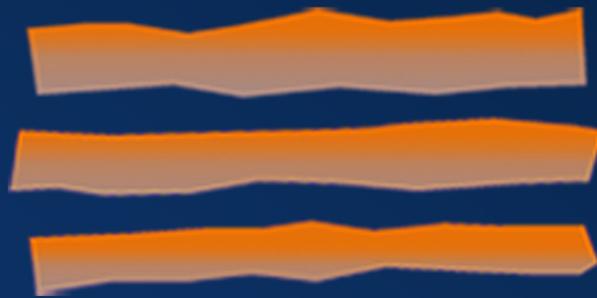




UNIVERSIDAD
**PABLO DE
OLAVIDE**
SEVILLA

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa



Journal of Quantitative Methods for
Economics and Business Administration

ISSN: 1886-516 X
D.L.: SE-2927-06



**REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS
PARA LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA**

**Journal of Quantitative Methods for
Economics and Business Administration**

Número 18. Diciembre de 2014.
ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.
URL: <http://www.upo.es/RevMetCuant/>

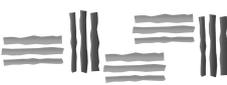
Editores:

Dr. Eugenio M. Fedriani Martel
Universidad Pablo de Olavide
Ctra. de Utrera, km 1 - 41013
Sevilla (Spain).
Correo-e: efedmar@upo.es

Dr. Alfredo García Hernández-Díaz
Universidad Pablo de Olavide
Ctra. de Utrera, km 1 - 41013
Sevilla (Spain).
Correo-e: agarher@upo.es

Comité Editorial:

Dr. S. Ejaz Ahmed, University of Windsor, Ontario (Canadá)
Dr. Adam P. Balcerzak, Nicolaus Copernicus University, Toruń (Polonia)
Dr. Carlos A. Coello Coello, CINVESTAV-IPN, México D.F. (México)
Dr. Ignacio Contreras Rubio, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dra. Manuela Coromaldi, University of Social Sciences UNISU, Roma (Italia)
Dr. Miguel Ángel Hinojosa Ramos, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Matías Irigoyen Testa, Universidad Nacional del Sur, Buenos Aires (Argentina)
Dr. M. Kazim Khan, Kent State University, Ohio (EE.UU.)
Dr. Manuel Laguna, University of Colorado at Boulder, Colorado (EE.UU.)
Dra. María Amparo León Sánchez, Universidad de Pinar del Río (Cuba)
Dr. Jesús López-Rodríguez, Universidad de A Coruña, (España)
Dr. Cecilio Mar Molinero, University of Kent, Canterbury (Reino Unido)
Dra. Ana M. Martín Caraballo, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dra. M^a Carmen Melgar Hiraldo, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Gábor Nagy, University of Kent, Canterbury (Reino Unido)
Dr. José Antonio Ordaz Sanz, Universidad Pablo de Olavide, Sevilla (España)
Dr. Andrés Rodríguez-Pose, London School of Economics, Londres (Reino Unido)
Dr. José Manuel Rueda Cantuche, IPTS-DG J.R. Centre-European Commission
Dra. Mariagrazia Squicciarini, OECD, París (Francia)
Dra. Mariangela Zoli, Università degli Studi di Roma 'Tor Vergata', Roma (Italia)



Editorial

Dieciocho números, 100 artículos y más de 2 200 páginas publicadas. Este podría ser el resumen del lugar al que ha llegado la Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa (*Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*). Sin embargo, hay otros aspectos que no conviene obviar si se quiere hacer justicia al crecimiento experimentado por nuestra Revista desde sus comienzos en 2006. Por una parte, está su visibilidad, cada día mayor: 232 suscriptores y más de 35 000 visitantes a su web principal hasta noviembre de 2014. También se han incrementado las visitas al material de RevMetCuant alojado en otros portales y bases de datos. Así, por ejemplo, el informe de RePEc publicado el 3 de diciembre de 2014 contabiliza 180 artículos consultados en el último mes y 20 582 desde que comenzaron a indexarnos.^a Además, este año han comenzado a computar nuestras citas y nos otorgan, al fin, un h-index positivo (aunque, de momento, solo sea de 1). Igualmente, en Google Scholar aparecen indicadores bibliométricos complementarios, según los cuales RevMetCuant ha alcanzado las 200 citas y un h-index de 8.

El pasado mes de octubre Scopus también decidió completar sus registros de nuestra Revista, accediendo a almacenar todos los volúmenes de RevMetCuant, desde sus orígenes en 2006. Esta buena noticia se ha visto acompañada de otra todavía mejor, pues RevMetCuant ha ascendido significativamente en las clasificaciones de Scirus (SJR). En concreto, actualmente es la primera revista española en las dos categorías en las que aparece listada: “Business, Management and Accounting (miscellaneous)” y “Economics, Econometrics and Finance (miscellaneous)”; en ambas se encuentra en el segundo cuartil, Q2.

Por otro lado, se ha estado modernizando el sistema de recepción y gestión de documentos propuestos para publicación. En esta línea, se ha activado la herramienta que facilita recomendaciones a los autores a través de nuestra web, en la sección de envío de documentos.

^aDicha información puede consultarse en:

<http://logec.repec.org/scripts/seritemstat.pl?h=RePEc:pab:rmcpee>

Lógicamente, queda mucho por hacer...

No queremos finalizar esta editorial sin agradecer el trabajo desinteresado de nuestros evaluadores anónimos. La lista de los que nos han autorizado a publicar sus nombres está disponible en todo momento a través de nuestra página web, en la dirección:

<http://www.upo.es/RevMetCuant/equipo.php>

LOS EDITORES.





Determinants of Initial Public Offerings: The Case of Poland

MELUZÍN, TOMÁŠ

Brno University of Technology (Czech Republic)

Correo electrónico: meluzint@fbm.vutbr.cz

ZINECKER, MAREK

Brno University of Technology (Czech Republic)

Correo electrónico: zinecker@fbm.vutbr.cz

ŁAPIŃSKA, JUSTYNA

Nicolas Copernicus University Toruń (Poland)

Correo electrónico: justlap@umk.pl

ABSTRACT

The main objective of this study is to indicate the influence of local macroeconomic factors, consequently GDP growth rates, the reference interest rate, industrial production growth rates, Warsaw Stock Exchange Index (WIG) returns and the volume of private equity investments, on the number of initial public offerings (IPOs) in an emerging market, Poland, over the period of 2004 to 2012. Our sample includes 218 local enterprises that conducted an IPO on the Main Market of the Warsaw Stock Exchange. Financial and privatized companies are excluded from the data processing. As follows from the previous studies, the situation in the year preceding the company's initial public offering is crucial. Therefore, we used a model with one-year delay for all the explanatory variables in relation to the dependent variable (i.e. number of new listings). The model estimation was performed with the Ordinary Least Squares method. The main conclusion of our model is that the GDP growth has a significant impact on the number of new issues. This result implies that the business cycle has a direct impact on the IPO activity in the Polish capital market. The next conclusion is that the attractiveness of a capital market for investors measured by annual index returns appears to be an important factor for going public activities. Surprisingly, the model could confirm that other macroeconomic and capital market factors have had no explanatory power for IPO numbers in Poland between 2004 and 2012.

Keywords: Corporate Finance; going public; Initial Public Offering (IPO); determinants; Poland.

JEL classification: E17; G32.

MSC2010: 91B64.

Artículo recibido el 21 de julio de 2014 y aceptado el 24 de septiembre de 2014.

Factores determinantes de una opción pública de venta (OPV): el caso de Polonia

RESUMEN

El objetivo principal del presente estudio consiste en demostrar la influencia de factores macroeconómicos locales tales como la tasa de crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB), la tasa de interés anual de referencia, la tasa de crecimiento de la producción industrial, el retorno de la inversión del Mercado de Valores de Varsovia (GPW) y el volumen de inversiones de capital privado, en el número de ofertas públicas de venta (OPV) en un mercado emergente como el de Polonia en el periodo 2004-2012. Nuestra muestra incluye a 218 empresas locales que durante ese periodo llevaron a cabo alguna OPV en el Mercado de Valores de Varsovia. Las empresas financieras y las empresas públicas privatizadas están excluidas del estudio en el tratamiento de los datos. Como se desprende de los estudios previos, la situación financiera de las empresas durante el año precedente a la OPV es crucial; por lo tanto, hemos utilizado un modelo que tiene en cuenta los datos del año anterior para todas las variables explicativas en relación con la variable dependiente (por ejemplo, el número de nuevas entradas). El modelo de estimación se realizó usando el método de mínimos cuadrados ordinarios. La principal conclusión del uso de nuestro modelo es que el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) tiene un impacto significativo en el número de nuevas emisiones de valores. Este resultado implica que el ciclo económico tiene un impacto directo en la actividad del Mercado de Valores de Varsovia en lo que se refiere a las OPV. La siguiente conclusión es que el atractivo de un mercado de capitales para los inversores, medido por los índices de rendimiento anuales, parece ser un factor importante en la actividad de las OPV. Sorprendentemente, el modelo podría confirmar que otros factores macroeconómicos y del mercado de capitales, no hay tenido ningún poder explicativo en el número de OPV registradas en Polonia durante el periodo 2004-2012.

Palabras clave: finanzas corporativas; oferta pública de venta (OPV); determinantes de una OPV; Polonia.

Clasificación JEL: E17; G32.

MSC2010: 91B64.



1. INTRODUCTION

Warsaw Stock Exchange (WSE) is currently among the leading European stock markets in terms of initial public offerings (IPOs). The IPO activity on the Polish capital market contrasts sharply with the number of new listings performed in other central and eastern European countries (CEE). Table 1 presents number of IPOs in the period 2000-2012 on the stock exchanges of Warsaw, Prague, Budapest, Bratislava, Ljubljana and Vienna. We include all equity listings in compliance with statistics provided by individual stock exchanges (official web sites), Paleari *et al.* (2010) and IPO Watch Europe, PWC (2012).

Table 1. Number of IPOs on the CEE Capital Markets in 2000–2012

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	Total
Warsaw Stock Exchange (Main)	13	9	5	6	36	34	35	68	29	10	26	31	16	318
Prague Stock Exchange	0	0	0	0	1	0	2	2	1	0	1	1	0	8
Budapest Stock Exchange	0	0	0	0	1	0	3	0	1	2	6	6	0	19
Bratislava Stock Exchange	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Ljubljana Stock Exchange	0	0	0	0	0	0	2	1	1	0	1	2	0	7
Vienna Stock Exchange	8	8	2	7	1	6	6	4	1	0	2	2	1	48
Total	21	17	8	13	39	40	48	75	33	12	36	42	17	401

Source: CEE Stock Exchanges, Paleari *et al.* (2010), IPO Watch Europe, PWC (2012)

Our calculation shows that the majority of IPOs were conducted between 2004 and 2008. A slump in the number new listings is evident in 2009 when the financial and economic crisis culminated. Almost 80 % of IPOs completed in CEE in the period we observe were listings conducted on the Warsaw Stock Exchange, followed by the Vienna Stock Exchange (12 %). Thus, in terms of the number of IPOs, the Polish capital market was dominant in the CEE region.

The available data suggest that IPO markets in the Czech Republic, Hungary, Slovakia and Slovenia are underdeveloped and in this respect is our conclusion consistent with Peterle (2013). Peterle (2013) emphasizes that “although national regulations and structures quickly became similar in CEE countries after EU accession to those in Western Europe, their market capitalizations and turnovers in absolute terms reveal its considerably smaller size compared to the developed European counterparts”.

Factors influencing the number of IPOs and their size have been investigated in a relatively limited number of studies where the determinants of going public activities are divided into external such as macroeconomic and capital market factors and internal such as the tendency of a company to reduce leverage or to obtain capital for new projects.

The internal factors taking influence on decision to go public in a firm are divided in both academic and professional literature into four groups.

Authors in the first group point out the situation of a firm which needs to obtain external funds to undertake external net present value projects. The primary securities market offers an opportunity to raise capital from a large number of previously unknown investors. As a result, more capital is accumulated than a single investor, or a limited number of investors, would be able or willing to provide. Raising funds through an IPO should be an alternative to borrowing, particularly in companies with high investments (now or in the foreseeable future), high proportion of debt in the capital structure, and high potential for growth (Chemmanur and Fulghieri, 1999; Ritter and Welch, 2002). Pagano *et al.* (1998) investigated a comprehensive data set of Italian companies. They conclude that U.S. companies usually undergo a considerable growth process after listing while the decision of Italian independent companies can be interpreted as “an attempt to rebalance their balance sheet after large investments and growth. Brau and Fawcett (2006) investigated 336 nonfinancial U.S. companies that had successfully completed an IPO or attempted and subsequently withdrew an IPO. More than a half of the interviewed CFOs strongly supported the notion that “an IPO serves to create public shares for use in future acquisitions”.

Pagano *et al.* (1998) followed by Black and Gilson (1998) connect IPOs with another reason. Public trading of shares provides a great advantage to both the issuers, to whom the shares issued provide a long-term source of financing, and to the investors, who can sell the shares purchased at any time on secondary markets and thus recover the desired liquidity, i.e. the money they invested. The short-term financial funds of individual investors are thereby transformed into long-term sources, which then make it possible to implement large-scale investment projects. Raising the stock capital through a public issue also eliminates the difference between the large shareholders, who tend to take a long-term approach to investing, and the small ones, who value liquidity and are therefore inclined to take a short-term view of their investment.

Zingales (1995) and Black and Gilson (1998) argue that going public is the way how the majority shareholder's desire to reduce his stake in the company. Thereby, an IPO allows venture capitalists to cash out and resolves the problem of generational succession in a family-run enterprise. From the shareholder's perspective, the option to cash out his co-ownership by selling the shares of stock at any time on the secondary market is an advantage that imparts a great deal of flexibility to his financial decisions. On the other hand, Brau and Fawcett (2006) findings do not support the public statement of many venture capitalists that an IPO is an integral part of their harvest strategy because “firms with VC presence rank four motivations higher than the opportunity to allow VCs to cash-out”.

The last reason for going public is to gain a non-financial advantage from IPO implementation (Maksimovic and Pichler, 2001; Ježek, 2004). Going public is therefore associated with positive effects in the area of marketing. First of all, an IPO can increase the publicity or reputation of the firm. The prestige can be very advantageous in recruiting key employees as well as marketing products and services. Brau and Fawcett (2006) point out that the motivation for going public in the form of firm

reputation enhancing and analysts' attention attracting is significant for "smaller, younger, high-tech, and VC-backed firms".

Relations between the number of IPOs and external factors have been investigated for example by Loughran *et al.* (1994). His paper reviews the IPO timing in fifteen countries in relation to inflation-adjusted stock price indexes and GDP growth rates. The results suggest a positive relationship between the number of IPOs and stock price levels, however no positive correlation with the cycle movements. Rydqvist and Högholm (1995) compare the data for a sample of family-owned enterprises in Sweden (1970–1991) and eleven European countries (1980-1989). They find that "most going public activity took place after an exceptionally sharp stock price increase, and that going public activity is not related to the business cycle". Ljungqvist (1995) suggests that high number of IPOs is positively correlated with both high stock index levels and good business conditions and tends to follow phases of extensive IPO underpricing. Breinlinger and Glogova (2002) investigate the explanatory power of selected macroeconomic factors influencing IPOs by analysing a data set of annual IPO volumes for six developed continental European countries over a time period of 18 years. The authors followed the question if there are stable indications that IPOs depend on stock index returns for what they termed consolidated periods. The results show that a "logarithmic transformation of IPO volumes (representing authors' supposition of a nonlinear relationship between IPO volumes and stock index returns) leads to persistently significant estimates for both pooled and individual country regressions". The hypothesis that percentage changes in savings, GDP growth and interest rates have explanatory power for IPO volumes could not be supported by empirical evidence. A paper by Ameer (2012) shows a significant negative relationship between the interest rate and the number of IPOs and a significant positive relationship between the industrial production and the number of IPOs in the emerging market of Malaysia. Bilson *et al.* (2002) find a moderate evidence to support the connection between local macroeconomic factors and stock returns in emerging markets.

Academic studies conducted on CEE markets cover mainly descriptive statistical analysis of individual markets (Paleari *et al.*, 2010; IPO Watch Europe, PWC, 2012; Peterle, 2013), privatisation process in the 1990s (Aussenegg, 2000) and analysis of determinants and consequences of going public (Dudko – Kopczewska, 2004; Jargot, 2006; Sejkora, 2013; Peterle, 2013).

The study realized by Peterle (2013) using original evidence form a dataset of 94 IPOs in the CEE countries in the 2000s compares internal characteristics of IPOs with empirical evidence for developed EU capital markets and furthermore external factors of IPO activities in the region. The results of this study indicate that the internal characteristics of IPO activities in CEE are comparable with those in the developed countries of the EU. Firstly, free float and share increase distribution by type of IPO company ownership structure illustrate "the modest post-IPO diversification of shareholder structure in the CEE region". In this regard, "the pre-IPO owners tend to remain the relevant owners also after the IPO". Next, the study confirms that IPOs with only newly issued shares are the most frequent IPO type in the region in the 2000s. This supports the assumption that "the

majority of companies decide to sell equity in the primary public market to raise fresh capital”. Due to the fact that primary and secondary shares issued in an IPO represent only 23% and 13% respectively, of pre-IPO shares on average, the author indicate “the high average concentration of ownership structure and its modest post-IPO diversification”. Thirdly, in terms of the methods used in IPO procedures (e.g. bookbuilding, role of underwriters), the paper reports their convergence with the rest of developed European countries. Peterle (2013) also examined the “distinctive macroeconomic and business factors that could also have had an important impact on IPO activities” in the region during the 2000s. The European Bank for Reconstruction and Development transition indicators and the World Bank financial development and doing business indicators were included into the study. The high IPO activity in Poland could be explained “by four deviations in average indicator values from the corresponding CEE indicators”: the highest pension fund-to-GDP ratio and the highest paid-in minimum capital for companies measured as a percentage of income per capita. Considering macroeconomic factors, Peterle (2013) concludes that “quicker reform development in terms of governance and enterprise restructuring, competition policy, improved business regulations and sizable pension funds, could have had a positive impact on IPO activities in Poland in the indicated period”.

This study intends to complement the prior research by considering the explanatory power of selected external factors on number of IPOs in Poland in the period 2004-2012 and thus to enlarge the current IPO literature with an analysis the following question: What is the influence of local macroeconomic factors, consequently GDP growth rates, industrial production growth rates, the reference interest rate, Warsaw Stock Exchange Index (WIG) returns and the volume of private equity investments, on the number of IPOs in Poland over the period of 2004 to 2012? The number of variables covered in this paper is greater than those considered in previous Polish IPO studies (Dudko – Kopczewska, 2004; Brzezczynski, 2014; Jargot, 2006; Peterle, 2013 and Sejkora, 2013) and we also apply a different research approach by using the model estimation performed with the Ordinary Least Squares method and with the use of the Gretl (GNU Regression Econometrics Time-Series Library) software. Moreover, we focus on IPO activities after 2004 and thus enlarge the current IPO literature (e. g. Jargot, 2006; Peterle, 2013) which operates with different time-series. In this paper, we also develop our previous research approach (Meluzín – Zinecker – Kovandová, 2014) based on the Spearman correlation analysis.

The paper is structured as follows. Section 2 describes the research design, i.e. data and methodology. Section 3 presents the empirical research results. The last section summarizes and provides concluding remarks.

2. MATERIAL AND METHODOLOGY

This paper addresses the issue whether local macroeconomic factors have any influence on the number of IPOs and the value of capital raised by IPOs in the emerging market of Poland. The nature of this

study is based on the theory and previous empirical research. All macroeconomic indicators analyzed in this paper have sufficient support in the finance academic studies (Ameer, 2012; Breininger and Glogova, 2002; Brzeszczynski, 2014; La Porta *et al.*, 1997).

For purposes of this paper the following hypotheses have been outlined:

Hypothesis 1: There is a positive relationship between GDP growth rates and the number of IPOs.

La Porta *et al.* (1997) assess the influence of economic conditions (namely the legal system) on the number of IPOs using a sample of 49 countries. As reported by Breininger and Glogova (2002) the La Portas *et al.* research results show that “the quality of law enforcement, which is highly correlated with the level of GDP per capita, has a strong positive effect on the number of IPOs”. The authors identify a statistically significant relationship between long-term GDP growth rates, i.e. average annual percentage growth of per capita GDP for the period 1970 to 1993, on the number IPOs. Peterle (2013) confirmed that macroeconomic factors, specifically “a quicker reform development in terms of governance and enterprise restructuring, competition, policy, improved business regulations and sizeable pension funds, could have had a positive impact on IPO activities in Poland in the 2000s”. On the other hand, the studies conducted by Rydqvist and Högholm (1995) and Loughran *et al.* (1994) show that the GNP short-term growth rates are no significant explanatory power for IPO activity across the sample of European countries. In a similar way, Breininger and Glogova’s analysis (2002) of annual IPO volumes for six continental European countries over a time period of 18 years could not support the hypothesis that GDP growth rates have explanatory power for IPO volumes.

Hypothesis 2: There is a negative relationship between the reference interest rate and the number of IPOs.

Rees (1997), concentrating on UK data, found no significant link between the number of IPOs and interest rates. Research results by Breininger and Glogova (2002) also indicate that there is no perceivably influence of interest rates (ten-year government bond yields) on demand for raising equity through IPOs. On the contrary, the study published by Ameer (2012) reports the opposite. Ameer’s results (2012) imply that “monetary policy has a direct impact on capital markets and that central bank intervention propagates IPO cycles in Malaysia”. Based on a paper by Jovanovic and Rousseau (2004) Ameer (2012) supposed a negative relationship between interest rate and the number of IPOs.

Hypothesis 3: There is a positive relationship between industrial production growth rates and the number of IPOs.

The industrial production index as a measurement of the output of an economy also helps to map structural economy development (Hosley *et al.*, 1985). The industrial production index rate is the indication of business lifecycle and business life cycle affects by its fluctuations the stock market prices (Moody *et al.*, 1993). Besides, authors say that enterprises enter capital markets when other enterprises enter them too, meaning potentially higher overall industrial production (Choe *et al.* 1993, Lowry and Schwert, 2002).

Hypothesis 4: There is a positive relationship between the stock market index returns and the number of IPOs.

Stock markets around the world are interconnected through the communication channels and information can spread very quickly among investors. Pessimism on stock markets predicts downward pressure on market prices and on the other hand optimism or low amount of pessimism predicts higher stock market trading volume and higher returns (Tetlock, 2007). The pessimism and optimism which affects stock markets is in alignment with investor sentiment theory and the market timing theory. As the stock market index mirrors the investor's willingness to invest or not, the number of IPOs vary accordingly. Enterprises are more likely to implement IPOs when the stock market promises higher returns and therefore profit for enterprises and also for potential investors. Studies by Loughran *et al.* (1994), Ljungqvist (1995), Rees (1997) and Rydqvist and Högholm (1995) detect a significantly positive influence of stock index levels and stock index returns on the number of IPOs. Brzezczynski (2014) analyzed the number of new IPOs and the main stock market index (WIG) returns for the Polish stock market over a period from 1997 to 2008. He detects the correlation coefficient between those two variables 0.0244 when IPOs and stock market index return are analyzed simultaneously. However, the value of this index is 0.5683 when the WIG returns are lagged by one year. Brzezczynski (2014) concluded that "the number of IPOs in emerging markets and the profitability of the public offers are related to macroeconomic conditions, business cycles and stock market activity. In most emerging market countries there is a time lag between movements of the stock market index and decisions to launch new IPOs".

Hypothesis 5: There is a positive relationship between private equity investments volume and the number of IPOs.

Private equity investors view emerging markets as a suitable opportunity to diversify their investment portfolios and to catch excess risk premiums (Errunza, 1983). In the financial literature the going public strategy has been considered for an important channel how venture capitalists can leave investee companies. Cumming and Johan (2012) present the evidence about the number of IPO backed exits from first round (new) investments in seed, early and expansion stage investments in Canada, USA, China, the United Kingdom, France, Israel, India and Germany as a percentage of total worldwide IPO exits in the period 1990 - 2010. While the share of IPOs on the U.S. market has declined since 1995, China's share on the IPO market in terms of numbers of VC backed IPOs has significantly increased relative to the U.K., France, Israel, India, Germany and Canada in the last decade.

The above-hypotheses allowed the model to be specified:

$$NIPO_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDPGR_{t-1} + \alpha_2 IPGR_{t-1} + \alpha_3 GBY_{t-1} + \alpha_4 WIG_{t-1} + \alpha_5 PEI_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Descriptions of specific variables and the sources of data used are shown in Table 2.

This paper is based on evidence from the Polish capital market over the period of 2004 to 2012. We focus on IPO activities after 2004 in order to enlarge the current IPO literature (e. g. Jargot, 2006;

Peterle, 2013), which does not cover the whole period of 9 years, i.e. the time after the Polish accession to the EU. Our sample includes only local enterprises that conducted an IPO on the Main Market of the Warsaw Stock Exchange. Financial and privatized companies are excluded from the data processing. The IPO data were obtained from Warsaw Stock Exchange Fact Books and PWC public and internal data. Macroeconomic data such as gross domestic product growth rates (GDPGR), reference interest rates (GBY), industrial production growth rates (IPGR), Warsaw stock exchange index (WIG) and private equity investments (PEI) were obtained from the Polish National Bank (NBP), Polish Central Statistical Office (PCSO), OECD Stat Extracts and European Venture Capital Association (EVCA).

Table 2. Source Data

	Data sources	Calculation	Expected sign
<i>Independent Variables</i>			
% Real GDP Growth Rates (GDPGR)		annual growth rates in % (using yearly closing dates)	+
% Industrial Production Growth Rate (IPGR)	OECD Stat Extracts, Polish National Bank		+
% Ten-Year Government Bond Yields (GBY)		in % (using yearly closing dates)	-
% Change in Stock Market Index Returns (WIG)		in % (using yearly closing dates)	+
Private Equity Investment as % of GDP (PEI)	European Venture Capital Association (EVCA) Yearbooks	in % (using yearly closing dates)	+
<i>Dependent Variable</i>			
Number of Listings (NIPO)	Warsaw Stock Exchange Fact Books, PWC IPO Watch Europe (2012), PWC Internal Data (2014)	frequency	

Source: Authors' own elaboration

Note: IPOs on the Main Market of the Warsaw Stock Exchange, without Financials and Privatizations, only Locals

As follows from the research done (Ameer, 2012; Breininger and Glogova, 2002; Brzeszczynski, 2014; Jargot, 2006), the situation in the year preceding the company's initial public offering is crucial. Therefore, the model uses one-year delay for all the explanatory variables in relation to the dependent variable. The model estimation was performed with the Ordinary Least Squares method and with the use of the Gretl (GNU Regression Econometrics Time-Series Library) software, version 1.9.14. Reduction of insignificant variables was done by means of stepwise elimination (a posteriori method), removing sequentially the variables with the largest p-value.

3. EMPIRICAL FINDINGS

Table 3 presents the results of the estimation of the model described with formula (1). An important feature of the model is the one-year shift of new IPOs relative to the macroeconomic indicators.

The model is statistically correct. Based on the F-Snedecor test (*F-statistics*) it can be stated that the estimated model contains variables that are statistically significant. Two of five explanatory variables proved to be significant. The general performance of the model is satisfactory (Adjusted $R^2 =$

0.534314). Doornik-Hansen and White's tests indicate that the distribution of residues is consistent with the normal distribution and there is no random component that is heteroscedastic. Based on the Ljung-Box test we can also conclude that there is no autocorrelation of the random component.

The macroeconomic factor with the strongest one and at the same time positive impact on the number of executed IPOs in Poland is the economic situation in the country, expressed in the economic growth rate (% GDPGR) achieved in the year preceding the examined phenomenon ($GDPGR_{t-1}$ variable). The parameter α located at the variable was the absolute highest and amounted to 7.1139. This means that on average GDP growth of 1% results in a more than proportional (by over 7%) increase in the number of IPOs. Therefore, the research hypothesis H1 was verified positively.

Change in stock market index returns describing the situation on the Polish capital market in the year preceding the analysed phenomenon (variable WIG_{t-1}) proved also to be statistically significant. The resulting value of the parameter of the variable WIG_{t-1} ($\alpha = 0.3924$) indicates a positive but at the same time not very strong influence of this variable on the number of IPOs. The hypothesis H4 was verified positively.

The model (1) shows that the decision about going public are dependent on both macroeconomic and capital market conditions, i.e. that IPOs tend to increase when GDP and stock market index returns are rising. The hypothesis that the reference interest rate (H2), industrial production growth rates (H3) and private equity investments (H5) have explanatory power for IPO numbers in the Polish capital market could not be supported by the model (1). Therefore, the hypotheses H2, H3 and H5 failed to be verified positively. It cannot be ruled out that these variables proved to be significant if we used a different time series.

Table 3. Results of the Estimation Model Describing the Number of IPOs in Poland in the Years 2004-2012 with Macroeconomic Determinants

Dependent variable $NIPO_t$					
Independent variables	Coefficient	Standard error	t-statistics	p-value	Significance^{a)}
Constant	-14.7442	14.5816	-1.011	0.3510	
$GDPGR_{t-1}$	7.1139	2.8942	2.458	0.0493	**
WIG_{t-1}	0.3924	0.1350	2.908	0.0271	**
Observations			9		
Standard error of residuals			12.04789		
R ²			0.650736		
Adjusted R ²			0.534314		
F (2, 6) = 5,589479			p-value 0.042605		
Doornik-Hansen test			p-value for test $\chi^2(2) = 0.278794$		
$\chi^2(2) = 2,55457$					
White's test			p-value = $P(\chi^2(5) > 8.81758) = 0.116565$		
TR ² = 8,81758					
Ljung-Box test			p-value = $P(\chi^2(1) > 1.32456) = 0.25$		
Q' = 1,32456					

^{a)} ** indicates significance at the 5% level.

Source: Authors' own calculations

4. DISCUSSION AND CONCLUSION

In this paper we investigate the influence of macroeconomic factors, consequently GDP growth rates, the reference interest rate, industrial production growth rates, Warsaw Stock Exchange Index (WIG) returns and the volume of private equity investments, on the number of IPOs in an emerging market, Poland, over the period of 2004 to 2012. Our sample includes only local enterprises that conducted an IPO on the Main Market of the Warsaw Stock Exchange. Financial and privatized companies are excluded from the data processing. Previous investigations of this issue conducted under conditions in terms of both developed and emerging countries show no consistent results regarding the explanatory power of macroeconomic indicators and the number of IPOs.

The first conclusion of our model is that the GDP growth has a significant impact on the number of new issues. This result implies that the business cycle has a direct impact on the IPO activity in the Polish capital market. Building on works by La Porta *et al.* (1997) and Brzeszczynski (2014) our research results support the conclusion that "any decision to launch an IPO should be very carefully analysed using not only past financial data for the company, but also macroeconomic forecasts. Poor timing may result in the loss of capital if stock market prices are too low". The Spearman correlation analysis used in our previous paper (Meluzin – Zinecker – Kovandová; 2014) also identified a statistically significant difference between the number of IPOs and GDP in Poland over the period of 1992 to 2012.

The next conclusion is that the attractiveness of a capital market for investors appears to be an important factor for going public activities. This research result supports findings of previous studies (e.g. Loughrand *et al.*, 1994; Rees, 1997; Pagano *et al.*, 1998). In the light of the study by Peterle (2013) we point out the importance of the capital market characteristics. The attractiveness of a capital market from the investors' perspective is designed by measures as annual index returns and the annual market and turnover growth.

The model shows that other macroeconomic and capital market factors have had no explanatory power for IPO numbers. In a future research on the questions analysed in this paper we intend to use panel data for a larger number of emerging capital markets in order to complement the discussion.

ACKNOWLEDGMENT

This paper is supported by the Czech Science Foundation. Name of the Project: 'IPO Strategy - Specific Approaches in the CEE Region'. Registration No. 13-38047S.

REFERENCES

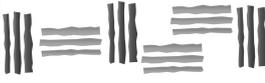
- Ameer, R. (2012) Macroeconomic Factors and Initial Public Offerings in Malaysia. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, Vol. 8, No. 1, pp. 41–67. ISSN 2180-4192.
- Aussenegg, W. (2000) Privatization versus Private Sector Initial Public Offerings in Poland. *Multinational Finance Journal*, Vol. 4, No. 1 & 2, pp. 69–99. ISSN 1042-444X.

- Bilson, C.M., Bailsford, T.J., Hooper, V.J. (2002) Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 9, No. 4, pp. 401–426. ISSN 0927-538X.
- Black, B.S., Gilson, R.J. (1998) Venture capital and the structure of capital markets: Banks versus stock markets. *Journal of Financial Economics*, Vol. 47, No. 3, pp. 243–277. ISSN 0304-405X.
- Brau, J.C., Fawcett, S.E. (2006) Initial Public Offerings: An Analysis of Theory and Practise. *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1, pp 399–436. ISSN 1540-6261.
- Breinlinger, L., Glogova, E. (2002) *Determinants of Initial Public Offerings: A European Time-Series Cross-Section Analysis*. Wien: Oesterreichische Nationalbank, Working Paper, Financial Stability Report.
- Brzeszczynski, J. (2014) IPOs in Emerging Markets. *QFinance* [cit. 2014-02-16], available at <http://www.qfinance.com/financing-best-practice/ipos-in-emerging-markets?full>
- Budapest Stock Exchange (2014) *Financial Reports* [cit. 2014-05-20], available at http://bse.hu/topmenu/about_us/financialreports
- Chemmanur, T.J., Fulghieri, A. (1999) Theory of the Going-Public Decision. *Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 2, pp. 249–279. ISSN 1465-7368.
- Choe, H., Masulis, R.W., Nanda, V. (1993) Common stock offerings across the business cycle: Theory and evidence. *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, No. 1, pp. 3–31. ISSN 0927-5398.
- Cumming, J.D., Johan, S. (2012) *The IPO as an Exit Strategy for Venture Capitalists: Regional Lessons from Canada with International Comparisons*. Handbook of Research on IPOs.
- Dudko Kopczewska, K. (2004) Primary-factor analysis of share issues on the Warsaw Stock Exchange. *Bank and Credit*, No. 1, pp. 31–43 (in Polish).
- Errunza, V. (1983) Emerging markets: A new opportunity for improving global portfolio performance. *Financial Analysts Journal*, Vol. 39, No. 5, pp. 51–55. ISSN 0015-198X.
- European Venture Capital Association (EVCA) (2014) EVCA Yearbooks, [cit. 2014-05-16], available at <http://www.evca.eu/knowledgecenter/statisticsdetail.aspx?id=6392>
- Hosley, A., Kennedy, J., James, E. (1985) *Revision of the Index of Industrial Production*. 71 Fed. Res. Bull. 487.
- Jargot, A. (2006) *Why polish companies go public: an analysis of determinants and consequences of the initial public offering* (MSc in Finance & International Business). Aarhus: Aarhus School of Business.
- Ježek, T. et al. (2004) *Jak emitovat akcie a dluhopisy na kapitálovém trhu*. Praha: KCP, available at http://ftp.pse.cz/Info.bas/Cz/NXT_KCP_IPO_final.pdf
- Jovanovic, B., Rousseau, P.L. (2004) *Interest rates and Initial Public Offerings*. National Bureau of Economic Research, Working Paper.
- Maksimovic, V., Pichler, P. (2001) Technological innovation and initial public offerings. *Review of Financial Studies*, Vol. 14, 2001, pp. 459–494. ISSN 1465-7368.
- Meluzin, T., Zinecker, M., Kovandová, S. (2014) Macroeconomic Factors and Initial Public Offerings in Poland. In *Mathematical Methods in Finance and Business Administration*. WSEAS. Athens, GREECE: WSEAS Press, pp. 132–138. ISBN: 978-960-474-360-5.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. (1997) Legal determinants of external finance. *Journal of Finance*, Vol. 52, pp. 1131–1150. ISSN 1540-6261.

- Ljubljana Stock Exchange (2014) *Prospectuses* [cit. 2014-05-25], available at <http://www.ljse.si/cgi-bin/jve.cgi?doc=9762>
- Ljungqvist, A.P. (1995) *When do firms go public? Poisson evidence from Germany*. Working Paper, University of Oxford.
- Loughran, T., Ritter, J.R., Rydqvist, K. (1994) Initial public offerings: International insights. *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 2, No. 2, pp. 165–200. ISSN 0927-538X.
- Lowry, M., Schwert, G.W. (2002) IPO Market Cycles: Bubbles or Sequential Learning? *Journal of Finance*, Vol. 67, No. 3, pp. 1171–1200. ISSN 1540-6261.
- Moody, J., Levin, U., Rehfuß, S. (1993) Predicting the U.S. Index of Industrial Production. *Special Issue of Neural NetworkWorld*, Vol. 3, No. 6, pp. 791–794.
- OECD (2014) Stat Extracts [cit. 2014-04-12], available at <http://stats.oecd.org/>
- Pagano, M., Panetta, F., Zingales, L. (1998) Why do companies go public? An empirical analysis. *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 27–64. ISSN 1540-6261.
- Paleari S. et al. (2010) *Academic EurIPO Fact Book 2010*. Bergamo: Universoft.
- Peterle, P. (2013) *Internal characteristics and external factors of IPO activities in Central and Eastern Europe: Empirical analysis and comparison*. Ljubljana: Faculty of Economics of the University of Ljubljana, Working Paper.
- Polish Central Statistical Office (2014) *Macroeconomic Indicators* [cit. 2014-04-04], available at http://www.stat.gov.pl/gus/wskazniki_makroekon_ENG_HTML.htm
- Polish National Bank (2014) *Interest Rate Statistics* [cit. 2014-04-14], available at <http://www.nbp.pl/homen.aspx?f=/en/statystyka/oproc/oproc.html>
- Prague Stock Exchange (2014) *Statistics* [cit. 2014-05-20], available at <http://www.pse.cz/>
- PWC, PriceWaterhouseCoopers UK (2014) *IPO Watch Europe* [cit. 2014-03-20], <http://www.pwc.co.uk/audit-assurance/publications/ipo-watch-europe-previous-editions.jhtml>
- Rees, W. P. (1997) The arrival rate of initial public offers in the UK. *European Financial Management*, Vol. 3, No. 1, pp. 45–62. ISSN 1468-036X.
- Ritter, J. R., Welch, I. (2002) A review of IPO activity, pricing, and allocations. *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 4, pp. 1795–1828. ISSN 1540-6261.
- Rydqvist, K., Högholm, K. (1995) Going public in the 1980s: Evidence from Sweden. *European Financial Management*, Vol. 1, pp. 287–315. ISSN 1468-036X.
- Sejkora, F. (2013) *Analysis of the causes of the low number of IPOs at Prague Stock Exchange compared to Polish Stock Exchange*. Scientific papers of the University of Pardubice (Series D), No. 26, pp. 160–169.
- Tetlock, P. (2007) Giving Content to Investor Sentiment: The Role of Media in the Stock Market. *Journal of Finance*, Vol. 62, No. 3, pp. 1139–1168. ISSN 1540-6261.
- Vienna Stock Exchange (2014) New Listings [cit. 2014-05-20], available at <http://en.wienerborse.at/listing/aktien/newlistings/index.html>
- Warsaw Stock Exchange (2014) Fact Books [cit. 2014-05-20], available at http://www.gpw.pl/fact_books
- Zingales, L. (1995) Insider ownership and the decision to go public. *Review of Economic Studies*, Vol. 60, pp. 425–448. ISSN 1467-937X.



UNIVERSIDAD
PABLO DE
OLAVIDE
SEVILLA



REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA
LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA (18). Páginas 18–33.
Diciembre de 2014. ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.
URL: <http://www.upo.es/RevMetCuant/art.php?id=94>

Estimación del impacto económico del sector eólico en Galicia en el periodo 2000-2010

VARELA VÁZQUEZ, PEDRO

Departamento de Economía Aplicada

Universidade de Santiago de Compostela

Correo electrónico: pedro.varela.vazquez@usc.es

SÁNCHEZ CARREIRA, MARÍA DEL CARMEN

Departamento de Economía Aplicada

Universidade de Santiago de Compostela

Correo electrónico: carmela.sanchez@usc.es

PEREIRA LÓPEZ, XESÚS

Departamento de Economía Cuantitativa

Universidade de Santiago de Compostela

Correo electrónico: xesus.pereira@usc.es

RESUMEN

En Galicia, la energía eólica destaca entre las principales fuentes energéticas autóctonas. Cuantificar su impacto económico es crucial, pero existen una serie de dificultades debidas al análisis diferenciado de las actividades permanentes y temporales, entre otros factores.

El principal objetivo de este artículo es estimar el impacto económico de la energía eólica. La metodología se basa en el análisis input-output, mediante el estudio de las cadenas de valor y en la actualización de las estructuras productivas, empleando una variante del RAS. Los resultados muestran un sector con fuertes efectos de arrastre, tanto en su actividad temporal como en la permanente. Sin embargo, la paralización de nuevos parques eólicos limita sustancialmente el impacto económico regional.

Palabras clave: energía eólica; impacto económico; cadenas de valor; input-output; Galicia.

Clasificación JEL: Q42; C67.

MSC2010: 93D25.

Estimation of the Economic Impact of the Wind Energy Sector in Galicia during 2000-2010

ABSTRACT

Wind energy stands out among the main domestic renewable energy sources in Galicia. The economic impact quantification is crucial but there are several difficulties due to the differential analysis of the temporal and permanent activities, among other factors.

The main aim of this paper consists of the economic impact estimation of wind energy. The methodology is based on the input-output analysis, by means of the value chain examination and the productive structure updating, using a RAS variation. The results show a sector with additional output increase, both in temporal as well as permanent activities. Nevertheless, the paralysation of new wind farms restricts substantially the economic impact on the regional GDP.

Keywords: wind energy; economic impact; value chains; input-output; Galicia.

JEL classification: Q42; C67.

MSC2010: 93D25.



1. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente se considera la contribución de las energías renovables desde una perspectiva puramente energética, es decir, para incrementar la independencia energética del exterior, diversificar el *mix* energético y mitigar los efectos del cambio climático. No obstante, la emergencia de nuevos sectores productivos puede constituir una fuente de crecimiento económico, así como de diversificación industrial. En el caso de Galicia, la energía eólica, conjuntamente con la hidráulica, representan las principales fuentes de energía renovables. Por lo tanto, el hecho de cuantificar el impacto económico del sector eólico es trascendental para analizar sus potencialidades, retos y, también como un primer paso para el diseño e implementación de políticas públicas.

El objetivo de este artículo consiste en la cuantificación del impacto económico del sector eólico gallego en términos de efectos de arrastre y contribución al PIB regional. Asimismo, se analizará la relación entre su evolución económica y los cambios normativos y de ciclo económico. El sector energético y, en particular, las energías renovables están fuertemente regulados, por lo que es esencial estudiar su influencia.

La metodología utilizada se basa en el modelo input-output (IO) y en las cadenas de valor del sector eólico. En este sentido, se realizaron actualizaciones de las estructuras productivas de la economía gallega, mediante proyecciones de las tablas simétricas domésticas de acuerdo con las publicadas para los años 2005 y 2008. Para este cometido se utiliza una variante del RAS¹ que aprovecha de una forma eficiente la información disponible.

El estudio se estructura en tres apartados. Inicialmente se contextualiza el sector eólico gallego, analizando la evolución de la potencia instalada y describiendo la cadena de valor del sector. Posteriormente se explica la metodología utilizada, centrándose, en particular, en los datos y ramas seleccionadas, así como en el proceso de actualización matricial. Finalmente se analizan los resultados derivados de la aplicación del modelo IO. En este epígrafe se examinan tanto los efectos directos como indirectos de las diferentes actividades económicas (temporales y permanentes) relacionadas con el sector y su impacto económico en el PIB regional.

2. CONTEXTUALIZACIÓN DEL SECTOR EÓLICO GALLEGO

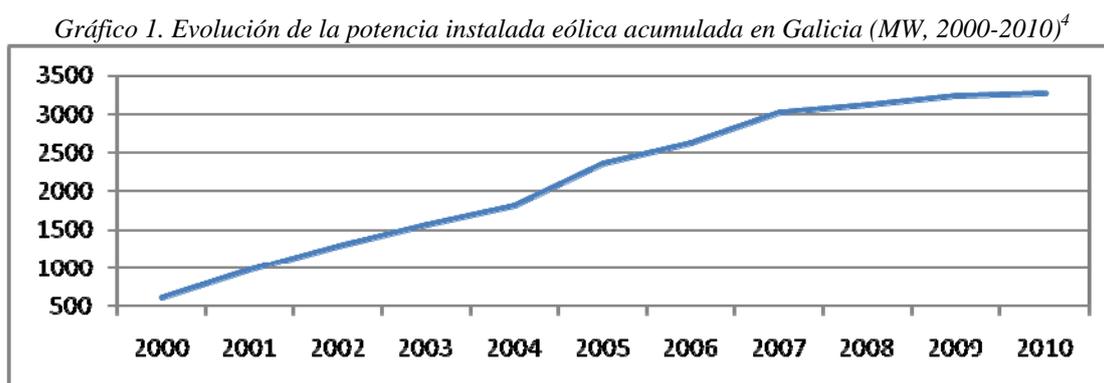
En España, las competencias de desarrollo normativo y ejecución del régimen especial² de producción eléctrica fueron asumidas paulatinamente por las Comunidades Autónomas. De este modo, el Estado mantiene las competencias sobre las bases de coordinación y planificación de la política energética y la legislación básica sobre contratos y concesiones. Asimismo, el gobierno central conserva las

¹ El RAS es una técnica biproporcional de ajuste matricial, que consiste en multiplicar de forma sucesiva los elementos de las filas y las columnas de una matriz base por unos determinados coeficientes correctores, hasta lograr una solución convergente.

² El régimen especial se componía de las fuentes renovables como la eólica o solar. Algunas instalaciones de fuentes renovables cuando superaban una potencia instalada determinada pasaban a formar parte del régimen ordinario. El Real Decreto-ley 9/2013, de 12 de julio, elimina el régimen retributivo del régimen especial.

competencias para legislar sobre el régimen retributivo del régimen especial (Bacigalupo, 2010). Las competencias sobre la regulación de las instalaciones de producción eléctrica, transporte y distribución establecidas en Galicia son competencia del gobierno regional. En este sentido, el gobierno regional es el encargado de realizar la planificación espacial de la energía eólica, organizar y resolver los concursos de potencia eólica y autorizar nuevas instalaciones. Además, cuenta con competencias sobre los planes industriales ligados a los promotores de parques eólicos.

El desarrollo comercial de la energía eólica en Galicia comenzó a mediados de la década de los noventa, cuando grandes empresas, como Endesa, se interesaron por explotar el abundante recurso eólico existente. No obstante, este aprovechamiento fue anterior al primer Plan Eólico Sectorial de Galicia (PESG) de 1997, por lo que, durante un tiempo no hubo una planificación que organizase y sistematizase el recurso. A pesar de este retraso normativo, la energía eólica progresó en Galicia considerablemente desde comienzos del año 2000 hasta el año 2008, convirtiéndose en la región española con mayor potencia instalada. En el Gráfico 1 se muestra la evolución entre 2000 y 2010 de esta fuente de energía renovable en Galicia. En el periodo analizado, se pueden diferenciar dos fases de crecimiento; la primera iría hasta el año 2008, caracterizándose por un crecimiento continuado de la potencia instalada, superior al 50% en algunos años. En el año 2008 la inestabilidad normativa se acentúa, debido a la judicialización de la asignación de potencia eólica de ese año y se suceden los decretos reguladores del sector. Además, la propia crisis económica y la paulatina reducción de las primas a las fuentes renovables del régimen especial provocan una fuerte reducción en la instalación de nueva potencia, caracterizando una nueva fase de crecimiento más lento. En la actualidad, en España no se permite inscribir nuevas instalaciones en el régimen especial, por lo que no tienen derecho a percibir una prima por la producción eléctrica generada³.



Fuente: INEGA (2012)

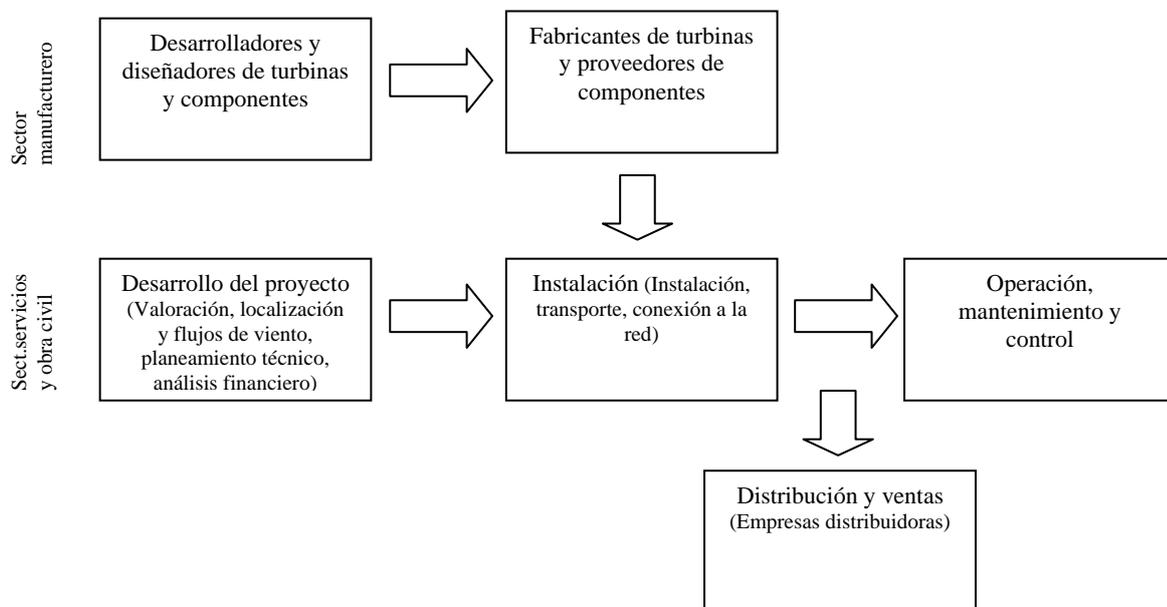
³ El Decreto-ley de 1/2012, de 27 de enero suprime los procedimientos de pre-asignación de retribución y de los incentivos económicos para las nuevas instalaciones de producción eléctrica de origen renovable. En la actualidad, el Real Decreto-ley 9/2013, de 12 de julio, profundiza en esta tendencia, eliminando el sistema retributivo existente desde 2006.

⁴ El periodo de análisis comprende los años entre el 2000 y el 2010. La potencia instalada desde el año 2010 fue irrelevante. Por ejemplo, en 2013 se instalaron tan solo 2,65 MW en Galicia.

La acción de las administraciones públicas para regular el sector eólico en Galicia y fomentar su crecimiento estuvo muy centrada en incrementar la potencia instalada, relegando a un segundo plano los objetivos industriales o de protección medioambiental de las zonas donde se localizaban los parques eólicos. De esta forma, los objetivos del sector público fueron puramente productivistas (Simón *et al.*, 2010). Asimismo, la falta de control administrativo del grado de cumplimiento de los planes industriales y de los controles medioambientales redujo sustancialmente el impacto positivo del desarrollo eólico en la sociedad y en la economía gallega (Ib.).

El Diagrama 1 muestra la cadena de valor elemental del sector eólico. Su análisis es crucial para poder diseñar el estudio del impacto económico. Como primer elemento de la cadena industrial se sitúan las empresas e institutos tecnológicos que diseñan y desarrollan nuevos modelos de turbinas y componentes para los aerogeneradores. Estos agentes son los que poseen los diseños industriales y las patentes.

Diagrama 1. Cadena elemental del sector eólico



Fuente: adaptado de Lema *et al.* (2011); EWEA (2009)

Los diseñadores de turbinas pueden fabricar internamente los componentes de sus modelos, o bien, los externalizan a las empresas auxiliares. Los patrones de externalización no son fijos, puesto que dependen, en gran medida, de las actividades centrales para cada empresa (*core activities*) y de los patrones de especialización de cada territorio. El conjunto de empresas matrices y la industria auxiliar componen el sector manufacturero. En cuanto a la instalación propiamente dicha del parque eólico, los trabajos comienzan con una valoración integral tanto de los recursos existentes (investigación eólica) como de las necesidades tecnológicas, logísticas y financieras para llevar a cabo el proyecto. En este sentido, entran en juego empresas de consultoría topográfica, ambiental y financiera; entre otras. En la

fase de instalación del parque eólico, las empresas dedicadas a la obra civil (construcción de caminos y centros de transformación, drenaje de terrenos, etc.) y a la instalación y conexión a la red; constituyen los agentes fundamentales. Por último, la cadena de valor termina con las empresas encargadas del mantenimiento y operatividad diaria de las instalaciones, así como con las encargadas de la explotación y venta de energía.

