peasant Studies*, 1 (1), 63-80.

Van der Ploeg, J. D. (2015). *El campesino y el arte de la agricultura. Un manifiesto chayanoviano*, México: Universidad Autónoma de Zacatecas.