3. METODOLOGÍA DE ANÁLISIS

La metodología aplicada en el estudio empírico se basa en el modelo IO de demanda y en el análisis de las cadenas de valor del sector eólico⁵. Gran parte de los estudios que analizan el impacto económico de las energías renovables suelen emplear ratios en función de la potencia instalada acumulada (Dalton y Lewis, 2011) o se basan en estudios anteriores (Kamen *et al.*, 2004; Pedden, 2005). No obstante, existen disparidades significativas entre países, por lo que no es recomendable el uso de dichos ratios (Blanco y Rodrigues, 2009; Lambert y Silva, 2012). En este sentido, el diagnóstico del impacto económico del sector debe considerar las particularidades territoriales y temporales, así como los rasgos distintivos de las cadenas productivas (Llera *et al.*, 2010).

Los fundamentos de la metodología IO aplicada se basan en el modelo de demanda de Leontief (*Leontief Quantity Model*), puesto que permiten analizar el efecto de determinadas variaciones en la demanda final sobre la economía. Estos estímulos son, por una parte, la inversión en la instalación de parques eólicos y la producción destinada a consumo final de las actividades de producción de energía eléctrica y de operación y mantenimiento de las instalaciones.

El modelo de Leontief permite la estimación del impacto económico de dichos estímulos, que se puede expresar de la siguiente forma: $x = (I - A)^{-1}y$ y donde x es el vector de la producción total; $(I - A)^{-1}$ es la matriz inversa de Leontief⁶; e y es el vector de demanda final neta de importaciones. De este modo, a partir de un incremento en el vector de demanda final, se podrá calcular su impacto en la producción total y, posteriormente, en el PIB.

En los siguientes subepígrafos se describe el proceso de elaboración del análisis empírico, en particular, los datos utilizados y las ramas productivas seleccionadas. Asimismo, se examina el proceso de actualización matricial para lograr unos resultados más precisos mediante el cálculo de las estructuras productivas anuales.

3.1 Estructura del modelo y datos

La estructura del modelo analítico se divide en dos partes, con el fin de estudiar el impacto económico temporal, asimilado a la instalación de parques eólicos; y el permanente, que se identifica con las

⁵ Existen otras metodologías ligadas al análisis input-output que estudian las estructuras productivas. Véase, entre otros, Rueda (2006).

⁶ Se indica que la matriz A es la matriz de coeficientes técnicos (de flujos totales). Su elemento genérico, a_{ij} , representa el input del sector i por unidad del output del sector j .

actividades de operación y mantenimiento (O&M) y la producción de electricidad. Esta forma de proceder soluciona el problema esencial de individualizar el impacto económico temporal y permanente del sector eólico a nivel regional (Lambert y Silva, 2012; Llera *et al.*, 2010), incrementando la capacidad analítica y descriptiva. En este sentido, las actividades más estacionales dependen en mayor grado del ciclo económico y del marco normativo, así como de dinámicas internas como la rentabilidad esperada del sector, entre otros factores. De este modo, la evolución de la inversión no muestra una pauta estable y presenta una evolución moderadamente volátil. Por el contrario, las ramas productivas ligadas con la actividad diaria de funcionamiento de los parques eólicos siguen una senda de evolución más continua y creciente. Este es el caso de las actividades de O&M y producción eléctrica, que dependen de la capacidad instalada acumulada y de las condiciones meteorológicas.

En relación a las actividades vinculadas a la instalación de parques eólicos, se seleccionaron siete ramas productivas siguiendo la CNAE-93 Rev.1 (NACE-Rev1.1)⁷. Como muestra la Tabla 1, estas ramas productivas están ligadas principalmente con las actividades de fabricación de componentes, obra civil, consultoría y sector financiero. La selección de las ramas se basó en la cadena de valor estándar del sector eólico, en entrevistas con los principales agentes del sector eólico gallego (principalmente, fabricantes de componentes, consultoras, patronales empresariales, promotores y compañías eléctricas) y en estudios previos, entre los que destacan Aixelá *et al.* (2003), Simón *et al.* (2009), Blanco y Rodrigues (2009) y Díaz *et al.* (2013).

Para calcular el vector de demanda final, se parte de los datos anuales de potencia instalada publicados por el Instituto Enerxético de Galicia (INEGA) y del promedio del coste de la inversión por megavatio para España en el año 2006⁸ (EWEA, 2009). Asimismo, esta inversión se reparte entre las ramas en función de la distribución de los costes de instalación de los parques eólicos (Hau, 2005; EWEA, 2008, 2011). Posteriormente, se imputa el porcentaje de la inversión que se realiza por agentes radicados en Galicia. Esta imputación se realizó de acuerdo con la información cuantitativa y cualitativa obtenida en las entrevistas con distintos agentes del sector eólico y con los datos censales de empresas de la Asociación Eólica de Galicia (EGA) y de la Asociación Empresarial Eólica⁹ (AEE,

⁷ Se escogió la CNAE-93 debido a que se realizó una actualización de las tablas simétricas domésticas para el periodo temporal comprendido entre el año 2000 y el 2010. De este modo, dada la existencia de dos marcos input-output (años 2005 y 2008), fue necesario mantener un mismo grado de homogeneidad para las ramas productivas para todo el periodo. Con este objetivo, se fusionaron varias ramas productivas iniciales de los marcos input-output de los años 2005 y 2008, con lo que el rango de la matriz de consumos intermedios se redujo a 51×51. Aunque no es el objetivo del presente trabajo, debe señalarse que varios autores señalan posibles efectos adversos derivados de la excesiva agregación de ramas productivas en la matriz inversa de Leontief o al realizar proyecciones con el método RAS (Soza-Amigo y Ramos, 2011; Szyrmer, 1989). Asimismo, Soza-Amigo y Ramos (2011) señalan los posibles efectos en las ramas que no se unen.

⁸ Estos valores se aminoran por la cuantía del tipo impositivo general histórico del IVA (16%) para el periodo de análisis. Lo mismo sucede con los costes de O&M.

⁹ En relación a la rama 65 (intermediación financiera), se escogieron como parámetros de imputación las cuotas de mercado de las antiguas cajas de ahorro gallegas en la concesión de créditos al sector privado residente (Fernández, 2011) en el periodo de análisis 2000-2010. En este sentido, las cajas de ahorro tuvieron un papel más activo en el crédito empresarial y en la participación industrial en Galicia en comparación con las entidades

2011). De este modo, se obtiene el valor del vector de demanda final que tendrá un impacto multiplicador temporal en la economía regional.

Tabla 1. Ramas productivas presentes en el sector eólico con efectos económicos temporales

Código de la rama	Elementos
28	Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo
29	Industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico
31	Fabricación de material y equipamiento eléctrico
45	Construcción
52-72	Comercio al por menor, excepto de vehículos de motor; actividades informáticas y reparación de efectos personales y utensilios domésticos
65	Intermediación financiera, excepto seguros y planes de pensiones
74-85	Actividades sanitarias, veterinarias, de servicios sociales y otras actividades empresariales

Fuente: elaboración propia

El análisis de las actividades permanentes se realiza mediante la selección de la rama 40 (producción de electricidad) y de una serie de tres ramas de carácter industrial que señalan el impacto de las actividades de O&M. Estas tres industrias realizan tareas de reparación que en la CNAE-09 las lleva a cabo la rama 33 y en la CNAE-93 las propias ramas que fabrican los distintos componentes. En este sentido, la única diferencia consiste en que el reparto del estímulo se realizará sobre estas tres ramas, en vez de en un único sector, en función del peso que tiene la demanda final de cada rama en el conjunto de las tres seleccionadas para cada año analizado. En la Tabla 2 se muestran las citadas ramas.

Tabla 2. Ramas productivas presentes en el sector eólico con efectos económicos permanentes

Código de la rama	Elementos
40	Producción de energía eléctrica, gas, vapor y aire acondicionado
28	Mantenimiento/repación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo
29	Mantenimiento/repación de máquina y equipo mecánico
31	Mantenimiento/repación de material y equipamiento eléctrico

Fuente: elaboración propia

Para calcular el impacto de la producción eléctrica generada en los parques eólicos, se parte del dato de generación eléctrica de origen eólico del INEGA para el periodo de análisis (2000-2010). A partir de este dato, se deduce el valor de la producción eléctrica mediante el cálculo del precio que reciben los productores gracias a la información ofrecida por la Comisión Nacional de la Energía (CNE)¹⁰. No obstante, este valor resultante todavía no constituye un vector de demanda final, por lo

bancarias (Vasallo, 2001). La cuantificación directa del porcentaje de créditos de las entidades gallegas al sector eólico constituye una tarea ardua, debido a que es habitual la suscripción de créditos sindicados con varias entidades financieras y las cláusulas de confidencialidad.

¹⁰ Este valor se compone del precio negociado en el mercado diario más los incentivos y primas. Hasta el año 2004 no se negociaba directamente en el mercado organizado, por lo que el valor inicial es el derivado de la venta a la distribuidora. En este sentido, desde ese año, más del 90% de la producción se comercializaba en el mercado diario, siendo residual los agentes que escogían la opción de tarifa regulada.

que es necesario filtrar los datos para obtener el vector de demanda final para la rama 40, eliminando, en consecuencia, la producción intermedia.

En relación a la cuantificación de los costes de O&M, se utilizan las estimaciones de EWEA (2009) de los costes en relación a los kWh producidos¹¹. Asimismo, el valor resultante se filtra, debido a que la propia patronal afirma que solo el 60% serían propiamente costes de mantenimiento y reparación. Como en el caso de la producción eléctrica, es necesario también filtrar el resultado para obtener el vector de demanda final y repartir el valor final entre las tres ramas responsables de las actividades de O&M, en función del peso de la demanda final de cada rama en las matrices simétricas anuales.

Por último, se dispone de dos vectores de demanda final, uno para las actividades ligadas a la instalación de parques eólicos y otro para las actividades de carácter permanente. De este modo, siguiendo el proceso de la inversa de Leontief, se podrán cuantificar diversos multiplicadores, así como el impacto económico del sector en términos de PIB y de empleo.

3.2 Actualización de las estructuras productivas

Los últimos marcos IO disponibles para Galicia se refieren a los años 2005 y 2008. Así, al margen de las diferencias de criterio de agregación de los sectores productivos y el efecto de los precios¹², estos marcos contables servirán de base para efectuar una serie matricial de las estructuras productivas desde el año 2000 al 2010, debido a la existencia de información anual de ciertas magnitudes macroeconómicas¹³. De entrada, parece razonable realizar las correspondientes estimaciones y no centrarse solamente en los años 2005 y 2008, sobre todo si existen los elementos suficientes para aplicar métodos de actualización matricial. De este modo, se logra evitar una debilidad de los modelos IO para la cuantificación del impacto económico, consistente en la existencia de coeficientes técnicos estáticos (Lambert y Silva, 2012).

En este sentido, si se conocen las tasas de crecimiento de la producción, de los valores añadidos y del total de importaciones, tal como sucede en el caso de estudio, es posible actualizar la tabla simétrica (doméstica). Ciertamente es que el RAS simple (o básico) no se podría aplicar con esta información, porque no se conocen las sumas por filas de la matriz de consumos intermedios. A este respecto, cabe recordar que el RAS es una técnica biproporcional de ajuste matricial, que consiste en

¹¹ EWEA estima, para el año 2006, unos costes de entre 1,2 y 1,5 céntimos de €/kWh para los parques eólicos de España, Dinamarca, Reino Unido y Alemania. En el presente estudio se toma el valor medio.

¹² En este estudio no se realizó la deflatación de las tablas IO. Diversos autores (Miller y Blair, 2009; Eurostat, 2008) examinaron las desventajas de deflatar las tablas IO. Destacan, principalmente, la necesidad de un grado de desagregación sectorial muy alto y de homogeneidad por grupos, debido a que todos los elementos de la fila de la matriz de consumos intermedios se deflatarán por el mismo índice. En este sentido, los precios interindustriales pueden variar en gran medida entre sí. Asimismo, los efectos del nivel de precios se mitigarán, en gran parte, en la matriz de coeficientes técnicos, debido a que habrá un efecto inflacionario o deflacionario, tanto en el numerador como en el denominador. Una alternativa preferible a la deflatación de las tablas IO lo constituyen los métodos de ajuste biproporcionales, como el RAS (Miller y Blair, 2009).

¹³ Anteriormente también se ha publicado de forma incompleta el marco IO para el año 1998 (metodología SEC-95). Por lo tanto, se cree que no es oportuno emplearlo como base.

multiplicar de forma sucesiva los elementos de las filas y las columnas de una matriz base por unos determinados coeficientes correctores hasta lograr una solución convergente. Este procedimiento iterativo fue propuesto por Stone y Brown (1962) y, con el paso del tiempo, tanto sus referencias como sus extensiones se han multiplicado considerablemente; véase por ejemplo: Bacharach (1970), Allen y Lecomber (1975) o Szyrmer (1989).

Eurostat (2008) recurre habitualmente al método EURO para hacer ajustes en escenarios de este tipo. El método EURO responde a un enfoque global aunque solamente se puede aplicar a matrices cuadradas y en determinadas ocasiones no es convergente, véase Temurshoev *et al.* (2011). Pero esta problemática se puede sortear fácilmente, así, Pereira *et al.* (2013) diseñaron un procedimiento alternativo que se basa en las relaciones contables características en el marco IO y que se apoya a su vez en el RAS básico, procedimiento llamado Path-RAS. Por esta vía alternativa, los ajustes se realizan de forma sucesiva y paralela en las matrices de consumos intermedios y demanda final con las únicas restricciones dadas por la información disponible.

En este caso concreto, para formalizar las actualizaciones se ha decidido adaptar el RAS básico, a pesar de no conocer el vector de demanda intermedia. Por lo tanto, no es necesario usar el método EURO o el Path-RAS, aunque sus aplicaciones no son complejas. Para ejecutar la extensión del RAS se debe actuar de forma conjunta sobre las matrices de consumos intermedios (domésticos) y demanda final (doméstica), dado que se conocen los márgenes de esta matriz combinada. En aquellos casos en los que se dispone de tablas IO obtenidas de forma directa, para los que se pueden realizar contrastes entre las estimaciones y los datos reales, se puede comprobar que al aplicar esta extensión del RAS, los resultados son muy similares a los obtenidos con el método EURO o el Path-RAS, sobre todo cuando no se han dado alteraciones significativas en las magnitudes macroeconómicas. No se conoce el comportamiento de los totales de los componentes de la demanda final (consumo final público y privado, formación bruta de capital y exportaciones), pero si se agrega en un único vector se puede conocer su total por diferencia entre magnitudes. Simplemente hay que garantizar los equilibrios contables del marco IO.

En relación a la matriz combinada, cabe señalar que es preciso englobar varias submatrices. En concreto, se trata de las matrices de consumos intermedios domésticos e importados, X^d y X^m respectivamente, y las matrices demanda final doméstica e importada, Y^d e Y^m .

Por lo tanto, analíticamente se tiene la matriz combinada:

$$(X : Y) = \begin{pmatrix} X^d & Y^d \\ X^m & Y^m \end{pmatrix}. \quad (1)$$

En general, la matriz $(X : Y) \in M_{2n \times n+f}(\mathfrak{R})$, en donde n es el número de industrias y f es el número de componentes de la demanda final.

Si el objetivo es la actualización de la matriz de consumos intermedios domésticos, como es el caso, se recomienda agregar los flujos importados en un único vector fila y la demanda final en un vector columna. De ese modo, se tiene que

$$(X:Y)_{adaptada} = \begin{pmatrix} X^d & Y^d i \\ i^T X^m & i^T Y^m i \end{pmatrix} \in M_{(n+1) \times (n+1)}(\mathfrak{R}), \quad (2)$$

en donde i es una matriz columna de unos e i^T es su traspuesta.

No obstante, como se conoce el vector de consumos intermedios importados, $i^T X^m$, y el total de las importaciones destinadas a la demanda final, $i^T Y^m i$; la extensión del RAS se puede aplicar sobre la matriz $(X^d:Y^d i)$.

4. PRINCIPALES RESULTADOS ANALÍTICOS

Los principales resultados empíricos que se derivan de la aplicación del modelo de Leontief (de flujos domésticos) al sector eólico gallego los constituyen los multiplicadores de la producción y el peso en el PIB regional del sector eólico.

En primer lugar, dada la actualización matricial para el cálculo de las estructuras productivas a nivel anual, se obtuvieron los multiplicadores de la producción o del output¹⁴. Estos multiplicadores contabilizan tanto el efecto directo del incremento de la demanda final inicial, como el efecto indirecto que recae en el resto de sectores de la economía para poder satisfacer de consumos intermedios a los sectores en los que recae directamente el estímulo. Así, se facilita el análisis de la estructura productiva y la interdependencia entre los diferentes sectores (Cardenete y Sancho, 2003). En este sentido, la cuantificación se realizó, tanto para las actividades temporales y permanentes, como para el total del sector.

El cálculo de los multiplicadores permite cuantificar los efectos directos e indirectos, que constituyen unas magnitudes que muestran la relación entre el incremento de la producción derivada del estímulo de la demanda final y el estímulo inicial. De este modo, se podrá conocer la generación de producción por cada euro de demanda final.

En la Tabla 3 se muestran los efectos directos e indirectos derivados del sector eólico, desglosados para las actividades temporales y permanentes, así como para el total del sector. Se calculó el efecto de arrastre como incremento porcentual del efecto total (efecto directo más indirecto) sobre el estímulo inicial (directo). Como se puede apreciar, la evolución es relativamente estable para todo el periodo analizado.

¹⁴ Se define el multiplicador del output, $m(o)_j$, como el sumatorio de la matriz incremento de la producción Δx ; en términos matemáticos $m(o)_j = i^t \Delta x$.

Tabla 3. Estimación de la producción directa e indirecta causada por el sector eólico (miles de euros, 2000-2010)

	Actividades temporales			Actividades permanentes			Total del sector		
	Estímulo inicial	Total	Efecto de arrastre	Estímulo inicial	Total	Efecto de arrastre	Estímulo inicial	Total	Efecto de arrastre
2000	94.743	135.422	43%	43.253	66.173	53%	137.996	2015.94	46%
2001	220.303	316.014	43%	66.455	104.313	57%	286.759	420.327	47%
2002	203.514	295.259	45%	101.548	152.831	51%	305.062	448.091	47%
2003	176.141	256.202	45%	103.264	154.251	49%	279.405	410.453	47%
2004	153.183	224.481	47%	139.011	209.413	51%	292.195	433.894	48%
2005	337.912	493.580	46%	221.944	342.734	54%	559.856	836.314	49%
2006	161.088	236.520	47%	229.583	360.360	57%	390.618	596.880	53%
2007	248441	365.476	47%	205.776	316.937	54%	454.217	682.413	50%
2008	65.841	95.764	45%	259.143	405.326	56%	324.984	501.086	54%
2009	67.698	98.815	46%	245.700	373.584	52%	313.398	472.398	51%
2010	26.173	38.240	46%	279.384	415.725	49%	305.557	453.965	49%

Fuente: elaboración propia

En relación con las actividades temporales, por cada euro invertido en la instalación de parques eólicos, se genera una producción extra en la economía gallega que oscila desde los cuarenta y tres céntimos del año 2000, hasta los cuarenta y siete del año 2007. En este año se logra el mayor impacto en términos de producción.

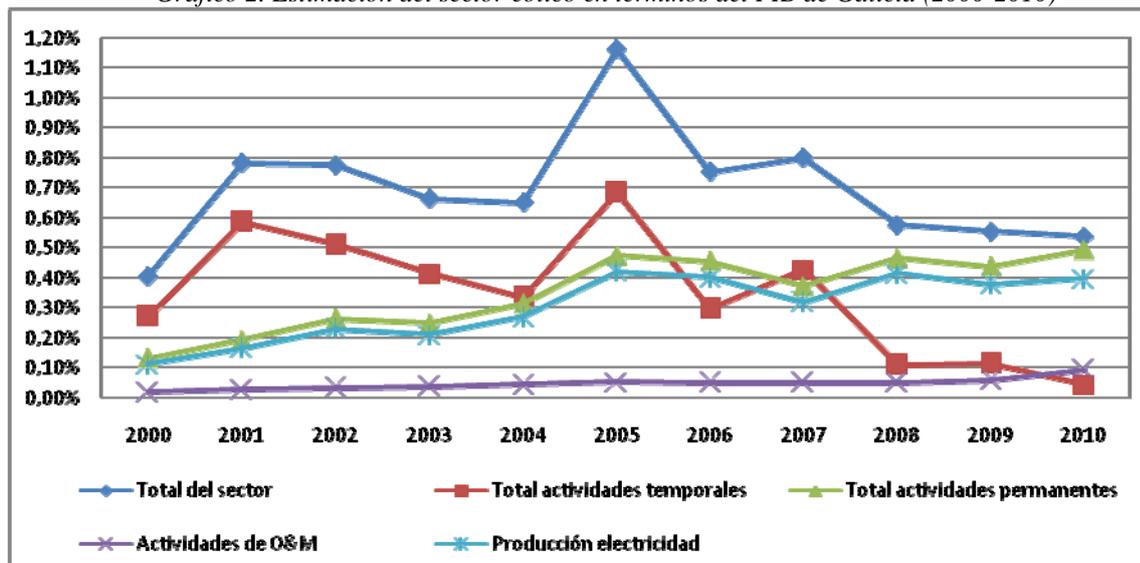
Las actividades permanentes, a nivel agregado, alcanzan unos efectos directos e indirectos de mayor cuantía que las temporales. De esta forma, en casi todo el periodo incrementan en más de un 50% los efectos generados por el estímulo en la demanda final (efectos indirectos en la producción). Por lo tanto, se demuestra que tanto la inversión en parques eólicos, como su propia actividad diaria, tienen unos efectos significativos en la economía gallega. Así, la mayoría de las cadenas de valor generan una producción adicional de casi la mitad de lo inicialmente invertido, o incluso más.

En el Gráfico 2 se muestra el peso del sector eólico y sus diferentes componentes en la economía regional. Esta cuantificación es de vital importancia porque dimensiona el sector en relación a la economía y, resalta la importancia de las políticas públicas que fomenten el sector, así como sus potencialidades.

Igualmente, se puede comprobar el impacto en el sector del ciclo económico y de los cambios normativos. Además, al presentar un desglose en función de sus cadenas de valor, destaca la importancia relativa de cada segmento.

El peso del sector eólico en la economía gallega varió sustancialmente a lo largo del periodo de tiempo analizado. El año en el que alcanzó el valor más alto fue 2005, cuando alcanzó el 1,16% del PIB, debido, principalmente, a la instalación de nuevos parques eólicos (supuso casi el 0,69%) y la producción de electricidad (el 0,42%). Este año constituyó el momento en el que se instaló más potencia a nivel absoluto, con 540 MW. Sin embargo, también alcanzó cifras netamente menores, como a principios y finales de la década (entre el 0,40 y el 0,54%). Entre los años 2001 y 2007, mantuvo su aportación a la economía por encima del 0,70% durante casi todos los años.

Gráfico 2. Estimación del sector eólico en términos del PIB de Galicia (2000-2010)¹⁵



Fuente: elaboración propia

En el Gráfico 2 se muestra varias características. En primer lugar, la importancia de la aportación al PIB de la instalación de nuevos parques eólicos hasta el año 2007. Durante esos años, no bajó de las tres décimas, constituyéndose, por lo tanto, en el componente más dinamizador del sector eólico y con unos importantes efectos directos e indirectos en toda la economía. Esta evolución refleja el gran auge del sector, con unas tasas de crecimiento anual de la potencia instalada acumulada por encima del 10% e incluso llegando al 57,1% en el año 2001. A partir de 2007 se sucedieron dos normativas y concursos eólicos con líneas maestras opuestas y la judicialización del concurso eólico del 2008. Además, hay que añadir los recientes cambios en el régimen retributivo y la crisis económica. El resultado fue un parón muy importante en la instalación de nueva potencia, lo que lastró significativamente la progresión del sector. De este fenómeno se deriva la dependencia que tiene el sector de la instalación de nueva potencia y los efectos perjudiciales que tiene en la economía gallega la parálisis de los concursos eólicos. Esta inestabilidad legislativa es una de las características de los clústers o aglomeraciones industriales periféricas (Gorenstein y Moltoni, 2011).

En segundo lugar, las actividades permanentes se alzan, al final de la década, como paliativo a la evolución desfavorable de la potencia instalada anualmente. Principalmente, este hecho se justifica por la aportación de la producción de energía eléctrica, que salvo años perjudiciales meteorológicamente, sigue una senda positiva. La energía eléctrica del régimen especial, del que es parte la energía eólica, tiene preferencia en el mercado diario de la electricidad, por lo que no se ve tan afectado por los vaivenes del mercado energético. Asimismo, la aportación de las actividades de O&M sigue siendo testimonial (por debajo del 0,1% del PIB), por lo que no constituye todavía un motor económico. De esta forma, surge una tercera consecuencia. No existe todavía un *stock* suficiente de aerogeneradores

¹⁵ Los datos del PIB están en términos reales en base 2005, corregidos de estacionalidad y efecto calendario. Asimismo, se deflactaron los flujos de producción de cada segmento destinados a demanda final mediante el deflactor implícito en base 2005.

como para que su contribución a la economía o al empleo posea una envergadura suficiente. El componente permanente del sector todavía no es lo suficientemente maduro para erigirse en un motor dinamizador.

Finalmente, dada la atonía actual del sector, se puede deducir que una progresión positiva pasa por un crecimiento de la potencia instalada, sea en tierra firme o en el mar, o bien por la repotenciación de los parques eólicos existentes. En este último caso, se debe reformular el marco legislativo, en especial, el régimen retributivo actual del régimen especial¹⁶, para incrementar la rentabilidad esperada para un sector que es intensivo en capital.

5. CONCLUSIONES

Las energías renovables no solo constituyen un elemento para la diversificación energética y la lucha contra el cambio climático y la contaminación atmosférica. La emergencia de estas fuentes energéticas puede suponer un estímulo para la aparición de nuevos sectores productivos con efectos económicos positivos en las economías regionales.

En Galicia, la energía eólica sufrió un fuerte crecimiento, en términos de potencia instalada, durante la década pasada. Así, se convierte en una de las fuentes renovables más importantes, conjuntamente con la hidráulica. En este sentido, conocer la dimensión del sector eólico constituye un factor esencial como instrumento de política energética e industrial y para analizar sus potencialidades. Por lo tanto, cuantificar el impacto económico del sector en la economía constituye un primer paso para calibrar la política económica.

El impacto económico del sector eólico en la economía gallega se estimó de acuerdo con la metodología IO y el análisis de las cadenas de valor. Los resultados del estudio, tras la actualización de las estructuras productivas en base a los años 2005 y 2008, muestran un sector con un impacto significativo en la economía en el pasado. Esta evolución coincide con el fuerte auge de la instalación de nuevos parques en el ecuador del periodo de análisis (2000-2010). De este modo, la influencia del sector eólico en la economía gallega depende, en gran medida, de la instalación de nueva potencia.

En el presente estudio también se puede comprobar el impacto en la economía gallega de la paralización de los concursos eólicos, los efectos de los recortes en el régimen retributivo del régimen especial y, por último, la crisis económica. Así, la aportación del sector eólico a la economía gallega se redujo en más de medio punto del PIB entre los años 2005 y 2008. En un sector tan regulado como el energético, el efecto de cambios normativos frecuentes y radicales suele ser contraproducente. Además, si la emergencia del sector es relativamente nueva, el efecto negativo se incrementa.

El sector eólico gallego todavía no posee el tamaño suficiente como para que las actividades diarias de funcionamiento tengan un peso significativo en la economía. No obstante, los efectos

¹⁶ En la actualidad, con el Real Decreto-ley 9/2013, de 12 de julio, se incrementa la incertidumbre al modificar totalmente el anterior régimen de primas, reduciendo la retribución. En este sentido, es necesario mencionar el canon eólico gallego estipulado en la Ley 8/2009, del 22 de diciembre, y el impuesto a la producción eléctrica.

directos e indirectos de todas las actividades son considerables, puesto que supera el 40%, es decir, por cada euro invertido en el sector, la producción se incrementa en más de un 40% en relación al estímulo inicial.

En el corto plazo, el futuro del sector pasa por el incremento de la potencia instalada, sea en tierra firme o en el mar, o en la repotenciación de los parques eólicos existentes. Sin embargo, estos procesos solo se podrían dar con un marco normativo y retributivo que incremente la rentabilidad esperada de las instalaciones.

REFERENCIAS

- AEE (2011) *Eólica 2010*, Asociación Empresarial Eólica. Madrid.
- Aixalá, J., Sanaú, J. y Simón, B. (2003) "El desarrollo de la energía eólica en Aragón: estimación de los efectos en la producción y el empleo regionales", *Economía Aragonesa*, 22, 55–80.
- Allen, R. y Lecomber, J. (1975) "Some Test on a Generalized Version of RAS". En R. Allen, y W. Gossling, *Estimating and Projecting Input-Output Coefficients*, Publishing Company. London.
- Bacharach, M. (1970) *Biproportional Matrices and Input-Output Change*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Bacigalupo, M. (2010) "La distribución de competencias entre el Estado y las Comunidades Autónomas en materia de energías renovables", *REAF*, 10, 286–329.
- Blanco, M. y Rodrigues, G. (2009) "Direct Employment in the Wind Energy Sector: An EU Study", *Energy Policy*, 37, 2847–2857.
- Cardenete, M.A. y Sancho, F. (2003) "Evaluación de multiplicadores contables en el marco de una matriz de contabilidad social regional", *Investigaciones Regionales*, 2, 121–139.
- Dalton, G.J. y Lewis, T. (2011) "Metrics for Measuring Job Creation by Renewable Energy Technologies, Using Ireland as a Case Study", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15, 2123–2133.
- Díaz, A.C., Castro, U., Pelegrí, E. y Ramos, C. (2013) "El sector eléctrico y sus efectos de arrastre sobre otros sectores productivos. Análisis desde una perspectiva input-output". *V Jornadas de Análisis Input-Output. "Nuevos retos ante una economía cambiante y global"*. Sevilla.
- Eurostat (2008) *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*, European Communities. Luxembourg.
- EWEA (2008) *Wind at Work. Wind Energy and Job Creation in the EU*. European Wind Energy Association. Londres.
- EWEA (2009) *Wind Energy- the Facts: A Guide to the Technology, Economics and Future of Wind Power*, European Wind Energy Association. Londres.
- EWEA (2011) *Wind in Power. 2010 European Statistics*, European Wind Energy Association. Londres.
- Fernández, J. (2011) "O Impacto das Caixas de Aforro na Dinamización do Tecido Produtivo de Galicia", *Seminario Sistema Financeiro post-crise e Innovación: Repensar a Banca Pública*. Santiago de Compostela.
- Gorenstein, S. y Moltoni, L. (2011) "Conocimiento, aprendizaje y proximidad en aglomeraciones industriales periféricas. Estudio de caso sobre la industria de maquinaria agrícola en la Argentina", *Investigaciones Regionales*, 20, 73–92.

- Hau, E. (2005) *Windturbines: Fundamentals, Technologies, Application, and Economics*, 2nd ed., Springer. Berlin.
- INEGA (2012) *Parques Eólicos no Réxime Especial en Galicia*, Instituto Enerxético de Galicia, disponible en web [octubre 2012]: <http://www.inega.es/enerxiagalicia/listaxecentraais.html>
- Kamen, D., Kapadia, K. y Fripp, M. (2004) *Putting Renewables to Work. How many Jobs can the Clean Industry Generate?*, Renewable and Appropriate Energy Laboratory Report. Berkeley.
- Lambert, R. y Silva, P. (2012) "The Challenges of Determining the Employment Effects of Renewable Energy", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16, 4667–4674.
- Lema, R., Berger, A., Schmitz, H. y Song, H. (2011) *Competition and Cooperation between Europe and China in the Wind Power Sector*, IDS Working paper, 145.
- Llera, E., Aranda, A., Zabalza, I. y Scarpellini, S. (2010) "Local Impact of Renewables on Employment: Assessment Methodology and Case Study", *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14, 679–690.
- Miller, R.E. y Blair, P.D. (2009) *Input-Output Analysis. Foundations and Extensions*, 2nd ed., Cambridge University Press. Cambridge.
- Pedden, M. (2005) *Analysis: Economic Impacts of Wind Applications in Rural Communities*. NREL technical monitor.
- Pereira, X., Carrascal, A. y Fernández, M. (2013) "Advances in Updating Input-Output Tables: Its Relevance for the Analysis of Regional Economies", *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 33, 3–12.
- Rueda, J.M. (2006) "Análisis Input-Output de descomposición estructural aplicado a los casos de Andalucía y Madrid", *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 1, 38–57.
- Simón, B., Aixalá, J., Pérez, L. y Sanaú, J. (2009) "Efectos económicos de la energía eólica en Aragón (1996-2012)", *Economía Aragonesa*, 4, 56–72.
- Simón, X., Montero, M., Giménez, E.L. y Castro, F. (2010) *Os Plans Eólicos Empresariais no Sector Eólico Galego. Unha Análise do seu Grado de Desenvolvemento*, Consello Social. Vigo.
- Soza-Amigo, S. y Ramos, C. (2011) "La agregación en las tablas input-output: una revisión desde las ramas que no se unen", *Revista de Economía Mundial*, 28, 247–276.
- Stone, R. y Brown, A. (1962) *A Computable Model of Economic Growth*, Chapman and Hall. London.
- Szyrmer, J. (1989) "Trade-off between Error and Information in the RAS Procedure". En: R. Miller, K. Polenske y A. Rose, *Frontiers of Input-Output Analysis*, 255–278, Oxford University Press. New York.
- Temurshoev, U., Webb, C. y Yamano, N. (2011) "Projection of Supply and Use Tables: Methods and Their Empirical Assessment", *Economic Systems Research*, 23, 91–123.
- Varela, P. y Sánchez, M.C. (2014) "Estado de desarrollo del sector de la energía eólica en Galicia desde una perspectiva de clúster", *Revista Galega de Economía*, 23(1), 53–78.
- Vasallo, A.M. (2001) "Sistema financiero y desarrollo empresarial desde la perspectiva gallega", *Revista Galega de Economía*, 10, 2, 1–24.



UNIVERSIDAD
PABLO DE
OLAVIDE
SEVILLA



REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA
LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA (18). Páginas 34–53.
Diciembre de 2014. ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.
URL: <http://www.upo.es/RevMetCuant/art.php?id=95>

Brechas salariales por etnia y ubicación geográfica en Santiago de Cali

MORA, JHON JAMES

Departamento de Economía

Universidad Icesi (Colombia)

Correo electrónico: jjmora@icesi.edu.co

ARCILA, ANDRÉS MAURICIO

Departamento de Economía

Universidad Icesi (Colombia)

Correo electrónico: amarcila@icesi.edu.co

RESUMEN

En este artículo se estima la brecha salarial entre afrodescendientes y blancos en la ciudad de Cali a partir de datos de la encuesta de empleo y calidad de vida de 2013. Con el fin de considerar los efectos de la ubicación geográfica, se incluyeron efectos fijos por conglomerado de comuna en la ecuación de participación laboral; esto implica que en el proceso de censura también influye la localización espacial. Nuestros resultados muestran que, al incluir variables como las migraciones y la percepción de discriminación en la ecuación de selección para los afrodescendientes, la brecha salarial es de un 42%, de los que el 9% está asociado a características explicadas por diferencias en capital humano y el 33% está asociado a discriminación laboral.

Palabras clave: brecha salarial; Oaxaca-Blinder; afrodescendiente; descomposición salarial.

Clasificación JEL: J31; J71; R23.

MSC2010: 62P20; 91B40.

Wage Gap by Geographic Location and Ethnicity in Cali (Colombia)

ABSTRACT

In this article we estimate the wage gap between white people and Afro-American people in Cali by using data from the survey of employment and quality of life of 2013. The estimation is weighted by the number of individuals that recognize themselves as Afro-American as a measure of statistical correction given the disaggregation of the data, and our approach lets us including the spatial location in the censure process. Our results show that including variables such as migrations and discrimination perception in the participation equation for Afro-Americans, the wage gap is about 43%, where 9% is associated to explained characteristics by differences in human capital and 33% remains associated with labor discrimination.

Keywords: wage gap; Oaxaca-Blinder; Afro-descendant; wage decomposition.

JEL classification: J31; J71; R23.

MSC2010: 62P20; 91B40.



1. INTRODUCCIÓN

Durante los últimos años, Cali ha padecido las consecuencias de diferentes problemas sociales que van desde violencia urbana hasta desempleo y discriminación racial. Mucho se ha dicho sobre la dependencia que existe entre estos problemas, más teniendo en cuenta que el desempleo es uno de los detonantes de los demás problemas sociales en una ciudad; Cali, durante el 2012 registró tasas trimestrales de desempleo entre el 14% y el 15,7% que se encuentran alrededor de entre 4 y 6 puntos porcentuales por encima del total nacional. Aunado al problema del desempleo, el mercado de trabajo caleño muestra una gran discriminación laboral con respecto al sexo: Bernat y Vélez (2008) encontraron que existe segregación laboral en el mercado laboral caleño. Mora y Caicedo (2013), al igual que Bernat y Vélez (2008), no solo encuentran segregación laboral sino además que la brecha entre hombres y mujeres en Cali fue del 26% para 2012. La ciudad de Cali, al ser la ciudad colombiana con mayor proporción de población afrodescendiente y la segunda de América Latina, después de Salvador Bahía en Brasil, se constituye en un referente de la situación laboral de la población afrodescendiente.

Este artículo discute la existencia de brechas salariales por raza en la ciudad de Cali teniendo en cuenta la alta concentración de las comunidades afrodescendientes en ciertas comunas. Ello permite brindar una explicación teórica al proceso de censura de los datos tras considerar la localización del individuo como un elemento fundamental de la participación laboral. Los datos aquí utilizados fueron tomados de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Santiago de Cali (EECV) de 2013. Se encuestaron a 30.458 individuos, que a su vez pertenecían a 8.600 hogares. La encuesta se diseñó de tal forma que fuese representativa para cada una de las 22 comunas de la ciudad de Santiago de Cali. Esta encuesta posee información valiosa concerniente al mercado laboral, a las condiciones de vivienda, a migración, a discriminación y a movilidad, entre otros aspectos.

Este artículo se encuentra dividido de la siguiente forma. En la segunda sección se realiza una revisión de la literatura. La tercera sección plantea el modelo econométrico y el método de estimación. En la cuarta sección se analizan los datos. La quinta sección muestra los resultados de la estimación del modelo y, finalmente, la última sección presenta las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

En la teoría existe un consenso que divide los modelos de discriminación en dos grandes grupos: el competitivo y el grupal. En el primero los individuos buscan maximizar sus beneficios, mientras que en el segundo un grupo de agentes actúa contra otro. El modelo más estudiado en la teoría económica es el competitivo y existen dos grandes ramas el de discriminación por preferencias y el de discriminación estadística. El primero es difícil de medir con las herramientas económicas, pues la discriminación que implica este tipo de modelos es difícil de observar (Becker, 1957). El segundo modelo, desarrollado ampliamente por Arrow

(1972), Arrow (1973), McCall (1972), Phelps (1972) y Aigner y Cain (1977), parte del supuesto de que las empresas tienen información imperfecta sobre las habilidades de los individuos que solicitan empleo y es costoso tratar de obtener información sobre ellos. Así pues, el diferencial salarial estará determinado por las características observables de los individuos que permita inferir su productividad media. No obstante, a medida que se tiene más conocimiento de la productividad de los nuevos empleados, el diferencial salarial no va a estar ligado a esos elementos observables, sobre los que en principio se infirió para estimar la productividad de ellos. El método más aplicado en la literatura para estimar estas brechas salariales es la descomposición del tipo Blinder-Oaxaca, que se explicará en la siguiente sección.

Ya Smith y Welch (1989) analizan las diferencias salariales entre afroamericanos y blancos entre 1940 y 1980 en los Estados Unidos. Ellos encuentran que las diferencias en los salarios semanales entre estos grupos étnicos disminuyeron desde un 57% en 1940 a un 27% en 1980. Heckman *et al.* (2000) encuentran que las diferentes formas de introducir medidas de calidad en la función de ganancias afectan sustancialmente el impacto estimado de la brecha salarial entre razas. Heckman *et al.* (2000) muestran que corregir por el sesgo de selección afecta la estimación de la brecha.

Duncan y Hoffman (1979) estudian la contribución de las diferencias del entrenamiento en el trabajo para observar las diferencias en los ingresos por raza y sexo en Estados Unidos. Encuentran una fuerte evidencia de que el tiempo utilizado en el entrenamiento en el trabajo incrementa los ingresos. Además, muestran que este pago fue uniforme entre hombres y mujeres y afroamericanos y blancos; no encontraron evidencia de que los trabajadores de las minorías étnicas tuviesen un porcentaje de retorno del entrenamiento menor que los hombres blancos. Argumentan que el mercado de trabajo parece ser justo, en el sentido de que el entrenamiento recibido es recompensado de forma igualitaria y no depende del sexo o la etnia.

Johnson (1978), utilizando datos de la encuesta longitudinal de los Estados Unidos, estima la diferencia entre los salarios por industria. Para esto, mide las diferencias entre los salarios de afroamericanos y blancos que no son debidas a sus características personales. Johnson (1978) encuentra que los gobiernos, las industrias reguladas y las organizaciones sin ánimo de lucro discriminan menos en términos de salario con respecto a otros empleadores.

Reimers (1983) estudia la discriminación salarial hacia los hispanos y afroamericanos en los Estados Unidos a través de la descomposición de Oaxaca-Blinder. Reimers (1983) utiliza microdatos de la Encuesta de Ingreso y Educación para 1976 y corrige por sesgo de selección para cada grupo étnico (mexicanos, puertorriqueños, cubanos y otros hispanos). Encuentra que, para los hombres oriundos de Puerto Rico, la discriminación representa el 18% de la diferencia salarial. Por su parte, para los otros hispanos, la discriminación representa el 12% de la brecha. Para los mexicanos, sin embargo, la discriminación solo es el 6% de la diferencia y el resto se debe a diferencias en características como la educación y otras.

Paz (1998) estima la brecha en el ingreso por género entre Buenos Aires y la parte noreste de Argentina en mayo de 1997. Usó datos de la Encuesta Permanente de Hogares, tomando individuos de entre 15 y 64 años de edad. Estimó dos modelos diferentes: el primero tenía como variable dependiente el logaritmo del ingreso mensual y el segundo utilizaba el logaritmo del ingreso mensual evaluado en el tiempo completo. Esta última variable, según el autor, fue construida para penalizar los ingresos de personas que tenían más de 40 horas de trabajo a la semana y recompensar los ingresos de los trabajadores de tiempo parcial; en otras palabras, homogeneizados al equivalente a 40 horas por semana para el ingreso. Encontró que la proporción de la brecha que no es explicada por las características productivas de los individuos es de aproximadamente el 90% de la brecha total, que estaba entre 0,7 y 0,85, dependiendo de la especificación empírica del modelo.

Berges y Di Paola (2000) calcularon la brecha salarial por género aplicando las técnicas de descomposición de Oaxaca-Blinder, utilizando ecuaciones de salario mincerianas. Para corregir el sesgo de selección por participación laboral, utilizan una estimación tipo Heckman en dos etapas, controlando por la edad, la edad al cuadrado y los años de escolaridad entre otras. Toman datos de la Encuesta Permanente de Hogares para 1997 en el área de Mar del Plata en Argentina. La variable dependiente fue el logaritmo del ingreso por horas mensuales trabajadas. Los resultados muestran que, sin corregir por el sesgo de selección, la parte de la brecha que es explicada por las características productivas es el 28%, mientras que el 78% restante corresponde a las estructuras del mercado. Cuando corrigen por el sesgo de selección, los resultados varían ya que la parte explicada es del 78% frente al 28% de la parte no explicada.

Johansson *et al.* (2005) discutieron la evolución de los diferenciales salariales y los factores que pueden estar relacionados con ello año tras año a través de un análisis de corte transversal. Utilizan datos del Departamento de Estadística de Suecia para los años 1981 y 1983-1998 para estimar la diferencia salarial por género de acuerdo a la metodología de Oaxaca-Blinder. Para la ecuación de salarios toman como variable dependiente el logaritmo del salario mensual por hora en función de la edad al cuadrado, que según los autores es una *proxy* de la experiencia, variables que recogen el nivel de entrenamiento necesario para diferentes tipos de trabajo, ya sean cualificado o no cualificado, en el sector público o privado y una variable que especificaba si el puesto de trabajo era predominantemente femenino o masculino. Los resultados muestran que las diferencias entre el promedio geométrico de los salarios por hora de hombres y mujeres se ubicaron entre un 13% y 14% del promedio de salario de los hombres durante 1983 y 1987. Desde 1988 fue alrededor de 14-16%.

Por su parte, Tenjo *et al.* (2005) analizan la evolución de las diferencias en los ingresos por hora y sexo en Argentina, Brasil, Costa Rica, Colombia, Honduras y Uruguay. Estos autores estiman las ecuaciones de salarios para los diferentes países con y sin corrección por sesgo de selección para hombres y mujeres tomando como variable dependiente el ingreso por hora. Los

autores concluyen que hay diferencias en los ingresos por hora entre hombres y mujeres, que esta ha caído en favor de las mujeres y, además, una razón por la cual las mujeres ganan menos que los hombres: que trabajan menos horas.

Para el caso colombiano, Tenjo (1993) plantea que durante la década de los años ochenta del siglo XX los retornos de la educación fueron muchos más bajos para las mujeres que para los hombres. Baquero (2001) aplica un modelo de diferencias salariales utilizando la descomposición de Blinder-Oaxaca con los datos de la Encuesta Nacional de Hogares entre 1984 y 1999. Define a los asalariados como aquellas personas que trabajan en el Gobierno, de forma particular o doméstica. Durante este periodo encuentra diferencia de salarios a favor de los hombres; sin embargo, encuentra que no existe evidencia suficiente para afirmar que se presenta discriminación salarial.

En esta misma línea, Abadía (2005) empleó los datos de la Encuesta Continua de Hogares para el segundo trimestre de 2003, excluyendo un conjunto de individuos como los trabajadores por cuenta propia, empleadores, trabajadores familiares sin remuneración. De esta forma, los trabajadores analizados consistían en empleados públicos y privados. Concluye que existe una discriminación estadística en el sector privado, especialmente para las mujeres casadas o en unión libre.

Bernat (2005) analiza las diferencias salariales por hora entre hombres y mujeres, utilizando los datos de la Encuesta Continua de Hogares de los años 2000 a 2004 en las siete principales ciudades de Colombia. Encuentra que la descomposición de Blinder-Oaxaca permite concluir que sí existe discriminación hacia las mujeres en el mercado laboral, ya que encuentra que el componente asociado a discriminación es mayor que el componente asociado a las características productivas.

Galvis (2010) estima un modelo de regresiones cuantílicas para estimar los diferenciales salariales por género y región en Colombia. Utilizando los datos de la GEIH (Gran Encuesta Integrada de Hogares) para el año 2009 y aplicando una descomposición de Blinder-Oaxaca en el contexto de modelos de regresiones cuantílicas, encuentra que las brechas salariales no están explicadas por los atributos observables de los individuos. Dichas disparidades son en su mayoría explicadas por el efecto de las diferencias en la remuneración de atributos tales como la educación, además de elementos no observados.

Cali, Bernat y Vélez (2008) exploran la relación entre la segregación ocupacional y las diferencias de salarios entre hombres y mujeres en Cali usando la descomposición de Flückinger y Silber. Usan información de personas asalariadas registrada en la Encuesta Continua de Hogares de Áreas Metropolitanas elaborada por el Departamento Nacional de Estadística (DANE), para el primer trimestre del 2006. Encuentran que el componente de la segregación de la descomposición es sensible a la forma en que los grupos son definidos. Dado que los grupos por ocupaciones son definidos por defecto, argumentan que son necesarios más estudios para

determinar cómo de importante es la segregación para explicar las diferencias en salarios. Correa (2012) encuentra que existe discriminación laboral en los afrodescendientes en Cali y, en particular, encuentra la existencia de una brecha salarial de un 21% utilizando la GEIH del 2007.

En este mismo sentido, Mora y Caicedo (2013) investigan la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali, reconociendo la existencia de un doble sesgo de selección. Encuentran que, en las estimaciones corrigiendo por sesgo de selección de participación laboral y sesgo por segregación laboral, la brecha salarial entre hombres y mujeres es del 26%. Igualmente, encuentran que, si las mujeres tuviesen las mismas características de los hombres, ganarían casi un 1% más.

Cabe observar que los artículos anteriores suponen implícitamente que los retornos a la educación no varían en mercados de trabajo locales, lo cual es cierto si las preferencias de los individuos son homotéticas. Después de los trabajos seminales de Haurin (1980) y Roback (1982), quienes muestran que los equilibrios en los precios y salarios varían entre ciudades debido a las diferencias específicas a cada ciudad o productividad, algunos autores empezaron a controlar por la influencia de la ubicación en los retornos a la educación. En esta línea se encuentran los trabajos de Black *et al.* (2009) y Black *et al.* (2013), quienes controlan por la ubicación de los individuos para calcular los retornos a la educación y la brecha salarial. En particular, el trabajo de Black *et al.* (2013) muestra cómo, al *no incluir un control por la ubicación de los individuos, sobreestima* la brecha salarial por raza¹, ya que compara sus resultados con los encontrados por Smith y Welch (1989). Black *et al.* (2013) argumentan que una forma de controlar por la ubicación consiste en incluir efectos fijos por ubicación.

3. MODELO

Tradicionalmente la discriminación, tanto racial como por sexo, ha sido estudiada a través de los modelos de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973). Esta metodología permite descomponer las diferencias salariales entre dos grupos en dos componentes: el primero muestra las diferencias explicadas por la teorías del capital humano de Becker (1964) y el segundo hace referencia a una parte no explicada asociada con algún tipo de discriminación. Dicha descomposición parte de una función de ingresos a la Mincer (1974), la cual se fundamenta en dos predicciones básicas de la teoría del capital humano: los ingresos guardan una relación positiva con la educación y positiva, pero decreciente, con la experiencia. En este orden de ideas, se debe estimar por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente ecuación:

$$\ln(wh_i^k) = \beta_0 + \beta_1 S_i^k + \beta_2 \exp_i^k + \beta_3 (\exp_i^k)^2 + \mu_i^k \quad (1)$$

¹ Black *et al.* (2013) muestran que no necesariamente la brecha se va a sobreestimar, ya que en algunos casos se podría subestimar, como es el caso de lo que ocurre en este artículo. El punto importante consiste en que no incluirlos llevaría a un mal cálculo de la brecha.

donde i indexa al individuo y k indexa la etnia. $\ln(wh_i^k)$ hace referencia al logaritmo del salario por hora, s_i^k son los años de educación, exp_i^k es la experiencia potencial del individuo y μ_i^k es un término aleatorio de error *iid*. A fin de descomponer la brecha en los componentes anteriormente explicados, se define \mathbf{X}^k como el vector que agrupa las variables explicativas de la ecuación de salarios para la etnia k y \mathbf{wh}^k el vector de salarios por hora para la etnia k . Si suponemos que existen dos etnias, los afrodescendientes (B) y los no afrodescendientes (N), se tendría el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\ln(\mathbf{wh}^N) = \mathbf{X}^N \boldsymbol{\beta}^N + \boldsymbol{\mu}^N \quad (2)$$

$$\ln(\mathbf{wh}^B) = \mathbf{X}^B \boldsymbol{\beta}^B + \boldsymbol{\mu}^B \quad (3)$$

donde $\boldsymbol{\beta}$ es un vector de parámetros. Así pues, la brecha salarial entre los individuos afrodescendientes y no afrodescendientes vendrá dada por:

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\mathbf{X}^B \boldsymbol{\beta}^B - \mathbf{X}^N \boldsymbol{\beta}^N) + (\boldsymbol{\mu}^B - \boldsymbol{\mu}^N) \quad (4)$$

Si se construye un término “counterfactual” que indique cuál es el salario que obtendría el individuo afrodescendiente si tuviera las remuneraciones de los no afrodescendientes $\mathbf{X}^N \boldsymbol{\beta}^B$ y se suma y resta al lado derecho de (4), se obtendría el diferencial de salarios atribuidos a los diferenciales de características $(\mathbf{X}^B - \mathbf{X}^N) \boldsymbol{\beta}^B$ y el diferencial de salarios atribuidos a las distintas remuneraciones para cada individuo, $\mathbf{X}^N (\boldsymbol{\beta}^B - \boldsymbol{\beta}^N)$. Por lo tanto, la brecha salarial viene dada por:

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\mathbf{X}^B - \mathbf{X}^N) \boldsymbol{\beta}^B + \mathbf{X}^N (\boldsymbol{\beta}^B - \boldsymbol{\beta}^N) + (\boldsymbol{\mu}^B - \boldsymbol{\mu}^N) \quad (5)$$

La brecha salarial se estima a través de

$$\ln(\mathbf{wh}^B) - \ln(\mathbf{wh}^N) = (\bar{\mathbf{X}}^B - \bar{\mathbf{X}}^N) (\hat{\boldsymbol{\beta}}^B + \hat{\boldsymbol{\beta}}^N) + (\bar{\mathbf{X}}^B + \bar{\mathbf{X}}^N) (\hat{\boldsymbol{\beta}}^B - \hat{\boldsymbol{\beta}}^N) \quad (6)$$

donde $\bar{\mathbf{X}}^i$ son los promedios de las covariables.

Cabe resaltar que las ecuaciones que explican la formación de salarios (2) y (3) tienen el problema de sesgo de selección. Es decir, debido a que estas ecuaciones son estimadas para individuos que se encuentran trabajando y que han confirmado salarios, pero no existe información sobre los individuos que se educaron con el fin de incrementar su productividad pero se encuentran desempleados y, por lo tanto, debido a que no se tiene información sobre sus salarios existe un sesgo de selección (Gronau 1974, Heckman 1979).

Siguiendo a Heckman (1979), la forma de solucionar el anterior problema es incluir en las ecuaciones anteriores la razón inversa de Mills, obtenida a partir de la ecuación de selección cuya variable dependiente es una variable dicotómica de participación laboral, la cual tiene un conjunto de covariables como la edad, el estado civil, el número de hijos menores a 6 años en el

hogar, entre otras. Este procedimiento en dos etapas implica el siguiente conjunto de ecuaciones que se estiman corrigiendo su matriz de varianzas y covarianzas a fin de obtener estimadores consistentes y eficientes:²

$$\ln(wh_i^N) = \beta_0 + \beta_1 S_i^N + \beta_2 \exp_i^N + \beta_3 (\exp_i^N)^2 + \lambda_i^N \left(\frac{\varphi(\mathbf{g})}{\Phi(\mathbf{g})} \right) + \mu_i^N \quad (7)$$

$$\ln(wh_i^B) = \beta_0 + \beta_1 S_i^B + \beta_2 \exp_i^B + \beta_3 (\exp_i^B)^2 + \lambda_i^B \left(\frac{\varphi(\mathbf{g})}{\Phi(\mathbf{g})} \right) + \mu_i^B \quad (8)$$

El término entre paréntesis se conoce como la razón inversa de Mills y, en caso de ser estadísticamente diferente de cero, corregiría el problema de sesgo de selección. $\varphi(\mathbf{g})$, $\Phi(\mathbf{g})$ hacen referencia a la función de densidad marginal y acumulada respectivamente. Una forma usual de estimar las ecuaciones (7) y (8) consiste en realizar un procedimiento en dos etapas tipo Heckman (1979).

Como medida de corrección estadística, dada la desagregación de los datos, se pondera la regresión por el número de individuos afrodescendientes que existe en cada una de ellas. Además, también se plantea agregar *dummies* por conglomerado de comunas en la ecuación de participación laboral con el doble objetivo de reconocer la decisión de un individuo de participar en el mercado laboral dependiendo de la comuna en la que resida y de reconocer las diferencias en salarios asociadas al lugar de residencia de un individuo como se hace en Black *et al.* (2013).

Ahora bien, si se reconoce que en cada comuna los costos de ubicación son diferentes y que los costos de transporte entre una comuna y otra son casi nulos, la pérdida de utilidad por parte de los individuos entre ubicaciones, dada una variación en los precios, será diferente. Además de eso, esta pérdida de utilidad puede estar sistemáticamente correlacionada con la raza, ya que los afrodescendientes son, en promedio, más pobres que los blancos y, para el caso de Cali, un gran porcentaje de los individuos afrodescendientes se acentúa en ciertas comunas más deprimidas.

Sin embargo, si las preferencias de los individuos son homotéticas³, un incremento en los precios disminuirá el ingreso real de todos los individuos en una misma proporción; así pues, la brecha salarial será la misma entre las ubicaciones. En otras palabras, el incremento proporcional en el salario que se necesita para inducir a que las personas vivan en un lugar será el mismo para todos los individuos y, por lo tanto, la brecha salarial será la misma para todos los individuos en todas las comunas.

Como bien lo explican Black *et al.* (2013), una forma de recoger este efecto consiste en

² El procedimiento en dos etapas implica estimar los valores correspondientes a la razón inversa de Mills y luego incorporarlos en la ecuación principal, lo cual produce estimaciones consistentes pero no eficientes a no ser que se corrija la matriz de varianzas y covarianzas.

³ En este contexto, la homoteticidad se refiere a que la elasticidad del ingreso es uno, como lo explican Black *et al.* (2013).

estimar una ecuación minceriana incluyendo efectos fijos de ubicación para capturar los diferenciales inducidos por la ubicación. En este ejercicio se propone incluir dichos efectos fijos para capturar la decisión de participar en el mercado laboral para recoger el efecto de vivir en una comuna u otra en Santiago de Cali. También, con el objetivo de reconocer el posible efecto de las migraciones y la percepción de discriminación por parte de las comunidades afrodescendientes, se estima la brecha salarial controlando en la ecuación de selección por ambas variables. Para las migraciones, la EECV pregunta por la ciudad de residencia cinco años antes de la fecha de la entrevista, la cual se utiliza como *proxy* de migraciones y, para la discriminación, se incluye una variable que indica si el individuo se ha sentido discriminado en el último año. En este orden de ideas, se propone estimar diferentes ecuaciones de selección con el fin de identificar los cambios en la brecha salarial.

4. DATOS

Los datos fueron tomados de la encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali. Esta encuesta fue realizada por el Ministerio del Trabajo en asociación con la Alcaldía de Cali, la Cámara de Comercio de Cali, la Universidad Icesi y la Universidad del Valle a finales de 2012 y comienzos de 2013. La encuesta tiene representatividad estadística a nivel de comuna, donde fueron encuestados 8.600 hogares y 30.458 personas. La EECV posee información detallada de las condiciones de vida, discriminación, mercado laboral, migraciones, movilidad, entre otras, por cada comuna en Santiago de Cali. En Colombia, solo Bogotá tiene información similar a la que se encuentra en la EECV y es importante resaltar que la comuna que tiene salario, años de educación y experiencia promedio más alto es la 22, mientras que la comuna que tiene más bajos estos promedios es la 21.

Ahora bien, siguiendo la clasificación que se realizó en el segundo informe de discriminación laboral en Cali (Mininterior, 2012), el cual toma la clasificación hecha por el CIDSE, se agruparon las comunas en diferentes conglomerados⁴; estos son: conglomerado oriente, que agrupa las comunas 7, 13, 14, 15 y 21; conglomerado centro oriente, que agrupa a las comunas 8, 11, 12 y 16; conglomerado centro norte, que agrupa las comunas 3, 4, 5, 6, 9 y 10; conglomerado ladera, que agrupa las comunas 1, 18 y 20; y corredor norte sur, que agrupa las comunas 2, 17 y 19⁵. La Tabla 1 muestra las estadísticas promedio de salarios mensuales,

⁴ Cabe resaltar que la ciudad de Santiago de Cali está dividida en 21 comunas.

⁵ La razón de tomar esta clasificación sigue la justificación hecha por el CIDSE en el documento “Cuántos somos, cómo vamos”. En este, para efectos analíticos, explican que la categoría sociológica de conglomerado urbano hace referencia a una agregación de comunas que ordenan el territorio municipal bajo los siguientes criterios: a) una contigüidad espacial con características geográficas similares, por ejemplo el área de ladera, y una distribución espacial a partir del centro urbano (centro, centro oriente, oriente) b) el peso demográfico de la población afrodescendiente por comunas y sector censal de acuerdo a los datos del Censo 2005. Este último criterio permite diferenciar los conglomerados oriente y centro oriente, con pesos bien diferentes de concentración de la población afrodescendiente. El mismo informe también realiza una agrupación con la zona rural la cual no tomamos aquí por su poca representatividad.

años de educación y experiencia.⁶

Se puede observar en la Tabla 1 que las zonas más deprimidas de la ciudad, como la zona oriental y de ladera, son las que tienen el menor salario mensual promedio al igual que los años de educación⁷.

TABLA 1. Promedios de salarios por hora, años de educación y experiencia por conglomerado

<i>Conglomerado</i>	<i>Salario</i>	<i>Años de educación</i>	<i>Experiencia</i>
Oriente	646.139,80 \$	7,44	21,46
Centro oriente	788.539,70 \$	8,36	25,23
Centro norte	822.753,10 \$	8,77	25,06
Ladera	689.947,10 \$	7,67	22,90
Corredor norte-sur	1.735.136,00 \$	11,99	24,76

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

En términos étnicos, alrededor del 7% de la población se autorreconoce como indígena, el 23% se autorreconoce como afrodescendiente mientras que el 53% no se clasifica en ninguna de las otras categorías como se puede observar de la Tabla 2.

TABLA 2. Distribución étnica en Cali

<i>Etnia</i>	<i>Porcentaje de la población total</i>
Indígena	6,86%
ROM o Gitano	0,50%
Raizal	2,23%
Palenquero	0,14%
Afrodescendiente	22,84%
Ninguna de las anteriores	52,83%
No sabe / No responde	14,60%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

De igual forma, se puede observar que en el conglomerado Oriente, el 35,79% de la población se autorreconoce como afrodescendiente, mientras que el 39,05% no se clasifica en ninguna de las otras categorías; en la zona de ladera, el 11,5% de la población se autorreconoce como indígena, el 17,49% como afrodescendiente y el 53,93% no se clasifica en ninguna de las anteriores⁸. La Tabla 3 muestra esta distribución.

⁶ La variable salarios mensuales fue creada a partir de la suma de salarios, horas extras trabajadas y pagos en especie. La variable experiencia hace referencia a la experiencia potencial del individuo que es la diferencia entre la edad, los años de educación y los primeros cinco años de vida.

⁷ Estos promedios son estadísticamente diferentes a un nivel del 99%.

⁸ Los palenqueros son los pobladores del corregimiento de San Bacilio de Palenque, ubicado en el departamento de Bolívar que nacen como una forma cultural de resistencia anticolonial en los siglos XVII y XVIII, mientras que los Raizales son originarios de las islas de San Andrés, Providencia y Santa

TABLA 3. Distribución étnica en Cali por conglomerado

Conglomerado	Etnia						
	Indígena	ROM o Gitano	Raizal	Palenquero	Afrodescendiente	Ninguna de las anteriores	No sabe / No responde
Oriente	7,00%	0,47%	2,43%	0,27%	35,79%	39,05%	14,99%
Centro oriente	5,99%	0,33%	2,00%	0,09%	22,20%	55,43%	13,98%
Centro norte	6,48%	0,63%	2,34%	0,17%	17,96%	59,42%	13,00%
Ladera	11,55%	0,36%	1,32%	0,00%	17,49%	53,93%	15,36%
Corredor norte-sur	5,17%	0,67%	2,77%	0,04%	14,17%	60,87%	16,31%

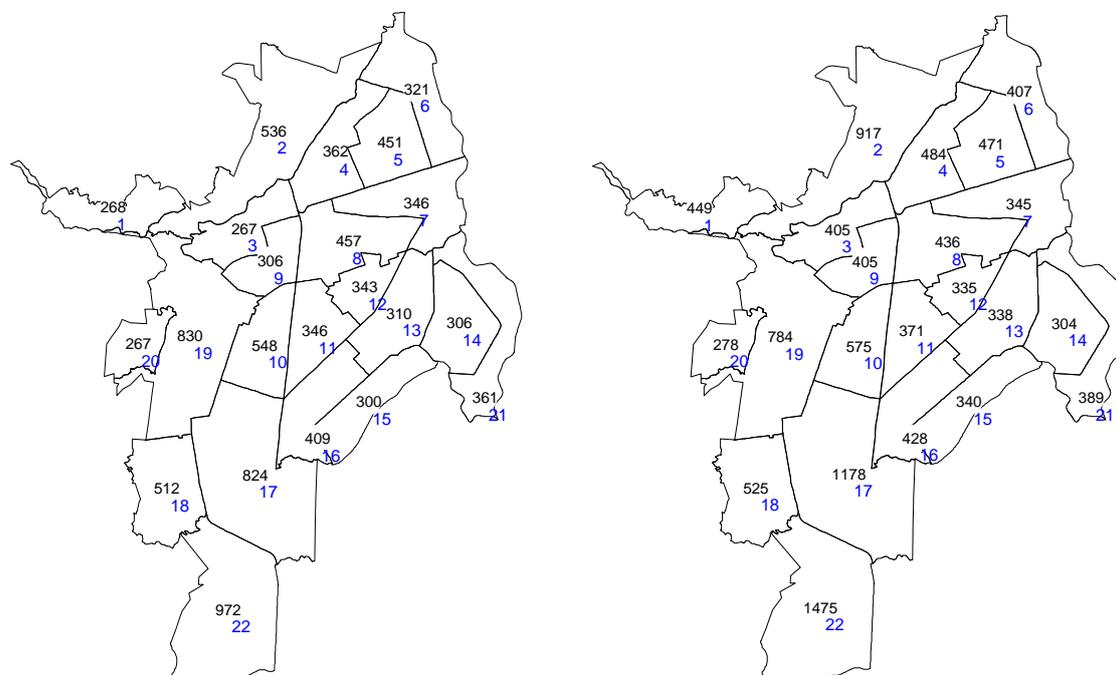
Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Es claro, a partir de los datos anteriores, que el mayor porcentaje de individuos que se autorreconocen como afrodescendientes está en el conglomerado oriente, que también es el conglomerado que tiene los menores promedios en años de educación, experiencia y salarios totales.

Con respecto al promedio de salarios, años de educación y experiencia por etnia se puede observar que los individuos que se autorreconocen como afrodescendientes tienen, en promedio, un salario menor a todos los otros individuos que se autorreconocen en otras categorías, pese a no tener, en promedio, los menores años de educación⁹.

Grafico 1. Salarios por comunas (cálculos de los autores a partir de EECV 2012-2013)

Salario promedio de afrodescendientes (en dólares) Salario promedio de no-afrodescendientes (en dólares)



Catalina descendientes de mestizos de la unión entre europeos, que en su mayoría eran ingleses, holandeses y españoles, con nativos de estas islas.

⁹ Estos promedios son estadísticamente significativos al 99%.

En el Gráfico 1, el primer valor en cada división geográfica corresponde al salario promedio de la comuna en dólares de 2012 (1 US \$ = 1.926,83 Cop.) mientras que el segundo valor (en color azul) corresponde a cada una de las comunas. Claramente, en todas las comunas los salarios que ganan los trabajadores afrodescendientes son inferiores a los salarios promedio. Esta brecha es mayor en las comunas asociadas a mayores niveles de ingreso, como son la 22 y la 17.

Por otra parte, el grupo que tiene un menor promedio de años de educación son los que se autorreconocen como palenqueros; sin embargo, su salario promedio es ligeramente mayor a los que se autorreconocen como afrodescendientes. Claramente, hay que ser un poco precavidos con esta afirmación, pues los individuos que se autorreconocieron como raizales son un porcentaje despreciable de la población; además, el coeficiente de variación para este grupo fue del 86%, lo cual muestra una gran variación en los datos. Dados estos resultados, se hace imperativo analizar las brechas salariales entre los individuos que se autorreconocen como afrodescendientes frente a las demás razas para identificar en qué cuantía la brecha salarial es explicada por factores observables y no observables.

TABLA 4. Promedios de salarios por hora, años de educación y experiencia por etnia

<i>Etnia</i>	<i>Salario por hora</i>	<i>Años de educación</i>	<i>Experiencia</i>
Indígena	16.970,97 \$	7,90	26,45
ROM o Gitano	33.953,25 \$	9,39	27,58
Raizal	17.588,65 \$	9,57	25,22
Palenquero	17.124,26 \$	7,54	27,43
Afrodescendiente	16.771,93 \$	8,28	21,87
Ninguna de las anteriores	21.967,55 \$	9,07	24,26

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

5. RESULTADOS DEL MODELO

En primer lugar, se estimó una ecuación de salarios minceriana para Cali (ecuación 1). La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio por hora y las covariables son el número de años de educación, la experiencia potencial y la experiencia potencial al cuadrado. La Tabla 5 muestra las estimaciones para toda la población.

Como se puede ver, los coeficientes tienen los signos esperados y un año adicional de educación implica que el salario por hora se incremente en 9,4 % aproximadamente. La variable lambda hace referencia a la razón inversa de Mills, que recoge el efecto del sesgo de selección por participación laboral. Con respecto a esta última, se incluyeron como covariables la edad del individuo, una *dummy* que toma el valor de uno si el individuo es jefe de hogar, una *dummy* que toma el valor de uno si el individuo está casado, el número de hijos menores a seis años, una

dummy que toma el valor de uno si el individuo pertenece al estrato¹⁰ 3 o un estrato más bajo y una *dummy* de sexo.^{11,12}

TABLA 5. Ecuación de salarios para la población en Cali

Variable	Coefficiente	Error estándar
Constante	8,524994***	0,0716518
Años de educación	0,0944128***	0,0027992
Experiencia potencial	0,019008***	0,0022087
Experiencia potencial al cuadrado	-0,0001136***	0,0000424
Lambda	-0,3230485***	0,0536337

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).
*** Significatividad estadística al 1%.

A continuación se estimó la ecuación de salarios teniendo en cuenta la etnia. Para esto se crearon dos grupos: el primero agrupa a los individuos que se autorreconocieron afrodescendientes y a los que se autorreconocieron palenqueros y el segundo agrupa a los demás individuos. Las estimaciones para estos dos grupos se pueden ver en la Tabla 6¹³.

TABLA 6. Ecuación de salarios por grupo de etnias en Cali

Variable	Grupo 1		Grupo 2	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
Constante	8,575473***	0,0066323	8,563026***	0,0031227
Años de educación	0,0681392***	0,000234	0,0887338***	0,0001442
Experiencia potencial	0,0269555***	0,0002275	0,0155001***	0,0001256
Experiencia potencial al cuadrado	-0,0003707***	0,00000421	-0,0000555***	0,00000235
Lambda	-0,2306026***	0,0039865	-0,28299***	0,0018631

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

*** Significatividad estadística al 1%.

Los resultados de la Tabla 6 muestran que todas las variables son estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 99% y que el signo de los coeficientes es el esperado para ambos grupos. De esta forma, para el grupo 1, un año adicional de educación incrementa el salario por hora en 6,8% aproximadamente, mientras que para el grupo 2 este se incrementa en

¹⁰ En Colombia existen 6 tipos de estratos socioeconómicos, donde 1 indica el estrato más pobre y 6 al de mayores ingresos.

¹¹ Se ponderó la regresión por el número de individuos afrodescendientes que existe en cada comuna.

¹² Dado que el salario mensual y el número de horas por trabajar se seleccionan de forma simultánea, utilizar la primera incurriría en un problema de simultaneidad, por esta razón, se utiliza el salario promedio por hora.

¹³ Se realiza esta agrupación ya que las otras etnias son un porcentaje muy pequeño de la población, además de que el objetivo de este trabajo es analizar la situación de discriminación de los afrodescendientes. Sin embargo, se realizaron las estimaciones frente a las demás etnias, que se presentan en los anexos, pero los resultados no fueron estadísticamente significativos, ya que no pasan el test de ecuaciones independientes excepto para los afrodescendientes y los blancos.

8,8%, dos puntos porcentuales más.

Ahora bien, es importante analizar los resultados agregando efectos fijos por conglomerado de comuna, ya que dependiendo de la zona en donde viva el individuo determinará su decisión de participar en el mercado laboral. La inclusión de los efectos fijos por comuna en la ecuación de selección recogerá además el efecto de la ubicación sobre el salario.¹⁴

TABLA 7. Ecuación de salarios por etnia en Cali con dummies por conglomerado de comuna

Variable	Grupo 1		Grupo 2	
	Coefficiente	Error estándar	Coefficiente	Error estándar
<i>Constante</i>	8,517276***	0,006217	8,557609***	0,0031287
<i>Años de educación</i>	0,0686108***	0,000234	0,0888202***	0,0001443
<i>Experiencia potencial</i>	0,0275251***	0,0002268	0,0155136***	0,0001256
<i>Experiencia potencial al cuadrado</i>	-0,00038***	0,0000042	-0,0000559***	0,00000235
<i>Lambda</i>	-0,1890459***	0,0036307	-0,2790197***	0,0018709

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

*** Significatividad estadística al 1%.

En la Tabla 7 se puede observar que los resultados son estadísticamente significativos al 99% de confianza y que la inclusión de los efectos fijos reduce el Lambda en mayor proporción para el grupo 1 (afrodescendientes) con respecto al grupo 2 (no afrodescendientes). Ahora bien, cuando se calcula la brecha salarial agregando los efectos fijos por conglomerado de comunas sin la ponderación se tiene que esta es del 32%. De estos, 7 puntos porcentuales están asociados a la parte explicada y los restantes 25 puntos porcentuales representan la parte no explicada como se puede observar de la Tabla 8.

TABLA 8. Brecha salarial sin ponderación con efectos fijos por grupo de comuna

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
7,0281%	24,4602%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Al ponderar la regresión por el número de individuos que se autorreconocen afrodescendientes y se adicionan los efectos fijos de conglomerados de comuna se encuentra que la brecha es de alrededor de un 24,2 %, casi 8 puntos porcentuales menos que la estimación sin la ponderación:

¹⁴ De acuerdo con el segundo informe de discriminación laboral en Cali, adelantado por la dirección de asuntos para comunidades negras, afrocolombianas, raizales y palenqueras del Ministerio del Interior en el 2012 (Mininterior, 2012) algunas comunas agrupan a la mayoría de la población con peores condiciones de vida y un gran porcentaje de la población que vive en estas comunas son afrodescendientes; de hecho, alrededor del 36 % de la población en el conglomerado oriente se autorreconoce como afrodescendientes y el promedio de educación y salario para este conglomerado es el más bajo, según datos de la encuesta de empleo y calidad de vida para Cali.

TABLA 9. Brecha salarial con ponderación y con efectos fijos por grupo de comuna

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
4,2032%	20,0005%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

En la Tabla 9 se puede observar que 4,2 puntos porcentuales de la brecha salarial son explicados, tres puntos menos con respecto a no ponderar, mientras que los restantes 20 puntos porcentuales no son explicados por las características observables de los individuos. De esta forma, la parte no explicada de la brecha salarial, sin tener en cuenta las ponderaciones y los efectos fijos por comuna, es alrededor 5 puntos porcentuales menor con respecto a tenerlos en cuenta. Estos resultados van de la mano con los resultados obtenidos por Black *et al.* (2013) ya que no incluir los efectos fijos subestima la brecha salarial como se puede observar de la Tabla 10.

TABLA 10. Brecha salarial sin ponderación y sin efectos fijos de grupo de comuna

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
7,0281%	18,6508%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

A continuación se analizó cómo de robustos son los resultados con respecto a la agrupación de las comunas. La Tabla 11 muestra la comparación de la brecha calculada con la agrupación propuesta y sin agrupación. De estos cálculos se puede inferir que el cálculo realizado de la brecha no es muy sensible a la agrupación.¹⁵

TABLA 11. Comparación del cálculo de la brecha salarial

Variación	<i>Sin ponderación</i>		<i>Con ponderación</i>	
	Agrupación			
	<i>Por conglomerado</i>	<i>Sin agrupación</i>	<i>Por conglomerado</i>	<i>Sin agrupación</i>
<i>Explicada</i>	7,0281%	7,0281%	4,2032%	4,2032%
<i>No explicada</i>	24,4602%	25,0489%	20,0005%	19,5733%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Si bien en las estimaciones anteriores se utilizaron las mismas variables para corregir el sesgo de selección por participación laboral en ambos grupos, esto no necesariamente debe ser

¹⁵ Se estimó también la brecha con *dummies* por comuna y los resultados no difieren mucho. Adicionalmente se realizó un contraste tipo Likelihood-ratio test y el resultado fue LR $\chi^2(17) = 25,49$ con un p-valor de 0,0842 por lo cual al 5% el modelo con las 21 comunas no produce sustanciales mejoras en términos de la función de verosimilitud.

cierto. En otras palabras, puede que existan otras variables que afecten la participación laboral para las diferentes etnias. En este sentido, se controló por dos variables adicionales la ecuación de participación para los individuos afrodescendientes. La primera es una variable que recoge las migraciones, en la cual se pregunta por el lugar de residencia 5 años antes de la fecha de entrevista; y la segunda es una variable que recoge explícitamente la discriminación. En esta pregunta se investiga si el individuo se ha sentido discriminado en el último año previo a la consulta. Así pues, se estima la brecha salarial adicionando estas variables.

La Tabla 12 muestra estos resultados^{16, 17}.

TABLA 12. Brecha salarial controlando por migraciones y percepción de discriminación

<i>Variación explicada</i>	<i>Variación no explicada</i>
9,2476%	34,3179%

Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida – Cali (2012-2013).

Los resultados de la estimación anterior muestran que, al adicionar estas dos variables, la brecha entre blancos y afrodescendientes se incrementa al 43%, siendo nueve puntos porcentuales los correspondientes a las diferencias en características productivas y los 34 puntos restantes a la variación no explicada.

6. CONCLUSIONES

Cali es una ciudad que discrimina laboralmente. Esta discriminación se da tanto a nivel de sexo (Mora y Caicedo, 2012) como de raza. Nosotros estimamos la brecha salarial entre razas, siguiendo el método de Oaxaca-Blinder, para la ciudad de Cali a partir de la información de la Encuesta de Empleo y Calidad de Vida para Cali entre el 2012 y el 2013. Las estimaciones aquí realizadas ponderan por el número de individuos afrodescendientes en cada comuna con el fin de realizar una corrección estadística dada la desagregación de la muestra. Además, se incluyen efectos fijos por conglomerado de comuna para reconocer el rol que tiene la ubicación espacial sobre la brecha salarial.

Los resultados encontrados muestran que los individuos que se autorreconocen como afrodescendientes tienen un menor salario mensual promedio que los demás individuos. Además, las personas que viven en las comunas del conglomerado oriente tienen en media un menor salario mensual, lo mismo ocurre con los años de educación y la experiencia potencial. En términos de composición étnica, este mismo conglomerado de comunas tiene la mayor concentración de personas que se autorreconocieron como afrodescendientes.

¹⁶ En esta estimación los dos grupos están conformados solo por los individuos afrodescendientes y los individuos blancos.

¹⁷ Aquí también se incluyeron los efectos fijos por conglomerados de comuna.

De igual forma, los resultados muestran que para los individuos afrodescendientes un año adicional de educación genera un incremento en el salario por hora en un 6,8 %, dos puntos porcentuales menos que aquellos individuos que no se autorreconocieron en esta etnia; por el otro, la estimación ponderada y con efectos fijos de conglomerado de comuna, muestra que la variación no explicada de la brecha es de un 20%, aproximadamente 4 puntos porcentuales menos que la estimación sin la ponderación.

Por su parte, los resultados de la estimación con conglomerados de comuna sin ponderación, muestran una brecha salarial del 32%, alrededor de siete puntos porcentuales más que sin la inclusión de los efectos fijos, mostrando una parte no explicada de casi 25%, seis puntos porcentuales más que con ellos. Estos resultados van de la mano con lo que encontraron Black *et al.* (2013), ya que al no incluir los efectos fijos por ubicación *se subestima la brecha salarial* por raza. Ahora bien, esta brecha es similar a lo encontrado por este mismo autor para Estados Unidos, pues encontró que la brecha salarial entre afrodescendientes y blancos está entre el 23% y el 30%. A nivel de sexo, Mora y Caicedo (2013) encontraron que la brecha salarial entre hombres y mujeres en Cali es de alrededor del 26%, cálculo similar a nuestros resultados.

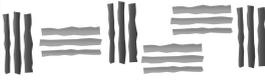
Finalmente, cuando se controla la ecuación de participación de los individuos afrodescendientes con variables que recojan las migraciones y la percepción de la discriminación, la brecha se aumenta a un 43%, siendo la parte explicada nueve puntos porcentuales, dos más que en todas las otras estimaciones, y la parte no explicada de 34 puntos, casi el doble que las otras estimaciones y claramente muy por encima de lo encontrado por Black *et al.* (2013). Estos resultados indican que, la no inclusión de los efectos fijos por conglomerado de comuna subestima la brecha salarial entre individuos afrodescendientes y blancos y que, además, al controlar por variables que recogen las migraciones y la discriminación, la brecha salarial aumenta.

REFERENCIAS

- Abadía, L.K. (2005) Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística. Technical report, Universidad Javeriana-Bogotá.
- Aigner, D.J. y Cain, G.G. (1977) Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor relations review*, 30(2): 175–187.
- Arrow, K.J. (1972) *Some mathematical models of race in the labor market*. MA: D. C. Heath.
- Arrow, K.J. (1973) *The Theory of Discrimination*. Princeton University Press.
- Baquero, J. (2001) Estimación de la discriminación salarial por género para los trabajadores asalariados urbanos de Colombia (1984-1999). *Informe técnico*, Universidad del Rosario, Facultad de Economía.
- Becker, G.S. (1964) *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. London.

- Becker, G.S. (1957) *The economics of discrimination*. University of Chicago Press.
- Berges, M. y Di Paola, R. (2000) Sesgo de selección y estimación de la brecha por género para la ciudad de mar del plata. *Anales de la XXXV reunión de la Asociación de Economía Política*, 1.
- Bernat, L. (2005) Análisis de género de las diferencias salariales en las siete principales áreas metropolitanas colombianas: ¿evidencia de discriminación? *PNUD: Bogotá*.
- Bernat, L. y Vélez, J. (2008) Los hombres al trabajo y las mujeres a la casa: ¿es la segregación ocupacional otra explicación razonable de las diferencias salariales por sexo en Cali? *Borradores de Economía y Finanzas 18*, Universidad Icesi.
- Black, D., Kolesnikova, N., Sanders, S. y Taylor, L.J. (2013) The role of location in evaluating racial wage disparity. *IZA Journal of Labor Economics*, 2(1): 1–18.
- Black, D., Kolesnikova, N. y Taylor, L. (2009) Earnings functions when wages and prices vary by location. *Journal of Labor Economics*, 27(1): 21–47.
- Correa, J.B. (2012) ¿Existe discriminación étnica racial en Cali? Un análisis a partir de regresión cuantílica. Documento de Trabajo n° 144. Mayo, Universidad del Valle.
- Duncan, G.J. y Hoffman, S. (1979) On-the-job training and earnings differences by race and sex. *The Review of Economics and Statistics*, 61(4): 594–603.
- Galvis, L. (2010) Diferenciales salariales por género y región en Colombia: una aproximación con regresión por cuantiles. *Revista de Economía del Rosario*, 13.
- Gronau, R. (1974) “Wage comparisons, a selectivity bias”, *Journal of Political Economy*, 82: 1119–1144.
- Haurin, D.R. (1980) The regional distribution of population, migration, and climate. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(2): 293–308.
- Heckman, J.J. (1979) Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 153–161.
- Heckman, J.J., Lochner, L.J. y Todd, P.E. (2006) Earnings functions, rates of return and treatment effects: The mincer equation and beyond. *Handbook of the Economics of Education*, 1: 307–458.
- Heckman, J.J., Lyons, T.M. y Todd, P.E. (2000) Understanding black-white wage differentials, 1960-1990. *The American Economic Review*, 90(2): 344–349.
- Johansson, M., Katz, K. y Nyman, H. (2005) Wage differentials and gender discrimination changes in Sweden 1981–98. *Acta Sociologica*, 48(4): 341–364.
- Johnson, W.R. (1978) Racial wage discrimination and industrial structure. *The Bell Journal of Economics*: 70–81.
- McCall, J.J. (1972) The simple mathematics of information, job search, and prejudice. *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington Books: 205–224.
- Mincer, J.A. (1974) Schooling and earnings. In *Schooling, experience, and earnings*: 41–63. Columbia University Press.
- Mininterior (2012) Segundo informe: Discriminación laboral en Cali. *Informe técnico 2*, Ministerio del Interior.
- Mora, J.J. y Caicedo, C. (2013) *Igualdad salarial entre hombres y mujeres en Cali? De la legislación realidad*. Departamento para la Prosperidad Social. ISBN: 978-958-97917-9-0

- Oaxaca, R. (1973) Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3): 693–709.
- Paz, J. (1998) Brecha de ingresos entre géneros (comparación entre el gran buenos aires y el noroeste argentino). In *Annual Meeting of the Asociación Argentina de Economía Política, Mendoza*. Argentina. Disponible en: http://www.aaep.org.ar/espa/anales/pdf_98/paz.pdf.
- Phelps, E.S. (1972) The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4): 659–661.
- Reimers, C.W. (1983) Labor market discrimination against Hispanic and black men. *The Review of Economics and Statistics*, 65(4): 570–579.
- Roback, J. (1982) Wages, rents, and the quality of life. *The Journal of Political Economy*, 90(6): 1257–1278.
- Smith, J.P. y Welch, F.R. (1989) Black economic progress after myrdal. *Journal of Economic Literature*, 27(2): 519–564.
- Tenjo, J. (1993) 1976-1989: cambios en diferenciales salariales entre hombres y mujeres. *Planeación y Desarrollo*, 24: 103–116.
- Tenjo, J., Ribero, R. y Bernat, L. (2005) *Evolución de las diferencias salariales por sexo en seis países de América Latina: un intento de interpretación*. CEDE, Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico. Facultad de Economía, Universidad de los Andes.



Estimación del precio de oferta de la energía eléctrica en Colombia mediante inteligencia artificial

HURTADO MORENO, LAURA

Universidad EAFIT, Medellín (Colombia)

Correo electrónico: lhurtad8@eafit.edu.co

QUINTERO MONTOYA, OLGA LUCÍA

Departamento de Ciencias Básicas

Universidad EAFIT, Medellín (Colombia)

Correo electrónico: oquinte1@eafit.edu.co

GARCÍA RENDÓN, JOHN JAIRO

Departamento de Economía

Universidad EAFIT, Medellín (Colombia)

Correo electrónico: jgarcia@eafit.edu.co

RESUMEN

Uno de los sectores económicos estratégicos más importantes en cualquier economía es el Mercado de Energía Mayorista, cuya característica fundamental es que se trata de un mercado oligopolístico, provocado por la barrera de entrada que supone tener economías de escala. De esta manera, los agentes pueden presentar comportamientos estratégicos que contribuyen a la maximización de sus utilidades, los cuales se ven reflejados en la oferta diaria del precio y de la cantidad de energía por hora en cada una de sus centrales de generación. En este trabajo se presenta una metodología para la estimación de los precios diarios a los que ofertan la energía que producen los principales recursos hídricos y térmicos en Colombia. Se emplean dos herramientas de Inteligencia Artificial: la Lógica Difusa y las Redes Neuronales. Dichas técnicas resultan ser parcialmente efectivas para seguir las tendencias de dichos precios. También se comparan los resultados con los de modelos autorregresivos, que resultan ser inapropiados para el caso de estudio.

Palabras clave: mercado eléctrico al contado; precio ofertado; Inteligencia Artificial; Lógica Difusa.

Clasificación JEL: D43; L11; L81.

MSC2010: 91B; 93B; 93C.

Artículo recibido el 13 de septiembre de 2013 y aceptado el 13 de noviembre de 2014.

Estimating the Spot Market Price Bid in Colombian Electricity Market by Using Artificial Intelligence

ABSTRACT

One of the most important economic strategic sectors in any economy is the electricity market. Its main feature is its oligopolistic character favoured by the returns to scale which act as an entry barrier. As a result, the energy generators can use their power market in order to increase their benefits through the daily offered price and quantity of energy for each of their power plants. This paper presents a methodology for estimating the daily offered price of the most important power stations in Colombia (hydraulic and thermal) by applying artificial intelligence techniques: Fuzzy Logic and Neural Networks. Such techniques are found to be partially useful particularly for price tendencies. It also compares the results with autoregressive models that turned out inappropriate for the case of study.

Keywords: wholesale energy market; price bid; Artificial Intelligence; Fuzzy Logic.

JEL classification: D43; L11; L81.

MSC2010: 91B; 93B; 93C.



1. INTRODUCCIÓN

El Mercado Energético Mayorista (MEM) es un sector estratégico y transversal en la economía de Colombia, como en cualquier mercado *spot* (al contado) a nivel mundial, que mueve billones de pesos anualmente (XM, 2012); se trata, por tanto, de una notable fuente de ingresos para cualquier economía. El funcionamiento del MEM colombiano no tiene unas características muy diferentes a las de cualquier otro país a nivel mundial: el operador de mercado (en este caso, XM S.A.E.S.P.) estima diariamente la demanda energética del país en las siguientes 24 horas. Los agentes ofertan, por central y con periodicidad diaria, un precio único para la cantidad que están dispuestos a vender para cada hora; esta cantidad corresponde a la disponibilidad que declaran de sus recursos. Cada hora, h , el operador ordena los precios de menor a mayor hasta que las cantidades satisfagan la demanda, Q_h ; así, la energía será pagada al precio del último recurso de generación hasta satisfacer la demanda (precio de bolsa), con característica de subasta inversa (se puede ver un ejemplo en la Figura 1).

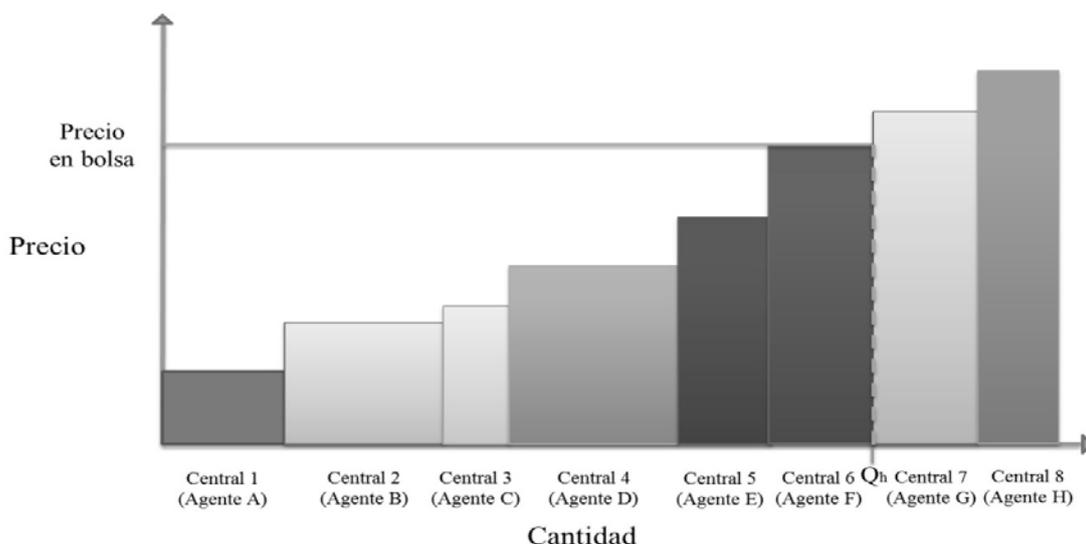


Figura 1. Ejemplo de subasta inversa en la hora h con una demanda Q_h .
Fuente: elaboración propia.

En el país, la generación de energía está en manos de pocos agentes: las seis mayores empresas de generación del país concentran aproximadamente el 80% de la capacidad de generación, lo cual muestra que se trata de un mercado moderadamente concentrado de acuerdo a los estándares internacionales, acorde a la regulación de la Comisión Federal de Regulación de los Estados Unidos (FERC, 2006). Lo anterior implica la posibilidad de que este oligopolio pueda dar lugar a comportamientos estratégicos por parte de los agentes sobre los precios. El encargado de regular este

mercado es la Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG), quien debe garantizar que el marco legal vigente se cumpla.

Este artículo contribuye a la literatura con una investigación en torno a la determinación de los precios ofrecidos en la bolsa por los principales agentes del mercado, poseedores de los más significativos recursos de generación en Colombia. Mediante el uso de información de las cantidades ofertadas y de otras variables externas, este estudio da continuidad a una aproximación análoga para la estimación de precios promedio diarios por agente, donde se evalúa la existencia de comportamientos estratégicos y se realiza una aproximación al problema desde un punto de vista cualitativo y cuantitativo que permite descubrir dinámicas a nivel macro que son aplicadas a la estimación de precios ofrecidos en el MEM (Bastidas *et al.*, 2012).

Es importante resaltar que los precios de oferta tienen efectos en la determinación del precio en bolsa, con lo cual analizar las estrategias de oferta del precio en esta industria puede plantear medidas regulatorias futuras que garanticen el funcionamiento óptimo del sistema bajo las normas establecidas en la regulación. Con ello, se conforma una aproximación a la variable que ha sido ampliamente estudiada en la literatura como lo es el precio en bolsa o el precio marginal del sistema.

Para aceptar la hipótesis planteada en estudios anteriores relacionados con el tema y ante la falta de pruebas en las técnicas econométricas empleadas (como es el caso de la regresión lineal y las ecuaciones de regresión aparentemente no relacionadas, *Seemingly Unrelated Regression Equations –SURE–*), se manifiesta la necesidad de recurrir a otras metodologías, puesto que el término de error de cada uno de los modelos estimados contiene información importante y, por lo tanto, los modelos no lineales se plantean como una buena estrategia para abordar la problemática (Galvis, 2011).

La otra área de conocimiento desde donde puede darse solución al problema en cuestión es el análisis de series de tiempo, que tiene como objetivo principal el pronóstico de variables dinámicas teniendo como referencia su comportamiento a través del tiempo y donde los valores que la variable dependiente alcanza están relacionados con los que ha tomado en el pasado (Arellano, 2001), aspecto importante para la estimación del precio ofertado por un agente por central de generación, puesto que es probable que este dependa de la oferta en periodos pasados. En este caso, la estimación puede hacerse a través de técnicas paramétricas, en las que se asume *a priori* una función que depende de variables exógenas y parámetros que determinan su influencia en el valor de la variable respuesta; también mediante no paramétricas, en las que no se supone una forma funcional paramétrica que defina el valor de la variable respuesta (Aedo, 2005).

Por otro lado, la Inteligencia Artificial se ha aplicado inicialmente a problemas relacionados con el control, como en el caso de Takagi y Sugeno (1985) y Narendra y Parthasarathy (1990). Posteriormente se ha ensayado su utilización en otras áreas del conocimiento como Medicina (Patel

et al., 2009), Economía (Pau y Tan, 2006), Ingeniería Eléctrica (Madan y Bollinger, 1997), Mecánica (Herman, 1990), Ingeniería Civil (Flood, 2008) e Ingeniería Sísmica (Olivera, 1997), entre otras, dada su capacidad de modelado de sistemas no lineales.

En concreto, en este artículo se construyen dos modelos: uno basado en Lógica Difusa y otro en Redes Neuronales Artificiales, que permiten aproximar aún más el comportamiento de los agentes y estimar de manera independiente el precio ofertado por las principales centrales del país en función de variables propias del agente al que pertenecen, así como variables climáticas, técnicas y el precio de bolsa rezagado n periodos de tiempo, empleando técnicas de Inteligencia Artificial y comparando sus resultados obtenidos mediante análisis de series temporales. Este es precisamente el tema de este artículo: la construcción de modelos de precio ofertado diario para los principales recursos de generación hidráulica y térmica del país a partir de relaciones de causalidad entre variables externas de mercado y técnicas de naturaleza estocástica y determinística, usando como medio la Inteligencia Artificial que intenta reproducir las no linealidades de los sistemas y una reducción de la incertidumbre.

Este documento se organiza de la siguiente manera: en la sección dos se presenta una revisión de literatura relacionada con modelos de precios en mercados de energía; en la sección tres se presentan los métodos, variables y materiales utilizados para llevar a cabo la construcción de los modelos; posteriormente, se hace alusión a los resultados y se discuten los mismos; finalmente, se presentan las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde diversas áreas de conocimiento se han propuesto estrategias para pronosticar el precio diario de la energía. En el trabajo de Ventosa, Baillo, Ramos y Rivier (2005) se afirma que hay tres líneas de modelos para el mercado eléctrico (de optimización, de equilibrio y de simulación) y se hace una revisión de estos modelos. Tienen como objetivo calcular el precio que deben ofertar los agentes de energía por unidad de generación que maximiza su beneficio. Este trabajo concluye que la modelación usando Inteligencia Artificial puede ser una herramienta potencial para modelar el mercado energético puesto que los agentes aprenden de su experiencia, mejoran el proceso de toma de decisiones y se adaptan a los cambios del medio, lo cual puede ser una buena solución para integrar características en nuevos modelos que son ignoradas por los estáticos.

En el estudio de Velásquez, Dyner y Castro (2007) se destacan las estrategias de modelado que emplean modelos estocásticos, a través de procesos estocásticos continuos (los precios en el instante t se obtienen como la adición de una componente que representa todos los patrones determinísticos y otra componente estocástica) y discretos (se asume que el precio es una variable aleatoria que

depende de su media y su varianza, ambas en función de la información hasta el tiempo t y de parámetros del modelo dependientes del tiempo). También se trata el análisis fundamental económico, basado en las fuerzas de la oferta y la demanda, donde el precio se estima teniendo en cuenta el equilibrio de los precios en el mercado y las características del mismo y, finalmente, modelos híbridos que se materializan en una combinación de los dos anteriores. Estos autores concluyen que las aproximaciones alcanzadas hasta el momento a través de las técnicas mencionadas, por la complejidad del modelado del mercado energético, podrían catalogarse como opciones apropiadas y eficaces para la estimación. En cualquier caso, han de tenerse en cuenta las características específicas del mercado, la objetividad de las técnicas, la aproximación a través de modelos matemáticos que empleen datos históricos (que se complementan con conocimiento subjetivo) y aprovechar su capacidad para manejar un gran número de variables explicativas.

Swider y Weber (2007) manifiestan que, dada la longitud significativa de las colas de la distribución de los precios de la energía, se considera el uso de modelos de series temporales autorregresivas de medias móviles (*Autoregressive Moving Average –ARMA–*), donde se tienen en cuenta desviaciones de la hipótesis de normalidad de los residuales ante la debilidad para establecer este tipo de modelos a través de reversiones de media, por la volatilidad y los picos de los precios. La estimación mejora parcialmente al introducir saltos; no obstante, no es suficiente puesto que la componente determinística del sistema no alcanza buenas representaciones. La metodología es probada en el mercado energético y dos mercados de reserva alemanes.

Por su parte, Guthrie y Videbeck (2007) realizaron una segmentación de precios del día correlacionados entre cada grupo, pero con correlación baja con los de los demás segmentos, empleando datos del mercado de energía neozelandés y tomando los precios con una frecuencia de media hora. El resultado establece cinco grupos en los que se tienen en cuenta la presencia o ausencia de picos según la hora del día. Se plantea, además, una auto-regresión periódica en la que se prueba que las perturbaciones de las horas pico tienen una mayor magnitud, que son menos persistentes que las de los periodos valle y que reaparecen en los siguientes periodos. En contraste, las perturbaciones en periodos valle son menores, menos persistentes y mueren en los periodos pico (quizás temporalmente). Sin embargo, la metodología empleada (PAR), una variación del modelo autorregresivo –AR– en la que los coeficientes varían según los periodos, implica la estimación de una gran cantidad de parámetros.

Weron y Misiorek (2008) realizaron una comparación entre doce tipos de análisis de series temporales para la predicción del precio de la energía a corto plazo en California, Estados Unidos y el Mercado Nórdico. Concluyeron que los métodos semi paramétricos (modelos autorregresivos y autorregresivos con entrada exógena con estimadores de máxima verosimilitud no paramétricos

suavizados, *Smoothed non Parametric with Maximum Likelihood Estimator Autoregressive and Autoregressive with Exogen Input –SNAR/SNARX–*) presentan, en general, mejores condiciones para la predicción, además de que pueden hacerlo bajo condiciones diversas del mercado. Por otra parte, Weron, Kozłowska y Nowicka (2001) también realizan estimaciones de los precios promedio diarios a través de procesos de reversiones de medias continuas en California, concluyendo que estos no son adecuados para el caso y que las metodologías deben enfocarse en procesos discretos.

Por otra parte, el trabajo de Cruz, Muñoz, Zamora y Espinosa (2011) realiza una comparación entre las principales técnicas de pronóstico de precios de la energía, concluyendo que, con respecto a las técnicas univariadas, a través del suavizado exponencial, las predicciones superan incluso las obtenidas con un modelo autorregresivo integrado de medias móviles (*Autoregressive Integrated Moving Average –ARIMA–*). Adicionalmente, se resalta la importancia de tener en cuenta la dinámica específica del día de la semana en la estimación y de la influencia de la generación de energía eólica.

De Madeiros (2003) implementó un modelo neuro-difuso para la predicción del precio de bolsa de la energía en Brasil, que puede incluir variables importantes que no estén expresadas como series de tiempo. Realizó también una comparación con un modelo de redes neuronales. Los investigadores Hong y Lee (2005) también construyeron un modelo neuro-difuso en el que se estimaba el precio marginal de la energía en mercados desregulados, obteniendo buenas aproximaciones que atribuyeron a la capacidad de la lógica difusa para manipular descripciones lingüísticas y de las redes neuronales por su habilidad para manejar relaciones diversas y complejas entre entradas y salidas. En contraste, las redes neuronales por sí mismas han proporcionado buenas aproximaciones. Este es el caso del trabajo de Singha y Swarup (2011), donde se estiman los precios de equilibrio del mercado energético diariamente, alcanzando excelentes resultados en días donde la tendencia es normal, pero que desmejoran en los días con picos en los precios; ante esto, se propone complementar el modelo con lógica difusa y análisis *cluster* dinámico. Asimismo, Gareta, Romeo y Gil (2006) resaltan el uso de redes neuronales para la predicción de precios horarios para el día siguiente y dos o tres posteriores, dada su capacidad de captar relaciones no lineales entre variables.

A nivel nacional, también se han planteado metodologías para el pronóstico de precios de la energía. Este es el caso de Galvis (2011), donde desde la Econometría se plantean regresiones que determinan el precio para la energía generada con tecnología hidráulica y térmica para establecer si en el mercado se están presentando o no colusiones. No obstante, aunque concluye que mediante las técnicas empleadas no es posible establecer estadísticamente la existencia de alianzas, sugiere hacer uso de estrategias más finas que tengan en cuenta el comportamiento no lineal del sistema. Por otra parte, Sierra y Castaño (2010) plantean un modelo de parámetros variables en el tiempo (*Time*

Variable Parameters –TVP–) para el MEM colombiano en el que las predicciones se adaptan fácilmente a los cambios del mercado inducidos por las variables en consideración.

En el trabajo de Villada, García y Molina (2011) se propone un modelo basado en redes neuro-difusas con dos estructuras de entrada (la serie de precios diarios y el nivel medio de los embalses) para pronosticar el precio de bolsa diario de un mes. Los resultados logrados superan, en la mayoría de los casos, dos modelos propuestos de manera adicional: una red neuronal y uno de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizada (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity –GARCH–*). Finalmente, resaltan las potencialidades de las redes neuro-difusas, dada la facilidad para su implementación y el poco tiempo de cómputo. El precio de bolsa también fue estimado por Velásquez y Dyner (2001) a través de redes neuronales únicamente.

Otros estudios realizados en otros mercados *spot* de generación eléctrica a nivel internacional para estimar el precio marginal del sistema, aunque no directamente los precios de oferta, son la función de oferta, *Supply Function Model* (por ejemplo, Green y Newbery (2002) y Green (1996) encuentran para Inglaterra y Gales que las empresas realizan colusiones tácitas para impedir la entrada de nuevas empresas, aun a pérdida en el corto plazo), y el de subasta de unidades múltiples (*Multi Unit Auction*). Von der Fehr y Harbord (1993) fueron los primeros en proponer este último enfoque, encontrando que las empresas tienen incentivos para ofertar valores superiores a su coste marginal. Además, el último enfoque ha sido utilizado por Wolfram (1998), García-Díaz y Marín (2003) y de Frutos y Fabra (2008), para analizar efectos y comportamientos estratégicos sobre la formación del precio marginal del sistema.

El presente trabajo no solo busca incorporar variables de Organización Industrial, las cuales no han sido muy utilizadas en estudios previos dentro del análisis de comportamientos estratégicos de los agentes del mercado colombiano, sino también hacer la construcción de modelos basados en herramientas de Inteligencia Artificial que repliquen el comportamiento de los agentes del mercado que poseen las centrales hidroeléctricas y térmicas más importantes del país y, con ello, complementar un modelo sistémico del mercado eléctrico colombiano. Este enfoque no solo permite construir un modelo de precios *spot*, sino demostrar la existencia de estrategias por parte de los agentes en el mercado que se reflejan sobre la formación del precio y, adicionalmente, combinan de manera inteligente con las variables de mercado, del sistema interconectado, ambientales y climáticas. Además, se comparan los resultados con técnicas tradicionalmente usadas para modelar precios de mercado.

3. MARCO TEÓRICO Y METODOLOGÍA

Las metodologías utilizadas se basan en la Lógica Difusa y las Redes Neuronales Artificiales para construir modelos de los precios ofertados diarios de los recursos de generación hidráulica y térmica más importantes de Colombia. Estas centrales fueron elegidas teniendo en cuenta que se trata de reproducir comportamientos estratégicos de los principales agentes del MEM y que el supuesto poder de mercado que ejercen obedece a diferentes factores como son el tamaño de su embalse, la capacidad de las máquinas, la ubicación geográfica de la central de generación y la capacidad de prestar, por ejemplo, el servicio de generación secundaria de frecuencia –AGC–, además de tratarse de recursos que en horas de demanda baja o demanda alta determinan el precio en bolsa. Por efectos de confidencialidad, no se proporcionan los nombres de las centrales de generación modeladas. Los datos experimentales fueron extraídos de la base de datos *Neón* del operador del mercado XM S.A. E.S.P., los cuales están disponibles para el público en general.

Los pasos llevados a cabo para la obtención de los resultados son los siguientes:

- a. A través del conocimiento experto, se consideran las variables que pueden influir sobre el precio que los agentes del mercado ofertan diariamente, definiendo las variables de entrada al modelo.
- b. Se establecen las hipótesis sobre las variables que los autores consideran que pueden influir sobre el precio que los agentes del mercado ofertan diariamente.
- c. Adicionalmente, se incluyen algunas variables desde la Organización Industrial y luego se realizan pruebas para comprobar las hipótesis de relación de las variables de entrada con la variable de salida, mediante regresiones logísticas que permiten modelar la probabilidad de un evento dado otro, como posible punto de partida para la construcción de los modelos basados en Lógica Difusa y Redes Neuronales.
- d. Se construyen los modelos basados en Lógica Difusa generando reglas de comportamiento para cada central modelada.
- e. Se define la arquitectura de las redes neuronales y se conforman los grupos de entrenamiento, validación y prueba.
- f. Finalmente, se construyen modelos basados en series temporales para hacer una comparación con los modelos propuestos.

3.1. Variables

3.1.1. Variables de entrada para centrales hidráulicas

Desde la Organización Industrial, diferentes variables explican la formación de un precio, específicamente en mercados *spot* de generación eléctrica, el cual es el objeto de investigación en

este trabajo. La estructura de este tipo de mercados se caracteriza por ser oligopolística y, en la medida en que el mercado es más concentrado, cuyo nivel de concentración se mide a través del *Herfindahl-Hirschman Index* (HHI), las empresas de la industria no solo tendrían incentivos y capacidad para aumentar el precio, sino también para ejercer poder de mercado (Wolak, 2009; Carlton y Perloff, 2004). El poder de mercado puede medirse por medio del Índice de Oferta Residual (IOR). Es importante hacer notar que estas dos variables no han sido habitualmente utilizadas para explicar la formación del precio *spot* y, por tanto, este se convierte en uno de los aportes de esta investigación.

También desde la Teoría Económica, una mayor demanda en la industria, simultáneamente con una capacidad instalada (o disponibilidad ofertada) prácticamente constante, tiende a aumentar el precio. Este es el caso del MEM en Colombia, donde para el periodo de estudio se evidencia un crecimiento económico del país y, a su vez, una mayor demanda de energía, sumado a que la disponibilidad ofertada ha permanecido prácticamente constante. Para el periodo comprendido entre enero de 2003 y diciembre del mismo año, mientras que la disponibilidad real creció un 1%, la demanda comercial creció un 31%.

Además, específicamente, el mercado *spot* colombiano es altamente dependiente del recurso hidráulico, dependiendo de la hora del día, el 80% de generación es abastecido por medio de esta tecnología, lo que a su vez hace que el precio en este mercado sea altamente dependiente de las condiciones climáticas. Por ejemplo, cuando hay un clima seco, como en presencia de El Niño¹, disminuye el nivel de embalse del sistema y disminuyen también los aportes hídricos, como ocurrió, por ejemplo, en los últimos cuatro meses de 2006 y principios de 2007, entre los últimos seis meses de 2009 y los primeros cuatro de 2010 y a mediados de 2012; por tanto, el precio *spot* se incrementó en estos periodos.

A continuación se presenta una breve descripción de las variables empleadas en el estudio, su relación con la variable a explicar y de las técnicas de Inteligencia Artificial y Análisis de Series Temporales de las que se hizo uso, además de otra técnica complementaria: la Regresión Logística, utilizada para identificar las variables significativas en cambios porcentuales de la variable objetivo: el precio ofertado.

- *Herfindahl-Hirschman Index* de la industria: es una medida de la concentración que presenta un mercado, indicando el grado de concentración. Este se estima como la sumatoria de las participaciones al cuadrado de cada uno de los agentes. De acuerdo con la Comisión Federal de Regulación de los Estados Unidos, si el indicador es superior a 1800, esto indica que se trata de un mercado altamente concentrado y las empresas tendrían mayor capacidad para

¹ Esta variable se mide por medio del *Multivariate ENSO Index (MEI)*.

incrementar el precio; entre 1000 y 1800 se considera como moderadamente concentrado; y por debajo de 1000 como una industria altamente competitiva que, por tanto, tendría el mayor nivel de eficiencia posible. Se calcula a partir de los datos disponibles en la base de datos del operador para cada día, es decir para el periodo t .

- Índice de Oferta Residual: este índice sirve para identificar si un agente es pivote o no, es decir, si su oferta es necesaria para abastecer parte de la demanda en la industria y, por tanto, tiene la habilidad de afectar significativamente el precio de bolsa. Este se calcula como se muestra en la ecuación (1):

$$IOR = \frac{PTS - PTA_i}{Demanda\ total\ de\ energía} \quad (1)$$

donde PTS es el potencial total del sistema y PTA_i es el potencial relevante del agente i (Botero, García y Vélez, 2013). No obstante, específicamente en el mercado colombiano, acorde a las recomendaciones de Wolak (2009), el cálculo se realiza restando al potencial total del sistema el aporte realizado por las contrataciones del agente i , además de su potencial relevante como se muestra en la ecuación (2). Un IOR inferior a 1 implicaría que el agente es pivote y, por tanto, puede ejercer poder de mercado e incrementar el precio.

$$IOR = \frac{PTS - (PTA_i + Contratos_i)}{Demanda\ total\ de\ energía} \quad (2)$$

- *Multivariate ENSO Index* (MEI): índice construido a partir de seis variables observables para el Pacífico Tropical: presión del nivel del mar, componentes zonales y meridionales de los vientos superficiales, temperatura de la superficie del mar, temperatura superficial del aire y la nubosidad fraccional del cielo (Earth System Research Laboratory, 2012). Da cuenta de las variaciones del clima y su valor puede indicar la presencia del fenómeno de El Niño o de La Niña. Esta variable nos sirve para medir cuándo hay condiciones climáticas adversas, debido al tiempo seco (El Niño), haciendo a su vez que el precio de oferta aumente.
- Demanda comercial atendida en bolsa: porcentaje de la demanda que se atendió a través del mercado *spot* de energía. Como se dijo al inicio de esta sección, una presión de mayor demanda, con una oferta prácticamente constante, hace que el precio aumente.
- Precio de bolsa del día anterior: precio al que los agentes vendieron su energía, en promedio, el día anterior al que se hace la estimación. La inclusión de esta variable en las estimaciones es bastante importante, debido a que representa una memoria para la industria, es decir, un referente del precio de oferta o la interdependencia de cómo pueden comportarse sus rivales en el mercado.
- Coste marginal: precio por kilowatio adicional que se produce en el mercado.

- Aportes hídricos: metros cúbicos por segundo de agua que suministra un río a un embalse.
- Volumen embalse: volumen registrado de los embalses que almacenan el agua de una central.
- Contratos: gigawatios por hora que están comprometidos en el sistema a través de contratos previos que establecen los agentes con entidades u organizaciones en el país. Esta energía no se tiene como disponible para ser vendida en el mercado *spot*.

3.1.2. Variables empleadas para centrales térmicas

Para los recursos térmicos se emplearon igualmente las variables HHI, IOR, MEI, demanda comercial atendida en bolsa, precio de bolsa del día anterior, coste marginal y contratos, pero se añadieron variables nuevas que influyen específicamente en la oferta de los recursos que producen energía con combustibles como los costes del gas natural, del petróleo y del carbón.

- Índice de Precios del Productor (IPP): medida de la variación de precios al por menor de bienes y servicios (Business Col, 2012).
- Disponibilidad de la central: cantidad real de energía en capacidad de ser producida por la central.
- Precios del gas natural, del petróleo y del carbón: precio en dólares a nivel mundial del gas natural (dólares por cada mil metros cúbicos de gas), del petróleo (dólares por barril) y del carbón (dólares por tonelada métrica).
- Volumen total de los embalses: volumen total de los embalses del Sistema Interconectado Nacional.
- Aportes hídricos totales: aportes hídricos totales de todos los ríos del Sistema Interconectado Nacional.
- Oportunidad de las centrales térmicas: indicador calculado a través de la ecuación (3). Da cuenta de cuánta demanda de energía puede ser cubierta por centrales térmicas, teniendo en cuenta que la demanda se trata de cubrir primero con la energía generada con recursos hídricos.

$$\frac{DT}{DE - DH} \quad (3)$$

donde:

DT es la disponibilidad total del sistema de centrales térmicas;

DE es la demanda total esperada en el sistema;

DH es la disponibilidad total en el sistema de las centrales hidráulicas.

3.2. Métodos

3.2.1. Regresión Logística

El uso de la Regresión Logística en este trabajo se focaliza en la verificación de supuestos sobre las posibles variables de entrada a los modelos de Inteligencia Artificial. Con ella se plantea la selección de variables estadísticamente significativas para el modelo de cada una de las centrales eléctricas modeladas.

Lo anterior es debido a que las centrales eléctricas modeladas son de dos tecnologías diferentes y combustibles distintos y, adicionalmente, están localizadas geográficamente en diferentes regiones del país y son propiedad de diferentes agentes del mercado.

La Regresión Logística (también conocida como Logit) es una técnica que permite modelar la probabilidad de un evento, generalmente dicotómico, siendo esta la variable dependiente de una función de variables explicativas ponderadas, que influyen en cambios de dicha probabilidad, como se muestra en la ecuación (4).

$$P(y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-\beta x}} \quad (4)$$

donde β es el vector de ponderaciones del vector de variables explicativas x , estimado habitualmente a través de máxima verosimilitud.

El valor de $Y=1$, significa que la probabilidad que el evento Y sea total está representada por la función exponencial del vector de variables X que serán las entradas al sistema. Debe aclararse que el uso del modelo Logit será únicamente utilizado para evaluar la influencia de las entradas en el vector X sobre la variable de salida del sistema. En la sección 4 se analizan los resultados de esta evaluación.

3.2.2. Lógica Difusa

Esta teoría une el lenguaje y la inteligencia humana a través de las Matemáticas (Álvarez y Correa, 2002); por tanto, está basada en formalismos matemáticos, puesto que cuenta con relaciones y operadores lógicos. Además, combina el conocimiento de los expertos en los fenómenos que se presentan, dadas unas causalidades para generar reglas de comportamiento en el sistema. La Lógica Difusa, a diferencia de la Lógica Tradicional, permite que los elementos de un universo pertenezcan parcialmente a conjuntos de este, midiendo el grado de pertenencia de cada uno a los diferentes conjuntos con valores entre 0 y 1.

La suma de las pertenencias de un elemento a todos los conjuntos de un universo no es necesariamente igual a 1. A través de la Lógica Difusa o Borrosa es posible expresar la pertenencia a conjuntos teniendo en cuenta la flexibilidad del lenguaje (Jang, Sun y Mizutan, 1997).

Esta es una metodología de solución de problemas que proporciona una forma sencilla de llegar a una conclusión definitiva basada en una información de entrada que puede ser imprecisa, ruidosa o ambigua. La Lógica Borrosa incorpora una simple base de reglas del tipo "Si X e Y entonces Z" para solucionar el problema en lugar de tratar de modelarlo matemáticamente. El modelo de Lógica Borrosa está basado en la experiencia del experto, conocimiento que es flexible y semánticamente rico y que puede llegar a ser extendido por el experto con facilidad (Babuska, 1998).

Los sistemas expertos basados en Lógica Borrosa ofrecen tres grandes ventajas frente a otros sistemas de clasificación:

- a. No suele ser necesario un gran conjunto de entrenamiento.
- b. Permite un funcionamiento en paralelo que facilita la programación y reduce los tiempos de procesamiento de datos.
- c. Tienen la capacidad de aprender por la creación de nuevas normas y la adición de nuevos datos a la base de datos de conocimiento experto. Esta característica hace que el sistema desarrollado sea adaptable para situaciones que no se ven y también extensible para futuras mejoras (Azim, 2014).

Estos sistemas de inferencia borrosos son muy populares en la solución de problemas, se han encontrado aplicaciones con éxito en una amplia variedad de campos, como el control automático, la clasificación de datos, el análisis de decisiones, los sistemas expertos, la predicción de series de tiempo, la robótica y el reconocimiento de patrones (Jang, 1997).

En la construcción de modelos usando Lógica Difusa, la variable se describe lingüísticamente mediante su valor de pertenencia a un conjunto difuso que refleja la categorización de la misma dentro de los rangos establecidos. Esta metodología permite que se puedan establecer relaciones entre las variables de manera que provengan de conocimiento experto. En la sección 4.2 se puede observar la forma en la que las variables son categorizadas asignando nombres a los posibles conjuntos difusos que las explican mediante una expresión lingüística que transforma la variable desde su dominio a un valor difuso con el cual el sistema de inferencia o modelo desarrollado calcula su valor mediante una base de reglas de comportamiento diseñadas por el experto.

3.2.3. Identificación de sistemas

Una técnica que permite hallar funciones que relacionan las salidas de un sistema a partir de las entradas es la Identificación de Sistemas. Tales funciones tienen estructuras de series temporales

autorregresivas definidas; paramétricas: ARX, ARMAX, Box-Jenkins, Output Error, ARX no lineal, entre otras; o no paramétricas: correlaciones y método espectral, aunque este último se emplea para datos en el dominio de la frecuencia y no del tiempo (Garrido, 1999), cuyos parámetros son calculados a través de los datos de estimación. Para la identificación del modelo que describe el sistema, generalmente se emplea el 50% de los datos. El modelo es validado con el 50% restante.

La ecuación genérica de modelos autorregresivos se presenta en (5):

$$A(q^{-1}, \theta)y(t) = G(q^{-1}, \theta)u(t) + H(q^{-1}, \theta)e(t) = \frac{B(q^{-1})}{F(q^{-1})}u(t) + \frac{C(q^{-1})}{D(q^{-1})}e(t) \quad (5)$$

donde $u(t)$ son las entradas al sistema, $e(t)$ el ruido de la entrada y $y(t)$ la salida de interés; q^{-1} es el operador de retardo y $B(q^{-1})$, $C(q^{-1})$, $D(q^{-1})$ y $F(q^{-1})$ son polinomios de la forma (6), (7), (8) y (9), respectivamente.

$$B(q^{-1}) = b_1q^{-nk} + b_2q^{-nk-1} + \dots + b_{nb}q^{-nk-nb+1} \quad (6)$$

$$C(q^{-1}) = 1 + c_1q^{-1} + c_2q^{-2} + \dots + c_{nc}q^{-nc} \quad (7)$$

$$D(q^{-1}) = 1 + d_1q^{-1} + d_2q^{-2} + \dots + d_{nd}q^{-nd} \quad (8)$$

$$F(q^{-1}) = 1 + f_1q^{-1} + f_2q^{-2} + \dots + f_{nf}q^{-nf} \quad (9)$$

En los modelos autorregresivos, la estructura se define por el orden de cada polinomio, el cual se determina a través de los valores de na , nb , nc , nd , nf y el retardo entre la entrada y la salida, nk . Seguidamente se estima el valor de los coeficientes a_i , b_i , c_i , d_i , y f_i , que hacen que el modelo se ajuste a los datos de entrada-salida del sistema real (López, 2002).

La inclusión o no de los polinomios anteriores determinan casos particulares de los modelos. Específicamente, para el ARX los polinomios $C(q^{-1})$, $D(q^{-1})$ y $F(q^{-1})$ son iguales a 1 y en el ARMAX se cumple que $D(q^{-1})$ y $F(q^{-1})$ son también iguales a 1; de manera que en el primero se estiman los valores de na , nb y nk y en el segundo los de na , nb , nc y nk .

Particularmente, los modelos autorregresivos sirven para describir fenómenos que están asociados a una relación causa-efecto entre la misma variable y sus propios valores en tiempos de muestreo anteriores. En el caso de modelos de entrada exógena, se asocian a dinámicas que se pueden explicar en términos de los retardos de la variable a estimar o de una variable externa que afecta la dinámica. Son tradicionalmente empleados cuando se considera el fenómeno como una serie de tiempo y, puesto que se han usado en la literatura para este tipo de problema, serán usados para comparar con los resultados encontrados a través de los otros métodos utilizados en la investigación.

3.2.4. Redes Neuronales Artificiales

Las redes neuronales son modelos de caja negra cuya estructura es similar al sistema nervioso humano. Se compone de una serie de neuronas, ubicadas por capas, interconectadas entre sí. De esta manera, la red se integra por una capa de entrada, capas ocultas y una capa de salida (Romano, 2014) (ver la Figura 2).

Cada neurona es una combinación lineal de las salidas de las neuronas de la capa anterior y un peso constante adicional; su salida será el resultado de la aplicación de una función de activación, que puede ser, entre otras, sigmoideal, tangente sigmoideal y lineal, como se muestra en las ecuaciones (10), (11) y (12), respectivamente.

$$\text{Sigmoideal} = \frac{1}{1 + e^{-(WX)}} \quad (10)$$

$$\text{Tangente Sigmoideal} = \frac{2}{1 + e^{-(WX)}} - 1 \quad (11)$$

$$\text{Lineal} = WX \quad (12)$$

donde W es el vector de pesos de las salidas X de las neuronas de la capa anterior.

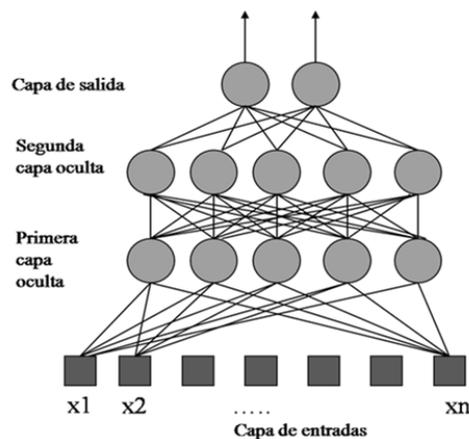


Figura 2. Estructura de una red neuronal artificial con n entradas, dos salidas y dos capas ocultas
Fuente: Sachin *et al.* (2013).

El vector de pesos W de cada capa es modificado con base en el error cuadrático medio de la salida, calculado por medio de la ecuación (13), donde t_k es el valor real y O_k el obtenido. Así se refleja la similitud con el modo como aprenden los seres humanos, puesto que con las iteraciones se perfecciona la estimación.

$$\text{error} = \frac{\sum_{k \in \text{Salidas}} (t_k - O_k)^2}{2} \quad (13)$$

La técnica más utilizada para la corrección de los pesos es la retro-propagación (*Back Propagation*), donde estos se pueden modificar empleando la técnica de gradiente descendiente, de manera que el error se propaga hacia atrás y los pesos son modificados de acuerdo a su influencia en este, calculada como la derivada parcial del error con respecto al peso a modificar. El cambio en el error se multiplica, además, por una tasa de aprendizaje (HCMC University of Technology, 2008).

Para el proceso de aprendizaje, el cual se ve reflejado en la modificación de los pesos y el nivel de asertividad gradual que alcanza la red, se emplea habitualmente el 60% de los datos. Se utiliza adicionalmente el 20% para la validación y el 20% restante para prueba.

4. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados obtenidos tras el uso de las metodologías descritas en la sección anterior, con el fin de aproximarse al modelado de las cinco mayores centrales hidráulicas del país y de las cinco centrales térmicas más relevantes del Sistema Interconectado Nacional.

Inicialmente, se tienen las variables de la sección 3.1.1 y 3.1.2, que son valoradas para evaluar su significatividad a través de los modelos Logit (sección 3.2.1) respecto a la variable de salida, que es el precio ofertado de cada una de las centrales. Tras esta valoración, se procede a modelar usando la Lógica Difusa como herramienta que permite el establecimiento de reglas de comportamiento de las variables para componer la oferta de cada central; estas reglas son propuestas por los autores gracias al conocimiento del comportamiento de oferta del agente en el mercado. Posteriormente y con fines de comparación, se modela usando tanto métodos autorregresivos como redes neuronales, los cuales se componen, básicamente, de la información extraída de los datos de entrada y salida.

Es conveniente resaltar que los modelos basados en Lógica Difusa, los llamados sistemas de inferencia difusa, contienen su estructura en las funciones de pertenencia definidas para las entradas y salidas y las reglas compuestas por los expertos, mientras que los métodos autorregresivos y las redes neuronales son entrenados mediante la minimización de un criterio de error. Tanto unos como otros ofrecen ventajas a la hora de modelar un sistema dinámico tan complejo como el mercado *spot* colombiano y representan un avance para modelar usando subsistemas para el entendimiento de los fenómenos individuales de cada uno de los agentes o sus recursos.

4.1. Selección de variables estadísticamente significativas para cada central

Como aporte adicional a la metodología de uso de las técnicas de Inteligencia Artificial usadas para la construcción de los modelos de precio ofertado, se construye un modelo logístico (sección 3.2.1), que permite seleccionar las variables estadísticamente significativas para el precio ofertado de cada

recurso de generación, esto con el fin de hacer una comprobación de hipótesis alrededor de las variables de entrada de cada uno de los modelos de las centrales hidroeléctricas construidos.

El experimento consistió en evaluar el evento de éxito de cambios en el precio ofertado de 5%, 10%, 15% y 20% ante variaciones en las entradas. Dicha significatividad se midió a través del p-valor de cada variable con una significatividad de 0,1, lo que representa el p-valor máximo permitido para rechazar la hipótesis.

De hecho, el p-valor coincide con la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando es verdadera (Stats Direct, 2012) siendo esta: el valor del coeficiente de la variable x_i es cero (Wackerly y Mendenhall, 2009), lo cual significa que su influencia sobre el valor de la variable de interés es nulo. El p-valor, por tanto, es la probabilidad de que se acepte que la variable exógena es de importancia para definir la variable objetivo sin que lo sea. Por lo tanto, se identifican como variables significativas aquellas cuyo p-valor es menor o igual que 0,1.

En la Tabla 1 se muestran los resultados de la significatividad para la Central Hidroeléctrica I, de las variables tenidas en cuenta para las centrales cuya materia prima es el agua. Cada columna corresponde a una regresión logística diferente en la que el evento de éxito es un cambio en el precio ofertado de un día a otro mayor a 5%, 10%, 15% y 20%. Este procedimiento se repitió para las 4 centrales hidráulicas restantes.

Factor	Cambio porcentual			
	5%	10%	15%	20%
	p-valor	p-valor	p-valor	p-valor
HHI agente	0,3084	0,424	0,745	0,9502
IOR	0,0076	0,002	0,0021	0,0051
NOAA	0,8748	0,6702	0,7329	0,4593
Rangos MEI	0,9565	0,5665	0,5826	0,3638
Demanda comercial atendida en bolsa	0,6336	0,7668	0,7906	0,9962
Precio en bolsa nacional_t_1_	0,2934	0,1048	0,0751	0,1394
Coste marginal promedio despacho	0,5654	0,5779	0,8381	0,7428
Aportes hídricos	0,626	0,5616	0,7052	0,4081
Volumen embalse	0,0046	0,002	0,016	0,0449
Contratos	0	0	0,0001	0,0011

Tabla 1. Variables significativas para la Central Hidráulica I en regresiones logísticas para estimar la probabilidad de cambios porcentuales. Fuente: elaboración propia.

Para la Central Hidráulica I (ver la Tabla 1), la de mayor capacidad en el país, las variables realmente influyentes son 4 según la significancia en la probabilidad de cambios porcentuales entre el 5 y 20% del precio ofertado: el IOR, el volumen del embalse, los contratos y el precio de bolsa del

día anterior. Las tres primeras variables resultaron significativas para la totalidad de modelos Logit contruidos, lo cual confirma su alta determinación a la hora de definir la oferta del precio. El precio de bolsa del día anterior, si bien no es significativo para todas las regresiones logísticas, es relevante sobre cambios importantes en la oferta mayores al 15%, un porcentaje considerable.

Tal significatividad puede presentarse dado que este recurso busca ser despachado diariamente y, por tanto, sus estrategias se ven afectadas por la manera en que las centrales, a través de sus agentes, se comportan para que finalmente sea establecido el precio de bolsa, tomando en cuenta el efecto de los agentes restantes a través de esta variable.

Las variables que dan cuenta de fenómenos climáticos (MEI), la demanda, la concentración del mercado, el coste marginal y los aportes hídricos no son determinantes para explicar variaciones de los precios de manera considerable.

La concentración del mercado, medida a través del HHI, es de importancia para dos centrales únicamente, las Hidráulicas IV y V, las de menor capacidad de las 5 seleccionadas para el caso de estudio. Lo cual indica que para los recursos restantes, que pueden satisfacer gran parte de la demanda diariamente, no es tan primordial verificar la concentración del mercado para ofertar.

El IOR fue de gran importancia para todos los cambios porcentuales en el precio para la central de mayor capacidad, la Hidráulica I, y para la II y la V; para estas dos últimas la significatividad se evidencia en cambios mayores al 20% en el precio ofertado.

La demanda comercial atendida en bolsa es significativa para gran parte de los cambios porcentuales tomados en cuenta para las Hidráulicas IV, II y V, lo cual es coherente con la Teoría Económica para la modificación de precios.

Variables como el coste marginal de producir y los aportes hídricos no fueron estadísticamente significativas para la mayor parte de las centrales. En cambio, variables como los contratos y el volumen del embalse son de alta importancia para la oferta de precios de las centrales, puesto que la generación de energía hidráulica tiene como materia prima el agua y dicha generación depende de la cantidad de este recurso que se tenga almacenada. Adicionalmente, los contratos toman una parte de la oferta de energía que no se subasta en el mercado *spot*; por lo tanto, las centrales pueden llegar a establecer precios dependiendo del cumplimiento que puedan dar a estos acuerdos.

Asimismo, la Tabla 2 muestra los resultados de un procedimiento análogo realizado con las centrales térmicas, pero en este caso sólo se muestra para uno de los recursos: la Central Térmica III. Los resultados de estas pruebas determinan que las variables que influyen en los cambios de la variable de interés no son iguales para cada central, puesto que el hecho de que se tomen o no en consideración dependen de las condiciones del recurso en el MEM, como su capacidad, el agente al que pertenecen y, por supuesto, acorde con los comportamientos estratégicos de cada agente; es así

como se comprueban hipótesis con respecto a la influencia de los factores considerados para definir el precio de oferta para una central determinada (ver la Tabla 3).

Conviene destacar que el uso de la Lógica Difusa permite al diseñador distribuir un dominio continuo de una variable, en un dominio en términos de categorías lingüísticas que pueden estar directamente relacionadas con el conocimiento del sistema por el experto. De este modo, puede verse que las variables están divididas en las categorías bajo-bajo, medio-bajo, medio, medio-alto y alto; porque los autores consideran que en el rango medio de variables es necesario dividir estas categorías para una mejor comprensión de la misma.

Por ejemplo, para la variable de la Tabla 4 se tienen los conjuntos allí definidos en los siguientes valores: el conjunto bajo-bajo corresponde a un dominio entre 0 y 0,2, el medio-bajo entre 0 y 0,4, el medio entre 0,2 y 0,5, el medio-alto entre 0,35 y 0,7 y, finalmente, el conjunto alto entre 0,45 y 1. Es importante tener en cuenta que, dado que son conjuntos difusos, se solapan entre sí de acuerdo a las funciones escritas en la Tabla 4.

	Cambio porcentual			
	5%	10%	15%	20%
Factor	p-valor	p-valor	p-valor	p-valor
HHI agente	0,8507	0,6915	0,8038	0,773
IOR	0,6698	0,1833	0,3653	0,3849
NOAA	0,1644	0,3771	0,7523	0,9623
Rangos MEI	0,0383	0,086	0,2834	0,4503
Demanda comercial atendida en bolsa	0,9724	0,7909	0,5018	0,7217
Precio en bolsa nacional_t_1_	0,0786	0,0032	0,1605	0,1577
Coste marginal promedio despacho	0,8022	0,2668	0,8449	0,8625
Contratos	0,5362	0,2371	0,1902	0,3488
IPP	0,9663	0,5027	0,9918	0,5531
Disponibilidad	0,4739	0,7442	0,8315	0,8724
Precio del carbón	0,5794	0,2813	0,4961	0,7904
Precio del gas	0,2309	0,5801	0,775	0,9288
Precio del petróleo	0,7713	0,3712	0,2234	0,0798
Volumen total _millones m³_	0,0106	0,0308	0,0741	0,328
Aportes hídricos totales _m³_s_	0,0274	0,0798	0,476	0,2939
Oportunidad de la térmica	0,2294	0,0445	0,1865	0,4078

Tabla 2. Variables significativas para la Central Térmica III en regresiones logísticas para estimar la probabilidad de cambios porcentuales. Fuente: elaboración propia.

Por otra parte, para la Central Térmica III las variables determinantes que definen cambios en el precio ofertado, según la significancia para definir la probabilidad de cambios importantes en el

precio ofertado, son: el MEI, el precio de bolsa del día anterior, el volumen total de los embalses, los aportes hídricos de todo el sistema y el precio del petróleo, dado a que sus principales materias primas son el gas natural y el petróleo (ver la Tabla 2).

En lo que respecta a las variables determinantes en cambios del precio ofertado de las centrales térmicas, las referentes a fenómenos climáticos influyen en los cambios del precio ofertado diario únicamente para las Centrales Térmicas II y III. Los insumos para la predicción de la energía son significativos para las Centrales Térmicas I y II únicamente. En la Térmica I los tres insumos tenidos en cuenta (carbón, petróleo y gas natural) fueron relevantes, puesto que esta planta puede producir energía con cualquiera de ellos. No obstante, la segunda realiza su generación a partir del gas natural y el precio del carbón es el que influye, según el Logit, en cambios del 20%, mientras el precio del gas natural no tiene influencia alguna.

El Índice de Oferta Residual fue importante para 3 de las 5 centrales, mientras el HHI no fue significativo en ninguno de los casos. El coste marginal fue de importancia para la Central Térmica I, pero para cambios del 5% únicamente; mientras que en las centrales restantes la variable no tiene efecto.

En términos generales, para las centrales hidráulicas el precio de bolsa del día anterior es significativo, por lo cual los agentes no ofertan de manera arbitraria por cada una de sus centrales, sino que se basan en el comportamiento actual del mercado con el fin de evaluarlo y estar en capacidad de definir estrategias que les permitan maximizar su beneficio (ver la Tabla 3).

Central	Variables
Central Hidráulica I	IOR, precio de bolsa del día anterior, volumen embalse, contratos
Central Hidráulica II	MEI, volumen embalse, demanda, precio de bolsa del día anterior, coste marginal
Central Hidráulica III	IOR, MEI, precio de bolsa del día anterior, volumen embalse, contratos
Central Hidráulica IV	HHI, MEI, demanda, precio de bolsa del día anterior
Central Hidráulica V	HHI, IOR, MEI, precio de bolsa del día anterior, contratos
Central Térmica I	IOR, demanda, IPP, precio del carbón, precio del petróleo, precio del gas, volumen total
Central Térmica II	Demanda, contratos, IPP
Central Térmica III	MEI, precio de bolsa del día anterior, volumen total, aportes hídricos, precio del petróleo
Central Térmica IV	IOR, MEI, contratos, precio del gas
Central Térmica V	IOR, demanda, oportunidad de las centrales térmicas

Tabla 3. Variables seleccionadas para cada central. Fuente: elaboración propia.

4.2. Modelos de lógica difusa

Para la construcción de las funciones de pertenencia de cada una de las variables lingüísticas, se emplearon en su mayoría funciones de pertenencia gaussiana, dada su suavidad, y en ocasiones funciones campana generalizada. En los extremos del rango se hizo uso de funciones sigmoideas, que permiten asignar a valores extremos pertenencias iguales a uno, a valores lingüísticos definidos. Las reglas que relacionen los valores lingüísticos de varias variables con la salida están en proceso de construcción por parte de los expertos en el MEM, con el fin de obtener aproximaciones más acertadas en la estimación de los precios ofertados de cada central.

La Tabla 4 contiene las funciones de pertenencia construidas para los valores lingüísticos de la variable precio de bolsa del día anterior para la Central Hidráulica IV. Las funciones de pertenencia se elaboran para cada variable de entrada seleccionada por central (hidráulica o térmica). De la misma manera, para la variable de salida, el precio ofertado, se definen funciones de pertenencia. A partir de estas, se diseñan las reglas que rigen la interacción de valores lingüísticos de diferentes variables de entrada con los del precio ofertado.

Conviene reseñar que el uso de la Lógica Difusa permite al diseñador distribuir un dominio continuo de una variable en un dominio en términos de categorías lingüísticas que pueden estar directamente relacionadas con el conocimiento del sistema por el experto. De este modo, puede verse que las variables están divididas en las categorías bajo-bajo, medio-bajo, medio, medio-alto y alto; porque los autores consideran que en el rango medio de variables es necesario dividir estas categorías para una mejor comprensión de las mismas. Por ejemplo, para la variable de la Tabla 4 se tienen los conjuntos allí definidos en los siguientes valores: el conjunto bajo-bajo corresponde a un dominio entre 0 y 0,2, el medio-bajo entre 0 y 0,4, el medio entre 0,2 y 0,5, el medio-alto entre 0,35 y 0,7 y, finalmente, el conjunto alto entre 0,45 y 1. Es importante anotar que dado que son conjuntos difusos, se solapan entre sí de acuerdo a las funciones escritas en la Tabla 4.

Este sistema de inferencia tiene reglas de base de conocimiento como las siguientes:

-**Si** el HHI es alto y el Precio_bolsa_ant es alto y la demanda es alta y el MEI es “Niño fuerte”, **entonces** el precio_ofertado es alto.

-**Si** el HHI es bajo y el Precio_bolsa_ant es bajo y la demanda es baja y el MEI es “Niña fuerte”, **entonces** el precio_ofertado es bajo-bajo.

-**Si** el HHI es medio y el Precio_bolsa_ant es medio y la demanda es alta y el MEI es normal, **entonces** el precio_ofertado es medio-alto.

-**Si** el HHI es medio y el Precio_bolsa_ant es medio y la demanda es baja y el MEI es normal, **entonces** el precio_ofertado es medio-bajo.

En la Figura 3 se muestra el esquema de estimación para la Central IV.

Valor lingüístico	FUNCIÓN EXPLÍCITA
Bajo-bajo	$1, x \leq 0,04$ $1 - 2 \left(\frac{x - 0,04}{0,2291 - 0,04} \right)^2, 0,04 \leq x \leq \frac{0,04 + 0,2291}{2}$ $2 \left(\frac{x - 0,2291}{0,2291 - 0,04} \right)^2, \frac{0,2291 - 0,04}{2} \leq x \leq 0,2291$ $0, x > 0,2291$
Medio-bajo	$e^{-\frac{1}{2(0,0709)^2}(x-0,2226)^2}$
Medio	$e^{-\frac{1}{2(0,0558)^2}(x-0,3881)^2}$
Medio-alto	$e^{-\frac{1}{2(0,052)^2}(x-0,5211)^2}$
Alto	$0, x \leq 0,4165$ $2 \left(\frac{x - 0,4165}{0,7331 - 0,4165} \right)^2, 0,4165 \leq x \leq \frac{0,4165 + 0,7331}{2}$ $1 - 2 \left(\frac{x - 0,7331}{0,7331 - 0,4165} \right)^2, \frac{0,4165 + 0,7331}{2} \leq x \leq 0,7331$ $1, x > 0,7331$

Tabla 4. Valores lingüísticos y sus funciones de pertenencia para la variable lingüística Precio de bolsa del día anterior de Central Hidráulica IV. Fuente: elaboración propia.

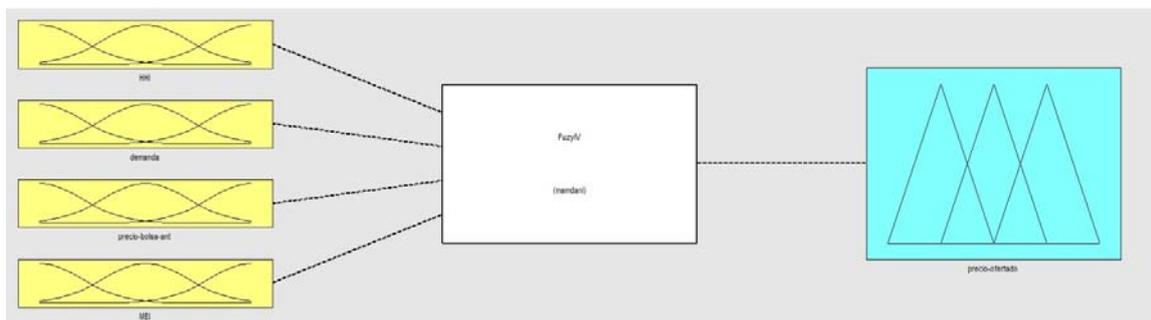


Figura 3. Sistema de inferencia difuso para Central Hidráulica IV
Fuente: elaboración propia.

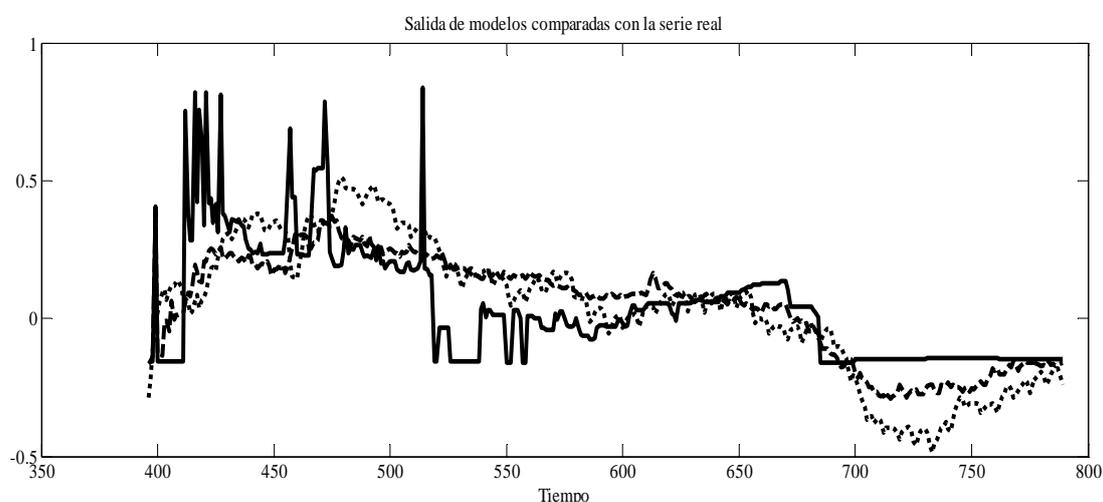
4.3. Identificación de sistemas

La identificación de sistemas realizada a través del *System Identification Toolbox* de Matlab permitió aproximar modelos lineales y no lineales, de carácter paramétrico o no paramétrico, a la serie de tiempo del precio ofertado correspondiente a cada central térmica e hidráulica.

En la Figura 4 se observan los dos modelos con la mayor varianza explicada, de los que se estimaron para la Central Hidráulica IV: un ARX713 y un ARMAX2221, cuya varianzas explicadas son 26,83% y 7,33%, respectivamente. Para que un modelo sea aceptable al describir o pronosticar el comportamiento de un fenómeno, su varianza explicada debería ser al menos del 60%. Este porcentaje no es alcanzado por ninguno de los modelos estimados para cada central. En efecto, la Tabla 5 muestra el mejor modelo estimado para cada una de las centrales térmicas e hidráulicas,

donde el máximo porcentaje de varianza explicada que se alcanzó con un modelo fue del 47,80%. De hecho, los mejores resultados los alcanzan los modelos estimados para centrales hidráulicas, puesto que el comportamiento de las térmicas es aún más complejo de modelar dados los cambios tan abruptos de precios ofertados, donde se evidencian ciertos periodos de estabilidad y cambios cuya complejidad de modelación es considerable. La modelación entonces de las centrales hidráulicas, si bien guarda un grado de dificultad alto, no es tan alto como en las térmicas.

Particularmente, en la Central Hidráulica IV se observa que ninguno de los dos modelos llega a estimar los picos de precios ni los periodos de estabilidad y que, por ende, sus resultados son poco fiables.



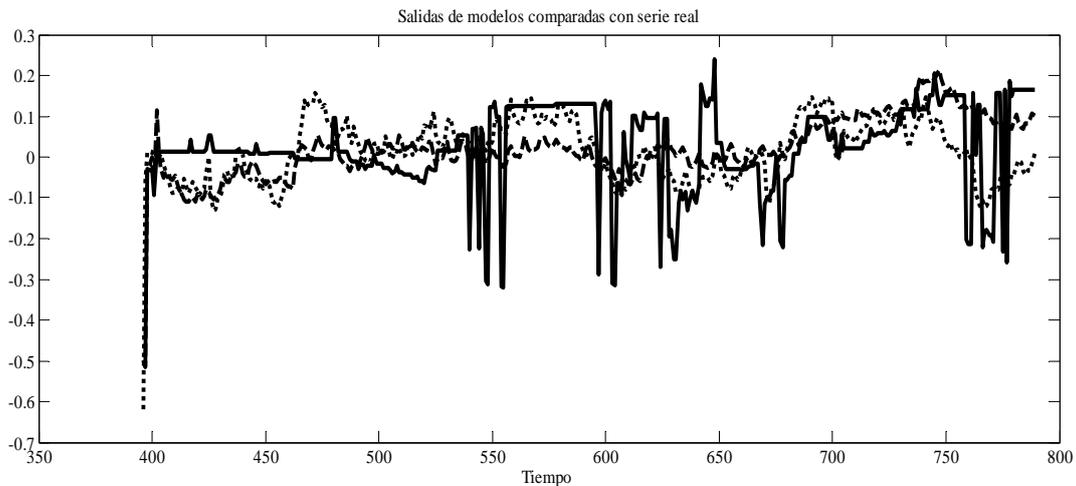
Nota: el valor de na es 7, el de nb es 1 y el retardo entre la entrada y la salida nk es 3; y un ARMAX2221 (línea punteada), donde el valor de $na=nb=nc=2$ y el de nk es 1. La varianza explicada por cada uno es de 26,83% y 7,327%, respectivamente.

Figura 4. Dos mejores modelos estimados a través del SIT de Matlab2009 para el precio ofertado de Central Hidráulica IV: ARX713 (línea semipunteada)

Fuente: elaboración propia.

Central	Mejor modelo	Variación explicada
Central Hidráulica I	Nlhw1 (Hammerstein no lineal)	5,50%
Central Hidráulica II	P1d (Process Model)	39,82%
Central Hidráulica III	P1d (Process Model)	47,80%
Central Hidráulica IV	Arx713	26,83%
Central Hidráulica V	P1d (Process Model)	7,52%
Central Térmica I	arx417	30,56%
Central Térmica II	Bj22221	0,84%
Central Térmica III	arx918	10,14%
Central Térmica IV	arx611	-266,90%
Central Térmica V	Imp (Correlaciones)	8,15%

Tabla 5. Mejores modelos para el precio ofertado de las centrales estimados por el SIT de Matlab2009. Fuente: elaboración propia.



Nota: el valor de na es 4, el de nb es 1 y el retardo entre la entrada y la salida nk es 7; y un ARMAX2221 (línea punteada), donde el valor de $na=nb=nc=2$ y el de nk es 1. La varianza explicada por cada uno es de 3,05% y 0,53%, respectivamente.

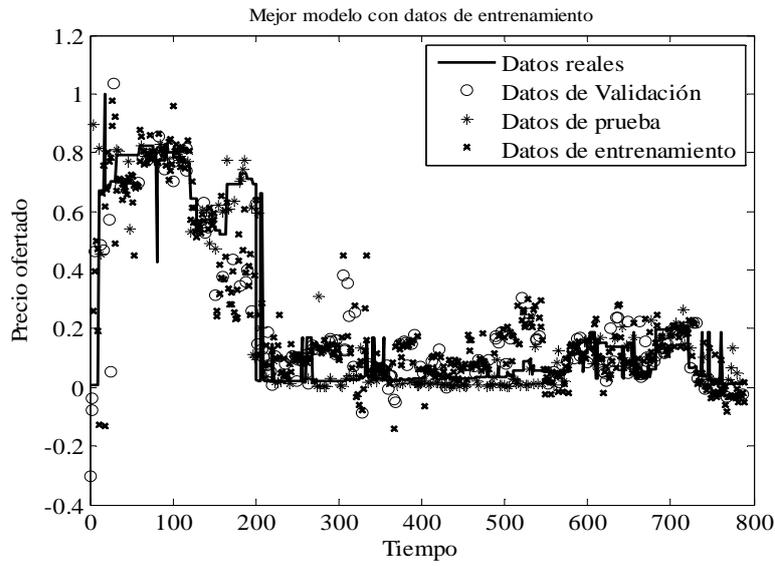
Figura 5. Dos mejores modelos estimados a través del SIT de Matlab2009 para el precio ofertado de Central Térmica I: ARX417 (línea semipunteada)

Fuente: elaboración propia.

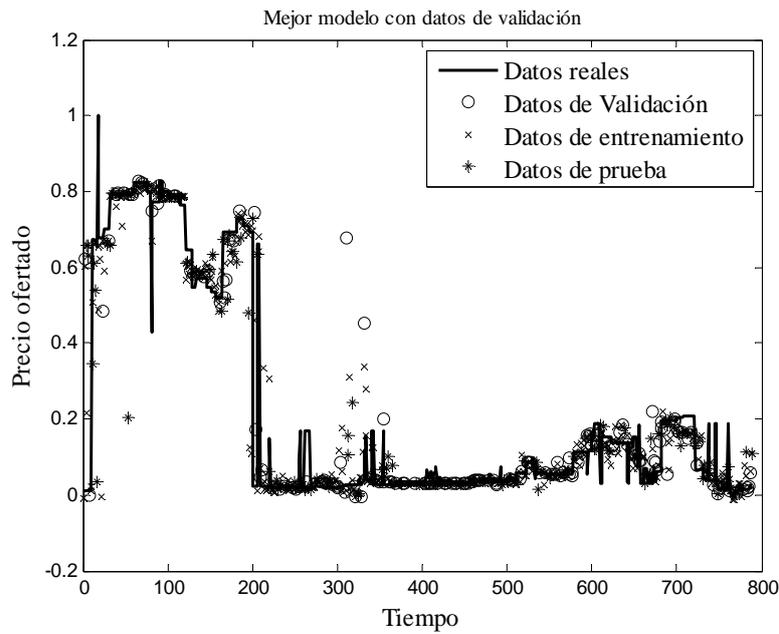
4.4. Redes neuronales

Se construyeron varias redes neuronales usando Matlab2009®, con número de capas internas aleatorio entre 1 y 4, dado que el número máximo de capas para que la red no se sobreentrene es dos (Oropeza Clavel, 2007) y se es flexible con tal criterio, con número de neuronas por capa aleatorio entre 1 y 20 para limitar la complejidad computacional del algoritmo y funciones de activación seleccionadas aleatoriamente entre (10), (11) y (12). Cada red se entrenó y posteriormente se evaluó con los datos de validación y finalmente con los datos de prueba. Como ejercicio pedagógico, se ejecutó el algoritmo 100 veces de cada una de las cuales se extrajo la mejor red. Esta tarea se repitió 10 veces, para así obtener las 10 mejores estructuras de redes según el error con datos de entrenamiento, las 10 mejores estructuras según el error con datos de validación y los errores de cada una de las redes con los datos de prueba, además de un gráfico con los datos reales y las aproximaciones alcanzadas con la mejor red en entrenamiento y validación para cada central.

En la Figura 6 se presentan las estimaciones a través del proceso de entrenamiento, validación y prueba de la Central Térmica IV, para la red con el menor error de entrenamiento y de validación. De esta última se resalta la eficacia de los resultados, puesto que las tendencias estimadas del precio ofertado, e incluso la estimación del precio mismo, alcanzaron resultados muy cercanos a la realidad, lo cual puede observarse en la Figura 7.



(a)



(b)

Figura 6. Estimación del precio ofertado de la Central Térmica IV con el mejor modelo de entrenamiento (a) y validación (b). Se muestran los datos reales (sólida), las estimaciones a través de la validación (círculos), de entrenamiento (x) y prueba (estrellas) con cada red.
Fuente: elaboración propia.

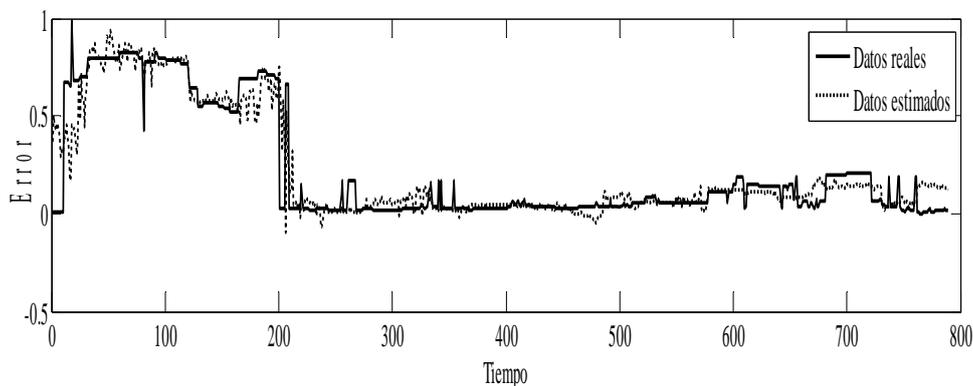


Figura 7. Estimación del precio ofertado para la Central Térmica IV con la red neuronal con el menor error de validación. Se muestran los datos reales (sólida) y las estimaciones (línea punteada).
Fuente: elaboración propia.

De las redes neuronales que devolvió el algoritmo para la Central Térmica IV (presentadas en las Tablas 6 y 7), se optó por seleccionar la mejor entre las redes con menor error con los datos de validación. Así, al tener la red un buen resultado con los datos de validación se indica que esta puede tener aproximaciones cercanas a los valores reales con datos desconocidos. En las Tablas 6 y 7 se muestran las salidas del algoritmo con la estructura de las 10 mejores redes encontradas para el precio ofertado de la Central Térmica IV. Asimismo se procedió con las 10 mejores redes con respecto al error de validación. Las funciones de activación de cada capa se denotan como T, S y L, siendo estas la tangente sigmoideal, la sigmoideal y la lineal, respectivamente.

Repetición	Error de entrenamiento	estructura	Funciones de activación	error de prueba
1	0,00613521	[14 8 5 9]	L S T T	0,02167754
2	0,00606921	[14 15 8]	L T S	0,01596904
3	0,0062306	[8 17]	S T	0,03520932
4	0,00642513	[10 19]	S T	0,02442283
5	0,00710297	19	T	0,02429332
6	0,00926115	19	S	0,00705049
7	0,00874474	[3 14 5 6]	S T L S	0,00457672
8	0,00777462	[15 9 16]	T T T	0,01607528
9	0,00755303	[14 19]	L T	0,02053313
10	0,0074628	[7 19]	T S	0,02482635

Tabla 6. Mejores estructuras de redes neuronales según el error de entrenamiento para la Central Térmica IV. Fuente: elaboración propia.

Repetición	Error de validación	estructura	Funciones de activación	error de prueba
1	0,00961548	[2 15 18]	L L T	0,01963052
2	0,02059693	17	S	0,0251382
3	0,01293544	[19 20 14]	L S S	0,02000154
4	0,01085336	[4 18 13]	T S S	0,01592725
5	0,00984833	[2 11 7 18]	L T S T	0,01752522
6	0,00969674	19	S	0,00705049
7	0,01123927	[1 20 8]	L T S	0,00921088
8	0,02164172	[18 3 6 1]	S T T S	0,01285666
9	0,01492584	[9 18 5 7]	T S S T	0,0114592
10	0,0102554	[8 2]	S S	0,01575438

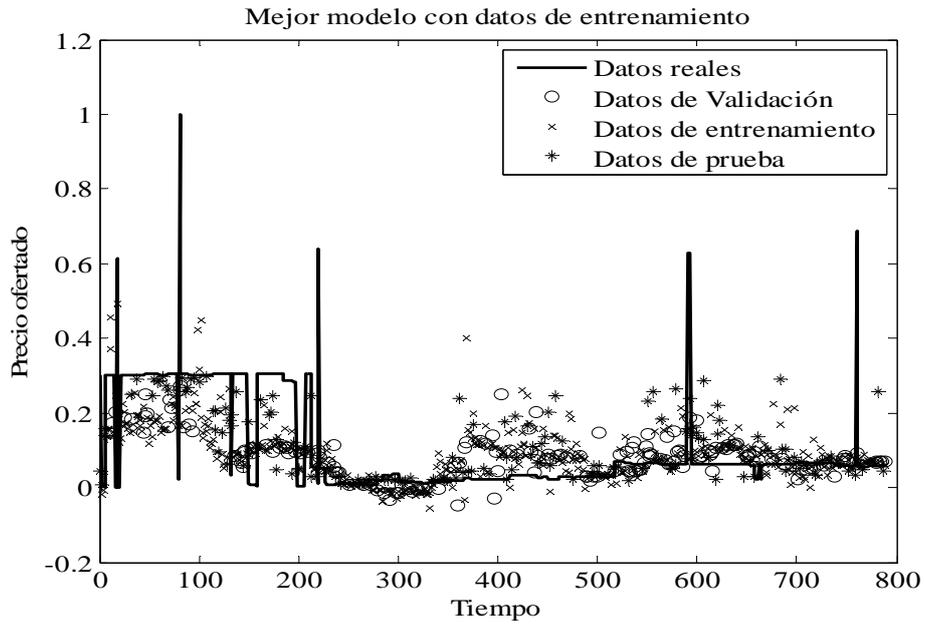
Tabla 7. Mejores estructuras de redes neuronales según el error de validación para la Central Térmica IV. Fuente: elaboración propia.

No obstante, los resultados de las estimaciones realizadas por las redes neuronales no son buenos para todos los recursos. Este es el caso de la Central Térmica II, donde la red con el menor error con los datos de entrenamiento y la de menor error con los de validación no llega a aproximar de manera fiel la tendencia de los datos ni a hacer una estimación acertada del precio ofertado. En ambos casos hay estimaciones bastante dispersas de los valores reales de la variable objetivo (ver la Figura 8). Seleccionada la red con menor error de validación para identificar un modelo final, en la Figura 9 se confirma la ineffectividad de esta, donde los datos reales difieren de las estimaciones y ninguno de los picos de los precios es percibido por la misma.

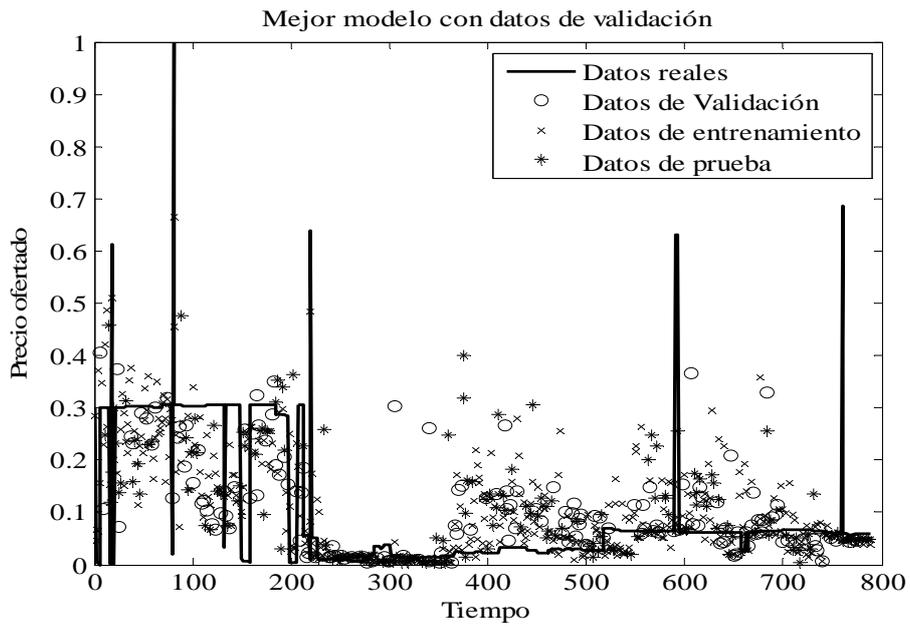
De la totalidad de redes que se construyeron para todas las centrales, se presenta un caso similar al de los Recursos Térmicos IV y II: en algunos casos las redes neuronales alcanzan aproximaciones efectivas, pero en otros están bastante alejadas de los datos reales.

5. CONCLUSIONES

El estudio presenta varias metodologías para la estimación del precio ofertado por recurso energético para el Mercado Eléctrico Mayorista colombiano, dos de ellas parten de los modelos de Inteligencia Artificial y una de ellas de las series de tiempo y la identificación de sistemas dinámicos. Adicionalmente, se realizó como ejercicio previo un filtro de variables a través de la estimación de modelos Logit cuya variable objetivo fue el cambio porcentual del precio ofertado mayor al 5%, 10%, 15% y 20%, a través de la evaluación de su significatividad en cambios de este tipo.



(a)



(b)

Figura 8. Estimación del precio ofertado de la Central Térmica II con el mejor modelo de entrenamiento (a) y validación (b). Se muestran los datos reales (sólida), las estimaciones a través de la validación (círculos), de entrenamiento (x) y prueba (estrellas) con cada red.
Fuente: elaboración propia.

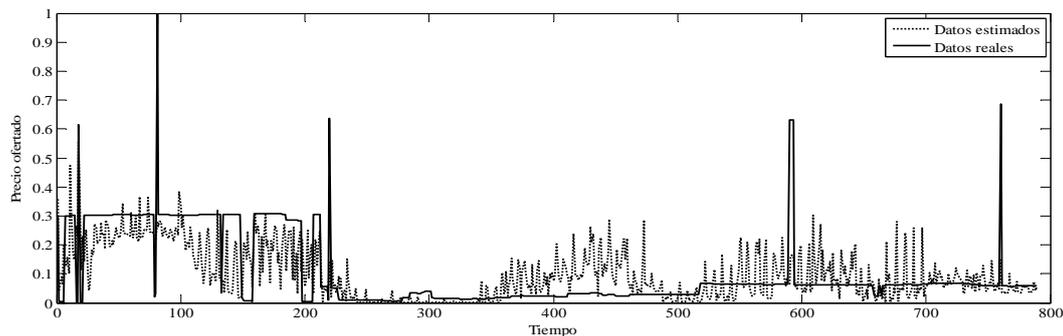


Figura 9 Estimación del precio ofertado para la Central Térmica II con la red neuronal con el menor error de validación. Se muestran los datos reales (sólida) y las estimaciones (punteada).
Fuente: elaboración propia.

Se concluye que el filtro de variables es un ejercicio pertinente para el fenómeno que se modeló, puesto que las condiciones de las centrales difieren y, por tanto, las consideraciones de cada una al momento de ofertar el precio se basan en unos criterios específicos que no pueden generalizarse.

Por otra parte, los modelos de Lógica Difusa permiten reproducir el conocimiento de los expertos a través de reglas, una fortaleza que no puede despreciarse, dado que el conocimiento del fenómeno adquirido a través de la experiencia es en diversas ocasiones determinante para analizar el mercado y sus tendencias. Consideramos especialmente valioso que se pueda llegar a la construcción de modelos estructurados y formales que materialicen un criterio subjetivo.

La modelación a través de modelos autorregresivos paramétricos y no paramétricos lineales y no lineales no constituye una herramienta fiable para estimación del precio ofertado para las centrales más importantes de Colombia en el MEM, dada la dificultad para estimar el precio con sus cambios, particularmente en picos y periodos de estabilidad. Por tanto, se debe recurrir a herramientas que permitan modelar cambios como los que se presentan en las ofertas de los precios de las centrales.

Asimismo, las redes neuronales presentaron aproximaciones efectivas en algunos de los casos, donde las tendencias eran seguidas de manera cercana a la realidad y el precio ofertado era estimado con un error mínimo. No obstante, las estimaciones para otras centrales fueron bastante deficientes y el modelo apenas podía estimar correctamente algunos de los datos. En este orden de ideas, se concluye que la efectividad de las redes neuronales es parcial, puesto que estas son entrenadas con variables de entrada que, posiblemente, no contienen toda la información de la dinámica del mercado para aquellas centrales térmicas. Consecuentemente, es necesario incorporar a estos modelos el conocimiento experto que permita, por ejemplo, relacionar con las variables consideradas información adicional sobre los recursos térmicos, como son las posibles variaciones en los costes de

generación (gas, carbón y diésel) y la influencia de los portafolios de generación (hidráulica y térmica) de los diferentes agentes del mercado y la combinación apropiada de sus recursos.

Finalmente, los autores proponen mejorar estos resultados obtenidos a través de las herramientas de Inteligencia Artificial como lo son las redes neuronales, incorporando la información relacionada con comportamientos estratégicos mediante la hibridación de las redes neuronales con la Lógica Difusa con una herramienta ANFIS (*Adaptive Neuro Fuzzy Inference System*) u otras metodologías con modelos de tipo estocástico.

Se espera que una estimación acertada del precio ofertado por recurso pueda ser una herramienta para establecer medidas regulatorias en el MEM colombiano, que permite mejorar la eficiencia de asignación, logrando captar las tendencias que tienen dichas ofertas e identificando comportamientos estratégicos de los agentes.

REFERENCIAS

- Aedo, C. (2005). *Evaluación de impacto*. Santiago de Chile: Naciones Unidas.
- Álvarez, H.D. y Correa, G.J. (2002). *Sistemas de Lógica Difusa* (notas de clase). Medellín: Univesidad Nacional de Colombia. Septiembre.
- Arellano, M. (2001). *Introducción al análisis clásico de series de tiempo*. Recuperado el 26 de julio de 2012, de: <http://ciberconta.unizar.es/LECCION/seriest/100.htm>
- Azim, M., Jaffar, A. y Mirza, M. (2014). Fully automated real time fatigue detection of drivers through fuzzy expert systems, *Applied Soft Computing* 18, 25–38
- Babuska, R. (1998). *Fuzzy modeling for control*. Kluwer Academic Publishers.
- Bastidas, M., Quintero, O.L. y García, J. (2012). Inteligencia de Mercados: comportamientos estratégicos sobre precios de oferta en el pool eléctrico colombiano. Lima, Perú: XV Congreso Latinoamericano de Control Automático CLCA. Octubre.
- Bolsa de Energía. (2012). Recuperado el 1 de agosto de 2012, de: http://web.ing.puc.cl/~power/alumno05/colombia/Proyect%20web_archivos/page0009.htm
- Botero, J.A., García, J.J. y Vélez, L.G. (2013). Mecanismos utilizados para monitorear el poder de mercado en mercados eléctricos: reflexiones para Colombia. *Cuadernos de Economía*. 32(60), 571–597.
- Business Col (2012). *BusinessCol-Sección Productos y Recursos. Glosario Contable*. Recuperado el 12 de noviembre de 2012, de: [http://www.businesscol.com/productos/glosarios/contable/glossary.php?word=INDICE%20DE%20PRECIOS%20AL%20PRODUCTOR%20\(IPP\)](http://www.businesscol.com/productos/glosarios/contable/glossary.php?word=INDICE%20DE%20PRECIOS%20AL%20PRODUCTOR%20(IPP))
- Carlton, D. y Perloff, J. (2004). *Modern industrial organization*, 3rd ed., Addison-Wesley.
- Comisión Federal de Regulación de los Estados Unidos –FERC (2006). Prohibition of energy market manipulation, Docket No. RM06-3.

- Cruz, A., Muñoz, A., Zamora, J.L. y Espínola, R. (2011). The effect of wind generation and weekday on Spanish electricity spot price forecasting. *Electric Power Systems Research*, 1924–1935.
- De Frutos, M.A. y Fabra, N. (2008). On the impact of forward contract obligations in multi-unit auctions. CEPR Discussion Cap. nº 6756.
- De Medeiros, L. (2003). *Previsão do preço no mercado de energia elétrica*. Río de Janeiro: Tesis de doctorado. Universidade Católica do Rio de Janeiro.
- Domínguez Piedrahita, D.M. (2011). *Curso de Electrónica Básica, Software aplicado y Química. Tecnológico Pascual Bravo-Institución Universitaria*. Recuperado el 26 de julio de 2012, de: <http://dianamardp.webnode.es/news/normas-icontec-2012/>
- Duque, I.E. (2009). *Slideshare*. Recuperado el 26 de julio de 2012, de: <http://www.slideshare.net/guest5672989/normas-icontec> (abril)
- Earth System Research Laboratory. (2012). *Multivariate ENSO Index (MEI)*. Recuperado el 28 de octubre de 2012, de U.S. Department of Commerce: <http://www.esrl.noaa.gov/psd/enso/mei/#Home>
- Flood, I. (2008). Towards the next generation of artificial neural networks for civil engineering. *Advanced Engineering Informatics*, 4–14.
- Galvis Gutiérrez, D.M. (2011). Comportamientos estratégicos sobre precios de oferta en el pool eléctrico colombiano. Medellín. 50 p. *Trabajo de grado (Maestría en Economía)*. Universidad EAFIT. Escuela de Administración. Departamento de Economía.
- García-Díaz, A. y Marín, P. (2003). Strategic bidding in electricity pools with short-lived bids: An application to the Spanish market. *International Journal of Industrial Organization*, 21(2), 201–222.
- Gareta, R., Romeo, L.M. y Gil, A. (2006). Forecasting of electricity prices with neural networks. *Energy Conversion and Management*, 1770–1778.
- Garrido, S. (1999). *Identificación, estimación y control de sistemas no-lineales mediante RGO*. Madrid: Universidad Carlos III.
- Green, R.J. (1996). Increasing competition in the British electricity spot market. *Journal of Industrial Economics*, 44(2), 205–216.
- Green, R.J. y Newbery, D.M. (1992). Competition in the British electricity spot market. *Journal of Political Economy*, 100(5), 929–953.
- Guthrie, G. y Videbeck, S. (2007). Electricity spot price dynamics: Beyond financial models. *Energy Policy*, 5614–5621.
- HCMC University of Technology. (2008). Artificial neural networks. Ho Chi Minh, Vietnam.
- Hermann, G. (1990). Artificial intelligence in monitoring and the mechanics of machining. *Computers in Industry*, 131–135.
- Hong, Y.-Y., y Lee, C.-F. (2005). A neuro-fuzzy price forecasting approach in deregulated electricity markets. *Electric Power Systems Research*, 151–157.

- Jang, J.-S., Sun, C.-T. y Mizutan, E. (1997). *Neuro-fuzzy and soft computing: a computational approach to learning and machine intelligence*. Hsinchu: Prentice Hall.
- López, G. (s.f.). Teoría económica para el análisis de los mercados eléctricos. Medellín: Departamento de Economía. Universidad EAFIT.
- Madan, S. y Bollinger, K.E. (1997). Applications of artificial intelligence in power systems. *Electric Power Systems Research*, 171–131.
- Narendra, K. y Parthasarathy, K. (1990). Identification and control of dynamical systems using neural networks. *IEEE Transactions on Neural Networks*, 4–27.
- Olivera, J. (1997). Identification of dynamic systems using neural networks. *Architecture and Civil Engineering*, 525–532.
- Oropeza Clavel, C.A. (2007). *Modelado y simulación de un sistema de detección de intrusos utilizando redes neuronales recurrentes*. Puebla: Universidad de las Américas de Puebla.
- Patel, V.L., Shortliffe, E.H., Stefanelli, M., Szolovits, P., Berthold, M.R., Bellazzi, R., y otros. (2009). The coming of age of artificial intelligence in medicine. *Artificial Intelligence in Medicine*, 5–17.
- Pau, L. y Tan, P.Y. (2006). Artificial intelligence in economics and finance: A state of the art-1994: The real estate price and assets and liability analysis case. En: *Handbook of Computational Economics*, 405–439. Países Bajos: North-Holland.
- Prévotet, J.C. (2010). Tutorial on neural networks. París, Francia: University of Paris VI. Enero.
- Romano, I. (2014). Propuesta de valoración de las influencias entre Educación y Economía, *Tesis Doctoral, Universidad Pablo de Olavide, de Sevilla*.
- Sachin, S., Dhaneshwar, K., Garima, K., Neha, G. y Ayush, S. (2013). Congestion control in wired network for heterogeneous resources using neural networks. *International Journal of Advanced Research in Computer Science and Software Engineering*. 3(5), 533–537.
- Sierra, J. y Castaño, E. (2010). Pronóstico del precios spot del mercado eléctrico Colombiano con modelos de parámetros variantes en el tiempo y variables fundamentales. *Estadística Aplicada: "Didáctica de la Estadística y Métodos Estadísticos en Problemas Socioeconómicos"* Universidad Nacional de Colombia.
- Singhai, D. y Swarup, K. (2011). Electricity price forecasting using artificial neural networks. *International Journal of Electrical Power and Energy Systems*, 550–555.
- Stats Direct (2012). *P-values*. Recuperado el 9 de diciembre de 2012, de: <http://www.statsdirect.co.uk/help/basics/pval.htm>
- Swider, D.J. y Weber, C. (2007). Extended ARMA models for estimating price developments on day-ahead electricity markets. *Electric Power Systems Research*, 583–593.
- Swinand, G., Scully, D., Ffoulkes, S. y Kessler, B. (2010). Modeling EU electricity market competition using the residual supply index. *The Electricity Journal*, 41–50.
- Takagi, T. y Sugeno, M. (1985). Fuzzy identification of systems and its applications to modeling and Control. *IEEE Transactions of Systems, Man and cybernetics*, 116–132.

- Velásquez, J.D. y Dyner, I. (2001). *Pronóstico de precios de la bolsa de electricidad usando un modelo de redes neuronales artificiales*. Bogotá: EITI-2001 Universidad Nacional de Colombia.
- Velásquez Henao, J.D., Dyner Resonsew, I. y Castro Souza, R. (2007). ¿Por qué es tan difícil obtener pronósticos de los precios de la electricidad en los mercados competitivos? *Cuadernos de Administración* 259–282.
- Ventosa, M., Baillo, Á., Ramos, A. y Rivier, M. (2005). Electricity market modeling trends. *Energy Policy* , 897–913.
- Villada, F., García, E. y Molina, J.D. (2011). Pronóstico del precio de la energía Eléctrica usando redes neuro-difusas. *Información Tecnológica* , 111–120.
- Von der Fehr, N. y Harbord, D. (1993). Spot market competition in the UK electricity industry. *The Economic Journal*, 103(418), 531–546.
- Wackerly, D. y Mendenhall, W. (2009). *Estadística matemática con aplicaciones*. Grupo Editorial Iberoamérica.
- Weron, R., Kozłowska, B. y Nowicka-Zagrajek, J. (2001). Modeling electricity loads in California: a continuous time approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 344–350.
- Weron, R. y Misiorek, A. (2008). Forecasting spot electricity prices: A comparison of parametric and semiparametric time series models. *International Journal of Forecasting* , 744–763.
- Wolak, F. (2009). Report on market performance and market monitoring in the Colombian electricity supply industry. Julio. Recuperado el 12 de febrero de 2013: http://www.stanford.edu/group/fwolak/cgi-bin/sites/default/files/files/sspd_report_wolak_july_30.pdf
- Wolfram, C. (1998). Strategic bidding in a multiunit auction: An empirical analysis of bids to supply electricity in England and Gales. *Rand Journal of Economics*, 29(4), 703–725.
- XM (2012). *XM*. Recuperado el 9 de diciembre de 2012, de Descripción del sistema eléctrico colombiano. Variables de mercado 2011: <http://www.xm.com.co/Pages/DescripciondelSistemaElectricoColombiano.aspx>
- Zapata Ramírez, C. (2011). Evaluación del comportamiento de la competencia en la actividad de generación de Manizales: *Tesis de Maestría en Administración*. Universidad Nacional de Colombia.



Intensidad exportadora e interacción entre fortalezas del marketing mix: un análisis basado en redes neuronales artificiales

GUTIÉRREZ-VILLAR, BELÉN

Departamento de Comercialización e Investigación de Mercados

Universidad Loyola Andalucía, Córdoba (España)

Correo electrónico: belengut@uloyola.es

MONTERO-SIMÓ, MARÍA JOSÉ

Dpto. Comercialización e Investigación de Mercados, Univ. Loyola Andalucía

Correo electrónico: jmontero@uloyola.es

ARAQUE-PADILLA, RAFAEL ÁNGEL

Dpto. Comercialización e Investigación de Mercados, Univ. Loyola Andalucía

Correo electrónico: raraque@uloyola.es

CASTRO-GONZÁLEZ, PILAR

Dpto. Comercialización e Investigación de Mercados, Univ. Loyola Andalucía

Correo electrónico: pcastro@uloyola.es

RESUMEN

Entre los factores determinantes de la actuación exportadora de las empresas, numerosos estudios han subrayado la relevancia del *mix* de marketing. Generalmente, la mayoría de los estudios abordan el análisis de las variables centrado en estrategias específicas, en particular fenómenos de estandarización-adaptación. El presente estudio analiza si existe un efecto interactivo de fortalezas generadas en las diferentes variables del *mix* de marketing que pueda asociarse a diferentes perfiles exportadores.

Para ello, se ha empleado el algoritmo *Extreme Learning Machine* (ELM) dentro de los procedimientos Perceptrón Multicapa (MLP) de Redes Neuronales Artificiales (RNA). Asimismo, el análisis se combina con un novedoso procedimiento de análisis de sensibilidad desarrollado *ad hoc* para este estudio, el cual permite conocer los efectos individuales e interactivos de las variables predictoras sobre la variable dependiente en problemas clasificatorios de naturaleza dicotómica.

Los resultados obtenidos nos permiten corroborar la existencia de los efectos interactivos postulados, poniendo al mismo tiempo de manifiesto la utilidad de las RNA y del análisis de sensibilidad propuesto para la investigación en el área de marketing y, específicamente, para los estudios de internacionalización de empresas.

Palabras clave: internacionalización; marketing mix; redes neuronales artificiales; Extreme Learning Machine; análisis de sensibilidad.

Clasificación JEL: F2; M310.

MSC2010: 90B15; 62P20.

Artículo recibido el 3 de junio de 2014 y aceptado el 14 de noviembre de 2014.

Export Intensity and Interaction between Marketing Mix: An Analysis based on Artificial Neural Networks

ABSTRACT

Among the determining factors in export activity, many studies have highlighted the relevance of the marketing mix. Generally, the majority of them use a variables analysis to focus on specific strategies, in particular, standardized-adaptations. This paper analyzes if there is an interactive effect of strength generated in different variables of the marketing mix that can be associated with different export profiles.

The Extreme Learning Machine (ELM) algorithm has been used within the Multilayer Perceptron (MLP) of Artificial Neural Networks (ANN). In addition, the analyses combine a novel approach for sensitivity analysis developed *ad hoc* for this paper to determine the individual and interactive effects of predictable variables on the dependent variable in classification problems of a dichotomous nature.

The results obtained allow us to confirm the existence of the postulated interactive effects, simultaneously revealing the usefulness of ANN and of the sensitivity analysis proposed for research in the area of marketing and, specifically, in firms' internationalization studies.

Keywords: internationalization; marketing mix; Artificial Neural Networks; Extreme Learning Machine; sensitivity analysis.

JEL classification: F2; M310.

MSC2010: 90B15; 62P20.



1. INTRODUCCIÓN

Son muchos los estudios empíricos que corroboran la mayor eficiencia de las empresas exportadoras, lo que les permite afrontar en mejores condiciones la compleja situación económica y vislumbrar mejores perspectivas de futuro. En este sentido, un reciente estudio realizado por el Banco España¹ (2012), al delimitar las características de las empresas españolas que exportan frente a las que no lo hacen, señala que las primeras se caracterizan por su mayor productividad e intensidad innovadora y presentan un menor ratio de temporalidad y una diversidad más elevada en sus fuentes de financiación.

Hoy nadie parece discutir que la internacionalización es uno de los elementos clave para el buen funcionamiento de una empresa y sus perspectivas de futuro. Siendo así, el estudio de los factores que contribuyen al resultado exportador de las organizaciones ha sido uno de los temas que más ha centrado la atención de los investigadores. Muchos son los trabajos realizados hasta la fecha con el objeto de explicitar y sintetizar el conocimiento sobre las variables que influyen en el perfil exportador de las empresas (Madsen, 1987; Aaby y Slater, 1989; Zou y Stan, 1998, Leonidou *et al.*, 2002; Julien y Ramangalahy, 2003).

No obstante, no parece existir consenso sobre cuáles son los determinantes que afectan a la actuación de las empresas exportadoras (Losada y otros, 2006). Partiendo de una extensa revisión de la literatura científica publicada entre 1998 y 2005 en las revistas de marketing e internacionalización más reconocidas, Sousa y otros (2008) identifican y examinan factores externos e internos de influencia. Así, entre los factores internos más analizados como antecedentes del comportamiento exportador destaca la estrategia de marketing, siendo la variable producto el aspecto que más atención suscita, seguido del precio, la comunicación y la distribución.

Generalmente, los estudios que analizan la influencia de las variables de marketing suelen basarse en la conveniencia de su adaptación o estandarización a los mercados exteriores (Navarro y otros, 2013; Magnusson y otros, 2013), pero es menos frecuente analizar en qué medida dichas variables son percibidas por las empresas como recursos clave en su proceso de internacionalización. En esos casos, lo habitual es presentar resultados basados en opiniones de directivos sobre algunas de las “cuatro pes” (producto, precio, comunicación y distribución), pero evaluando sólo los efectos una a una, sin considerar la posibilidad de que se produzca un efecto de interacción entre ellas que multiplique el efecto global. Este punto nos parece de gran interés toda vez que pondría en valor el hecho de que no sólo tiene importancia la generación de fortalezas competitivas en una u otra variable de marketing, sino también cómo la empresa puede tener mejores o peores resultados en función de cómo configure su combinación de variables en el diseño de su estrategia comercial. Esta cuestión ha estado en el origen de este

¹ Los datos de las empresas analizadas se corresponden con el período 2008-2010 que, como se presenta más adelante, son prácticamente coincidentes en tiempo con los captados y empleados para este trabajo.

trabajo. Por tanto, el objetivo que nos proponemos aquí es estudiar si las diferencias entre perfiles exportadores pueden en parte explicarse por un efecto interactivo de fortalezas generadas en las diferentes variables del *mix* de marketing. Para ello, habrá que demostrar en primer lugar que existe una asociación entre el perfil exportador de las empresas y las fortalezas generadas en las variables del *mix* tomadas en su conjunto. Dado lo anterior, habrá que comprobar que esa diferencia es debida tanto al efecto de cada variable, como al efecto conjunto de todas ellas que se ha postulado.

Cabe añadir que, a nivel procedimental, este trabajo pretende ser también novedoso: se utilizan las redes neuronales artificiales (RNA) para el análisis, la contrastación y la validación de las hipótesis de investigación, aportando con ello más evidencias empíricas de la eficacia de la inteligencia artificial en el estudio de las ciencias sociales, en general, y de la internacionalización en particular; además, se propone un procedimiento original para conocer la importancia relativa de las variables predictoras en el resultado clasificatorio obtenido del algoritmo RNA, un análisis de sensibilidad novedoso que trabaja sobre las funciones resultantes de la red y no sobre los datos de la muestra de empresas.

Para el logro de los objetivos planteados, el cuerpo del presente trabajo se ha estructurado en cinco apartados, además de esta introducción. Así, en la segunda sección se justifican las hipótesis de estudio a la luz de la revisión teórica realizada; en la tercera sección, se expone el diseño de la investigación; en la cuarta se continúa con la metodología empleada; para terminar, en la sección quinta, con los resultados y en la sexta con las conclusiones derivadas del estudio.

2. HIPÓTESIS DE ESTUDIO

El *marketing mix* es esencialmente un conjunto controlado de variables de decisión que los directivos de marketing, o “mezcladores de ingredientes” –como le gustaba definir a su creador, Borden, allá por 1964– manipulan a fin de formular políticas para mejorar los resultados del negocio y optimizar los recursos invertidos. La mayoría de los profesionales de marketing tiene en cuenta la mezcla como el *kit* de herramientas de comercialización de transacciones y arquetipo para la planificación de marketing operacional (Grönroos, 1994). Aunque la evidencia empírica sobre el papel exacto y la contribución de la mezcla de marketing para el éxito de las organizaciones es muy limitada, varios estudios confirman que las cuatro pes del *mix* son la plataforma conceptual en la que confían los profesionales que se ocupan de cuestiones tácticas/operativas de marketing (Sriram y Sapienza 1991; Romano y Ratnatunga 1995; Coviello *et al.* 2000). Así, aunque hoy por hoy mucho se discute a nivel académico sobre el valor y la vigencia del paradigma del *marketing mix*, parece que a nivel gerencial las cuatro pes siguen siendo cruciales para el diseño de la estrategia competitiva de la empresa.

Son diversos los autores que han analizado la relación de la estrategia de marketing, medida a través de diferentes variables del *mix*, con el perfil exportador de las empresas. Una de

las primeras investigaciones que indagaba sobre esta relación fue la de Cavusgil (1983), donde se identificaba cuatro grupos de variables significativas en la estrategia de marketing: oferta de la empresa en términos de calidad, servicio post-venta, el papel de los distribuidores, las actividades de promoción y la variable precio. Estos resultados fueron avalados y ampliados por autores como Moini (1995), Kaleka y Katsikeas (1995), Katsikeas *et al.* (1996), Zou *et al.* (2003), Morgan *et al.* (2009) y Morgan *et al.* (2012).

En España se han hecho también estudios en la misma línea, como es el caso de Gómez y Valenzuela (2005), donde a partir de una muestra de empresas exportadoras “activas” españolas, demostraron que los diferentes niveles de actuación exportadora están relacionados con diferentes elementos de la estrategia de marketing tales como la adaptación del producto, el nivel de precios, la adaptación de la marca y la elección de los canales de distribución, siendo esta última la variable más explicativa. En la misma idea incide Pla-Barber *et al.* (2010), Martínez-Villavicencio (2011), Navarro *et al.* (2011) y Fernández *et al.* (2007).

Si se revisa en detalle la literatura en temas de exportación y marketing mix, lo más común es encontrar trabajos que abordan las cuatro pes una a una, no coincidente en sus resultados, y con una amplia atención en la disyuntiva entre adaptación versus estandarización. Así, la variable producto es la variable más estudiada en relación con el comportamiento exportador de la empresa (Piercy *et al.*, 1998; Brouthers y Xu, 2002; Morgan *et al.*, 2004; Brouthers y Nakos, 2005). Más específicamente, se ha puesto de manifiesto la especial relevancia de la calidad por su influencia en el proceso de internacionalización. Por lo que respecta al precio, se centran en el análisis de la influencia de la estandarización de precios sobre la actuación exportadora, llegándose a resultados contradictorios (Zou *et al.*, 1997; Lages *et al.*, 2008; Sousa y Lengler, 2009; Navarro *et al.*, 2010; Navarro *et al.*, 2011; Martínez-Villavicencio, 2011).

En otros casos, la actuación exportadora de la empresa también se ha relacionado con la estrategia de comunicación en numerosos estudios (Gómez y Valenzuela, 2005; Sousa *et al.*, 2008; Estrella *et al.*, 2012). Por último, son diversos los estudios que ponen de manifiesto la relación entre la variable distribución y el perfil exportador de las empresas (Alonso y Donoso, 2000; García-Canal, 2004; Gómez y Valenzuela, 2005; Aragón y Monreal, 2008; Navarro *et al.*, 2011; Estrella *et al.*, 2012).

Sin embargo, no son frecuentes los estudios sobre internacionalización en los que se analiza la influencia de la interacción de las variables en los resultados empresariales. Tal y como se abordan generalmente los trabajos, la ejemplificación concreta de estrategias en las diferentes variables puede dar lugar a una casuística interminable que dificulta alcanzar resultados claros sobre la importancia de las diferentes variables, aisladamente y en conjunto.

Pero sin duda es comúnmente defendido en el ámbito académico que las “pes” de marketing, ya sean cuatro o más, no deben entenderse como piezas independientes, sino como una combinación coherente y eficaz. Esta idea de la combinación, aunque poco cuestionada, ha

sido escasamente refrendada a nivel empírico. A modo de ejemplo, cabe citar la contribución de Bruner II (1989), quien hace hincapié en la necesidad de buscar las sinergias que se producen entre las variables en lugar de buscar la optimización de las mismas individualmente.

En consecuencia, cabe pensar que la existencia de diferencias en intensidad exportadora no solo tiene que ver con la optimización de estrategias individuales en las variables del *mix*, sino también con una optimización sinérgica del conjunto. Por otro lado, a nuestro modo de ver, esa casuística de estrategias específicas que dificulta el análisis de ese efecto combinado podría paliarse si las variables de marketing se abordaran en tanto que fortalezas competitivas generadas en mayor o menor grado por las empresas exportadoras en su actividad, en lugar de incidir sólo sobre aspectos concretos (por ejemplo, cuando se estudia el producto incidir únicamente en la calidad técnica). Sin duda, esto supone renunciar a concreción, al no incidir en cuáles serían las estrategias específicas para cada uno de los pilares del *mix* que conducen a un mayor resultado exportador, en aras a comprender mejor el papel que juega cada una de las 4 pes como fortalezas competitivas, independientemente del contexto en el que se desarrolle la actividad exportadora de la empresa.

Basándonos en todo lo anterior, formulamos las siguientes dos hipótesis:

H1: La importancia competitiva en las variables del mix de marketing se asocia con el perfil exportador de las empresas. Concretamente, es posible distinguir a las empresas con mayor intensidad exportadora atendiendo a la importancia competitiva otorgada a las “cuatro pes” de la estrategia comercial.

H2: La diferencia entre perfiles exportadores de empresas no solo se debe al efecto individual generado por la fortaleza competitiva desarrollada en cada variable del marketing mix, sino también a un efecto conjunto y relevante que surge de la interacción entre fortalezas competitivas.

3. DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN

3.1 Captación de la información

El presente trabajo se nutre de parte de la información captada en una investigación más amplia diseñada y emprendida con otras universidades europeas². En este trabajo solo se han utilizado algunas de las preguntas y respuestas recopiladas sobre datos de exportación y valoraciones de las variables de marketing correspondientes a las empresas exportadoras españolas de la muestra.

² Los principales resultados del estudio internacional mencionado pueden consultarse en el libro *European Studies on Intercultural dimension of International Business* (Horská *et al.*, 2011).

Para la selección de la muestra española del estudio, se recurrió a la base de datos “España 25.000” (2007), editada por Fomento de la Producción, S.L.³ De las 25.000 empresas aparecían registradas 780 empresas exportadoras, de las cuales se eliminaron aquellas con capital extranjero, quedando finalmente un total de 630 empresas.

La recogida de información se efectuó mediante el uso de un cuestionario autoadministrado. Para ello, se recurrió al correo electrónico hasta en tres ocasiones; al mismo tiempo, se hizo un envío postal adicional y se apoyó con llamadas telefónicas solicitando su cumplimentación. Todo ese proceso de captación de información implicó nueve meses comprendidos entre junio de 2008 y febrero de 2009.

De las 630 empresas a las que se les envió el cuestionario, siguiendo las distintas vías, vinieron devueltos 33 cuestionarios por no ser correcta la dirección de envío. De las restantes, se recibieron correctamente cumplimentados 64 cuestionarios, lo que representa un 10,7% de tasa de respuesta. No obstante, en esta investigación el número de empresas se ha reducido a 32, una vez eliminados los cuestionarios que contenían algún valor perdido en el conjunto de preguntas objeto de la misma.

3.2 Descripción de las variables

En nuestro estudio, la variable perfil exportador o desempeño exportador la determinamos con la intensidad exportadora (porcentaje de ventas sobre ventas totales de cada empresa en 2007), tal y como se lleva a cabo en numerosos estudios (Dhanaraj y Beamish, 2003; Morgan *et al.* 2004; Claver *et al.* 2006; Flor y Oltra, 2010).

Inicialmente, se proporcionó a los encuestados una escala con 7 intervalos de valores; sin embargo, para el objeto de este análisis y dado el reducido tamaño de la muestra, se han reducido a dos las posibilidades, quedando por tanto la categorización de la empresas reducida a dos grupos: empresas con alta intensidad exportadora (es decir, aquellas cuyas ventas en mercados distintos al nacional es superior o igual al 75%) y resto de empresas exportadoras (cuyo porcentaje de ventas en mercados extranjeros no llega al 75%), dicotomización que se considera adecuada para el número de observaciones manejadas (32 empresas)⁴.

³ La base de datos contiene los principales datos actualizados de 25.000 compañías españolas, tales como señas postales, web, correo electrónico y cargos directivos. También detalla la actividad de cada empresa, participación extranjera en su capital, filiales dentro y fuera de España, principales accionistas y en algunos casos, volumen de producción y localización de las factorías.

⁴ Un procedimiento de agrupación de la variable intensidad exportadora es empleado por Graves y Thomas (2006), distinguiendo entre empresas locales o no exportadoras, empresas moderadamente exportadoras (si se encuentran por debajo de la mediana del ratio) y empresas intensamente exportadoras (si se encuentran por encima de la mediana del ratio). Moini (1995) la emplea conjuntamente con el crecimiento de las exportaciones como variable dependiente. De esta forma, establece tres grupos de empresas en función del valor de sendas variables.

La operativización de las variables explicativas –las cuatro pes del *mix*– se ha basado en la importancia otorgada por las empresas a las diferentes variables del *mix* de *marketing* en tanto que fortalezas reconocidas para la actividad exportadora. Es decir, se ha partido de la percepción que tiene el personal directivo respecto de las posibles ventajas competitivas en el ámbito de *marketing* generadas por su propia empresa. Esta manera de proceder tiene precedentes en estudios sobre el perfil de las empresas exportadoras. Así, autores como Reuber y Fischer (1998) defienden que las decisiones asociadas al proceso de internacionalización dependen, en última instancia, de las motivaciones y habilidades de los directivos implicados en el proceso. Según Leonidou *et al.* (1998), las aptitudes y actitudes de los directivos, como la confianza que ellos tengan en el éxito de la estrategia exterior, resultan determinantes a la hora de explotar las capacidades competitivas de la empresa en los mercados internacionales.

La evaluación de estas percepciones sobre el grado de fortaleza competitiva se ha hecho a partir de las puntuaciones otorgadas en una escala de 1 a 10 para cada una de las variables, valoradas independientemente unas de otras.

4. METODOLOGÍA

En los últimos veinte años las redes neuronales artificiales han irrumpido como una poderosa herramienta para el modelado estadístico orientado principalmente al reconocimiento de patrones (tanto para dar respuesta a problemas de clasificación como de predicción). Tanto interés han despertado estas técnicas que se habla de la existencia de más de 40 paradigmas de RNA usados en los diferentes campos en los que han sido aplicadas. Por ello, se ha considerado conveniente incluir en este apartado una breve descripción del algoritmo empleado en este trabajo *Extreme Learning Machine* (ELM) dentro de los procedimientos *Perceptron Multicapa* (MLP).

Se incluye también, en segundo lugar, la descripción de los fundamentos de un nuevo procedimiento de análisis de sensibilidad para la RNA que permita conocer el efecto o influencia de cada una de las variables predictoras sobre la variable dependiente en un problema clasificatorio de naturaleza dicotómica.

4.1. Redes Neuronales Artificiales: técnicas *Perceptrón Multicapa* y procedimiento *Extreme Learning Machine*

Las redes neuronales artificiales (RNA), clasificables como modelos matemático-computacionales, se están utilizando, tanto de forma individual, como unidas a otros métodos, en múltiples disciplinas científicas, pues poseen una elevada capacidad de generalización y de tratamiento de problemas y se han revelado como muy útiles para la modelización de fenómenos complejos en los que aparecen relaciones no lineales entre las variables, sin requerir

el conocimiento exhaustivo de la distribución de las variables de estudio. Hoy en día las RNA han demostrado resultados satisfactorios en la solución de problemas complejos, constituyendo una herramienta útil en el ámbito del análisis de datos en diferentes áreas o disciplinas: Medicina, Economía, Ingeniería, Biología y Psicología (Cajal y otros, 2001). Concretamente, en el ámbito de las decisiones económicas y empresariales, han sido muchas las aportaciones en temas del área de finanzas y contabilidad junto con el análisis de cuestiones relativas al marketing, como es el caso que nos ocupa. A modo de ejemplo, cabe citar que en la actualidad un equipo de investigadores españoles está desarrollando un modelo con redes neuronales que pretende diseñar una herramienta que permita estimar el grado de éxito o fracaso empresarial de un emprendedor al comienzo de su andadura (García Fernández y otros, 2012).

Los diferentes tipos de conexión entre las neuronas y los algoritmos de aprendizaje dan lugar a diversos tipos de redes neuronales artificiales. Sin pretender, por motivos obvios, hacer una lista exhaustiva de las aplicaciones de las RNA dentro del campo de las ciencias sociales, hay que indicar que se están utilizando fundamentalmente en una doble dirección: predicción y clasificación, siendo el perceptrón multicapa y los mapas auto-organizativos, los tipos de redes más utilizadas para estos propósitos.

Como se mencionó anteriormente, en este trabajo se ha recurrido a la primera de las técnicas citadas –perceptrón multicapa–. A continuación se describen brevemente algunas de sus características principales, para converger en el algoritmo *Extreme Learning Machine* (ELM) base para la elaboración de la RNA estimada en la presente investigación.

Las RNA del tipo *perceptrón multicapa* (MLP, *multilayer perceptron*) cuentan en la actualidad con amplio respaldo en la literatura. Justamente, este algoritmo es capaz de actuar como un aproximador universal de funciones. Esta propiedad convierte a las MLP en herramientas de propósito general, flexibles y no lineales.

A modo de breve descripción, cabe decir que una red del tipo MLP consta de, al menos, tres capas: la capa de entrada, una o más capas intermedias (o capas ocultas) y la capa de salida. No obstante, se ha demostrado que para la mayoría de problemas es suficiente con una sola capa oculta (Funahashi, 1989). Así, una red MLP estándar está compuesta únicamente por una capa oculta de H neuronas. Los pesos de la capa de entrada conectan las n variables de entrada con las H neuronas, mientras que en una segunda capa de pesos conecta las salidas de las H neuronas con la m unidades de salida del MLP.

Siguiendo lo propuesto por Huang y otros (2006), el algoritmo ELM, que es el que más se usa en este caso, está fundamentado en que una red MLP compuesta por H neuronas, cuyos pesos de entrada están inicializados aleatoriamente, pueden “aprender” n distintos casos de entrenamiento produciendo un error cero, siendo $N \geq H$, y aproximar cualquier tipo de función continua. Como apuntan García y otros (2008), el procedimiento ELM proporciona un

entrenamiento rápido y eficiente para los MLP, aunque sea necesario pre-establecer el número de neuronas ocultas.

Visto lo anterior, esta investigación presenta en el bloque de resultados (ver apartado 5.1) una red neuronal cuya arquitectura responde a 4 nodos de entrada (uno por variables explicativa), 2 nodos de salida (uno para cada una de las dos categorías de clasificación) y 10 nodos en su única capa intermedia. En cuanto a la función de transferencia, hemos optado por una función polinomial de tercer grado, función que cumple las necesarias condiciones, de no decrecimiento y ser sigmoideal. Se proponen dos ecuaciones para la red, (ϕ_+, ϕ_-) , cada una asociada a un nodo de salida. Estas ecuaciones recogerán, para cada caso, el grado de afinidad con cada uno de los dos grupos de la variable dependiente. Concretamente, a partir de las variables explicativas (producto, precio, comunicación y distribución), se construye para cada una de las dos categorías de la intensidad exportadora (menos y más exportadoras) una función que mide el grado de semejanza previsible con cada categoría (ϕ_- en el caso menos exportador y ϕ_+ en el más exportador) y que son evaluadas para cada empresa, asignándola al grupo cuya función presente un valor mayor. A modo de ejemplo, una empresa será estimada como más exportadora siempre que su valor ϕ_+ sea superior al de ϕ_- . Para la estimación de los parámetros de las funciones se ha recurrido al procedimiento ELM.

Por último, resta añadir que son también varios los métodos empleados en la validación de estos procedimientos. Así, según Masters (1993), existe un amplio abanico de medidas de rendimiento de las redes neuronales artificiales: la media cuadrática del error, el análisis de las matrices de confusión o los índices de sensibilidad y especificidad, entre otras. En este trabajo se ha validado la red acudiendo a un doble procedimiento, habitual en este tipo de investigaciones: el análisis de las matrices de confusión, por un lado, y los índices de sensibilidad, y especificidad por el otro.

4.2. Análisis de sensibilidad en redes neuronales artificiales y efecto de las interacciones entre las variables

Sin embargo, no todo son ventajas en la utilización de las redes neuronales artificiales. Así, son procedimientos a menudo entendidos como “cajas negras”: nos conducen con versatilidad y flexibilidad a un resultado y permiten afirmar con rotundidad si las clasificaciones obtenidas son o no correctas, pero no es fácil comprender los efectos de las variables explicativas y, a menudo, en los terrenos y disciplinas como la que nos ocupa, los investigadores en ciencias sociales solemos quedar un poco “insatisfechos” por no poder obtener algo más de información de cara a obtener interpretaciones o recomendaciones, en pro del mejor conocimiento de la categoría “a favor de la que se intentaría remar”, como en nuestro caso sería comprender mejor cómo actúa la estrategia comercial a favor de potenciar un mayor perfil exportador.

Pero la tendencia a considerar estos sistemas como cajas negras ha disminuido considerablemente los últimos años. Estudios recientes están abriendo la caja negra en gran medida por el estudio del efecto o contribución que cada variable *input* presenta sobre el *output* a la luz principalmente del análisis de sensibilidad. Así, el análisis de sensibilidad de una red neuronal tiene por objeto determinar el efecto que tiene el cambio de cada una de las variables sobre el resultado de la clasificación.

La forma en que normalmente se mide la sensibilidad de un procedimiento numérico es evaluar, variable a variable, de una u otra forma, la respuesta que se produce en el resultado (cambio en la clasificación o valor predichos) frente a cambios de valor en una de las variables independientes bajo el supuesto de permanecer constantes el resto. Concretamente, el procedimiento más usual con redes neuronales consiste en valorar el resultado que, sobre la clasificación tienen variaciones graduales de cada variable independiente, situado el resto de ellas en sus valores medios⁵. Entendemos que este procedimiento presenta dos inconvenientes:

- Primero, no mide realmente la sensibilidad del modelo, sino la sensibilidad de los resultados. En la práctica, esto supone asumir el carácter de caja negra de la red neuronal y solo se evalúan los cambios en la clasificación estimada (salida de la red) frente a variaciones en las entradas sin tener en cuenta la relación funcional entre variables de entrada y salida.
- El segundo inconveniente del análisis de sensibilidad “clásico” es que, al tratarse de análisis unidimensionales, no se tiene en cuenta la posibilidad de interacción entre las variables independientes del modelo. Entendemos que esta medición unidimensional de la sensibilidad es, en el caso que nos ocupa, insuficiente: cada variable del marketing puede tener efecto por sí sola, pero en la realidad empresarial no operan de forma aislada, por lo que es necesaria una medición de la sensibilidad que tenga en consideración no solo el impacto de cada una de las variables, sino también el de sus posibles combinaciones de cara a cuantificar el efecto real de las medidas adoptadas sobre el resultado exportador de una empresa. Esto permitiría mejorar los efectos en materia de exportación, pues orientaría a cada empresa sobre mejores alternativas (combinaciones) de su mix de marketing.

Para superar estos inconveniente, en esta investigación se presentan los resultados obtenidos a través de una novedosa y diferente aproximación al problema de la sensibilidad, basados en un análisis funcional, no empírico, a través de la función de diferencia entre clasificadores. A continuación se describe el procedimiento empleado:

⁵ A modo de ejemplo, cabe citar el trabajo de Lucia-Casademunt, Ana M^a y otros (2013), en el que se recurre a este procedimiento para comprender el efecto de las variables explicativas sobre la mayor o menor implicación laboral de los trabajadores asalariados.

- Se parte de las dos funciones que se estiman en la red para cada uno de los dos grupos (ϕ_- y ϕ_+) que, como se expuso anteriormente, miden el grado de afinidad previsible a cada uno de una empresa.
- Se construye la diferencia entre ambas, $\phi = \phi_+ - \phi_-$, que mide la propensión de cada empresa a ser exportadora: cuanto mayor sea su valor mayor será la afinidad con la actitud exportadora.
- Esta función diferencia es descompuesta siguiendo el procedimiento propuesto por Sobol (2001) que, análogamente a la descomposición clásica de la varianza en los modelos ANOVA, permite dividir la variabilidad de una función (medida mediante cálculo integral) en partes atribuibles tanto a cada una de sus variables, como al efecto no separable de éstas (su interacción).

La aplicación de esta metodología a nuestro problema permite obtener:

$$\phi(Q, P, C, D) = \phi_Q(Q) + \phi_P(P) + \phi_C(C) + \phi_D(D) + R(Q, P, C, D), \text{ (Ec. 1)}$$

expresión que indica que la diferencia en resultado de la clasificación (miembro de la izquierda) puede ser explicada en parte por cada una de las cuatro variables en sí (los cuatro primeros sumandos de la descomposición recogen este efecto) y en parte por su combinación (reflejada en el último).

Construida funcionalmente esta descomposición (Ec. 1), la variabilidad de cada una de las funciones que figuran en su miembro de la derecha indicará, expresada como fracción de la variabilidad total (la del miembro de la izquierda), la influencia sobre el resultado exportador de cada una de las cuatro variables o de su conjunto. Para la medición de estas variabilidades se ha calculado la varianza funcional de cada una de ellas dada en general por la expresión:⁶

$$V(f) = \int f^2 - \left(\int f \right)^2$$

Con este procedimiento se resuelven los dos problemas anteriormente planteados: por una parte, la sensibilidad es medida en forma funcional y, por otra, se tienen en cuenta todas las variables independientes actuando simultánea y conjuntamente.

5. RESULTADOS

A continuación se presentan los procedimientos seguidos y resultados obtenidos tras su aplicación, distinguiendo en razón a las metodologías explicadas *ut supra*. Así, en primer lugar, aparecen los correspondientes a la construcción y validación de la red neuronal necesarios para la contrastación de la Hipótesis 1. Con posterioridad, se presentan los cálculos y valores obtenidos según el procedimiento diseñado para realizar el análisis de sensibilidad de la red neuronal que permitirán, en su caso, la aceptación de la Hipótesis 2 planteada en el este trabajo.

⁶ En el artículo de Sobol ya citado pueden encontrarse los detalles de esta descomposición.

5.1. Clasificación con Red Neuronal Artificial: diseño y evaluación de la red; validación en su caso de la Hipótesis 1

Por lo que respecta a los requisitos necesarios para la aplicación de una red neuronal artificial, en lo relativo a las variables explicativas, la técnica resulta adecuada al tratarse de variables de entrada en escala Likert que se encuentran a mitad de camino entre lo cualitativo y lo cuantitativo. Para disipar las posibles dudas que cabría plantearse por el pequeño tamaño de la muestra (32 empresas), consideramos oportuno hacer una consideración sobre la validez de las RNA cuando se dispone de muestras de reducido tamaño. Como ocurre con cualquier procedimiento estadístico, los resultados que se obtienen al construir una red neuronal son tanto más robustos cuanto mayor es el tamaño de la muestra con que se entrena. Pero, a diferencia de otros métodos, es posible su estimación incluso con muestras pequeñas, como puede verse, por ejemplo, en los trabajos de Ricks y Ventura (2003) o Setiono (2001)⁷.

Así, sin desdeñar otras ventajas del ELM, recientemente se están publicando trabajos que confirman su mínima sensibilidad al tamaño muestral; muy interesante es, en este sentido, la investigación publicada por Pen, Lin y Wang (2013), quienes comparan la exactitud en la clasificación de pacientes con síndrome TDAH usando ELM frente a otros dos algoritmos⁸ y calculando resultados con diferentes tamaños de conjuntos de datos experimentales (de 10 individuos a 110), llegando a concluir que ELM tiene una mayor robustez y adaptabilidad a la muestra. En este sentido apunta también el trabajo de Sánchez-Monedero y otros (2010), al confirmar que ELM es un candidato prometedor como clasificador con muestras pequeñas por su mínima sensibilidad al tamaño muestral.

Proponemos, por tanto, la construcción de una red con la siguiente arquitectura:

- 4 nodos en la capa de entrada, correspondientes a cada una de las 4 variables explicativas: calidad del producto (Q), precio (P), distribución (D) y comunicación (C) normalizadas en el intervalo $[-1,1]$.
- 2 nodos en la de salida, uno para cada una de las dos categorías de clasificación: más exportadoras (E=1) y menos exportadoras (E=0).
- 10 nodos en la capa intermedia.

La función de transferencia elegida (una función polinomial de tercer grado) responde a:

$$g(t) = \begin{cases} 0 & t < -5 \\ \frac{1}{4} \left(2 + 3\frac{t}{5} - \frac{t^3}{25} \right) & -5 \leq t \leq 5 \\ 1 & t > 5 \end{cases}$$

⁷ El trabajo de Ricks y Ventura publicado en 2003 se basa en una muestra de 42 ejemplos y se manejan 4 variables; en la investigación de Setiono (2001), se muestran resultados con 57 ejemplos y 16 variables.

⁸ Se compara ELM con otros algoritmos de aprendizaje supervisado relacionados con la resolución de problemas de clasificación: SVM-Lineal y SVM-RBF (SVM es el acrónimo de Support Vector Machine).

La razón para elegir ésta, y no una *softmax*, arcotangente o función de impulso como suele ser lo habitual, se encuentra en que, cumpliendo las condiciones de ser sigmoideal se adapta mucho mejor al tipo de análisis de sensibilidad que en el artículo se propone por ser más fácil su integración. De hecho, la hemos diseñado específicamente con este fin.

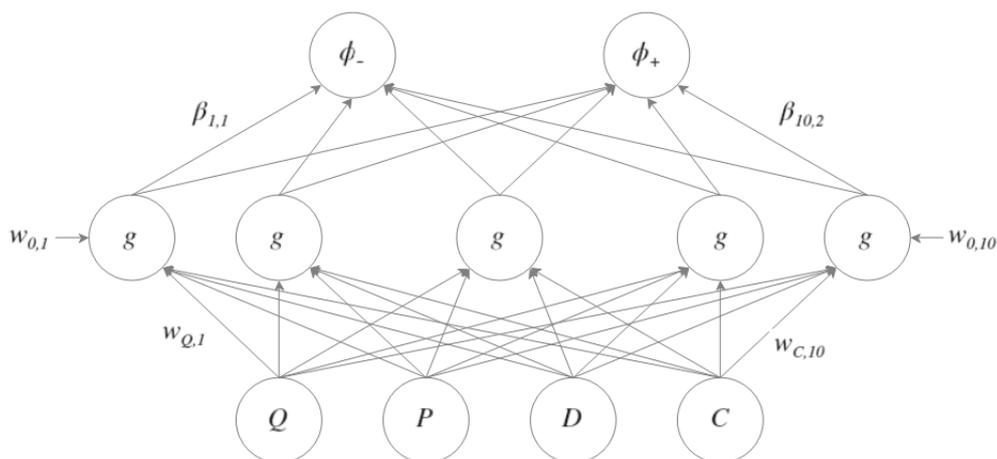
Sobre el número de nodos de la capa oculta, debemos decir que aunque el número de los mismos en las redes perceptrón multicapa puede ser arbitrariamente elegido, el ajuste conseguido es, en general, tanto mejor cuanto más elevado es el número de los mismos aunque incluir un número excesivo conduciría a sobreentrenamiento. En la búsqueda de un buen ajuste sin incurrir en este inconveniente, elegimos el valor 10 obteniendo, como veremos más adelante, un buen resultado en términos de ajuste. En definitiva, el esquema de nuestra red se muestra en la Figura 1, cuyas ecuaciones correspondientes a cada nodo de salida son:

$$\phi_{-}(Q, P, D, C) = \sum_{i=1}^{10} \beta_{i,1} g(w_{Q_i} Q + \dots + w_{C_i} C + w_{0_i})$$

$$\phi_{+}(Q, P, D, C) = \sum_{i=1}^{10} \beta_{i,2} g(w_{Q_i} Q + \dots + w_{C_i} C + w_{0_i})$$

Estas funciones recogen, para cada empresa, su grado de afinidad con cada uno de los dos grupos (menos y más exportadoras respectivamente) en función de los valores que adoptan sus cuatro variables explicativas. Esta afinidad no es exactamente un grado de pertenencia (no toma valores necesariamente entre 0 y 1), pero sí debe interpretarse de manera parecida. Si, por ejemplo, el valor de la primera es mucho mayor que el de la segunda indicará que, con las características dadas, es mucho más verosímil que la empresa evaluada sea del grupo de las menos exportadoras.

Figura 1. Esquema de la Red Neuronal utilizada en el estudio



Como se comentó con anterioridad, para la estimación de estos parámetros se ha recurrido al procedimiento ELM, seleccionando aleatoriamente los pesos de la primera capa (w) y estimando posteriormente, por mínimos cuadrados, los de la segunda minimizando la suma de

cuadrados de errores entre el output real $-(1,0)$ para la primera clase y $(0,1)$ para la segunda- y el estimado $(\hat{\phi}_-, \hat{\phi}_+)$.

Para la medición del éxito de cada prueba, el conjunto de 32 ejemplos fue dividido en dos submuestras (entrenamiento y test), conteniendo el 75% y el 25% de los elementos de cada una de las dos clases, desechándose las soluciones obtenidas bien por su bajo rendimiento bien por su escasa capacidad de generalización (excesiva diferencia entre los porcentajes de éxito alcanzado en entrenamiento y test).

El resultado final es un clasificador con la siguiente estructura de pesos para la primera capa:

$$w = \begin{pmatrix} 0,834 & 0,407 & 0,495 & 0,815 \\ 0,769 & 0,749 & 0,19 & 0,879 \\ 0,167 & 0,826 & 0,495 & 0,989 \\ 0,862 & 0,790 & 0,148 & 0,001 \\ 0,990 & 0,319 & 0,055 & 0,865 \\ 0,514 & 0,534 & 0,851 & 0,613 \\ 0,884 & 0,090 & 0,561 & 0,990 \\ 0,588 & 0,112 & 0,93 & 0,528 \\ 0,155 & 0,136 & 0,697 & 0,48 \\ 0,200 & 0,679 & 0,583 & 0,801 \end{pmatrix} \quad w_0 = \begin{pmatrix} -0,544 \\ -0,004 \\ 0,802 \\ 0,149 \\ 0,690 \\ 0,477 \\ 0,172 \\ -0,507 \\ 0,333 \\ -0,833 \end{pmatrix}$$

Y con pesos estimados para la segunda:

$$\hat{\beta}_1 = \begin{pmatrix} -207,916 \\ 189,628 \\ -20,714 \\ -2,673 \\ -54,024 \\ -39,079 \\ 54,682 \\ 109,231 \\ -5,462 \\ -26,124 \end{pmatrix} \quad \hat{\beta}_2 = \begin{pmatrix} 210,728 \\ -191,575 \\ 20,663 \\ 3,351 \\ 55,117 \\ 38,258 \\ -55,959 \\ -111,735 \\ 9,351 \\ 25,798 \end{pmatrix}$$

A partir de ambas funciones estimadas, la regla de asignación es asignar una empresa al tipo $-$ (menos exportadoras) si $\hat{\phi}_-(Q, P, D, C) > \hat{\phi}_+(Q, P, D, C)$ y a la clase $+$ (más exportadoras) en caso contrario. A continuación se presentan los resultados del rendimiento de la red, de cara a su validación. Tal y como se apuntó en el apartado de metodología, En este estudio la evaluación del rendimiento se realiza acudiendo a un doble procedimiento: el análisis de las matrices de confusión, por un lado, y los índices de sensibilidad, y especificidad por el otro (ver la Tabla 1).

a) Resultados de evaluación del rendimiento mediante las matrices de confusión.

Las matrices de confusión para las fases de entrenamiento y test son, respectivamente:

$$E = \begin{pmatrix} 15 & 1 \\ 3 & 4 \end{pmatrix} \quad T = \begin{pmatrix} 5 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix},$$

en las que las filas representan la pertenencia real y las columnas la estimada. Por ejemplo, en la fase de test un ejemplo de la clase segunda fue asignado a la primera (y, por tanto, erróneamente asignado).

Los porcentajes de buena clasificación en ambas etapas son, respectivamente, del 82,6% y del 77,8%. El hecho de que los porcentajes de éxito sean similares en ambos casos apunta a que el éxito de clasificación (alrededor del 80%) no puede atribuirse a sobreentrenamiento. Por tanto, permite afirmar que el modelo es eficaz de forma global.

b) Resultados de evaluación del rendimiento mediante los índices de sensibilidad y especificidad.

En una red como la nuestra, con dos nodos de salida, que clasifica a cada empresa en mayor intensidad exportadora (E=1) o menor intensidad exportadora (E=0), la sensibilidad del instrumento de diagnóstico como el utilizado aquí se mide por el porcentaje de la clase objeto de estudio –en este caso, las empresas con mayor intensidad exportadora– que el modelo resultante es capaz de clasificar correctamente. Por su parte, la especificidad determinaría el porcentaje de la otra clase –empresas con menor intensidad exportadora– que resulta bien clasificado por la red. En la Tabla 1 se presentan tales indicadores del rendimiento, calculados sobre la fase test. El elevado valor de los indicadores –resultados más que aceptables– nos permiten validar el modelo y por ende confirmar la primera de las hipótesis de esta investigación, siendo posible clasificar e identificar a las empresas muy exportadoras atendiendo a la importancia competitiva que otorgan a las variables del mix de marketing.

Tabla 1: Precisión de los modelos de clasificación

% Clasificación correcto	Índice de rendimiento	RNA (ELM)
Clasificación General	Eficacia	77,8%
Clasificación Clase 1 (altamente exportadoras)	Sensibilidad	66,6%
Clasificación Clase 2 (resto empresas exportadoras)	Especificidad	88,3%

Fuente: elaboración propia

5.2. Análisis de sensibilidad en presencia de interacción: validación en su caso de la Hipótesis 2

Una vez demostrada la capacidad de las redes neuronales como técnica de análisis estadístico para investigar la intensidad exportadora, a continuación se aplica un análisis de sensibilidad cuya finalidad es determinar el efecto o importancia de cada variable del mix de marketing sobre el perfil de las empresas con mayor volumen de exportación, así como la presencia o no de un efecto de interacción entre dichas variables.

La red neuronal que se ha construido en el apartado anterior clasifica a las empresas atendiendo a los valores de cuatro variables explicativas. A partir de estas cuatro variables, se construye, para cada uno de los dos grupos, una función que mide el grado de afinidad previsible al mismo de una empresa (ϕ_- en el caso de las menos exportadoras y ϕ_+ para las que lo son más): por ejemplo, valores bajos de ϕ_+ indicarán poca probabilidad de pertenecer al grupo más exportador, y altos exactamente lo contrario.

Por lo tanto, si consideramos la diferencia entre ambas funciones de afinidad, $\phi = \phi_+ - \phi_-$, tal y como se explicó en el apartado metodología, estamos midiendo el modo en que las cuatro variables independientes explican la pertenencia a una u otra clase. Ese es el significado del miembro de la parte izquierda de la ecuación:

$$\hat{\phi}(Q, P, D, C) = \hat{\phi}_Q(Q) + \hat{\phi}_P(P) + \hat{\phi}_D(D) + \hat{\phi}_C(C) + R(Q, P, D, C) \quad (\text{Ec. 2})$$

Los cinco términos de la derecha responden a dos niveles distintos de explicación: los cuatro primeros contienen qué parte de la diferencia es explicable por el efecto de cada una de las variables, mientras que el quinto corresponde al valor no atribuible exclusivamente a ninguna de las variables de manera separada sino a sus efectos combinados (de dos, tres o las cuatro variables, sin desglosar las 11 posibilidades).

La siguiente tarea es la medición de la variabilidad: si la variabilidad del miembro de la izquierda fuera nula, ello indicaría que ninguna de las variables influiría sobre el perfil exportador de la empresa, de modo que la diferencia entre las intensidades exportadoras sería ajena a las opiniones sobre precio, calidad del producto, distribución, comunicación o la combinación que de ellas se haga. Esto no querría decir que cada perfil por separado no dependiera de estas variables, sino que los patrones de dependencia serían similares para ambos grupos. Por ejemplo, imagínese que “las poco exportadoras” dan poca importancia a la variable distribución. La similitud de patrones querría decir que las más exportadoras le darían también poca importancia. No obstante, esta posibilidad está descartada en este caso dado el éxito alcanzado en la clasificación de ambos grupos mostrado en la Tabla 1.

A partir de las funciones estimadas (Ec. 2), podemos medir su variabilidad tal y como se ha indicado en el apartado de metodología⁹, obteniendo la siguiente descomposición:

$$0,540 = 0,108 + 0,026 + 0,036 + 0,191 + 0,179 ,$$

en la que el primer miembro representa la variabilidad total de la intensidad exportadora y los del segundo la parte atribuible a cada variable y su interacción.

A tenor de los resultados, podemos decir que es la valoración que hacen de la comunicación la que explica en mayor medida las diferencias entre las empresas más exportadoras y el resto de empresa exportadoras, con algo más de un tercio de la variabilidad en su cuenta. Las empresas con más intensidad exportadora son las que se atribuyen una mayor fortaleza competitiva en comunicación y es ése, además, su principal rasgo diferenciador.

El segundo atributo en importancia es el efecto interactivo postulado relativo a la combinación de fortalezas competitivas en las diferentes variables del *mix*. Un efecto cuyo peso explicativo es prácticamente de un tercio. Esto significaría que las empresas con mayor intensidad exportadora se diferencian en buena parte de las de menor intensidad en cómo han configurado conjuntamente la combinación de fortalezas competitivas en marketing y no solo el valor individual de cada una de ellas. Ello lo corrobora el valor alcanzado por el quinto término de la ecuación, relativo a la interacción (diferente a cero $-0,179-$).

A bastante distancia, pero también con una importancia considerable, se encuentra la opinión sobre la calidad, mientras que las dos variables restantes, las valoraciones sobre precio y distribución, no aparecen demasiado relacionadas con diferencias en intensidad exportadora. En definitiva, podemos decir que si bien las cuatro variables se relacionan significativamente con el perfil exportador de la empresa, lo hacen por vías y maneras diferentes:

- Calidad y comunicación son importantes en sí y también si se consideran las decisiones sobre ellas en conjunción con las restantes.
- Sin embargo, las fortalezas en precio y distribución solo parecen cobrar más relevancia cuando son analizadas en el contexto de la decisión global de marketing.

6. CONCLUSIONES

El objetivo que nos proponíamos en este trabajo era estudiar si las diferencias entre perfiles exportadores pueden explicarse en parte por un efecto interactivo de fortalezas generadas en las diferentes variables del *mix* de marketing. Para ello, se formularon dos hipótesis para cuya contrastación se empleó una metodología basada en redes neuronales artificiales, complementada con un novedoso análisis de sensibilidad. A continuación, se presentan las conclusiones de esta investigación agrupadas según sean relativas a la metodología empleada o a la contrastación de las hipótesis sobre resultado exportador y marketing mix.

⁹ Por ejemplo, $\int \hat{\phi}^2 - \left(\int \phi\right)^2 = 0,540$.

6.1. Conclusiones sobre la metodología

Ha quedado patente que las redes neuronales artificiales son una alternativa a los métodos tradicionales de clasificación (regresión logística, análisis discriminante, etc.) caracterizada por su versatilidad y que permite obtener buenos resultados con variables que no son completamente continuas ni estrictamente cualitativas muy habituales en marketing (por ejemplo en escala Likert), para las que los procedimientos clásicos no están concebidos.

Además, este trabajo explora una nueva dimensión en los métodos de análisis de sensibilidad en redes neuronales. Los métodos habituales de análisis de sensibilidad se basan en medir efectos a partir de los valores obtenidos en la clasificación. Nuestra propuesta abre caminos basados en el estudio de las funciones y va más allá de la particularidad que ofrecen estos métodos solo basados en “*outputs*”.

Una de las limitaciones de este trabajo tiene que ver con el escaso tamaño muestral. No obstante, se aporta una nueva contrastación de los buenos índices de clasificación que permite obtener el tipo de red neuronal aquí utilizado y que, como se ha puesto de manifiesto, puede ser una opción valiosa para resolver problemas clasificatorios en los que los investigadores solo disponen de muestras reducidas. Es ésta una línea de interés en el terreno de las redes naturales artificiales en la que creemos que se debería seguir trabajando.

Justamente en este sentido, se abren diferentes líneas de investigación. Fundamentalmente habría que seguir indagando en el tipo de interacciones que tienen más peso sobre el efecto producido en la intensidad exportadora. Por otro lado, en nuestro estudio hemos constatado una asociación entre todas las variables del *mix* con la intensidad exportadora, pero no se ha podido medir en qué sentido éstas marcan diferencias entre las empresas más y menos exportadoras. Esta sería otra línea de estudio que consideramos de interés.

Ha quedado patente que las redes neuronales artificiales son una alternativa a los métodos tradicionales de clasificación (regresión logística, análisis discriminante, etc.) caracterizada por su versatilidad y porque permite obtener buenos resultados con variables que no son completamente continuas ni estrictamente cualitativas muy habituales en marketing (por ejemplo en escala Likert), para las que los procedimientos clásicos no están concebidos. Además, este trabajo explora una nueva dimensión en los métodos de análisis de sensibilidad en redes neuronales. Los métodos habituales de análisis de sensibilidad se basan en medir efectos a partir de los valores obtenidos en la clasificación. Nuestra propuesta abre caminos basados en el estudio de las funciones y va más allá de la particularidad que ofrecen estos métodos solo basados en “*outputs*”.

Una de las limitaciones de este trabajo tiene que ver con el escaso tamaño muestral con el que se ha podido trabajar. No obstante, dado el tipo de red neuronal que se ha empleado, que permite trabajar con muestras reducidas, nos ha permitido en parte paliar este problema. Una segunda limitación tiene que ver con el hecho de que el análisis de sensibilidad empleado no

permite conocer el sentido positivo o negativo de los efectos de las variables analizadas, ni las interacciones concretas que se producen entre variables. Justamente en este sentido, se abren diferentes líneas de investigación. Fundamentalmente, consideramos que habría que seguir indagando en el tipo de interacciones que tienen más peso sobre el efecto producido en la intensidad exportadora. Por otro lado, en nuestro estudio hemos constatado una asociación entre todas las variables del *mix* con la intensidad exportadora, pero no se ha podido medir en qué sentido éstas marcan diferencias entre las empresas más y menos exportadoras. Esta sería otra línea de estudio de interés.

6.2. Conclusiones sobre las hipótesis

La primera hipótesis postulaba una posible asociación entre las fortalezas competitivas del marketing *mix* y el perfil exportador de las empresas. Los resultados obtenidos, tal y como se ha mostrado anteriormente, nos llevan al no rechazo de esta hipótesis. Por tanto, en la línea con lo mostrado por otros trabajos, la estrategia del *mix* de marketing es un aspecto relevante a analizar cuando se aborda el estudio del desempeño exportador. Pero, de manera complementaria a otros estudios, más centrados en el análisis de estrategias aisladas, nuestro trabajo pone de manifiesto la conveniencia de considerar simultáneamente el conjunto de variables que conforman la mezcla de marketing. Puesto de otro modo, si se quiere profundizar en la comprensión del perfil exportador de una empresa habría que prestar atención al patrón combinado de decisiones en las variables de marketing, más allá de su consideración individual. Así mismo el hecho de haber operativizado las variables del *mix* como fortalezas percibidas por la empresa nos permite aislar el análisis del contexto sectorial y cultural específico en el que se mueve la empresa, así como el posible efecto de otras variables relevantes como el tamaño, los recursos o las capacidades, y que podrían limitar la extensión de las conclusiones obtenidas. Así, nuestros resultados podrían aplicarse a cualquier contexto empresarial, sea cual sea la estrategia concreta que se muestre más idónea como fortaleza competitiva en cada situación.

La segunda hipótesis se centraba en la existencia de un efecto sinérgico entre las fortalezas competitivas de las variables del *mix* de marketing en cuanto a su relación con la intensidad exportadora. Al igual que en el caso anterior, los resultados obtenidos nos conducen al no rechazo de esta hipótesis. Consecuentemente, se aportan evidencias de que las diferencias en el perfil exportador de las empresas no solo se deben a diferencias entre variables individuales o patrones combinados, sino, también, a la existencia de un efecto multiplicativo derivado de las interacciones entre variables. Aquí no se pretendía tanto establecer la naturaleza de estas interacciones, cuanto a constatar, como primer paso, la existencia de ese posible efecto interactivo sobre la actuación exportadora.

Aunque nuestro estudio tiene un carácter más conceptual y metodológico, cabe también resaltar algunas consideraciones prácticas para la gestión. Si se admiten los resultados

obtenidos, es importante observar que si la empresa desea incrementar su intensidad exportadora no solo debe preocuparse por desarrollar fortalezas competitivas en alguna de las variables de marketing, sino más bien prestar atención al conjunto y, especialmente, a la manera como se refuercen o se contrarresten entre ellas.

A modo de final, nos gustaría resaltar la aplicabilidad encontrada en el análisis de redes neuronales artificiales y de la propuesta de análisis de sensibilidad realizada al área del marketing y, en concreto, a los estudios sobre la internacionalización, una estrategia cada día más importante para asegurar la supervivencia de las empresas a largo plazo.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen al Doctor D. Mariano Carbonero Ruz la ayuda técnica prestada en el tratamiento de los datos, especialmente en el apartado relativo al análisis de sensibilidad de las redes neuronales artificiales.

REFERENCIAS

- Aaby, N.E. and Slater, S.F. (1989). "Management influences on export performance: a review of the empirical literature 1978-1988", *International Marketing Review*, vol. 6, n. 4, pp. 7–26.
- Alonso, J. y Donoso V. (2000). "Modelización del comportamiento de la empresa exportadora española", *Información Comercial Española*, n. 788, pp. 35–58.
- Aragón, A. y Monreal, J. (2008). "La estrategia como factor de internacionalización de la pyme española", *Revista Internacional de la Pequeña y Mediana Empresa*, vol. 1, n. 1, pp. 20–45.
- Banco de España. Boletín Económico 1/2012. Disponible en línea: <http://www.bde.es/f/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/12/Ene/Fich/be1201.pdf>
- Brouthers, L.E. and Nakos, G. (2005). "The role of systematic international market selection on small firms' export performance", *Journal of Small Business Management*, vol. 43, n. 4, pp. 363–381.
- Brouthers, L.E. and Xu, K. (2002). "Product stereotypes strategy and performance satisfaction: the case of Chinese exporters", *Journal of International Business Studies*, vol. 33, n. 4, pp. 657–677.
- Bruner II, C. (1989). "The Marketing Mix: Time for Reconceptualization", *Journal of Marketing Education*, vol. 11, n. 2, pp. 72–77.
- Cajal-Blasco, B., Jiménez, R., Losilla, J.M., Montaña, J.J., Navarro, J.P., Palmer, A., Pitarque, A., Portell, M.I., Rodrigo, M.F., Ruíz, J.C. y Vives, J. (2001). "Las redes neuronales artificiales en psicología: un estudio bibliométrico", *Metodología de las Ciencias del Comportamiento*, vol. 3, n. 1, pp. 53–64.
- Cavusgil, S.T. (1983). "Success Factors in Export Marketing: An Empirical Analysis", *Journal of International Marketing and Marketing Research*, vol. 8, n. 2, pp. 63–73.
- Cavusgil, S.T. and Nevin, J.R. (1981). "International Determinant of Export Marketing Behaviour: An Empirical Investigation", *Journal of Marketing Research*, vol. 18, n. 1, pp. 114–119.

- Claver Cortés, E., Rienda García, L. y Quer Ramón, D. (2006). “El comportamiento de las empresas familiares y no familiares en los mercados extranjeros: un estudio comparativo”, *Revista Cuadernos de Gestión*, vol. 6, n. 2, pp. 11–27.
- Coviello, N.E., Brodie, R.J., and Munro, H.J. (2000). “An investigation of marketing practice by firm size”, *Journal of Business Venturing*, vol. 15, n. 5, pp. 523–545.
- Dhanaraj, C. and Beamish, P.W. (2003). “A resource-based approach to the study of export performance”, *Journal of Small Business Management*, vol. 41, n. 3, pp. 242–261.
- Estrella Ramón, A.M., Jiménez Castillo, D., Ruiz Leal, J.L. y Sánchez Pérez, M. (2012). “¿Cómo compiten las pymes en los mercados internacionales? Análisis de un clúster local con vocación exportadora”. *Investigaciones europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 18, n. 1, pp. 87–99.
- Fernández Moreno, M.V., Peña García-Pardo, I. y Hernández Perlino, F. (2007). “Factores determinantes del éxito exportador. El papel de la estrategia exportadora en las empresas de economía social”. En: Ayala Calvo, J.C. ed. *Conocimiento, innovación y emprendedores: camino al futuro*.
- Flor Peris, M.L. y Oltra Mestre, M.J. (2010). “La estrategia exportadora de la empresa y su relación con el resultado internacional”, *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 16, n. 1, pp. 15–29.
- Funahashi, K.I. (1989). “On the approximate realization of continuous mappings by neural networks”, *Neural Networks*, vol. 2, n. 3, pp. 183–192.
- García Fernández, F., Soret los Santos, I. y Llamazares Redondo, F. (2012). “Aplicación de las redes neuronales artificiales a la predicción del éxito empresarial: Caso particular de las empresas de nueva creación”, *ECIPerú*, vol. 9, n. 1, pp. 53–60. Disponible en línea: http://revistas.concytec.gob.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S181301942012000100011&lng=es&nrm=iso
- García Laencina, P.J., Verdú Monedero, R., Larrey Ruiz, J. y Sancho Gómez, J.L. (2009). *Telecoforum 2008*, n. 11. Disponible en línea: <http://hdl.handle.net/10317/871>
- García-Canal, E. (2004). “El papel de las alianzas estratégicas en la internacionalización de las empresas españolas”. *Universia Business Review*, n. 3, pp. 70–83.
- Gómez, M. and Valenzuela, A. (2005). “Export Marketing Strategies for High Performance: Evidence from Spanish Exporting Companies”, *Journal of Euro-Marketing*, vol. 15, n. 1, pp. 5–28.
- Graves, C. and Thomas, J. (2006). “Internationalization of Australian family businesses: A managerial capabilities perspective”, *Family Business Review*, vol. 19, n. 3, pp. 207–224.
- Grönroos, C. (1994). “Quo Vadis, Marketing? Toward a Relationship Marketing Paradigm”, *Journal of Marketing Management*, vol. 10, pp. 347–360.
- Huang, G.B., Zhu, Q.Y., and Siew, C.K. (2004). “Extreme learning machine: A new learning scheme of feedforward neural networks”. *IEEE International Joint Conference on Neural Networks*, 1-4, Proceedings, pp. 985–990.
- Julien, P. A. and Ramangalahy, C. (2003). “Competitive strategy and performance of exporting SMEs: an empirical investigation of the impact of their export information search and competencies”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, vol. 27, n. 3, pp. 227–245.
- Kaleka, A. and Katsikeas, S. (1995). “Exporting problems: the relevance of export development”. *Journal of Marketing Management*, vol. 11, n. 5, pp. 499–515.

- Katsikeas, C., Piercy, N.F., and Ioannidis, C. (1996). "Determinants of Export Performance in a European Context", *European Journal of Marketing*, vol. 30, n. 6, pp. 6–35.
- Lages, L.F., Abrantes, J.L., and Lages, C.R. (2008). "The STRATADAPT Scale: A Measure of Marketing Strategy Adaptation to International Business Markets", *International Marketing Review*, vol. 25, n. 5, pp. 584–600.
- Leonidou, L., Katsikeas, C., and Piercy, N. (1998). "Identifying Managerial Influences on Exporting: Past Research and Future Directions", *Journal of International Marketing*, vol. 6, n. 2, pp. 74–102.
- Leonidou, L.C., Katsikeas, C.S., and Samiee, S. (2002). "Marketing strategy determinants of export performance: a meta-analysis", *Journal of Business Research*, vol. 55, n. 1, pp. 51–67.
- Losada, F., Navarro, A., Ruzo, E. y Barreiro J.M. (2006). "La performance de exportación: revisión teórica y propuesta de un marco integrador", *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, vol. 12, n. 1, pp. 85–106.
- Madsen, T.K. (1987). Empirical export performance studies: a review of conceptualizations and findings. In Cavusgil, S.T. (ed.), *Advances in International Marketing*. Greenwich, CT, JAI Press.
- Magnusson, P., Westjohn, S.A., Semenov, A.V., Randrianasolo, A.A., and Zdravkovic, S. (2013). "The Role of Cultural Intelligence in Marketing Adaptation and Export Performance", *Journal of International Marketing*, vol. 21, n. 4, pp. 44–61.
- Martínez-Villavicencio, J. (2011). "Factores que inciden en el desempeño exportador de las Pymes: una aplicación empírica", *EsicMarket*, vol. 140, pp. 211–233.
- Master, T. (1993). *Practical neural networks recipes in C++*. London, Academic Press.
- Moini, A.H. (1995). "An Inquiry into Successful Exporting: An Empirical Investigation Using a Three-Stage Model", *Journal of Small Business Management*, vol. 33, n. 3, pp. 9–25.
- Morgan, N., Kaleka, A., and Katsikeas, C. (2004). "Antecedents of Export Venture Performance: A Theoretical Model and empirical Assessment", *Journal of Marketing*, vol. 68, n. 1, pp. 90–108.
- Morgan, N.A., Katsikeas, C.S., and Vorhies, D.W. (2012). "Export Marketing Strategy Implementation, Export Marketing Capabilities, and Export Venture Performance", *Journal of the Academy of Marketing Science*, vol. 40, n. 2, pp. 271–289.
- Morgan, N.A., Vorhies, D.W., and Mason, C.H. (2009). "Market Orientation, Marketing Capabilities, and Firm Performance", *Strategic Management Journal*, vol. 30, n. 8, pp. 909–920.
- Navarro, A., Acedo, F.J., Losada, F., and Ruzo, E. (2011). "Integrated Model of Export Activity: Analysis of Heterogeneity in Managers' Orientations and Perceptions on Strategic Marketing Management in Foreign Markets", *Journal of Marketing Theory and Practice*, vol. 19, n. 2, pp. 187–204.
- Navarro, A., Acedo, F.J., Robson, M.J., Ruzo, E., and Losada, F. (2010). "Antecedents and Consequences of Firms' Export Commitment: An Empirical Study", *Journal of International Marketing*, vol. 18, n. 3, pp. 41–61.
- Navarro-García, A., Peris-Ortiz, M., Barrera-Barrera, R. y Villarejo-Ramos, A.F. (2013). "La importancia de la inteligencia de mercados en la actividad exportadora de las empresas españolas", *Esic Market Economics and Business Journal*, vol. 44, n. 3, pp. 33–57.

- Peng X., Lin P., Zhang T., and Wang J. (2013). "Extreme Learning Machine-Based Classification of ADHD Using Brain Structural MRI Data", *PLoS ONE* 8(11).
- Piercy, N.F., Kaleka, A., and Katsikeas, C.S. (1998). "Sources of competitive advantage in high performing exporting companies", *Journal of World Business*, vol. 33, n. 4, pp. 378–393.
- Pla Barber, J., Villar-García, C. y Escribá Esteve, A. (2010). "La influencia de las características y percepciones directivas en los nuevos modelos de internacionalización", *Economía Industrial*, n. 375, pp. 101–112.
- Reuber, R. and Fischer, E. (1998). "The Influence of the Management Team's International Experience on the Internationalization Behaviours of Smes", *Journal of International Business Studies*, vol. 28, n. 4, pp. 807–825.
- Ricks, B. and Ventura, D. (2003). *Training a Quantum Neural Network*. NIPS.
- Robertson, C. and Chetty, S.K. (2000). "A contingency-based approach to understanding export performance", *International Business Review*, vol. 9, n. 2, pp. 211–235.
- Romano, C. and Ratnatunga, J. (1996). "The Role of Marketing: Its impact on small enterprise research". *European Journal of Marketing*, vol. 29, n. 7, pp. 9–30.
- Sánchez-Monedero, J., Cruz-Ramírez, M., Fernández-Navarro, F., Fernández, J.C., Gutiérrez, P.A., and Hervás-Martínez, C. (2010). "On the suitability of Extreme Learning Machine for gene classification using feature selection," *Intelligent Systems Design and Applications (ISDA), 2010, 10th International Conference*, pp. 507-512.
- Setiono, R. (2001). "Feedforward Neural Network Construction Using Cross Validation", *Neural Computation*, vol. 13, n. 12, pp. 2865–2877.
- Sobol, I.M. (2001). "Global sensitivity indices for nonlinear mathematical models and their Monte Carlo estimates". *Mathematics and computers in simulation*, n. 55, pp. 271-280.
- Sousa, C.M. and Lengler, J. (2009). "Psychic Distance, Marketing Strategy and Performance in Export Ventures of Brazilian Firms", *Journal of Marketing Management*, vol. 25, n. 5/6, pp. 591–610.
- Sousa, C.M., Martínez-López, F.J., and Coelho, F. (2008). "The determinants of export performance: A review of the research in the literature between 1998 and 2005", *International Journal of Management Review*, vol. 10, n. 4, pp. 343–374.
- Sriram, V. and Sapienza, H.J. (1991). "An empirical investigation of the role of marketing for small exporters", *Journal of Small Business Management*, vol. 29, n. 4, pp. 33–43.
- Yeoh, P.L. and Jeong, I. (1995). "Contingency relationship between entrepreneurship, export channel structure and environment: a proposed conceptual model of export performance", *European Journal of Marketing*, vol. 29, n. 8, pp. 95–115.
- Zou, S., Andrus, D.M., and Norvell, D.W. (1997). "Standardization of International Marketing Strategy by Firms from a Developing Country", *International Marketing Review*, vol. 14, n. 2, pp. 107–123.
- Zou, S., Fang, E., and Zhao, S. (2003). "The effect of export marketing capabilities on export performance: an investigation of Chinese exporters", *Journal of International Marketing*, vol. 11, n. 4, pp. 32–55.
- Zou, S. and Stan, S. (1998). "The determinants of export performance: a review of the empirical literature between 1987 and 1997", *International Marketing Review*, vol. 15, n. 5, pp. 333–356.



UNIVERSIDAD
PABLO DE
OLAVIDE
SEVILLA



REVISTA DE MÉTODOS CUANTITATIVOS PARA
LA ECONOMÍA Y LA EMPRESA (18). Páginas 112–129.
Diciembre de 2014. ISSN: 1886-516X. D.L: SE-2927-06.
URL: <http://www.upo.es/RevMetCuant/art.php?id=98>

New Strategies to Improve the Accuracy of Predictions based on Monte Carlo and Bootstrap Simulations: An Application to Bulgarian and Romanian Inflation

SIMIONESCU, MIHAELA
Institute for Economic Forecasting
Romanian Academy, Bucharest (Romania)
Correo electrónico: mihaela_mb1@yahoo.com

ABSTRACT

The necessity of improving the forecasts accuracy grew in the context of actual economic crisis, but few researchers were interested till now in finding out some empirical strategies to improve their predictions. In this article, for the inflation rate forecasts on the horizon 2010-2012, we proved that the one-step-ahead forecasts based on updated AR(2) models for Romania and ARMA(1,1) models for Bulgaria could be substantially improved by generating new predictions using Monte Carlo method and bootstrap technique to simulate the models' coefficients. In this article we introduced a new methodology of constructing the forecasts, by using the limits of the biased-corrected-accelerated bootstrap intervals for the initial data series of the variable to predict. After evaluating the accuracy of the new forecasts, we found out that all the proposed strategies improved the initial AR(2) and ARMA(1,1) forecasts. These techniques also improved the predictions of experts in forecasting made for Romania and the forecasts of the European Commission made for Bulgaria. Our own method based on the lower limits of BCA intervals generated the best forecasts. In the forecasting process based on ARMA models the uncertainty analysis was introduced, by calculating, under the hypothesis of normal distribution, the probability that the predicted value exceeds a critical value. For 2013 in both countries we anticipate a decrease in the degree of uncertainty for annual inflation rate.

Keywords: accuracy; forecasts; Monte Carlo method; bootstrap technique; biased-corrected-accelerated bootstrap intervals.

JEL classification: C150; C530.

MSC2010: 15C; 20D.

Nuevas estrategias para mejorar la exactitud de las predicciones de inflación en Rumanía y Bulgaria usando simulaciones Monte Carlo y Bootstrap

RESUMEN

La necesidad de mejorar la precisión de las previsiones ha crecido en el contexto de crisis económica actual, pero son pocos los investigadores que se habían interesado hasta ahora por la búsqueda de estrategias empíricas para mejorar sus predicciones. En este artículo, a través de las previsiones de la tasa de inflación en el horizonte 2010-2012, hemos podido comprobar que las previsiones de un solo paso adelante sobre la base de modelos actualizados AR(2) para Rumanía y ARMA(1,1) para Bulgaria podrían mejorarse sustancialmente mediante la generación de nuevas predicciones utilizando el método de Monte Carlo y la técnica bootstrap para simular los coeficientes de los modelos. Así, en este trabajo presentamos una nueva metodología para la construcción de las previsiones mediante el uso de los límites de los intervalos de rutina de carga de polarización –corrección acelerada para la serie inicial de los datos de la variable a predecir–. Después de evaluar la exactitud de los nuevos pronósticos, encontramos que todas las estrategias propuestas mejoraron los pronósticos iniciales de AR(2) y ARMA(1,1). Estas técnicas también mejoraron las predicciones de dos comisiones de expertos en previsión hechas para Rumanía, así como las previsiones de la Comisión Europea hechas para Bulgaria. Nuestro propio método basado en los límites inferiores de los intervalos de BCA generó los mejores pronósticos. En el proceso de predicción basado en modelos ARMA se introdujo el análisis de incertidumbre, mediante el cálculo, bajo la hipótesis de distribución normal, de la probabilidad de que el valor predicho excediese un valor crítico. Para 2013 anticipamos en ambos países una disminución en el grado de incertidumbre para la tasa de inflación anual.

Palabras clave: precisión; pronósticos; método Monte Carlo; técnica bootstrap; intervalos de rutina de carga con corrección de sesgo acelerado.

Clasificación JEL: D43; L11; L81.

MSC2010: 91B; 93B; 93C.



1. INTRODUCTION

In the context of the actual economic crisis, the necessity of getting more accurate predictions has intensified. It is not enough only to have a mirror of the forecasts accuracy, the research should continue in order to find out the most suitable strategy to improve the macroeconomic predictions. These are often used to fundament the decisional process.

The phrase “strategy of improving the predictions accuracy” was introduced in literature by Mihaela Bratu (2012), who proposed some empirical strategies to get more accurate forecasts for USA inflation rate. The author proposed more methods like: historical accuracy method, combined forecasts, the application of filters and Holt-Winters technique to smooth the predictions, the use of resampling techniques.

Todd Clark and Michael McCracken (2008) proved that Monte Carlo experiments and some empirical techniques of forecasts combinations improved the accuracy of predictions based on recursive and rolling schemes.

Monte Carlo method is actually often used in uncertainty analysis. It is a sampling method, supposing the generation of inputs distribution that matches the best the known data series. The simulations values can be analysed as probability distributions or can be transformed in order to get reliability forecasts, confidence intervals, tolerance areas or error bars.

Peter Buhlmann (2002) showed that bootstrap technique is another method of generating sample distribution that can be used when the type of repartition is not known. The bootstrap technique supposes the replacements of elements from the sample, each observation having the same probability to be selected. The means of all generated samples are registered. A larger population normally distributed is chosen and its parameters are estimated and the repartition of sample means is determined.

In this paper, we proved that Monte Carlo and bootstrap methods are suitable strategies to be used in order to get better predictions than those based on a simple autoregressive model of order to for the stationary data series on the inflation rate in Romania and Bulgaria. Moreover, we proposed an original way of getting new predictions using the limits of the intervals based on bootstrap-corrected-accelerated (BCA) technique for the lagged variable of the AR model. Indeed, the predictions based on our proposed method when the lower limits of BCA intervals were used outperform the other proposed forecasts on the horizon 2010-2012 and even those provided by two institutions from Romania (who want to remain anonymous).

We chose Bulgaria and Romania because they are two European Union countries that make efforts for decreasing the inflation rate. The methodology could be applied for other variables in order to have stationary data set for estimating auto-regressive models.

The article presents briefly the literature regarding the statistical methods for assessing the forecasts accuracy, indicating some possible strategies of getting better forecasts. Then, the Monte Carlo method (MCM) and bootstrap technique are described in the context of making forecasts. The methods are applied to get more accurate forecasts for Romania inflation rate. We proposed a new methodology to construct forecasts, starting from BCA bootstrap intervals of the modelled variable. This strategy proved to be the best, when lower limits of the intervals are used for Romania forecasted inflation on 2010-2012.

One limit of these empirical strategies is that they depend on the type of data used in making predictions. An empirical strategy of improving the forecasts accuracy might not give the same results for other countries where the evolution of the variables is quite different.

2. LITERATURE REVIEW FOR STRATEGIES TO IMPROVE THE FORECASTS ACCURACY

It is surprisingly that only few authors were interested to find out some proper methods of improving the accuracy of their predictions, starting from an ex-post evaluation of their expectations.

In literature it is said that one of the key of success for USA predictions is the continuous models updating. Indeed, this is a good and sure strategy of improving the forecasts. In general, the one-step-ahead predictions outperform those made on more years keeping the same forecasting origin.

The simple econometric models are preferred to the complex one, Charles Engle (2006) showing the superiority of random walk models in front of other complicated models based on fundamentals for the exchange rate.

By using the revised data in constructing the model the predictions accuracy is improved compared to the situation of the models based on the first data. Lars- Eric Oller (2005) deeply analysed the problem of quality data in the context of predictions.

Paul Goodwin (2005) showed that subjective adjustment of the predictions based on models could improve the accuracy compared to the forecasts obtained mechanically only using an econometric model. However, the researchers should be very cautious when they make these adjustment, because some of them might be exaggerate, introducing large errors.

Gultekin Isiklar, Kajal Lahiri, and Prakash Loungani (2006) proved that the experts in forecasting need a period up to 5 months to include 90% of the new information that could help them in improving the forecasts accuracy by making their revision.

Michael Clements (2003) considers that it is necessary to find out which of the methods and non-stationarity are independent to location shift, in order to increase the performance of the model used in forecasting. Diebold (1997) suggested some quantitative methods for improving the accuracy: the use of non-linear or general equilibrium model or the non-structural chronological series. Michael Clements and David Hendry (2002) recommend the use of models that are not affected by structural breaks.

Mihaela Bratu (Simionescu) (2012 a) proved that a very good way to improve the forecasts based on Dobrescu macromodel for 2009-2011 is to make predictions using a moving average model for historical errors of the specified model. According to Mihaela Bratu (Simionescu) (2012 b), Holt-Winters technique proved to increase the degree of accuracy for the SPF forecasts more than Bandpass or CF filters that gave better results only for some horizon of the inflation rate from 1955Q1 up to 2012Q3.

In literature, only John Scott Armstrong (2005) made an inventory of the ways to improve the forecasts accuracy, but most of these are intuitive, not being necessary the use of sophisticated quantitative methods:

1. The use of the suitable forecasting method, its choice depending on the evolution of the used variables (econometric models are recommended when the researcher anticipates large changes in the evolution of the modeled phenomenon).
2. A good knowledge of the studied domain, which is incorporated in methods like neural network, data mining, exponential smoothing techniques, ARIMA models.
3. The use of a model for experts in forecasting expectations.
4. A realistic representation of economic phenomenon.
5. The use of econometric models when the relationships between variables are not known.
6. The construction of a structured problem based on the decomposition of the data series.
7. The use of simple econometric models instead of complex ones.
8. The use of conservative predictions when many sources of uncertainty are identified.
9. The combined forecasts are often used to get more accurate predictions.

The strategies proposed by John Scott Armstrong (2005) do not suppose the application of complex quantitative methods to get new accurate forecasts. Some of them are quite subjective and imply the experience of the forecaster in making predictions regarding the evolution of an indicator.

In order to establish the improvement in accuracy some statistical measures for the predictions, accuracy should be used. Michael Clements and David Hendry (2002) described the frequently used indicators of forecasts accuracy.

1. The use of a particular loss function:

If $L(a_t, x_{t+1})$ is a loss function, where a_t is a particular action, $x_{t+1} \rightarrow f(x_{t+1})$ is the value of a future time for a random variable with known distribution, and function f is the density forecast, then the optimal condition supposes the minimization of the loss function (density forecast will be denoted by $p_{t,1}(x_{t+1})$) will be:

$$a_{t,1}^* = \arg \min_{a_{t,1} \in A} \int L(a_{t,1}, x_{t+1}) p_{t,1}(x_{t+1}) dx_{t+1} \quad (1)$$

The expected value of the particular loss function will be computed as:

$$E[L(a_{t,1}^*, x_{t+1})] = \int L(a_{t,1}^*, x_{t+1})f(x_{t+1})dx_{t+1} \quad (2)$$

The chosen density forecast will be preferred to others types if the following condition will be

checked:
$$E[L(a_{t,1}^*(p_{t,1}(x_{t+1})), x_{t+1})] < E[L(a_{t,2}^*(p_{t,2}(x_{t+1})), x_{t+1})], \quad (3)$$

where $a_{t,i}^*$ is the optimal action of the next forecast ($p_{t,i}(x)$).

2. Mean squared error (MSE) and other accuracy measures (root mean squared error, mean error, mean absolute error):

The most used measure to assess the forecasts accuracy is the mean squared error (MSE). For a vector of variables, a matrix V of MSE is constructed as:

$$V_h \equiv E[e_{T+h}e_{T+h}'] = V[e_{T+h}] + E[e_{T+h}]E[e_{T+h}'], \quad (4)$$

where e_{T+h} is the vector of one-step-ahead predictions errors.

The determinant and the trace of the MSE matrix are considered measures of forecasts accuracy.

Supposing that “ p ” shows the value of prediction and “ a ” the actual value (registered value) for a variable X , the error at a given time ($t+k$) is denoted by “ $e(t+k)$ ” and the length of the prediction horizon is “ n ”. In practice, the following formula is used for MSE:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^2(t+k) \quad (5)$$

Other measures that are very used in practice are:

- Root mean squared error (RMSE):
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e^2(t+k)} \quad (6)$$

- Mean error (ME):
$$ME = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n e(t+k) \quad (7)$$

- Mean absolute error (MAE):
$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n |e(t+k)| \quad (8)$$

Measures of relative accuracy for comparisons between forecasts:

These relative measures are used in making comparisons between forecasts. The reference forecast can be the *naïve* one (the forecast based on random walk) or another prediction. The most used measure of accuracy for making comparisons is the Theil's U statistic, usually computed in two variants: U_1 (the closer to zero is U_1 , the higher is the accuracy of a forecast) and U_2 (a value less than 1 for U_2 implies a better forecast compared to the *naïve* one):

$$U_1 = \frac{\sqrt{\sum_{t=1}^n (a_t - p_t)^2}}{\sqrt{\sum_{t=1}^n a_t^2 + \sum_{t=1}^n p_t^2}} \quad (9)$$

and

$$U_2 = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^{n-1} \left(\frac{p_{t+1} - a_{t+1}}{a_t}\right)^2}{\sum_{t=1}^{n-1} \left(\frac{a_{t+1} - a_t}{a_t}\right)^2}} \quad (10)$$

If U_1 value is close to zero for U_1 (less than 0.5), we have a high degree of accuracy. An alternative to U_2 is the mean absolute scaled error (MASE), an indicator proposed by Rob Hyndman and Anne Koehler (2006):

$$\text{MASE} = \text{average} \left| \frac{e_t}{\frac{1}{n-1} \sum_{t=2}^n |a_t - a_{t-1}|} \right| \quad (11)$$

3. METHODOLOGY

The forecasts are made starting from an autoregressive model (AR) for a stationary data series. It is chosen the variant of one-step-ahead forecasts, the econometric model being updated. Simulations are made starting from these models, getting new forecasts. Supposing we have a model AR of order p :

$$X_t = a_0 + a_1 \cdot X_{t-1} + a_2 \cdot X_{t-2} + \dots + a_p \cdot X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

The application of Monte Carlo method supposes several steps:

1. The econometric model estimation (an AR(p) model in this case).
2. The average and the standard deviation of the parameters are determined.
3. A normal distribution is generated for each parameter knowing the average and the standard deviation (we chose a number of 1,000 replications).
4. The simulated values of the dependent variable are computed knowing the values of the parameters distribution and the observed values.
5. The average and the standard deviation of the simulated values for dependent variable are computed.
6. An indicator of reliability is computed, starting from a critical chosen by the researcher (q^*):

$$R = \frac{q^* - m}{\sigma} \quad (13)$$

7. The probability that the predicted inflation rate is greater than the target is:

$$P = 1 - \varphi(R), \quad (14)$$

where φ is the probability of R in a normal standard repartition.

8. The reliability indicator can be based on another reference value and it is denoted by R' .

The associated probability is P' .

However, our methodology is limited to AR and ARMA models. The multivariate approach would be an alternative to our methodology, but in the two chosen countries (Romania and Bulgaria) the dependencies between variables are limited to the particularities of the phenomenon. Even if both countries have post-communist economies, the structural differences have an important impact in the inflation evolution. Lorenzo Cappellari and Stephen Jenkins (2006) computed multivariate normal probabilities for simulation using some Stata programs. Pseudo-random sequences were used to determine draws from standard uniform density.

Our methodology is also suitable for other macroeconomic variables for which an AR or ARMA model is identified for stationary data. We chose Romania and Bulgaria, because they are two post-communist countries that entered in the European Union at the same time. Both countries have to make constant efforts for achieving a disinflation process. Our methodology could be applied for making predictions on different horizons. In this case we chose the variant of short-run predictions.

According to Bradley Efron (2003), the bootstrap technique is used to estimate the sampling distribution of a statistic, the repartition not being known, by repeating the re-sampling of the original data set. Russel Davidson and James MacKinnon (2002) consider it a good alternative to the classical methods used to make estimations or forecasts. When an AR model is used, the bootstrap method supposes the generation of many pseudo-data based on re-sampled residual and on the estimated parameters of the model.

Phillip Hans Franses, Henk Kranendonk, and Lanser Debby (2011) used Monte Carlo simulation to assess four sources of uncertainty in forecasts based on Saffier model.

Nikolay Gospodinov (2002) used a grid bootstrap method to determine forecasts with unbiased median in the cases of the processes with a high degree of persistence.

The bootstrap method supposes the application of the following steps:

1. The estimation of the $AR(p)$ model, calculating the bias-corrected estimators.
2. The residual are scaled again using the procedure proposed by Lorri Thombs and William Scuchany (1990).
3. The pseudo-data series are generated starting from the estimated residuals; the “ p ” starting values are the first two ones from the original dataset.
4. The parameters of the $AR(p)$ models are estimated again starting from the pseudo-data series.
5. The bootstrapped forecasts are computed using these estimates.

In this article we propose another procedure based on simulations to construct forecasts using an $AR(p)$ model:

1. For the stationary data series used in constructing the $AR(p)$ model, the average is computed.
2. Bias-corrected-accelerated (BCA) intervals are determined for the data series, choosing as statistic the average of the mentioned data set.

The bias-corrected-accelerated interval (BCA) is a complex bootstrap technique used to construct confidence intervals. The steps of BCA bootstrap method are described by Clifford Lunneborg (2000), who calculated the acceleration estimate starting from jackknifed estimates. Then, a bootstrap sampling was generated starting from the initial sample and the bias was estimated. Finally, the z scores from the normal repartition are included to build the BCA confidence interval.

3. The limits of BCA intervals are retained as point values used in making predictions for the interest variable, forecasts based on the estimated $AR(p)$ model.

4. EMPIRICAL RESULTS

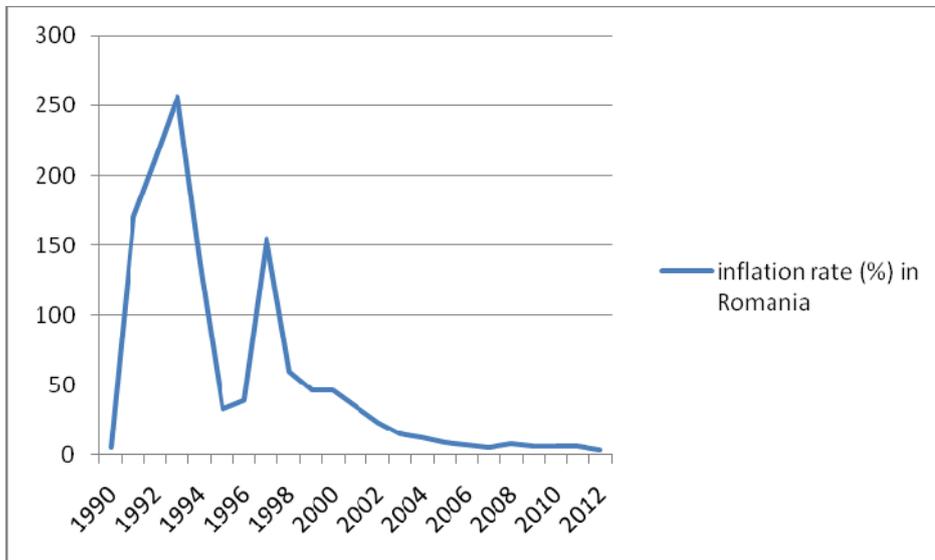
The data set is represented by the inflation rate registered in Romania, respectively Bulgaria in 1990-2012. Actually, we are interested in making predictions on the horizon 2010-2012, evaluating their accuracy in ex-post variant. The variables ir (inflation rate in Romania) and ir' (inflation rate in Bulgaria) are computed starting from the index of consumer prices in comparable prices (1990=100).

During the transition period from a centralized economy to market economy, Romania tried almost a decade to get one digit inflation rate. During 2000-2007, this country got an annual average disinflation of 5.8% and implemented mix economic policies in order to achieve the financial stability. Romania is numbered between the developing countries that adopt an inflation targeting regime. In 2005 the transition to the new monetary regime was made because of the National Bank independence and the price stability goal was achieved.

We can observe (Figure 1) that in 2012 the inflation rate in Romania decreased with almost 37.7% compared to the value in 1990. From 1997 to 2007, the inflation rate has decreased from a year to another. In 2008, the installation of global economic crisis determined an increase in the inflation rate compared to the previous year. Since 2010, the inflation rate started to decrease slowly.

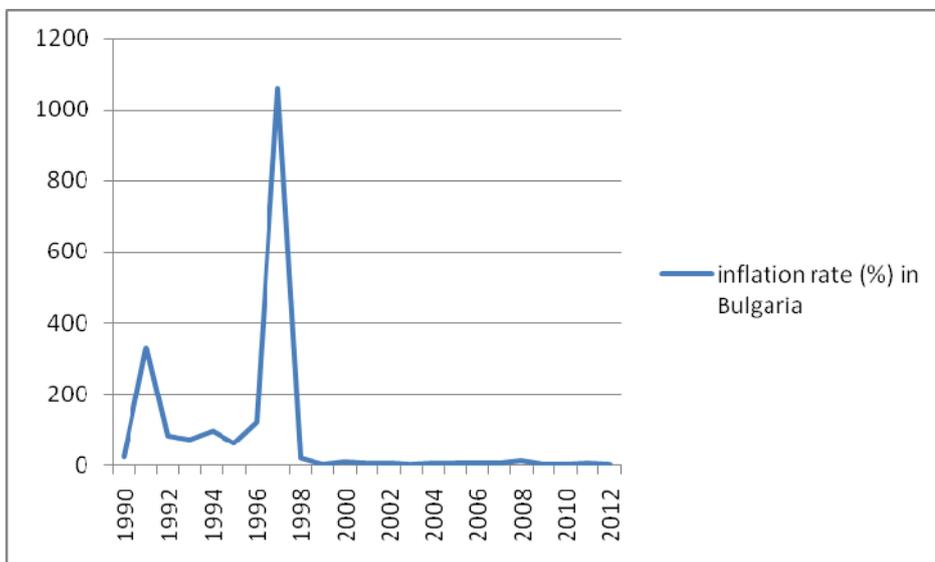
Bulgaria (Figure 2) faced an economic collapse during 1996 because of the reforms of the Bulgarian Socialist Party. The currency board regime was introduced in the spring of 1997, fact that generated a very high inflation rate and the lev collapse. Until the middle of 2007 the disinflation process went well.

Figure 1: The evolution of inflation rate (%) in Romania during 1990-2012



Source: own graph

Figure 2: The evolution of inflation rate (%) in Bulgaria during 1990-2012



Source: own graph

In 2012 the inflation rate in Bulgaria decreased with 87.45% compared to 1990. A trend of increase or decrease in inflation for many years cannot be observed in Bulgaria. In 2008, like in Romania, on the crisis background, the inflation rate increase compared to 2007.

The data series for Romania has one unit root according to Phillips-Perron test, being necessary a differentiation of order 1. For Bulgaria the inflation rate series is stationary. Some valid models were built for Romania (AR(2)) models, for which the errors are not correlated, the distribution is a normal one and the homoscedasticity hypothesis is checked according to White test without cross terms. For Bulgaria, the most suitable process was an ARMA(1,1), the residual terms being a white noise. The results are presented in Appendix 1 and Appendix 2. The equations of the autoregressive models and autoregressive moving average models are presented in the following table:

Table 1: Econometric models (AR(2) and ARMA(1,1)) used to make one-step-ahead forecasts for inflation rate in Romania and Bulgaria (horizon 2010-2012)

Year in the forecasting horizon	Model used to make forecast in Romania	Model used to make forecast in Bulgaria
2010	$\Delta ir_t = -9.933 - 0.415 \cdot \Delta ir_{t-2} + \varepsilon_t$	$ir'_t = 133.29 - 0.99ir'_{t-1} + 1.88\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
2011	$\Delta ir_t = -9.952 - 0.416 \cdot \Delta ir_{t-2} + \varepsilon_t$	$ir'_t = 129.18 - ir'_{t-1} + 1.88\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
2012	$\Delta ir_t = -9.965 - 0.418 \cdot \Delta ir_{t-2} + \varepsilon_t$	$ir'_t = 73.77 - 0.81ir'_{t-1} + 0.97\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$

Source: own computations

The Monte Carlo (MC) method and bootstrap techniques that were presented in the previous section are used to construct one-step-ahead forecasts for inflation rate in Romania and Bulgaria (2010-2012). The parameters used to generate the MC simulations are the average and the standard deviation of the parameters of AR(2), respectively ARMA(1,1) models. 1,000 replications were chosen and their average represents the new point forecast. The add-in “Bootstrap coefficients” available in EViews 7.2. is used to estimate the bootstrapped parameters.

We assessed the accuracy of predictions based on AR(2) and ARMA(1,1) models and those based on simulations starting from these models. Moreover, the accuracy for Romanian’s forecasts is compared with that of the predictions provided by the two institutions from Romania.

The inflation forecasts based on AR(2) model are more accurate only than the expectations of Forecaster 2 (F2) on the horizon 2010-2012, but less accurate than Forecaster 1 (F1) prediction. A great improvement of AR model predictions was obtained by making simulations. The hierarchy of strategies to improve the accuracy, according to U1, starting with the best one, is the following: own method based on the lower limit of BCA intervals, the strategy based on bootstrap technique, the application of MC

method, own method based on the upper limit of BCA intervals. It is interesting that the application of these strategies succeeded in getting predictions even more accurate than the F1 ones, which were initially better than simple AR(2) forecasts. If the initial predictions were less accurate than the naïve ones, our methods generated better forecasts than those based on random walk. The appreciations based on MCM, bootstrap method and lower limits of BCA intervals are underestimated compared to those based on AR models, that are overestimated (a negative value for mean error). For all the computed accuracy measures our method that uses lower limits of BCA intervals registered the best values.

Table 2: Accuracy indicators for the inflation rate forecasts in Romania (2010-2012)

Accuracy measure	Predicted inflation rate using Monte Carlo (MC) simulations (%)	Predicted inflation rate using bootstrap technique (%)	Authors' method based on lower limit of BCA intervals	Authors' method based on upper limit of BCA intervals	F1 inflation rate predictions (%)	F2 inflation rate predictions (%)	Predicted inflation rate using AR(2) model
MSE	0.10260	0.04830	0.00617	0.32070	0.66936	3.61273	2.98420
RMSE	0.32031	0.21977	0.07853	0.56630	0.81814	1.90072	1.72748
ME	0.25333	0.19000	0.01000	-0.45667	-0.27433	0.29333	-1.57333
MAE	0.25333	0.19000	0.07667	0.45667	0.73233	1.63333	1.57333
UI	0.03153	0.02146	0.00755	0.05240	0.07715	0.18050	0.14551
MASE	0.18515	0.12911	0.04470	0.33916	0.49078	1.02386	1.01455

Source: own computations

For Bulgaria we compare the predictions with those made by the European Commission (EC).

Table 3: Accuracy indicators for the inflation rate forecasts in Bulgaria (2010-2012)

Accuracy measure	Predicted inflation rate using Monte Carlo (MC) simulations (%)	Predicted inflation rate using bootstrap technique (%)	Authors' method based on lower limit of BCA intervals	Authors' method based on upper limit of BCA intervals	EC inflation rate predictions (%)	Predicted inflation rate using ARMA (1,1) model
MSE	0.348757	0.4827	0.3277	0.4663	0.447232	0.402699
RMSE	0.5835	0.5582	0.5573	0.6323	0.6688	0.6346
ME	0.5228	0.5024	0.4522	0.6228	0.6453	0.2453
MAE	0.5073	0.4774	0.4522	0.5935	0.645333333	0.621333333
UI	0.0735	0.0693	0.0337	0.1004	0.1098	0.0977
MASE	0.7783	0.8724	0.6477	0.7834	0.8307	0.9039

Source: own computations

The results in the above table for Bulgaria show that the method proposed by us using the lower limit of the BCA intervals gave the most accurate forecasts, as in the case of Romania. It is interesting that all the proposed predictions are better than the naïve ones, according to the values of MASE. Moreover, the predictions based on lower limits of BCA intervals are underestimated due to the equal values for MAE and MASE. The forecasts for Romania based on this method are more accurate. However, our predictions based on AR(2) model for Romania are less accurate than those based on ARMA(1,1) model for Bulgaria on the horizon 2010-2012.

The critical values (q^*) used to calculate the reliability indicators are: the difference between the targeted inflation in Romania in the previous two years in our case and the differences between the two previous values of inflation rate. According to Siok Kun Sek and Wai Mun Har (2012), the inflation targeting became frequently used starting to the 90's years in the context of prices stability. But Philip Arestis and Malcolm Sawyer (2013) showed that the recent financial crisis threw many doubts regarding the target inflation regime.

The difference between the targets in Romania is based on the inflation rates expressed in comparable prices. A value of 0.5 percentage points corresponds to this difference if we take into account the inflation rate compared to the previous year.

Table 4: The probabilities of getting inflation rates greater than some reference values in Romania

Year for which the inflation is projected	Probability P	Probability P'
2012	0.5082	0.512
2013	0.517	0.532

Source: own computations

The degree of uncertainty is higher for the prediction in 2013 compared to that made for 2012. A higher probability was obtained for 2013. This implies that there is a greater probability that the predicted value in 2013 outperforms the value from 2012 with more than 0.5 percentage points (the difference between targets in 2013 and 2012). This probability is also higher in 2013, if we take into consideration as critical value the difference between the previous two registered inflation rates. If we take the critical value as the difference between the last two values in the data series, we got a lower degree of uncertainty compared to the difference between targets. The usual interpretation supposes that there are more chances that we have in 2013 a higher inflation rate in Romania than the value from 2012. However, the results are marked by doubts because the probability is very close to 0.5. There is a probability of almost 0.5 to have a lower inflation rate in 2013 compared to 2012.

For Bulgaria we compare the predictions for a year with the inflation target for that year and with the previous year value of the inflation rate.

Table 5: The probabilities of getting inflation rates greater than target inflation, respectively the previous inflation rate in Bulgaria

Year for which the inflation is projected	Probability P	Probability P'
2012	0.7429	0.6594
2013	0.7603	0.6723

Source: own computations

For Bulgaria we got a high probability of getting a greater inflation rate in 2012 and 2013 compared to the target or the previous year inflation. Indeed, in 2012 Bulgaria registered a higher inflation rate, with 33.5% greater the target and with 25.8% higher than the previous year indicator. For 2013 there is likely to have an increase in inflation in Bulgaria compared to the value registered in 2012. If we make the comparison between the reference values, we have a lower uncertainty if you make the comparison with the previous year inflation. The results for Bulgaria are marked by lower uncertainty, the probabilities being farther from 0.5. There are high chances to have a higher inflation rate in 2013 in Bulgaria compared to the value in 2012 and to the target for 2013. In the context of economic crisis, it is more likely to have an increase in inflation rate in a country with transition economy like Bulgaria.

5. CONCLUSIONS

This research comes to enrich the literature related to the strategies of improving the forecasts accuracy. Only few studies were interested in finding some quantitative methods to get better predictions. The simulations based on MCM and bootstrap technique used to predict the inflation starting from an AR(2) model for Romania and ARMA(1,1) model for Bulgaria are very good strategies of improving the inflation rate forecasts on the horizon 2010-2012.

The novelty is given by the method proposed by the two authors to get new predictions. Actually, this strategy proved to outperform the MCM and normal bootstrap method. For the variable that will be predicted, BCA intervals are built and its limits are introduced in ARMA models that were estimated using the initial data. The forecasts based by simulated data using the lower limit proved to be more accurate than those based on classical MCM and bootstrap technique.

We also include the analysis of uncertainty in the forecasting process based on AR(2) and ARMA(1,1) models. The uncertainty study is based on Monte Carlo simulations, a probability that the prediction exceeds a critical value being computed. If the critical values are in Romania the difference between the inflation targets based on the two previous periods and the difference of actual values of the two previous years, the uncertainty is higher for the prediction in 2013 compared to that made for 2012. For Bulgaria we have a lower degree of uncertainty if we make the comparison of the predicted values with those registered in the previous year. For both countries we anticipate a diminish of the degree of uncertainty in 2013 compared to 2012.

REFERENCES

- Arestis, P.; Sawyer, M. (2013). "Moving from Inflation Targeting to Prices and Incomes Policy", *Panoeconomicus*, 60(1): 1–17.
- Armstrong, J.S. (2005). "Principles of forecasting: a handbook for researchers and practioners", University of Pennsylvania, Wharton School, Philadelphia, 8(13):23–29.
- Bratu, M. (2012). "Strategies to Improve the Accuracy of Macroeconomic Forecasts in USA", *LAP LAMBERT Academic Publishing*, Germany
- Bratu (Simionescu), M. (2012a). "A strategy to improve the GDP index forecasts in Romania using moving average models of historical errors of Dobrescu macromodel", *Romanian Journal of Economics*, Institutul de Economie Națională al Academiei Române, 35(2): 44–56.
- Bratu (Simionescu), M. (2013b). "Filters or Holt Winters technique to improve the forecasts for USA inflation rate?", *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, 9(1): 26–38.
- Buhlmann, P. (2002). "Sieve bootstrap with variable length – Markov chains for stationary categorical Time series (with discussions)", *Jour. Amer. Stat. Assoc.* 97(1): 443–455.
- Cappellari, L.; Jenkins, S. (2006). "Calculation of Multivariate Normal Probabilities by Simulation, with Applications to Maximum Simulated Likelihood Estimation", Discussion paper no. 2112, IZA, Bonn.
- Clements, M. (2003). "Some possible directions for future researches". *International Journal of Forecasting*, 19: 1–3.
- Clements, M.; Hendry, D. (2002). "Explaining forecast failure. A companion to economic forecasting". *Blackwell Publisher*, Oxford, UK: 539–571.
- Davidson; Russell; MacKinnon (2002). "Bootstrap J tests of non-nested linear regression models", *Journal of Econometrics*, Elsevier, 109(1): 167–193.
- Diebold, F.X. (1997). "*The past, present, and future of macroeconomic forecasting*" (No. w6290). National Bureau of Economic Research.
- Efron, B. (2003). Non-parametric estimates of standard error: The jackknife, the bootstrap and other methods. *Biometrika*, 5(6): 76–94.
- Engel, C. (2006a). "Exchange-Rate Models". *NBER Reporter Fall 2006*: 17–34.
- Engel, C. (2006b). "Equivalence Results for Optimal Pass-Through, Optimal Indexing to Exchange Rates, and Optimal Choice of Currency for Export Pricing", *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, 4(6): 1249–1260.
- Hans, F.S.; Kranendonk, H; Lanser, D. (2011). "One model and various experts: Evaluating Dutch macroeconomic forecasts", *International Journal of Forecasting*, 27(2): 482–495.
- Goodwin, P. (2005). "How to integrate management judgment with statistical forecasts", *Foresight Journal*, June 2005.
- Gospodinov, N. (2002). "Median unbiased forecasts for highly persistent autoregressive processes", *Journal of Econometrics*, 11(1): 85–101.
- Hyndman, R; Koehler, A. (2006). "Another Look at Measures of Forecast Accuracy". *International Journal of Forecasting*, 22 (4): 679–688.
- Isiklar, G.; Lahiri, K.; Loungani, P. (2006). "How quickly do forecasters incorporate news? Evidence from cross-countries survey", *Journal of Applied Econometrics*, 5(3): 45–60.
- Lunneborg, C. (2000). *Data analysis of resampling*, Duxbury Press, p. 164
- Oller, L.-E. (2005). "An ignorance measure of macroeconomic variables." *Statistics Sweden*, 2005(1): 7–17.

Siok, K.S.; Wai, M.H. (2012). “Does Inflation Targeting Work in Emerging East-Asian Economies?”, *Panoeconomicus*, 5: 599–608.

Thombs, L.; Scuchany, W. (1990). “Bootstrap prediction intervals for autoregression”, *Journal of American Statistical Association*, 4(6): 486–492.

Todd, C. and McCracken, M. (2008). “Forecasting in the Presence of Structural Breaks and Model Uncertainty”, D. Rapach and M. Wohar, eds., *Emerald Publishing*, 2008: 93–147.

APPENDIX 1. Tests for stationary, serial correlation, homoscedasticity and normality for the AR(2) model used in making prediction for 2012 in Romania

Null Hypothesis: D(IR) has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 18 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

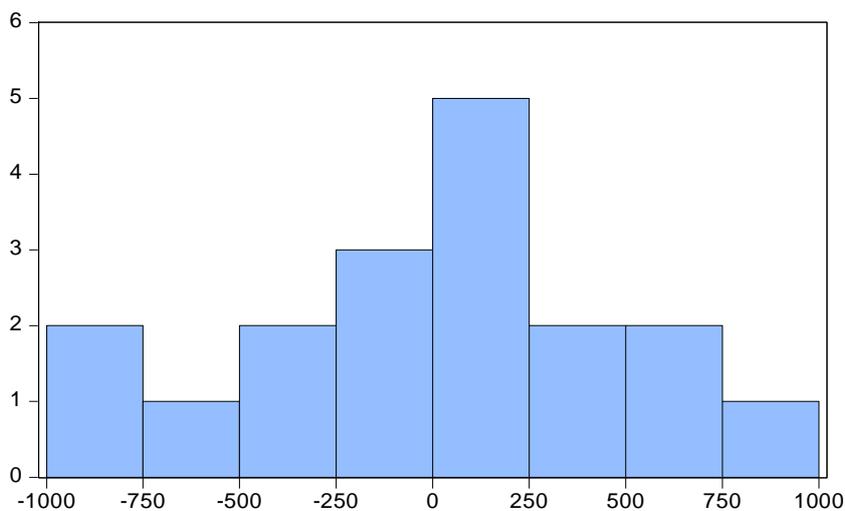
	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.919457	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.808546	
5% level	-3.020686	
10% level	-2.650413	

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.669302	Prob. F(2,15)	0.0504
Obs*R-squared	6.241817	Prob. Chi-Square(2)	0.0441

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.733709	Prob. F(2,16)	0.4956
Obs*R-squared	1.596169	Prob. Chi-Square(2)	0.4502
Scaled explained SS	1.016480	Prob. Chi-Square(2)	0.6016



Series: Residuals	
Sample 1994 2011	
Observations 18	
Mean	-1.33e-11
Median	14.29253
Maximum	861.8586
Minimum	-890.0679
Std. Dev.	493.1938
Skewness	-0.102955
Kurtosis	2.472509
Jarque-Bera	0.240484
Probability	0.886706

APPENDIX 2. Tests for stationary, serial correlation, homoscedasticity and normality for the AR(2) model used in making prediction for 2012 in Bulgaria

Null Hypothesis: IR has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.875263	0.0005
Test critical values:		
1% level	-2.674290	
5% level	-1.957204	
10% level	-1.608175	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: IR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 0 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.300557	0.0031
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Null Hypothesis: IR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.874324	0.0041
Test critical values:		
1% level	-4.440739	
5% level	-3.632896	
10% level	-3.254671	

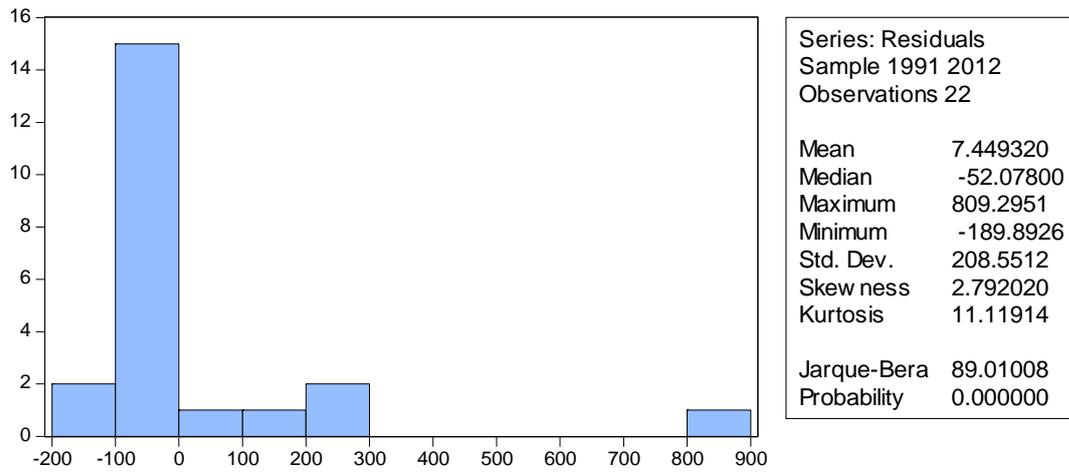
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.069112	Prob. F(1,18)	0.7956
Obs*R-squared	0.054854	Prob. Chi-Square(1)	0.8148

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.87865	Prob. F(9,12)	0.2000
Obs*R-squared	2.47317	Prob. Chi-Square(9)	0.1152
Scaled explained SS	8.20477	Prob. Chi-Square(9)	0.4680





Concepción de un procedimiento para la planificación y control de la producción haciendo uso de herramientas matemáticas

TAMAYO GARCÍA, AMELIA

Instituto Superior Politécnico “José Antonio Echeverría”

La Habana (Cuba)

Correo electrónico: atamayo@ind.cujae.edu.cu

URQUIOLA GARCÍA, IDALIANYS

Instituto Superior Politécnico “José Antonio Echeverría”

La Habana (Cuba)

Correo electrónico: iurquiolag@ind.cujae.edu.cu

RESUMEN

Las empresas manufactureras requieren de cambios radicales para lograr la cantidad y calidad requerida de sus producciones y responder a las necesidades del mercado con rapidez, siendo imprescindible para ello una correcta selección del sistema de planificación y control de la producción. La aplicación práctica de una u otra herramienta depende de la clasificación del sistema productivo. Los autores no conocen que exista en la actualidad un procedimiento que permita la selección de la herramienta matemática de planificación y control más correcta para aplicarla en una determinada empresa manufacturera. El procedimiento propuesto en este artículo permite a las empresas identificar y seleccionar la herramienta matemática que más se ajuste a sus necesidades, propiciando un mayor enfoque al cliente, un aumento del nivel de gestión de la producción, un incremento del nivel de gestión de la empresa y un empleo más eficiente de los recursos.

Palabras clave: sistemas de producción; planificación de la producción; herramientas matemáticas; horizontes de planificación.

Clasificación JEL: C63.

MSC2010: 90B90.

Design of a Process for Planning and Controlling Production by Using Mathematical Tools

ABSTRACT

Manufacturing companies require radical changes to achieve the required quantity and quality of their products and respond to market needs quickly. This issue is essential for a correct selection of the planning and control of production. The practical application of a specific tool depends on the classification of their productive system. Currently, to authors knowledge, there is no procedure that allows the selection of a suitable planning tool to be applied in a certain manufacturing company. The proposed procedure allows the companies to identify and to select the mathematical tool that it is best adjusted to its necessities, propitiating a bigger focus to the client, an increase of the level of management of the production, an increase of the level of management of the company, and a more efficient utilization of the resources.

Keywords: production systems; planning and control of production; mathematical tools; horizons of planning.

JEL classification: C63.

MSC2010: 90B90.



1. INTRODUCCIÓN

Las empresas manufactureras requieren de cambios radicales para lograr la cantidad y calidad requerida de sus producciones y responder a las necesidades del mercado con rapidez, siendo imprescindible para ello una correcta selección del sistema de planificación y control de la producción que le permita responder con mayor eficacia a los retos que le imponen los factores internos y externos del entorno.

En la literatura sobre el tema (Crespo y García, 1996; Hernández y Téllez, 2000; Mula, Poler *et al.*, 2002; Mula, Poler *et al.*, 2005) aparecen diferentes herramientas de planificación y control que se han estado empleando en el curso de los años en las empresas manufactureras. Así, podemos citar el sistema MRP y MRP II, el sistema CONWIP o la programación lineal, entre otros. La aplicación práctica de uno u otro sistema depende del comportamiento de diversas variables que caracterizan a los sistemas de producción y de la clasificación de los mismos. Sin embargo, las clasificaciones que se proponen en la literatura constituyen un conjunto amplio y heterogéneo, lo que limita su potencial utilidad (Gutierrez, Rivera *et al.*, 2012). El estudio de la literatura especializada sobre el tema permite definir, entonces, el problema que afronta la presente investigación: a juicio de los autores no existe un procedimiento, método o modelo que permita la selección de la herramienta matemática más adecuada para la planificación de la producción. Por tal motivo, en este trabajo se pretende demostrar la necesidad de la utilización de herramientas cuantitativas en el proceso de planificación y control de la producción y se presenta la concepción del procedimiento propuesto para la selección de la herramienta cuantitativa correcta para llevar a cabo la planificación y control de la producción.

2. MARCO METODOLÓGICO

Se entiende por *sistema de producción* como la interrelación de elementos y recursos, organizados y regulados, que tienen como finalidad la fabricación de un producto o la prestación de un servicio que compense las necesidades del cliente, logrando en la fábrica una mayor productividad, es decir, una mayor relación entre la cantidad de bienes y servicios producidos y la cantidad de recursos utilizados.

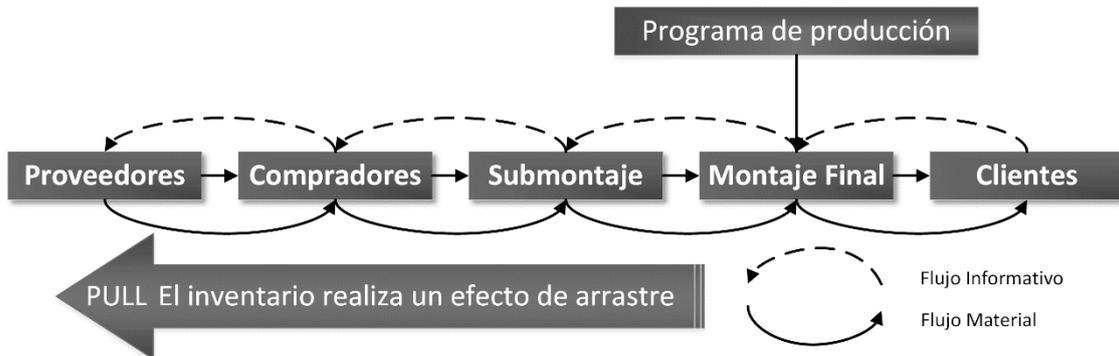
La realidad industrial es compleja y presenta una amplia variedad de situaciones, lo que ha llevado a clasificar los tipos de fabricación utilizando distintos criterios. Una de las clasificaciones más conocidas es según el flujo de producción, adoptándose dos categorías:

- Sistemas de producción *pull*.
- Sistemas de producción *push*.

Se considera *pull* a un sistema donde la demanda del producto final inicia el flujo de materiales a través de todo el sistema de producción. Se destaca el uso de “en tiempo real” para controlar el trabajo en los procesos y los inventarios. Los sistemas *pull* proporcionan visibilidad

de las operaciones, haciendo hincapié en bajos inventarios y tamaños de lotes pequeños (Mora, Tobar *et al.*, 2012). En la Figura 1 se observa el esquema típico de un sistema de producción tipo *pull*.

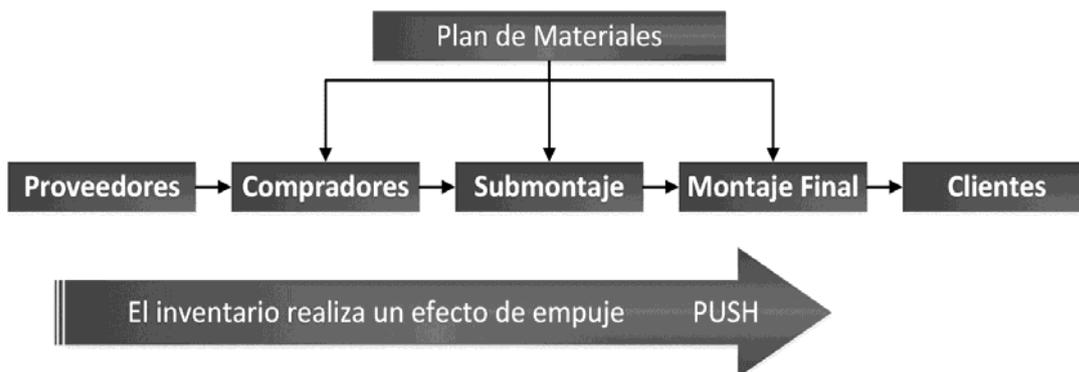
Figura 1. Esquema de un sistema de producción *pull*



Fuente: Marín y Delgado (2000)

Según Tamayo (2012), el sistema *push* actúa lanzando órdenes de producción o de compra cuando las necesidades reales aún no se han producido; podría dar lugar a situaciones de sobredimensionamiento del *stock*, obsolescencia de artículos y otros problemas causados como consecuencia de la actuación de las demoras de fabricación y las políticas de abastecimiento seguidas. En la Figura 2 se puede observar la estructura de un sistema de producción *push*.

Figura 2. Esquema de un sistema de producción *push*



Fuente: Marín y Delgado (2000)

Los sistemas productivos no pueden cumplir efectivamente con su objetivo fundamental de producir bienes si no realizan una adecuada planificación de la producción. Se puede decir que la planificación de la producción está enfrentando las tareas más estimulantes todos los días. Los productos cada día son más complejos y los sistemas manuales están siendo reemplazados con máquinas complicadas. En resumen, el mundo está pasando por una revolución de tecnología y los sistemas de conocimientos se están volviendo más dominantes. Además, los

ambientes de fabricación tradicionales están convergiendo en la fabricación conocimientos basada en sociedades entendidas (Garza y González, 2004).

Según Fuente (2006), la *planificación de la producción* no es más que, dada la previsión de ventas para un horizonte de tiempo, hallar la combinación de producciones, de *stocks* y de recursos globales de la empresa que consiguen cumplir con la demanda de la mejor forma posible. Durante muchos años los sistemas clásicos, como el método de la cantidad económica de pedido (EOQ, *Economic Order Quantity*) o el método de la cantidad de pedido periódica (POQ, *Periodic Order Quantity*), fueron empleados para superar los problemas surgidos como consecuencia de la incertidumbre de la demanda y de las dificultades en la correcta predicción de los plazos de realización de las tareas. Posteriormente, a partir de estos conceptos, se desarrollaron nuevos métodos que planteaban mejores soluciones a problemas más complejos de planificación y control de la producción (Turgay, Kubat *et al.*, 2007). Existen disímiles sistemas y herramientas que permiten efectuar la planificación y control de la producción tales como: MRP (planificación de requerimientos materiales), HPP (planificación jerárquica de la producción), Kanban/JIT (*just in time* o justo a tiempo), CONWIP, PL (programación lineal), entre otras herramientas. A continuación se comentan las más ahondadas en la literatura.

MRP (Planificación de los Requerimientos Materiales)

Un sistema MRP transforma un plan maestro de producción (MPS) en un programa detallado de necesidades de materiales y componentes requeridos para la fabricación de los productos finales utilizando, para ello, las listas de materiales. El MRP se basa en dos conceptos fundamentales: la explosión bruto a neto y la programación hacia atrás de las necesidades.

La planeación de requerimientos de materiales es un sistema de información que se usa para planear y controlar los procesos de manufactura. Existen 3 tipos de sistema de MRP:

- Tipo I, un sistema de control de inventarios.
- Tipo II, un sistema de control de la producción y de los inventarios.
- Tipo III, un sistema de planeación de los recursos de manufactura.

Cada uno de estos sistemas aumenta el alcance y el uso de la planeación de requerimientos de materiales (Jacobs y Weston, 2007).

HPP (Planificación Jerárquica de la Producción)

El HPP difiere marcadamente del MRP y no ha conseguido el mismo grado de aceptación. Si bien el MRP podría considerarse como un procedimiento jerárquico, la HPP lo es realmente y se basa en la división del problema de la planificación de la producción en varios niveles.

Las ventajas principales de la HPP son la reducción de la complejidad y la posibilidad de tratar con información incompleta. Existen estructuras diferentes para las arquitecturas de HPP que dependen del tipo de planificación. Presentan una estructura para sistemas *pull* basada sobre

la limitación de la capacidad. En cuanto a las limitaciones del modelo de HPP, se consideran las siguientes: el modelo no es aplicable a un sistema de múltiples etapas, en el que cada pieza sufre más de una operación durante su producción; solo se considera un único recurso. Esta es una limitación importante, ya que la mayoría de los casos prácticos implican más de un recurso productivo (Mora, Tobar *et al.*, 2012).

KANBAN (tarjeta de información)

Los entornos de producción JIT están caracterizados por el trabajo en pequeños lotes y el control de la producción por medio de un sistema de información denominado *Kanban*. En japonés, “Kanban” significa “etiqueta de información”. La etiqueta Kanban contiene información que sirve como orden de trabajo. En otras palabras, es un dispositivo de dirección automático que nos da información acerca de qué se va a producir, en qué cantidad, mediante qué medios y cómo transportarlo.

El objetivo principal es satisfacer la demanda real del público consumidor, al mismo tiempo que minimizar los tiempos de entrega, la cantidad en *stock* y los costos. Permitir que sea el mercado quien tire de las ventas, que sea el pedido el que ponga en marcha la producción, y no la producción la que se ponga a buscar un comprador. Es por esto que Kanban es considerado como un sistema de control de producción del tipo *pull*.

CONWIP (inventario constante en proceso)

La mayoría de los autores utilizan el término CONWIP para referirse a los sistemas que tratan de mantener constante el inventario en proceso. Por tanto, el objetivo de este sistema es reducir el inventario, con lo que se reducen los costes, pero manteniendo una tasa de salida razonable. Esto se puede conseguir aplicando la filosofía de “inventario constante en proceso”.

El sistema CONWIP emplea tarjetas para controlar el nivel de inventario en proceso. Las tarjetas son asignadas a cada pieza al comienzo de la línea. Cuando la pieza es procesada en la última estación, la tarjeta es liberada para ser de nuevo enviada al comienzo de la línea, donde será asignada a otra pieza para ser procesada. Ninguna pieza puede entrar en la línea sin que esté acompañada de su tarjeta (Rodríguez, Framiñán *et al.*, 2002).

Programación Lineal

La Programación Lineal, en este contexto, puede verse como un procedimiento o algoritmo matemático mediante el cual se resuelve un problema indeterminado, formulado a través de ecuaciones lineales, optimizando la función objetivo, también lineal. Básicamente, consiste en optimizar (minimizar o maximizar) una función lineal, denominada “función objetivo”, de tal forma que las variables de dicha función estén sujetas a una serie de restricciones que expresamos mediante un sistema de inecuaciones lineales. Presenta restricciones, además de las

funciones objetivos, que buscan que la variable de decisión se ajuste a las características del problema en cuestión.

La Programación Lineal es una herramienta fundamental de planificación, aunque una de sus limitaciones más relevantes es el requerimiento de que toda la información se conozca con certidumbre, algo que no siempre es posible suponer.

Modelos de simulación

Los modelos de simulación, aunque pueden representar una gran variedad de problemas, no pueden ser usados efectivamente para optimizar un problema dado, sino más bien para evaluar una medida de desempeño (Mula, Poler *et al.*, 2004).

La simulación de sistemas es una poderosa herramienta para la toma de decisiones permitiendo: predecir el resultado de las acciones que se tomen sobre el proceso o sistema de control, identificar áreas problemáticas antes de la implantación del sistema, evaluar ideas y su viabilidad, e identificar sus ineficiencias, optimizar los procesos, etc.

Todas las herramientas antes mencionadas, y aún otras más, permiten llevar a cabo la planificación de la producción, pero no todas pueden ser aplicadas en todo tipo de empresas ni de situaciones. Sin embargo, el estudio de la literatura ha arrojado que no existe todavía un procedimiento eficiente que permita a las entidades identificar qué herramienta cuantitativa es la que más se ajusta a sus características y cumple con los objetivos trazados por la entidad. Esto ha llevado, en ocasiones, a que las entidades no se auxilien de herramientas matemáticas para planificar y controlar sus producciones, provocando consecuentemente la ineficiencia de estos procesos en la práctica.

3. CONCEPCIÓN DEL PROCEDIMIENTO

El procedimiento diseñado en este artículo constituye una primera versión y podrá ser perfeccionado a medida que su uso se extienda en organizaciones, en las que por sus particularidades pudieran surgir limitantes para la aplicación de alguno de los pasos propuestos en el mismo.

3.1. Premisas, objetivos y principios del procedimiento

Para que un procedimiento sea eficaz desde su concepción hasta su posterior desarrollo e implementación, este debe cumplir con dos aspectos fundamentales: estar integrado a la gestión de la organización (debiendo para ello tener en cuenta un conjunto de estrategias y objetivos) y, a su vez, tener en consideración las bases teóricas para diseñar procedimientos, lo que se sustenta en especificar un conjunto de premisas y principios que justifican e identifican a la organización con los resultados que de su aplicación se deriven.

3.1.1. Premisas del procedimiento

Las organizaciones que decidan aplicar el procedimiento deben garantizar, para el éxito del mismo, el cumplimiento de las siguientes premisas:

1. Cualquiera que sea el sistema de planificación y control de la producción que se quiera implantar, es imprescindible que este vaya acompañado por el impulso y el apoyo continuo de la alta dirección de la empresa.
2. La alta dirección debe diseñar un adecuado plan de formación y capacitación para toda la empresa que permita conocer las ventajas que se pueden obtener del sistema que se está implementando, así como también sus puntos débiles, con la finalidad de mitigar sus inconvenientes.
3. Contar con la información de entrada necesaria para cada etapa del procedimiento.

3.1.2. Objetivo del procedimiento

Dotar a los directivos y profesionales de empresas manufactureras de un procedimiento que les permita seleccionar, según las características específicas de cada empresa y las condiciones en que las mismas operan, qué herramientas matemáticas son las que mejor se ajustan para llevar a cabo la planificación y control de la producción.

3.1.3. Principios del procedimiento

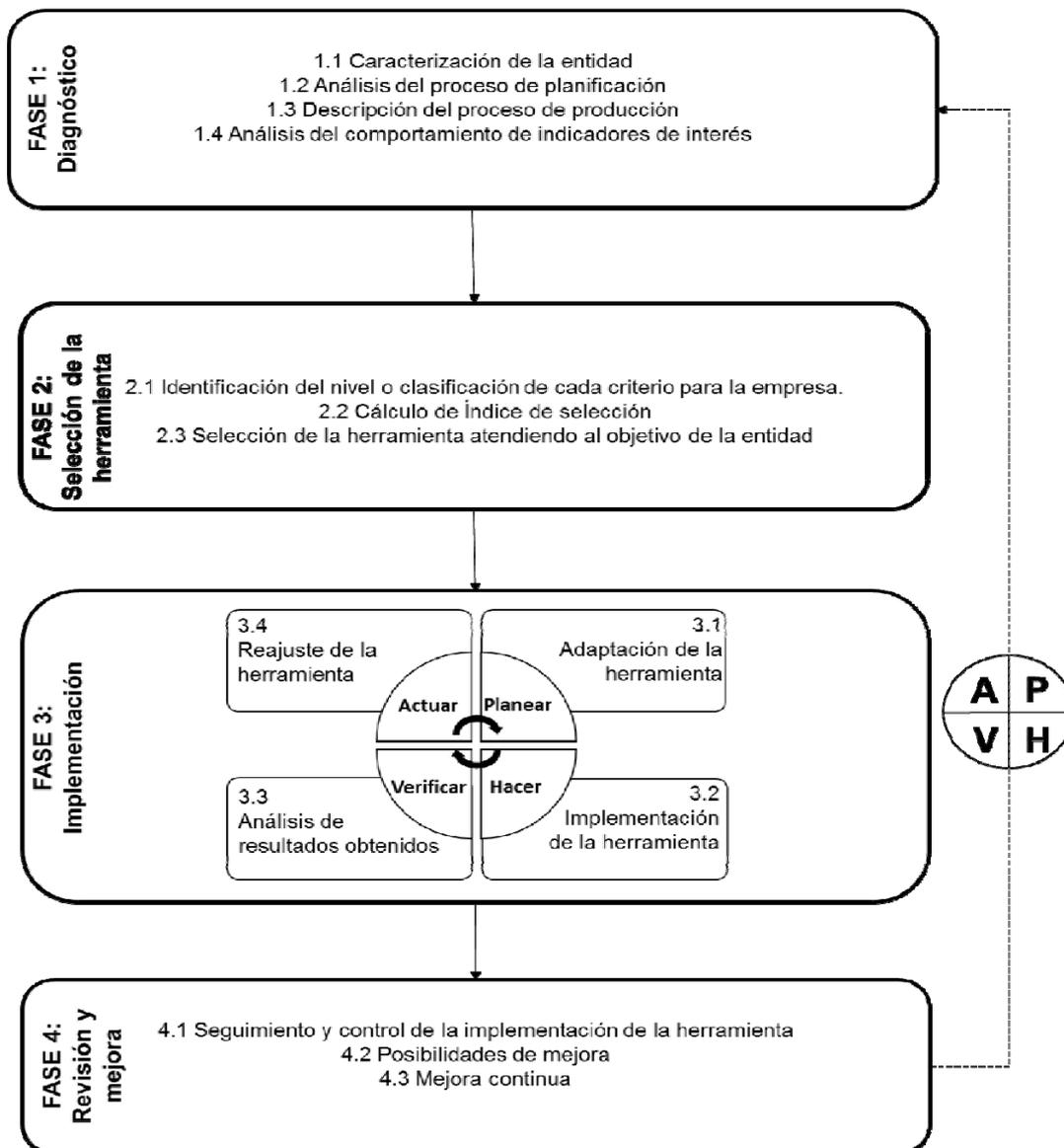
El procedimiento de planificación está basado en los siguientes principios:

1. Enfoque al cliente: las organizaciones dependen de sus clientes y, por lo tanto, deberían comprender las necesidades actuales y futuras de los clientes, satisfacer los requisitos de los clientes y esforzarse en exceder sus expectativas.
2. Enfoque basado en procesos: relaciona los recursos y actividades como un proceso, dando un resultado más eficiente para la organización.
3. Enfoque basado en hechos para la toma de decisión: se basa en hechos ocurridos anteriormente, que brindan fiabilidad para el proceso de toma de decisiones.
4. Mejoramiento continuo: mejora los resultados obtenidos, contribuyendo a elevar la eficiencia de la utilización de los recursos, introduciendo nuevas alternativas que permitan evaluar el funcionamiento del sistema y su respuesta.
5. Flexibilidad: permite realizar cambios dentro del procedimiento a partir de la mejora continua, para ajustarlo a los cambios de la organización.

3.2. Fases del procedimiento

El procedimiento está formado por cuatro fases; en la Figura 3 se representa cada una de las fases atendiendo al orden secuencial en que son ejecutadas en el tiempo, así como las interrelaciones entre las mismas.

Figura 3. Procedimiento para la planificación y control de la producción



A continuación se exponen algunos elementos que en opinión de los autores resultan de interés para la comprensión del procedimiento.

3.2.1. Criterios de selección de las herramientas

Se definen aquellos criterios que determinan, en cierta medida, la adopción de cada sistema de planificación y control de la producción; los mismos fueron seleccionados a partir del estudio de las herramientas y sistemas de planificación, decantando aquellas cuyo aporte no es significativo para el empleo de la misma. Para cada uno de ellos se definieron niveles o clasificaciones, para poder acercar aún más la selección a la realidad de la empresa por la diversidad de escenarios que esta puede presentar, para conocer en qué medida presenta ese criterio o qué clasificación le corresponde en el mismo.

3.2.2. Ponderación de los criterios de selección

Para cada una de las clasificaciones o los niveles seleccionados, se asignó una puntuación teniendo en cuenta las escalas de Aragonés (2003), de manera que permita diferenciar el estado de los mismos y definir cuál pesa más a la hora de seleccionar la herramienta. Para cada uno de estos niveles o clasificaciones, se indica qué herramienta es la que mejor corresponde. En la Tabla 1 se muestran los criterios, sus correspondientes niveles o clasificaciones y la escala que fue asignada al mismo.

Tabla 1. Criterios, niveles y escala de selección de la herramienta de planificación y/o control

Nº	Criterio	Nivel/Clasificación	Escala	Herramientas
1	Horizonte de planificación	Estratégico	1	HPP
		Táctico	4	HPP, MRP, MRP II, PL, Simulación
		Operativo	7	HPP, Kanban, Conwip, PL, Simulación
2	Forma de administrar el flujo de producción	<i>Pull</i>	1	HPP, Kanban, Conwip, PL, Simulación
		<i>Push</i>	4	MRP, MRP II, Simulación, PL,
3	Clasificación de los ciclos de producción	Muy largo	1	MRP, MRP II, Simulación
		Largo	4	PL, Simulación, MRP, MRP II
		Mediano	7	PL, Simulación, HPP, MRP II
		Corto	10	HPP, Kanban, Conwip
		Muy corto	12	Kanban, Conwip
4	Lotes de producción	Muy grandes	1	MRP, MRP II, PL, Simulación
		Grandes	4	MRP, MRP II, PL, Simulación
		Medianos	7	PL, Simulación, HPP, MRP, MRP II
		Pequeños	10	HPP, Kanban, Conwip
		Muy pequeños	12	Kanban, Conwip
5	Variabilidad de la demanda	Muy variable	1	PL, Simulación, MRP II
		Variable	4	PL, Simulación, MRP, MRP II
		Poco variable	7	HPP, Kanban, Simulación
		Constante	10	HPP, Kanban, Conwip
6	Órdenes de fabricación	Centralizado	1	MRP, MRP II, Simulación, PL,
		Descentralizado	4	HPP, Kanban, Conwip, PL, Simulación

3.2.3. Peso de los criterios seleccionados

Los criterios anteriormente seleccionados no presentan la misma influencia a la hora de seleccionar la herramienta de planificación y control, por lo que se hace necesario el establecimiento de las prioridades o pesos de los mismos. Para determinarlos se empleó el “método de experto” (7 expertos) mediante procedimientos de decisión multicriterio. En la Tabla 2 se muestran los pesos asociados a cada criterio.

Tabla 2. Pesos de cada uno de los criterios de selección

Criterios	C1	C2	C3	C4	C5	C6
Pesos	0,28571429	0,23809524	0,0952381	0,04761905	0,19047619	0,14285714

3.2.4. Índices de selección de la herramienta de planificación y control de la producción

La escala antes definida, así como el peso de cada criterio, determinan los intervalos de selección de las herramientas que están formados por un índice de selección inferior y superior, los cuales se calcularon a partir de una suma ponderada. El objetivo del intervalo es tratar que sea posible que, a partir de su posterior evaluación en un sistema cualquiera, se obtenga, con una buena aproximación, la herramienta de planificación que más se adecue a sus condiciones productivas y de mercado específicas. La fórmula utilizada para el cálculo de los índices de selección está compuesta por el sumatorio del peso de cada criterio por la correspondiente puntuación; la fórmula se muestra a continuación:

$$Ish = \sum_{i=1}^6 Wi * Pi$$

donde:

Ish: índice de selección de la herramienta;

Wi: peso correspondiente a cada criterio *i*;

Pi: puntuación seleccionada dentro del criterio *i*.

En la Tabla 3 se muestran los límites de selección de cada herramienta. Estas últimas fueron agrupadas por su función, atendiendo a si son herramientas que se utilizan para la planificación o el control; la selección se realizó atendiendo al objetivo que en ese momento persigue la empresa.

Tabla 3. Intervalo de selección de cada herramienta

Función	Herramienta	ISI	ISS
Planificación	MRP	3,14285717	3,71428577
	MRP II	2,5714286	4,00000007
	HPP	3,42857147	6,14285723
	Programación Lineal	2,14285718	11,7142858
Control	Kanban	5,57142866	6,42857153
	Conwip	6,14285723	6,42857153
	Simulación	1,85714288	5,85714293

Nota: ISI: índice de selección inferior; ISS: índice de selección superior.

El conjunto de herramientas propuestas a aplicar en cada caso han sido consideradas tomando como base las más usadas para la planificación y control de la producción, por tanto, esta agrupación no es exhaustiva, dejando lugar a la aplicación de otras que puedan sustentar y apoyar el proceso decisorio, siempre y cuando se domine su funcionamiento y tribute a los objetivos deseados.

Es importante destacar que para la aplicación del procedimiento diseñado en cualquier organización y alcanzar los resultados deseados, es indispensable la realización de todas las fases y de los pasos que componen cada una.

4. APLICACIÓN DEL PROCEDIMIENTO

El procedimiento ha sido validado hasta la fecha con su aplicación en la solución de problemas en una fábrica productora de helados (Problema 1) y una productora de toallas (Problema 2). A continuación se expone, a modo de ejemplo, la selección de la herramienta para el Problema 1, así como algunos de los resultados obtenidos.

4.1. Identificación de las escalas de cada criterio y cálculo del índice de selección

Se evalúa la organización objeto de estudio, atendiendo a los criterios de selección determinados con anterioridad, definiéndose la puntuación obtenida para cada uno de ellos por parte de los expertos que participan en la selección, sustituyéndose estos valores en la fórmula del *ISH*, al igual que los pesos de cada criterio y calculándose de este modo el Indicador de Selección. En la Tabla 4 se muestran los resultados obtenidos para la fábrica productora de helados.

Tabla 4. Evaluación de los criterios para la fábrica productora de helados

Criterio	Nivel o clasificación	Puntuación
Horizonte de planificación	Táctico	4
Forma de administrar el flujo de producción	<i>Push</i>	4
Clasificación de los ciclos de producción	Mediano	7
Lotes de producción	Medianos	7
Variabilidad de la demanda	Variable	4
Órdenes de fabricación	Centralizada	1

$$ISH = 4*0,2857 + 4*0,2381 + 7*0,0952 + 7*0,0476 + 4*0,1905 + 1*0,1429 = 4,00000007$$

4.2. Selección de la herramienta

El objetivo de la entidad objeto de estudio era realizar la planificación, por lo que, atendiendo al índice de selección obtenido, las herramientas a seleccionar pudieran ser: HPP y Programación Lineal. Basando el análisis en encuentros con el personal encargado de la planificación en la entidad y los objetivos que persigue la planificación, esta empresa desea obtener el plan de producción mensual, por lo que se selecciona, entre estas dos herramientas, la Programación Lineal, puesto que permite obtener las producciones óptimas de cada surtido, le da una visión a la empresa de cómo se comportan las restricciones del proceso con esas producciones, permite, además, ver la ganancia o el costo en que incurría la empresa, etc. Otro criterio que influye en el uso de esta herramienta es que se dispone de la información necesaria para su ejecución, lo que es una desventaja para la otra herramienta posible a seleccionar.

Ya seleccionada la Programación Lineal, se procede a mostrar el modelo que permite obtener las producciones óptimas mensuales por surtido en la entidad objeto de estudio, el mismo puede ser empleado en entidades con características similares.

4.3. Estructura del modelo matemático

Para el diseño del modelo matemático de Programación Lineal, se tuvieron en cuenta las restricciones que influyen en la planificación a nivel táctico en la producción de helados y se tomaron de base modelos de planificación propuestos en la literatura consultada (Dante, Corominas *et al.*, 2008; Ortiz-Araya, Albornozo *et al.*, 2012).

Las variables de decisión son las X_i : cantidad de litros de producto i a producir mensualmente (en L). Se define la variable en litros pues es la unidad de medida que más se utiliza en este tipo de industria.

La función objetivo sería (en \$):

$$MaxZ = \sum_1^i p_i * x_i - \sum_1^i c_i * x_i$$

donde:

Z: ganancias del mes;

p_i : precio de venta por litro de producto i (en \$/L);

c_i : costo de producción por litro de producto i (en \$/L).

La función objetivo de este problema lo que pretende es maximizar los ingresos de la entidad; para ello, a los ingresos provocados por las ventas se les disminuyen los costos de fabricación del producto.

Las restricciones serían de demanda, de decisión de producción, de inventario de producto final y de capacidad:

- Demanda: $x_i \geq D_i$ para todo i (litros), donde:

D_i : demanda mensual estimada en litros para el surtido i (L/mes).

Esta restricción es la encargada de cumplir con la demanda establecida inicialmente, obligando a que la variable de decisión siempre sea igual o mayor que la demanda estimada.

- Decisión de producción: $X_i \leq MD_i$ para todo i (litros):

El objetivo de esta restricción es evitar que se produzca cuando la demanda sea cero, para evitar el riesgo de producciones ociosas o cuando, por decisión de la entidad, en el mes a planificar se ha decidido no producir un surtidos y entonces evitar en ambos casos que el programa destine recursos a esas producciones.

- Inventario de producto final (en número de palés):

$$\sum_1^i \frac{x_i}{c_{ui} * c_i * c_{ai}} \leq (Capl - I_0 + Rm * d) * z$$

donde:

c_{ui} : consumo unitario en litros del surtido i (L/surtido);

c_i : cantidad de unidades del surtido i por caja (surtido/cajas);

c_{ai} : cantidad de cajas del surtido i por palé (cajas/palés);

$CapI$: capacidad de almacenamiento de producto final en palés (n° palés);

$I0$: cantidad de palés en el almacén de producto terminados al inicio del período (n° palés);

Rm : cantidad de palés que, como promedio, salen diariamente del almacén de producto terminado (palés/día);

d : días que produce la entidad objeto de estudio (días/mes);

z : coeficiente de utilización máximo del almacén de producto terminado.

El objetivo de esta restricción es que solo se pueda producir de acuerdo a la disponibilidad en el almacén de producto terminado y que el inventario permanezca de acuerdo al nivel de utilización máximo permisible para almacenar, pues por estudios se conoce que en ocasiones los almacenes, cuando sobrepasan esos niveles, las condiciones de trabajo se vuelven desfavorables, además de existir entidades que destinan un porcentaje del espacio de almacenamiento para otros surtidos o subproductos de las producciones.

- Capacidad:

Las restricciones de capacidad evitan que se planifique producir por encima de lo que es capaz de hacer la fábrica en un período de tiempo determinado. Para este tipo de restricción se han diseñado dos alternativas, teniendo en cuenta las variantes que se pueden presentar en las distintas líneas de producción:

Alternativa I: para líneas que producen uno o varios tipos de surtido y que, sin importar el tipo, presentan siempre la misma capacidad. Capacidad de la línea j (en L/mes):

$$\sum_1^i Xi \leq \sum_1^i Crj$$

donde:

Crj : capacidad de producción mensual en litros de la línea j (L/mes).

Alternativa II: para líneas de producción que presentan cualquier combinación factible de las capacidades por los distintos surtidos. Utilización de la línea j :

$$\sum_1^i \frac{xi}{crij} \leq 1$$

donde:

$crij$: capacidad de producción mensual de surtido i en la línea j (en L/mes).

Para la solución de esta problemática se utilizó el software *WinQSB* y, dentro de este, el módulo *Linear and Integer Goal Programing*. En la Figura 4 se muestra un fragmento de la salida obtenida al correr el modelo objeto de estudio. En la Tabla 5, por su parte, se muestran los resultados obtenidos con la aplicación del procedimiento.

Figura 4. Fragmento de la salida del WinQSB

	14:35:07	Saturday	June	07	2014			
	Goal Level	Decision Variable	Solution Value	Unit Cost or Profit c(i)	Total Contribution	Reduced Cost	Allowable Min. c(i)	Allowable Max. c(i)
1	G1	X1	7.660,00	2,71	20.758,60	0	-M	6,32
2	G1	X2	1.012,00	2,71	2.742,52	0	-M	6,32
3	G1	X3	2.908,00	2,82	8.200,56	0	-M	6,32
4	G1	X4	706,00	4,82	3.402,92	0	-M	7,01
5	G1	X5	160.200,00	7,01	1.122.745,63	0	4,82	M
6	G1	X6	226.573,00	1,51	342.125,22	0	-M	2,62
7	G1	X7	67.348,00	1,44	96.981,13	0	-M	2,62
8	G1	X8	115.889,00	1,40	162.244,59	0	-M	2,62
9	G1	X9	42.778,00	2,10	89.833,80	0	-M	2,62
10	G1	X10	48.151,00	2,10	101.117,09	0	-M	2,62
11	G1	X11	39.614,00	1,94	76.851,16	0	-M	2,62
12	G1	X12	19.332,00	1,94	37.504,08	0	-M	2,62
13	G1	X13	12.182,00	1,94	23.633,08	0	-M	2,62
14	G1	X14	11.539,00	1,66	19.154,74	0	-M	2,62
15	G1	X15	11.610,00	1,66	19.272,60	0	-M	2,62
16	G1	X16	168.262,00	4,34	730.257,13	0	4,34	M
17	G1	X17	9.505,00	4,34	41.251,70	0	-M	4,34
18	G1	X18	534.514,50	1,66	887.294,06	0	1,66	3,18
19	G1	X19	25.680,00	1,66	42.628,80	0	-M	1,66
20	G1	X20	50.708,00	1,66	84.175,28	0	-M	1,66
21	G1	X21	12.430,00	1,66	20.633,80	0	-M	1,66

Tabla 5. Resultados obtenidos de la aplicación del procedimiento

Caso de estudio	Puntuación obtenida	Objetivo	Herramienta seleccionada	Resultados obtenidos
Problema 1 (Urquiola, 2014)	4,00000007	Planificar la producción	Programación Lineal	99% de aprovechamiento de la capacidad instalada; inventarios por encima del stock mínimo de seguridad; disponibilidad de todos los surtidos en cámara

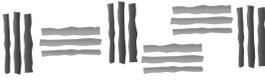
5. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Aunque creemos que se debe continuar validando el procedimiento descrito (y así animamos a los lectores), los resultados obtenidos en esta primera versión con los problemas estudiados muestran que la correcta selección de la herramienta de planificación o control pueden ser de gran utilidad para las organizaciones y contribuir a incrementar los indicadores de estas y a elevar el servicio que las mismas brindan al cliente.

- El procedimiento propuesto puede ser aplicado a cualquier empresa manufacturera que cumpla con las premisas planteadas.
- El procedimiento propuesto integra las herramientas matemáticas de planificación y control de la producción con los horizontes de planificación y la clasificación de los sistemas productivos atendiendo a la forma de administrar el flujo de producción.
- El procedimiento consta de cuatro fases, en las que se incluyen 7 herramientas que pueden ser empleadas para la planificación o el control de la producción.

REFERENCIAS

- Aragónés, B.P. (2003) “Técnicas de ayuda a la toma de decisiones en proyectos”, *Documento de trabajo*, Departamento de Proyectos, Universidad Politécnica de Valencia, 30 p.
- Crespo, T.F.; García, J.M.V. (1996) “Sistemas de planificación y control de la fabricación: Análisis Comparativo”, *Investigaciones Europeas de Dirección y Economía de la Empresa*, **2**: 101–124.
- Dante, O.; Corominas, A.; Lusa, A.; Martínez, C. (2008) “Modelo de planificación agregada de la producción, la plantilla, el tiempo de trabajo y la tesorería”, *II International Conference on Industrial Engineering and Industrial Management, XII Congreso de Ingeniería de Organización*, **2**.
- Fuente, D. (2006) “Planificación de la Producción”, *Documento de Trabajo: Introducción a la Planificación de la Producción*. Departamento de Ingenieros Industriales, 132 p.
- Garza, R.R.; González, C.S. (2004) “Modelo matemático para la planificación de la producción en la cadena de suministro”, *Revista de Ingeniería Industrial*, **25**: 26–29.
- Gutiérrez, M., Rivera, F.A.; Durán, A.; Sastrón, F. (2012) “Paralelismo entre la teoría transformación-flujo-valor (TFV) y los tipos de fabricación”, *D-O*, **4**: 31–38.
- Hernández, S.G.; Téllez, S.B. (2000) “Planeación y control de la producción”, *Documento de clase: Sistemas para determinar los volúmenes óptimos de producción e inventarios mediante el uso de modelos, métodos y reglas en cualquier sistema de producción*.
- Jacobs, F.R.; Weston, F.C. (2007) “Enterprise resource planning (ERP) –A brief history”, *Journal of Operations Management*, **25**: 357–363.
- Marín, F.; Delgado, J. (2000) “Las técnicas justo a tiempo y su repercusión en los sistemas de producción”, *Economía Industrial*, **1**: 35–41.
- Mora, A.B.; Tobar, J.L.; Soto, J.M. (2012) “Comparación y análisis de algunos sistemas de control de la producción tipo pull, mediante simulación”, *Scientia et Technica*, **51**: 100–106.
- Mula, J.B.; Poler R.E.; Cruz, F.E. (2002) “Modelos y métodos para la planificación de la producción de la cadena de suministro bajo incertidumbre: una introducción al estado del arte”, *II Conferencia de Ingeniería de Organización*, **2**: 447–456.
- Mula, J.B.; Poler, R.E.; García, J.P. (2004) “Aplicaciones de la teoría de los conjuntos difusos en la planificación de la producción: un estudio de la literatura”, *VIII Congreso de Ingeniería de Organización*, 101–110.
- Mula, J.B.; Poler, R.E.; García, J.P. (2005) “Evaluación de sistemas para la planificación y control de la producción”, *Información Tecnológica*, **17**: 19–34.
- Ortiz-Araya, V.; Albornoz, V.M.; Bravo, D. (2012) “Determinación de un plan maestro de producción a nivel táctico para una cadena de suministro industrial utilizando una metodología de planificación jerarquizada”, *Revista de Ingeniería Industrial*, **12**.
- Rodríguez, P.L.G.; Framiñán, J.M.; Ruiz-Usano, R. (2002) “Control de la producción mediante un sistema con inventario en proceso constante: CONWIP. Estado de la cuestión”, *II Conferencia de Ingeniería de Organización*, **2**: 457–465.
- Tamayo, A.G. (2012) “Diagnóstico y clasificación de sistemas de producción. Aplicación en Laboratorios NOVATEC”, *Trabajo de Diploma*, Ingeniería Industrial, Cujae.
- Turgay, S.; Kubat, C.; Taskin, H. (2007) “Modelling and simulation of MRP II activities in multi agent systems”, *Production Planning & Control*, **18**: 25–34.
- Urquiola, G.I. (2014) “Diseño de un procedimiento para la planificación y control de la producción. Aplicación en la fábrica de helados Nestlé”, *Trabajo de Diploma*, Ingeniería Industrial, Cujae.



On Modelling Insurance Data by Using a Generalized Lognormal Distribution

GARCÍA, VICTORIANO J.

Departamento de Estadística e Investigación Operativa
Universidad de Cádiz (España)

Correo electrónico: victoriano.garcia@uca.es

GÓMEZ-DÉNIZ, EMILIO

Departamento de Métodos Cuantitativos e Instituto TiDES
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (España)

Correo electrónico: egomez@dmc.ulpgc.es

VÁZQUEZ-POLO, FRANCISCO J.

Departamento de Métodos Cuantitativos e Instituto TiDES
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (España)

Correo electrónico: fjvpolo@dmc.ulpgc.es

ABSTRACT

In this paper, a new heavy-tailed distribution is used to model data with a strong right tail, as often occurs in practical situations. The distribution proposed is derived from the lognormal distribution, by using the Marshall and Olkin procedure. Some basic properties of this new distribution are obtained and we present situations where this new distribution correctly reflects the sample behaviour for the right tail probability. An application of the model to dental insurance data is presented and analysed in depth. We conclude that the generalized lognormal distribution proposed is a distribution that should be taken into account among other possible distributions for insurance data in which the properties of a heavy-tailed distribution are present.

Keywords: heavy-tailed; insurance; lognormal distribution; loss distribution.

JEL classification: C16.

MSC2010: 60E05; 62H05.

Sobre la modelización de datos de seguros usando una distribución lognormal generalizada

RESUMEN

Presentamos una nueva distribución lognormal con colas pesadas que se adapta bien a muchas situaciones prácticas en el campo de los seguros. Utilizamos el procedimiento de Marshall y Olkin para generar tal distribución y estudiamos sus propiedades básicas. Se presenta una aplicación de la misma para datos de seguros dentales que es analizada en profundidad, concluyendo que tal distribución debería formar parte del catálogo de distribuciones a tener cuenta para la modernización de datos en seguros cuando hay presencia de colas pesadas.

Palabras clave: seguros; distribución lognormal; función de pérdidas; colas pesadas.

Clasificación JEL: C16.

MSC2010: 60E05; 62H05.



1 Introduction

According to Klugman (1986), three different risk elements are present in most models of insurance risk. Firstly, whether the covered event occurs or not; secondly, the time at which the insurance settlement is paid and, thirdly, the amount to be paid. A simple model to describe the risk is given by

$$P = W \exp(-\delta t) X,$$

where $W \in \{0, 1\}$ represents the occurrence of a covered event, $t \in \mathbb{R}_+$ represents the time and X is the amount. The parameter δ , which is called the force of interest, is usually assumed as known and constant. Depending on the case in question, each of the three elements (W, t, X) can be assumed as a random variable or not. For instance, in life insurance, the value of W is known to be equal to one, X is determined beforehand and the only random variable to be considered is t . In the case examined in this paper, that of dental insurance claims, the time component can be assumed to be a known fixed period and the variables of interest are then the number of claims and their amount. From the point of view of the company, one of the main results to be obtained from the model would be the expected value of the payment after a given period, $E(P)$. Then, it would be useful to assume that $W \in \mathbb{Z}_+$ gives the number of events covered during the period and that X represents the mean value of the corresponding amounts. If the time and amount variables are assumed to be independent (which does not always hold), the expected value to be estimated is given by

$$\begin{aligned} E(P) &= E(W) E[\exp(-\delta t)] E(X) \\ &= K \cdot E(W) \cdot E(X). \end{aligned}$$

With this notation, $E(X)$ is called the severity and K is a known constant. Note that $E(X)$ is also the expected value of an individual claim. In this paper, we shall focus on the estimation of a model for random variable X .

On many occasions, real data sets show a behaviour with extreme values yielding tails which are heavier than those of standard, well-known statistical distributions. Advances in computation speed have made it possible to develop and use new probabilistic models that, not long ago, would have been difficult to apply to describe any type of data.

The literature contains a vast catalogue of probability distributions to obtain a close data fit but new families of distributions may still be welcome, for various reasons. For instance, the heavy-tailed distributions which are available are now competing to become the simplest and most accurate model in each case.

The heavy-tailed distributions are those whose right tail probabilities are heavier than the exponential one, that is, its survival function \bar{F} verifies

$$\lim_{z \rightarrow \infty} \frac{\exp(-\lambda x)}{\bar{F}(x)} = 0, \quad \text{for any } \lambda > 0.$$

See Beirlant *et al.* (2001) for further information. Well-known examples of these kind of distributions are the lognormal, Weibull and Pareto ones, when the shape parameter is smaller than one (see Rolski *et al.* 1999, p.49). In many practical situations, such as reliability analysis (Blishke and Murthy, 2000; Chen, 1995) and lifetime data (Prendergast *et al.*, 2005), the lognormal model is suitable for data fitting. Sobkowicz *et al.* (2013) recently presented an analysis of the length of comments posted in Internet discussion fora and found that the size of messages can be fitted quite well using a lognormal distribution.

In the actuarial context, models with heavy-tailed distributions have been used to provide adequate descriptions of claim size distributions, see Hogg and Klugman (1984) and Klugman *et al.* (2008), among many others. The right tail of a distribution is an important issue in various contexts, but especially concerning issues related to insurance, where it represents the total impact of insurance losses, and in risk theory, where it is associated with the extreme-value theory. Dutta and Perry (2006) presented an empirical analysis of loss distributions in which risk was estimated by different approaches, including Exploratory Data Analysis and other empirical approaches. These authors concluded that “*one would need to use a model that is flexible enough in its structure*” and rejected the use of exponential, gamma and Weibull models because of their poor results.

These results encourage us to search for more flexible probability distributions providing greater accuracy in data-fitting.

In recent years, various techniques for extending heavy-tailed distributions have been proposed. One such, introduced by Marshall and Olkin (1997), was first applied by its authors to extend the exponential family to a generalized exponential. Given a distribution with the survival function $\bar{F}(x) = P(X > x)$, a generalization of the family is obtained by considering the survival function

$$\bar{G}_\alpha(x) = \frac{\alpha \bar{F}(x)}{1 - \alpha \bar{F}(x)}, \quad \alpha > 0, \quad \bar{\alpha} = 1 - \alpha. \quad (1)$$

In the present paper, we denote the above cumulative distribution function (cdf) by G_α , obtained from the original lognormal cdf, F , where the parameters μ and σ^2 have been omitted for the sake of simplicity. Henceforth, the new generalized lognormal distribution obtained using the Marshall and Olkin procedure is referred to by *GLN*. We obtain closed expressions for the probability density function (pdf) and the cdf of the new distribution, from which the moments and quantiles can be easily computed. In addition, the method preserves some properties of the original distribution which are needed for risk models, as shown in the second example of applications. This method has been successfully applied by several authors to extend different distributions to generalized ones. Thus, Ghitany *et al.* (2005), applied the exponential and Weibull generalized models to censored data. Furthermore, Ghitany (2005) introduced a generalized Pareto distribution, and the Lomax

distribution was extended by Ghitany *et al.* (2007). García *et al.* (2010) obtained a generalization of the normal distribution, Gómez-Déniz (2010) obtained a generalization of the discrete geometric distributions and finally, Jose *et al.* (2010) presented a Marshall-Olkin q -Weibull distribution applied to time series analysis.

It is well known, that if a lognormal distribution has its shape parameter smaller than one, then it is a heavy-tailed distribution. Equivalently, its cdf verifies that

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\bar{F}(x+y)}{\bar{F}(x)} = 1, \quad \text{for all } y \geq 0.$$

Then, it is easy to see that the corresponding transformed cdf G given by (1) also verifies:

$$\begin{aligned} \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{G(x+y)}{G(x)} &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{F(x+y)(1 - \alpha \bar{F}(x))}{F(x)(1 - \alpha \bar{F}(x+y))} \\ &= \lim_{x \rightarrow \infty} \frac{F(x+y)}{F(x)} \cdot \frac{(1 - \alpha \bar{F}(x))}{(1 - \alpha \bar{F}(x+y))} = 1, \end{aligned}$$

where we use that $\lim_{z \rightarrow \infty} \bar{F}(z) = 0$. Then, G is also heavy-tailed. It can also be proven that G is stochastically smaller (larger) than F for $\alpha \leq (\geq) 1$. In other words, $\bar{G}(x) \leq (\geq) \bar{F}(x) \iff \alpha \leq (\geq) 1$.

The distribution and density functions of the GLN obtained from (1) depend on three parameter, $\mu > 0$, $\sigma > 0$ and the additional $\alpha > 0$. Note that, on the one hand, the original lognormal distribution is obtained for $\alpha = 1$ and, on the other hand, this generalization of the lognormal is different from the given in Martín and Pérez (2009).

A different approach to the problem is the max-stable class of distributions given by $G(x|\eta) = (F(x))^\eta$, with $\eta > 0$. This method has been under study by several authors as Lehmann (1959), Gupta *et al.* (1998), Gupta and Kundu (1999) and Sarabia and Castillo (2005). In this paper, we shall not apply this approach.

1.1 Motivation for a new heavy-tailed distribution

The following example is based on real insurance data extracted from Klugman (1986). The data set corresponds to 392 claims from a dental insurance group (basic coverage). The model is to be applied on the amount of each claim, X , but the company may establish an upper bound, c , to the coverage, so it then becomes interesting to estimate the expected value of the amount per claim, $Y_c = \min(X, c)$, given by

$$E(Y_c) = \int_0^c f(t) dt + c(1 - F(c)), \quad (2)$$

where $f(\cdot)$ and $F(\cdot)$, are the density and distribution functions of X , respectively.

Several heavy-tailed distributions have been postulated, including the Lognormal, Weibull and Generalized Exponential distributions. In Figure 1, the histogram for these data is overprinted on the maximum likelihood (ML) estimated densities of the Lognormal (L), Weibull (W), Marshall-Olkin Generalized Exponential (GE) and the new Generalized Lognormal (GLN), derived from (1), distributions. The first row pictures show a good fit for the lower values but underestimate the right tail; on the other hand, the GE distribution (bottom left) shows a better fit for the tail but underestimates the lower values. The *GLN* picture (bottom right) shows the distribution to be flexible enough to describe the whole range of the variable.

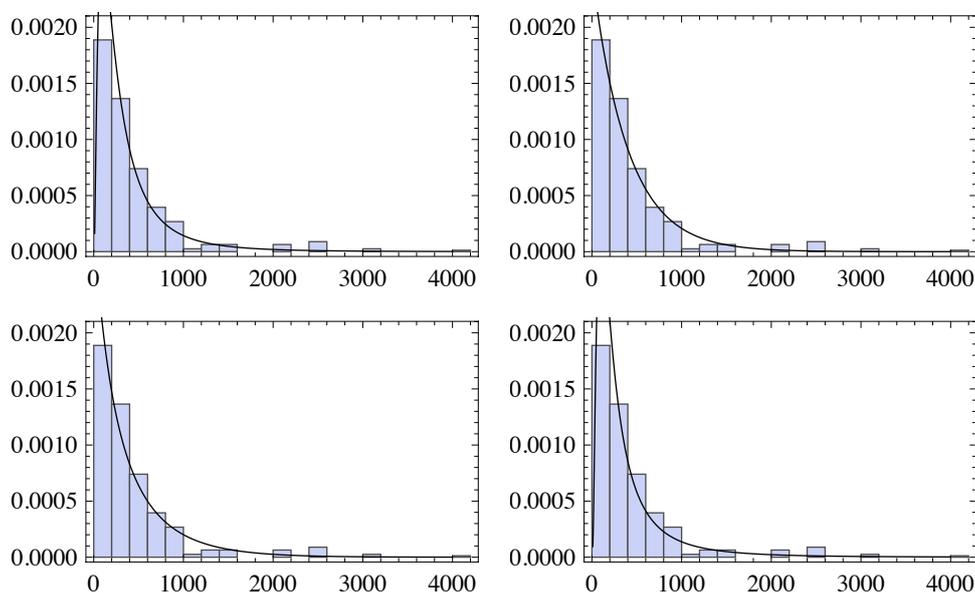


Figure 1: Histogram over densities. From top to bottom, from right to left, Lognormal, Weibull, Generalized Exponential and Generalized Lognormal (GLN).

For comparative purposes, the Akaike Information Criterion (AIC) values were computed, obtaining the following values: $AIC_{GE} = 5487.3$, $AIC_W = 5492.3$, $AIC_L = 5408.2$ and $AIC_{GLN} = 5407.1$. As is well known, a model with a minimum *AIC* value is to be preferred. In this respect the GLN distribution performs very well in fitting the data distribution, compared to other standard heavy-tailed uniparametric distributions, and also provides a better fit than the Lognormal distribution.

1.2 Outline of the paper

With the aim of predicting the expected value given in (2), we derived the GLN following the procedure suggested by Marshall and Olkin (1997). As shown in the above motivating example, this distribution gives better results

than some well-known models in terms of estimating, and achieves a reasonably good data fit.

This paper presents some novel aspects: (i) the good results of the GLN distribution in fitting certain actuarial data, together with other positive properties; (ii) a simple and easily implementable approach to quantify one of the most important quantities of interest in the insurance scenario, that of the expected value of the amount per claim.

The article is organized as follows. The generalized lognormal distribution, $GLN(\mu, \sigma, \alpha)$, is introduced in Section 2. This section also introduces the moments μ_k of the new distribution and analyses the parameter estimation problem. Furthermore, the motivating example given in Section 1 is continued and developed. Numerical solutions to the ML-estimate problem are obtained using suitable software. Section 3 presents some additional useful properties of the GLN distribution. Finally, in Section 4 some conclusions are drawn and promising areas for further research are proposed.

2 A new heavy-tailed distribution: the generalized lognormal distribution

We propose the GLN , defined as in (1), from an parent lognormal distribution $F(\mu, \sigma)$.

Let be Z_0 a random variable with Gaussian density $\phi_\theta(z)$ and distribution function $\Phi_\theta(z)$, where $\theta = (\mu, \sigma)$, $-\infty < \mu < \infty$ and $\sigma > 0$. Then, the random variable $Z = \exp(Z_0)$ is said to be lognormal distributed. When the lognormal distribution F is used as the parent one, the Marshall and Olkin scheme for generalizing distributions given in (1) leads to the GLN distribution function given by

$$G_{\theta, \alpha}(x) = \frac{\Phi_\theta(\log x)}{1 - \bar{\alpha}\bar{\Phi}_\theta(\log x)},$$

where $\alpha > 0$, $\bar{\alpha} = 1 - \alpha$ and $\bar{\Phi}_\theta = 1 - \Phi_\theta$. By computing the first derivative of $G_{\theta, \alpha}(x)$ we obtain the corresponding density function

$$g_{\theta, \alpha}(x) = \frac{\alpha\phi_\theta(\log x)}{x [1 - \bar{\alpha}\bar{\Phi}_\theta(\log x)]^2}. \quad (3)$$

The following result is very useful to compute central moments of the GLN distribution.

Proposition 1 *Let be $X \sim GLN(\mu, \sigma, \alpha)$. Then, the k -th moment around the origin of the random variable X is given by*

$$\begin{aligned} \mu_k &\doteq E(X^k) = \int_0^1 \frac{\alpha \exp[k \Phi_\theta^{-1}(h)]}{(\bar{\alpha}h + \alpha)^2} dh \\ &= \alpha \exp(k\mu) \int_0^1 \frac{\exp[k\sigma \operatorname{erf}^{-1}(2h - 1)]}{(\bar{\alpha}h + \alpha)^2} dh, \end{aligned} \quad (4)$$

where $\text{erf}(\cdot)$ is the error function.

The proof can be found in the Appendix. Table 1 contains values for μ_k ($k = 1, 2, 3$), the variance and skewness coefficient, Sk , in a $GLN(0, 1, \alpha)$ distribution for several values of α . The skewness coefficient Sk is given by

$$Sk = \frac{E(X - EX)^3}{\text{Var}(X)^{3/2}}. \quad (5)$$

Remark: Observe that the computation of $E(Y)$ in the case $c = \infty$ is reduced to find $E(X)$. Such calculus can be obtained with the help of Proposition 1.

Table 1: Moments for $GLN(0, 1, \alpha)$ distributions.

α	μ_1	μ_2	μ_3	Var	Sk
0.1	0.4766	0.9673	9.3901	0.7401	12.9140
0.2	0.6945	1.81272	18.6479	1.3303	10.1278
0.3	0.8662	2.6036	27.8079	1.8532	8.8554
0.4	1.0125	3.3564	36.8851	2.3310	8.0824
0.5	1.1420	4.0795	45.8893	2.7751	7.5472
0.6	1.2592	4.7781	54.8276	3.1924	7.1476
0.7	1.3966	5.4560	63.7055	3.5876	6.8339
0.8	1.4668	6.1158	72.5274	3.9641	6.5789
0.9	1.5604	6.7596	81.2969	4.3245	6.3661
1	1.6487	7.3890	90.0171	4.6707	6.1848
10	4.9431	45.1616	779.502	20.7270	3.7233
20	6.5852	73.7568	1444.70	30.3908	3.3349
30	7.7178	97.1450	2955.61	37.5798	3.1505
40	8.6045	117.5260	2630.04	43.4881	3.0350
50	9.3422	135.8610	3177.03	48.5843	2.9530
60	9.9785	152.6790	3702.12	53.1089	2.8904
70	10.5408	168.3120	4209.03	57.2042	2.8404
80	11.0462	182.9820	4700.42	60.9628	2.7990
90	11.5066	196.8510	5178.32	64.4484	2.7640

2.1 Parameter estimation

From (3), the log-likelihood of the sample $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ reads as follows:

$$l(\mathbf{x}; \mu, \sigma, \alpha) = n \log \alpha + \sum_{i=1}^n \log \phi_{\theta}(\log x_i) - 2 \sum_{i=1}^n \log [1 - \bar{\alpha} \bar{\Phi}_{\theta}(\log x_i)].$$

The normal equations for the maximum likelihood estimation are then obtained by

$$\begin{aligned} \frac{\partial l}{\partial \mu} &= \frac{n}{\sigma^2} (\bar{u} - \mu) + 2\bar{\alpha} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_{\theta}(u_i)}{D_i} = 0, \\ \frac{\partial l}{\partial \sigma} &= -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n u_i^2 + \frac{n\mu^2}{\sigma^3} - \frac{2n\mu}{\sigma^3} \bar{u} + \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_{\theta}(u_i)}{D_i} \\ &\quad - \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_{\theta}(u_i)}{D_i} = 0, \\ \frac{\partial l}{\partial \alpha} &= \frac{n}{\alpha} - 2 \sum_{i=1}^n \frac{\bar{\Phi}_{\theta}(u_i)}{D_i} = 0, \end{aligned}$$

where $u_i = \log x_i$, $\bar{u} = n^{-1} \sum_{i=1}^n u_i$ and $D_i = 1 - \bar{\alpha} \bar{\Phi}_{\theta}(u_i)$.

With the help of a proper software, the ML-estimates are easily found. A well established procedure for the numerical resolution of normal equations consists in taking as initial points those obtained by the approximation derived from $\text{erf}^{-1}(x) \approx z\sqrt{\pi}/2$ and expanding the kernel of the integrand in (4) by second-order series. Thus

$$\begin{aligned} \mu_1 &\simeq \alpha \exp(\mu) \frac{24(1 + \alpha^2) - 4\sqrt{2\pi}\sigma(\alpha^2 - 1) + \pi\sigma^2(1 + \alpha)^2}{3(1 + \alpha)^4}, \\ \mu_2 &\simeq \alpha \exp(2\mu) \frac{4(6(1 + \alpha)^2 + 2\sqrt{2\pi}\sigma(\alpha^2 - 1) + \pi\sigma^2(1 + \alpha)^2)}{3(1 + \alpha)^4}, \\ \mu_3 &\simeq \alpha \exp(3\mu) \frac{8(1 + \alpha^2) + 4\sqrt{2\pi}\sigma(\alpha^2 - 1) + 3\pi\sigma^2(1 + \alpha)^2}{(1 + \alpha)^4}. \end{aligned}$$

The scoring method works now well to solve the above normal equations (see Klugman *et al.*, 2008). These normal equations are solved using the scoring method (see Klugman *et al.*, 2008), and the need to use second order derivatives is avoided by applying the Newton-Raphson method. The Appendix shows the second order derivatives of the log-likelihood which are needed to obtain the Fisher information matrix.

Example [continued] The data set analysed in Klugman (1986) and presented in Section 1 is now revisited. The estimates and the maximized log-likelihood values obtained are shown in Table 2, which shows that the best fit

to the data is provided by the *GLN* distribution, which produces the lowest AIC value.

Table 2: Estimated parameters, standard errors and AIC for data in example.

Distribution	Parameters	Standard Errors	L_{\max}	AIC
GE	$\alpha = 0.67$	0.122		
	$\lambda = 0.002$	0.0002	-2741.63	5487.3
Weibull	$\theta = 0.99$	0.035		
	$\beta = 402.44$	21.71	-2744.13	5492.3
Lognormal	$\mu = 5.50$	0.05		
	$\sigma = 0.974$	0.035	-2702.08	5408.2
GLN	$\mu = 5.874$	0.263		
	$\sigma = 0.972$	0.039		
	$\alpha = 0.51$	0.237	-2700.56	5407.1

The expected value for $E(Y_c)$ is computed for different values of c . The claim amount, X , is therefore described by the *GLN*, Lognormal, Weibull and *GE* models, where *GE* is the generalized exponential distribution from Marshall and Olkin (1997). The results are shown in Table 3. Comparison with the empirical values shows that there is little difference between the fits of the standard lognormal and the *GLN* distributions, but the latter seems to provide a better fit in the middle part of the data set. This is confirmed by the P-P plot shown in Figure 2.

In summary, the *GLN* model can adopt a flexible set of density forms, and so it is very suitable for describing a data set like this. It not only improves the data fit with a lognormal distribution, but also the fit with other, alternative models.

3 Some other useful properties of the *GLN* distribution

Some properties of the *GLN* distributions are set below. They referred to the most commonly used characteristics of a probability distribution and they could be useful for further applications.

The proof of this result can be found in Appendix.

Proposition 2 *The *GLN* distribution verifies the following properties:*

1. It is unimodal, for all feasible values of its parameters $\mu \in \mathbb{R}, \sigma > 0, \alpha > 0$.

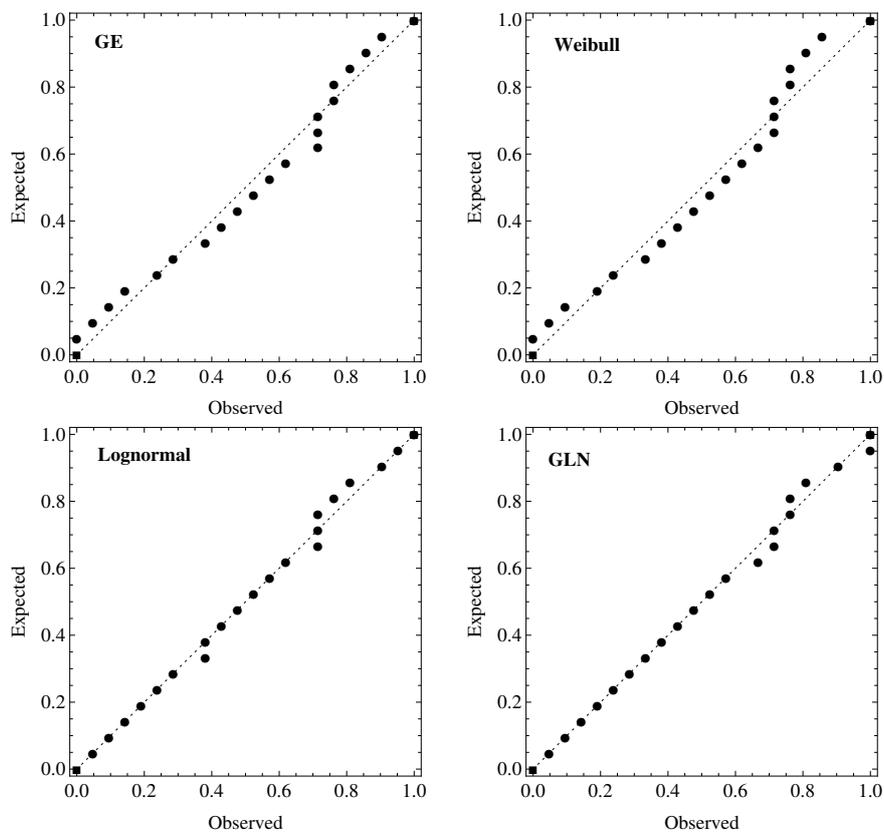


Figure 2: P-P plots for the data set in Klugmann (1986) for the different models considered.

2. It is verified that

$$G_{0,1,\alpha}(x) = 1 - G_{0,1,\alpha^{-1}}(x^{-1}),$$

for all $x > 0$.

3. Denoting by $\mu_k(\mu, \sigma, \alpha) = E(X^k)$, where X is GLN distributed, then:

- a) $\mu_1(\mu, \sigma, \alpha) = \exp(\mu) \mu_1(0, \sigma, \alpha)$,
- b) $\mu_k(\mu, \sigma, \alpha) = \exp(k\mu) \mu_k(0, k\sigma, \alpha)$,
- c) $Var(\mu, \sigma, \alpha) = \exp(2\mu) Var(0, \sigma, \alpha)$.

Finally, the quantiles $\gamma(x_\gamma)$ of a GLN distribution are given by

$$x_\gamma = \exp \left[\Phi_\theta^{-1} \left(\frac{\alpha\gamma}{1 - \bar{\alpha}\gamma} \right) \right], \quad (6)$$

Table 3: Limited expected values for the different models considered

i	c_i	Empirical	GE	Weibull	Lognormal	GLN
1	25	25	24.12	24.24	24.94	24.96
2	50	48	46.58	47.05	49.28	49.43
3	75	71	67.53	68.48	72.34	72.67
4	100	91	87.09	88.62	93.81	94.25
5	150	126	153.28	125.34	131.80	132.10
6	200	153	204.97	157.56	163.76	163.50
7	250	177	245.25	186.40	190.66	189.16
8	300	196	277.05	211.66	213.39	211.54
9	400	226	302.31	253.65	249.29	246.09
10	500	250	322.48	286.35	275.93	271.92
11	600	267	338.64	311.82	296.16	291.83
12	700	281	351.63	331.65	311.85	307.58
13	800	292	362.10	347.08	342.22	320.27
14	900	300	362.47	359.09	334.13	330.67
15	1000	306	380.30	368.43	342.17	339.30
16	1250	321	391.04	383.70	356.61	355.43
17	1500	332	401.20	391.84	365.90	366.41
18	2000	349	404.80	398.50	376.55	379.92
19	2500	357	406.09	400.39	382.02	387.50
20	3000	360	406.71	400.93	385.09	392.10
21	4000	361	406.79	401.13	388.11	397.04

where $\Phi_\theta^{-1}(\cdot)$ is the quantile function of the normal distribution function $\Phi_\theta(x)$. In particular, the median, Me , is given by

$$Me = \exp \left[\Phi_\theta^{-1} \left(\frac{\alpha}{1 + \alpha} \right) \right]. \quad (7)$$

Numerical values for (6) and (7) can be easily computed by using the instruction `InverseCDF[NormalDistribution[μ, σ, γ]]`, which is available within the `Mathematica`[©] package. As expression (7) shows, Me increases with α . At the limit values of α , when $\alpha \rightarrow \infty$, then $Me \rightarrow \infty$; and when $\alpha \rightarrow 0$, then $Me \rightarrow 0$. Thus, it is shown that there are no limit distributions, and the right or left tail probabilities increase for $\alpha > 1$ and $0 < \alpha < 1$, respectively.

4 Conclusions

In this paper, the generalized lognormal distribution, *GLN*, has been introduced. The *GLN* is a generalization of the lognormal distribution, which is contained in the new set for the additional parameter value $\alpha = 1$. The given example shows that this new model can compete with some of the most well-known available models reasonably, and that it should be considered in data-fitting, due to its flexibility.

A generalized distribution by the Marshall and Olkin method preserves some of the properties of the original family. As a consequence, the *GLN* distribution maintains some desirable properties for risk-theory, as heavy-tailed profile and sub-exponential belonging. This way, its application on fitting data of this kind, the study of properties of its hazard rate function or its extension to higher dimensions could be interesting for future researches.

Acknowledgments

VG is partially funded by Junta de Andalucía (project SEJ-02814). VG, EGD and FJVP are partially funded by Ministerio de Economía y Competitividad, Spain, under project ECO2013-47092.

References

- Beirlant, J., Matthys, G., and Dierckx, G. (2001). Heavy-tailed distributions and rating. *Astin Bulletin*, 31, 1, 37–58.
- Blishke, W. and Murthy, D. (2000). *Reliability: Modeling, Prediction, and Optimization*. Wiley.
- Chen, G. (1995). Generalized log-normal distributions with reliability application. *Computational Statistics and Data Analysis*, 19, 309–319.
- Dutta, K. and Perry, J. (2006). A tale of tails: an empirical analysis of loss distribution models for estimating operational risk capital. *Federal Reserve Bank of Boston, Working Paper*, 06–13, 2006 Series.
- García, V., Gómez-Déniz, E., and Vázquez-Polo, F.J. (2010). A new skew generalization of the Normal distribution: properties and applications. *Computational Statistics and Data Analysis*, 54, 2021–2034.
- Ghitany, M.E. (2005). Marshall-Olkin extended Pareto distribution and its applications. *International Journal of Applied Mathematics*, 18, 17–32.
- Ghitany, M.E., Al-Awadhi, F.A., and Alkhalfan, L.A. (2007). Marshall-Olkin extended Weibull distribution and its applications to censored data. *Communications to Statistics: Theory and Methods*, 36, 1855–1866.

- Ghitany, M.E., Al-Hussaini, E.K., and Al-Jarallah, R.A. (2005). Marshall-Olkin extended Lomax distribution and its applications to censored data. *Journal of Applied Statistics*, 32, 1025–1034.
- Gómez-Déniz, E. (2010). Another generalization of the geometric distribution. *Test*, 19, 399–415.
- Gupta, R.C., Gupta, P.L., and Gupta, R.D. (1998). Modeling failure time data by Lehmann alternatives. *Communications in Statistics: Theory and Methods*, 27, 887–904.
- Gupta, R.D. and Kundu, D. (1999). Generalized Exponential Distributions. *Australian and New Zealand Journal of Statistics*, 41, 2, 173–188.
- Hogg, R.V. and Klugman, S.A. (1984). *Loss Distributions*. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.
- Jose, K.K., Naik, S.R., and Ristić, M.M. (2010). Marshall-Olkin q -Weibull distribution and max-min processes. *Statistical Papers*, 51, 837–851.
- Klugman, S.A. (1986). Loss distributions. In *Actuarial Mathematics. Proceedings of Symposia in Applied Mathematics*. American Mathematical Society, pp. 31–55.
- Klugman, S.A., Panjer, H.H., and Willmot, G.E. (2008). *Loss models: from data to decisions*, Wiley.
- Lehmann, E.L. (1959). The power of rank test. *Annals of Mathematical Statistics*, 24, 23–43.
- Marshall, A.W. and Olkin, I. (1997). A new method for adding a parameter to a family of distributions with application to the exponential and Weibull families. *Biometrika*, 84, 3, 641–652.
- Martín, J. and Pérez, C.J. (2009). Bayesian analysis of a generalized log-normal distribution. *Computational Statistics and Data Analysis*, 53, 1377–1387.
- Prendergast, J., O’Driscoll, E., and Mullen, E. (2005). Investigation into the correct statistical distribution for oxide breakdown over oxide thickness range. *Microelectronics Reliability*, 45, 5–6, 973–977.
- Rolski, T., Schmidli, H. Schmidt, V., and Teugel, J. (1999). *Stochastic processes for insurance and finance*. John Wiley & Sons.
- Sarabia, J.M. and Castillo, E. (2005). About a class of max-stable families with applications to income distributions. *Metron*, LXIII, 3, 505–527.

Sobkowicz, P; Thelwall, M.; Buckley, K.; Paltoglou, G., and Sobkowicz, A. (2013). Lognormal distributions of user post lengths in Internet discussions - a consequence of the Weber-Fechner law? *EPJ Data Science* 2013, 2:2. Available at <http://www.epjdatascience.com/content/2/1/2>.

Appendix

A1: Proof of Proposition 1

The k -th moment around the origin is defined by

$$\mu_k = \int_0^{\infty} x^k g_{\theta, \alpha}(x) dx.$$

We term $h = \Phi_{\theta}(\log x)$, and thus $dh = \phi_{\theta}(t) dt$ and $t = \Phi_{\theta}^{-1}(h)$. Then, we can write

$$\mu_k = \int_0^1 \frac{\alpha \exp[k \Phi_{\theta}^{-1}(h)]}{(\bar{\alpha}h + \alpha)^2} dh.$$

In order to prove the second expression (4), it is only necessary to consider the relationship

$$\Phi_{\theta}^{-1}(h) = \mu + \sigma \operatorname{erf}^{-1}(2h - 1),$$

and the proof is completed.

A2: Proof of Proposition 2

Here, we provide a brief sketch of the proof of Proposition 2.

By taking the derivative of (3) and equating to zero, we obtain the equation,

$$(\mu - \log Mo - \sigma^2) [1 - \bar{\alpha} \bar{\Phi}_{\theta}(\log Mo)] - 2\bar{\alpha} \sigma^2 \phi_{\theta}(\log Mo) = 0. \quad (8)$$

Now, assume the function

$$\Psi(x) = (\mu - \log x - \sigma^2) [1 - \bar{\alpha} \bar{\Phi}_{\theta}(\log x)] - 2\bar{\alpha} \sigma^2 \phi_{\theta}(\log x).$$

It is simple to verify that $\Psi(0^+) = \infty$, $\Psi(\infty) = -\infty$ and $\Psi(x)$ is a continuous function. Then, we obtain that

$$\Psi'(x) = \frac{1}{x} [\bar{\alpha} (\bar{\Phi}_{\theta}(\log x) + (\log x - (\mu + \sigma^2)) \phi_{\theta}(\log x)) - 1].$$

As $\bar{\alpha} < 1$, the desired result follows if it can be shown that

$$\bar{\Phi}_{\theta}(z) + \phi_{\theta}(z) (z - (\mu + \sigma^2)) < 1,$$

or equivalently

$$\phi_{\theta}(z) (z - (\mu + \sigma^2)) < \Phi_{\theta}(z), \quad (9)$$

with $z = \log x \in \mathbb{R}$. To this end, we firstly consider $z > \mu + \sigma^2$ and then observe that the left-hand side in (9) coincides with the area of a rectangle

with base $[\mu + \sigma^2, z]$ and height $\phi_\theta(z)$, constructed under pdf curve $\phi_\theta(z)$. Trivially, this area is smaller than the total area under $\phi_\theta(z)$ in the interval $(-\infty, z]$. Secondly, if $z \leq \mu + \sigma^2$, then $\phi_\theta(z)(z - (\mu + \sigma^2)) < 0$. Therefore, we conclude that $\Psi'(x) < 0$, so then $\Psi(x)$ is a decreasing function on x and the solution to equation (8) is unique and the unimodality is proven.

The proof of (6) is direct, from (3). From (4), expression (6) is direct. Hence, expression (6) is derived. Finally, note that

$$\begin{aligned} Var(\mu, \sigma, \alpha) &= \mu_2(\mu, \sigma, \alpha) - \mu_1^2(\mu, \sigma, \alpha) \\ &= \exp(2\mu) \mu_2(0, \sigma, \alpha) - \exp(2\mu) \mu_1^2(0, \sigma, \alpha), \end{aligned}$$

and the proof is completed.

A3: Second-order derivatives of the log-likelihood function

After some algebraic simplification, they can be written as

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 l}{\partial \mu^2} &= -\frac{n}{\sigma^2} + \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} - \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} + 2\bar{\alpha}^2 \sum_{i=1}^n \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2. \\ \frac{\partial^2 l}{\partial \mu \partial \sigma} &= -\frac{2n}{\sigma^3} (\bar{u} - \mu) - \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n \frac{u_i^2 \phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \\ &\quad - \frac{4\bar{\alpha}\mu}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\bar{\alpha}^2}{\sigma} \sum_{i=1}^n u_i \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2 - \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2. \\ \frac{\partial^2 l}{\partial \mu \partial \alpha} &= -2 \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} - 2\bar{\alpha} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i) \bar{\Phi}_\theta(u_i)}{D_i^2}. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial^2 l}{\partial \sigma^2} &= \frac{n}{\sigma^2} - \frac{3}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n u_i^2 - \frac{3n\mu^2}{\sigma^4} + \frac{6n\mu}{\sigma^4} \bar{u} - \frac{4\bar{\alpha}}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n \frac{u_i^3 \phi_\theta(u_i)}{D_i} \\
&\quad + \frac{2\bar{\alpha}\mu^2}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} - \frac{4\bar{\alpha}\mu}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n \frac{u_i^2 \phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n \left(\frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2 \\
&\quad - \frac{4\bar{\alpha}^2 \mu}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n u_i \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2 + \frac{4\bar{\alpha}\mu}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} - \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma^4} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \\
&\quad + \frac{2\bar{\alpha}\mu^2}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2 \\
\frac{\partial^2 l}{\partial \sigma \partial \alpha} &= -\frac{2}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i)}{D_i} + \frac{2\mu}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} - \frac{2\bar{\alpha}}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{u_i \phi_\theta(u_i) \bar{\Phi}_\theta(u_i)}{D_i^2} \\
&\quad + \frac{2\bar{\alpha}\mu}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_\theta(u_i) \bar{\Phi}_\theta(u_i)}{D_i^2}. \\
\frac{\partial^2 l}{\partial \alpha^2} &= -\frac{n}{\alpha^2} + 2 \sum_{i=1}^n \left(\frac{\phi_\theta(u_i)}{D_i} \right)^2.
\end{aligned}$$

The elements of the observed information matrix are minus the second-order partial derivatives for the log-likelihood with respect to the parameters and the elements of the expected information matrix are the expected values of their corresponding above elements.

Volumen 18 (diciembre de 2014)

Editorial

Páginas 3–4

Determinants of Initial Public Offerings: The Case of Poland

Factores determinantes de una opción pública de venta (OPV): el caso de Polonia

Meluzin, Tomáš; Zinecker, Marek; Łapińska, Justyna

Páginas 5–17

Estimación del impacto económico del sector eólico en Galicia en el período 2000-2010

Estimation of the economic impact of the wind energy sector in Galicia during 2000-2010

Varela Vázquez, Pedro; Sánchez Carreira, María del Carmen; Pereira López, Xesús

Páginas 18–33

Brechas salariales por etnia y ubicación geográfica en Santiago de Cali

Wage Gap by Geographic Location and Ethnicity in Cali (Colombia)

Mora, Jhon James; Arcila, Andrés Mauricio

Páginas 34–53

Estimación del precio de oferta de la energía eléctrica en Colombia mediante inteligencia artificial

Estimating the Spot Market Price Bid in Colombian Electricity Market by Using Artificial Intelligence

Hurtado Moreno, Laura; Quintero Montoya, Olga Lucía; García Rendón, John Jairo

Páginas 54–87

Intensidad exportadora e interacción entre fortalezas del marketing mix: un análisis basado en redes neuronales artificiales

Export Intensity and Interaction between Marketing Mix: An Analysis based on Artificial Neural Networks

Gutiérrez-Villar, Belén; Montero-Simó, María José; Araque-Padilla, Rafael Ángel;

Castro-González, Pilar

Páginas 88–111

New Strategies to Improve the Accuracy of Predictions based on Monte Carlo and Bootstrap Simulations: An Application to Bulgarian and Romanian Inflation

Nuevas estrategias para mejorar la exactitud de las predicciones de inflación en Rumanía y Bulgaria usando simulaciones Monte Carlo y Bootstrap

Simionescu, Mihaela

Páginas 112–129

Concepción de un procedimiento para la planificación y control de la producción haciendo uso de herramientas matemáticas

Design of a Process for Planning and Controlling Production by Using Mathematical Tools

Tamayo García, Amelia; Urquiola García, Idalianys

Páginas 130–145

On Modelling Insurance Data by Using a Generalized Lognormal Distribution

Sobre la modelización de datos de seguros usando una distribución lognormal generalizada

García, Victoriano J.; Gómez-Déniz, Emilio; Vázquez-Polo, Francisco J.

Páginas 146–162